**Universidade de São Paulo
Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”**

**Choques de oferta e política monetária na economia brasileira: Uma análise
do impacto dos preços das *commodities* na inflação entre 2002 e 2014**

Aniela Fagundes Carrara

Tese apresentada para obtenção do título de Doutora em
Ciências. Área de concentração: Economia Aplicada

**Piracicaba
2016**

Aniela Fagundes Carrara
Bacharel em Ciências Econômicas

**Choques de oferta e política monetária na economia brasileira: Uma análise
do impacto dos preços das *commodities* na inflação entre 2002 e 2014**

Orientador:
Prof. Dr. GERALDO SANT'ANA DE CAMARGO BARROS

Tese apresentada para obtenção do título de Doutora em Ciências.
Área de concentração: Economia Aplicada

**Piracicaba
2016**

**Dados Internacionais de Catalogação na Publicação
DIVISÃO DE BIBLIOTECA - DIBD/ESALQ/USP**

Carrara, Aniela Fagundes

Choques de oferta e política monetária na economia brasileira: Uma análise do impacto dos preços das *commodities* na inflação entre 2002 e 2014 / Aniela Fagundes Carrara. -- Piracicaba, 2016.

173 p. : il.

Tese (Doutorado) - - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz".

1. Inflação 2. Choques de oferta 3. Preços das *commodities* 4. Política monetária
I. Título

CDD 332.46
C313c

"Permitida a cópia total ou parcial deste documento, desde que citada a fonte – O autor"

AGRADECIMENTOS

Ao meu orientador, Prof. Geraldo Sant' Ana de Camargo Barros, pela paciência, pelo incentivo e por toda a ajuda que foi essencial para a realização deste estudo. Nem sei como agradecer todo o apoio que tive desde a definição do tema até a finalização do trabalho e por tudo que aprendi ao longo deste processo.

Aos professores Alexandre Nunes de Almeida e Cassiano Bragagnolo pelas importantes sugestões e pela disponibilidade de participar da minha banca de qualificação.

À professora Mirian Rumenos Piedade Bacchi que além de participar da banca de qualificação com valiosas contribuições, me ajudou muito com a estimação do modelo, principalmente com as rotinas do programa RATS. Faltam-me palavras para agradecer tamanha ajuda.

À coordenadora de comunicação do CEPEA Ana Paula Silva Ponchio por intermediar meu contato com o pessoal da Thomson Reuters e me ajudar a obter dados que foram muito importantes para a realização deste estudo.

À Thomson Reuters pelos dados fornecidos e ao funcionário Fabio Lefort, que sempre foi muito solícito, me ajudando prontamente na solução de dúvidas e na obtenção de informações.

Às funcionárias do CEPEA Elizângela, Vanessa e em especial à Luciane pela atenção e pela disposição de sempre ajudar.

A todos os professores e funcionários do Programa de Pós Graduação em Economia Aplicada (PPGEA) da ESALQ/USP, em especial às funcionárias Maielli e Aline por toda a ajuda ao longo do curso.

Aos funcionários da Biblioteca da Economia, da Biblioteca Central e do serviço de empréstimo de livros entre bibliotecas, sem a ajuda de vocês não seria possível a realização deste trabalho.

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

Em especial aos meus pais, à minha irmã e a toda minha família, pelo carinho e compreensão. Sempre presentes, mesmo quando estávamos distantes fisicamente. E ao Tiago, a quem nem sei como agradecer por sempre estar presente nos momentos em que mais preciso e por me apoiar a mais de uma década em todas as escolhas que faço.

Aos amigos da pós-graduação, com os quais tive o privilégio de conviver. Especialmente aos amigos, Nathalia, Kellen e Leandro Carvalho, pelos momentos de estudos, pelas conversas e pelas risadas.

Às amigas, Valéria, Gisele, Jaqueline, Adriana, Sara e Franciele que mesmo distantes sempre me deram força.

Enfim, a todos que direta ou indiretamente contribuíram para a conclusão deste trabalho, o meu MUITO OBRIGADA.

A ciência nunca resolve um problema sem criar pelo menos outros dez
George Bernard Shaw

A persistência é o menor caminho para o êxito
Charles Chaplin

SUMÁRIO

RESUMO	9
ABSTRACT	11
LISTA DE FIGURAS	13
LISTA DE QUADROS	17
LISTA DE TABELAS	19
1 INTRODUÇÃO	21
2 CHOQUES DE OFERTA E POLÍTICA MONETÁRIA	29
2.1 Choques de oferta e os movimentos nos preços das <i>commodities</i>	29
2.1.1 Breve retrospecto da movimentação nos preços das <i>commodities</i> a nível mundial.....	30
2.2 Os choques de oferta provocados pelos preços das <i>commodities</i> e a política monetária...	33
3 A POLÍTICA MONETÁRIA BRASILEIRA E SEUS MODELOS MACROECONÔMICOS	37
3.1 A curva de Phillips e o seu papel	44
3.2 A curva IS e o seu papel	45
3.3 A função de reação do Banco Central e o seu papel	47
3.4 Os choques de oferta e a política monetária brasileira	51
4 DADOS E METODOLOGIA	57
4.1 Equações e dados utilizados	57
4.1.1 Curva de Phillips	57
4.1.2 Curva IS	60
4.1.3 Função de reação do Banco Central	62
4.2 Métodos	65
4.2.1 Teste de raiz unitária	65
4.2.1.1 Teste aumentado de Dickey-Fuller (ADF)	65
4.2.1.2 Teste de Dickey Fuller Generalized Least Square (DF-GLS)	66
4.2.1.3 Teste KPSS	67
4.2.2 Teste de cointegração	67
4.2.2.1 Teste de cointegração de Johansen	69
4.2.3 Vetores Autorregressivos (VAR)	70
4.2.3.1 Modelos estruturais SVAR e SVEC	74
5 RESULTADOS	77
5.1 Análise gráfica	77

5.2 Resultados econométricos	82
5.2.1 Resultados dos testes de Raíz Unitária	82
5.2.2 Resultados dos testes de cointegração	84
5.2.3 Resultados dos modelos estimados por Auto-Regressão Vetorial com Correção de Erros na versão estrutural (SVEC)	86
5.2.3.1 Resultados do modelo estimado para a curva de Phillips	86
5.2.3.1.1 Resultados da decomposição da variância do erro de previsão para a curva de Phillips	88
5.2.3.1.2 Funções impulso resposta para a curva de Phillips	90
5.2.3.1.3 Decomposição histórica da variância do erro de previsão do IPCA	93
5.2.3.2 Resultados do modelo estimado para a curva IS	98
5.2.3.2.1 Resultados da decomposição da variância do erro de previsão para a curva IS	100
5.2.3.2.2 Funções impulso resposta para a curva IS	101
5.2.3.2.3 Decomposição histórica da variância do erro de previsão do hiato do produto	106
5.2.3.3 Resultados do modelo estimado para a função de reação do Banco Central A	110
5.2.3.3.1 Resultados da decomposição da variância do erro de previsão para a função de reação A	112
5.2.3.3.2 Funções impulso resposta para a função de reação A	113
5.2.3.3.3 Decomposição histórica da variância do erro de previsão da taxa Selic efetiva obtida pela função de reação A	116
5.2.3.4 Resultados do modelo estimado para a função de reação B	120
5.2.3.4.1 Resultados da decomposição da variância do erro de previsão para a função de reação B	122
5.2.3.4.2 Funções impulso resposta para a função de reação B	123
5.2.3.4.3 Decomposição histórica da variância do erro de previsão da taxa Selic efetiva obtida pela função de reação B	127
6 DISCUSSÃO E CONCLUSÕES FINAIS	133
REFERÊNCIAS	137
ANEXOS	159

RESUMO

Choques de oferta e política monetária na economia brasileira: Uma análise do impacto dos preços das *commodities* na inflação entre 2002 e 2014

Há mais de uma década o controle dos níveis de preço na economia brasileira é realizado dentro do escopo do Regime de Metas de Inflação, que utiliza modelos macroeconômicos como instrumentos para guiar as tomadas de decisões sobre política monetária. Após um período de relativo êxito (2006 - 2009), nos últimos anos apesar dos esforços das autoridades monetárias na aplicação das políticas de contenção da inflação, seguindo os mandamentos do regime de metas, esta tem se mostrado resistente, provocando um debate em torno de fatores que podem estar ocasionando tal comportamento. Na literatura internacional, alguns trabalhos têm creditado aos choques de oferta, especialmente aos desencadeados pela variação dos preços das *commodities*, uma participação significativa na inflação, principalmente em economias onde os produtos primários figuram como maioria na pauta exportadora. Na literatura nacional, já existem alguns trabalhos que apontam nesta mesma direção. Sendo assim, buscou-se, como objetivo principal para o presente estudo, avaliar como os choques de oferta, mais especificamente os choques originados pelos preços das *commodities*, têm impactado na inflação brasileira e como e com que eficiência a política monetária do país tem reagido. Para tanto, foi estimado um modelo semiestrutural contendo uma curva de Phillips, uma curva IS e duas versões da Função de Reação do Banco Central, de modo a verificar como as decisões de política monetária são tomadas. O método de estimação empregado foi o de Autorregressão Vetorial com Correção de Erro (VEC) na sua versão estrutural, que permite uma avaliação dinâmica das relações de interdependência entre as variáveis do modelo proposto. Por meio da estimação da curva de Phillips foi possível observar que os choques de oferta, tanto das *commodities* como da produtividade do trabalho e do câmbio, não impactam a inflação imediatamente, porém sua relevância é crescente ao longo do tempo chegando a prevalecer sobre o efeito autorregressivo (indexação) verificado. Estes choques também se apresentaram importantes para o comportamento da expectativa de inflação, produzindo assim, uma indicação de que seus impactos tendem a se espalhar pelos demais setores da economia. Através dos resultados da curva IS constatou-se a forte inter-relação entre o hiato do produto e a taxa de juros, o que indica que a política monetária, por meio da fixação de tal taxa, influencia fortemente a demanda agregada. Já por meio da estimação da primeira função de reação, foi possível perceber que há uma relação contemporânea relevante entre o desvio da expectativa de inflação em relação à meta e a taxa Selic, ao passo que a relação contemporânea do hiato do produto sobre a taxa Selic se mostrou pequena. Por fim, os resultados obtidos com a segunda função de reação, confirmaram que as autoridades monetárias reagem mais fortemente aos sinais inflacionários da economia do que às movimentações que acontecem na atividade econômica e mostraram que uma elevação nos preços das *commodities*, em si, não provoca diretamente um aumento na taxa básica de juros da economia.

Palavras-chave: Inflação; Choques de oferta; Preços das *commodities*; Política monetária

ABSTRACT

Supply shocks and monetary policy in the Brazilian economy: An analysis of the impact of commodity prices on inflation between 2002 and 2014

For more than a decade the control of price levels in the Brazilian economy is conducted within the scope of the regime of inflation targets, which utilizes macroeconomic models as tools to guide decision-making on monetary policy. After a period of relative success (2006 – 2009), in recent years, despite the efforts of monetary authorities in the application of inflation containment policies, following the commandments of the targeting regime, this has proven resilient, causing a debate about factors that may be causing this behavior. In the international literature, some studies have credited to supply shocks, especially those triggered by the change in commodity prices, a significant participation in inflation, especially in economies where the commodities are a large part of export basket. In the Brazilian literature, there are already some studies pointing in the same direction. Therefore, it sought to the main objective of this study to evaluate how supply shocks, more specifically the shocks originated by commodity prices have impacted on Brazilian inflation and how and how efficiently monetary policy of the country has reacted. To this purpose, it estimated a semi-structural model containing a Phillips curve, an IS curve and two versions of the central bank's reaction function, so check how monetary policy decisions are taken. The estimation method used was the Vector autoregression with Error Correction (VEC) in its structural version, which allows a dynamic assessment of interdependence between the variables of the model. By estimating the Phillips curve it was observed that the supply shocks, both commodity as labor productivity and the exchange rate, do not impact inflation immediately, but its relevance is growing over time getting to prevail over the effect autoregressive (index) checked. These shocks also performed important to the inflation expectations, a possible indication that supply shocks may spread over other economic sectors. Through the results of the IS curve noted the strong inter-relationship between the output gap and the interest rate, which indicates that monetary policy, by setting interest rates, strongly influences aggregate demand. Through the estimation of the A reaction function, it was revealed that there is a relevant contemporary relationship between the deviation of expected inflation from the target and the Selic rate, while the contemporary relationship of the output gap over the Selic was proved to be small. Finally, the results obtained with the B reaction function, confirmed that the monetary authorities react more strongly to inflationary signs of the economy than the movements that happen in economic activities and showed that a rise in commodity prices does not lead directly an increase in basic interest rate of the economy.

Keywords: Inflation; Supply shocks; Commodity prices; Monetary policy

LISTA DE FIGURAS

Figura 1 - Comparação entre IPCA e CRB spot.....	52
Figura 2 - Trajetórias das categorias do índice de preço de <i>commodities</i> CRB	53
Figura 3 - Análise gráfica: séries usadas na curva de Phillips	78
Figura 4 - Análise gráfica: séries usadas na curva IS	80
Figura 5 - Análise gráfica: Séries usadas nas funções de reação do Banco Central.....	81
Figura 6 - Matriz de relação contemporânea estimada para o modelo da curva de Phillips....	87
Figura 7- Função impulso resposta: Resposta do IPCA a um choque no CRB	90
Figura 8 - Função impulso resposta: Resposta da expectativa presente para a inflação no próximo mês a um choque no CRB	91
Figura 9 - Função impulso resposta: Resposta do IPCA a um choque na expectativa	92
Figura 10 - Função impulso resposta: Resposta do IPCA a um choque na produtividade do trabalho.....	92
Figura 11 - Decomposição histórica da variância do erro de previsão do IPCA entre março de 2003 e abril de 2014.....	94
Figura 12 - Decomposição histórica da variância do erro de previsão do IPCA entre março de 2006 e abril de 2014.....	95
Figura 13 - Decomposição histórica da variância do erro de previsão do IPCA entre março de 2008 e abril de 2014.....	96
Figura 14 - Distribuição acumulada dos erros de previsão do IPCA para os períodos analisados	97
Figura 15 - Matriz de relação contemporânea estimada para o modelo da curva IS.....	99
Figura 16 - Função impulso resposta: Resposta do hiato do produto a um choque nos juros	102
Figura 17 - Função impulso resposta: Resposta do hiato do produto a um choque na NFSP	103
Figura 18 - Função impulso resposta: Resposta do hiato do produto a um choque no câmbio	104
Figura 19 - Função impulso resposta: Resposta do hiato do produto a um choque no índice CRB.....	104
Figura 20 - Função impulso resposta: Resposta do hiato do produto a um choque nas importações dos países da OCDE mais China.....	105

Figura 21 - Função impulso resposta: Resposta do hiato do produto a um choque na expectativa presente da inflação para o próximo mês	106
Figura 22 - Decomposição histórica da variância do erro de previsão do hiato do produto entre março de 2003 e abril de 2014	107
Figura 23 - Decomposição histórica da variância do erro de previsão do hiato do produto entre março de 2006 e abril de 2014	108
Figura 24 - Decomposição histórica da variância do erro de previsão do hiato do produto entre março de 2008 e abril de 2014	109
Figura 25 - Distribuição acumulada dos erros de previsão do hiato do produto para os períodos analisados	110
Figura 26 - Matriz de relação contemporânea estimada para o modelo da função de reação do Banco Central A	111
Figura 27 - Função impulso resposta: Resposta da Selic a um choque no desvio da expectativa da inflação em relação à meta (função de reação A)	114
Figura 28 - Função impulso resposta: Resposta da Selic a um choque no hiato do produto (função de reação A)	115
Figura 29 - Decomposição histórica da variância do erro de previsão da taxa Selic efetiva entre março de 2003 e abril de 2014 (Função de reação A)	117
Figura 30 - Decomposição histórica da variância do erro de previsão da taxa Selic efetiva entre março de 2006 e abril de 2014 (Função de reação A)	118
Figura 31 - Decomposição histórica da variância do erro de previsão da taxa Selic efetiva entre março de 2008 e abril de 2014 (Função de reação A)	119
Figura 32 - Distribuição acumulada dos erros de previsão da taxa Selic para os períodos analisados – função de reação A	120
Figura 33 - Matriz de relação contemporânea estimada para o modelo da função de reação do Banco Central B	121
Figura 34 - Função impulso resposta: Resposta da Selic a um choque no desvio da expectativa de inflação em relação à meta (função de reação B)	124
Figura 35 - Função impulso resposta: Resposta da Selic a um choque no hiato do produto (função de reação B)	125
Figura 36 - Função impulso resposta: Resposta da Selic a um choque no câmbio	126
Figura 37 - Função impulso resposta: Resposta da Selic a um choque no CRB	127
Figura 38 - Decomposição histórica da variância do erro de previsão da taxa Selic efetiva entre março de 2003 e abril de 2014 (Função de reação B)	128

Figura 39 - Decomposição histórica da variância do erro de previsão da taxa Selic efetiva entre março de 2006 e abril de 2014 (Função de reação B).....	129
Figura 40 - Decomposição histórica da variância do erro de previsão da taxa Selic efetiva entre março de 2008 e abril de 2014 (Função de reação B).....	130
Figura 41 - Distribuição acumulada dos erros de previsão da Selic para os períodos analisados – Função de reação B	131

LISTA DE QUADROS

Quadro 1 - Seleção de defasagens para o modelo da curva de Phillips, pelo critério de Akaike	164
Quadro 2 - Seleção de defasagens para o modelo da curva IS, pelo critério de Akaike.....	164
Quadro 3 - Seleção de defasagens para o modelo da função de reação do Banco Central A, pelo critério de Akaike.....	165
Quadro 4 - Seleção de defasagens para o modelo da função de reação do Banco Central B, pelo critério de Akaike.....	165

LISTA DE TABELAS

Tabela 1- Descrição das variáveis utilizadas na curva de Phillips	58
Tabela 2- Descrição das variáveis utilizadas na curva IS	61
Tabela 3- Descrição das variáveis utilizadas nas funções de reação do Banco Central	64
Tabela 4- Resultados dos testes de raiz unitária: ADF, ADF-GLS e KPSS	83
Tabela 5 - Resultado do teste de cointegração para as variáveis do modelo de oferta agregada (curva de Phillips)	85
Tabela 6 - Resultado do teste de cointegração para as variáveis do modelo de demanda agregada (curva IS)	85
Tabela 7 - Resultado do teste de cointegração para as variáveis da função de reação A	86
Tabela 8 - Resultado do teste de cointegração para as variáveis da função de reação B	86
Tabela 9 - Coeficientes estimados a partir da matriz de relação contemporânea do modelo de oferta agregada (curva de Phillips)	88
Tabela 10 - Decomposição da variância do IPCA	89
Tabela 11 - Coeficientes estimados a partir da matriz de relação contemporânea do modelo de demanda agregada (curva IS)	100
Tabela 12 - Decomposição da variância do hiato do produto	101
Tabela 13 - Coeficientes estimados a partir da matriz de relação contemporânea da função de reação A	112
Tabela 14 - Decomposição da variância da taxa Selic efetiva (função de reação A)	113
Tabela 15 - Coeficientes estimados a partir da matriz de relação contemporânea da função de reação B	122
Tabela 16 - Decomposição da variância da Selic efetiva (função de reação B)	123
Tabela 17 - Valores estimados do teste ADF para a identificação de raiz unitária	161
Tabela 18- Valores estimados do teste ADF-GLS para a identificação de raiz unitária	162
Tabela 19 – Valores estimados do teste KPSS para a identificação de raiz unitária	163
Tabela 20 - Decomposição da variância do CRB obtida pela curva de Phillips	166
Tabela 21 - Decomposição da variância do câmbio obtida pela curva de Phillips	166
Tabela 22 - Decomposição da variância da expectativa presente para a inflação no próximo mês obtida pela curva de Phillips	167
Tabela 23 - Decomposição da variância do hiato do produto obtida pela curva de Phillips .	167
Tabela 24 - Decomposição da variância da produtividade do trabalho obtida pela curva de Phillips	167

Tabela 25 - Decomposição da variância dos juros obtida pela curva IS.....	168
Tabela 26 - Decomposição da variância da NFSP obtida pela curva IS	168
Tabela 27 - Decomposição da variância do câmbio obtida pela curva IS	169
Tabela 28 - Decomposição da variância do índice CRB obtida pela curva IS.....	169
Tabela 29 - Decomposição da variância da expectativa presente da inflação para o próximo mês obtida pela curva IS	170
Tabela 30 - Decomposição da variância OCDECHINA obtida pela curva IS	170
Tabela 31 - Decomposição da variância do desvio da inflação em relação à meta obtida pela função de reação A	171
Tabela 32 - Decomposição da variância do hiato do produto obtida pela função de reação A	171
Tabela 33 - Decomposição da variância do desvio da inflação em relação à meta obtida pela função de reação B	172
Tabela 34 - Decomposição da variância do hiato do produto obtida pela função de reação B	172
Tabela 35 - Decomposição da variância do câmbio obtida pela função de reação B.....	173
Tabela 36 - Decomposição da variância do CRB obtida pela função de reação B	173

1 INTRODUÇÃO

O tema inflação está frequentemente presente nas discussões a respeito dos rumos das políticas econômicas, especialmente no Brasil pelo seu histórico de sérios problemas nessa área. Desde 2010, mesmo estando a economia distante das elevadíssimas taxas de inflação que predominaram na década de 1980 até a implantação do Plano Real, as autoridades monetárias têm encontrado certa dificuldade de manter as taxas de crescimento de preços em patamares aceitavelmente próximos à meta estipulada, o que torna a inflação um assunto incessantemente debatido e estudado.

O objetivo principal deste estudo é avaliar – no contexto do Regime de Metas de Inflação em vigor no Brasil - como os choques de oferta, mais especificamente os choques provenientes dos preços das *commodities*, têm impactado na inflação brasileira e como e com que grau de eficácia a política monetária do país tem reagido a esses choques¹.

O desenvolvimento deste trabalho visa suprir a falta de informações a respeito da participação dos choques de oferta, principalmente daqueles originados por variações nos preços das *commodities*, na determinação do nível de inflação do país. Existem muitos trabalhos que tratam dos choques de demanda que incidem na economia brasileira; já sobre os choques de oferta, a quantidade não é a mesma, sendo que quando se trata de tal tema as análises realizadas ficam restritas ao lado da oferta agregada da economia, são raros os estudos que fazem uma análise dos choques de oferta em um sentido mais abrangente, com o foco na observação do impacto destes sobre as principais variáveis da economia, assim como pretende-se fazer neste estudo.

A falta de pesquisas sobre este tema pode estar ligada ao fato da própria política monetária brasileira atribuir pouca relevância aos choques de oferta, uma vez que atua apenas sobre seus efeitos secundários e mantém seu foco principal de atuação sobre os choques provenientes do lado da demanda, como poderá ser verificado, com maior minúcia, na exposição que segue abaixo.

Desde a implantação do regime de metas de inflação, que vigora até hoje no país, o Banco Central do Brasil (Bacen) se vale de modelos macroeconômicos teóricos estabelecidos

¹ A inflação brasileira pode ser decomposta, segundo o relatório de inflação do Banco Central e de acordo com os seus modelos de projeção, em seis componentes: 1- variação cambial; 2- inércia relacionada à parcela da inflação que excedeu a meta, acumulada a partir do último trimestre; 3- diferença entre as expectativas de inflação dos agentes e a meta; 4- choque de oferta; 5-inflação de preços livres, excluídos os efeitos dos quatro itens anteriores e 6- inflação de preços administrados por contratos e monitorados, excetuando os efeitos do item 2 (Banco Central, 2013).

e testados no Brasil e no mundo para tomar suas decisões quanto à determinação da taxa de juros básica que deve conduzir a inflação à sua taxa desejada. Tais modelos estão inseridos no contexto do que Nobre e Moreira (2014) chamam de “Novo Consenso Macroeconômico”. Segundo tais autores, este consenso começou a emergir no final da década de 1980, no bojo da popularização do sistema de metas de inflação e da concordância da utilização da taxa de juros, por parte dos Bancos Centrais, como principal instrumento de política monetária, até mesmo em países onde o regime de metas não é adotado.

A existência deste “Novo Consenso Macroeconômico” não significou o fim dos debates a respeito de diversos aspectos existentes dentro da macroeconomia. Ele apenas passou a indicar que há um núcleo dentro de tal setor, sobre o qual existe certa concordância por parte dos teóricos e dos formuladores de políticas (TAYLOR, 1997). Para Taylor (1997), esse consenso teria emergido de recentes debates entre keynesianos, monetaristas, partidários da teoria do ciclo real de negócios e das expectativas racionais.

Os modelos macroeconômicos utilizados pelo Bacen tomam como base os modelos desenvolvidos por Bogdanski, Tombini e Werlang (2000), cujos principais componentes são as equações de demanda agregada, de oferta agregada e a que expressa uma regra de política monetária.

Dentro do contexto da política monetária brasileira, os choques de demanda têm sido modelados, por meio das equações utilizadas pelo Bacen, como deslocamentos na demanda agregada provenientes de mudanças não antecipadas na política monetária e fiscal ou de choques exógenos em algum dos seus agregados (consumo, investimento, exportações, por exemplo).

Os choques de oferta, por outro lado, são considerados surpresas que influenciam diretamente as condições de produção, como por exemplo, variações na safra agrícola, na produção de energia, na produtividade das empresas ou nos termos de troca (resultantes de saltos nos preços de *commodities*, por exemplo), entre outros. Tais choques podem ser positivos como melhoramentos tecnológicos ou negativos como desastres climáticos, sendo que sua relevância depende da sua magnitude e do seu tempo de permanência. Se o choque de oferta for positivo, como ganhos com produtividade, ele acaba por contribuir para aumentar a oferta agregada, o que ajuda a política monetária a manter os preços estáveis. Porém, se o choque for negativo, como por exemplo, a quebra de uma safra, que retrai a oferta, a política monetária pode enfrentar um *trade off* entre estabilizar o produto e controlar a inflação. (BACEN, 2011a e SHAPIRO, 1987).

Enquanto a política monetária de fixação dos juros – coadjuvada por uma política fiscal compatível - tem teoricamente influência direta sobre os efeitos dos choques de demanda, conforme preconizam as considerações em torno da chamada curva IS nos modelos keynesianos, o controle dos choques de oferta está sujeito a debates entre os estudiosos. Na verdade, ainda se discute quais seriam os mecanismos pelos quais os choques de oferta afetariam a taxa de inflação da economia. Identificados esses mecanismos seria possível a prescrição consistente de reações políticas capazes de contê-los, conforme argumentam Deaton e Laroque (1992). Seguindo esta mesma linha de argumentação Byrne, Fazio e Fiess (2011) afirmam que o conhecimento da natureza e dos determinantes do movimento dos preços das *commodities* é importante para a formulação de políticas monetária e fiscal.

Para Rosengren (2011), pelo menos inicialmente, um choque de oferta provocado pelo preço dos alimentos e/ou da energia não tem influência sobre o núcleo da inflação; porém, no longo prazo, o impacto sobre os preços dos outros bens e serviços dependerá de como as expectativas de inflação irão responder a tais choques. Se as expectativas são de que o choque de oferta será temporário, então logo a inflação voltará ao nível anterior ao choque. Mas por outro lado, se as expectativas de inflação se elevarem, os preços e salários da economia serão pressionados a aumentar com o decorrer do tempo, e se isso ocorrer, o choque de oferta poderá se espalhar por toda a economia e assim afetará o núcleo da inflação, fazendo com que este atinja patamares mais elevados. A evolução das expectativas após um choque de oferta parece determinante para o impacto que tal choque terá sobre a inflação observada. Entretanto, mesmo que as expectativas não reajam significativamente, algum efeito inflacionário direto poderá ser observado.

Ainda no tocante à operacionalidade dos choques de oferta, Garcia (2004) mostra que se, por exemplo, acontece um aumento no preço internacional de uma *commodity*, as firmas que a utilizam como insumo, em função do comportamento dos custos, poderão reduzir a produção provocando elevação de preços de seus produtos, contribuindo para o aumento da inflação observada. As firmas procurarão aumentar seus preços de acordo com suas expectativas de inflação formadas no mercado, no afã de manter inalterada sua margem de lucro. Porém, se as margens de lucro das firmas forem recomposta, não haverá o ajuste necessário de preços relativos na economia, que reflita a escassez da *commodity*. E assim, se todos recompuserem seus preços, especialmente os salários dos trabalhadores, no final haverá a necessidade de um novo aumento no preço da *commodity*, na tentativa de elevar seu preço relativo, provocando, desta forma, um aumento da inflação.

Para que a elevação nos preços das *commodities* não provoque mais inflação, seria necessário que os empresários diminuíssem suas margens de lucros, e os trabalhadores reduzissem seus salários reais, de maneira a permitir o ajuste dos preços relativos. Assim, como pode-se perceber e como também é mostrado por Barros (2011), a aceleração da inflação resulta de reajustes quase generalizados dos preços de serviços e de produtos industriais, que ocorrem quando não encontram resistência por parte das políticas macroeconômicas do país.

A estratégia atual de política monetária brasileira, quando os preços das *commodities* se elevam, se resume em intervir apenas no impacto secundário do choque de oferta causado por tal elevação, o que corresponde a tentar impedir que os repasses do aumento aconteçam. De acordo com Garcia (2004), o Banco Central do Brasil age, no caso de um choque de oferta, validando a inflação gerada pelo aumento dos preços das *commodities*, e impedindo a recomposição da margem de lucro da firma. Porém, o autor salienta que é difícil modelar a separação do efeito primário e secundário de um choque de oferta, para que a política monetária possa atuar. Em outras palavras, a política monetária brasileira age buscando impedir que impactos inflacionários inicialmente localizados em setores específicos, refletindo-se em ajustes de preços relativos, levem através de uma piora nas expectativas, a uma deterioração persistente da dinâmica inflacionária.

Dada a importância das *commodities* para a maioria dos países, autores como Awokuse e Yang (2003) chegam a sugerir o uso dos próprios preços das *commodities* como um indicador da inflação, uma vez que um aumento de tais preços pode indicar que a economia está crescendo muito rapidamente em relação à oferta e, portanto, que a inflação tende a subir. Segundo estes autores, neste caso a autoridade monetária pode observar o aumento dos preços das *commodities* e responder aumentando as taxas de juros.

Moreira (2012) expõe a relevância dos preços das *commodities* para a economia brasileira ao encontrar que pelo menos para o período de janeiro de 2005 a junho de 2011, a mudança na taxa de inflação ao consumidor é basicamente determinada, com defasagem de tempo, pela flutuação dos preços das *commodities* e não pela dinâmica da atividade doméstica do país. Trata-se claramente de escassez gerada por choques de oferta. Desta maneira, a hipótese de choques de demanda como a principal causa de alterações na taxa de inflação é rejeitada. Esta é uma conclusão próxima à obtida por Awokuse e Yang (2003) para a economia norte-americana.

Um fator determinante que também deve ser considerado quando se trata da relação entre os choques de oferta e o cumprimento da meta de inflação é a credibilidade da

autoridade monetária. Evans e Fisher (2011) concluem para a economia estadunidense que, desde meados da década de 1980, depois do grande choque do petróleo, a reação do núcleo da inflação aos choques nos preços do petróleo ou de qualquer outra *commodity* tem sido extremamente modesta. Pois, devido ao alto grau de credibilidade do Banco Central do país, não haveria razões para que os choques se traduzissem em elevações das expectativas e, conseqüentemente, em alta importante da inflação.

Também existem discussões a respeito de como um choque provocado pela variação dos preços das *commodities* pode influenciar a inflação dos países de maneira diferente, de acordo com o grau de desenvolvimento de suas economias. Gelos e Ustyugova (2012), assim como Rosengren (2011), concluem que países em que alimentos possuem grande peso na cesta do índice de preço ao consumidor e que fazem uso intensivo do petróleo são mais propensos a enfrentar efeitos inflacionários mais fortes, decorrentes de choques nos preços desses bens.

É preciso ter em mente que os preços das *commodities*, além de sofrer influências do lado real da economia (clima, produtividade, renda, etc.), também podem interagir fortemente com variáveis monetárias, tais como a taxa de juros e a taxa de câmbio. Dornbusch (1976) já havia desvendado as relações entre taxas de juros e de câmbio. Frankel (1986) modela a relação de variáveis monetárias, tais como as expectativas e o comportamento das *commodities*. Esses dois trabalhos pioneiros estabelecem que uma política monetária mais frouxa pode levar a um *overshooting* da taxa de câmbio (Dornbusch) e dos preços das *commodities* (Frankel). Em ambos os casos tem-se um ativo (moeda e *commodity*) cujo preço reage à taxa real de juros, que, por sua vez, é estabelecida em função da magnitude da mudança na oferta monetária e da velocidade de reação da inflação a essa mudança.

Por sua vez Black (2013) aponta a hipótese microeconômica, defendida por muitos autores, de correlação inversa entre o movimento do dólar e dos preços das *commodities*, pois como os preços internacionais das *commodities* têm como parâmetro o dólar, uma desvalorização desta moeda as torna mais baratas para quem esta importando, quando convertidas nas respectivas moedas domésticas, o que estimularia a demanda e, por conseguinte, os preços internacionais. Byrne, Fazio e Fiess (2011), assim como Browne e Cronin (2010), encontram uma forte relação negativa entre os preços das *commodities* e a taxa de juros e afirmam que este resultado é consistente com a hipótese de que a política monetária mais frouxa, como nos anos 2000, pode ter levado a elevações nos preços das *commodities*. A política monetária pode, portanto, afetar tanto o câmbio (dólar) como os preços das *commodities* (em dólares), desencadeando um processo interativo entre essas duas variáveis.

Ademais, diante de um choque de oferta decorrente de uma elevação no preço das *commodities* (em dólares), a taxa de câmbio doméstica de países exportadores (real/dólar, por exemplo) pode reagir em sentido contrário face ao aumento da oferta da moeda estrangeira. Melo (2010) argumenta por meio de suas conclusões que os choques nos preços internacionais das *commodities* são repassados em menor magnitude para a inflação brasileira no período após junho de 2005, sendo que tal redução está relacionada em grande parte à apreciação cambial que os acompanham.

Prates (2007) afirma que a movimentação da economia global tem grande influência sobre os preços das *commodities* alimentícias e metálicas. De acordo com Barros (2014), pode-se dizer que os preços das *commodities* apresentam uma tendência histórica de movimentação conjunta. Pindyck e Rotemberg (1990) confirmam que o comovimento dos preços das *commodities* se aplica a um amplo conjunto de produtos que, do ponto de vista microeconômico, são em grande parte independentes, ou seja, cujas elasticidades cruzadas de oferta e de demanda são próximas a zero. Em geral o comovimento adviria de fatores macroeconômicos que, de um lado, atuam nesses mercados de *commodities* enquanto ativos e, de outro, fazem variar a demanda em nível global.

Essas considerações sobre o contexto em que pode ocorrer choques de oferta são úteis nas análises voltadas para a questão de serem eles duradouros ou passageiros e para o grau em que as autoridades monetárias devem acionar seus instrumentos para controlar possíveis efeitos inflacionários.

Assim, observa-se que os choques de oferta, principalmente os desencadeados pela variação dos preços das *commodities*, provocam intensos debates a respeito de seus efeitos sobre o nível de preços de uma economia, principalmente se esta for dependente da comercialização de tais produtos primários, como é o caso do Brasil, visto que segundo o MDIC (Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior), considerando todo o ano de 2014, as *commodities* alcançaram uma participação de 48,7% na pauta exportadora brasileira.

Mas, apesar da importância das *commodities* para a economia brasileira, como já foi mencionado, existem poucos trabalhos que se dedicam a analisar os efeitos que os choques provocados pelas variações de preços de tais produtos básicos, exercem sobre a inflação e sobre outras importantes variáveis econômicas do país. Como pôde ser verificado na exposição acima, na literatura internacional o estudo deste tema é mais recorrente e existem até mesmo propostas de aproveitamento de tais choques como indicadores de inflação futura.

Como já salientado, o presente estudo visa contribuir para o entendimento da importância que os choques provocados pelos preços das *commodities* têm para a inflação brasileira, em consonância com os seguintes objetivos:

i) Objetivo geral

O objetivo geral desta pesquisa é, por meio de modelos semiestruturais de pequeno porte, avaliar como os choques de oferta, mais especificamente os choques provenientes dos preços das *commodities*, têm impactado na inflação brasileira e como a política monetária do país tem reagido para manter as taxas de inflação em patamares aceitáveis para um bom funcionamento econômico do país.

ii) Objetivos específicos

- Investigar e contextualizar a relação entre os choques de oferta provocados pelos preços das *commodities* e a política monetária tanto em um contexto geral como na economia brasileira;
- Discutir e analisar a evolução dos modelos macroeconômicos utilizados pela política monetária vigente no Brasil;
- Avaliar o comportamento da política monetária brasileira perante os choques de oferta que incidem na economia;
- Definir um modelo, com base nas análises realizadas, capaz de captar a relação entre a variação dos preços das *commodities*, a inflação brasileira e a política monetária do país;
- Avaliar as relações dinâmicas obtidas pela estimação do modelo, de modo a identificar a influência dos preços das *commodities* sobre as principais variáveis da economia brasileira.

Será feita uma revisão de literatura a respeito do tema em questão, além de uma análise estatística e econométrica por meio de equações que serão estruturadas de acordo com a teoria e com a política econômica que vigora no país.

Por fim, é importante ressaltar que, embora já existam alguns poucos trabalhos que avaliam empiricamente a participação dos preços das *commodities* na dinâmica inflacionária brasileira, como o de Moreira (2012 e 2014), ou que, através de revisão de literatura e da análise descritiva de dados, também observam a influência de tais choques de oferta sobre os níveis de preços brasileiros, como o de Modenesi e Ferrari Filho (2011), o diferencial e a

contribuição do presente estudo estão em realizar a análise empírica do tema utilizando como base equações semelhantes as que fazem parte dos modelos agregados de pequeno porte utilizados pelo Banco Central, diga-se curva de Phillips, do lado da oferta, curva IS, do lado da demanda e regras de condução da política monetária semelhante à de Taylor, que serão estimadas por meio de métodos estatísticos dinâmicos.

2 CHOQUES DE OFERTA E POLÍTICA MONETÁRIA

Neste capítulo será tratado dos movimentos dos preços das *commodities* bem como dos choques de oferta provocados por estes. Além disso, será feita uma contextualização da relação de tais choques com a política monetária de modo geral.

2.1 Choques de oferta e os movimentos nos preços das *commodities*

Para Gordon (1984) um choque ou distúrbio de oferta é qualquer acontecimento que provoque uma mudança autônoma na curva de oferta agregada em relação ao nível de preço e ao nível de produto de toda a economia, sendo que tal movimento autônomo se distingue dos outros movimentos na curva de oferta, oriundos das mudanças correntes ou anteriores na demanda agregada.

Blinder e Rudd (2008) postulam que os choques de oferta (aumento nos preços de *commodities*) podem ser divididos em três diferentes tipos, de acordo com sua natureza e duração. O primeiro tipo é caracterizado por ser um choque reversível, que não deixa efeito permanente. Neste caso o aumento de preço provoca um salto correspondente na inflação, que em seguida já se reverte em choque deflacionário. E se há algum repasse para o núcleo da inflação, o mesmo ocorre de forma defasada.

O segundo tipo de choque de oferta concretiza-se como aumento permanente de preço das *commodities*, provocando uma elevação no núcleo da inflação, sendo que esse efeito não desaparece completamente com o passar do tempo.

Por fim, o terceiro tipo de choque de oferta é um aumento contínuo de longa duração dos preços das *commodities*. A inflação começa a subir imediatamente e continua a aumentar gradualmente. O núcleo da inflação também segue a mesma tendência, porém em menor grau e com um atraso. Neste caso, a inflação não converge para o núcleo até que os preços parem de subir e o impacto sobre o núcleo da inflação também não desaparece até que isso aconteça.

Quando se fala genericamente de preços das *commodities*, de uma maneira geral e também no presente trabalho, tal termo se refere aos preços de energia (principalmente do petróleo), aos preços dos alimentos e aos preços dos metais. O preço da energia é frequentemente monitorado pelos formuladores de políticas, já que representa um dos custos mais significativos para a maioria das economias, além do fato da energia ser uma *commodity* essencial para o transporte e o aquecimento. Já os preços dos alimentos exercem grande influência sobre o poder de compra das famílias, principalmente para as famílias de baixa renda. E por fim os metais, como o minério de ferro, alumínio e cobre, figuram entre as

matérias-primas mais importantes para o setor de construção e para o setor industrial. (BASÇI, 2012).

É possível verificar que a preocupação em relação ao movimento dos preços das *commodities* não vem de hoje, Keynes (1976) *apud* Modenesi e Ferrari Filho (2011), já se preocupava com este tema, quando elaborou seu plano para a reestruturação do sistema monetário internacional, e observava a necessidade de se estabilizar os preços de 62 *commodities*, como condição essencial para evitar pressões inflacionárias e deflacionárias na economia mundial.

Sendo assim, faz-se importante expedir um breve retrospecto a respeito do movimento dos preços das *commodities* e dos debates em torno de suas causas, deste o século XX até os dias atuais, de modo a entender em que contexto tais choques ocorreram e as diferentes origens a eles creditados.

2.1.1 Breve retrospecto da movimentação nos preços das *commodities* a nível mundial

No que tange ao movimento dos preços das *commodities* no século XX, segundo Black (2013), de modo geral, a tendência foi de redução do patamar dos preços de tais bens em relação aos preços dos produtos manufaturados, em boa parte devido às descobertas de novas fontes e inovações, como a mecanização e a revolução verde, que acabaram por reduzir os custos de produção. Além disso, neste período a produtividade se elevou devido à larga utilização de fertilizantes e também houve redução dos desperdícios e menor utilização de insumos por unidade de produto. Outro fato importante desta época foi o desenvolvimento dos materiais sintéticos, que começaram a ser usados em substituição às matérias - primas como algodão, borracha e lã.

Nos anos 70 houve uma elevação nos preços nominais das *commodities* e após este período, a volatilidade que é característica natural deste mercado, ampliou-se após o fim do sistema de Bretton Woods (BLACK, 2013). Aliás, é importante lembrar que de acordo com Barros (2014), dentro do contexto de Bretton Woods a alta dos preços das *commodities* pode ser creditada também ao excesso de liquidez e à queda do dólar.

Shapiro (1987) argumenta que o impacto direto do aumento dos preços dos alimentos e da energia foi responsável por quase toda a aceleração da inflação da década de 1970, mais especificamente do ano de 1973.

Considerando este cenário de crescimento dos preços das *commodities*, surgiram na época diferentes argumentações, frutos de linhas de pensamentos distintas, que tentavam identificar as origens de tal tendência e prescrever como a mesma poderia ser controlada.

Para os keynesianos - cujo pensamento foi hegemônico, no período de 1950 a 1970, principalmente quando se tratava de política econômica - a transmissão da política macroeconômica (monetária e fiscal) acontecia através do modelo de demanda e oferta agregada, sendo a primeira derivada do modelo IS-LM e a segunda representada pela curva de Phillips. Desta forma a política monetária afetaria as variáveis reais que determinavam a demanda agregada e afetaria os preços e a inflação pela dinâmica da curva de Phillips (ROMER, 2006).

Sendo assim, segundo Davidson (2011), para os keynesianos os processos inflacionários associados aos choques de oferta tinham origem nas pressões de custos. Com base em tal causa para a inflação, para estes pensadores o controle do nível de preços em uma economia, inclusive no período da década de 1970, poderia ser obtido através de políticas de renda, que nada mais são do que controle de preços, de salários e de tarifas e não pela política monetária. E foi exatamente isso que foi feito no período de estagflação nos Estados Unidos (RIBEIRO, 2013).

Shapiro (1987) mostra que choques de oferta podem ser atenuados pelas políticas de renda como postulavam os keynesianos, porém estas medidas tendem a ser contraproduativas, já que os preços relativos dos fatores de produção devem se ajustar depois de um choque de oferta. E dado que o preço relativo de alguns bens deve subir, controles de preço podem provocar escassez.

No que diz respeito aos monetaristas, escola de pensamento liderada por Milton Friedman, a Teoria Quantitativa da Moeda (TQM) mostra que os preços aumentam na proporção que a quantidade de moeda em circulação excede o volume de bens e serviços ofertados, logo a inflação é de natureza monetária (FRIEDMAN, 1977). Gordon (1975) mostra que os monetaristas analisaram o novo cenário econômico trazido pelo choque de oferta ocorrido em 1973/1974 que assolou vários países, dentro do contexto de análise da demanda macroeconômica padrão, e assim trataram tal aceleração da inflação como uma consequência defasada da aceleração do crescimento monetário ocorrido em 1972 e a recessão que sucedeu tal choque (1974/1975) como um resultado tardio da forte desaceleração monetária que se iniciou em junho de 1974. Barsky e Kilian (2002) *apud* Blinder e Rudd (2008) e DeLong (1997) *apud* Blinder e Rudd (2008) apresentam estes pontos de vista. Um fato marcante da aplicação de políticas baseadas no monetarismo foi a mudança para o controle da base monetária ao invés do controle da taxa de juros, realizado pelo Banco Central dos Estados Unidos, sob o comando de Paul Volcker em 1979 (FRIEDMAN, 1983).

E no que diz respeito à recessão que se seguiu após os choques de oferta da década de 70, existe um extenso debate em torno de qual seria a verdadeira causa de tal estagnação. Bernanke, Gertler e Watson (1997) *apud* Blinder e Rudd (2008) argumentam que a política monetária restritiva praticada pelo Banco Central estadunidense, com vistas a combater a inflação, foi a causadora da recessão que avançou no período pós choque. Por outro lado, Carlstrom e Fuerst (2006) argumentam que muito pouco ou nada da queda na produção, após um choque do petróleo, é devido à política monetária.

No final do século XX, por volta da segunda metade dos anos 1990, de acordo com Prates (2007), a deflação apresentada pelos preços das *commodities* foi fruto do excesso de oferta nos diversos mercados e dos avanços tecnológicos que foram implementados na extração mineral e na agricultura de modo geral, além disso, a autora ainda cita que a redução da demanda proveniente dos países do leste e sudeste asiático após a crise de 1997/1998, também contribuiu para reduzir ainda mais os preços.

Já no início do século XXI a tendência era oposta a do final do século anterior, já que as *commodities* apresentaram fortes movimentos de alta, tanto em termos nominais, quanto em termos reais. Já a volatilidade que é uma característica que permanece de um século para outro, foi ampliada.

De acordo com Frankel e Rose (2009), na primeira década dos anos 2000 a maioria dos preços das *commodities* agrícolas e minerais sofreu forte aumento, atingindo seu pico mais alto em 2008. Segundo Blinder e Rudd (2008), tal elevação dos preços das *commodities* pode ser considerada como choque de oferta do tipo de “aumento de longa duração na taxa de inflação dos preços”.

Para Black (2013) esta tendência de alta pode ser creditada a alguns fatores comumente citados por vários autores, como o desequilíbrio entre oferta (baixo crescimento da oferta e choques de oferta de origem climática) e demanda (provocada pela grande demanda oriunda da China) e outros menos citados, como os choques de custos provocados pela valorização do petróleo, que impacta na dinâmica de custos das demais *commodities*, principalmente nas agrícolas, através de três canais: transportes, insumos (fertilizantes), e custo oportunidade (através da substituição da produção agrícola por bicomcombustíveis).

Freitas (2009) ainda cita como motivadores da alta dos preços das *commodities* a desvalorização do dólar neste período, já que estes produtos são cotados e comercializados nesta moeda, então, com a sua desvalorização, os produtores elevam seus preços para evitar as perdas cambiais. E a especulação financeira, uma vez que as *commodities* se tornam bons investimentos perante a baixa rentabilidade dos ativos financeiros. Lembrando que a

especulação se tornou mais forte em meados de 2007 com a crise do *subprime*² que eclodiu na economia estadunidense.

Já Frankel e Rose (2009) agrupam as explicações apresentadas em três teorias, que segundo eles são usadas frequentemente para justificar a alta generalizada dos preços das *commodities*, sendo elas: i) crescimento da demanda global, ii) especulação desestabilizadora e iii) política monetária frouxa, caracterizada por baixas taxas de juros. Para estes autores tais teorias não trazem uma boa explicação para a elevação conjunta dos preços das *commodities*, por isso eles formulam um modelo teórico de determinação dos preços das *commodities* armazenáveis, que contempla tanto fatores macroeconômicos como fatores microeconômicos.

Frankel e Rose (2009) propõem um modelo baseado na relação entre a taxa de juros real e o preço à vista de uma *commodity* comparado ao preço de equilíbrio esperado de longo prazo: o preço real à vista em relação ao seu equilíbrio de longo prazo é inversamente proporcional à taxa de juros real. Uma queda nesta taxa, por exemplo, levaria a um *overshooting* do preço à vista, isto é, um aumento mais do que proporcional à elevação na oferta monetária que provocou a queda dos juros. O preço de longo prazo seria determinado por fatores reais (estoques, risco, etc.).

2.2 Os choques de oferta provocados pelos preços das *commodities* e a política monetária

Hassam e Salim (2011) apontam que a discussão a respeito da ligação entre os preços das *commodities* e a política monetária veio à tona em meados da década de 1980, quando o uso do crescimento dos agregados monetários como uma meta intermediária para a economia se tornou menos confiável.

De acordo com Gelos e Ustyugova (2012) os altos preços das *commodities* trazem um difícil desafio para os formuladores de política, no que diz respeito a encontrar uma resposta política adequada para tal situação. Por sua vez, Melo (2013) aponta que o repasse dos preços das *commodities* para a inflação ao consumidor é um tema de extrema importância para a política monetária da maioria dos países, uma vez que os frequentes choques de preço destes produtos provocam pressões inflacionárias.

Segundo Awokuse e Yang (2003) nas últimas décadas do século vinte, o papel dos preços das *commodities* na definição da política monetária foi muito debatido entre os

² Para mais informações sobre a crise do *subprime* da economia norte-americana consultar: BORÇA JUNIOR, G.R.; TORRES FILHO, E.T. Analisando a crise do *subprime*. Revista do BNDES, v.15, n.30 p.129-159. Rio de Janeiro, 2008. Disponível em: <http://www.bndes.gov.br/SiteBNDES/export/sites/default/bndes_pt/Galerias/Arquivos/conhecimento/revista/rev3005.pdf>.

economistas. Estes autores lembram que muitos estudiosos do tema argumentam que os preços das *commodities* podem ser um bom indicador do estado atual da economia, já que tais preços são determinados em mercados de leilões contínuos onde a informação é eficiente. Como exemplo recente deste tipo de discussão, pode-se citar o trabalho de Boassi (2010).

Hassan e Salim (2011) também argumentam nesta mesma linha dizendo que o preço das *commodities* é considerado uma variável significativa na condução da política monetária, uma vez que ele transmite informações sobre movimentos futuros no nível geral de preços, isso porque estes produtos primários são utilizados como insumos para a produção de bens manufaturados. Alterações no preço das *commodities* afetam diretamente os custos de produção e os preços. Além disso, como as *commodities* são negociadas em mercado de leilão contínuo, elas podem fornecer informações instantâneas sobre o estado da economia. É por conta desta última característica que Marquis e Cunningham (1990) consideram os preços das *commodities* como “informacionalmente eficientes”.

Blomberg e Harris (1995) estudaram o poder preditivo dos preços das *commodities* em relação à inflação estadunidense, por meio de dados mensais que vão de 1970 a 1994, utilizando o instrumental VAR (Vetores Autorregressivos). Os autores encontraram que os índices de preços de *commodities* que eles analisaram tinham um poder preditivo relevante na explicação da inflação ao consumidor durante a década de 1970 e início da década de 1980; porém, após este período, tal poder se reduziu.

Awokuse e Yang (2003) através de análises empíricas realizadas para os Estados Unidos, por meio da metodologia VAR com dados que vão de janeiro de 1975 a dezembro de 2001, encontram que os preços das *commodities* podem ajudar as autoridades na definição da política monetária, já que podem fornecer sinais sobre a direção futura da economia, tanto em relação à inflação quanto às outras atividades econômicas, como por exemplo, a produção industrial. Alguns anos antes, Cody e Mills (1991) também chegaram à mesma conclusão a respeito dos preços das *commodities* para a economia dos EUA, usando a estimação VAR e dados mensais de janeiro de 1959 a dezembro de 1987. Além disso, tais autores ressaltam em suas conclusões, que se o Banco Central dos Estados Unidos se importa com a estabilização da inflação, a política monetária deve ser mais restritiva quando os preços das *commodities* apresentarem aceleração.

Gospodinov e Ng (2013) ao realizarem uma análise para os Estados Unidos e os países do G-7³, também chegaram a conclusões similares às citadas acima, enfatizando que os

³ Grupo de países formado por Estados Unidos, Canadá, Japão, Alemanha, França, Itália e Reino Unido.

rendimentos de conveniência, que é o benefício de ter bens primários armazenados, sempre que for necessário, guardam informações sobre os preços das *commodities* e estes por sua vez antecipam a inflação.

Mas, por outro lado, também existem aqueles que acreditam que os preços das *commodities* não podem exercer tal papel de maneira eficaz. Para Awouse e Yang (2003) muitos dos que seguem esta última linha de pensamento, como Pindyck e Rotemberg (1990), possuem a visão monetarista de que o movimento dos preços das *commodities*, pelo menos até certo ponto, é resultado de fatores puramente monetários.

Segundo Frankel (1986) é importante considerar fatores macroeconômicos e financeiros, quando se trata da determinação dos preços das *commodities* agrícolas. O autor cita como exemplo um aumento na taxa de juros nominal, devido a uma queda na oferta monetária ou a uma expansão fiscal, que faz com que os investidores abram mão das *commodities* para investir em títulos, fazendo com que os preços das *commodities* sofram um efeito negativo.

Para Frankel (1986) os preços das *commodities* respondem mais rapidamente a mudanças na oferta monetária do que os preços dos bens manufaturados. O autor mostra, com base no modelo de ultrapassagem de Dornbusch, que se a oferta monetária em uma economia se reduzir em 1% e se a expectativa é de que tal redução seja permanente, então espera-se que, no longo prazo, o preços dos bens manufaturados e das *commodities* também caiam em 1%, se nenhum outro distúrbio acontecer. Porém, no curto prazo, os preços dos bens manufaturados são rígidos e, para equilibrar a demanda monetária, as taxas de juros devem subir. Contudo o autor salienta que a taxa de retorno dos títulos do tesouro pode ser menor do que a taxa esperada de crescimento dos preços das *commodities* mais os custos de estocagem, o que significa que o preço à vista das *commodities* deve cair mais de 1%; logo, os preços das *commodities* devem ultrapassar seu valor de longo prazo.

De acordo com Svensson (2005) e Anzuini, Lombardi e Pagano (2013), nos últimos anos as autoridades monetárias têm se preocupado bastante com a trajetória dos preços das *commodities*, pois como estes preços, em particular o do petróleo, são componentes importantes de grande parte dos índices de preços ao consumidor, a sua evolução e suas forças geradoras são claramente cruciais para a condução da política monetária.

Para Moreira (2008) os choques de oferta trazem um impasse para a política monetária, pois se estes choques provocam uma mudança no nível da inflação, e se as autoridades não aplicarem nenhum instrumento de política monetária, este novo patamar da inflação será sancionado. Porém, se a intenção é manter a meta de inflação estipulada, os

juros terão de subir, o que irá provocar um desaquecimento da economia, e assim a trajetória da política monetária pode criar significantes custos sociais, com a inflação e as variáveis reais se movendo em direções diferentes. Este ponto também está presente na argumentação de Balbino, Colla e Teles (2011).

Rosengren (2011) aponta que a política monetária deve garantir que as mudanças nos preços relativos provocadas por choques de oferta não alterem as expectativas de inflação, uma vez que uma elevação nas expectativas poderia tornar difícil a manutenção, a médio prazo, da taxa de inflação em patamares aceitáveis.

Moreira (2014), ao analisar dados entre janeiro de 2005 e maio de 2013 para a economia brasileira, conclui que as autoridades monetárias do país têm motivos para se preocupar com a movimentação dos preços das *commodities*, já que seus testes mostram que quanto maior a volatilidade dos preços de tais bens primários, mais baixo é o nível do PIB e as expectativas de inflação se tornam mais elevadas. O autor ainda sugere a elaboração de mecanismos reguladores para amenizar a intensidade das mudanças nos mercados de *commodities*, mesmo considerando que algumas destas flutuações estão fora do controle do Banco Central.

Logo, apesar de haver divergências, existem diversos trabalhos que encontram evidências de que a política monetária deve exercer algum tipo de reação frente aos choques nos preços das *commodities*, de modo a evitar que estes tragam maiores desajustes para a economia como um todo.

3 A POLÍTICA MONETÁRIA BRASILEIRA E SEUS MODELOS MACROECONÔMICOS

Desde a introdução do regime de câmbio flutuante, que se deu após a ocorrência de uma forte crise cambial no final do ano de 1998 e início de 1999, e a adoção do Regime de Metas para a inflação, em 21 de junho de 1999, a política monetária brasileira passou a ter como principal objetivo alcançar as metas para a inflação, estipuladas pelo Conselho Monetário Nacional (CMN) (LIMA, ARAUJO e SILVA, 2011).

Lima, Araujo e Silva (2011) pontuam que a instituição do novo regime em questão trouxe um desafio no que tange à necessidade da elaboração de modelos de previsão adequados ao novo regime, capazes de projetar o movimento de diversas variáveis macroeconômicas, com foco especial na trajetória da inflação. De acordo com os autores, os regimes anteriores que vigoraram no Brasil não necessitavam de modelos robustos para projeções macroeconômicas. Como por exemplo, no sistema monetário baseado em uma âncora cambial, em que a autoridade monetária tinha apenas o compromisso de manter o valor da moeda nacional em relação à moeda externa, e para isso, deveria comprar e vender a moeda interna de acordo com a oferta e a demanda por moeda estrangeira.

Já o Regime de Metas, tem a utilização de modelos de previsão como inerente às suas características, pois seu objetivo é acompanhar a trajetória do índice de inflação, de modo que este atinja a meta dentro de determinado período e, para isso, muitas questões devem ser consideradas, como por exemplo, quanto tempo deve demorar a inflação para voltar a sua meta após um choque na economia, quantos períodos são necessários para uma elevação na taxa de juros surtir efeitos, qual o peso das expectativas dos agentes sobre a inflação, qual a influência de crises internacionais na economia. As decisões de política monetária, neste contexto, também levam em consideração o *trade off* entre alteração da inflação, da produção e do emprego.

Lima, Araujo e Silva (2011) salientam que as decisões de política monetária devem ser tomadas com vistas à inflação esperada, para que, assim, seja possível se antecipar às futuras pressões de preços. E essa é uma das principais características do Sistema de Metas de inflação: se basear na inflação futura, para estipular a taxa de juros presente.

Outra característica do Regime de Metas que justifica o uso de modelos de previsão/projeção é a transparência, uma vez que para o bom funcionamento deste regime, faz-se necessária a divulgação das previsões das principais variáveis econômicas, pois desta forma os agentes podem compreender e antecipar a atuação da autoridade monetária. De acordo com Lima, Araujo e Silva (2011), quando existe transparência, o custo de se

implementar a política monetária é menor, pois não há dúvidas à respeito dos objetivos da política praticada. Assim, quando os agentes compreendem e creem nas políticas anunciadas, as mesmas acabam sendo mais eficazes, no sentido de que as decisões econômicas são tomadas com base na taxa de inflação futura, anunciada no presente pelas autoridades. Logo, a manutenção da inflação dentro da meta se torna menos onerosa. Segundo Bogdanski, Tombini e Werlang (2000) a existência de transparência nas decisões de política monetária permite que a população entenda o porquê da inflação prevista e acumulada desviar da meta.

Sendo assim, percebe-se a importância que a formulação de modelos de previsão e projeção tem para o bom entendimento e funcionamento do Sistema de Metas de Inflação. Por isso, não apenas no Brasil, mas na maioria dos países que adotaram este sistema, houve um aumento da utilização de tais modelos por parte dos Bancos Centrais.

Desde a implantação do regime de metas de inflação até os dias atuais, o Departamento de Pesquisa do Banco Central tem desenvolvido e melhorado modelos macroeconômicos que servem de base para as decisões sobre política monetária (BOGDANSKI, TOMBINI e WERLANG 2000).

Segundo Lima, Araujo e Silva (2011), tais modelos podem ser divididos nas seguintes categorias: i) indicadores antecedentes e núcleos de inflação, que são modelos com fundamentação puramente estatística; ii) modelos VAR, que são utilizados como balizadores para a previsão da trajetória da inflação; iii) modelos semiestruturais pequenos, que são modelos com poucas equações e com restrições baseadas nos fatos consensuais e na teoria econômica; iv) modelos médios, que detalham as relações econômicas entre variáveis importantes para a avaliação de cenários econômicos alternativos, e como incorporam mais estrutura, abrangem a análise de um número maior de questões, porém não são microfundamentados; e v) modelos microfundamentados de médio porte, que são qualificados pela assimilação de parâmetros mais densos da estrutura econômica. O Banco Central do Brasil ainda está em fase de desenvolvimento destes últimos modelos, que já são usados pelos Bancos Centrais de alguns países.

Além destes modelos, Figueiredo, Fachada e Goldenstein (2002) mostram que o Departamento de Pesquisa do Banco Central, após a implantação do Regime de Metas de Inflação, passou a calcular a estimativa dos principais indicadores para a inflação e a fazer pesquisas de expectativas de inflação de mercado.

Dentre os modelos brevemente elencados acima, que servem atualmente como ferramentas para as decisões de política monetária brasileira, o presente estudo dará ênfase, utilizando-os como base em sua análise empírica, aos modelos semiestruturais de pequeno

porte, também chamados de modelos macroeconômicos estruturais de pequena escala por Bogdanski, Tombini e Werlang (2000) e de modelos semiestruturais pequenos por Lima, Araujo e Silva (2011).

Para Alves (2001) tais modelos têm o papel de capturar as principais relações entre as variáveis chaves da economia brasileira. Já Bonomo e Brito (2002) salientam que os modelos de pequeno porte, apesar de serem simples, possuem base teórica suficiente para expedir boas representações do cenário econômico.

Os modelos semiestruturais pequenos são atualmente os principais instrumentos usados na avaliação das perspectivas de inflação tanto pelo Banco Central brasileiro, quanto pelos outros Bancos Centrais da maioria dos países que instituíram o Regime de Metas de Inflação. Duas de suas características principais são o número reduzido de equações e sua flexibilidade na inclusão de choques (LIMA, ARAUJO e SILVA 2011).

Tal formulação compreende, de acordo com Bogdanski, Tombini e Werlang (2000), as seguintes equações (também expostas e detalhadas no trabalho de Bogdanski et al., 2001):

i) uma curva de Phillips, que modela o lado da oferta da economia, relacionando diretamente a inflação de preços com alguma medida do desequilíbrio real, geralmente representada pelo hiato do produto:

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

onde π é o logaritmo da inflação de preços, h é o logaritmo do hiato do produto, p^F é o logaritmo do índice de preço do produtor estrangeiro, e é o logaritmo da taxa de câmbio, Δ é o operador da diferença e ε^b é o choque de oferta.

É importante salientar que na equação (1) a especificação é *backward-looking*, o que significa que os agentes consideram apenas os eventos passados para formular suas expectativas e previsões. Porém, Bogdanski, Tombini e Werlang (2000) sugerem o uso das expectativas olhando para frente (*forward-looking*) para determinar a curva de Phillips, que neste caso ficaria da seguinte forma:

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

em que $E_t(\cdot)$ é o operador de expectativa, condicionado às informações disponíveis no período t^4 .

⁴ Bogdanski, Tombini e Werlang (2000) também sugerem uma combinação das equações (1) e (2), mas ainda sim aconselham o uso da equação com a especificação *backward-looking*.

Contudo na época em que foi desenvolvido o estudo, Bogdanski, Tombini e Werlang (2000) acabaram por recomendar o uso da equação (1) para definir a Curva de Phillips, devido aos problemas na estimação e na credibilidade dos dados referentes às expectativas futuras.

ii) uma curva IS, que representa a demanda agregada:

$$h_t = \beta_0 + \beta_1 h_{t-1} + \beta_2 h_{t-2} + \beta_3 r_{t-1} + pr_{t-1} + \varepsilon_t^{hf} \quad (3)$$

em que h é o logaritmo do hiato do produto, r é o logaritmo da taxa de juros real, pr é o logaritmo da necessidade de financiamento do setor público e ε^{hf} é o choque de demanda.

iii) uma relação de paridade descoberta da taxa de juros, que relaciona a expectativa de mudança na taxa de câmbio entre dois países com a diferença entre suas taxas de juros e com um prêmio de risco:

$$E_t e_{t+1} - e_t = i_t - i_t^F - x_t \quad (4)$$

em que e é o logaritmo da taxa de câmbio, i é o logaritmo da taxa de juros doméstica, i^F é o logaritmo da taxa de juros externa e x é o logaritmo do prêmio de risco⁵.

iv) uma regra de condução da política monetária similar à de Taylor, que torna possível a avaliação da relação entre a política fiscal e monetária:

$$i_t = (1 - \lambda)i_{t-1} + \lambda(\alpha_1(\pi_t - \pi^*) + \alpha_2 h_t + \alpha_3) \quad (5)$$

em que i é o logaritmo da taxa de juros, π é o logaritmo da inflação de preços, π^* é o logaritmo da inflação desejada (meta de inflação) e h é o logaritmo do hiato do produto⁶.

Alves (2001) ao testar o desempenho dos modelos adotados pelo Banco Central, conclui que os modelos estruturais de pequena escala possuem pouco viés em suas previsões e uma baixa dispersão em suas estimativas, mantendo um bom desempenho ao longo de todo o horizonte de previsão; logo o autor chega à conclusão de que tais modelos contemplam as características básicas e necessárias para apoiar o processo de decisão de política monetária.

Para Lima, Araujo e Silva (2011) a curva IS e a curva de Phillips podem ser consideradas o núcleo destes modelos, já que as outras equações que os compõem podem

⁵ Bogdanski, Tombini e Werlang (2000) salientam que o prêmio de risco além de estar ligado a fundamentos macroeconômicos também depende de uma série de fatores subjetivos que não são fáceis de prever, logo eles consideram duas abordagens alternativas, sendo que a primeira é considerar o prêmio de risco exógeno, baseado nas opiniões dos membros do COPOM sobre sua evolução futura e a segunda seria deixar o prêmio de risco ser endogenamente determinado pelo modelo.

⁶ Quando λ é igual a uma unidade, este termo equivale ao parâmetro estimado por Taylor, já quando $(\lambda \in (0,1))$ tem-se uma condição de suavização da taxa de juros (Bogdanski, Tombini e Werlang, 2000).

variar com o tempo, apesar de que, desde a implantação do Regime de Metas no Brasil, as equações que tratam das flutuações do câmbio e da estrutura a termo da taxa de juros não se alteraram.

Desde que adotou os modelos de pequeno porte, o Banco Central vem constantemente atualizando e aperfeiçoando a formulação destes, modificando-os de acordo com as transformações no cenário econômico nacional e internacional, seja através da revisão dos parâmetros ou pela adoção de novas especificações para as equações (BACEN, 2001a). Tais mudanças são informadas através dos relatórios de inflação, que assim cumprem com seu papel de prover a transparência do Regime de Metas perante a população em geral.

Em Bacen (2011b) fica claro que a consolidação do Regime de Metas de Inflação, no decorrer do tempo, vem permitindo que os modelos de pequeno porte utilizados pelo Banco Central do Brasil sejam melhorados periodicamente, sendo que o acréscimo recorrente de novos dados ao processo de estimação dos modelos tem tornado os mesmos cada vez mais robustos e completos.

Analizando as revisões periódicas dos modelos semiestruturais de pequeno porte publicados nos relatórios de inflação de junho de 2001, junho de 2011, junho de 2012, junho de 2013 e junho de 2014 e comparando-as com os modelos seminais de Bogdanski, Tombini e Werlang (2000), fica clara a evolução pela qual tais modelos passaram. Atualmente estes modelos são divididos em três classes, de acordo com Bacen (2014): i) modelos agregados; ii) modelo de preços desagregados e iii) modelo CNC para preços de bens comercializáveis e não comercializáveis.

Devido ao foco deste estudo, será exposta apenas a classe de modelos agregados de pequeno porte, que é constituída pelas seguintes equações:

i) Uma curva de Phillips que tem atualmente a seguinte formulação, segundo Bacen (2014):

$$\pi_t^L = \sum_{i>0} \alpha_{1i} E_t \pi_{t+i} + \sum_{j>0} \alpha_{2j} \pi_{t-j} + \sum_{k \geq 0} \alpha_{3k} crb_{t-k} + \sum_{l>0} \alpha_{4l} h_{t-l} + \sum_{m \geq 0} \sum_n \alpha_{5m}^n Z_{t-m}^{\pi,n} + \varepsilon_t \quad (6)$$

em que π_t^L é a inflação de preços livres do IPCA, $E_t \pi_{t+i}$ é a expectativa corrente da inflação i trimestres à frente, π_t é a inflação plena medida pela variação do IPCA, crb_t é a inflação externa medida pela variação do índice *Commodity Research Bureau* (CRB) em

moeda nacional, h_t é uma medida do hiato do produto, $Z_t^{\pi,n}$ é a variável de controle n^7 e ε_t é o termo de erro.

ii) Uma curva IS, que de acordo com Bacen (2014) é estruturada da seguinte fórmula:

$$h_t = \beta_0 + \sum_{i>0} \beta_{1i} h_{t-i} + \sum_{j>0} \beta_{2j} r_{t-j} + \sum_{k>0} \beta_{3k} \Delta \text{sup}_{t-k} + \sum_{l \geq 0} \beta_{4l} \Delta \bar{y}_{t-l}^* + \sum_{m \geq 0} \beta_{5m} \Delta h_{t-m}^* + \sum_{n \geq 0} \beta_{6n} \text{spr}_{t-n} + u_t \quad (7)$$

em que: r_t é a taxa de juros real, medida pela taxa de juros nominal swap pré-DI de 360 dias deflacionada pela expectativa de inflação correspondente 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 potencial mundial, Δh_t^* é a variação do hiato do produto mundial, spr_t é o *spread* ao tomador final e u_t é um termo de erro.

iii) Uma curva de juros para determinar o *spread* entre o *swap* (taxa de longo prazo) e a *selic* (taxa de curto prazo):

$$\text{Swp}_t - S_t = \gamma_0 + \sum_{i>0} \gamma_{1i} (\text{Swp}_{t-i} - S_{t-i}) + \gamma_2 \Delta E_t \pi_{t+3}^4 + \sum_{k>0} \gamma_{3k} \Delta h_{t-k} + \sum_{m \geq 0} \sum_n \gamma_{4m}^n Z_{t-m}^{\text{Swp},n} + v_t \quad (8)$$

em que: Swp_t representa a taxa *swap* pré DI de 360 dias e S_t é a taxa Selic, sendo que ambas as taxas são nominais. Ainda tem-se que $\Delta E_t \pi_{t+3}^4$ é a variação da expectativa de inflação em t referente ao período de contrato de *swap* considerado, Δh_t corresponde à variação do hiato do produto, $Z_t^{\text{Swp},n}$ representa as variáveis de controle da equação e v_t é um termo de erro (Bacen, 2014).

Já no que diz respeito à regra de condução da política monetária similar à de Taylor, também conhecida como função de reação do Banco Central, parece que o Bacen não implementou nenhuma modificação em sua composição, tomando como base a formulação proposta por Bogdanski, Tombini e Werlang (2000). É possível concluir isso, pois em nenhum relatório de inflação consta que tal regra tenha passado por algum tipo de revisão com vistas a melhorar seus resultados, assim como tem acontecido com as equações que representam a oferta e a demanda agregada. Além disso, todas as vezes que a regra de Taylor é citada pelos relatórios, como por exemplo, no de setembro de 2010 e no de junho de 2011, é explicitado que esta é constituída pela taxa básica de juros doméstica (Selic) em função do hiato do produto e do desvio da inflação em relação à sua meta.

⁷ De acordo com Bacen (2014), as variáveis de controle são utilizadas como *proxies* para choques, como por exemplo, mudanças no preço internacional do petróleo (em reais) e o descasamento entre preços no atacado e no varejo.

E assim, ao comparar o conjunto de equações postuladas por Bogdanski, Tombini e Werlang (2000) e o conjunto que é utilizado atualmente pelo Banco Central, tem-se que, nos dias atuais, tais equações, com exceção da função de reação do Banco Central, exibem uma composição melhorada e compatível com a atual conjuntura econômica do país, que difere em alguns pontos do modelo inicial, mas que é importante para uma análise mais precisa.

Um bom exemplo deste aprimoramento é a inserção definitiva da expectativa da inflação futura na curva de Phillips. Tal variável já era tida como importante pelos autores que propuseram o modelo original, porém os mesmos aconselhavam a não utilizá-la devido às dificuldades que se tinham na época para obtê-la, como foi exposto acima. Atualmente esta variável é mais acessível, tanto através da pesquisa realizada pelo sistema do Banco Central de expectativas de mercado, que coleta as expectativas dos agentes⁸, quanto por meio de técnicas que estimam as expectativas de inflação por meio de modelos autorregressivos⁹.

Dentre as equações que compõem os modelos estruturados por Bogdanski, Tombini e Werlang (2000), que já foram expostas, e que são utilizadas até hoje pelo Banco Central, a equação de demanda agregada, a de oferta agregada e a que expressa uma regra de política monetária são consideradas as principais. Na verdade há um consenso em torno destas três equações, conhecido como “Novo Consenso Macroeconômico” que aceita uma estrutura baseada nas mesmas como guia para as decisões dos Bancos Centrais.

De acordo com Goodfriend (2004), o “Novo Consenso Macroeconômico” se formou por meio do embate de ideias e dos avanços obtidos entre os economistas Novo-Clássicos e Novo-keynesianos. Taylor (1997 e 2000) mostra que os cinco pontos principais desta consonância macroeconômica postulam que: i) o produto real de longo prazo é determinado pelo lado da oferta por meio de deslocamentos da função de produção; ii) não há *trade off* entre inflação e desemprego no longo prazo, de modo que a política monetária afeta a inflação, mas é neutra em relação às variáveis reais no longo prazo; iii) existe um *trade off* entre inflação e desemprego no curto prazo, tal *trade off* é devido em grande parte a rigidez temporária de preços e salários; iv) as expectativas de inflação e as decisões de política futura são endógenas e quantitativamente significantes; v) as decisões de política monetária devem

⁸ De acordo com Marques, Fachada e Cavalcanti (2003) a pesquisa de expectativas de mercado teve início em maio de 1999 quando cerca de cinquenta consultorias e instituições financeiras forneciam suas projeções anuais para os principais índices de preço e para o crescimento do PIB. Atualmente esta pesquisa se sofisticou e incorporou um número maior de variáveis e instituições pesquisadas, e agora os dados coletados são mensais, trimestrais e anuais e estão disponíveis *on line* no site: <https://www3.bcb.gov.br/expectativas/publico>.

⁹ É importante pontuar que existem alguns estudos que tentam verificar a superioridade ou não das previsões da pesquisa *Focus* sobre as técnicas de previsão por meio de modelos autorregressivos, como o de Lima e Alves (2011). E também estudos que tentam avaliar o desempenho das pesquisas brasileiras que medem as expectativas de preços como o de Carvalho e Minella (2012).

ser embasadas por funções de reação nas quais a taxa de juros nominal de curto prazo (instrumento de política) deve ser ajustada em reação aos eventos econômicos.

Complementando a lista acima, Blinder (1997) expõe os seguintes princípios, que segundo sua visão, devem estar presentes dentro do consenso macroeconômico: i) preços e salários são determinados no curto prazo por equações do tipo Phillips; ii) no curto prazo o produto é determinado pela demanda; iii) a demanda agregada responde diretamente à política fiscal e é sensível aos juros, logo é sensível a política monetária; iv) o crescimento do produto e a taxa de desemprego são ligados pela Lei de Okun¹⁰.

Por fim, dada a importância da curva de Phillips, da curva IS e da regra de condução da política monetária similar à de Taylor, tanto para a macroeconomia quanto para a avaliação empírica deste trabalho, faz-se importante expedir uma exposição um pouco mais aprofundada de cada uma, de modo a esclarecer e detalhar as relações que as mesmas expressam e a evolução pela qual passaram.

3.1 A curva de Phillips e o seu papel

Segundo Schwartzman (2006, pag. 138), a relação proposta pela curva de Phillips pode ser chamada de relação estrutural, pois “depende apenas de parâmetros comportamentais, tecnológicos e institucionais da economia em questão”. O autor ainda lembra que tais relações são de suma importância na efetivação da política macroeconômica, já que modificam o ambiente em que os agentes econômicos tomam suas decisões. Arruda, Ferreira e Castelar (2011) também salientam a importância da curva de Phillips para representar o lado da oferta da economia dentro de modelos macroeconômicos.

Durante seu processo de evolução, a curva de Phillips contou com importantes contribuições de economistas monetaristas, como Phelps (1967) e Friedman (1968), passando pelos novos clássicos, como Lucas (1973), e pelos novos keynesianos, como Fischer (1977).

De acordo com Blanchard e Galí (2005) a chamada nova curva de Phillips keynesiana (NKPC), originalmente proposta por Calvo (1983), que compõe atualmente o modelo de pequeno porte utilizado pelo Banco Central, tem a seguinte formulação básica:

$$\pi = \beta E\pi(+1) + \kappa(y - y^*) \quad (9)$$

Em que π é a inflação, $E\pi(+1)$ é a expectativa de inflação formulada em t para o período $t+1$, y é o logaritmo do produto, y^* é o logaritmo do produto potencial e $(y - y^*)$ é o hiato do produto. Blanchard e Galí (2005) mostram que na equação (9) quando a inflação está

¹⁰ Lei de Okun: relaciona a taxa de desemprego da economia com o hiato da produção.

estabilizada, o hiato do produto também estará, sendo que tal propriedade é conhecida como “coincidência divina”.

Segundo Correia e Pereima (2011) a argumentação novo keynesiana consiste em argumentos que ratificam a existência de rigidez nominal nos preços, que são baseados nos custos operacionais que incidem sobre as empresas, quando estas aumentam seus preços. Logo, neste caso a rigidez nominal pode ser explicada por “custos de menu”, além da escalonagem de contrato. Esta última decorreria do fato que os contratos reajustam os preços em diferentes períodos de tempo e da racionalidade limitada, associada à incapacidade real da empresa em obter informações perfeitas, como por exemplo, a respeito da tomada de decisão das outras empresas.

Por fim, deve-se ressaltar que ainda se discutem modificações e hipóteses relacionadas à curva de Phillips, dentre estas, pode-se citar a suposição de não linearidade de tal curva, como mostram Arruda, Ferreira e Castelar (2011) que citam autores como Tambakis (1998) e Bean (2000) que acreditam que a curva de Phillips é convexa, autores como Stiglitz (1997) e Eisner (1997) que são a favor da hipótese de que a curva de Phillips é côncava e ainda autores como Filardo (1998) que acreditam que a curva aqui discutida seja uma combinação entre uma curva côncava e uma curva convexa. Além de Mishkin (2007), que expõe que a curva de Phillips apresenta um formato mais horizontal.

3.2 A curva IS e o seu papel

Dentro do “Novo Consenso Macroeconômico”, a curva IS é utilizada para representar a demanda agregada. A curva LM, que tradicionalmente compunha-se com a curva IS para determinação da demanda agregada, foi afastada nesse novo contexto teórico¹¹.

Santos e Holland (2008) pontuam que a curva IS tem recebido pouca atenção, dado que os estudos empíricos a seu respeito são raros. De maneira genérica, a curva IS expressa a relação entre a taxa real de juros e o hiato do produto, representando assim o canal básico de transmissão da política monetária para a inflação (SANTOS E HOLLAND 2008). Por meio de tal curva pode-se avaliar como a política monetária influencia o movimento da inflação no futuro.

Seguindo a apresentação inicial de Calvo (1983) e Fuhrer e Rudebusch (2004), tem-se que a formulação mais simples da curva IS, pode ser representada da seguinte forma:

¹¹ Romer (2000) faz uma crítica direta ao modelo IS-LM dizendo que falta a este uma fundamentação microeconômica e um papel para as expectativas.

$$y_t = E_t y_{t+1} + \sigma(i_t - E_t \pi_{t+1}) + \eta \quad (10)$$

Em que y_t é o hiato do produto, i_t é a taxa nominal de juros, $E_t \pi_{t+1}$ é a expectativa de inflação, σ representa a elasticidade intertemporal do consumo e η é o termo de erro. Pela equação (10), percebe-se que a formulação inicial da curva IS não contempla variáveis que representam o governo, o setor externo, nem os bens de capitais ou bens duráveis, logo só é válida para economias que não possuem tais elementos (FUHRER e RUDEBUSCH, 2004).

Fuhrer e Rudebusch (2004) ressaltam que a formulação exposta na equação (10) apresenta alguns problemas, já identificados por diversos autores, no momento de combinar as principais características dinâmicas dos dados agregados e por isso surgiu a necessidade de desenvolver modelos conhecidos como “híbridos”, cujo objetivo é generalizar a formulação inicial.

Sendo assim, novas composições da curva IS foram surgindo com a finalidade de melhorar a formulação inicial e de trazer para esta, elementos que tornem seu uso válido para economias reais. Dentre os fatores que devem ser considerados na construção de uma curva IS, Fuhrer e Rudebusch (2004) e Santos e Holland (2008) pontuam que deve-se ponderar: i) que o hiato do produto também é função do hiato do passado e não apenas da esperança que se tem para o hiato no futuro; ii) que existe uma defasagem entre uma variação na taxa de juros e a resposta plena do hiato a tal movimentação e iii) que no caso de uma economia aberta, a curva IS também deve considerar as mudanças na taxa de câmbio real.

Para o caso específico do Brasil, existem diversos estudos que adaptam a formulação da curva de demanda agregada, de acordo com o objetivo pretendido e com as especificidades da economia brasileira.

Amaral e Oreiro (2008) acrescentam o efeito riqueza na formulação da curva IS que utilizam, pois assumem que este pode ser considerado um dos canais de transmissão da política monetária, buscando desta forma obter o impacto da taxa de juros sobre o produto por meio da riqueza financeira. Bonomo e Brito (2002) constroem uma IS antecipativa, em que o produto atual depende da expectativa de produto futuro e que abriga em sua formulação uma variável que representa o câmbio real. Carneiro e Wu (2003) dentre as várias estimações que realizam para a curva IS, incluem em uma delas a taxa de crescimento do PIB dos EUA. Santos e Holland (2008) inserem na curva IS a taxa de câmbio real, os termos de troca e uma medida de demanda agregada global, como forma de contemplar a participação do setor externo na economia.

Nas últimas décadas, como já foi frisado anteriormente, tem prevalecido um novo consenso macroeconômico, dentro deste contexto e segundo Goodhart e Hofmann (2005) a versão teórica da curva IS Novo Keynesiana (que tem sido ultimamente a ferramenta padrão para a análise de política monetária) é puramente prospectiva (*forward looking*), porém em aplicações empíricas tem-se usado as expectativas passadas (*backward looking*) de modo a obter a resposta defasada do produto em relação às medidas de política monetária. Esta última formulação da curva de IS compõe atualmente o modelo de pequeno porte utilizado pelo Banco Central, que como já foi ressaltado também é de grande interesse para este trabalho.

Antes de finalizar esta subseção, faz-se importante explicar o porquê do não uso da curva LM, que representa a relação positiva entre produção/produto e taxa de juros, tomando por base a relação entre oferta monetária e preferência por liquidez. De acordo com Romer (2000) o modelo IS-LM foi, por mais de meio século, a ferramenta central de ensino e prática da macroeconomia.

Segundo as explicações fornecidas por Goodfriend (2004) a respeito do progresso da teoria que está por de trás das políticas monetárias, pode-se dizer que a substituição da curva LM está no bojo do que se considera o “Novo Consenso Macroeconômico”, já explicado por este trabalho.

Romer (2000) salienta que no modelo tradicional IS-LM, a curva LM e a suposição de que o Banco Central tem como alvo uma meta monetária, podem ser substituídos, sem nenhum problema, pelo pressuposto de que Banco Central segue uma meta para a taxa de juros real, o que segundo o autor torna o tratamento da política monetária mais fácil, minimizando a quantidade de simultaneidade e dando origem a uma dinâmica simples e razoável.

Aliás, Romer (2000) e Blanchard (2008) consideram o modelo composto pela curva de Phillips, além de uma curva IS e uma regra de política monetária, simples, analiticamente convincente e bom substituto para o modelo IS-LM.

Logo, é com base no novo consenso exposto acima e nas críticas direcionadas ao modelo IS-LM, que se deixou de utilizar a curva LM, quando a intenção é analisar o equilíbrio macroeconômico.

3.3 A função de reação do Banco Central e o seu papel

A função de reação do Banco Central, também conhecida como regra de condução da política monetária similar à de Taylor, traz a taxa de juros como o principal instrumento de política monetária a ser usado com vistas a manter a inflação dentro das metas estipuladas.

Taylor (1993) chegou a uma regra que uniu, de maneira bem simples, os estudos mais recentes da época. Tal autor pontua em seu trabalho que a melhor maneira de se obter bons resultados no que tange à inflação e ao crescimento econômico é por meio de regras claras e críveis de política monetária. Para este autor, boas regras de política monetária tipicamente devem postular que a taxa básica de juros deve mudar em resposta às variações nas taxas de crescimento de preço ou de renda real.

Taylor (1993) propôs uma regra, que ele mesmo ressaltava que não era um consenso no que se referia ao tamanho dos coeficientes, mas que era útil para representar como uma norma de política monetária deveria ser além de não ter uma estrutura complexa. Para Soares e Barbosa (2006), a regra de Taylor apesar de ser simples e de fácil manipulação, representa bem processos econômicos de ordem mais complexa, permitindo a estimação da taxa básica de juros da economia com razoável exatidão.

Tal regra tem basicamente a seguinte formulação:

$$r = p + 0,5y + 0.5(p - 2) + 2 \quad (11)$$

em que r representa a taxa de juros básica do Banco Central, que é uma taxa de juros de curto prazo, p é o desvio da inflação em relação à sua expectativa e y é o desvio do PIB em relação à sua meta.

Dentre os trabalhos que estimam uma regra de política monetária similar à de Taylor para a economia brasileira, o desenvolvido por Minella et al. (2003), que é um dos que mais se destaca, estima a seguinte função de reação do Banco Central:

$$i_t = \alpha_1 i_{t-1} + (1 - \alpha_1)(\alpha_0 + \alpha_2(E_t \pi_{t+j} - \pi_{t+j}^*) + \alpha_3 y_{t-1} + \alpha_4 \Delta e_{t-1}) \quad (12)$$

em que: i_t é a taxa Selic decidida pelo Comitê de Política Monetária (COPOM), y_t é o hiato do produto calculado como a diferença entre o PIB real (foi usado como *proxy* desta variável a produção industrial mensal ajustada sazonalmente) e o potencial (obtido pelo filtro HP), Δe_{t-1} é a variação na taxa de câmbio nominal, $E_t \pi_{t+j}$ é a expectativa de inflação e π_{t+j}^* é a meta de inflação. Para medir o desvio da expectativa de inflação em relação à meta $(E_t \pi_{t+j} - \pi_{t+j}^*)$, os autores usam uma média ponderada para os desvios da expectativa de inflação em relação à meta para o ano presente e para o ano seguinte, onde os pesos são inversamente proporcionais ao número de meses restantes do ano, como mostra a equação (13):

$$D_j = \frac{(12-j)}{12} (E_j \pi_t - \pi_t^*) + \frac{j}{12} (E_j \pi_{t+1} - \pi_{t+1}^*) \quad (13)$$

em que D_j é a medida do desvio da expectativa de inflação em relação à meta, j indica o mês e t indica o ano, $E_j \pi_t$ e $E_j \pi_{t+1}$ são respectivamente a expectativa de inflação no mês j para a inflação no ano t e a expectativa no mês j para a inflação no ano $t+1$. E π_t^* e π_{t+1}^* são respectivamente a meta de inflação para o ano t e a meta de inflação para o ano $t+1$. Os autores utilizam este cálculo para obter uma única medida do desvio da expectativa de inflação em relação à meta de inflação, já que no Brasil as metas são definidas no presente para os dois anos seguintes. Para a estimação da função proposta por Minella et al. (2003), são utilizadas duas fontes para as expectativas da inflação: as previsões de inflação estimadas pelo Bacen e publicadas nos Relatórios de Inflação e as expectativas obtidas por meio das pesquisas que o Banco Central realiza entre as instituições financeiras e as firmas de consultoria.

Os autores estimam três especificações diferentes para a função de reação apresentada pela equação (12): i) apenas com a Selic e o desvio da expectativa de inflação; ii) com a Selic, o desvio e o hiato do produto e iii) com a Selic, o desvio, o hiato e a variação na taxa de câmbio nominal. Os dados compreendem o período de julho de 1999 a junho de 2002.

Os resultados obtidos por Minella et al. (2003) mostram que independentemente da fonte das expectativas, o Banco Central reage fortemente a elas, o que mostra, segundo os autores, que a condução da política monetária está assentada sobre uma base *forward-looking* e responde às pressões inflacionárias de maneira gradual. Já no que tange ao hiato do produto, os autores ressaltam que este apresenta coeficiente estimado com o sinal inverso ao esperado em todas as especificações estimadas e em apenas uma delas (com a expectativa retirada dos Relatórios de Inflação e sem a presença do câmbio) o coeficiente é estatisticamente significativo. Os autores concluem então que os choques de oferta fazem com que a inflação aumente e o produto diminua. Já no que diz respeito à taxa de variação do câmbio, toda vez que esta é inserida na função juntamente com o hiato do produto, seu coeficiente se torna não significativo, pois segundo os autores os choques externos tendem a gerar pressões inflacionárias ao mesmo tempo em que tendem a reduzir o produto da economia, pelo menos no curto prazo.

Holland (2005) estima uma função de reação composta pela taxa básica de juros Selic, pela expectativa da inflação, pelo hiato do produto (obtido por meio da produção industrial ajustada sazonalmente) e pela taxa de câmbio real, com dados que vão desde de julho de 1999

a janeiro de 2005, por meio do Método dos Momentos Generalizados (GMM). Os principais resultados encontrados por Holland (2005) mostram que a expectativa de inflação tem coeficientes estimados grandes e significativos, o que demonstra que esta variável é importante para a definição da Selic. Os valores encontrados para os coeficientes do hiato apresentaram sinal inverso ao esperado e aqueles estimados para o câmbio real não se mostraram significativos.

Pagano e Rossi Junior (2009) estimam duas funções de reação para o Banco Central, uma linear e outra não linear; em ambas as versões os autores utilizam a taxa de juros nominal que o Banco Central deseja implementar, a taxa de juros nominal de equilíbrio da economia, o desvio da inflação esperada para k períodos em relação à meta de inflação (os autores utilizam a expectativa de inflação obtida por meio da pesquisa *Focus* e usam o mesmo cálculo que Minella et al.(2003) fazem para encontrar o desvio), e o hiato do produto, além de um termo de ajustamento parcial. O método de estimação linear empregado foi o dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) e para a estimação não linear foi empregado o modelo de transição suave (*Smooth Transition Regressions-STR*), por meio dos quais foram analisados dados mensais que vão de julho de 2000 a agosto de 2008. Com a estimação do modelo linear e do modelo não linear os autores encontram que o Banco Central respeita o princípio de Taylor, já que os resultados indicam que diante da elevação da inflação esperada, o Bacen eleva a taxa de juros nominal mais que proporcionalmente, com a finalidade de elevar a taxa de juros real, já o coeficiente associado ao hiato do produto apresentou valor menor do que o associado com a inflação.

Modenesi (2011) estima uma regra de Taylor para a economia brasileira do tipo *backward-looking*, ou seja, com a inflação defasada. Além disso, divide a variação do IPCA em inflação livre e administrada, assim como fazem Figueiredo e Ferreira (2002). O autor ainda inclui em seu modelo a taxa Selic efetiva e o hiato do produto obtido por meio da produção industrial. O autor faz uso de dados mensais entre janeiro de 2000 e dezembro de 2007 e estima o modelo pelo método dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO). Em relação ao hiato do produto o autor encontra um coeficiente significativo a 10% e com o sinal esperado, porém com um valor pequeno. Além disso, o autor encontra uma reação maior da Selic frente aos preços livres em comparação aos preços administrados.

Por fim, pode-se citar Nobre e Moreira (2014) que estimam uma função de reação do tipo *forward looking* para a economia brasileira, composta pela taxa Selic fixada pelo COPOM, pelo desvio do produto industrial em relação ao produto industrial potencial, pelo desvio da inflação acumulada nos últimos 12 meses, pelo desvio da expectativa de inflação

acumulada e pelo câmbio real. Para estimar a função proposta os autores também utilizam o método de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) para o período de janeiro de 2005 a julho de 2012. Os autores encontram que a taxa de câmbio, o hiato do produto e o desvio da expectativa de inflação não são significativos estatisticamente, apenas o desvio da inflação e o componente autorregressivo da Selic se mostram relevantes estatisticamente. O maior coeficiente encontrado foi o do componente autorregressivo da taxa de juros, que representa a inércia desta variável, seguido pelo coeficiente do desvio da inflação.

3.4 Os choques de oferta e a política monetária brasileira

Nesta subseção será exposta brevemente a relação entre os choques de oferta provocados pelos preços das *commodities* e a política monetária brasileira. Antes de avaliar tal ligação, é importante observar a trajetória dos preços das *commodities*, bem como a do índice de preço que mede a inflação brasileira. A figura 1 mostra a relação entre a evolução do índice oficial de inflação no Brasil (Índice de Preços ao Consumidor Amplo – IPCA) e a do índice de preços das *commodities* calculada pela Thomson Reuters, o CRB spot¹², que abrange preços de produtos vegetais, animais e metais. Percebe-se que há uma tendência positiva importante relacionando as duas variáveis, entre 2002 e 2014, sendo que o índice CRB apresenta uma variação maior, com picos de alta entre 2007/2008 e durante o ano de 2011, imprimindo ao longo do período analisado uma trajetória ascendente, que é seguida pelo IPCA. Desta forma, a Figura 1 apresenta uma primeira evidência da relação que pode existir entre os preços das *commodities* e a inflação brasileira.

¹² O índice de preço CRB spot, calculado pela Thomson Reuters, é composto por quatro grupos diferentes de *commodities*, o primeiro é formado por petróleo bruto, petróleo de aquecimento e gasolina, sendo que seu peso no índice é de 33%. O segundo grupo inclui gás natural, milho, soja, boi gordo, alumínio e cobre e tem peso de 42% no índice. O terceiro grupo é constituído por açúcar, algodão, café e cacau e tem peso de 20% no índice. E por fim o quarto grupo é composto por níquel, trigo, suínos, suco de laranja e prata e tem um peso de 5% no índice (THOMSON REUTERS, 2013).

Figura 1 - Comparação entre IPCA e CRB spot

Fonte: IPEA e Thomson Reuters

Por meio da Figura 2, é possível verificar que a evolução dos índices de preço CRB's spot¹³ calculados separadamente para o petróleo, para os alimentos e para os metais apresentam trajetórias semelhantes, indicando que o fenômeno da comovimentação, já tratado neste trabalho, se faz presente. É importante ressaltar que essa movimentação, relativamente sincronizada, é gerada nos mercados internacionais e internalizada no mercado doméstico brasileiro. Ademais, através da Figura 2 é possível verificar que no final do período analisado, mais especificamente a partir de 2012, há a manutenção dos índices em níveis um pouco mais baixos, devido à desaceleração da economia mundial, inclusive da economia chinesa.

¹³ É relevante frisar que um índice de preço spot se refere a um índice construído com preços pelos quais os produtos, no caso em questão as *commodities*, foram vendidas para entrega imediata.

Figura 2 - Trajetórias das categorias do índice de preço de *commodities* CRB

Fonte: Thomson Reuters

Dados os comovimentos que os preços das diferentes *commodities* apresentam (Figura 2) e sua possível relação com a taxa de inflação (Figura 1), faz-se importante analisar o comportamento da política monetária brasileira perante os choques provocados pela movimentação de tais produtos básicos.

Analisando os relatórios de inflação desde a sua primeira publicação, é possível perceber que a política monetária brasileira mantém seu foco de atuação sobre a demanda agregada da economia. Tal fato fica claro em inúmeras passagens ao longo de todos os exemplares desta publicação trimestral, como por exemplo, na publicação de março de 2000, quando é afirmado que: “O mecanismo principal de transmissão da política monetária para a inflação opera pelo canal da demanda agregada” (BACEN, 2000a, p.09). E na publicação de dezembro de 2002:

No caso de choques de oferta (também conhecidos como choques de custo) também temos seguido a recomendação tradicional: o impacto direto sobre o nível de preços é acomodado (ou seja, não provoca resposta da política monetária), mas se combatem os efeitos secundários (ou inerciais) do choque (BACEN, 2002, p.114).

No trecho acima, o que é descrito como recomendação tradicional, nada mais é do que agir contra os choques de demanda na sua totalidade e interferir apenas nos efeitos secundários dos choques de oferta, já que estes na maioria das vezes são considerados como transitórios. Esta é uma máxima que desde a implantação do Regime de Metas até os dias atuais é sempre colocada em prática quando se observa a ocorrência de algum choque de

oferta, e isso também pode ser comprovado por meio diversos trechos dos vários volumes dos relatórios de inflação.

Em praticamente todos os relatórios publicados até o período recente, é possível encontrar afirmações reforçando a ideia de que os choques de oferta, como os agrícolas, são transitórios, como por exemplo, no relatório de inflação de junho de 2000, onde é ressaltado que os efeitos dos choques de oferta, sendo temporários, dissipam-se com rapidez e alteram pouco as expectativas. (BACEN, 2000a). Logo, o aumento do nível de preços, provocado pela elevação nos preços dos alimentos, são comportados/incorporados pelos intervalos estipulados para as metas de inflação (BACEN, 2000c). Desta maneira, observa-se que apenas os efeitos secundários dos choques de oferta são alvos da política monetária, que acaba por atuar no sentido de impedir que estes não se propaguem, como pode-se ler na página oito do relatório de setembro de 2001.

Aqui é importante salientar a opinião contrastante de Gordon (1984), que acredita que mesmo que os choques de oferta provoquem aumentos temporários na inflação, tal elevação do nível de preços não acontece sem custos de bem-estar.

Também é relevante ressaltar que a reação do Banco Central brasileiro perante um choque de oferta é parecida com a dos Bancos Centrais de outros países que também utilizam o Sistema de Metas de Inflação. Tachibana (2013) mostra em suas análises que nos casos da Austrália, Canadá, Nova Zelândia, Suécia e Reino Unido, após a adoção do Regime de Metas, os Bancos Centrais passaram a ter repostas acomodativas diante dos choques de oferta, ao contrário do que se dava no período anterior a esse regime. Porém, é importante lembrar que os países analisados por Tachibana (2013) não apresentam sinais importantes de indexação na economia, logo os efeitos dos choques de oferta provavelmente não são repassados para o resto da economia na mesma intensidade que no caso brasileiro, isso porque de acordo com Oliveira (2010), a indexação financeira no Brasil ainda não foi eliminada.

Um dos possíveis motivos que explica o controle da inflação pelo lado da demanda e o não controle dos efeitos primários dos choques de oferta, pode ser o fato de que combater estes efeitos primários é muito oneroso em termos de nível de atividade. Isso porque os formuladores de política têm que lidar com o *trade off* entre estabilizar o produto ou a inflação (BACEN, 2011a). E assim acaba-se seguindo a prescrição de não reagir aos efeitos primários dos choques de oferta: “A teoria recomenda que, na presença de choques negativos de oferta, a política monetária ótima não reaja aos efeitos de primeira ordem (efeitos primários)” (BACEN, 2011a, p.96/97).

É importante citar aqui que para fugir de tal *trade off* muitos países acabam utilizando como medida para os níveis de preços, o núcleo da inflação, pois, segundo Aoki (2011), muitos acreditam que o núcleo da inflação é uma boa medida, já que exclui flutuações nos preços da energia e dos alimentos, que são considerados movimentos transitórios, visto que são causados por choques temporários e específicos. Porém, Frankel (2006) argumenta que o núcleo da inflação não é um conceito bem compreendido entre a população em geral, logo, esta não se sente tranquila quando as autoridades dizem que não se deve preocupar com os elevados preços dos alimentos e da energia.

Ainda tratando dos choques de oferta, mas agora daqueles provocados especificamente pela variação dos preços das *commodities*, tem-se que apenas no relatório de março de 2003 é que as *commodities* “ganham” um espaço propriamente dito na publicação do Banco Central. Até então, em todas as passagens em que se tratava de um choque de oferta, este era relacionado principalmente com os preços dos alimentos *in natura*, dos alimentos em geral, dos produtos agrícolas ou do preço dos combustíveis, que são termos sinônimos de *commodities*, comercializados dentro do país, sem ainda fazer menção ao comércio mundial comum dos mesmos e sem relacionar seus preços internos e externos. A partir de 2003 é que paulatinamente passou-se a dar cada vez mais ênfase para a movimentação e a correlação dos preços nacionais e internacionais das *commodities* citando pela primeira vez informações a respeito do índice de preços de *commodities* CRB (*Commodity Research Bureau*) (BACEN, 2004, p.39). E somente no último relatório do ano de 2010 é que foi apresentado o Índice *Commodities* Brasil (IC-Br), criado com o objetivo de distinguir a parte das variações de preços das *commodities* nos mercados externos que é importante para a dinâmica da inflação interna do país.

Segundo BACEN (2010b) os efeitos da variação nos preços das *commodities* sobre o nível de preços da economia se dissipam no decorrer de poucos meses, tal afirmação é justificada pelo Banco Central por meio de cálculos realizados, em que é feita a exclusão dos efeitos parciais e totais da variação do índice de *commodities* da variação do IPCA.

Porém, ao mesmo tempo, as autoridades reconhecem que a inflação sofre influência de choques de oferta: “A trajetória recente do indicador ratifica a visão de que houve contribuição significativa, nos últimos meses, da elevação dos preços das *commodities* para a aceleração do IPCA” (BACEN, 2010b, p.61). Admitindo assim, que isso pode dificultar a convergência da inflação para o centro da meta estipulada e isso pode ser verificado principalmente nos relatórios mais recentes.

Outro fato que corrobora a maior importância dispensada aos choques de oferta é a inclusão destes na decomposição do IPCA, realizada pela primeira vez no relatório de março de 2011, passando então a variação do IPCA a ser decomposta em variação cambial, inércia associada à parcela da inflação que excedeu a meta acumulada a partir do último trimestre do ano anterior, diferença entre as expectativas de inflação dos agentes e a meta, choque de oferta, inflação dos preços livres, excluídos os efeitos dos quatro itens anteriores e inflação dos preços administrados por contratos e monitorados, retirando-se os efeitos dos dois primeiros itens. Neste mesmo relatório são citados dados referentes à porcentagem da inflação brasileira explicada pelo componente “choque de oferta”, sendo tal porcentagem maior do que 25% para o ano de 2004, 2007, 2008 e 2010, ao passo que em 2008 tal porcentagem chegou a 47,6% (BACEN, 2011a).

Já no relatório de junho de 2011, as autoridades monetárias expressam o seu pleno conhecimento do contínuo aumento dos preços das *commodities* a partir de 2002 e creditam tal trajetória às restrições na oferta, à depreciação do dólar e em especial a expressiva evolução da demanda mundial, fruto do crescente consumo de alimentos por parte das principais economias emergentes, além do uso de grãos para a obtenção de biocombustíveis. Soma-se a isso os grandes investimentos em infraestrutura e na construção civil, aliadas a ampliação da produção de bens de consumo duráveis nas principais economias emergentes, que contribuem para a elevação dos preços das *commodities* metálicas e energéticas (BACEN, 2011b). Aliás, é interessante pontuar que tais explicações são as mesmas que vários estudiosos do assunto utilizam, mas que por outro lado Frankel e Rose (2009) denominam de populares no sentido de não fornecerem uma boa explicação para o movimento dos preços das *commodities*, como já foi discutido anteriormente por este trabalho.

É possível perceber, em conclusão, a importância e o destaque que os preços das *commodities* ganharam nos relatórios ao longo dos anos, o que é um reflexo direto da relevância cada vez maior que estes preços passaram a ocupar na economia brasileira. Tanto que este processo levou o Banco Central à criação do IC-Br, um indicador com uma estrutura de ponderação desenvolvida com a finalidade de medir o impacto das mudanças nos preços das *commodities* sobre a inflação ao consumidor brasileiro.

4 DADOS E METODOLOGIA

Baseado no modelo de Bogdanski, Tombini e Werlang (2000) e em sua versão utilizada atualmente pelo Bacen, que incorpora as modificações necessárias para tornar tal modelo aderente à atual realidade econômica brasileira, e considerando as equações que compõem o Novo Consenso Macroeconômico, o presente trabalho irá estimar uma Curva de Phillips, do lado da oferta, e uma Curva IS, do lado da demanda, além de uma regra de condução da política monetária semelhante à de Taylor, de modo a contemplar o objetivo geral proposto de avaliar a participação dos choques de oferta, provocados pelas variações nos preços das *commodities*, na economia brasileira e a atuação da política monetária perante os mesmos. Para capturar as relações dinâmicas entre as variáveis consideradas, o modelo será estimado por meio de Vetores Autorregressivos com Correção de Erro na sua versão estrutural (SVEC).

Neste capítulo serão expostos os dados, as equações que serão estimadas, bem como os procedimentos econométricos empregados.

4.1 Equações e dados utilizados

Com base na discussão teórica sobre choques de oferta e sua relação com os níveis de inflação e com a política monetária, apresentam-se a seguir as equações - curva de Phillips, curva IS e função de reação do Bacen - a serem estimadas.

4.1.1 Curva de Phillips

$$\pi_t = \sum_{j=1}^n \alpha_{1j} \pi_{t-j} + \sum_{j=1}^n \beta_{1j} crb_{t-j} + \sum_{j=1}^n \delta_{1j} e_{t-j} + \sum_{j=1}^n \varphi_{1j} \exp_{t+1} + \sum_{j=1}^n \gamma_{1j} h_{t-j} + \sum_{j=1}^n \omega_{1j} prodtrab_{t-j} + \varepsilon_t \quad (14)$$

Nessa expressão, π é a inflação medida pelo IPCA, crb é o índice de preço de *commodities* expresso em dólares, que representa o choque de oferta dentro da equação¹⁴, e é a taxa de câmbio nominal, $\exp$ é a expectativa atual da inflação futura (inflação do mês seguinte), h é o hiato do produto, $prodtrab$ é uma medida da produtividade do trabalho, j é o número de defasagens consideradas para cada variável, e ε é o termo de erro.

A curva de Phillips exposta acima apresenta algumas diferenças em relação à que é atualmente utilizada pelo Banco Central do Brasil. A primeira diz respeito à medida de inflação utilizada: neste estudo, optou-se por usar o índice cheio da inflação que compreende

¹⁴ É importante ressaltar que o índice de preço de *commodities* CRB foi utilizado neste trabalho em detrimento do índice de preço de *commodities* IC-Br calculado pelo Banco Central, com vistas a seguir a formulação da curva de Phillips que o Banco Central usa em suas análises.

os preços livres e os preços administrados assim como faz Schwartzman (2006), ao invés de um índice que mede apenas a inflação dos preços livres. Isso porque pretende-se captar inclusive possíveis efeitos que os choques de oferta possam provocar nos ajustes de preços administrados.

Outra diferença é a presença, neste trabalho, da taxa de câmbio, já que como nesta equação foi utilizado o índice de *commodities* em dólares, faz-se necessária a presença da taxa de câmbio. Essas variáveis provavelmente interagem entre si, principalmente na direção das *commodities* para o câmbio, como aponta Ono (2014).

Uma terceira diferença é a presença, neste estudo, da variável “produtividade do trabalho” que entra na equação para representar possíveis efeitos dessa variável sobre a taxa de inflação através das variações que possa causar nos custos das firmas.¹⁵

Para a estimação da equação de Phillips foram utilizados dados mensais que vão de março de 2002 a abril de 2014¹⁶. Todas as variáveis foram transformadas em índice com o ano base em março de 2002. Conforme propõem Bogdanski, Tombini e Werlang (2000), todas as variáveis (índices) foram expressas em logaritmos. A Tabela 1 apresenta uma descrição mais completa de todas as variáveis que integram a curva de Phillips proposta por este trabalho:

Tabela 1- Descrição das variáveis utilizadas na curva de Phillips

(continua)

VARIÁVEIS	REPRESENTAÇÃO	DESCRIÇÃO
IPCA	π	Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA). Fonte: IBGE-IPEADATA
CRB	crb	Índice de preços <i>Commodity Research Bureau</i> (CRB) <i>spot</i> em dólares. Fonte: Thomson Reuters.
CÂMBIO	e	Taxa de câmbio - Livre - Dólar americano (venda) - Média de período - mensal - u.m.c./US\$. Série número: 3698. Fonte: Sistema de Séries temporais do Banco Central.

¹⁵ Como pode ser notado, a curva de Phillips proposta não contempla em sua formulação a variável desemprego, assim como propõem as formulações tradicionais desta curva, mas é importante ressaltar que tal variável se faz presente indiretamente por meio do hiato do produto, já que pela Lei de Okun é possível estabelecer relações entre o produto e o desemprego.

¹⁶ Este período de tempo foi escolhido devido a disponibilidade de dados da variável que mede a média de horas efetivamente trabalhadas por semana, que foi utilizada para a construção da variável “produtividade do trabalho”, uma vez que a mesma estava disponível para o período entre 03/2002 e 04/2014, quando a coleta dos dados foi feita.

Tabela 1 - Descrição das variáveis utilizadas na curva de Phillips

(conclusão)		
VARIÁVEIS	REPRESENTAÇÃO	DESCRIÇÃO
EXPECTATIVA DA INFLAÇÃO	<i>exp</i>	Expectativa no período presente para a inflação em $t+1$. Obtida através da média diária dos valores divulgados da pesquisa <i>focus</i> para cada mês. Fonte: Sistema de Expectativas do Banco Central.
HIATO DO PRODUTO	<i>h</i>	Para o cálculo do hiato, foi utilizada a seguinte fórmula: $\frac{(PIB_{real} - PIB_{potencial})}{PIB_{potencial}}$ <p>Em que para representar o PIB real foi utilizada a série PIB mensal - Valores correntes (R\$ milhões) - R\$ (milhões). Série nº 4380 do Bacen¹⁷. Fonte: Banco Central. E o PIB potencial foi estimado pelo filtro de Hodrick –Prescott¹⁸.</p>
PRODUTIVIDADE DO TRABALHO	<i>prodtrab</i>	Para o cálculo da produtividade do trabalho, foi utilizada a seguinte fórmula: $Prodtrab = PIB / horas\ trab.$ <p>Onde usou - se o mesmo PIB real utilizado no cálculo do hiato e a média das horas efetivamente trabalhadas por semana, pelas pessoas de 10 anos ou mais de idade, ocupadas na semana de referência - Todos os trabalhos divulgados pelo IBGE, Pesquisa Mensal de Emprego.</p>

Fonte: Elaborado pela autora

¹⁷ O hiato do produto também foi calculado utilizando a produção industrial dessazonalizada (calculada pelo IBGE) e com a Utilização da Capacidade Instalada (calculada pela Confederação Nacional da Indústria), porém a série que apresentou um melhor ajuste no modelo proposto foi a obtida com o uso do PIB mensal calculado pelo IBGE, por isso a mesma foi escolhida para integrar a análise.

¹⁸ Com o filtro Hodrick e Prescott ou simplesmente filtro HP o produto potencial é calculado a partir da minimização da soma do quadrado das diferenças entre a série efetiva e a sua tendência de longo prazo, sujeita à restrição de que a soma do quadrado das segundas diferenças da tendência deve ser zero. O peso desta última restrição, representada por “ λ ”, pode variar, e o raciocínio é que quanto maior este peso, maior é a tendência que a derivada do filtro HP tem de se aproximar de uma reta. Em contraste, quanto menor o peso atribuído à “suavização” da tendência, mais esta se aproxima da série original. No caso deste trabalho o peso atribuído a suavização foi de 14.400, já que este é o valor padrão sugerido na literatura para séries mensais, como é o caso da série utilizada aqui (HODRICK e PRESCOTT, 1997).

4.1.2 Curva IS

$$h_t = \sum_{j=1}^n \alpha_{1j} h_{t-j} + \sum_{j=1}^n \beta_{1j} r_{t-j} + \sum_{j=1}^n \delta_{1j} NFSP_{t-j} + \sum_{j=1}^n \phi_{1j} e_{t-j} + \sum_{j=1}^n \gamma_{1j} crb_{t-j} + \sum_{j=1}^n \omega_{1j} \exp_{t+1} + \sum_{j=1}^n \psi_{1j} ocdechchina_{t-j} + \varepsilon_t \quad (15)$$

Define-se h como o hiato do produto, r é a taxa de juros nominal medida pela taxa 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, crb é o índice de *commodities* expresso em dólares, $\exp$ é a expectativa presente à respeito da inflação para um mês à frente, *ocdechchina* representa o valor das importações de bens por parte dos países da OCDE mais o valor das importações de bens por parte da China em dólares, j é o número de defasagens e ε é o termo de erro.

Assim como a curva de Phillips, a equação para a curva IS proposta por este estudo também tem uma composição que difere em algumas variáveis da equação da curva IS usada pelo Bacen. Primeiramente, pode-se destacar o uso da taxa de juros e da taxa de câmbio em suas versões nominais (esta última não consta na equação do Banco Central, mas foi acrescentada na equação assim como propõem Santos e Holland (2008), nas condições de economia aberta) e o acréscimo da expectativa presente da inflação futura, compondo, em conjunto com a taxa nominal de juros, a taxa real que integra a curva IS. Outra distinção é o uso da necessidade de financiamento do setor público para representar os gastos do governo, já que o Bacen utiliza uma medida do superávit primário estrutural.

Também foi incluído na equação da curva IS o índice de *commodities* CRB, pois, como o Brasil é um grande exportador de *commodities*, tal variável pode ter impacto direto na demanda agregada do país, além disso, como salientam Santos e Holland (2008), países exportadores de *commodities* como o Brasil, estão sujeitos a grandes flutuações em seus termos de troca, logo o índice CRB vai funcionar na composição da curva IS como uma espécie de *proxy* para os termos de troca. E ainda no espírito de economia aberta, seguindo Santos e Holland (2008), foi acrescentada uma medida da demanda agregada internacional representada pelo valor das importações dos países da OCDE mais o valor das importações da China.

Nesta parte, foram utilizados dados mensais assim como na construção da curva de Phillips, ou seja, de março de 2002 a abril de 2014, sendo que todas as variáveis também foram transformadas em índice com o ano base em março de 2002. A seguir foram tomadas na forma de logaritmos. A Tabela 2 mostra uma descrição mais completa de todas as variáveis que compõem a curva IS proposta por este trabalho:

Tabela 2- Descrição das variáveis utilizadas na curva IS

(continua)

VARIAVEIS	REPRESENTAÇÃO	DESCRIÇÃO
HIATO DO PRODUTO	h	Para o cálculo do hiato, foi utilizada a seguinte fórmula: $\frac{(PIB_{real} - PIB_{potencial})}{PIB_{potencial}}$ Em que para representar o PIB real foi utilizada a série PIB mensal - Valores correntes (R\$ milhões) - R\$ (milhões) ¹⁹ . Série nº 4380 do Bacen. Fonte: Banco Central. E o PIB potencial foi estimado pelo filtro de Hodrick –Prescott ²⁰ .
JUROS	r	Taxa referencial - swaps - DI pré-fixada - 360 dias - fim de período - (% a.a.), divulgada pela Bolsa de Valores, Mercadorias e Futuros (BM&FBovespa). Fonte: IPEADATA
NECESSIDADE DE FINANCIAMENTO DO SETOR PÚBLICO	$NFSP$	NFSP sem desvalorização cambial (% PIB) - Fluxo acumulado no ano - Resultado primário - Total - Setor público consolidado - %. Série nº5507 do Banco Central. Fonte: Banco Central do Brasil
CÂMBIO	e	Taxa de câmbio - Livre - Dólar americano (venda) - Média de período - mensal - u.m.c./US\$. Série número: 3698. Fonte: Sistema de Séries temporais do Banco Central.

¹⁹ O hiato do produto também foi calculado com a produção industrial dessazonalizada (calculada pelo IBGE) e com a Utilização da Capacidade Instalada (calculada pela Confederação Nacional da Indústria), porém a série que apresentou um melhor ajuste no modelo proposto foi a obtida com o uso do PIB mensal calculado pelo IBGE, por isso a mesma foi escolhida para integrar a análise.

²⁰ Com o filtro Hodrick e Prescott ou simplesmente filtro HP o produto potencial é calculado a partir da minimização da soma do quadrado das diferenças entre a série efetiva e a sua tendência de longo prazo, sujeita à restrição de que a soma do quadrado das segundas diferenças da tendência deve ser zero. O peso desta última restrição, representada por “ λ ”, pode variar, e o raciocínio é que quanto maior este peso, maior é a tendência que a derivada do filtro HP tem de se aproximar de uma reta. Em contraste, quanto menor o peso atribuído à “suavização” da tendência, mais esta se aproxima da série original. No caso deste trabalho o peso atribuído a suavização foi de 14.400, já que este é o valor padrão sugerido na literatura para séries mensais, como é o caso da série utilizada aqui (HODRICK e PRESCOTT, 1997).

Tabela 2 - Descrição das variáveis utilizadas na curva IS

(conclusão)

VARIAVEIS	REPRESENTAÇÃO	DESCRIÇÃO
CRB	<i>crb</i>	Índice <i>Commodity Research Bureau</i> (CRB) <i>spot</i> em dólares. Fonte: Thomson Reuters.
EXPECTATIVA DA INFLAÇÃO	<i>exp</i>	Expectativa no período presente para a inflação em $t+1$. Obtida através da média diária dos valores divulgados da pesquisa <i>focus</i> para cada mês. Fonte: Sistema de Expectativas do Banco Central.
IMPORTAÇÃO DOS PAÍSES DA OCDE+CHINA	<i>ocdechina</i>	Valor em dólares das importações de bens dos países da OCDE ²¹ e da China (ajustado sazonalmente). Fonte: OCDE.

Fonte: Elaborado pela autora

4.1.3 Função de reação do Banco Central

Para esta função foram realizadas duas estimações: uma mais fiel à formulação inicial de Taylor (1993), contendo apenas a taxa de juros, o hiato do produto e o desvio da expectativa de inflação em relação à meta; e outra, que além destas três variáveis básicas, contém a taxa de câmbio nominal e o índice CRB. Para facilitar a exposição, a primeira será chamada de função de reação A e a segunda de função de reação B, ambas são representadas respectivamente pela equação (16) e (17):

$$i_t = \sum_{j=1}^n \alpha_{1j} i_{t-j} + \sum_{j=1}^n \beta_{1j} D_{t-j} + \sum_{j=1}^n \delta_{1j} h_{t-j} + \varepsilon_t \quad (16)$$

$$i_t = \sum_{j=1}^n \alpha_{1j} i_{t-j} + \sum_{j=1}^n \beta_{1j} D_{t-j} + \sum_{j=1}^n \delta_{1j} h_{t-j} + \sum_{j=1}^n \varphi_{1j} e_{t-j} + \sum_{j=1}^n \gamma_{1j} crb_{t-j} + \varepsilon_t \quad (17)$$

Nessas expressões, i é a taxa de juros SELIC efetiva, D é uma medida do desvio da expectativa de inflação em relação à meta, h é o hiato do produto, e é a taxa de câmbio nominal, crb é o índice de *commodities* expresso em dólares, j é o número de defasagens e ε é o termo de erro.

²¹ Organização para Cooperação e Desenvolvimento Econômico, ou Organisation for Economic Cooperation and Development (OECD): é um organismo composto por 34 membros, sendo eles os seguintes países: Alemanha, Austrália, Áustria, Bélgica, Canadá, Chile, Coreia do Sul, Dinamarca, Eslováquia, Eslovênia, Espanha, Estados Unidos, Estônia, Finlândia, França, Grécia, Hungria, Irlanda, Islândia, Israel, Itália, Japão, Luxemburgo, México, Noruega, Nova Zelândia, Países Baixos, Polônia, Portugal, Reino Unido, República Tcheca, Suécia, Suíça e Turquia. A OCDE atua no alinhamento de políticas e na troca de informações com o objetivo de colaborar para o desenvolvimento dos países membros. Fonte: Secretária de Assuntos Internacionais <http://www.sain.fazenda.gov.br/sobre-a-sain-1/ocde>.

Para as duas formulações representadas pelas equações (16) e (17), optou-se por utilizar o cálculo do desvio da expectativa de inflação em relação à meta, identificado nas equações como “D”, da forma como foi proposto por Minella et al. (2003) e já exposto anteriormente²². Este desvio fornece uma medida da diferença entre a expectativa de inflação e sua meta, levando em consideração que, nos últimos períodos do ano, o peso maior fica com as expectativas referentes ao próximo ano em detrimento das expectativas que se tem para a inflação do restante do ano corrente, logo toma como base a versão *forward-looking* da expectativa. Vale lembrar que a expectativa de inflação aqui utilizada é aquela obtida pela pesquisa *Focus*, assim como Minella et al. (2003) utilizam em uma de suas formulações.

A equação (16) é bem próxima da função que o Bacen utiliza atualmente como regra de política monetária. A única diferença está na taxa de juros Selic, já que se optou por utilizar a taxa efetiva, assim como faz Modenesi (2011), ao invés de utilizar a taxa Selic decidida pelo COPOM, assim como faz Minella et al. (2003).

Por sua vez, a equação (17) difere da utilizada pelo Bacen pois contempla em sua estrutura a taxa de câmbio nominal, assim como em uma das formulações propostas por Minella et al. (2003) e o índice de preço das *commodities*, que foi incluído de modo a verificar se este índice está exercendo uma influência direta na escolha da taxa de juros. Vale ressaltar que na literatura existente para a função de reação do Banco Central do Brasil não foi encontrado nenhum registro do uso de um índice de preço de *commodities* na sua estrutura, mas como tal índice é de importância central para a análise aqui proposta, fez-se importante a sua inserção.

Para a construção da equação da regra de política monetária foram utilizados dados mensais para o mesmo período e com a mesma frequência daqueles usados nas outras equações. Todas as variáveis também foram utilizadas na forma de logaritmos. A Tabela 3 mostra uma descrição completa de todas as variáveis que compõem as funções de reação propostas por este trabalho.

²² Este cálculo foi apresentado pela equação (13) que se encontra exposta no capítulo anterior.

Tabela 3- Descrição das variáveis utilizadas nas funções de reação do Banco Central

VARIÁVEIS	REPRESENTAÇÃO	DESCRIÇÃO
TAXA SELIC EFETIVA	i	Taxa de juros SELIC- SELIC acumulada no mês anualizada - % a.a. Série número: 4189. Fonte: Sistema de Séries temporais do Banco Central.
DESVIO DA EXPECTATIVA DE INFLAÇÃO EM RELAÇÃO À META	D	Para o cálculo do desvio, foi utilizada a seguinte fórmula: $D_j = \frac{(12-j)}{12} (E_j \pi_t - \pi_t^*) + \frac{j}{12} (E_j \pi_{t+1} - \pi_{t+1}^*)$ Em que: j indica o mês e t indica o ano. $E_j \pi_t$ e $E_j \pi_{t+1}$ são respectivamente a expectativa de inflação no mês j para a inflação no ano t e a expectativa no mês j para a inflação no ano $t+1$. E π_t^* e π_{t+1}^* são respectivamente a meta de inflação para o ano t e a meta de inflação para o ano $t+1$. As expectativas de inflação foram obtidas através das médias diárias dos valores divulgados da pesquisa <i>focus</i> para cada mês, em relação ao ano corrente e para o próximo ano. Fonte: Sistema de Expectativas do Banco Central. E as metas de inflação foram obtidas pelo histórico de metas para a inflação no Brasil. Fonte: Banco Central do Brasil
HIATO DO PRODUTO	h	Para o cálculo do hiato, foi utilizada a seguinte fórmula: $\frac{(PIB_{real} - PIB_{potencial})}{PIB_{potencial}}$ Em que para representar o PIB real foi utilizada a série PIB mensal - Valores correntes (R\$ milhões) - R\$ (milhões) ²³ . Série nº 4380 do Bacen. Fonte: Banco Central. E o PIB potencial foi estimado pelo filtro de Hodrick –Prescott ²⁴ .
CÂMBIO	e	Taxa de câmbio - Livre - Dólar americano (venda) - Média de período - mensal - u.m.c./US\$. Série número: 3698. Fonte: Sistema de Séries temporais do Banco Central.
CRB	crb	Índice <i>Commodity Research Bureau</i> (CRB) <i>spot</i> em dólares. Fonte: Thomson Reuters.

Fonte: Elaborado pela autora

²³ O hiato do produto também foi calculado com a produção industrial dessazonalizada (calculada pelo IBGE) e com a Utilização da Capacidade Instalada (calculada pela Confederação Nacional da Indústria), porém a série que apresentou um melhor ajuste no modelo proposto foi a obtida com o uso do PIB mensal calculado pelo IBGE, por isso a mesma foi escolhida para integrar a análise.

²⁴ Com o filtro Hodrick e Prescott ou simplesmente filtro HP o produto potencial é calculado a partir da minimização da soma do quadrado das diferenças entre a série efetiva e a sua tendência de longo prazo, sujeita à restrição de que a soma do quadrado das segundas diferenças da tendência deve ser zero. O peso desta última restrição, representada por “ λ ”, pode variar, e a raciocínio é que quanto maior este peso, maior é a tendência que a derivada do filtro HP tem de se aproximar de uma reta. Em contraste, quanto menor o peso atribuído à “suavização” da tendência, mais esta se aproxima da série original. No caso deste trabalho o peso atribuído a suavização foi de 14.400, já que este é o valor padrão sugerido na literatura para séries mensais, como é o caso da série utilizada aqui (HODRICK e PRESCOTT, 1997).

4.2 Métodos

Primeiramente, serão apresentados todos os procedimentos auxiliares mandatórios para verificar se as séries de tempo apresentadas possuem as características necessárias para serem estimadas conjuntamente. E posteriormente, será exposta a metodologia responsável por emitir os principais resultados que nortearão as análises e as discussões.

4.2.1 Teste de raiz unitária

Uma das maneiras mais comuns de se verificar a estacionariedade de uma série temporal, é através do uso dos testes de raiz unitária, isso porque uma série que é dita não estacionária possui pelo menos uma raiz unitária.

Uma série de tempo é considerada estacionária, quando recebe um choque qualquer no valor de suas variáveis e consegue dissipar seu efeito ao longo do tempo e voltar para seu valor histórico, mantendo estáveis sua média e sua variância, e deixando sua covariância depender apenas da distância entre os dois pontos no tempo, isso em qualquer período em que sejam medidas. Em outras palavras, para uma variável ser estacionaria é necessário que todos os momentos de sua distribuição sejam constantes (WOOLDRIDGE, 2006).

A expressão raiz unitária, vem do fato que o número de diferenças necessárias para se obter uma série estacionária obedece ao número de raízes sob o círculo unitário, sendo que tal número de diferenças é conhecido como ordem de integração.

De acordo com Sartoris (2003), um teste de raiz unitária parte do princípio que a série de tempo é fruto de um processo autorregressivo de ordem um, ou seja, AR (1), assim como a equação a seguir:

$$y_t = \rho y_{t-1} + u_t \quad (18)$$

Em que ρ é o parâmetro que faz a ligação entre o valor presente da série com o seu valor passado e u_t é o termo de erro estocástico.

4.2.1.1 Teste aumentado de Dickey-Fuller (ADF)

Segundo Gujarati (2006) o teste de Dickey Fuller aumentado procura eliminar uma possível presença de autocorrelação entre os termos de erro incorporando em um processo autorregressivo, como por exemplo, o representado pela equação (18), diferenças adicionais da variável dependente, trabalhando desta forma com uma equação com a seguinte estrutura:

$$\Delta y_t = \beta_1 + \beta_2 t + (\rho - 1)y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \alpha_i \Delta y_{t-i} + u_t \quad (19)$$

Em que u_t é o termo de erro de ruído branco²⁵ e m é o número de defasagens necessárias para que os resíduos se tornem independentes. A hipótese nula do teste é a seguinte: $H_0: \rho - 1 = 0$, já que se $-1 < \rho < 1$, y_t será uma série estacionária e se $\rho = 1$ a série será não estacionária.

Bueno (2011) salienta que a escolha do número de defasagens é muito importante, pois deve fazer com que os resíduos estimados sejam um ruído branco. Sendo que o excesso ou a falta de defasagens podem interferir no resultado do teste.

Gujarati (2006) ainda mostra que o teste aqui em questão usa o método dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) para alcançar o valor estimado de ρ e o seu desvio padrão.

De modo a evitar falhas, já que o teste ADF, que é o mais utilizado, pode falhar em rejeitar uma raiz unitária falsa devido a problemas de especificação da tendência determinística, segundo Perron (1989), este trabalho utilizará mais dois testes para verificar e confirmar a estacionariedade das variáveis que compõem os modelos propostos.

4.2.1.2 Teste de Dickey Fuller Generalized Least Square (DF-GLS)

Este teste é uma variação do teste de Dickey-Fuller aumentado (ADF) apresentado acima, em que é utilizado o procedimento de filtragem prévia dos componentes determinísticos da série, sugerido por Elliot, Rothenberg e Stock (1996).

Segundo o método proposto por Elliot, Rothenberg e Stock (1996), quando a série não possui componente determinista, o teste DF-GLS é assintoticamente análogo ao teste ADF, porém em casos em que a série analisada possui média ou tendência linear desconhecida, o teste aqui em questão se mostra mais eficiente.

De modo resumido, a realização do teste DF-GLS se inicia com a extração da tendência da série utilizando o método de Mínimos Quadrados Generalizados (MQG) e logo após é utilizado o procedimento DF ou ADF na série que foi filtrada (no caso específico deste trabalho o procedimento utilizado foi o ADF), sendo que para testar a hipótese nula de presença de raiz unitária, contra a hipótese alternativa de estacionariedade, é utilizada a estatística t (SILVA NETO, 2011).

²⁵ O nome “termo de erro de ruído branco” é dado ao tipo de erro que além de representar os choques que podem ocorrer na variável dependente, tem todas as características das hipóteses básicas de um modelo de regressão linear, em outras palavras, este erro é um processo estacionário com média zero e sem a presença de autocorrelação.

4.2.1.3 Teste KPSS

De acordo com Bueno (2011) um dos problemas dos testes de raiz unitária propostos por Dickey e Fuller é que estes não conseguem rejeitar sua hipótese nula para várias séries econômicas. Este fato tem estimulado o surgimento de outros testes como o KPSS, cujo nome é formado pelas iniciais dos nomes de seus criadores: Kwiatkowski, Phillips, Schimidt e Shin.

Kwiatkowski et al. (1992) propõem um teste de raiz unitária, que ao contrário dos outros apresentados até aqui, tem como hipótese nula a afirmação de que a série observada é estacionária, sendo esta pressuposição testada contra a hipótese alternativa de presença de raiz unitária.

Seguindo a argumentação de Maddala e Kim (1998), pode-se considerar o teste KPSS como um teste confirmatório, que eleva a eficácia da análise e garante resultados mais robustos na verificação da ordem de integração das séries de tempo.

Após a realização dos testes para verificar a estacionariedade de cada variável, será necessário proceder com mais um teste de suma importância para a definição da estratégia de estimação a ser utilizada, que é o teste de cointegração.

4.2.2 Teste de cointegração

Segundo Gujarati (2006), na linguagem estatística, duas ou mais variáveis são ditas cointegradas, se entre elas existir uma relação de longo prazo, ou em outras palavras, se a longo prazo as variáveis “caminharem” juntas.

Variáveis são consideradas cointegradas, quando possuem a mesma ordem de integração e a combinação linear entre elas é estacionária, mesmo sendo ambas individualmente não estacionárias, isto é, ambas com uma raiz unitária. Porém, é importante salientar que nem todas as variáveis que possuem a mesma ordem de integração são cointegradas, e que por outro lado, se elas não forem integradas de mesma ordem elas não poderão ser cointegradas (ENDERS, 2004).

Segundo Engle e Granger (1987) *apud* Enders (2004) os componentes de um vetor $x_t = (x_{1t}, x_{2t}, \dots, x_{nt})'$ são ditos cointegrados de ordem d , b , e então representados por $x_t \sim CI(d, b)$ se todos os componentes de x_t forem integrados de ordem d e se existe um vetor $\beta = (\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_n)$ tal que a combinação linear $\beta x_t = \beta_1 x_{1t}, \beta_2 x_{2t}, \dots, \beta_n x_{nt}$ seja integrada de ordem $(d-b)$ onde $b > 0$.

Sendo assim, se for comprovada a existência de cointegração entre as variáveis, tem-se que estas se movimentam conjuntamente, e desta maneira existe um modelo de correção de

erro que indica a velocidade com que as variáveis caminham para o equilíbrio de longo prazo. Logo, as variáveis que tiverem o diagnóstico acima poderão fazer parte de uma mesma regressão, sem dar origem a uma regressão espúria²⁶ e sem a necessidade de serem diferenciadas, o que pode trazer resultados mais adequados, uma vez que o procedimento de diferenciar séries de tempo com o objetivo de torná-las estacionárias pode ocultar as informações de longo prazo a respeito das relações existentes entre as mesmas.

Os principais testes utilizados atualmente para a detecção de cointegração entre as variáveis são o teste de Engle-Granger (1987) e o de Johansen (1988). De acordo com Enders (2004), Engle e Granger (1987) consideram um sistema com as seguintes variáveis supostamente integradas de ordem um: y_t e z_t , e desta forma sugerem um procedimento com quatro passos para determinar se tais variáveis são cointegradas de ordem um: CI (1,1). Seguindo Enders (2004), os passos são basicamente os seguintes:

1- Realizar um teste de raiz unitária para cada variável de interesse, de modo a verificar se ambas são integradas de ordem um;

2- Se for verificado que as variáveis são integradas de ordem um, o próximo passo é estimar uma relação de equilíbrio de longo prazo na seguinte forma:

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 z_t + e_t \quad (20)$$

E a partir de tal relação, deve-se obter o erro estimado e assim testar a cointegração utilizando a seguinte equação:

$$\Delta \hat{e} = a_1 \hat{e}_{t-1} + \varepsilon_t \quad (21)$$

Considerando que a hipótese nula é de que $a_1 = 0$, aplica-se na formulação acima um teste ADF e se a presença de raiz unitária nos resíduos for rejeitada (hipótese nula rejeitada) as variáveis serão cointegradas.

3- O próximo passo é estimar o modelo de correção de erro, pois se as variáveis são integradas de ordem um e também cointegradas, os resíduos da regressão de equilíbrio podem ser usados para estimar o modelo de correção de erro.

4- Por fim, deve-se certificar se o modelo de correção de erro estimado é adequado. Isso pode ser feito através da análise dos resíduos ou do número de defasagens.

É importante salientar que Engle e Granger também desenvolveram um procedimento para variáveis integradas de ordem dois I(2), porém, como ressalta Enders (2004) o teste de

²⁶ Regressão com resultados errados/duvidosos, uma vez que uma regressão espúria pode originar estatísticas t e F com valores altos e um R^2 próximo de um (que são indícios de que as variáveis possuem algum tipo de relação entre si), mesmo quando as variáveis não têm qualquer ligação entre si.

Engle e Granger possui alguns defeitos significativos, já que só testa a cointegração entre duas variáveis e não é indicado para casos em que seja possível a existência de múltiplos vetores de cointegração. Logo para evitar tais deficiências, outros testes têm sido desenvolvidos, dentre eles esta o de Johansen (1988), descrito a seguir.

4.2.2.1 Teste de cointegração de Johansen

O método proposto por Johansen tem basicamente como objetivo determinar o número de vetores de cointegração (*ranking*) por meio de um Modelo de Vetores Autorregressivos (VAR) ²⁷ de ordem p , logo, o teste busca examinar a existência de mais do que um vetor de cointegração e não apenas um como é feito pelo teste de Engle Granger (JOHANSEN, 1988). Como pontua Ishii (2008), este teste é uma versão multivariada do teste de Engle e Granger.

Seguindo o artigo seminal de Johansen (1988) e a exposição de Enders (2004), tem-se que o teste de Johansen parte de um modelo autorregressivo vetorial, com a seguinte formulação:

$$\Delta x_t = \Pi x_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Pi_i \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t \quad (22)$$

$$\text{Em que } x_t \text{ é um vetor } (n \times 1), \Pi = -\left(I - \sum_{i=1}^p A_i\right) \text{ e } \Pi_i = -\sum_{j=i+1}^p A_j$$

O objetivo do método de Johansen é examinar o posto da matriz Π , que é igual ao número de vetores de cointegração independentes. Se for considerado que o posto da matriz aqui em questão seja r , os seguintes casos são passíveis de ocorrerem: Se $r=0$ a matriz será nula e a equação (22) será um VAR na primeira diferença. Se $r=n$ o vetor será um processo estacionário. E quando $1 < r < n$ existirão múltiplos vetores de cointegração (ENDERS, 2004).

De acordo com Johansen (1991) a matriz Π também pode ser definida como $\Pi = \alpha\beta'$, em que α é uma matriz $(n \times r)$ de coeficientes de ajustamento e β é uma matriz de vetores de cointegração, também $(n \times r)$. Considerando tal definição, pode-se reescrever a equação (22) da seguinte forma:

$$\Delta x_t = \alpha\beta' x_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Pi_i \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t \quad (23)$$

Em que $\alpha\beta' x_{t-1}$ representa a parcela de correção de erro, que compreende a quantidade de relações de cointegração entre as variáveis.

²⁷ Nas próximas subseções será feita uma apresentação da estrutura e das características do modelo VAR.

Tais relações podem ser obtidas através de dois testes designados como estatística traço e do máximo autovalor, que testam a hipótese nula de que existem r vetores de cointegração (JOHANSEN e JUSELIUS, 1990).

Seguindo Johansen e Juselius (1990) tem-se que os testes do traço e do máximo autovalor são respectivamente representados pelas seguintes equações:

$$\lambda_{traço} = -T \sum_{i=r+1}^p \ln(1 - \lambda_i) \quad (24)$$

$$\lambda_{máx} = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1}) \quad (25)$$

Em que T é o número de observações da amostra e λ representa os autovalores estimados das raízes características.

De modo geral, apenas a utilização de um dos testes já é suficiente para a identificação da existência de vetores de cointegração. Quando a presença de tais vetores é comprovada, faz-se necessária a inclusão destes no modelo VAR, de modo a obter um modelo de correção de erros, como será exposto na próxima subseção.

4.2.3 Vetores Autorregressivos (VAR)

Desenvolvido inicialmente por Sims (1980) o modelo VAR é basicamente constituído por um sistema de k regressões de séries de tempo, em que os regressores são valores defasados de todas as k séries (STOCK e WATSON, 2004). A estimação pelo método VAR não impõe que seja feita a distinção das variáveis entre endógenas e exógenas, o que garante a livre manifestação da simultaneidade entre estas, desta forma todas as variáveis envolvidas na estimação são influenciadas pelos seus valores passados e pelos valores presentes e passados das outras variáveis (ENDERS, 2004).

Cavalcanti (2010) salienta que o uso da metodologia VAR cresceu rapidamente entre os pesquisadores da área de economia, tanto que atualmente é um dos métodos mais utilizados nas investigações empíricas, principalmente na parte de macroeconomia.

Como pontua Bacchi (2005), a metodologia VAR é tida como uma boa ferramenta para obter e estudar os efeitos dinâmicos de modificações nas variáveis que constituem os modelos, já que tal metodologia possui importantes instrumentos de análise: a Função Impulso Resposta, a Decomposição da Variância Tradicional e a Decomposição Histórica da Variância do Erro de Previsão.

A Função impulso Resposta provê as elasticidades de impulso para n períodos à frente e são estas elasticidades que permitem a análise do comportamento das variáveis em resposta

a movimentos individuais nos componentes do sistema, o que possibilita a avaliação, por meio de simulação, dos efeitos de eventos que tenham alguma probabilidade de ocorrer. Logo, como mostra Junior, Menezes e Fernandez (2011) os resultados trazidos pela Função Impulso Resposta permitem que seja realizada uma avaliação adequada dos resultados de choques em qualquer variável do modelo.

A Decomposição da Variância fornece a porcentagem da variância do erro de previsão decorrente de cada variável especificada no modelo, dentro do período da previsão. Com isso é possível examinar o quanto da variância ocorre devido ao choque na própria variável e como esta se relaciona com as outras variáveis do modelo (ENDERS, 2004).

A Decomposição Histórica da Variância do Erro de Previsão, por sua vez, permite verificar a importância de cada choque ocorrido no passado, na explicação dos desvios dos valores observados das variáveis em relação à sua previsão, realizada no início do período considerado (ALVES, BACCHI, 2004). Exemplos da aplicação desta metodologia de análise podem ser encontrados em Burbidge e Harrison (1985), McMillin (1988) e Campo, Barros e Bacchi (2011).

Os instrumentos de análise elencados acima serão de suma importância para a investigação proposta por este trabalho.

Enders (2004) usa um sistema bivariado simples como o especificado abaixo, para introduzir a representação de um VAR de primeira ordem com duas variáveis, que é considerada uma representação simples, mas útil para dar base à ilustração de sistemas multivariados e de ordem mais alta:

$$y_t = b_{10} - b_{12}z_t + \gamma_{11}y_{t-1} + \gamma_{12}z_{t-1} + \varepsilon_{yt} \quad (26)$$

$$z_t = b_{20} - b_{21}y_t + \gamma_{21}y_{t-1} + \gamma_{22}z_{t-1} + \varepsilon_{zt} \quad (27)$$

Em que é assumido que y_t e z_t são estacionárias e ε_{yt} e ε_{zt} são ruídos brancos com média e variância constantes, não correlacionados, que representam choques em y_t e em z_t respectivamente. No sistema acima fica claro que y_t e z_t são afetadas uma pela a outra, sendo que $-b_{12}$ é o efeito contemporâneo da mudança de uma unidade de z_t em y_t e γ_{12} é o efeito da mudança de uma unidade de z_{t-1} sobre y_t , com isso tem-se que y_t é correlacionado com ε_{zt} e z_t é correlacionado com ε_{yt} , o que impossibilita a estimação direta deste modelo. Porém, isso pode ser resolvido colocando as equações (26) e (27) que estão na forma estrutural (ou primitiva) na forma matricial (ENDERS, 2004 e BUENO, 2011):

Seguindo Enders (2004) e Bueno (2011):

$$\underbrace{\begin{bmatrix} 1 & b_{12} \\ b_{21} & 1 \end{bmatrix}}_{\equiv B} \underbrace{\begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix}}_{\equiv X_t} = \underbrace{\begin{bmatrix} b_{10} \\ b_{20} \end{bmatrix}}_{\equiv \Gamma_0} + \underbrace{\begin{bmatrix} \gamma_{11} & \gamma_{12} \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} \end{bmatrix}}_{\equiv \Gamma_1} \underbrace{\begin{bmatrix} y_{t-1} \\ z_{t-1} \end{bmatrix}}_{\equiv X_{t-1}} + \underbrace{\begin{bmatrix} \varepsilon_{yt} \\ \varepsilon_{zt} \end{bmatrix}}_{\equiv \varepsilon_t} \quad (28)$$

Desta forma o VAR pode ser escrito na forma reduzida multiplicando ambos os lados por B^{-1} :

$$x_t = A_0 + A_1 x_{t-1} + e_t \quad (29)$$

Em que: $A_0 = B^{-1}\Gamma_0$, $A_1 = B^{-1}\Gamma_1$ e $e_t = B^{-1}\varepsilon_t$

É importante salientar que o modelo VAR em (29) é um VAR de ordem um, porém tal modelo pode ser generalizado, como mostra Enders (2004):

$$x_t = A_0 + A_1 x_{t-1} + A_2 x_{t-2} + \dots + A_p x_{t-p} + e_t \quad (30)$$

Em que: x_t é um vetor (nx1) que contém as n variáveis incluídas no VAR, A_0 também é um vetor (nx1) dos termos do intercepto, A_i é a matriz de coeficientes ($n \times n$) e e_t é um vetor dos termos dos erros (nx1).

E como observa Bueno (2011), com a forma reduzida exposta acima, não existem problemas em se estimar o VAR, pois os resíduos não estão correlacionados com os regressores, apesar de poderem ser correlacionados contemporaneamente.

Uma questão crucial que deve ser destacada, neste ponto da análise, é a decisão de quantas defasagens deve-se incluir no modelo, já que se o número for muito grande serão consumidos muitos graus de liberdade e também poderá surgir o problema de multicolinearidade (relações lineares perfeitas entre as variáveis). E se o número de defasagens for muito pequeno poderá ocorrer erros de especificação, e assim os estimadores poderão ser viesados. Uma maneira de resolver essa questão é fazer uso dos critérios de informação como o de Akaike (AIC) ou Schwarz (SBC) e escolher o modelo, com um determinado número de defasagens, que produza os melhores valores para esses critérios.

Também existe a questão da necessidade das variáveis que compõem o modelo VAR serem estacionárias, Enders (2004) cita autores como Sims (1980) que fazem recomendações contra a diferenciação das variáveis, mesmo quando estas possuem raiz unitária, já que acreditam que o objetivo da análise VAR é determinar as inter-relações entre as variáveis e

não estimar os parâmetros. Porém neste ponto, segundo recomenda Enders (2004) deve-se assumir que todas as variáveis são estacionárias.

Voltando para a avaliação do VAR na forma reduzida, Enders (2004) e Bueno (2011) mostram que um importante ponto que deve ser verificado é se a partir de tal forma reduzida, consegue-se recuperar as informações presentes na forma estrutural do VAR. Porém isso não é possível, já que a forma estrutural é subidentificada. De acordo com Sims (1980) *apud* Enders (2004) uma forma de tornar a forma estrutural do VAR identificada é impor restrições para a matriz de relação contemporânea.

De acordo com Sims (1980), para um sistema como n equações, logo com n variáveis endógenas, deve-se impor $(n^2 - n) / 2$ restrições na matriz de relação contemporânea para identificá-la. Tal imposição permite também a obtenção dos valores dos choques primitivos estruturais através dos resíduos estimados. A decomposição dos resíduos feita desta maneira é conhecida como decomposição de Cholesky, que é uma decomposição que faz com que a parte superior triangular da matriz seja composta por zeros (BUENO, 2011).

Cavalcanti (2010) explica que a decomposição de Cholesky confere uma estrutura recursiva à matriz de relações contemporâneas entre as variáveis do modelo, fazendo com que a primeira variável não seja afetada contemporaneamente por nenhuma das outras, que a segunda seja afetada apenas pela primeira, que a terceira seja afetada pelas duas primeiras, e assim sucessivamente, ficando a cargo do pesquisador a seleção da ordem causal correta das variáveis. Porém, o autor acima lembra que tal decomposição apresenta vários problemas, dentre eles, o fato de que as ordenações possíveis para as variáveis do VAR, dentro desta decomposição, não são passíveis de serem diferenciadas com base nos critérios econômicos.

Até este ponto foi exposto de maneira sucinta, à estrutura e a composição da metodologia VAR, que será o principal método utilizado para realizar as análises propostas por este estudo. Foi esclarecido, que para a metodologia apresentada até aqui, todas as variáveis deveriam ser estacionárias para que pudessem compor um modelo VAR. Porém, é importante salientar que se as variáveis forem não estacionárias, mas cointegradas de ordem d , ou seja, $CI(d)$, o modelo a ser estimado será um Vetor de Correção de Erros (VEC) ou Modelo Vetorial de Correção de Erros (VECM).

Sendo assim, se houver cointegração entre as variáveis do modelo a inclusão de um Mecanismo de Correção de Erro deve ser feita de modo a introduzir um elemento que restaura o desvio da trajetória de longo prazo das variáveis. Tal mecanismo consiste basicamente na inserção do resíduo do teste de cointegração na estimação de um modelo econométrico tomado nas diferenças, ou seja, de um VEC. Logo, na presença de cointegração as variáveis

não estacionárias integradas de mesma ordem podem fazer parte do modelo sem a necessidade de serem diferenciadas (BUENO, 2011).

4.2.3.1 Modelos estruturais SVAR e SVEC

Uma das principais críticas que recai sobre a metodologia VAR, diz respeito a sua falta de conteúdo/embasamento econômico, Enders (2004) argumenta que o único papel do economista na estimação de um VAR ou VEC é sugerir as variáveis que devem ser incluídas no modelo, pois o procedimento de estimação é mecânico e a decomposição de Choleski não tem uma interpretação econômica direta. E como existe pouco conteúdo econômico na formulação do VAR, é de se esperar que os resultados produzidos também tragam poucos traços da teoria econômica.

De acordo com Enders (2004) o objetivo do VAR ou VEC estrutural é usar a teoria econômica (ao invés da decomposição de Choleski) para produzir restrições com maior aderência à realidade econômica que se busca analisar. Desta maneira, segundo Bueno (2011), as restrições impostas à matriz de relação contemporânea não são apenas originadas de uma estrutura ordenada de resíduos, mas levam em conta a adequação com os parâmetros.

Ainda de acordo com Enders (2004) o VAR estrutural é um modelo econômico que trata dos movimentos contemporâneos das variáveis, permitindo desta forma, a identificação dos parâmetros do modelo econômico e dos choques estruturais, o que oferece uma base teórica maior para a avaliação estatística do modelo VAR, que recebe críticas por não contemplar a teoria econômica.

Bernanke (1986) ressalta que se a intenção é interpretar a decomposição da variância e as funções impulso respostas obtidas pela estimação VAR, como evidências a respeito da conjuntura econômica, o modelo VAR na forma estrutural é mais adequado.

Para apresentar a metodologia VAR estrutural, desenvolvida por Sims (1986) e Bernanke (1986), Enders (2004) toma por base um modelo de primeira ordem com n variáveis, considerando que a relação entre tais variáveis não varia com a quantidade de defasagem imposta:

$$\begin{bmatrix} 1 & b_{12} & b_{13} & \dots & b_{1n} \\ b_{21} & 1 & b_{23} & \dots & b_{2n} \\ \cdot & \cdot & \cdot & \dots & \cdot \\ b_{n1} & b_{n2} & b_{n3} & \dots & b_{nn} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} x_{1t} \\ x_{2t} \\ \dots \\ x_{nt} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} b_{10} \\ b_{20} \\ \dots \\ b_{n0} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \gamma_{11} & \gamma_{12} & \gamma_{13} & \dots & \gamma_{1n} \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} & \gamma_{23} & \dots & \gamma_{2n} \\ \cdot & \cdot & \cdot & \dots & \cdot \\ \gamma_{n1} & \gamma_{n2} & \gamma_{n3} & \dots & \gamma_{nn} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} x_{1t-1} \\ x_{2t-1} \\ \dots \\ x_{nt-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \\ \dots \\ \varepsilon_{nt} \end{bmatrix} \quad (31)$$

Sendo que (31) também pode ser apresentado de uma forma mais compacta:

$$Bx_t = \Gamma_0 + \Gamma_1 x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (32)$$

Onde:

$$B = \begin{bmatrix} 1 & b_{12} & b_{13} & \dots & b_{1n} \\ b_{21} & 1 & b_{23} & \dots & b_{2n} \\ \cdot & \cdot & \cdot & \dots & \cdot \\ b_{n1} & b_{n2} & b_{n3} & \dots & b_{nn} \end{bmatrix}; \quad x_t = \begin{bmatrix} x_{1t} \\ x_{2t} \\ \dots \\ x_{nt} \end{bmatrix}; \quad \Gamma_0 = \begin{bmatrix} b_{10} \\ b_{20} \\ \dots \\ b_{n0} \end{bmatrix}; \quad \Gamma_1 = \begin{bmatrix} \gamma_{11} & \gamma_{12} & \gamma_{13} & \dots & \gamma_{1n} \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} & \gamma_{23} & \dots & \gamma_{2n} \\ \cdot & \cdot & \cdot & \dots & \cdot \\ \gamma_{n1} & \gamma_{n2} & \gamma_{n3} & \dots & \gamma_{nn} \end{bmatrix};$$

$$x_{t-1} = \begin{bmatrix} x_{1t-1} \\ x_{2t-1} \\ \dots \\ x_{nt-1} \end{bmatrix} \text{ e } \varepsilon_t = \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \\ \dots \\ \varepsilon_{nt} \end{bmatrix}$$

E multiplicando todos os membros de (32) por B^{-1} , pode-se obter o modelo VAR na forma padrão, assim como em (29):

$$x_t = A_0 + A_1 x_{t-1} + e_t \quad (33)$$

$$\text{Onde: } A_0 = B^{-1}\Gamma_0, \quad A_1 = B^{-1}\Gamma_1 \text{ e } e_t = B^{-1}\varepsilon_t$$

Logo, de acordo com Enders (2004), o foco dentro do modelo VAR estrutural é aplicar as restrições ao sistema de modo a recuperar os diversos ε_{it} (erros estruturais) e ao mesmo tempo preservar a estrutura assumida do erro a respeito da independência dos choques de ε_{it} , utilizando para isso um embasamento teórico/econômico da realidade que se pretende averiguar.

Por isso, Bacchi (2005) argumenta que é necessário especificar o modelo teórico que irá guiar as hipóteses que devem nortear as restrições impostas nas relações contemporâneas entre as variáveis que se deseja analisar.

E para encontrar o número exato de restrições que torna o modelo estrutural identificado, deve-se impor $(n^2 - n) / 2$ restrições na matriz de relação contemporânea, da mesma forma como é feito no modelo VAR recursivo (SIMS, 1980).

Porém Enders (2004) ressalta que pode acontecer da teoria econômica sugerir mais do que $(n^2 - n) / 2$ restrições e quando for este o caso, deve-se utilizar um procedimento para verificar a sobreidentificação do sistema, tal procedimento é um teste de verossimilhança conhecido como Teste LR para sobreidentificação, que, de acordo com Enders (2004) e Bueno (2011), compreende basicamente cinco passos: i) obter o valor da matriz de covariância não restrita ($\hat{\Sigma}$); ii) selecionar as restrições necessárias e maximizar a função de máxima verossimilhança em relação aos parâmetros livres da matriz de variância/covariância.

Isso dará a estimativa da matriz de variância/covariância restrita, que será chamada de (Σ_R) ;

iii) fazer o seguinte teste: $\chi^2 = |\Sigma_R| - |\hat{\Sigma}|$; se as restrições não forem obrigatórias $\hat{\Sigma}$ e Σ_R serão iguais. Considerando R como o número de restrições sobreidentificadas, ou seja, o número de restrições que excedem $(n^2 - n) / 2$, o teste acima é feito com R graus de liberdade. Se o valor calculado de χ^2 exceder o valor tabelado, as restrições podem ser rejeitadas; iv) Se existir dois conjuntos de restrições sobreidentificadas, tal que o número de restrições de R_2 excede as restrições R_1 , ou seja: $R_2 > R_1 \geq (n^2 - n) / 2$. O teste será: $\chi^2 = |\Sigma_{R2}| - |\Sigma_{R1}|$ como $R_2 - R_1$ graus de liberdade.

Logo, nos casos em que a teoria econômica sugerir mais restrições do que as necessárias para identificar o sistema, deve-se proceder com o teste de sobreidentificação, de modo a verificar se as restrições extras devem ou não serem inseridas.

Para a realização dos procedimentos estatísticos descritos neste capítulo foram utilizados os softwares econométricos GRETL e WinRats.

5 RESULTADOS

Neste capítulo primeiramente será realizada uma avaliação gráfica das principais variáveis que constituem as equações propostas, de modo a se obter uma idéia inicial da natureza das mesmas. Logo em seguida serão expostos e discutidos, com base na hipótese levantada por este estudo, os resultados obtidos pelos testes auxiliares e pela metodologia VAR.

Como já foi evidenciado também no capítulo anterior, serão estimadas as seguintes equações:

$$\begin{aligned} \pi_t &= \sum_{j=1}^n \alpha_{1j} \pi_{t-j} + \sum_{j=1}^n \beta_{1j} crb_{t-j} + \sum_{j=1}^n \delta_{1j} e_{t-j} + \sum_{j=1}^n \phi_{1j} \exp_{t+1} + \sum_{j=1}^n \gamma_{1j} h_{t-j} + \sum_{j=1}^n \omega_{1j} prodtrab_{t-j} + \varepsilon_t && \text{Curva de Phillips} \\ h_t &= \sum_{j=1}^n \alpha_{1j} h_{t-j} + \sum_{j=1}^n \beta_{1j} r_{t-j} + \sum_{j=1}^n \delta_{1j} NFSP_{t-j} + \sum_{j=1}^n \phi_{1j} e_{t-j} + \sum_{j=1}^n \gamma_{1j} crb_{t-j} + \sum_{j=1}^n \omega_{1j} \exp_{t+1} + \sum_{j=1}^n \psi_{1j} ocdechina_{t-j} + \varepsilon_t && \text{Curva IS} \\ i_t &= \sum_{j=1}^n \alpha_{1j} i_{t-j} + \sum_{j=1}^n \beta_{1j} D_{t-j} + \sum_{j=1}^n \delta_{1j} h_{t-j} + \varepsilon_t \\ i_t &= \sum_{j=1}^n \alpha_{1j} i_{t-j} + \sum_{j=1}^n \beta_{1j} D_{t-j} + \sum_{j=1}^n \delta_{1j} h_{t-j} + \sum_{j=1}^n \phi_{1j} e_{t-j} + \sum_{j=1}^n \gamma_{1j} crb_{t-j} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad \left. \vphantom{\begin{aligned} i_t &= \sum_{j=1}^n \alpha_{1j} i_{t-j} + \sum_{j=1}^n \beta_{1j} D_{t-j} + \sum_{j=1}^n \delta_{1j} h_{t-j} + \varepsilon_t \\ i_t &= \sum_{j=1}^n \alpha_{1j} i_{t-j} + \sum_{j=1}^n \beta_{1j} D_{t-j} + \sum_{j=1}^n \delta_{1j} h_{t-j} + \sum_{j=1}^n \phi_{1j} e_{t-j} + \sum_{j=1}^n \gamma_{1j} crb_{t-j} + \varepsilon_t \end{aligned}} \right\} \text{Funções de Reação do Banco Central}$$

E como já foi definido anteriormente, a função de reação que possui três variáveis, será chamada de A e a outra função de reação de B, de modo a facilitar a exposição dos resultados, que servirão de base para as discussões e conclusões expedidas por este trabalho.

5.1 Análise gráfica

Antes de serem apresentados os resultados econométricos, é importante expor a análise gráfica das séries temporais que fazem parte do presente estudo, uma vez que tal avaliação ajuda a construir uma ideia inicial da natureza de destas variáveis, o que pode contribuir na decisão de qual teste se deve adotar para averiguar a estacionariedade das mesmas. Ademais a análise gráfica contribui na identificação de possíveis quebras estruturais das séries (GUJARATI, 2006).

A Figura 3 traz os gráficos de todas as variáveis que compõem a curva de Phillips proposta por este estudo, já transformadas em índice. É possível verificar uma tendência de crescimento tanto do IPCA quanto da expectativa presente de inflação para o próximo mês, tendências estas que já foram abordadas nos capítulos anteriores. O índice CRB também apresenta uma trajetória de crescimento, porém com uma variabilidade maior se comparado

com o IPCA e com a expectativa de inflação. Aliás, a avaliação destas três variáveis e de suas relações é o que constitui o cerne da investigação proposta por este trabalho, uma vez que a partir da elevação do índice de preço CRB, visa-se averiguar o quanto este aumento tem contribuído para o crescimento do IPCA. Por fim, ainda pode-se verificar que a produtividade do trabalho também apresenta uma tendência de elevação no período analisado; já o câmbio e o hiato do produto seguem uma trajetória de queda, sendo a apresentada pelo câmbio mais evidente se comparada com a do hiato, que se mostra bem mais suave.

Figura 3 - Análise gráfica: séries usadas na curva de Phillips

Fonte: Elaborado pela autora, com base nos dados da pesquisa

A Figura 4 expõe os gráficos das séries de tempo que fazem parte da curva IS. Algumas destas séries, diga-se o hiato do produto, o câmbio, o índice CRB e a expectativa presente da inflação para o próximo mês, também estão presentes na formulação da curva de Phillips. Em relação às demais, pode-se inferir que a taxa de juros swaps apresenta uma trajetória com uma leve queda, durante o período avaliado, ao passo que as importações da OCDE mais as da China apresentam um movimento fortemente ascendente. Por fim observa-se a oscilação regular que a variável que representa a necessidade de financiamento do setor público (NFSP) apresenta ao longo dos meses.

A Figura 5 contém os gráficos das variáveis que constituem as duas funções de reação do Banco Central sugerida por este trabalho, dentre estas, tem-se o hiato do produto, o índice CRB e o câmbio que também estão presentes nas outras equações propostas, sendo a taxa Selic e o desvio da expectativa de inflação em relação à meta, séries até então não utilizadas. A taxa Selic apresenta leve tendência de queda ao longo do período, enquanto o desvio não apresenta grandes movimentações. Estas duas variáveis são importantes na análise da função de reação do Banco Central, pois, como já foi exposto no capítulo 3, o desvio da expectativa de inflação em relação à meta parece ser a variável que exerce maior influência sobre a taxa básica de juros Selic.

Por fim, é importante salientar que em todas as variáveis apresentadas, não foram identificadas mudanças abruptas, o que permite a realização dos testes de raiz unitária, tal qual foram apresentados no capítulo 4, ou seja, sem a necessidade da inserção de quebras estruturais.

Figura 4 - Análise gráfica: séries usadas na curva IS

Fonte: Elaborado pela autora, com base nos dados da pesquisa

Figura 5 - Análise gráfica: Séries usadas nas funções de reação do Banco Central
 Fonte: Elaborado pela autora, com base nos dados da pesquisa

5.2 Resultados econométricos

Nesta seção, serão apresentados todos os resultados alcançados através da metodologia exposta no capítulo quatro.

5.2.1 Resultados dos testes de Raíz Unitária

Os resultados expostos na Tabela 4 referem-se aos testes de raiz unitária realizados para todas as variáveis que compõem as equações propostas para a curva de Phillips, a curva IS, e para as regras de política monetária. Todos os testes foram realizados com as variáveis em logaritmo e o número de defasagens foi escolhido pelo critério de informação de Akaike modificado (MAIC), que a partir de um número definido como o máximo²⁸, indica a defasagem mais adequada para a variável ser testada.

Na Tabela 4 observa-se que algumas variáveis foram identificadas como estacionárias, por um dos testes realizados, este é o caso da variável *NFSP* que foi considerada $I(0)$ pelo teste KPSS com constante e tendência, da variável *prodtrab* que foi considerada estacionária pelo teste ADF-GLS com constante e tendência, do hiato do produto que se apresentou estacionário para o teste KPSS com constante e tendência e somente com constante e também para o teste ADF-GLS com constante, além da expectativa de inflação que o teste ADF com constante e tendência apontou ser $I(0)$, do desvio da expectativa de inflação que o teste ADF indicou ser estacionária em nível, por meio do teste com constante e da taxa Selic efetiva que o teste KPSS com constante e tendência indicou ser $I(0)$.

Por fim, o teste ADF-GLS ainda apontou a taxa Selic efetiva como não estacionária em nível e na primeira diferença, mas como os outros dois testes (tanto na modalidade com constante, quanto na modalidade com constante e tendência), consideraram tal variável como $I(1)$ ²⁹, é assim que ela será considerada para a realização dos demais procedimentos estatísticos.

Assim, pode-se afirmar que todas as variáveis foram definidas por pelo menos dois testes como não estacionárias em nível e estacionárias na primeira diferença. Ou seja, pode-se considerar todas as variáveis analisadas como $I(1)$.

²⁸ É importante salientar que o critério utilizado para definir a defasagem máxima ($p_{\max}$) para as variáveis utilizadas neste estudo, foi o proposto por Schwert (1989), onde $p_{\max} = \text{int} \left[12 * \left(\frac{T}{100} \right)^{1/4} \right]$, sendo T o número de observações. Logo, como todas as séries aqui utilizadas possuem 146 observações, foi encontrado para as mesmas o máximo de 13 defasagens.

²⁹ Os valores dos testes na primeira diferença estão expostos no anexo A.

E até mesmo as variáveis citadas acima, que foram apontadas como estacionárias em nível, ou seja, integradas de ordem zero, por um dos testes realizados, também serão a priori consideradas na primeira diferença. Pois como o foco principal é a realização do procedimento VAR, cujo objetivo é testar a relação entre as variáveis e não a estimativa dos parâmetros, a diferenciação destas variáveis não afetará a análise proposta, de acordo com SIMS (1980).

Além disso, é importante lembrar que Johansen (1995) afirma não ser necessário que todas as variáveis envolvidas na análise tenham obrigatoriamente a mesma ordem de integração, pois, segundo o autor, a escolha das variáveis deve ser feita de acordo com sua importância econômica e não por possuir determinadas qualidades estatísticas.

Tabela 4- Resultados dos testes de raiz unitária: ADF, ADF-GLS e KPSS³⁰

		(continua)		
Variável		Teste ADF (valores do teste) *	Teste ADF-GLS (valores do teste) **	Teste KPSS (valores do teste) ***
ipca (lπ)	Constante	-0,046383	1,94301	2,95201
	Constante e tendência	-2,39359	-0,974781	0,268884
crb (lcrb)	Constante	-1,89724	0,248434	6,23307
	constante e tendência	-2,51088	-2,129	0,503181
câmbio (le)	Constante	-1,93623	-1,58907	0,819495
	constante e tendência	-0,439093	-1,99631	0,258317
expectativa (lexp)	Constante	-1,30477	0,833868	1,08132
	constante e tendência	-4,31687	-1,38398	0,154434
hiato (lh)	Constante	-1,92023	-1,91685	0,316992
	constante e tendência	-2,08967	-2,05498	0,0794782
Prod.do trabalho (lprodtrab)	Constante	-1,09276	1,57592	7,31827
	constante e tendência	-0,998931	-4,33805	0,495302

³⁰ A Tabela 4 apresenta o resumo dos resultados dos testes de raiz unitária, realizados por este trabalho, os resultados completos destes testes estão expostos no anexo A.

Tabela 4 - Resultados dos testes de raiz unitária: ADF, ADF-GLS e KPSS

		(conclusão)		
Variável		Teste ADF (valores do teste) *	Teste ADF-GLS (valores do teste) **	Teste KPSS (valores do teste) ***
Juros (Ir)	Constante	-1,86247	-0,943364	3,58996
	Constante e tendência	-1,87709	-2,1108	0,458263
Import. OCDE+ China (locdechina)	Constante	-2,0408	0,529088	6,15467
	Constante e tendência	-1,97235	-1,4738	0,903277
NFSP (Infsp)	Constante	-0,47715	-1,46114	0,873719
	Constante e tendência	-1,67518	-2,51996	0,0870798
Taxa Selic efetiva (li)	Constante	-2,81341	-1,1479	1,28036
	Constante e tendência	-3,19054	-1,6987	0,100414
Desvio (ID)	Constante	-3,61302	-1,32245	0,477354
	Constante e tendência	-3,85771	-1,48151	0,315383

Fonte: elaborado pela autora, com base nos dados da pesquisa

* Valores críticos com constante: -2,57% a 10%, -2,86 a 5% e -3,43 a 1%. Valores críticos com constante e tendência: -3,13 a 10%, -3,41 a 5% e -3,96 a 1% segundo Davidson e Mackinnon (1993).

** Valores críticos com constante: -1,61 a 10%, -1,94 a 5% e -2,57 a 1%. Valores críticos com constante e tendência: -2,64 a 10%, -2,93 a 5% e -3,46 a 1% (valores fornecidos pelo programa GRETL com base em Elliot, Rothenberg e Stock (1996)).

*** Valores críticos com constante: 0,347 a 10%, 0,463 a 5% e 0,739 a 1%. Valores críticos com constante e tendência: 0,119 a 10%, 0,146 a 5% e 0,216 a 1% (valores fornecidos pelo programa GRETL com base em Kwiatkowski et al. (1992)).

Logo, por meio informações expostas na Tabela 4, tem-se que ao aplicar a primeira diferença em cada uma das variáveis, todas passam a ser estacionárias e assim pode-se considerar, que todas as variáveis tem a mesma ordem de integração, diga-se, são integradas de ordem um $I(1)$.

5.2.2 Resultados dos testes de cointegração

Como a intenção é examinar a relação de longo prazo entre todas as variáveis que integram cada modelo proposto, foi aplicado o teste estabelecido por Johansen (1988). Foram realizados quatro testes: um para as variáveis que compõem o modelo de oferta agregada,

outro para as variáveis que constituem o modelo de demanda agregada e um para cada função de reação especificada.

A escolha do número de defasagens usado nos modelos foi feita seguindo o critério de informação de Akaike, que forneceu o número de defasagens para cada modelo³¹.

A Tabela 5 traz o resultado do teste de cointegração para as variáveis que compõem a curva de Phillips. Comparando os valores obtidos no teste, com os valores críticos a 5% de significância, tem-se que não se pode rejeitar a hipótese da existência de no máximo dois vetores, contra a hipótese alternativa de existirem mais de dois vetores de cointegração. Logo, considera-se daqui por diante a existência de dois vetores de cointegração entre as variáveis do modelo da curva de Phillips.

Tabela 5 - Resultado do teste de cointegração para as variáveis do modelo de oferta agregada (curva de Phillips)

Hipótese nula (H_0)	Hipótese alternativa	Estatística traço	Valores críticos a 5% *
$r=0$	$r>0$	146,073	94,15
$r=1$	$r>1$	85,671	68,52
$r=2$	$r>2$	46,845	47,21
$r=3$	$r>3$	23,818	29,68
$r=4$	$r>4$	5,018	15,41
$r=5$	$r>5$	0,489	3,76

Fonte: Elaborado pela autora, com base nos dados da pesquisa

*Valores críticos segundo Osterwald-Lenum (1992)

A mesma análise pode ser feita com os resultados expostos pela Tabela 6, que dizem respeito ao teste realizado com as variáveis que fazem parte do modelo de demanda agregada. Ao observar os resultados do teste, nota-se que tal modelo possui dois vetores de cointegração, uma vez que não é possível rejeitar a hipótese nula de existência de no máximo dois vetores de cointegração, em detrimento da hipótese alternativa da existência de mais do que dois vetores.

Tabela 6 - Resultado do teste de cointegração para as variáveis do modelo de demanda agregada (curva IS)

Hipótese nula (H_0)	Hipótese alternativa	Estatística traço	Valores críticos a 5% *
$r=0$	$r>0$	159,630	124,24
$r=1$	$r>1$	105,433	94,15
$r=2$	$r>2$	67,373	68,52
$r=3$	$r>3$	41,102	47,21
$r=4$	$r>4$	19,794	29,68
$r=5$	$r>5$	6,362	15,41
$r=6$	$r>6$	0,047	3,76

Fonte: Elaborado pela autora, com base nos dados da pesquisa

*Valores críticos segundo Osterwald-Lenum (1992)

³¹ Os valores fornecidos pelo critério de Akaike, para todos os modelos, estão expostos no anexo B.

Por fim, o mesmo teste de cointegração é realizado para as duas funções de reação do Banco Central propostas por este estudo. Na Tabela 7 estão expostos os resultados obtidos para a função de reação A e na Tabela 8, encontram-se os resultados do teste realizado para a função de reação B. Ao averiguar os valores, nota-se que cada uma das funções de reação possui dois vetores de cointegração, já que não se pode rejeitar a hipótese nula de existência de no máximo dois vetores de cointegração, em favor da hipótese alternativa da existência de mais do que dois vetores, em ambos os casos.

Tabela 7 - Resultado do teste de cointegração para as variáveis da função de reação A

Hipótese nula (H_0)	Hipótese alternativa	Estatística traço	Valores críticos a 5%*
$r=0$	$r>0$	58,612	29,68
$r=1$	$r>1$	21,008	15,41
$r=2$	$r>2$	2,016	3,76

Fonte: Elaborado pela autora, com base nos dados da pesquisa

*Valores críticos segundo Osterwald-Lenum (1992)

Tabela 8 - Resultado do teste de cointegração para as variáveis da função de reação B

Hipótese nula (H_0)	Hipótese alternativa	Estatística traço	Valores críticos a 5%*
$r=0$	$r>0$	115,210	68,52
$r=1$	$r>1$	55,013	47,21
$r=2$	$r>2$	24,912	29,68
$r=3$	$r>3$	9,197	15,41
$r=4$	$r>4$	2,158	3,76

Fonte: Elaborado pela autora, com base nos dados da pesquisa

*Valores críticos segundo Osterwald-Lenum (1992)

Com a constatação da existência de relação de longo prazo, ou seja, cointegração, entre as variáveis, deve-se considerar tal relação na formulação dos modelos VAR, estimando-se então, Modelos Auto Regressivos com Correção de Erros (VEC).

5.2.3 Resultados dos modelos estimados por Auto-Regressão Vetorial com Correção de Erros na versão estrutural (SVEC)

Devido aos resultados dos testes preliminares, e a necessidade de se obter relações econômicas dinâmicas entre as variáveis das equações propostas, foram estimados modelos estruturais VAR com Mecanismo de Correção de Erros (SVEC).

5.2.3.1 Resultados do modelo estimado para a curva de Phillips

O primeiro passo para a estimação foi a definição da matriz de relação contemporânea, que considera as relações econômicas existentes entre as variáveis. A matriz foi estabelecida

com base na seguinte sequência de variáveis: IPCA, CRB, câmbio, expectativa da inflação, hiato do produto e produtividade do trabalho. As restrições impostas foram as seguintes: o IPCA ficou em função da expectativa de inflação, o câmbio em função do índice CRB, a expectativa de inflação em função do CRB e do hiato do produto, o hiato em função da produtividade do trabalho e a produtividade do trabalho em função do índice CRB, como pode ser verificado por meio da Figura 6.

A imposição destas restrições foi realizada de acordo com as relações econômicas que se pretende investigar e seguindo o resultado do Teste LR para sobreidentificação, que, com nove graus de liberdade e um valor calculado de 16,21, não rejeitou as restrições sobreidentificadas impostas ao modelo a um nível de 5% de significância.

Chegou-se à formulação apresentada para esta matriz em consequência do melhor ajuste do modelo às interações econômicas que são os pontos centrais da análise, bem como pelo fato de tal formulação ter apresentado sinais mais coerentes e coeficientes estimados com maior significância. Logo, matricialmente tem-se:

$$A_0 = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & -a & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & -b & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & -c & 0 & 1 & -d & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & -e \\ 0 & -f & 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix}$$

Figura 6 - Matriz de relação contemporânea estimada para o modelo da curva de Phillips³²
Fonte: Elaborado pela autora, com base nos dados da pesquisa

Os coeficientes estimados a partir da matriz de relação contemporânea especificada pela Figura 6 para o modelo da curva de Phillips estão expostos na Tabela 9.

Pode-se perceber, ao avaliar os dados da Tabela 9, que os sinais de todos os coeficientes estimados estão de acordo com o esperado e que todos – exceto um – são significantes pelo menos a 10%, sendo a única exceção o coeficiente da relação entre o CRB e a expectativa de inflação futura, que extrapola o nível de 10%.

³² Os sinais negativos que acompanham as letras, que representam as relações que se deseja analisar, foram colocados para que os sinais dos coeficientes estimados não precisem ser invertidos no momento da análise.

Vale lembrar que os valores iniciais ponderados para os choques contemporâneos foram de zero e a convergência se deu após 29 iterações.

Tabela 9 - Coeficientes estimados a partir da matriz de relação contemporânea do modelo de oferta agregada (curva de Phillips)

Relações contemporâneas		Coeficientes estimados	Desvio Padrão	Estatística t ³³
De	Sobre			
Expectativa	IPCA	0,282	0,167	1,688
CRB	Câmbio	-0,536	0,086	-6,206
CRB	Expectativa	0,004	0,003	1,449
Hiato	Expectativa	0,011	0,003	3,446
Prod. Trab.	Hiato	1,012	0,017	60,623
CRB	Prod. Trab.	-0,283	0,073	-3,868

Fonte: Elaborado pela autora, com base nos dados da pesquisa.

Os coeficientes estimados da Tabela 9 indicam que um aumento de 1% sobre as expectativas de inflação para o próximo mês leva a um aumento contemporâneo de 0,28% do IPCA. Com relação ao índice de *commodities* CRB, um aumento de 1% nesta variável provoca um aumento contemporâneo de 0,004% na expectativa de inflação, uma queda de 0,53% no câmbio e de 0,28% na produtividade do trabalho. Um aumento de 1% no hiato do produto resulta em uma elevação contemporânea da expectativa de inflação de 0,011% e um aumento de 1% na produtividade do trabalho eleva contemporaneamente o hiato do produto em 1,01%. Estes coeficientes estimados dizem respeito apenas ao comportamento contemporâneo das variáveis sem considerar as suas interações ao longo do tempo. Esse aspecto é examinado a seguir.

5.2.3.1.1 Resultados da decomposição da variância do erro de previsão para a curva de Phillips

As decomposições foram calculadas para 24 períodos (meses), mas serão expostas de maneira resumida por meio dos períodos 1-5, 9,12, 17 e 24 de modo a facilitar a apresentação, uma vez que nos períodos suprimidos não acontecem grandes variações. Além disso, será apresentada nesta subseção apenas a decomposição da variância do IPCA, que é a mais importante dentro da avaliação da curva de oferta agregada, as demais decomposições se encontram no anexo C.

³³ É importante lembrar que a estatística t não é tão rigorosa para a análise da significância dos coeficientes da matriz de relações contemporâneas da metodologia VAR, quanto para os Modelos de Mínimos Quadrados Ordinários (BACCHI, 2005).

Na decomposição da variância do IPCA, exposta pela Tabela 10, pode-se inferir que nos primeiros períodos, grande parte das variações do IPCA é explicada por ela mesma, porém com o passar dos meses o CRB e a produtividade do trabalho vão ganhando importância na explicação das mudanças de tal variável, tanto que no vigésimo quarto mês 32,75% das variações do IPCA são explicadas pelo CRB e pelo câmbio conjuntamente (deve-se somar os efeitos destas duas variáveis, já que o índice CRB foi inserido em dólares no modelo) e 29,2% pela produtividade do trabalho. Considerando os valores médios tem-se que a variável que mais influencia a variância do IPCA é ela mesma, explicando em média 42,75% de sua variação, seguida pelo CRB acrescido do câmbio que explica em média 26,03% das mudanças do IPCA, e pela produtividade do trabalho que explica em média 22,76% das alterações da variável aqui em questão. A expectativa presente da inflação para o próximo mês, também apresenta uma participação considerável na decomposição da variância do IPCA, já que em média explica 8,15% das flutuações desta. Já a variável hiato do produto é a que menos explica as variações do IPCA (em média 0,28%).

E assim, com base na importância de cada variável na explicação da variância do IPCA é que serão apresentadas as funções impulsos respostas na próxima subseção, de modo a destacar aquelas que têm maior peso no IPCA.

Tabela 10 - Decomposição da variância do IPCA

Períodos	Desvio-Padrão	IPCA	CRB	CÂMBIO	EXP	HIATO	PRODTRAB
1	0,002092	98,033	0,002	0	1,812	0,006	0,146
2	0,00277	79,913	2,047	4,914	13,038	0,004	0,083
3	0,003078	74,289	4,222	4,37	13,956	0,012	3,152
4	0,003321	66,653	7,405	4,266	13,683	0,052	7,941
5	0,003594	57,77	12,222	4,167	12,308	0,101	13,432
9	0,004487	37,236	23,835	4,588	8,098	0,312	25,93
12	0,004769	33,032	26,442	4,807	7,172	0,363	28,183
17	0,004906	31,27	27,587	4,925	6,777	0,386	29,054
24	0,004933	30,938	27,805	4,95	6,702	0,391	29,214

Fonte: Elaborado pela autora, com base nos dados da pesquisa

5.2.3.1.2 Funções impulso resposta para a curva de Phillips

Nesta subseção serão apresentadas apenas as funções impulso resposta que são centrais para a discussão do tema proposto pelo trabalho.

Uma das relações que mais interessam aqui é a resposta do IPCA a um choque no índice CRB, cuja trajetória é exposta pela Figura 7. Pode-se inferir que a ocorrência de um choque no índice de *commodities* CRB, provoca aumento do IPCA, que cresce período a período, até atingir seu pico no sétimo mês, quando um aumento de 1% no índice de *commodities* provoca uma elevação de 0,032% no IPCA. Após o período de pico o impacto do choque no CRB vai se dissipando.

Figura 7- Função impulso resposta: Resposta do IPCA a um choque no CRB

Fonte: Elaborado pela autora, com base nos dados da pesquisa

Um movimento semelhante, porém de menor valor, é produzido pela resposta da expectativa presente para a inflação do próximo mês a um choque no CRB, apresentado pela Figura 8. A expectativa presente de inflação, da mesma forma que o IPCA, reage ao choque, que chega ao seu patamar mais elevado no sexto mês, quando provoca um aumento de 0,012% na expectativa para a inflação do próximo mês (considerando que o choque positivo tenha sido de 1%).

Figura 8 - Função impulso resposta: Resposta da expectativa presente para a inflação no próximo mês a um choque no CRB

Fonte: Elaborado pela autora, com base nos dados da pesquisa

Com as análises acima, é possível perceber que o impacto de variação no índice CRB é, de fato, maior no IPCA do que na expectativa que se tem no período presente para a inflação do próximo mês. Os resultados sugerem, portanto, que após um choque positivo nos preços medidos pelo CRB, a expectativa da inflação futura cresça por alguns períodos, alcançando um máximo, para que depois passe a diminuir, dissipando-se com o tempo. Esse padrão é seguido pela inflação corrente, que cresce, atinge um pico, de maneira mais lenta do que a expectativa e, a seguir, passa diminuir, dissipando o efeito do choque também ao longo do tempo.

A Figura 9 apresenta a relação entre a expectativa presente de inflação para o próximo mês e a inflação. Nota-se que um aumento de 1% na expectativa para o mês seguinte leva a um aumento parecido na inflação já no segundo mês, quando se alcança praticamente uma relação de um para um, entre o choque e a resposta analisada. O que indica uma forte relação entre estas variáveis.

Considera-se agora a relação entre o IPCA e a produtividade do trabalho, a Figura 10 mostra que dada à ocorrência de um choque de, por exemplo, 1% na produtividade do trabalho, o IPCA no primeiro período apresenta um leve aumento, de um pouco mais de 0,003%, porém do segundo período em diante, tal índice de inflação imprime uma trajetória de queda que chega ao seu ponto máximo no sexto período, quando a resposta do IPCA alcança a marca de -0,039%. Após este pico o efeito do choque na produtividade do trabalho

vai se dissipando lentamente, o que mostra que um incremento na produtividade do trabalho, pode trazer um efeito pequeno, porém benéfico ao IPCA.

Figura 9 - Função impulso resposta: Resposta do IPCA a um choque na expectativa

Fonte: Elaborado pela autora, com base nos dados da pesquisa

Figura 10 - Função impulso resposta: Resposta do IPCA a um choque na produtividade do trabalho

Fonte: Elaborado pela autora, com base nos dados da pesquisa

Logo, com a exposição dos resultados da decomposição da variância e das funções impulso resposta, obtidos por meio da estimação da equação proposta para a curva de Phillips, é possível perceber a influência que um choque de oferta provocado pela variação dos preços das *commodities* tem sobre o IPCA e sobre a expectativa presente de inflação para o mês seguinte, bem como a porcentagem da variação do índice de inflação, aqui em questão, que é explicada pelo índice de preço CRB. Também foi possível analisar o comportamento do IPCA perante choques nas principais variáveis que compõem a curva de oferta agregada aqui estudada.

5.2.3.1.3 Decomposição histórica da variância do erro de previsão do IPCA

No contexto da avaliação realizada através da decomposição histórica, considera-se que dentro do período analisado, cada variável pode apresentar um comportamento distinto do previsto, e então, não apenas desviar de sua trajetória antecipada, como também desviar as outras variáveis do modelo de suas respectivas previsões. Desta forma, nesta subseção pretende-se avaliar o que foi relevante para o comportamento observado da variável dependente da equação da curva de Phillips, diga-se o IPCA.

De modo a obter uma análise mais abrangente do poder de previsão do modelo proposto, bem como dos choques que contribuíram para desviar os valores observados do IPCA dos seus valores previstos, a decomposição histórica foi calculada para três subperíodos diferentes: um mais abrangente que se inicia em março de 2003 e vai até abril de 2014, um subperíodo médio que vai de março de 2006 a abril de 2014 e por fim um menor que vai de março de 2008 a abril de 2014. Em cada caso, as surpresas são detectadas em comparação ao que foi previsto com base no universo de informações conhecidas na data em que a previsão foi feita.

i) Decomposição histórica da variância do erro de previsão do IPCA entre março de 2003 e abril de 2014

Por meio da Figura 11, é possível observar que quando a previsão do IPCA é feita em março de 2003 e se considera um período até abril de 2014, os valores observados do IPCA são maiores do que os previstos pelo modelo, desta forma, tem-se que os erros de previsão do IPCA são, na grande maioria das vezes, positivos. Através da Figura 11 pode-se inferir que até meados de 2006 as movimentações positivas não previstas do próprio IPCA e do CRB foram os principais responsáveis pelos erros de previsão do IPCA, já que contribuíram para manter tal variável mais elevada do que o previsto. Entre 2009 e 2006 aumentos não antecipados no índice CRB e no hiato do produto, foram respectivamente o primeiro e o

segundo fatores que mais contribuíram para os erros de previsão, sendo que até o início de 2009, a elevação não esperada do índice CRB se manteve como a principal fonte da diferença entre o IPCA previsto e o observado.

Já a partir de 2009 o fator que mais contribuiu para que o IPCA crescesse acima do nível esperado foi a elevação não prevista do hiato do produto, que se tornou ainda maior. Esta elevação não esperada do hiato mostra que o produto real ficou maior do que o produto potencial, promovendo assim um aquecimento não antecipado da economia, que fez com que o IPCA observado ficasse maior do que o previsto pelo modelo. Ainda no período a partir de 2009, pode-se citar movimentos ascendentes inesperados no câmbio e no índice CRB, como fatores que respectivamente em segundo e terceiro lugar, em termos de importância, contribuíram para o erro de previsão do IPCA.

Figura 11 - Decomposição histórica da variância do erro de previsão do IPCA entre março de 2003 e abril de 2014

Fonte: Elaborado pela autora, com base nos dados da pesquisa

ii) Decomposição histórica da variância do erro de previsão do IPCA entre março de 2006 e abril de 2014

Considerando agora um subperíodo intermediário, em que a previsão do IPCA é realizada em março de 2006 e se observa o comportamento das variáveis até abril de 2014, pode-se verificar, por meio da Figura 12, que a exemplo do período anterior, os erros de previsão do IPCA também são predominantemente positivos, ou seja, os valores observados

de tal índice de preço ficaram acima dos valores previstos pelo modelo, porém agora o erro observado foi um pouco menor do que o verificado no período anterior (média de erro de 5,4% contra uma média de 7,26%).

Durante todo o subperíodo aqui em questão, a variável que predominantemente foi a causa dos erros de previsão do IPCA, foi o hiato do produto que apresentou uma elevação não antecipada que perdurou durante todos os meses analisados. Um segundo choque, que contribuiu em menor proporção para o IPCA observado ficar maior do que o previsto foi o câmbio, que desde meados de 2008 imprimiu uma trajetória não esperada de alta. Ademais, ainda observa-se que entre março de 2009 e final de 2011 o índice CRB apresentou uma queda não esperada que contribuiu para que o IPCA observado deste período não ficasse mais elevado e, assim, fez com que os erros de previsão do IPCA durante estes meses fossem um pouco menores do que os erros dos períodos imediatamente anteriores e posteriores.

Figura 12 - Decomposição histórica da variância do erro de previsão do IPCA entre março de 2006 e abril de 2014

Fonte: Elaborado pela autora, com base nos dados da pesquisa

iii) Decomposição histórica da variância do erro de previsão do IPCA entre março de 2008 e abril de 2014

Ao considerar a previsão feita em março de 2008 para o IPCA, verifica-se, por meio da Figura 13, que os erros de previsão são predominantemente negativos, já que erros positivos foram observados apenas nos primeiros meses. O que significa que na grande maioria do tempo, os valores observados do IPCA ficaram abaixo dos valores previstos, ou seja, o modelo previa uma inflação maior do que a que foi verificada de fato. Ainda através da

Figura 13 é possível observar que a principal fonte geradora dos erros negativos de previsão do IPCA, foi uma queda não esperada no índice de preços CRB, ou seja, a previsão do IPCA foi feita considerando um determinado valor para este índice de preço de *commodities*, que ficou abaixo do que se esperava, deixando assim a previsão do IPCA maior do que o valor realmente verificado.

Entre março de 2010 e março de 2012, ainda é possível perceber uma elevação não antecipada do hiato do produto, que contribuiu para que os erros de previsão ficassem menores, uma vez que colaborou para uma menor queda do IPCA. Por fim, entre março de 2010 e março 2013 também é possível verificar uma pequena elevação não esperada do câmbio, que assim como o hiato, porém em menor proporção, elevou o valor do IPCA observado e assim contribuiu para reduzir os erros de previsão de tal índice de preço, entre tais meses.

Logo, fica claro que a queda não prevista nos preços internacionais das *commodities*, devido a diversos fatores, dentre eles, a dívida na Europa e à desaceleração da economia Chinesa, fez com que a previsão do IPCA realizada em março de 2008 gerasse erros negativos.

Figura 13 - Decomposição histórica da variância do erro de previsão do IPCA entre março de 2008 e abril de 2014

Fonte: Elaborado pela autora, com base nos dados da pesquisa

Após a avaliação da decomposição histórica do erro de previsão do IPCA, calculada para os três subperíodos definidos acima, pode-se concluir que as variáveis que mais

contribuíram, por meio de choques não inesperados, para os erros de previsão do IPCA, foram o hiato do produto, o índice CRB e em menor proporção o câmbio. Foi possível observar certa influência do hiato do produto sobre o IPCA, relação esta que não havia sido captada pela decomposição da variância e pela função de impulso resposta.

Ainda dentro do escopo da decomposição histórica é possível avaliar a performance da curva de Phillips, proposta por este estudo, na explicação das variações do IPCA. A Figura 14 traz as distribuições acumuladas dos erros de previsão de cada subperíodo analisado acima, é possível verificar que, para todos os cortes de tempo o erro de previsão é menor que 3% em 100% dos casos (meses considerados na amostra). Ou seja, pode-se dizer que independente dos subperíodos analisados, as variáveis que compõem a curva de Phillips explicam de forma muito satisfatória as variações do índice de preço aqui em questão, diga-se, explicam pelo menos 97% das variações do IPCA.

Figura 14 - Distribuição acumulada dos erros de previsão do IPCA para os períodos analisados

Fonte: Elaborado pela autora, com base nos dados da pesquisa

Desta forma, conclui-se a análise referente a curva de Phillips. A próxima etapa da investigação consistirá na apresentação e avaliação dos resultados obtidos com a estimação da curva de demanda agregada.

5.2.3.2 Resultados do modelo estimado para a curva IS

Da mesma forma como foi feito para a curva de Phillips, o primeiro passo para a estimação da curva IS foi a definição da matriz de relação contemporânea, considerando as relações econômicas existentes entre as variáveis selecionadas para compor a equação que se pretende estimar.

A matriz de relação contemporânea estruturada para o modelo proposto da curva IS, que é apresentada por meio da Figura 15 foi definida a partir da seguinte sequência de variáveis: hiato do produto, juros, necessidade de financiamento do setor público (NFSP), câmbio, índice CRB, expectativa de inflação e importações dos países da OCDE e da China. As restrições impostas foram as seguintes: o hiato do produto ficou em função dos juros, da NFSP, do câmbio e das importações dos países da OCDE e da China; os juros ficaram em função do hiato do produto, a NFSP ficou em função dos juros e do câmbio; o câmbio ficou em função do índice CRB e as importações dos países da OCDE e da China também ficaram em função do índice CRB. Como pode-se perceber, nesta matriz o hiato do produto é a variável mais endógena.

É importante ressaltar que se chegou a tal formulação devido ao melhor ajuste do modelo às interações econômicas que mais interessam à análise proposta e também com base no Teste LR para sobreidentificação, que com doze graus de liberdade e um valor calculado de 15,56, não rejeitou as restrições sobreidentificadas impostas ao modelo a um nível de 5% de significância. Além disso, os bons resultados no que tange aos sinais e as significâncias dos coeficientes estimados, também foram levados em consideração na definição da matriz de relação contemporânea.

Os coeficientes estimados a partir da matriz de relação contemporânea especificada pela Figura 15 para o modelo da curva de demanda agregada estão expostos na Tabela 11. Vale ressaltar que os valores iniciais ponderados para os choques contemporâneos foram de zero e a convergência se deu após 34 iterações.

$$A_1 = \begin{bmatrix} 1 & -a & -b & -c & 0 & 0 & -d \\ -e & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & -f & 1 & -g & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & -m & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & -n & 0 & 1 \end{bmatrix}$$

Figura 15 - Matriz de relação contemporânea estimada para o modelo da curva IS³⁴

Fonte: Elaborado pela autora, com base nos dados da pesquisa

Por meio da Tabela 11, mais especificamente pela estatística *t* nela apresentada, pode-se inferir que todos os coeficientes estimados apresentam sinais corretos, de acordo com a teoria apresentada, e são significantes pelo menos a 5%.

Averiguando os coeficientes individualmente, tem-se que o juro nominal se relaciona negativamente com o hiato do produto, o que está teoricamente correto, já que quando o governo eleva a taxa de juros nominal, os gastos com consumo e investimentos tendem a cair e logo o produto real fica abaixo do potencial, fazendo com que o hiato se torne negativo³⁵. De acordo com os valores obtidos, um aumento de 1% no juro nominal, reduz contemporaneamente o hiato do produto em 5,16%.

Através dos resultados da Tabela 11, também é possível observar que o déficit primário, representado neste estudo pela Necessidade de Financiamento do Setor Público (NFSP) ao sofrer uma elevação de 1% provoca um aumento contemporâneo de 2,13% no hiato do produto.

Outra relação importante é a que existe entre o câmbio e o hiato do produto. Quando acontece uma desvalorização do câmbio, as exportações aumentam ao passo que as importações diminuem, o que provoca uma elevação do hiato do produto. De acordo com os resultados obtidos por este estudo, uma elevação do câmbio (ou seja, desvalorização) em 1% provoca um aumento contemporâneo de 0,56% no hiato do produto.

³⁴ Os sinais negativos que acompanham as letras, que representam as relações que se deseja analisar, foram colocados para que os sinais dos coeficientes estimados não precisem ser invertidos no momento da análise.

³⁵ Vale ressaltar que o produto real e o potencial, são representados neste trabalho pelo PIB real e o PIB potencial respectivamente e que a formula utilizada para calcular o hiato foi a seguinte:

$$\frac{(PIB_{real} - PIB_{potencial})}{PIB_{potencial}}$$

Ainda, pode-se analisar a relação do hiato com o valor das importações dos países da OCDE e da China, sendo que se esta variável se elevar em 1%, o hiato do produto presente aumenta em 0,80%, mostrando que uma expansão do resto do mundo aumenta a demanda agregada nacional, o que está em linha com os argumentos de Santos e Holland (2008). Já a relação do índice CRB sobre câmbio é negativa, como foi constatado pela curva de Phillips. Se o índice CRB se elevar em 1% o câmbio será reduzido contemporaneamente em 0,44%, ou seja, o câmbio irá se valorizar.

Também foram estimadas a relação contemporânea do hiato sobre os juros que é positiva, a relação dos juros sobre a NFSP que é negativa, a relação do câmbio sobre a NFSP que é positiva e a relação do índice CRB sobre o valor das importações dos países da OCDE e da China que também é positiva.

Tabela 11 - Coeficientes estimados a partir da matriz de relação contemporânea do modelo de demanda agregada (curva IS)

Relações contemporâneas		Coeficientes estimados	Desvio Padrão	Estatística t^{36}
De	Sobre			
Juros	Hiato	-5,16	1,73	-2,98
NFSP	Hiato	2,13	1,17	1,82
Câmbio	Hiato	0,56	0,19	2,89
Ocdechina	Hiato	0,80	0,32	2,52
Hiato	Juros	0,63	0,23	2,73
Juros	NFSP	-0,59	0,23	-2,55
Câmbio	NFSP	0,09	0,03	2,90
CRB	Câmbio	-0,44	0,09	-5,14
CRB	ocdechina	0,22	0,05	4,15

Fonte: Elaborado pela autora, com base nos dados da pesquisa.

5.2.3.2.1 Resultados da decomposição da variância do erro de previsão para a curva IS

A decomposição da variância de cada variável foi calculada para vinte e quatro períodos (meses), porém serão apresentados os resultados para até o décimo segundo mês, já que nos períodos subsequentes a parcela de explicação da cada variável sobre as demais praticamente não sofre alteração. Nesta subseção será exposta apenas a decomposição da variância do hiato do produto, pois esta é a variável de maior interesse no que tange a estimação da demanda agregada proposta por este trabalho, as demais se encontram no anexo D.

³⁶ É importante lembrar que a estatística t não é tão rigorosa para a análise da significância dos coeficientes da matriz de relações contemporâneas da metodologia VAR, quanto para os Modelos de Mínimos Quadrados Ordinários (BACCHI, 2005).

A Tabela 12 mostra a decomposição da variância do hiato do produto. É possível verificar que o juro é a variável que mais influencia as mudanças do hiato do produto, explicando aproximadamente 76,94% de tal variável no primeiro período analisado; com o passar dos meses tal influência diminui um pouco, mas se mantém em 53,32%, e, assim, alcança um valor médio que fica em torno de 55,67%, o que pode ser considerado um nível elevado, já que a segunda variável que mais influencia a variação do hiato é a expectativa presente da inflação para o próximo mês, que explica em média 15,68%, seguida de perto pelo próprio hiato do produto que esclarece em média 12,69% de suas próprias variações. Por outro lado, a variável que possui menor participação na explicação das mudanças do hiato do produto, é a variável OCDECHINA, que em média explica 1,52% de tal variável, o que mostra que apesar do setor externo ser relevante para o produto brasileiro, o que acontece internamente parece ter importância predominante para a demanda agregada.

Tabela 12 - Decomposição da variância do hiato do produto

Desvio-								
Períodos	Padrão	HIATO	JURO	NFSP	CAMBIO	CRB	EXPT	OCDECHINA
1	0,026	15,86	76,94	2,80	3,06	0,12	0,00	1,21
2	0,031	15,97	69,01	5,53	2,32	2,53	2,92	1,72
3	0,033	14,45	61,96	5,08	4,09	3,71	9,10	1,60
4	0,034	13,36	57,28	4,93	5,09	3,43	14,40	1,50
5	0,035	12,82	55,17	4,86	5,20	3,66	16,82	1,46
6	0,036	12,53	54,33	4,72	5,08	4,24	17,62	1,49
7	0,036	12,37	53,99	4,66	4,98	4,84	17,66	1,51
8	0,036	12,29	53,78	4,66	4,94	5,32	17,48	1,53
9	0,036	12,24	53,62	4,68	4,94	5,61	17,38	1,53
10	0,036	12,22	53,50	4,70	4,94	5,73	17,39	1,53
11	0,036	12,20	53,42	4,72	4,94	5,75	17,44	1,53
12	0,036	12,19	53,37	4,72	4,94	5,75	17,50	1,53

Fonte: Elaborado pela autora, com base nos dados da pesquisa

5.2.3.2.2 Funções impulso resposta para a curva IS

A Figura 16 mostra o comportamento do hiato do produto depois de ser submetido a um choque positivo de 1% no juro: nota-se que logo no primeiro período há uma queda brusca no hiato, que gira em torno de 6,4%, porém tal queda é revertida rapidamente e por

volta do terceiro mês o efeito negativo do choque já é bem pequeno se comparado com o efeito inicial. Com isso, percebe-se que o juro, que é o principal instrumento utilizado atualmente para controlar a inflação do país, se aumentado, tem efeito negativo imediato sobre o produto brasileiro, porém o efeito não é duradouro.

Figura 16 - Função impulso resposta: Resposta do hiato do produto a um choque nos juros
 Fonte: Elaborado pela autora, com base nos dados da pesquisa

Já quando o hiato do produto é submetido a um choque de aumento, de por exemplo 1%, na NFSP, logo no primeiro período tal variável já sofre uma elevação de 0,5% , e atinge seu pico no segundo período, quando a elevação chega em 0,65%, como é possível ver pela Figura 17. A partir de então imprime uma queda que se estende até o nono período. Um aumento, portanto, no déficit primário do governo contribui para a elevação do produto do país.

Figura 17 - Função impulso resposta: Resposta do hiato do produto a um choque na NFSP
 Fonte: Elaborado pela autora, com base nos dados da pesquisa

Prosseguindo com a análise de como o hiato responde aos choques nas demais variáveis do modelo, a Figura 18 apresenta o comportamento desta ao receber um choque positivo do câmbio. Logo no primeiro período o hiato do produto apresenta uma elevação de 0,15% (considerando um choque positivo de 1% no câmbio), porém do terceiro ao sexto período tal elevação é revertida em uma queda que alcança -0,02%, mas já no sétimo período o hiato volta a crescer e os efeitos perduram até por volta do nono mês, quando o impacto começa a tender a zero.

Ainda tratando da reação do hiato do produto, é possível verificar como esta variável reage a um choque no índice CRB, por meio da Figura 19, que mostra que, após um choque positivo nesta última variável, o hiato do produto responde com uma queda que alcança seu ponto máximo já no segundo mês (queda de 0,16% dado uma elevação de 1% no índice CRB), mas que se reverte já no quinto mês, sendo que no sétimo mês o hiato atinge um pico de elevação de 0,10% e a partir daí imprime uma trajetória de queda e dissipação. Logo, fica perceptível que um choque positivo no índice CRB provoca algumas oscilações no hiato do produto, mas considerando uma média dos doze primeiros meses após o choque, pode-se dizer que um choque positivo no índice CRB provoca uma pequena elevação no hiato do produto (aumento de 0,015% dado um choque de 1% no índice CRB).

Figura 18 - Função impulso resposta: Resposta do hiato do produto a um choque no câmbio
 Fonte: Elaborado pela autora, com base nos dados da pesquisa

Figura 19 - Função impulso resposta: Resposta do hiato do produto a um choque no índice CRB
 Fonte: Elaborado pela autora, com base nos dados da pesquisa

Além do índice CRB, mais uma variável pode ajudar a captar os efeitos externos sobre a demanda agregada é a variável OCDECHINA, que representa o valor das importações dos países da OCDE mais o valor das importações da China. A Figura 20 traz a trajetória do hiato do produto ao receber um choque de tal variável, logo no primeiro período o hiato já apresenta uma elevação de 0,16% considerando um choque positivo de 1% na série OCDECHINA. Esta elevação se dissipa lentamente no decorrer dos períodos, com pequenas

oscilações em seu trajeto, que podem ser provocadas pela ocorrência de fatores externos. Os efeitos do choque da variável OCDECHINA perduram até por volta do décimo período, quando então começam a tender a zero.

A Figura 21 traz a trajetória do hiato do produto após um choque positivo na expectativa presente de inflação para o próximo mês. É possível perceber que um choque positivo de 1% na expectativa faz com que o hiato imprima uma trajetória de queda, que alcança seu maior valor (-8,12%) já no segundo período; após este pico o efeito do choque se dissipa lentamente até o oitavo mês, quando o hiato do produto reverte sua tendência e apresenta uma elevação que atinge seu pico no décimo primeiro mês e então volta a cair. Apesar de apresentar alguma oscilação, quando se considera o valor médio de doze períodos, tem-se que o hiato do produto sofre em média uma queda de 2,56%, dada uma elevação de 1% na expectativa presente de inflação para o próximo mês. Com isso, observa-se a relevância de tal variável na trajetória da demanda agregada.

Figura 20 - Função impulso resposta: Resposta do hiato do produto a um choque nas importações dos países da OCDE mais China

Fonte: Elaborado pela autora, com base nos dados da pesquisa

Figura 21- Função impulso resposta: Resposta do hiato do produto a um choque na expectativa presente da inflação para o próximo mês

Fonte: Elaborado pela autora, com base nos dados da pesquisa

5.2.3.2.3 Decomposição histórica da variância do erro de previsão do hiato do produto

De modo a obter uma análise mais completa, assim como foi feito para a curva de Phillips, a decomposição histórica da variância do erro de previsão do hiato do produto foi calculada para três períodos diferentes: um mais abrangente que se inicia em março de 2003 e vai até abril de 2014, um período médio que vai de março de 2006 a abril de 2014 e por fim um período menor que vai de março de 2008 a abril de 2014. Assim, será possível analisar valores do hiato do produto previstos em três datas distintas.

i) Decomposição histórica da variância do erro de previsão do hiato do produto entre março de 2003 e abril de 2014

Analisando a Figura 22, é possível perceber que quando se considera a previsão do hiato do produto feita em março de 2003, a grande maioria dos erros de previsão é positiva, o que significa que os valores observados do hiato do produto foram maiores do que os valores previstos desta variável (ou seja, a economia permaneceu mais aquecida do que era esperado). Os erros positivos observados alcançam em alguns momentos, como entre final de 2008 e início de 2009 e final de 2011 e início de 2012, picos consideravelmente elevados. Dentre os fatores que podem ter provocado tais erros, pode-se citar que até por volta de julho de 2007 uma elevação inesperada do próprio hiato foi a principal causa. Porém, a partir deste período, a maior fonte dos erros de previsão foi uma elevação não antecipada da expectativa presente

para a inflação do próximo mês, fenômeno bem documentado na análise anterior da curva de Phillips. Como se sabe, aumentos inesperados na expectativa de inflação tendem a afetar negativamente a taxa real de juros e os salários reais, com efeitos positivos na demanda agregada e na oferta agregada (deslocamento da curva de Phillips para baixo), respectivamente. Ademais, pode-se citar outras fontes que contribuíram em menor escala para os erros de previsão aqui em questão, como uma elevação não esperada no câmbio.

Figura 22 - Decomposição histórica da variância do erro de previsão do hiato do produto entre março de 2003 e abril de 2014

Fonte: Elaborado pela autora, com base nos dados da pesquisa

ii) Decomposição histórica da variância do erro de previsão do hiato do produto entre março de 2006 e abril de 2014

Considerando agora a previsão do hiato do produto realizada em março de 2006 para um período que vai até abril de 2014, é possível verificar por meio da Figura 23 que o erro de previsão do hiato foi também predominantemente positivo, o que significa que, na maioria das vezes o valor verificado do hiato do produto foi maior do que o valor previsto pelo modelo. Há nesse horizonte também um papel de destaque para o choque não antecipado da expectativa presente de inflação para o próximo mês. Pode-se notar ainda nos anos de erros menores de previsão do hiato, um papel para a queda não antecipada nas importações mundiais (OCDE e China).

Figura 23 - Decomposição histórica da variância do erro de previsão do hiato do produto entre março de 2006 e abril de 2014

Fonte: Elaborado pela autora, com base nos dados da pesquisa

iii) Decomposição histórica da variância do erro de previsão do hiato do produto entre março de 2008 e abril de 2014

Por fim, considera-se as previsões realizadas em março de 2008, para o período que vai até abril de 2014. Através da Figura 24 é possível avaliar que excetuando o período que vai de agosto de 2009 a setembro de 2010, os erros de previsão do hiato do produto para o período são positivos, o que significa que os valores observados de tal variável foram maiores do que aqueles previstos pelo modelo. Ou seja, houve aquecimento não antecipado da economia no início de 2009 e a partir de 2011. No período aqui em análise, verifica-se que tanto uma elevação não antecipada da expectativa presente de inflação para o próximo mês, quanto um crescimento inesperado do próprio hiato, foram os fatores principais que contribuíram para os erros positivos de previsão, apresentados pela Figura 24. Já no que tange ao pequeno período em que se verificou erros de previsão negativos, é possível dizer que uma queda não prevista na variável OCDECHINA e no próprio hiato foram os responsáveis por tal diferença entre o valor verificado e o valor previsto.

Figura 24 - Decomposição histórica da variância do erro de previsão do hiato do produto entre março de 2008 e abril de 2014

Fonte: Elaborada pela autora, com base nos dados da pesquisa

Pode-se concluir que as variáveis que mais contribuíram, por meio de choques não inesperados, para os erros de previsão do hiato, foram aumentos na expectativa presente para a inflação do próximo mês, o próprio hiato do produto e em menor proporção o câmbio. É importante ressaltar que diferentemente do que se esperava, variáveis como o índice CRB e OCDECHINA, não tiveram participação relevante na explicação dos erros de previsão do hiato do produto em nenhum dos subperíodos.

A Figura 25 traz as distribuições acumuladas dos erros de previsão de cada subperíodo analisado acima, é possível verificar que para todos os períodos as variações nos juros, na NFSP, no câmbio, no índice CRB, na expectativa presente de inflação para o mês seguinte e no valor das importações dos países da OCDE mais a CHINA explicam, em conjunto, pelo menos 80% das variações do hiato do produto em 95% dos casos (meses considerados na amostra). E considerando 100% dos casos, o erro de previsão é menor do que 24%, o que significa que as variáveis do modelo explicam pelo menos 76% das modificações do hiato. Logo, pode-se dizer que independente da divisão dos três subperíodos analisados, as variáveis que compõem a curva IS explicam em boa medida as variações do hiato do produto, se bem que em grau muito menor do que o observado no contexto da curva de Phillips (em que os erros foram da ordem de 3%).

Figura 25 - Distribuição acumulada dos erros de previsão do hiato do produto para os períodos analisados

Fonte: Elaborado pela autora, com base nos dados da pesquisa

5.2.3.3 Resultados do modelo estimado para a função de reação do Banco Central A

Após a estimação e a análise dos resultados obtidos da curva de oferta e de demanda agregada, o próximo passo foi proceder com a estimação da função de reação do Banco Central ou regra de política monetária, que permite uma avaliação de como as autoridades monetárias reagem aos choques do lado da demanda e da oferta, já identificados e discutidos neste estudo, e assim modificam a taxa básica de juros da economia.

Como já foi explicitado, optou-se por estimar duas formulações diferentes para a função de reação do Banco Central, sendo uma mais próxima da que é utilizada atualmente

pelo Banco Central e a outra com a inserção do índice de preço de *commodities* CRB e do câmbio, que são variáveis importantes para as análises propostas por este trabalho. Nesta subseção serão expostos os resultados obtidos por meio da estimação da primeira formulação, que como já foi definido, será chamada de função de reação ou regra de política monetária A.

A exemplo do procedimento realizado para as curvas de oferta e demanda agregada, primeiramente foi definida a estrutura da matriz de relação contemporânea, ponderando as relações econômicas existentes entre as variáveis que compõem a equação e considerando o Teste LR para sobreidentificação, que com um grau de liberdade e um valor calculado de 0.000997, não rejeitou as restrições sobreidentificadas impostas ao modelo a um nível de 5% de significância.

A Figura 26 mostra a matriz de relação contemporânea estruturada para a regra de política monetária aqui em questão, tal matriz foi determinada a partir da seguinte sequência de variáveis: taxa Selic efetiva, desvio da expectativa de inflação em relação à meta e hiato do produto. Sendo que as restrições impostas foram as seguintes: a taxa Selic efetiva ficou em função do desvio e do hiato, logo é a variável mais endógena, uma vez que é influenciada pelas outras duas variáveis do modelo, que por sua vez são consideradas exógenas, já que a intenção é captar como a Selic se movimenta dadas as variações no desvio da inflação em relação à meta e no hiato do produto.

$$A_2 = \begin{bmatrix} 1 & -a & -b \\ 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{bmatrix}$$

Figura 26 - Matriz de relação contemporânea estimada para o modelo da função de reação do Banco Central A³⁷

Fonte: Elaborado pela autora, com base nos dados da pesquisa

Os coeficientes estimados a partir da matriz de relação contemporânea especificada acima estão expostos na Tabela 13. Vale ressaltar que os valores iniciais ponderados para os choques contemporâneos foram de zero e a convergência se deu após 7 iterações.

³⁷ Os sinais negativos que acompanham as letras, que representam as relações que se deseja analisar, foram colocados para que os sinais dos coeficientes estimados não precisem ser invertidos no momento da análise.

Tabela 13 - Coeficientes estimados a partir da matriz de relação contemporânea da função de reação A

Relações contemporâneas		Coeficientes estimados	Desvio Padrão	Estatística t ³⁸
De	Sobre			
Desvio	Selic	0,151	0,063	2,398
Hiato	Selic	0,010	0,006	1,711

Fonte: Elaborado pela autora, com base nos dados da pesquisa

Analisando os resultados expostos na Tabela 13, tem-se que todos os coeficientes estimados, possuem sinais condizentes com a teoria econômica e significativos pelo menos a 10%. Pode-se observar também, que de acordo com os resultados obtidos, a taxa Selic efetiva sofre uma elevação presente de 0,15% dado um aumento de 1% no desvio da expectativa de inflação em relação à meta, e uma alta também contemporânea de 0,010% quando o hiato do produto se eleva em 1% , é importante ressaltar que o coeficiente estimado para a relação entre o hiato e a Selic, exposto acima, esta alinhado com os resultados de Modenesi (2011) apesar das diferenças entre os períodos analisados e os métodos empregados nos dois estudos, isso porque tal autor também encontra um coeficiente pequeno, significativo a 10% e com sinal correto para tal relação.

Como os resultados alcançados por meio da matriz apresentada acima tratam apenas da movimentação contemporânea das variáveis, é importante analisar as decomposições das variâncias e as funções impulso resposta que também fazem parte dos resultados da estimação pelo método SVEC.

5.2.3.3.1 Resultados da decomposição da variância do erro de previsão para a função de reação A

A decomposição da variância da taxa Selic descrita na Tabela 14 também traz informações importantes a respeito da determinação de tal taxa que atualmente é o principal instrumento da política monetária brasileira no combate a inflação³⁹. Tal decomposição foi calculada para 24 períodos (meses), mas será exposta de maneira resumida por meio dos períodos 1-5, 9,12, 17 e 24 de modo a facilitar a apresentação, uma vez que nos períodos suprimidos não acontecem grandes variações.

Por meio da Tabela 14 tem-se que nos primeiros momentos a variação da Selic é determinada em grande parte por ela própria; porém, a partir do quarto período o desvio da

³⁸ É importante lembrar que a estatística t não é tão rigorosa para a análise da significância dos coeficientes da matriz de relações contemporâneas da metodologia VAR, quanto para os Modelos de Mínimos Quadrados Ordinários (BACCHI, 2005).

³⁹ As demais decomposições da variância se encontram no anexo E.

expectativa de inflação em relação à meta passa a ser a variável que mais influencia as mudanças na Selic, tanto que no final de 24 períodos 62,57% da variação da Selic é explicada por esta variável, ficando a própria Selic responsável pela explicação de 34,88% de suas variações e o hiato do produto somente com a participação de 2,63% na variância de tal taxa básica de juros. Aliás, a influência do hiato do produto na explicação das mudanças da taxa Selic efetiva é pequena em todos os períodos avaliados e alcança uma média de apenas 2,87%.

Tabela 14 - Decomposição da variância da taxa Selic efetiva (função de reação A)

Períodos	Desvio- Padrão	SELIC	DESVIO	HIATO
1	0,00209313	94,189	3,834	1,977
2	0,00277047	75,371	23,16	1,469
3	0,00348323	55,529	41,148	3,323
4	0,00403917	46,77	48,996	4,234
5	0,00443137	43,174	52,743	4,083
9	0,00532318	37,813	59,065	3,122
12	0,00565305	36,355	60,806	2,839
17	0,00592185	35,339	62,023	2,638
24	0,00605624	34,88	62,572	2,548

Fonte: Elaborado pela autora, com base nos dados da pesquisa.

Os resultados acima fornecem uma boa noção da relação entre a taxa Selic efetiva e as demais variáveis do modelo; porém, como forma de complementar tais resultados, na próxima subseção serão analisadas as funções impulso resposta, que fornecerão um bom entendimento do tempo de duração dos efeitos dos choques que podem ocorrer entre os elementos do modelo.

5.2.3.3.2- Funções impulso resposta para a função de reação A

Os resultados considerados mais importantes para esta subseção são aqueles que apresentam como a taxa Selic efetiva se movimenta quando acontece algum choque nas outras variáveis que compõem a regra de política monetária aqui avaliada, sendo assim, tais resultados são expostos no corpo do trabalho em detrimento dos demais.

A Figura 27 traz o comportamento da taxa Selic efetiva quando ocorre um choque no desvio da expectativa de inflação em relação à meta, ou seja, quando os agentes econômicos esperam que a inflação supere a meta estipulada pelas autoridades monetárias. É possível depreender que dado um choque de 1% no desvio da inflação em relação à sua meta, logo no primeiro período a Selic se eleva em 0,15%, e a partir de então segue uma tendência de alta

que alcança seu pico no terceiro período, onde apresenta uma elevação de 0,66%, considerando o choque de 1% no desvio da inflação em relação à sua meta. Após este ponto máximo, a taxa Selic empreende uma trajetória suave de queda, que faz com que no final de 24 períodos, tal taxa conserve os 0,15% de elevação que apresentou contemporaneamente ao choque no desvio da inflação aqui em questão. Estes resultados mostram que o Banco Central ajusta a taxa de juros de curto prazo de maneira gradual, o que está de acordo com os resultados de Minella et al. (2003) e Nobre e Moreira (2014), isso guardada as devidas diferenças entre os períodos analisados e as metodologias empregadas. Além disso, revela certa inércia da taxa Selic, que também é apontada pelos autores citados acima.

Figura 27 - Função impulso resposta: Resposta da Selic a um choque no desvio da expectativa da inflação em relação à meta (função de reação A)

Fonte: Elaborado pela autora, com base nos dados da pesquisa

Outra análise importante que deve ser feita, diz respeito ao comportamento da taxa Selic frente a um choque no hiato do produto. Apesar de alguns trabalhos que estimam uma regra de política monetária similar a de Taylor, como Minella et al. (2003) não encontrarem significância estatística para o hiato do produto, o presente estudo encontrou resultados significativos no que tange a relação destas duas variáveis. Como já foi apresentado acima, o coeficiente estimado da relação contemporânea entre ambas foi significativo, apesar de ser bem menor se comparado com o encontrado para a relação entre a Selic e o desvio da expectativa de inflação em relação à meta.

Por meio da Figura 28 é possível explorar um pouco mais desta relação entre a taxa Selic efetiva e o hiato do produto. Ao analisá-la é possível verificar que dado um choque

positivo de 1% no hiato do produto (o que significa que o produto real esta acima do potencial) a taxa Selic sofre uma elevação de 0,010% no primeiro período, que é seguida no segundo período de uma queda que faz com que tal elevação se reduza a 0,005%, porém já no período posterior tem-se uma alta de 0,018% e a partir desta a tendência é de redução gradual do choque.

Comparando os valores acumulados apresentados pela Selic dado os dois choques discutidos acima, fica claro que tal variável responde muito mais intensamente a uma mudança no comportamento inflacionário da economia, do que a uma variação na atividade econômica, representada aqui pelo hiato do produto. Este resultado também é encontrado por Pagano e Rossi Júnior (2009), que guardada as devidas diferenças de períodos de tempo e métodos utilizados, também ressaltam que de acordo com seus resultados, o Banco Central responde à atividade econômica em intensidade inferior a que reage à inflação.

Figura 28 - Função impulso resposta: Resposta da Selic a um choque no hiato do produto (função de reação A)

Fonte: Elaborado pela autora, com base nos dados da pesquisa

Contudo, é possível observar que os resultados obtidos por meio das funções impulso resposta mostram uma resposta maior da taxa Selic efetiva, que é o principal instrumento utilizado política monetária brasileira para combater a inflação, perante as movimentações da diferença entre a expectativa de inflação e a sua meta, do que frente a uma movimentação do hiato do produto.

5.2.3.3 Decomposição histórica da variância do erro de previsão da taxa Selic efetiva obtida pela função de reação A

Após a avaliação da decomposição da variância da taxa Selic efetiva e uma discussão a respeito de como esta variável responde aos choques ocorridos nos demais componentes do modelo. Resta expedir uma última análise, que permitirá o exame do comportamento da taxa Selic efetiva, de modo a verificar se esta apresentou ou não uma trajetória distinta da prevista pelo modelo, ou seja, será possível avaliar se existem erros de previsão e se os mesmos são positivos ou negativos e a que fatores podem ser atribuídos. Tal análise será feita por meio da decomposição histórica da variância do erro de previsão da taxa Selic efetiva.

Assim como foi feito para as curvas de demanda e oferta agregada, com vistas a obter uma análise mais completa, a decomposição histórica foi calculada para três divisões diferentes de tempo: uma mais abrangente que se inicia em março de 2003 e vai até abril de 2014, uma que vai de março de 2006 a abril de 2014 e por fim, uma menor que vai de março de 2008 a abril de 2014.

i) Decomposição histórica da variância do erro de previsão da taxa Selic efetiva entre março de 2003 e abril de 2014

Considerando uma previsão realizada para a taxa Selic efetiva em março de 2003, é possível observar por meio da Figura 29 que excetuando os primeiros meses, em todo o restante do subperíodo, os valores previstos para a taxa Selic efetiva por meio da função de reação A são maiores do os valores efetivamente observados desta variável, ou seja, neste caso tem-se que os erros de previsão são predominantemente negativos, erros estes que se tornaram maiores no decorrer do período. Dentre as causas para esta diferença entre valores previstos e observados, pode-se inferir por meio da Figura 29 que as principais foram uma queda inesperada na própria taxa Selic efetiva, principalmente a partir de março de 2008 e uma queda inesperada do desvio da expectativa de inflação em relação à meta. O que significa que os agentes passaram a esperar que a inflação ficaria abaixo da sua meta, e tal mudança não foi captada pela previsão deste modelo mais simples (Função de Reação A), em que efeitos cambiais e de *commodities* não são explicitados.

Logo, no contexto deste modelo simples, como o movimento inesperado no desvio da expectativa de inflação em relação à meta é um movimento que reduz a tendência inflacionária da economia, observaram-se valores para a taxa Selic menores do que os previstos pelo modelo. Por fim, pode-se observar que o hiato do produto parece não ter praticamente nenhum tipo de contribuição para o erro de previsão da taxa Selic deste subperíodo.

Figura 29 - Decomposição histórica da variância do erro de previsão da taxa Selic efetiva entre março de 2003 e abril de 2014 (Função de reação A)

Fonte: Elaborado pela autora, com base nos dados da pesquisa

ii) Decomposição histórica da variância do erro de previsão da taxa Selic efetiva entre março de 2006 e abril de 2014

A Figura 30 mostra que quando se considera uma previsão da taxa Selic feita em março de 2006, o erro de previsão do modelo é negativo para todos os meses, o que significa, que para o subperíodo em questão, os valores observados da taxa Selic efetiva são menores do que os valores previstos pelo modelo.

Como causas de tal erro de previsão negativo, pode-se citar novamente uma queda não antecipada no desvio da expectativa de inflação em relação à meta de inflação, ou seja os agentes econômicos passaram inesperadamente a esperar que a inflação ficaria abaixo da meta estipulada e também uma queda inesperada na própria taxa Selic. Sendo que, mais uma vez, o hiato do produto não contribui para o erro de previsão. Percebe-se que a análise deste subperíodo e a do subperíodo anterior são bem semelhantes, principalmente em relação às causas dos erros de previsão, com a diferença que a porcentagem do erro de previsão do subperíodo aqui em questão alcança um pico menor do que no subperíodo analisado anteriormente.

Figura 30 - Decomposição histórica da variância do erro de previsão da taxa Selic efetiva entre março de 2006 e abril de 2014 (Função de reação A)

Fonte: Elaborado pela autora, com base nos dados da pesquisa

iii) Decomposição histórica da variância do erro de previsão da taxa Selic efetiva entre março de 2008 e abril de 2014

Por fim, quando se considera uma previsão da taxa Selic feita em março de 2008, para um período que vai até abril de 2014, observa-se que os erros de previsão oscilam, mas são predominantemente negativos. Como pode ser visto na Figura 31, para o período que vai até junho de 2009 o erro de previsão é positivo, o que significa que os valores observados da taxa Selic efetiva são maiores do que o previsto pelo modelo. O fator que mais contribuiu para tal erro foi uma elevação não antecipada na taxa Selic efetiva, sendo que uma pequena elevação inesperada do hiato do produto, também pode ter contribuído com o erro positivo.

Para o período entre julho de 2009 e setembro de 2013 é constatado um erro de previsão negativo, que indica que o modelo previu uma taxa Selic efetiva maior do que os valores realmente observados. Segundo a Figura 31, o que provocou tal erro foi uma queda inesperada no desvio da expectativa de inflação em relação à meta, como já mencionado na análise para o período mais amplo. Já no final de 2012 e início de 2013, uma queda não prevista na taxa Selic também parece ter contribuído para o erro de previsão negativo. Nota-se nesse período a movimentação ascendente do desvio da expectativa de inflação em relação à meta não foi suficiente para deter a queda da Selic. Finalmente no período entre outubro de 2013 e abril de 2014, a previsão do modelo incorreu de erro positivo, que pode ser associada à elevação não antecipada no desvio da expectativa de inflação em relação à meta, que já vinha

desde o final de 2012. É importante ressaltar, que mais uma vez o hiato do produto não mostra grande influência no erro de previsão da taxa Selic.

Figura 31 - Decomposição histórica da variância do erro de previsão da taxa Selic efetiva entre março de 2008 e abril de 2014 (Função de reação A)

Fonte: Elaborado pela autora, com base nos dados da pesquisa

Considerando as análises realizadas acima para a previsão da taxa Selic efetiva nos três cortes de tempo definidos. Pode-se dizer que, no contexto deste modelo mais simples, os fatores que mais contribuíram para os erros de previsão foram os choques inesperados na própria taxa Selic efetiva, e no desvio da expectativa de inflação em relação à meta, sendo a contribuição das movimentações inesperadas do hiato do produto praticamente nulas.

Antes de finalizar as avaliações da função de reação A é importante fazer um exame de seu desempenho no que tange a explicação das variações da taxa Selic efetiva, que é sua variável dependente. A Figura 32 traz as distribuições acumuladas dos erros de previsão de cada subperíodo analisado acima, é possível verificar que, considerando todos os cortes de tempo aqui em questão, o erro de previsão é menor que 26% em 100% dos casos (meses considerados na amostra), o que significa que as variáveis do modelo aqui em questão, explicam pelo menos 74% das variações na taxa Selic. Sendo que quando se considera o subperíodo que vai de março de 2008 a abril de 2014 os erros de previsão são menores que 8% em 100% dos casos. Logo este é o subperíodo em que se tem a melhor performance do modelo. Assim, pode-se afirmar que as variáveis que compõem a função de reação A passaram a explicar muito mais as variações da taxa Selic no período mais recente.

Figura 32 - Distribuição acumulada dos erros de previsão da taxa Selic para os períodos analisados – função de reação A

Fonte: Elaborado pela autora, com base nos dados da pesquisa

5.2.3.4 Resultados do modelo estimado para a função de reação B

Na subseção anterior, foram expostos os resultados obtidos com a estimação da regra de política monetária em uma formulação muito próxima a que é utilizada atualmente pelas autoridades monetárias brasileiras, como foi devidamente exposto no capítulo três deste estudo. Porém, considerando o objetivo proposto por este trabalho, que é avaliar o impacto dos choques de oferta na inflação brasileira, foi pensado em uma formulação da função de reação do Banco Central, que permitisse avaliar se os choques de oferta, provocados pelos preços das *commodities*, exercem algum efeito direto na taxa Selic, ou através de outras

variáveis além do IPCA e da expectativa de inflação. Para tanto foi acrescentada na formulação estudada acima o índice CRB e a taxa de câmbio, conforme exposição já realizada no capítulo quatro e obteve-se então, o que será tratado como função de reação ou regra de política monetária B.

Sendo assim, da mesma forma como se procedeu com as equações estudadas acima, o primeiro passo para a estimação da função de reação aqui analisada foi a definição da matriz de relação contemporânea, que a exemplo das outras já apresentadas, teve suas restrições impostas de acordo com as relações econômicas que se pretende averiguar e com o Teste LR para sobreidentificação, que com quatro graus de liberdade e um valor calculado de 1,265, não rejeitou as restrições sobreidentificadas impostas ao modelo a um nível de 5% de significância.

A matriz foi construída com base na seguinte seqüência de variáveis: taxa Selic efetiva, desvio da expectativa de inflação em relação à meta, hiato do produto, índice CRB e câmbio. Sendo que as restrições impostas foram as seguintes: a taxa Selic efetiva ficou em função do desvio da expectativa de inflação em relação à meta, do hiato e do câmbio, o hiato do produto ficou em função do câmbio e do índice CRB e o câmbio ficou em função do índice CRB, como pode ser visualizado na Figura 33. Mais uma vez a Selic, que é central para a presente averiguação, é a variável mais endógena.

$$A_3 = \begin{bmatrix} 1 & -a & -b & -c & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & -d & -e \\ 0 & 0 & 0 & 1 & -f \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix}$$

Figura 33 - Matriz de relação contemporânea estimada para o modelo da função de reação do Banco Central B

Fonte: Elaborado pela autora, com base nos dados da pesquisa

Os coeficientes estimados a partir da matriz exposta pela Figura 33 estão apresentados na Tabela 15. Por meio desta, pode-se observar que todos os coeficientes obtidos possuem o sinal correto de acordo com a teoria econômica já estudada, porém diferentemente da função de reação A, nem todos são significativos a pelo menos 10%, que é o caso da relação do hiato e do câmbio sobre a Selic, bem como da relação do câmbio sobre o hiato.

É importante ressaltar que a não significância da relação do hiato e do câmbio sobre a Selic também é encontrada por Minella et al. (2003), guardadas as devidas diferenças no que

se refere ao método de estimação utilizado e ao período avaliado, quando estimam a função de reação utilizando as expectativas de inflação do mercado, como é o caso aqui. Holland (2005) também não encontra significância para o câmbio dentro da função de reação do Banco Central, porém este autor trabalha com o câmbio real, além de utilizar períodos de tempo e métodos de estimação diferentes dos propostos por este estudo.

Outro ponto importante que deve ser ressaltado é o coeficiente estimado da relação entre o desvio da expectativa de inflação em relação à meta e a Selic, que permanece significativo e com um coeficiente expressivo, assim como é observado na função de reação A, o que pode indicar que tal relação não sofre grandes interferências quando outras variáveis são consideradas.

Tabela 15 - Coeficientes estimados a partir da matriz de relação contemporânea da função de reação B

Relações contemporâneas		Coeficientes estimados	Desvio Padrão	Estatística t ⁴⁰
De	Sobre			
Desvio	Selic	0,121	0,071	1,704
Hiato	Selic	0,010	0,006	1,548
Câmbio	Selic	0,003	0,005	0,549
Câmbio	Hiato	0,106	0,071	1,488
CRB	Hiato	-0,273	0,080	-3,390
CRB	Câmbio	-0,487	0,090	-5,433

Fonte: Elaborado pela autora, com base nos dados da pesquisa

Posto que a Tabela 15 fornece informações a respeito das principais relações contemporâneas existentes entre as variáveis da regra de política monetária aqui estudada, faz-se importante avaliar como estas relações permanecem no decorrer dos períodos, logo é de grande importância o estudo da decomposição da variância e das funções impulso resposta.

5.2.3.4.1- Resultados da decomposição da variância do erro de previsão para a função de reação B

Considerando que a variável que mais interessa aqui é a taxa Selic, a Tabela 16 expõe a decomposição da variância desta variável⁴¹, que foi calculada para 24 períodos (meses), mas será exposta de maneira resumida por meio dos períodos 1-5, 9,12, 17 e 24 de modo a facilitar a apresentação, uma vez que nos períodos suprimidos não acontecem grandes variações.

⁴⁰ É importante lembrar que a estatística t não é tão rigorosa para a análise da significância dos coeficientes da matriz de relações contemporâneas da metodologia VAR, quanto para os Modelos de Mínimos Quadrados Ordinários (BACCHI, 2005).

⁴¹ As demais variâncias obtidas com a estimação da função de reação B estão no anexo F.

Pode-se perceber que a exemplo do que acontece com na função de reação A, nos primeiros períodos (meses) a maior parte da variância da taxa Selic é explicada por ela mesma, porém por volta do quarto mês o desvio da expectativa de inflação em relação à meta já representa uma boa porcentagem da explicação das mudanças na Selic (37,41%), sendo que já no nono período passa a ser a variável que mais explica as flutuações da taxa de juros aqui em questão.

No que diz respeito a participação do hiato do produto na explicação da variância da Selic, tanto na função de reação A, quanto na B, esta participação é baixa - em média 2,87% para a primeira função e 2,69% para a segunda.

Por sua vez, a variável câmbio apresenta uma participação crescente na explicação da variância da Selic, que nos primeiros períodos é bem modesta, mas com a passar do tempo ganha certo destaque, totalizando em média 19,52%. Já a variável CRB possui a menor participação na variância da Selic, dentre as variáveis que constituem o modelo proposto, explicando em média apenas 2,04% das mudanças na taxa Selic, o que mostra que este índice de *commodities* não atua diretamente sobre a taxa de juros de curto prazo do país, sendo então seus efeitos apenas indiretos por meio do IPCA e da expectativa de inflação, pois como foi exposto pelas Figuras 7 e 8, o índice CRB exerce influências significativas e duradouras sobre tais variáveis.

Tabela 16 - Decomposição da variância da Selic efetiva (função de reação B)

Períodos	Desvio-Padrão	SELIC	DESVIO	HIATO	CÂMBIO	CRB
1	0,00203976	95,676	2,003	1,536	0,349	0,436
2	0,00271168	76,956	18,687	1,055	3,046	0,256
3	0,00335006	59,264	33,03	2,31	4,464	0,931
4	0,00391351	49,333	37,416	2,984	9,036	1,23
5	0,00436706	43,66	38,592	2,848	13,37	1,53
9	0,00542342	35,264	38,625	2,714	21,335	2,062
12	0,00580636	33,228	38,45	2,821	23,177	2,324
17	0,00612029	31,84	38,327	2,903	24,401	2,529
24	0,00628027	31,212	38,272	2,94	24,955	2,621

Fonte: Elaborado pela autora, com base nos dados da pesquisa

5.2.3.4.2 Funções impulso resposta para a função de reação B

Dentre as funções de impulso resposta obtidas, as que mais interessam são aquelas que mostram a reação da taxa Selic perante um choque nas demais variáveis do modelo, logo estas serão apresentadas e discutidas a seguir.

A Figura 34 traz a reação da taxa Selic dado um choque positivo de 1% no desvio da expectativa de inflação em relação à meta, é possível identificar que logo no primeiro período a Selic já se eleva em 0,12%, assim como já foi constatado pela matriz de relação contemporânea, porém esta resposta continua se elevando até chegar ao seu pico no terceiro período, onde apresenta um aumento de 0,63%, que a partir de então imprime uma queda suave que se estabiliza no final de 24 períodos, quando a variável apresenta uma elevação por volta de 0,10%. Com isso percebe-se que a reação da Selic a um choque no desvio da expectativa de inflação em relação à meta não é instantânea e que a elevação que tal choque provoca não se dissipa totalmente mesmo no final de 24 períodos, mostrando que a Selic acaba por incorporar pelo menos parte deste efeito sofrido, estes resultados são muito parecidos aos obtidos pela estimação da função de reação A, quando se avalia um choque da mesma natureza, a única diferença é que os valores são um pouco menores, isso mostra que a inserção de mais variáveis no modelo não exerceu nenhuma influência de grande monta na relação entre a taxa Selic e o desvio, relação esta que se mostra robusta em ambas estruturas propostas.

Figura 34 - Função impulso resposta: Resposta da Selic a um choque no desvio da expectativa de inflação em relação à meta (função de reação B)

Fonte: Elaborado pela autora, com base nos dados da pesquisa

Outra relação importante que deve ser avaliada é a que existe entre o hiato do produto e a taxa Selic, a Figura 35 ilustra a resposta desta última variável a um choque positivo de 1% no hiato, é visível que assim que o choque ocorre existe uma pequena resposta imediata e positiva da Selic, que logo no segundo período diminui, porém posteriormente volta a se

elevant. É importante notar que no final de 24 meses o efeito do choque não se dissipa totalmente, ficando em torno de 0,003%. Pode-se notar, que pelos resultados da estimação aqui apresentada, a taxa Selic também responde mais a um choque no desvio da expectativa da inflação em relação à meta, do que a um choque no hiato do produto, como foi encontrado com a estimação da função de reação A.

Comparando com os resultados obtidos para a função de reação A, quando se analisa o mesmo choque, percebe-se que existem algumas diferenças, a primeira esta no valor acumulado de doze meses da resposta da taxa Selic a um choque no hiato do produto, na função de reação B este valor é um pouco maior (0,13% contra 0,092%), além disso, nesta função, pelo menos dentro do período analisado, o choque não apresenta tendência de se dissipar totalmente assim como na função de reação A, onde no final de 24 meses a taxa Selic assume valores bem próximos de zero (0,0005% contra 0,003%). Estas diferenças na relação entre o hiato e a Selic talvez possam ser creditadas as variáveis que foram inseridas (câmbio e índice CRB), já que de acordo com os resultados obtidos com a estimação da curva de Phillips e da curva IS, a relação entre estas, principalmente no que se refere ao câmbio e ao hiato do produto é relevante, indicando assim, que a relação entre a taxa Selic e o hiato não é tão direta quanto a que se encontrou entre o desvio da expectativa de inflação em relação à sua meta e a Selic, já que a inserção de novos elementos parece interferir na ligação entre ambas.

Figura 35 - Função impulso resposta: Resposta da Selic a um choque no hiato do produto (função de reação B)

Fonte: Elaborado pela autora, com base nos dados da pesquisa

Prosseguindo com a análise dos resultados obtidos, a Figura 36 mostra como a taxa Selic reage a um choque positivo de 1% no câmbio, fica claro que existe uma elevação já no primeiro período em torno de 0,004%, porém o pico de elevação da variável acontece no quinto mês, quando esta apresenta uma alta de 0,034%, após isso é identificada uma tendência de retração do efeito do choque.

Figura 36 - Função impulso resposta: Resposta da Selic a um choque no câmbio

Fonte: Elaborado pela autora, com base nos dados da pesquisa

Já a Figura 37 traz a resposta da taxa Selic a um choque positivo de 1% no CRB, é possível perceber, que dado o choque em tal índice de preço de *commodities*, logo no primeiro período a Selic apresenta uma queda de 0,0046%, no segundo período este valor fica próximo de zero, porém no terceiro período a Selic apresenta uma queda mais acentuada, que chega a seu ápice no quinto período. Considerando um total de doze meses, tem-se que a Selic acumula uma queda de 0,099%, após um choque no índice CRB.

Com este resultado, fica claro que um aumento nos preços das *commodities* não provoca diretamente uma elevação no principal instrumento de contenção da inflação brasileira, ou seja, as autoridades monetárias não elevam a taxa Selic quando ocorre uma alta no índice CRB, o que está totalmente de acordo com as constatações feitas por meio da revisão bibliográfica realizada no capítulo três deste estudo, em que ficou claro que a estratégia da política monetária brasileira, quando ocorre algum choque de oferta, é tentar controlar apenas seu impacto secundário, o que corresponde a tentar impedir que os repasses do aumento aconteçam.

Por fim, pode-se depreender que a exemplo do que foi obtido com a estimação da função de reação A, os resultados da estimação da função de reação B apontam uma maior reação da taxa Selic efetiva perante as diferenças entre a expectativa e a meta de inflação, do que diante da movimentação das demais variáveis do modelo.

Figura 37 - Função impulso resposta: Resposta da Selic a um choque no CRB

Fonte: Elaborado pela autora, com base nos dados da pesquisa

5.2.3.4.3 Decomposição histórica da variância do erro de previsão da taxa Selic efetiva obtida pela função de reação B

Assim como foi feito anteriormente, a decomposição histórica foi calculada para três subperíodos diferentes: um mais abrangente que se inicia em março de 2003 e vai até abril de 2014, um subperíodo médio que vai de março de 2006 a abril de 2014 e por fim um subperíodo menor que vai de março de 2008 a abril de 2014.

i) Decomposição histórica da variância do erro de previsão da taxa Selic efetiva entre março de 2003 e abril de 2014

Observando a Figura 38, cujos resultados tomam por base uma previsão da taxa Selic efetiva feita em março de 2003, é possível constatar que excetuando os primeiros meses do subperíodo, em todo o restante, os valores previstos para a taxa Selic efetiva por meio da função de reação B são maiores do que os valores efetivamente observados desta variável, ou

seja, neste caso os erros de previsão são predominantemente negativos, erros estes que se tornaram maiores no decorrer do tempo.

Dentre as causas para esta diferença entre valores previstos e observados, tem-se que as principais foram: uma queda inesperada no câmbio, ou seja, houve uma valorização não prevista na moeda brasileira, principalmente a partir de junho de 2005 e uma queda inesperada do desvio da expectativa de inflação em relação à meta. Observou-se, assim, valores para a taxa Selic menores do que os previstos pelo modelo. Por fim, ainda pode-se citar uma contribuição da própria taxa Selic para o erro de previsão negativo, principalmente no final do subperíodo.

Figura 38 - Decomposição histórica da variância do erro de previsão da taxa Selic efetiva entre março de 2003 e abril de 2014 (Função de reação B)

Fonte: Elaborado pela autora, com base nos dados da pesquisa

ii) Decomposição histórica da variância do erro de previsão da taxa Selic efetiva entre março de 2006 e abril de 2014

A Figura 39 mostra que no subperíodo em que a previsão da taxa Selic efetiva é feita em março de 2006, o erro de previsão do modelo é negativo para todos os meses. Como causas de tal erro de previsão negativo, pode-se citar novamente uma queda não antecipada no desvio da expectativa de inflação em relação à meta. Diferentemente do subperíodo anterior, neste o câmbio não mostra mais uma contribuição significativa para o erro, sendo agora uma queda inesperada na própria taxa Selic, o fator que mais contribui.

Figura 39 - Decomposição histórica da variância do erro de previsão da taxa Selic efetiva entre março de 2006 e abril de 2014 (Função de reação B)

Fonte: Elaborado pela autora, com base nos dados da pesquisa

iii) Decomposição histórica da variância do erro de previsão da taxa Selic efetiva entre março de 2008 e abril de 2014

Analisando a decomposição histórica do erro de previsão da taxa Selic para o subperíodo em que a previsão da taxa Selic efetiva é feita em março de 2008, observa-se que os erros de previsão oscilam entre positivos e negativos. Como pode ser verificado na Figura 40, até agosto de 2010 o erro de previsão da taxa Selic é positivo, sendo que o fator que inicialmente contribui para tal resultado é uma elevação não antecipada na própria taxa. Porém já em 2009 verifica-se uma elevação não inesperada no hiato do produto (aquecimento da economia) que também contribuiu para tal erro de previsão positivo.

Para os meses entre setembro de 2010 e maio de 2012 é constatado um erro de previsão negativo, que diz que o modelo previu uma taxa Selic efetiva maior do que realmente foi observado, devido em parte a uma queda inesperada tanto no desvio da expectativa de inflação em relação à meta quanto no índice CRB, que são dois fatores que pressionam a inflação para baixo, o que fez a taxa Selic observada diminuir.

Finalmente nos meses entre junho de 2012 e abril de 2014, mais uma vez a previsão do modelo incorreu de erro positivo, que foi bem maior do que os já analisados acima. Nestes meses, observa-se que o que mais contribuiu para a diferença entre a taxa Selic observada e prevista foi uma elevação não antecipada no câmbio e no desvio da expectativa de inflação em relação à meta, sendo que uma pequena queda não prevista da taxa Selic e no índice CRB,

pode ter contribuído para que o erro de previsão para estes meses não ficasse maior do que o verificado.

Figura 40 - Decomposição histórica da variância do erro de previsão da taxa Selic efetiva entre março de 2008 e abril de 2014 (Função de reação B)

Fonte: Elaborado pela autora, com base nos dados da pesquisa

Considerando as análises realizadas acima a respeito da previsão da taxa Selic efetiva para os três subperíodos definidos, pode-se dizer que os fatores que mais contribuíram para os erros de previsão foram choques inesperados na própria taxa Selic efetiva, no câmbio e no desvio da expectativa de inflação em relação à meta e, em menor grau, no índice CRB. O que está de acordo com os resultados obtidos por meio das funções impulso resposta, uma vez que estas mostraram que as três variáveis acima são as que mais impactam a taxa Selic efetiva, isso considerando a formulação proposta para a função de reação B. Além disso, estes resultados ressaltam a relevância da consideração da inclusão de novas variáveis (câmbio e CRB) para explicação da evolução efetiva da taxa Selic. Isso sugere que o Banco Central, diante de mudanças do lado da oferta pode deixar de seguir estritamente a regra representada pela função de reação A.

A Figura 41 traz as distribuições acumuladas dos erros de previsão de cada subperíodo analisado acima, sendo possível verificar que para todas as divisões de tempo aqui em questão, as variáveis que compõem o modelo explicam, em conjunto, pelo menos 80% das variações da taxa Selic em 80% dos casos (meses da amostra). Quando considera-se 100% dos casos, o erro de previsão é menor do que 25%, sendo que o subperíodo em que o modelo apresenta melhor desempenho é aquele que vai de março de 2008 a abril de 2014, isso porque

neste, o erro de previsão é menor do que 5% em 100% dos casos. Porém, de qualquer modo, pode-se afirmar que independente do corte de tempo analisado, as variáveis que compõem a função de reação B explicam em boa medida as variações da taxa Selic efetiva no período total de tempo aqui avaliado.

Figura 41 - Distribuição acumulada dos erros de previsão da Selic para os períodos analisados
– Função de reação B

Fonte: Elaborado pela autora, com base nos dados da pesquisa

6 DISCUSSÃO E CONCLUSÕES FINAIS

Este trabalho objetivou avaliar como os choques de oferta, mais especificamente os choques provenientes dos preços das *commodities*, têm impactado na inflação brasileira e como e com que eficácia a política monetária do país tem reagido.

Para tanto, foi estimado um modelo semiestrutural contendo uma curva de Phillips para representar o lado da oferta da economia, uma curva IS para modelar a demanda agregada e duas versões para a Função de Reação do Banco Central, de modo a inferir como as decisões de política monetária são tomadas. O método de estimação empregado foi o de Autorregressão Vetorial com Correção de Erro (VEC) na sua versão estrutural, que permite uma avaliação dinâmica das relações de interdependência entre as variáveis do modelo proposto e os dados utilizados incluíram o período que vai de março de 2002 a abril de 2014.

Dentro do Regime de Metas de Inflação em geral, parece predominar a estratégia de controlar a inflação atuando diretamente sobre os choques de demanda da economia e apenas indiretamente sobre os choques de oferta, de modo a impedir que seus efeitos se propaguem. No caso brasileiro, os resultados desta pesquisa indicam que a ação das autoridades lastreia-se na evolução da expectativa da inflação, ou mais especificamente, no desvio dessa expectativa em relação à meta de inflação. Em segundo lugar, vêm as respostas aos movimentos do câmbio. Os choques de oferta (*commodities*) têm papel diminuto na fixação dos juros⁴². Já a expectativa, por sua vez, mostrou-se com alto grau de autonomia (pouco influenciável pela taxa de juros ou pelo hiato do produto), exceto pelos choques de oferta (*commodities* e produtividade), que a impactam com força⁴³. O efeito dos juros parece se dar predominantemente sobre o hiato do produto e, portanto, sobre a demanda agregada. O hiato também é afetado de forma relevante pela produtividade do trabalho e pelo comportamento dos preços das *commodities*, duas variáveis basicamente exógenas⁴⁴. Em síntese, pode-se dizer que as autoridades monitoram-se pelo comportamento das expectativas de inflação, com base nas quais acionam a taxa de juros, que tendem a impactar a demanda agregada. A inflação, propriamente, tem forte componente autônomo, respondendo antes à sua expectativa, e, mais tarde, às *commodities* e à produtividade. O hiato apresenta pouco efeito sobre a inflação.

Através da estimação da curva de Phillips, foi possível depreender que o IPCA é pouco influenciável nos períodos iniciais da análise, evidenciando o caráter inercial ainda

⁴² Estas informações foram apresentadas na Tabela 16.

⁴³ Resultados expostos na Tabela 22 (Anexo C) e na Tabela 29 (Anexo D).

⁴⁴ Resultados apresentados pela Figura 19 e pela Tabela 23 (Anexo C).

prevalecente no processo inflacionário brasileiro. Verificou-se que a expectativa da inflação impacta na inflação observada de forma relativamente rápida e intensa em termos de magnitude. Já os choques de oferta – tanto das *commodities* como da produtividade do trabalho e do câmbio – não impactam a inflação de imediato, mas sua relevância é crescente ao longo do tempo chegando a predominar sobre o efeito autorregressivo (indexação). Esses choques também se mostraram importantes para o comportamento da expectativa de inflação. É interessante notar que aumentos de produtividade impactam negativamente a inflação, conforme esperado. Por sua vez, o hiato do produto não se mostrou relevante no contexto da curva de Phillips⁴⁵, porém a sua relação contemporânea com a expectativa de inflação se mostrou significativa.

No que tange ao desempenho da curva de Phillips aqui proposta, foi possível verificar que tal modelo produz uma boa previsão para o IPCA, considerando o período analisado, já que apenas 3% dos erros de previsões não são explicados pelas mudanças não antecipadas nas variáveis explicativas. Sendo que movimentações inesperadas no índice CRB, no hiato do produto e no câmbio (esta em menor proporção) foram os fatores que mais contribuíram para explicar o erro de previsão da curva de Phillips.

A análise da curva IS mostrou clara inter-relação (rápida e intensa) entre o hiato do produto e a taxa de juros. Esse resultado evidencia que a política monetária – fixando a taxa de juros – influencia fortemente a demanda agregada. Outras variáveis também afetam o hiato, mas em grau muito menor⁴⁶. Em relação à performance da curva IS como ferramenta de previsão, foi possível apurar que tal modelo produz previsões satisfatórias para o hiato do produto. Grande parte dos erros observados foram frutos de choques inesperados na expectativa presente da inflação para o próximo mês, no próprio hiato e no câmbio. Entretanto, a escala dos erros históricos de previsão não explicada por essas mudanças não antecipadas é bem maior do que no caso do IPCA: pouco mais de 20%.

Após as análises tanto do lado da oferta agregada quanto do lado da demanda agregada, procedeu-se à averiguação da reação das autoridades monetárias frente às movimentações de ambos os lados da economia. Para tanto, foram estimadas duas funções de reação do Banco Central. Uma é mais próxima à formulação utilizada atualmente pelas autoridades monetárias, contendo apenas a taxa Selic efetiva, o desvio da expectativa de inflação em relação à meta e o hiato do produto, chamada neste trabalho de função de reação A. Já a outra função continha além da taxa Selic, do desvio e do hiato, a taxa de câmbio

⁴⁵ Resultados encontrados na Decomposição da variância do IPCA (Tabela 10).

⁴⁶ Resultados presentes na Tabela 12 e na Figura 16.

nominal e o índice CRB, de modo a proporcionar uma avaliação das implicações diretas deste último índice sobre as decisões de política monetária, esta função foi denominada de B.

Por meio da estimação da função de reação A, foi possível perceber que existe uma relação contemporânea considerável entre o desvio da expectativa de inflação em relação à meta e a taxa Selic, que aumenta com o decorrer dos períodos. Esse efeito explica grande parte da variância nos juros e tem magnitude considerável. Por outro lado, a relação contemporânea do hiato do produto sobre a taxa Selic se mostrou pequena⁴⁷ e mesmo com o passar dos períodos, não se verificou grande elevação na mesma. Com isso, constatou-se uma maior sensibilidade da taxa básica de juros da economia frente a uma provável tendência inflacionária (evidenciada pela expectativa) do que frente a uma variação da atividade econômica.

Pela estimação da função de reação B foi possível verificar novamente a maior sensibilidade da taxa Selic frente a um choque no desvio da expectativa em relação à meta de inflação do que perante a um choque no hiato. Verificou-se que o câmbio e o índice CRB juntos chegam a explicar, após algum tempo, em média 21,57% da variação da taxa Selic. Já pela função de impulso resposta foi possível verificar que dado um choque positivo no câmbio, a taxa Selic se eleva, porém o mesmo não acontece quando ocorre um choque positivo no índice CRB. Ou seja, uma elevação nos preços das *commodities* não provoca diretamente um aumento no principal instrumento de contenção da inflação brasileira, o que está em linha com estratégia da política monetária do país. Ficou claro, mais uma vez, que as autoridades monetárias reagem mais fortemente aos sinais inflacionários da economia do que às movimentações que ocorrem na atividade econômica.

Por meio da decomposição histórica do erro de previsão, foi possível observar que ambas as funções de reação desempenham um bom papel na previsão da taxa Selic efetiva, uma vez que para as duas formulações cerca de 26% dos erros de previsão não forma explicados pelas mudanças não antecipadas nas variáveis explicativas. Observou-se que os erros de previsão encontrados foram em grande parte provocados por choques inesperados na taxa Selic e no desvio da expectativa de inflação em relação à meta. No caso da função B, choques não esperados no câmbio também tiveram participação nos erros de previsão. A porção dos erros de previsão não explicada por choques não antecipados foi relativamente menor na função B, com os choques no câmbio e no CRB assumindo parte das explicações

⁴⁷ Como é possível verificar por meio da Tabela 13.

atribuídas, na função mais simples, às mudanças nas expectativas de inflação em relação à meta.

Considerando o conjunto de resultados, pode-se concluir, com base na curva de Phillips, que a taxa de inflação brasileira tem um componente de indexação importante, mas é também influenciada - primeiramente pela expectativa que o mercado forma a seu respeito e, depois, pelo comportamento dos preços do lado da oferta, que também exercem certo impacto na expectativa de inflação. Os desvios da inflação em relação ao esperado se atribuem às variações não esperadas de choques de oferta (câmbio e *commodities*) e do hiato.

As autoridades procuram controlar o efeito da expectativa através da taxa de juros (observável na função de reação). Sendo que as respostas das autoridades aos choques de oferta só são detectáveis quando eles já estão impactando a expectativa, o que pode configurar uma reação tardia. A taxa de juros, por sua vez, afeta marcadamente o hiato do produto da economia, o que pode ser verificado pela curva IS⁴⁸, apontando mais uma vez que o principal instrumento de política monetária brasileira procura afetar a inflação pelo lado da demanda. Não se observa claramente, porém, que o hiato, por si, afete a inflação de forma importante (curva de Phillips), o que indica que esta pode estar sendo determinada em maior proporção por outros fatores que não aqueles oriundos do lado da demanda agregada, como por exemplo, os choques de oferta originados pelos preços das *commodities*.

⁴⁸ Resultados apresentado pela Figura 16.

REFERÊNCIAS

AI, C.; CHATRATH, A.; SONG, F. On the comovement of commodity prices. **American Journal of Agricultural Economics**, Nashville, v.88, n.3, p.574 - 588, 2006. Disponível em: <<http://www.jstor.org/discover/10.2307/3697750?uid=40529&uid=3737664&uid=40528&uid=5909624&uid=2&uid=3&uid=67&uid=5910200&uid=62&sid=21103959033623>>. Acesso em: 07 abr. 2014.

ALVES, S.A.L. **Evaluation of the Central Bank of Brazil structural model's inflation forecasts in an inflation targeting framework**. Brasília: Banco Central do Brasil, jul. 2001, 31p. (Working Paper Series n.16). Disponível em: <<http://www.bcb.gov.br/pec/wps/ingl/wps16.pdf>>. Acesso em: 21 nov. 2014.

AMARAL, R. Q.; OREIRO, J. L. A relação entre o mercado de dívida pública e a política monetária no Brasil. **Revista de Economia Contemporânea**. Rio de Janeiro, v.12, n.3, p.491- 517, set./dez. 2008. Disponível em:< <http://www.scielo.br/pdf/rec/v12n3/04.pdf>>. Acesso em: 20 jan. 2015.

ANZUINI, A.; LOMBARDI, M. J.; PAGANO, P. The impact of monetary policy shocks on *commodity* prices. **International Journal of Central Banking**. San Francisco, v.9, n.3, Setembro 2013. Disponível em:< http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=2030797>. Acesso em: 24 abr. 2014.

AOKI, K. Optimal monetary policy responses to relative price changes. **Journal of Monetary Economics**, Boston, v. 48, n.1, p.55 - 80, 2001. Disponível em: < <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0304393201000691#>>. Acesso em: 17 fev. 2014.

ARRUDA, E. F.; FERREIRA, R. T.; CASTELAR, I. Modelos lineares e não lineares da curva de Phillips para previsão da taxa de inflação no Brasil. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v. 65, n.3, p. 237 - 252, jul./set. 2011. Disponível em: < <http://www.scielo.br/pdf/rbe/v65n3/a01v65n3.pdf>>. Acesso em: 20 jun. 2014.

AWOKUSE, T. O. ; YANG, J. The informational role of *commodity* prices in formulating monetary policy: a reexamination. **Economic Letters**, Lausanne, v.79, n. 2, p. 220 - 224, 2003. Disponível em: < http://ac.els-cdn.com/S0165176502003312/1-s2.0-S0165176502003312main.pdf?_tid=5f1ce0ba925811e3bd100000a0ab0f6b&acdnat=1392039580_850007e189cbdb910454898218591251>. Acesso em: 10 fev. 2014.

BAFFES, J. Global Economic Prospects-Commodity Market Outlook. **The World Bank's Development Prospects Group**, Washington, jan. 2013. Disponível em: < http://siteresources.worldbank.org/INTPROSPECTS/Resources/334934-1304428586133/Commodities2013A_FullReport.pdf>. Acesso em: 20 de fev. 2014.

BAFFES, J. COSIC, D. Economic Prospects-Commodity Market Outlook. **The World Bank's Development Prospects Group**, Washington, jan. 2014. Disponível em: <<http://www.worldbank.org/content/dam/Worldbank/GEP/GEP2014a/GEP2014a.pdf>>. Acesso em: 20 de mar. 2014.

BACHA, E. L.; FISHLOW, A. The recent commodity price boom and Latin American growth: more than new bottles for an old wine? In: OCAMPO, J. A.; ROS, J. (orgs). **The oxford handbook of latin American Economics**. New York: Oxford University Press, 2011. cap.16, p. 394 - 410.

BACCHI, M. R. P. Formação de preços no setor sucroalccoleiro da região centro-sul do Brasil: relação com o mercado de combustível fóssil. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 33., 2005, Natal. **Anais...** Natal: ANPEC, 2005. Disponível em: <http://www.anpec.org.br/encontro_2005.htm>. Acesso em: 10 dez. 2014.

BALBINO, C. E. ; COLLA, E. ; TELES, V. K. A política monetária brasileira sob o regime de metas de inflação. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v.65, n.2, abr./jun. 2011. Disponível em: <http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0034-71402011000200001>. Acesso em: 10 mar. 2014.

BANK FOR INTERNATIONAL SETTLEMENTS (BIS) **Modelling aspects of the inflation process and the monetary transmission mechanism in emerging market countries**. Suíça: Monetary and Economic Department, nov. 2001. Disponível em:<http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=1187568#page=90>. Acesso em: 20 nov. 2014.

BANCO CENTRAL DO BRASIL - BACEN. 2015. Disponível em:<<http://www.bcb.gov.br/>>. Acesso em: 202015 fev.

BANCO CENTRAL DO BRASIL - BACEN. **Relatório de Inflação**, Brasília, v.1, n.1, jun.1999. 1999a. Disponível em: <<http://www.bcb.gov.br/htms/relinf/direita.asp?idioma=P&ano=1999&acaoAno=ABRIR&mes=06&acaoMes=ABRIR>>. Acesso em: 20 fev. 2014.

_____. **Relatório de Inflação**, Brasília, v.1, n.3, dez. 1999.1999b. Disponível em: <<http://www.bcb.gov.br/htms/relinf/direita.asp?idioma=P&ano=1999&acaoAno=ABRIR&mes=12&acaoMes=ABRIR>>. Acesso em: 20 fev. 2014.

_____. **Relatório de Inflação**, Brasília, v.2, n.1, mar. 2000. 2000a. Disponível em:<<http://www.bcb.gov.br/htms/relinf/direita.asp?idioma=P&ano=2000&acaoAno=ABRIR&mes=03&acaoMes=ABRIR>>. Acesso em: 20 fev. 2014.

_____. **Relatório de Inflação**, Brasília, v.2, n.2, jun. 2000. 2000b. Disponível em: <<http://www.bcb.gov.br/htms/relinf/direita.asp?idioma=P&ano=2000&acaoAno=ABRIR&mes=06&acaoMes=ABRIR>>. Acesso em: 20 fev. 2014.

_____. **Relatório de Inflação**, Brasília, v.2, n.4, p.1-149, dez. 2000. 2000c. Disponível em: <<http://www.bcb.gov.br/htms/relinf/direita.asp?idioma=P&ano=2000&acaoAno=ABRIR&mes=12&acaoMes=ABRIR>>. Acesso em: 20 fev. 2014.

_____. **Relatório de Inflação**, Brasília, v.3, n.2, jun. 2001. 2001a. Disponível em: <<http://www.bcb.gov.br/htms/relinf/port/2001/06/ri200106P.pdf>>. Acesso em 10 de nov. 2014.

_____. **Relatório de Inflação**, Brasília, v.3, n.3, set. 2001. 2001b. Disponível em: <<http://www.bcb.gov.br/htms/relinf/direita.asp?idioma=P&ano=2001&acaoAno=ABRIR&mes=09&acaoMes=ABRIR>>. Acesso em: 20 de fev. 2014.

_____. **Relatório de Inflação**, Brasília, v.4, n.4, dez. 2002. Disponível em: <<http://www.bcb.gov.br/htms/relinf/direita.asp?idioma=P&ano=2002&acaoAno=ABRIR&mes=12&acaoMes=ABRIR>>. Acesso em: 20 fev. 2014.

_____. **Relatório de Inflação**, Brasília, v.5, n.1, mar. 2003. 2003. Disponível em: <<http://www.bcb.gov.br/htms/relinf/direita.asp?idioma=P&ano=2003&acaoAno=ABRIR&mes=03&acaoMes=ABRIR>>. Acesso em: 20 fev. 2014.

_____. **Relatório de Inflação**, Brasília, v.6, n.1, mar. 2004. 2004. Disponível em: <<http://www.bcb.gov.br/htms/relinf/direita.asp?idioma=P&ano=2004&acaoAno=ABRIR&mes=12&acaoMes=ABRIR>>. Acesso em: 20 fev. 2014.

_____. **Relatório de Inflação**, Brasília, v.7, n.2, jun. 2005. 2005. Disponível em: <<http://www.bcb.gov.br/htms/relinf/direita.asp?idioma=P&ano=2005&acaoAno=ABRIR&mes=06&acaoMes=ABRIR>>. Acesso em: 20 fev. 2014.

_____. **Relatório de Inflação**, Brasília, v.10, n.1, mar. 2008. 2008 Disponível em: <<http://www.bcb.gov.br/htms/relinf/direita.asp?idioma=P&ano=2008&acaoAno=ABRIR&mes=12&acaoMes=ABRIR>>. Acesso em: 20 fev. 2014.

_____. **Relatório de Inflação**, Brasília, v.12, n.3, set. 2010. 2010a. Disponível em: <<http://www.bcb.gov.br/htms/relinf/direita.asp?idioma=P&ano=2010&acaoAno=ABRIR&mes=09&acaoMes=ABRIR>>. Acesso em: 25 mar. 2014.

_____. **Relatório de Inflação**, Brasília, v.12, n.4, dez. 2010. 2010b. Disponível em: <<http://www.bcb.gov.br/htms/relinf/direita.asp?idioma=P&ano=2010&acaoAno=ABRIR&mes=12&acaoMes=ABRIR>>. Acesso em: 25 mar. 2014.

_____. **Relatório de Inflação**, Brasília, v.13, n.1, p.1-147, março de 2011. 2011a. Disponível em: <<http://www.bcb.gov.br/htms/relinf/direita.asp?idioma=P&ano=2011&acaoAno=ABRIR&mes=03&acaoMes=ABRIR>>. Acesso em: 20 de fev. 2014.

_____. **Relatório de Inflação**, Brasília, v.13, n.2, jun. 2011. 2011b. Disponível em: <<http://www.bcb.gov.br/htms/relinf/direita.asp?idioma=P&ano=2011&acaoAno=ABRIR&mes=06&acaoMes=ABRIR>>. Acesso em: 20 fev. 2014.

_____. **Relatório de Inflação**, Brasília, v.14, n.1, mar. 2012. 2012a. Disponível em: <<http://www.bcb.gov.br/htms/relinf/direita.asp?idioma=P&ano=2012&acaoAno=ABRIR&mes=03&acaoMes=ABRIR>>. Acesso em: 25 mar. 2014.

_____. **Relatório de Inflação**, Brasília, v.14, n.2, jun. 2012. 2012b. Disponível em: <<http://www.bcb.gov.br/htms/relinf/direita.asp?idioma=P&ano=2012&acaoAno=ABRIR&mes=06&acaoMes=ABRIR>>. Acesso em: 25 mar. 2014.

_____. **Relatório de Inflação**, Brasília, v.15, n.1, mar. 2013. 2013a. Disponível em: <<http://www.bcb.gov.br/htms/relinf/direita.asp?idioma=P&ano=2013&acaoAno=ABRIR&mes=03&acaoMes=ABRIR>>. Acesso em: 20 fev. 2014.

_____. **Relatório de Inflação**, Brasília, v.15, n.2, jun. 2013. 2013b. Disponível em: <<http://www.bcb.gov.br/htms/relinf/direita.asp?idioma=P&ano=2013&acaoAno=ABRIR&mes=06&acaoMes=ABRIR>>. Acesso em: 20 fev. 2014.

_____. **Relatório de Inflação**, Brasília, v.16, n.2, jun. 2014. Disponível em: <<http://www.bcb.gov.br/htms/relinf/port/2014/06/ri201406P.pdf>>. Acesso em: 14 nov. 2014.

BARROS, G. S. C. *Commodities* determinam como controlar núcleo da inflação. **Folha de São Paulo**. São Paulo, 04 maio 2011. Disponível em: <<http://www1.folha.uol.com.br/fsp/mercado/me0405201125.htm>>. Acesso em: 4 fev. 2014.

BARROS, G. S. C. Macro e micro dos preços das *commodities*. Piracicaba: Departamento de Economia, Administração e Sociologia. Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”. Universidade de São Paulo, 2014. Disponível em: <<http://economia.esalq.usp.br/did/did-131.pdf>>. Acesso em: 20 mar. 2014.

BASÇI, E. The importance of commodity price movements. In: Conferencia sobre Respostas políticas aos movimentos dos preços das *commodities*. 2012, Istambul. Istambul: Bank for International Settlements (BIS), 6 abr. 2012. Discurso. Disponível em: < <http://www.bis.org/review/r120416e.pdf?frames=0>>. Acesso em: 21 abr. 2014.

BEAN, C. The convex Phillips curve and macroeconomic policymaker under uncertainty. **Manuscrito**, London School of Economics. 2000.

BERNANKE, B. S. **Alternative explanations of the money-income correlation**. Cambridge: National Bureau of Economic Research, 1986. 62 p. (NBER Working Paper n. 1842). Disponível em: < <http://www.nber.org/papers/w1842>>. Acesso em: 11 jun. 2014.

BERNANKE, B.S.; MISHKIN, F.S. **Inflation targeting: A New Framework of Monetray policy?** Cambridge: National Bureau of Economic Research, jan. 1997. 30 p. (NBER Working Paper n. 5893) Disponível em: < <http://www.nber.org/papers/w5893>>. Acesso em: 19 abr. 2014.

BLACK, C. Eventos relacionados ao superciclo de preços das commodities no século XXI. **Indicadores Econômicos FEE**, Porto Alegre, v.40, n.2, p.67-78, 2013. Disponível em: <<http://revistas.fee.tche.br/index.php/indicadores/article/viewFile/2811/3119>>. Acesso em: 6 fev. 2014.

BLANCHARD, O. **The state of macro**. Cambridge: National Bureau of Economic Research, ago. 2008. 31 p. (NBER Working Paper n. 14259). Disponível em:< <http://www.nber.org/papers/w14259>>. Acesso em: 11 fev. 2015.

BLANCHARD, O.; GALÍ, J. **Real wage rigidities and the New Keynesian model**. Cambridge: National Bureau of Economic Research, 2005. 77 p. (NBER Working paper n. 11806). Disponível em: < <http://www.nber.org/papers/w11806>>. Acesso em: 10 dez. 2014.

BLINDER, A. S. Is there a core of practical macroeconomics that we should all believe? **The American Economic Review**, New York, v.27, n.2, maio 1997. Disponível em: < <http://www.jstor.org/stable/2950924>>. Acesso em: 10 mar. 2015.

BLINDER, A. S.; RUDD, J. B. **The supply-shock explanation of the great stagflation revisited**. Cambridge: National Bureau of Economic Research, dez. 2008. 78 p. (NBER Working Paper n.14563). Disponível em: < <http://www.nber.org/papers/w14563>>. Acesso em: 10 abr. 2014.

BLOMBERG, S. B. ; HARRIS, E. S. The *commodity* - consumer price connection: Fact or Fable? **FRNBY Economic Policy Review**, Nova York, v.1, n.3, p. 21–38, out. 1995. Disponível em: < <http://newyorkfed.org/research/epr/95v01n3/9510blom.pdf>>. Acesso em: 08 fev. 2015.

BOASSI, R. **A utilização do modelo de ultrapassagem (overshooting) dos preços das commodities como modelo de previsão da inflação futura**. 2010. 117p. Dissertação (mestre em Ciências Econômicas). Programa de Pós-Graduação em Economia, Universidade Federal de Santa Catarina, Florianópolis, 2010.

BOGDANSKI, J.; TOMBINI, A. A.; WERLANG, S. R. C. **Implementing inflation targenting in Brazil**. Brasília: Banco Central do Brasil, jul. 2000. 29 p. (Working Paper Series n.1). Disponível em: < http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=247507>. Acesso em: 11 set. 2014.

BOGDANSKI, J.; FREITAS, P. S.; GOLDFAJN, I.; TOMBINI, A. A. Inflation targent in Brazil: shocks, backward-looking prices, and IMF conditionality. In BANK FOR INTERNATIONAL SETTLEMENTS (BIS). **Modelling aspects of the inflation process and the monetary transmission mechanism in emerging market countries**. Suíça: Monetary and Economic Department, nov. 2001. Disponível em: < http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=1187568#page=90>. Acesso em: 20 nov. 2014.

BONOMO, M. A.; BRITO, R. D. Regras monetárias e dinâmica macroeconômica no Brasil: Uma abordagem de expectativas racionais. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v. 56, n.4, p. 551 - 589, out. / dez. 2002. Disponível em: < http://www.scielo.br/scielo.php?pid=S0034-71402002000400002&script=sci_arttext>. Acesso em: 23 out. 2014.

BORÇA JUNIOR, G. R.; TORRES FILHO, E. T. Analisando a crise do *subprime*. **Revista do BNDES**, Rio de Janeiro, v.15, n.30, 2008. Disponível em: < http://www.bndes.gov.br/SiteBNDES/export/sites/default/bndes_pt/Galerias/Arquivos/conhecimento/revista/rev3005.pdf>. Acesso em: 10 abr. 2014.

BRANCO, R. S. O desenvolvimento econômico brasileiro recente liderado por commodities, à luz do modelo agrário exportador de Raul Prebisch. **Revista Cadernos de Estudos Sociais e Políticos**, Rio de Janeiro, v. 2, n.3, jan/jul 2013. Disponível em: < <http://cadernos.iesp.uerj.br/index.php/CESP/article/download/60/56>>. Acesso em: 25 abr. 2014.

BROWNE, F. ; CRONIN, D. *Commodity prices, money and inflation*. **Journal of Economics and Business**, Philadelphia, v.62, n.4, p.331-345. 2010. Disponível em: <<http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0148619510000147>>. Acesso em: 20 abr. 2014.

BUENO, R. L. S. **Econometria de séries temporais**. 2 ed. São Paulo: Cengage Learning, 2011. 341p.

BURBIDGE, J.; HARRISON, A. A historical decomposition of the great depression to determine the role of money. **Journal of Monetary Economics**, Boston, v.16, n.1, p.45 – 54. 1985.

BYRNE, J.P.; FAZIO, G.; FIESS, N. Primary Commodity Prices: Co-movements, common factors and fundamentals. **Economic Policy Sector, Latin America and Caribbean Region, The World Bank**. (Policy Research Working Paper n. 5578), fev. 2011. Disponível em: <http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=1774425>. Acesso em: 03 abr. 2014.

CAETANO, S. ; MOURA, G. Reajuste informacional no Brasil: uma aplicação da curva de phillips sob rigidez de informação. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 37., 2009, Foz do Iguaçu. **Anais...** Foz do Iguaçu: ANPEC, 2009. Disponível em: <<http://www.anpec.org.br/encontro2009/inscricao.on/arquivos/000-828e568342852815cdd27f78aac63fbc.pdf>>. Acesso em: 23 nov. 2014.

CALVO, G. A. Staggered prices in a utility-maximizing framework. **Journal of Monetary Economics**, Nova Iorque, v.12, n.3, p.983 - 998, 1983. Disponível em: <<http://isites.harvard.edu/fs/docs/icb.topic500592.files/calvo.pdf>>. Acesso em: 10 mar. 2014.

CAMPO, S. K., BARROS, G. S. C.; BACCHI, M. R .P. Fundamentos Econômicos da Formação do Preço Internacional de açúcar e dos preços domésticos de açúcar e etanol. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, 49., 2011, Belo Horizonte. **Anais...** Belo Horizonte: SOBER, 2011. Disponível em:<<http://www.alice.cuptia.embrapa.br/handle/doc/904204>>. Acesso em: 15 nov. 2014.

CAMPOS, E. Índice de commodities do BC aumenta 1,35% em março. **Valor Econômico**, Brasília, 02 abr. 2014. Disponível em: <<http://www.valor.com.br/brasil/3503630/indice-de-commodities-do-bc-aumenta-135-em-marco>>. Acesso em: 22 abr. 2014.
CAMPOS, E. Cai impacto de commodities sobre inflação. **Valor Econômico**, Brasília, 08 jan. 2015. Disponível em: <<http://www.valor.com.br/brasil/3849806/cai-impacto-de-commodities-sobre-inflacao>>. Acesso em: 10 jan. 2015.

CARLSTROM, C. T. ; FUERST, T.S. Oil prices, monetary policy, and counterfactual experiments. **Journal of Money, Credit, and Banking**, Columbus, v.38, n.7, out. 2006. Disponível em: < http://muse.jhu.edu/journals/journal_of_money_credit_and_banking/v038/38.7carlstrom.pdf>. Acesso em: 11 abr. 2014.

CARNEIRO, D. D. ; WU, T. Y. H. Instabilidade e incerteza: Curva IS com dados de longo prazo. **Economia**, Niterói, v.4, n.2, jul./dez. 2003. Disponível em: < http://www.anpec.org.br/revista/vol4/v4n2p261_281.pdf>. Acesso em: 10 maio 2014.

CARVALHO, F.A.; MINELLA, A. Survey forecasts in Brazil: A primastic assessment of epidemiology, performance, and determinants. **Journal of International Money and Finance**, New York, n. 6, v.31, p.1371-1391, out. 2012. Disponível em: < <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0261560612000472#>>. Acesso em: 10 dez. 2014.

CATÃO, L. A.V.; CHANG, R. World food prices and monetary policy. **Journal of Monetary Economics**, Boston, v.75, n1, p. 69 - 88, 2015. Disponível em: < <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0304393215000021>>. Acesso em: 11 fev. 2015.

CAVALCANTI, M. A. F. H. Identificação de modelos VAR e causalidade de Granger: uma nota de advertência. **Economia Aplicada**, Ribeirão Preto, v.14, n.2, abr/jun. 2010. Disponível em: < http://www.scielo.br/scielo.php?pid=S1413-80502010000200008&script=sci_arttext>. Acesso em: 10 dez. 2014.

CINER, C. Commodity prices and inflation: Testing in the frequency domain. **Research in International Business and Finance**, Wilmington, v.25, n.3, p.229-237. Disponível em: < <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0275531911000080>>. Acesso em: 10 de fev. 2014.

CODY, B. J.; MILLS, L. O. The role of *commodity* prices in formulating monetary policy. **The Review of Economics and Statistics**, Massachusetts, v.73, n.2, p. 358-365, maio 1991. Disponível em: < <http://www.jstor.org/stable/2109529>>. Acesso em: 10 fev. 2015.

COMITÊ DE POLÍTICA MONETÁRIA- COPOM. **Atas do Copom**, Brasília, 181ª reunião. Disponível em:< <http://www.bcb.gov.br/?COPOM181>>. Acesso em: 07 mar. 2014.

CORREIA, F. M.; PEREIRA, J. B. Curva de Phillips e macrodinâmica do capital ótimo. **Revista de Economia Contemporânea**, Rio de Janeiro, v.15, n.2, maio/ago. 2011. Disponível em:< http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S1415-98482011000200001>. Acesso em: 20 out. 2014.

CUCOLO, E. IC-Br tem alta de 1,44% em janeiro, diz Banco Central. **Agência Estado**, São Paulo, 5 fev. 2014. Economia & Negócios. Disponível em: <<http://economia.estadao.com.br/noticias/economia-geral,ic-br-tem-alta-de-1-44-em-janeiro-diz-banco-central,177183,0.htm>>. Acesso em: 26 fev. 2014.

DAVIDSON, P. **Post keynesian macroeconomic theory**. 2.ed. Cheltenham, UK: Edward Elgar, 2011. 360p.

DAVIDSON, R. ; MacKINNON, J. G. **Estimation and inference in econometrics**. 1.ed. Oxford: Oxford University Press. 1993. 896p.

DEATON, A. ; LAROQUE, A. On the behavior of commodity prices. **Review of Economic Studies**, Stockholm, v. 59, n.1, p. 1-23, jan. 1992. Disponível em: <http://www.princeton.edu/rpds/papers/Deaton_Laroque_On_the_Behavior_of_Commodity_Prices_RES1992.pdf>. Acesso em: 10 abr. 2014.

DEB, P.; TRIVEDI, P.K. ; VARANGIS, P. The excess co-movement of commodity prices reconsidered. **Journal of applied Econometrics**, Danvers, v. 11, n.3, p. 275-291, 1996. Disponível em: < [http://onlinelibrary.wiley.com/doi/10.1002/\(SICI\)1099-1255\(199605\)11:3%3C275::AID-JAE392%3E3.0.CO;2-3/abstract](http://onlinelibrary.wiley.com/doi/10.1002/(SICI)1099-1255(199605)11:3%3C275::AID-JAE392%3E3.0.CO;2-3/abstract)>. Acesso em: 07 abr. 2014.

DEPARTAMENTO ECONÔMICO – Depec. Banco Central do Brasil. 2015. Disponível em:< <http://www.ebc.com.br/departamento-economico-do-banco-central> >. Acesso em: 10 jan. 2014.

DURÃO, M. Cresce dependência brasileira das commodities, mas os preços caem. **O Estado de São Paulo**, São Paulo. 14 set. 2014. Disponível em:<<http://economia.estadao.com.br/noticias/geral,cresce-dependencia-brasileira-das-commodities-mas-os-precos-caem,1559771>>. Acesso em: 17 out. 2014.

DORNBUSCH, R. Expectations and exchange rate dynamics. **Journal of Political Economy**, Chicago, v. 84, n. 6, dez.1976. Disponível em: < <http://www.jstor.org/stable/1831272>>. Acesso em: 10 jun. 2014.

EISNER, R. New view of the NAIRU. In DAVIDSON, P. ; KREGEL, J. **Improving the Global Economy: Keynesian and the Growth in Output and Employment**. UK and Lyme, US: Edward Elgar, Cheltenham. 1997.

ELLIOT, G.; ROTHENBERG, T.J.; STOCK, J. H. Efficient test for an autoregressive unit root. **Econometrica**, Oxford, v.64, n.4, p.813-836, jul. 1996. Disponível em: < <http://www.ssc.wisc.edu/~bhansen/718/ElliottRothenbergStock.pdf>>. Acesso em: 11 jun. 2014.

ENDERS, W. **Applied Econometric time series**. 2ed. New York: Wiley, 2004. 460p.

ENGLE, R. F. ; GRANGER, C.W. J. Co-integration and error correction: Representation, Estimation, and testing. **Econometrica**, Oxford, v.55, n.2, p.251-276, mar. 1987. Disponível em:< <http://www.jstor.org/discover/10.2307/1913236?sid=21105611198723&uid=4&uid=2>>. Acesso em: 10 dez. 2014.

EVANS, C. L.; FISHER, J. D. M. What are the implications of rising commodity prices for inflation and monetary policy? Chicago Fed Letter. **The Federal Reserve Bank of Chicago**, Chicago, n. 286, maio 2011. Disponível em: <http://www.chicagofed.org/digital_assets/publications/chicago_fed_letter/2011/cflmay2011_286.pdf>. Acesso em: 12 fev. 2014.

FIGUEIREDO, L. F.; FACHADA, P.; GOLDENSTEIN, S. **Monetary policy in Brazil: Remarks on the inflation regime, public debt management and open market operations**, Brasília: Banco Central do Brasil, mar. 2002, 19 p. (Working Paper Series n.37). Disponível em: < <http://www.bcb.gov.br/pec/wps/ingl/wps37.pdf>>. Acesso em: 25 nov. 2014.

FIGUEIREDO, F. M. R.; FERREIRA, T. P. **Os Preços Administrados e a Inflação no Brasil**. Brasília: Banco Central do Brasil, 2002. 32 p. (Trabalhos para Discussão, 59).

FILARDO, A. J. New evidence on the output cost of fighting inflation. **Economic Review**, Kansas City, v. 83, n.3, 1998. Disponível em: < <https://www.kansascityfed.org/publicat/econrev/PDF/3q98fila.pdf>>. Acesso em: 21 jun. 2014.

FISCHER, S. Long-term contracts, rational expectations, and the optimal money supply rule. **Journal of Political Economy**, Chicago, v.85, n.1, fev. 1977. Disponível em: < <http://www.jstor.org/stable/pdf/1828335.pdf>>. Acesso em: 21 nov. 2014.

FRANKEL, J. Expectations and commodity price dynamics: The overshooting model. **American Agricultural Economics Association**, Pittsburgh, v. 68, n.2, páginas, maio 1986. Disponível em: < <http://www.hks.harvard.edu/fs/jfrankel/overshootingmodel.pdf>>. Acesso em: 10 abr. 2014.

FRANKEL, J. **The effect of monetary policy on real *commodity* prices**, Cambridge: National Bureau of Economic Research, set. 2006. 40p. (NBER Working paper n.12713). Disponível em: < <http://www.nber.org/papers/w12713>>. Acesso em: 14 abr. 2014.

FRANKEL, J. The death of inflation targeting. **Economist's View**. Cambridge, 16 maio 2012. Disponível em: < <http://economistsview.typepad.com/economistsview/2012/05/frankel-the-death-of-inflation-targeting.html>>. Acesso em: 20 fev. 2015.

FRANKEL, J.; ROSE, A. K. Determinants of agricultural and mineral commodity prices. **Reserve Bank of Australia**. Australia, 2009. Disponível em: < <http://www.rba.gov.au/publications/confs/2009/frankel-rose.html>>. Acesso em: 9 abr. 2014.

FREITAS, M. C. P. Inflação mundial e preços de *commodities*. In: BIASOTO JUNIOR, G. ; NOVAIS, L. F.; FREITAS, M. C. P. (Org.). **Panorama das Economias Internacional e Brasileira: dinâmicas e impactos da crise global**. 1ed.São Paulo: Fundap, 2009, v. 1, p. 113-124. Disponível em: http://www.fundap.sp.gov.br/debatesfundap%5Cpdf%5CLivro-Panorama_das_Economias_Internacional_e_Brasileira/07_Infla%C3%A7%C3%A3o%20mundial%20e%20pre%C3%A7os%20das%20commodities.pdf. Acesso em: 3 mar. 2014.

FRIEDMAN, M. The role of monetary policy. **American Economic Review**, New York, v.58, n.1, mar. 1968. Disponível em: < <http://www.aeaweb.org/aer/top20/58.1.1-17.pdf>>. Acesso em: 13 abr. 2014.

FRIEDMAN, M. Nobel lecture: inflation and unemployment. **The Journal of Political Economy**, Chicago, v. 85, n. 3, p. 451-472, jun.1977. Disponível em: < <http://www.jstor.org/discover/10.2307/1830192?uid=2&uid=4&sid=21103873459397>>. Acesso em: 13 abr. 2014.

FRIEDMAN, M. Monetarism in rhetoric and in practice. In: INTERNATIONAL CONFERENCE OF INSTITUTE FOR MONETARY AND ECONOMIC STUDIES, 1., 1983, Tokyo. **Anais...**Tokyo: Bank of Japan, 1983. Disponível em: < <http://www.imes.boj.or.jp/research/papers/english/me1-2-1.pdf>>. Acesso em: 13 abr. 2014.

FUHRER, J. C.; RUDEBUSCH, G. D. Estimating the Euler equation for output. **Journal of Monetary Economics**, Boston, v.51, n.6, set. 2004. Disponível em:< <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0304393204000674>>. Acesso em: 12 fev. 2015.

FURLONG, F.; INGENITO, R. Commodity prices and inflation. **FRBSF Economic Review**, San Francisco, n. 2, 1996. Disponível em: < <http://www.frbsf.org/economic-research/publications/96-2/furlong.pdf>>. Acesso em: 20 fev. 2014.

GADZINSKI, G.; ORLANDI, F. **Inflation persistence in the European Union, the Euro Area, and the United States**, Frankfurt: European Central Bank, nov. 2004. 47 p. (Working Paper Series n.414). Disponível em: < <http://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpwps/ecbwp414.pdf>>. Acesso em: 07 abr. 2014.

GARCIA, M. G. P. Juros, *commodities* e preços administrados. **Valor Econômico**, Rio de Janeiro, 19 mar. 2004. Disponível em: < <http://www.economia.puc-rio.br/mgarcia/Artigos/Artigos%20Valor/Valor%20040319%20versao%203.pdf>>. Acesso em: 10 fev. 2014.

GELOS, G.; USTYUGOVA, Y. **Inflation Responses to commodity price shocks: How and why do countries differ?**, Washington: International Monetary Fund, set. 2012. 31 p. (IMF Working Paper n. 225). Disponível em: < <http://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/2012/wp12225.pdf>>. Acesso em: 06 abr. 2014.

GOODFRIEND, M. Monetary Policy in the New Neoclassical Synthesis: a Primer. **Federal Reserve Bank of Richmond**, Richmond, v. 90, n.3, 2004. Disponível em: < http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=2184966>. Acesso em: 12 fev. 2015.

GOODHART, C.; HOFMANN, B. The IS curve and the Transmission of Monetary Policy: Is There a Puzzle? **Applied Economics**, United Kingdom, v. 37, n.1, 2005. Disponível em: < <http://grammatikhilfe.com/fmg/documents/specialPapers/2003/sp150.pdf>>. Acesso em: 11 fev. 2015.

GORDON, R. J. Alternative responses of policy to external supply shocks. **Brookings Papers on Economic Activity**. Washington, v.6, n.1, 1975. Disponível em: < <http://www.jstor.org/discover/10.2307/2534065?uid=40529&uid=3737664&uid=40528&uid=5909624&uid=2&uid=3&uid=67&uid=5910200&uid=62&sid=21103978991293>>. Acesso em: 09 abr. 2014.

GORDON, R.J. Supply shocks and monetary policy revisited. **The American Economic Review**, New York, v.74, n.2, maio 1984. Disponível em: < <http://www.jstor.org/stable/pdf/1816327.pdf?acceptTC=true>>. Acesso em: 04 jun. 2014.

GOSPODINOV, N.; NG, S. Commodity prices, convenience yields, and inflation. **The Review of Economics and Statistics**, Massachusetts, v.95, n.1, mar. 2013. Disponível em: <http://www.mitpressjournals.org/doi/abs/10.1162/rest_a_00242#.VNtBJObF8_w>. Acesso em: 08 fev. 2015.

GUJARATI, D. N. **Econometria básica**. 3.ed. Rio de Janeiro: Elsevier/Campus, 2006. 812p.

HALE, G.; HOBIJN, B.; RAINA, R. Commodity Prices and PCE Inflation. **FRBSF Economic Letter**, San Francisco, maio 2012. Disponível em: < <http://www.frbsf.org/economic-research/publications/economic-letter/2012/may/commodity-prices-pce-inflation/>>. Acesso em: 10 fev. 2014.

HASSAM, A. F. M. K.; SALIM, R.A. Is there any link between *commodity* price and monetary policy? Evidence from Australia. **Economic Analysis & Policy**, Australia, v.41, n.3, dez. 2011. Disponível em:< http://ac.els-cdn.com/S0313592611500335/1-s2.0-S0313592611500335-main.pdf?_tid=5817255a-b1f1-11e481eb0000aabb0f26&acdnat=1423661265_9a59a76d12ce8ef6112ff3e5088d58f4>. Acesso em: 10 fev. 2015.

HODRICK, R.J.; PRESCOTT, E. C. Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation. **Journal of Money, Credit and Banking**, Ohio, v. 29, n.1, p. 1-16, 1997. Disponível em: < <https://www0.gsb.columbia.edu/faculty/rhodrick/prescott-hodrick1997.pdf>>. Acesso em: 20 jun. 2014.

HOLLAND, M. Monetary and exchange rate policy in Brazil after inflation targeting. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 33., 2005, Natal. **Anais...** Natal: ANPEC, 2005. Disponível em:< <http://www.anpec.org.br/novosite/br/encontro-2006>>. Acesso em: 04 maio 2015.

HOOKE, M.A. Are Oil Shocks Inflationary? Asymmetric and Nonlinear Specifications versus Changes in Regime. **Journal of Money, credit and Banking**, Ohio, v. 34, n.2. p.540-561, 2002. Disponível em: < <http://muse.jhu.edu/journals/mcb/summary/v034/34.2hooker.html>>. Acesso em: 12 fev. 2014.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA ESTATÍSTICA- IBGE. 2015. Disponível em:< <http://www.ibge.gov.br/home/>>. Acesso em: 20 fev. 2014.

_____. **Sistema de Recuperação Automática – SIDRA**. Disponível em: < <http://www.sidra.ibge.gov.br/home/>>. Acesso em: 10 jun. 2014.

IPEADATA. 2015. Disponível em:< <http://www.ipeadata.gov.br/>>. Acesso em: 18 mar. 2014.

ISHII, K. S. **Área monetária ótima para o Brasil**: análise das diferenças regionais. 2008.147 p. Tese (Doutorado em Economia Aplicada). Programa de Pós - Graduação em Economia Aplicada, Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”. Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2008.

JACKS, D. S. **From boom to bust: A typology of real commodity prices in the long run**, Cambridge: National Bureau of Economic Research, mar. 2013. 85p. (NBER Working paper n.18874). Disponível em: < <http://www.nber.org/papers/w18874>>. Acesso em: 10 mar. 2014.

JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegration vectors. **Journal of Economic Dynamics and Control**, North-Holland, v.12, n.2/3, p.231-254, 1988. Disponível em: <<http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/0165188988900413>>. Acesso em: 10 dez. 2014.

_____. Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models. **Econometrica**, Oxford, v. 59, n.6, 1991. Disponível em: < http://www.jstor.org/stable/2938278?seq=1#page_scan_tab_contents >. Acesso em: 14 jul. 2014.

_____. **Likelihood-based inference in cointegrated vector autoregressive models**. Oxford: Oxford University Press. 1995. 262p.

JOHANSEN, S. ; JUSELIUS, K. Maximum likelihood estimation and inference on cointegration-with applications to demand for money. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, Oxford, v.52, n.2, p. 169 – 210, 1990. Disponível em: < <http://onlinelibrary.wiley.com/doi/10.1111/j.1468-0084.1990.mp52002003.x/pdf>>. Acesso em: 10 dez. 2014.

JUNIOR, J. C. A. S.; MENEZES, G. ; FERNANDEZ, R. N. Uma análise VAR das relações entre o mercado de ações e as variáveis macroeconômicas para o Brasil. **Revista Economia e Desenvolvimento**, Pernambuco, n.23, 2011. Disponível em:< <http://cascavel.ufsm.br/revistas/ojs-2.2.2/index.php/eed/article/view/4931>>. Acesso em: 11 dez. 2014.

KEYNES, J. M. **A treatise on money**. New York: MAS Press, 1976. v. 2.

KWIATKOWSKI, D. ; PHILLIPS, P.C.B. ; SCHMIDT, P. ; SHIN, Y. Testing the null hypothesis of stationary against the alternative of a unit root. **Journal of Econometrics**, North-Holland v.54, 1992. Disponível em: < <http://www.deu.edu.tr/userweb/onder.hanedar/dosyalar/kpss.pdf>>. Acesso em: 09 jun. 2014.

LIMA, E. C. R. **A interdependência entre os mercados de frangos e bovinos: uma aplicação da metodologia VAR – estrutural**. Rio de Janeiro: IPEA, 1997. 22p. (texto para discussão, 501).

LIMA, E. C. R. ; ALVES, P. P. O desempenho do mercado (focus) na previsão da inflação: novos resultados ?, Brasília: **Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada**. jun. 2011. (Texto para discussão 1621). Disponível em: < http://www.ipea.gov.br/portal/index.php?option=com_content&view=article&id=9801>. Acesso em: 5 dez 2014.

LIMA, E. J. A. ; 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, 456p. Disponível em:< http://www.bcb.gov.br/Pec/Metas/10_anos_metas_inflacao_completo.pdf>. Acesso em: 10 set. 2014.

LUCAS, Jr., R. E. Some International Evidence on Output-Inflation Tradeoffs, **American Economic Review**, New York, v. 63, n.3, p.326-334, jun.1973. Disponível em:< <https://www.aeaweb.org/aer/top20/63.3.326-334.pdf>>. Acesso em: 20 nov. 2014.

MADDALA, G. S.; KIM, I. M. **Units Roots, Cointegration and Structural Change**. Cambridge: MacGraw – Hill, 1998. 505 p.

MALLICK, S.K.; SOUSA, R. M. Commodity prices, inflationary pressures, and monetary policy: evidence from BRICS economies. **Open Economies Review**, Suíça, v. 24, n.4, p.677-694. set. 2013. Disponível em: < <http://link.springer.com/article/10.1007/s11079-012-9261-5>>. Acesso em: 25 fev. 2014.

MARQUES, A. B. C.; FACHADA, P.; CAVALCANTI, D. C. **Sistema Banco Central de Expectativas de Mercado**, Brasília: Banco Central do Brasil, jun. 2003. (Nota técnica do Banco Central do Brasil n.36). Disponível em:< <http://www.bcb.gov.br/pec/notastecnicas/port/2003nt36SistemaBacenExpectMercadop.pdf>>. Acesso em: 10 abr. 2014.

MARQUIS, M. H.; CUNNINGHAM, S. R. Is there a role for *commodity* prices in the design of Monetary Policy? Some empirical evidence. **Southern Economic Journal**, Virginia, v.57, n.2, out. 1990. Disponível em: < http://www.jstor.org/stable/1060619?seq=1#page_scan_tab_contents>. Acesso em: 11 fev. 2015.

MELO, A. C. **Análise do impacto de choques nos preços internacionais das commodities sobre a inflação brasileira**. 2010. Dissertação (Mestrado em Economia do Setor Público). Departamento de Economia, Universidade de Brasília, Brasília, 2010. Disponível em:< <http://repositorio.unb.br/handle/10482/9958>>. Acesso em: 05 mar. 2014.

MELO, A. C. Brazil's commodity price index.p 217-227. In: FISHER, I. **Statistical issues and activities in a changing environment**. IFC Bulletin, n. 36, Committee on Central Bank Statistics. Proceedings of the Sixth IFC Conference, Basel, Fev. 2013. Disponível em:< <http://www.bis.org/ifc/publ/ifcb36.pdf>>. Acesso em: 20 abr. 2014.

McMILLIN, D. W. Money growth volatility and the macroeconomy. **Journal of Money, Credit, and Banking**, Ohio, v. 20, n. 3, p.319 - 335. 1988. Disponível em: < <http://www.jstor.org/stable/1992259>>. Acesso em: 15 jun. 2015.

MINELLA, A.; FREITAS, P. S.; GOLDFAJN, I.; MUINHOS, M. K. **Inflation targeting in Brazil: constructing credibility under exchange rate volatility**. Brasília: Banco Central do Brasil, jul. 2003, 38p. (Working Paper Series n.77). Disponível em:< <http://www.bcb.gov.br/pec/wps/ingl/wps77.pdf>>. Acesso em: 20 mar. 2014.

MISHKIN, F.S. Inflation Dynamics. **International Finance**, Oxford, v.10, n.3, 2007. Disponível em: < <http://onlinelibrary.wiley.com/doi/10.1111/j.1468-2362.2007.00205.x/full>>. Acesso em: 21 nov. 2014.

MODENESI, A. M. Conservadorismo e rigidez na política monetária: uma estimativa da função de reação do BCB (2000-2007). **Revista de Economia Política**, São Paulo, v. 31, n.3, jul./set. 2011. Disponível em:< <http://www.scielo.br/pdf/rep/v31n3/06.pdf>>. Acesso em: 20 nov. 2014

MODENESI, A. M.; FERRARI FILHO, F. Choque de oferta, indexação e política monetária: breves considerações sobre a aceleração inflacionária recente. **Economia & tecnologia**, Curitiba, v. 7, n.3, jul./set. 2011. Disponível em:< <http://ojs.c3sl.ufpr.br/ojs/index.php/ret/article/viewFile/26607/17723>>. Acesso em: 31 jan 2014.

MORAES, R. C. Teoria da inflação: do princípio da demanda efetiva à curva de Phillips com expectativas adaptadas. **Ensaios FEE**, Porto Alegre, v.12, n.1, p.3- 40, 1991. Disponível em:< <http://revistas.fee.tche.br/index.php/ensaios/article/view/1390/1753>>. Acesso em: 20 out. 2014.

MOREIRA, E. M. A inflação (que) desafia a política monetária. **Indicadores Econômicos FEE**, Porto Alegre, v.36, n.2, 2008. Disponível em:< <http://revistas.fee.tche.br/index.php/indicadores/article/view/2172>>. Acesso em: 24 fev. 2014.

MOREIRA, R. R. Commodities prices index as a variable determining the consumer inflation rate and the monetary policy: recent evidences for the Brazilian economy through a VAR analysis. **Economics and Finance Review**, Toronto, v.2, n.2, abr. 2012. Disponível em:< <http://www.businessjournalz.org/efr>>. Acesso em: 10 fev. 2014.

MOREIRA, R. R. *Commodities* prices volatility, expected inflation and GPD levels: an application for a net-exporting economy. In: INTERNATIONAL CONFERENCE ON APPLIED ECONOMICS, 2014. Grécia. **Anais eletrônicos...** Grécia: ICOAE, 2014. Disponível em: < <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S2212567114007321>>. Acesso em: 25 jan. 2015.

MUTH, J., Rational Expectations and the Theory of Price Movements, **Econometrica**, Oxford, v. 29, n. 3, p. 315 - 335, 1961. Disponível em: < http://www.jstor.org/stable/1909635?seq=1#page_scan_tab_contents>. Acesso em: 20 nov. 2014.

NOBRE, R. A. C. ; MOREIRA, R. R. A política monetária brasileira tem aumentado seu grau de inércia? Evidências a partir de uma investigação econométrica. **Pesquisa e Debate**, São Paulo, v. 25, n.1, jan./jun. 2014. Disponível em: < <http://revistas.pucsp.br/index.php/rpe/article/view/20441>>. Acesso em: 19 nov. 2014

OLIVEIRA, G. C. Moeda indexada, indexação financeira e as peculiaridades da estabilidade monetária no Brasil. **Revista Economia Ensaios**. Uberlândia, v. 24, n.2, p. 7-26. Jan/jun. 2010. Disponível em: < <http://www.seer.ufu.br/index.php/revistaeconomiaensaios/article/view/3749/7855>>. Acesso em: 12 de fev. 2014.

ONO, G. S. **Análise do impacto dos preços das commodities sobre a inflação no Brasil**. 2014.46 p. (Dissertação em economia). Fundação Getúlio Vargas. Escola de Economia de São Paulo. São Paulo. 2014. Disponível em: < <http://bibliotecadigital.fgv.br/dspace/handle/10438/11509>>. Acesso em: 09 dez. 2014.

ORGANIZAÇÃO PARA A COOPERAÇÃO E DESENVOLVIMENTO ECONÔMICO – OCDE. 2015. Disponível em: < <http://www.oecd.org/>>.

OSTERWALD-LENUM, M. A note with quantiles of the asymptotic distribution of the maximum likelihood cointegration rank test statistics. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, Malden, v.54, n.3, p. 461 - 472, 1992. Disponível em: < <http://onlinelibrary.wiley.com/doi/10.1111/j.1468-0084.1992.tb00013.x/pdf>>. Acesso em: 15 maio 2014.

PAGANO, T. A.; ROSSI JÚNIOR, J. L. **Uma análise da não linearidade da função de reação do Banco Central do Brasil: avesso a inflação ou a recessão?**, São Paulo: Insper, 2009, (Texto para Discussão/Working Paper, n. 188). Disponível em: < <http://www.insper.edu.br/working-papers/working-papers-2009/uma-analise-da-nao-linearidade-da-funcao-de-reacao-do-banco-central-do-brasil-avesso-a-inflacao-ou-a-recessao/>>. Acesso em: 15 maio 2014.

PERRON, P. The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis. **Econometrica**, Oxford, v. 57, n. 6, p. 1361 - 401. 1989. Disponível em: < http://www.jstor.org/stable/1913712?seq=1#page_scan_tab_contents >. Acesso em: 20 abr. 2014.

PHELPS, E. S. Phillips curves, expectation of inflation and optimal unemployment over time. **Economica**, Londres, v.34, n.135, ago. 1967. Disponível em:< <http://www.columbia.edu/~esp2/PhilipsCurvesExpectationsofInflationandOptimalUnemploymentOverTime.pdf>>. Acesso em: 11 set. 2014.

PHILLIPS, W.A. The relation between unemployment and the rate of change of money wages in the United Kingdom. **Economica**, Londres, v.25, n.100, novembro, 1958. Disponível em: < http://www.jstor.org/stable/2550759?seq=1#page_scan_tab_contents>. Acesso em: 21 ou. 2014.

PICCHETTI, P. Menor oferta mundial eleva preço do trigo Análise Preços. **Folha de São Paulo**, São Paulo, 21 ago. 2010. Disponível em:< <http://www1.folha.uol.com.br/fsp/mercado/me2108201023.htm>>. Acesso em: 24 de mar. 2014.

PINDYCK, R.S.; ROTEMBERG, J. J. The excess co-movement of commodity prices. **The Economic Journal**, Londres, v.100, n.403, dez. 1990. Disponível em: <http://people.hbs.edu/jrotemberg/PublishedArticles/ExcessCoMovementofCommPrices_90.pdf>. Acesso em: 07 abr. 2014.

PORTUGAL, M. S.; MADALOZZO, R. C. Um modelo de NAIRU para o Brasil. **Revista de Economia política**, São Paulo, v. 20, n.4. out./dez. 2000. Disponível em:< <http://www.rep.org.br/PDF/80-3.PDF>> Acesso em: 20 mar. 2014.

PRATES, D. M. A alta recente dos preços das *commodities*. **Revista de Economia Política**, São Paulo, v.27, n.3. p.323 - 344, jul./set. 2007. Disponível em:< <http://www.scielo.br/pdf/rep/v27n3/v27n3a01.pdf>>. Acesso em: 09 abr. 2014.

RIBEIRO, F. Friedman, Monetarismo e Keynesianismo: Um itinerário pela história do pensamento econômico em meados do século XX. **Revista de Economia Mackenzie**, São Paulo, v.11, n.1, jan./abr. 2013. Disponível em: < <http://editorarevistas.mackenzie.br/index.php/rem/article/view/5858>>. Acesso em: 23 abr 2014.

RODRIGUES, E.; ALEGRETTI, L. IC-Br tem alta de 4,27% em fevereiro, informa BC. **O Estado de São Paulo**. São Paulo, 6 mar. 2014. Economia e Negócios. Disponível em: <<http://economia.estadao.com.br/noticias/economia-geral,ic-br-tem-alta-de-4-27-em-fevereiro-informa-bc,179040,0.htm>>. Acesso em: 26 mar. 2014.

ROMER, C. D. ; ROMER, D.H. A new measure of money shocks: Derivation and Implications. **The American Economic Review**. New York, set. 2004. Disponível em: <http://elsa.berkeley.edu/~dromer/papers/AER_September04.pdf>. Acesso em: 02 abr. 2014.

ROMER, D. Keynesian macroeconomics without the LM curve. **Journal of Economic Perspectives**, Princetown, v. 14, n. 2, 2000. Disponível em: <http://eml.berkeley.edu/~dromer/papers/JEP_Spring00.pdf>. Acesso em: 10 fev. 2015.

ROMER, D. **Advanced macroeconomics**. 3. ed. New York: McGraw-Hill, 2006. 736 p.

ROSEGREN, E. S. A look inside a key economic debate: How should monetary policy respond to price increases driven by supply shocks? **Federal Reserve Bank of Boston**, Boston, maio 2011. Disponível em: <<http://www.bostonfed.org/news/speeches/rosengren/2011/050411/>>. Acesso em: 11 set. 2014.

SACHSIDA, A. Inflação, desemprego e choques cambiais: Uma revisão de literatura sobre a curva de Phillips no Brasil. **Revista Brasileira de Economia**. Rio de Janeiro, v.16, n.4, p.521-531. Out./dez. 2013. Disponível em: <<http://www.scielo.br/pdf/rbe/v67n4/09.pdf>>. Acesso em: 25 set. 2014.

SANTOS, F. S. ; HOLLAND, M. Estimando a demanda agregada no Brasil: o papel dos fatores externos. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 36., 2008, Salvador. **Anais...** Salvador: ANPEC, 2008. Disponível em: <<http://www.anpec.org.br/novosite/br/encontro-2008>>. Acesso em: 07 dez. 2014.

SARTORIS, A. **Estatística e introdução à econometria**. 1.ed. São Paulo: Saraiva, 2003. 426p.

SCHWARTZMAN, F. F. Estimativa de curva de Phillips para o Brasil com preços desagregados. **Economia Aplicada**. São Paulo, v.10, n.1, 2006. Disponível em: <<http://www.revistas.usp.br/ecoa/article/view/916>>. Acesso em: 15 nov. 2014.

SCHWERT, G. W. Test for unit roots: A Monte Carlo investigation. **Journal of Business & Economic Statistics**, Washington, v.7, n.2, abr. 1989. Disponível em: <<http://schwerts.com/jbes89.pdf>>. Acesso em: 10 jan. 2015.

SHAPIRO, M. D. **Supply shocks in macroeconomics**, Cambridge: National Bureau of Economic Research, fev. 1987, (NBER Working Paper n.2146). Disponível em: < <http://www.nber.org/papers/w2146.pdf>>. Acesso em: 20 set. 2014.

SILVA NETO, W. A. da. **Crescimento da pecuária de corte no Brasil**: fatores econômicos e políticas setoriais. 2011. 170p. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) - Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”. Piracicaba, São Paulo. 2011.

SIMS, C.A. Macroeconomic and Reality. **Econometrica**, New York, v.48, n.1, 1980. Disponível em:< <http://www.jstor.org/stable/1912017>>. Acesso em: 10 set. 2014.

SIMS, C. A. Are forecasting models usable for policy analysis?. In: FEDERAL RESERVE BANK OF MINNEAPOLIS. **Quarterly Review**. 1986. Disponível em:< <https://www.minneapolisfed.org/research/qr/qr1011.pdf>>. Acesso em: 20 maio 2014.

SISTEMA DE EXPECTATIVAS DE MERCADO - Banco Central do Brasil.2015. Disponível em:< <https://www3.bcb.gov.br/expectativas/publico/?wicket:interface=:0:1:::>>.

SISTEMA GERENCIADOR DE SÉRIES TEMPORAIS- SGS - Banco Central do Brasil. 2015. Disponível em:< <https://www3.bcb.gov.br/sgspub/localizarseries/localizarSeries.do?method=prepararTelaLocalizarSeries>>.

SPOLADOR, H. F. S. Impactos dinâmicos dos choques de oferta e demanda sobre a agricultura brasileira. 2006. 107p. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) - Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”. Piracicaba, São Paulo. 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: ANPEC, 2006. Disponível em:< <http://www.anpec.org.br/novosite/br/encontro-2006>>. Acesso em: 04 maio 2015.

STIGLITZ, J. Reflections on the natural rate hypothesis. **Journal of Economic Perspectives**, Princetown, v.11, n.1, 1997. Disponível em: < <http://pubs.aeaweb.org/doi/pdfplus/10.1257/jep.11.1.3> >. Acesso em: 10 jun. 2014.

STOCK, J. H.; WATSON, M. W. **Econometria**. São Paulo: Addison Wesley, 2004. 488p.

SVENSSON, L. E. O. Oil prices and ECB monetary policy. In : COMMITTEE ON ECONOMIC AND MONETARY AFFAIRS OF THE EUROPEAN PARLIAMENT FOR THE QUARTERLY DIALOGUE WITH THE PRESIDENT OF THE EUROPEAN CENTRAL BANK. Jan. 2005, Frankfurt. **Anais...** Frankfurt: ECB, 2005. Disponível em: < <http://larseosvensson.se/files/papers/ep501.pdf>>. Acesso em: 23 abr. 2014.

TACHIBANA, M. How have inflation – targeting central banks responded to supply shocks? **Economic Letters**, Lausanne, v.121, n.1, 2013. Disponível em:< <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0165176513003169>>. Acesso em: 10 jun. 2014.

TAMBAKIS, D. N. Monetary policy with a convex Phillips curve and asymmetric loss, Washington: International Monetary Fund, fev. 1998. 27 p. (IMF Working Paper n. 98/21). Disponível em: < http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=882250>. Acesso em: 15 mar. 2014.

TAYLOR, J. B. Discretion versus policy rules in practice. In: CARNEGIE - ROCHESTER CONFERENCE SERIES ON PUBLIC POLICY, 39., 1993. Disponível em: < <http://web.stanford.edu/~johntayl/Papers/Discretion.PDF>>. Acesso em: 09 jun. 2014.

_____. A core of practical macroeconomics. **The American Economic Review**, Nashville, v.87, n.2, maio. 1997. Disponível em:< http://web.stanford.edu/~johntayl/Onlinepaperscombinedbyyear/1997/A_Core_of_Practical_Macroeconomics.pdf>. Acesso em: 10 fev. 2015.

_____. Teaching modern macroeconomics at the principles level. **American Economic Review**, New York, v.90, n.2, 2000. Acesso em: < <http://web.stanford.edu/~johntayl/Papers/AEA2000Teaching.pdf>>. Acesso em: 11 fev. 2015.

THOMSON REUTERS. 2015. Disponível em:< <http://thomsonreuters.com/en.html>>. Acesso em: 20 jan. 2015.

_____. Thomson Reuters/corecommodity CRB index. Calculation supplement. **Thomson Reuters**. Set. 2013. Disponível em:< <http://thomsonreuters.com/content/dam/openweb/documents/pdf/tr-com-financial/methodology/rulebook-crb-2013-08-22.pdf>>. Acesso em: 04 jun. 2015

WOOLDRIDGE, J. M. **Introdução à econometria**: uma abordagem moderna. São Paulo: Thomson Learning, 2006. 684p.

ANEXOS

ANEXO A - Testes de raiz unitária

Tabela 17 - Valores estimados do teste ADF para a identificação de raiz unitária

Variável	Nº defasagens	Tipo do teste	EM NÍVEL		COM DIF.	
			valor do teste	Conclusão.	valor do teste	Conclusão
ipca (<i>lπ</i>)	8	Const.	-0,046	Tem R.U.	-4,452	Estacionária
	8	const. e tend.	-2,394	estacionária	-3,979	Estacionária
crb (<i>lcrb</i>)	1	Const.	-1,897	Tem R.U.	-6,530	Estacionária
	1	Const. e tend.	-2,511	Tem R.U.	-6,553	Estacionária
câmbio (<i>le</i>)	12	Const.	-1,936	Tem R.U.	-3,723	Estacionária
	12	Const. e tend.	-0,439	Tem R.U.	-4,130	Estacionária
expectativa (<i>lexp</i>)	6	Const.	-1,305	Tem R.U.	-3,154	Estacionária
	6	Const. e tend.	-4,317	estacionária	-3,213	Estacionária
hiato (<i>lh</i>)	8	Const.	-1,920	Tem R.U.	-5,232	Estacionária
	8	const. e tend.	-2,090	Tem R.U.	-5,212	Estacionária
Prod.do trabalho (<i>lprodtrab</i>)	1	const.	-1,093	Tem R.U.	-9,916	Estacionária
	1	const. e tend.	-0,999	Tem R.U.	-9,904	Estacionária
Juros (<i>lr</i>)	13	Const.	-1,862	Tem R.U.	-4,741	Estacionária
	13	Const. e tend.	-1,877	Tem R.U.	-4,896	Estacionária
Import. OCDE+ China (<i>locdechina</i>)	1	Const.	-2,041	Tem R.U.	-5,099	Estacionária
	1	Const. e tend.	-1,972	Tem R.U.	-5,195	Estacionária
NFSP (<i>lnfsp</i>)	11	Const.	-0,4772	Tem R.U.	-3,947	Estacionária
	11	Const. e tend.	-1,675	Tem R.U.	-3,960	Estacionária
Taxa Selic efetiva (<i>li</i>)	8	Const.	-2,813	Tem R.U.	-5,745	Estacionária
	8	Const. e tend.	-3,190	Tem R.U.	-6,055	Estacionária
Desvio (<i>ID</i>)	13	Const.	-3,613	estacionária	-3,855	Estacionária
	13	Const. e tend.	-3,858	Tem R.U.	-4,176	Estacionária

Fonte: Elaborado pela autora, com base nos dados da pesquisa.

Valores críticos com constante: -2,57% a 10%, -2,86 a 5% e -3,43 a 1%. Valores críticos com constante e tendência: -3,13 a 10%, -3,41 a 5% e -3,96 a 1% segundo Davidson e Mackinnon (1993).

Tabela 18- Valores estimados do teste ADF-GLS para a identificação de raiz unitária

Variável	Nº defasagens	Tipo do teste	EM NÍVEL		COM DIF.	
			valor do teste	Conclusão	valor do teste	Conclusão
ipca ($l\pi$)	7	Const.	1,943	Tem R.U.	-3,407	Estacionária
	7	const. e tend.	-0,975	Tem R.U.	-4,690	Estacionária
crb ($lcrb$)	1	Const.	0,248	Tem R.U.	-4,573	Estacionária
	1	Const. e tend.	-2,129	Tem R.U.	-5,648	Estacionária
câmbio (le)	1	Const.	-1,589	Tem R.U.	-6,041	Estacionária
	1	Const. e tend.	-1,996	Tem R.U.	-6,219	Estacionária
expectativa ($lexp$)	6	Const.	0,834	Tem R.U.	-2,820	Estacionária
	6	Const. e tend.	-1,384	Tem R.U.	-3,027	Estacionária
hiato (lh)	8	Const.	-1,917	Estacionária	-4,976	Estacionária
	8	const. e tend.	-2,055	Tem R.U.	-5,121	Estacionária
Prod.do trabalho ($lprodtrab$)	1	const.	1,576	Tem R.U.	-6,569	Estacionária
	1	const. e tend.	-4,338	Estacionária	-8,769	Estacionária
Juros (lr)	2	Const.	-0,943	Tem R.U.	-2,624	Estacionária
	2	Const. e tend.	-2,111	Tem R.U.	-3,840	Estacionária
Import. OCDE+ China ($locdechina$)	6	Const.	0,529	Tem R.U.	-2,614	Estacionária
	6	Const. e tend.	-1,474	Tem R.U.	-4,328	Estacionária
NFSP ($lnfsp$)	8	Const.	-1,461	Tem R.U.	-3,030	Estacionária
	8	Const. e tend.	-2,520	Tem R.U.	-4,802	Estacionária
Taxa Selic efetiva (li)	2	Const.	-1,148	Tem R.U.	-0,172	Tem R.U.
	2	Const. e tend.	-1,699	Tem R.U.	-2,730	Estacionária
Desvio (ID)	0	Const.	-1,322	Tem R.U.	-1,827	Estacionária
	9	Const. e tend.	-1,482	Tem R.U.	-3,208	Estacionária

Fonte: Elaborado pela autora, com base nos dados da pesquisa

Valores críticos com constante: -1,61 a 10%, -1,94 a 5% e -2,57 a 1%. Valores críticos com constante e tendência: - 2,64 a 10%, -2,93 a 5% e -3,46 a 1% (valores fornecidos pelo programa GRETl com base em Elliot, Rothenberg e Stock (1996)).

Tabela 19 – Valores estimados do teste KPSS para a identificação de raiz unitária

Variável	Nº defasagens	Tipo do teste	EM NÍVEL		COM DIF.	
			valor do teste	Conclusão	valor do teste	Conclusão
ipca ($l\pi$)	4	Const.	2,952	Tem R.U.	0,389	Estacionária
	4	const. e tend.	0,269	Tem R.U.	0,208	Estacionária
crb ($lcrb$)	1	Const.	6,233	Tem R.U.	0,133	Estacionária
	1	Const. e tend.	0,503	Tem R.U.	0,049	Estacionária
câmbio (le)	11	Const.	0,819	Tem R.U.	0,113	Estacionária
	11	Const. e tend.	0,258	Tem R.U.	0,099	Estacionária
expectativa ($lexp$)	6	Const.	1,081	Tem R.U.	0,306	Estacionária
	6	Const. e tend.	0,154	Tem R.U.	0,210	Estacionária
hiato (lh)	8	Const.	0,317	Estacionária	0,036	Estacionária
	8	const. e tend.	0,079	Estacionária	0,032	Estacionária
Prod.do trabalho ($lprodtrab$)	1	const.	7,318	Tem R.U.	0,047	Estacionária
	1	const. e tend.	0,495	Tem R.U.	0,009	Estacionária
Juros (lr)	2	Const.	3,590	Tem R.U.	0,085	Estacionária
	2	Const. e tend.	0,458	Tem R.U.	0,074	Estacionária
Import. OCDE+ China ($locdechina$)	1	Const.	6,155	Tem R.U.	0,366	Estacionária
	1	Const. e tend.	0,903	Tem R.U.	0,041	Estacionária
NFSP ($lnfsp$)	8	Const.	0,874	Tem R.U.	0,041	Estacionária
	8	Const. e tend.	0,087	Estacionária	0,035	Estacionária
Taxa Selic efetiva (li)	8	Const.	1,280	Tem R.U.	0,225	Estacionária
	8	Const. e tend.	0,100	Estacionária	0,138	estacionária
Desvio (ID)	5	Const.	0,477	Tem R.U.	0,050	estacionária
	5	Const. e tend.	0,315	Tem R.U.	0,051	estacionária

Fonte: Elaborado pela autora, com base nos dados da pesquisa.

Valores críticos com constante: 0,347 a 10%, 0,463 a 5% e 0,739 a 1%. Valores críticos com constante e tendência: 0,119 a 10%, 0,146 a 5% e 0,216 a 1% (valores fornecidos pelo programa GRETL com base em Kwiatkowski et al. (1992).

ANEXO B – Escolha do número de defasagens para os modelos estimados

DEFASAGENS	CRITÉRIO DE AKAIKE
0	-2223,33
1	-5065,91
2	-5427,50
3	-5425,90
4	-5376,25
5	-5347,36
6	-5283,16
7	-5207,44
8	-5142,09
9	-5047,68
10	-4911,00
11	-4718,72
12	-4532,89

Quadro 1 - Seleção de defasagens para o modelo da curva de Phillips, pelo critério de Akaike

Fonte: Elaborado pela autora, com base nos dados da pesquisa

DEFASAGENS	CRITÉRIO DE AKAIKE
0	-2740,24
1	-5553,95
2	-5609,62
3	-5544,23
4	-5493,50
5	-5428,06
6	-5339,97
7	-5192,51
8	-5034,45
9	-4885,89
10	-4617,23
11	-4287,75
12	-3923,26

Quadro 2 - Seleção de defasagens para o modelo da curva IS, pelo critério de Akaike

Fonte: Elaborado pela autora, com base nos dados da pesquisa

DEFASAGENS	CRITÉRIO DE AKAIKE
0	-1634,63
1	-2814,45
2	-2988,92
3	-2986,15
4	-2973,91
5	-2963,98
6	-2972,59
7	-2960,74
8	-2939,31
9	-2931,2
10	-2938,17
11	-2911,47
12	-2913,8

Quadro 3 - Seleção de defasagens para o modelo da função de reação do Banco Central A, pelo critério de Akaike

Fonte: Elaborado pela autora, com base nos dados da pesquisa

DEFASAGENS	CRITÉRIO DE AKAIKE
0	-2023,79
1	-4026,96
2	-4290,62
3	-4263,8
4	-4224,36
5	-4183
6	-4163,44
7	-4133,41
8	-4080,37
9	-4067,92
10	-4043,67
11	-3963,08
12	-3890,88

Quadro 4 - Seleção de defasagens para o modelo da função de reação do Banco Central B, pelo critério de Akaike

Fonte: Elaborado pela autora, com base nos dados da pesquisa

ANEXO C - Decomposições da variância obtidas com a estimação da curva de Phillips⁴⁹

Tabela 20 - Decomposição da variância do CRB obtida pela curva de Phillips

Períodos	Desvio-Padrão	IPCA	CRB	CÂMBIO	EXP	HIATO	PRODTRAB
1	0,02932	0	100	0	0	0	0
2	0,030444	0,176	96,363	2,111	0,313	1,027	0,01
3	0,030923	0,199	94,504	3,415	0,785	1,002	0,095
4	0,031482	0,226	92,765	3,489	0,844	1,084	1,591
5	0,032149	0,217	90,618	3,585	0,82	1,057	3,703
9	0,034161	0,282	85,081	3,846	0,727	1,031	9,034
12	0,034638	0,314	84,045	3,932	0,707	1,024	9,979
17	0,034838	0,326	83,627	3,97	0,699	1,021	10,357
24	0,034877	0,328	83,547	3,977	0,698	1,02	10,431

Fonte: Fonte: Elaborado pela autora, com base nos dados da pesquisa

Tabela 21 - Decomposição da variância do câmbio obtida pela curva de Phillips

Períodos	Desvio-Padrão	IPCA	CRB	CÂMBIO	EXP	HIATO	PRODTRAB
1	0,033503	0	21,993	78,007	0	0	0
2	0,036786	0,018	31,475	66,85	0,145	1,253	0,259
3	0,039132	0,104	34,524	59,495	0,357	1,191	4,329
4	0,040977	0,138	34,482	55,099	0,364	1,32	8,598
5	0,042617	0,205	34,772	51,28	0,348	1,267	12,127
9	0,045953	0,483	35,781	44,878	0,319	1,2	17,339
12	0,046489	0,519	36,068	44,022	0,312	1,191	17,888
17	0,046696	0,527	36,171	43,699	0,31	1,187	18,106
24	0,046735	0,529	36,19	43,638	0,309	1,187	18,148

Fonte: Elaborado pela autora, com base nos dados da pesquisa

⁴⁹ As decomposições foram calculadas para 24 períodos (meses), mas serão expostas de maneira resumida por meio dos períodos 1-5, 9,12, 17 e 24 de modo a facilitar a apresentação, uma vez que nos períodos suprimidos não acontecem grandes variações.

Tabela 22 - Decomposição da variância da expectativa presente para a inflação no próximo mês obtida pela curva de Phillips

Períodos	Desvio-Padrão	IPCA	CRB	CÂMBIO	EXP	HIATO	PRODTRAB
1	0,00104	0	0,122	0	92,16	0,319	7,399
2	0,001199	3,543	1,689	0,916	86,992	1,014	5,847
3	0,001281	5,5	3,704	2,987	81,293	0,892	5,623
4	0,00136	6,228	7,925	3,881	74,028	0,813	7,125
5	0,001452	6,019	12,648	4,071	65,371	0,807	11,083
9	0,001766	4,179	22,859	4,637	44,275	0,793	23,256
12	0,001866	3,828	25,299	4,83	39,658	0,789	25,595
17	0,001913	3,701	26,353	4,935	37,763	0,789	26,459
24	0,001922	3,678	26,551	4,956	37,408	0,789	26,619

Fonte: Elaborado pela autora, com base nos dados da pesquisa

Tabela 23 - Decomposição da variância do hiato do produto obtida pela curva de Phillips

Períodos	Desvio-Padrão	IPCA	CRB	CÂMBIO	EXP	HIATO	PRODTRAB
1	0,027681	0	9,172	0	0	3,757	87,071
2	0,040118	1,251	15,235	0,973	0,013	1,835	80,692
3	0,049902	1,787	20,814	1,85	0,056	1,446	74,048
4	0,055845	2,14	24,709	2,628	0,063	1,237	69,224
5	0,059373	2,283	27,1	3,083	0,065	1,177	66,292
9	0,063746	2,327	30,054	3,727	0,059	1,12	62,713
12	0,06443	2,308	30,433	3,807	0,058	1,113	62,281
17	0,064734	2,3	30,589	3,838	0,058	1,111	62,105
24	0,064792	2,298	30,619	3,844	0,057	1,11	62,072

Fonte: Elaborado pela autora, com base nos dados da pesquisa

Tabela 24 - Decomposição da variância da produtividade do trabalho obtida pela curva de Phillips

Períodos	Desvio-Padrão	IPCA	CRB	CÂMBIO	EXP	HIATO	PRODTRAB
1	0,026843	0	9,53	0	0	0	90,47
2	0,028139	3,03	11,975	2,058	0,028	0,453	82,455
3	0,028544	3,008	13,375	2,367	0,288	0,483	80,48
4	0,029002	2,913	12,976	2,31	0,281	0,485	81,036
5	0,029436	2,913	13,14	2,298	0,275	0,473	80,9
9	0,030179	2,969	14,472	2,439	0,274	0,475	79,37
12	0,030247	2,966	14,64	2,468	0,272	0,477	79,177
17	0,030274	2,963	14,697	2,476	0,272	0,478	79,114
24	0,030279	2,962	14,709	2,478	0,272	0,478	79,101

Fonte: Elaborado pela autora, com base nos dados da pesquisa

ANEXO D - Decomposições da variância obtidas com a estimação da curva IS⁵⁰

Tabela 25 - Decomposição da variância dos juros obtida pela curva IS

Períodos	Desvio- Padrão	HIATO	JURO	NFSP	CAMBIO	CRB	EXPT	OCDECHINA
1	0,0088	57,1730	16,8660	10,1070	11,0300	0,4470	0,0000	4,3770
2	0,0091	55,9300	15,9000	11,1030	11,4800	0,6780	0,7690	4,1400
3	0,0094	53,7680	15,1140	10,5550	10,9010	0,9670	4,2060	4,4880
4	0,0094	53,4870	14,9870	10,6760	10,9330	1,1910	4,2750	4,4510
5	0,0094	53,0660	14,9600	10,6890	10,8490	1,5580	4,3560	4,5230
6	0,0095	52,9140	14,9890	10,7030	10,8130	1,7330	4,3410	4,5070
7	0,0095	52,8210	15,0180	10,7050	10,7950	1,8160	4,3340	4,5110
8	0,0095	52,7800	15,0200	10,7070	10,7850	1,8480	4,3520	4,5070
9	0,0095	52,7590	15,0160	10,7060	10,7820	1,8610	4,3710	4,5060
10	0,0095	52,7460	15,0120	10,7060	10,7800	1,8610	4,3910	4,5050
11	0,0095	52,7390	15,0110	10,7050	10,7780	1,8610	4,4010	4,5040
12	0,0095	52,7330	15,0120	10,7040	10,7770	1,8620	4,4070	4,5040

Fonte: Elaborado pela autora, com base nos dados da pesquisa

Tabela 26 - Decomposição da variância da NFSP obtida pela curva IS

Períodos	Desvio- Padrão	HIATO	JURO	NFSP	CAMBIO	CRB	EXPT	OCDECHINA
1	0,01011	15,13	4,463	77,142	1,346	0,76	0	1,158
2	0,01069	13,586	4,06	71,976	1,895	0,68	5,914	1,889
3	0,011009	13,045	4,846	68,559	1,868	0,905	8,845	1,931
4	0,011118	13,014	5,04	67,86	1,881	1,202	9,051	1,952
5	0,01117	12,995	5,175	67,233	1,931	1,65	9,044	1,973
6	0,011204	12,916	5,334	66,943	1,936	1,836	9,042	1,991
7	0,011218	12,9	5,392	66,81	1,943	1,941	9,022	1,992
8	0,011226	12,889	5,401	66,722	1,95	2,01	9,035	1,993
9	0,01123	12,881	5,399	66,686	1,952	2,029	9,061	1,992
10	0,011231	12,877	5,397	66,669	1,952	2,03	9,084	1,992
11	0,011233	12,874	5,398	66,656	1,951	2,03	9,1	1,991
12	0,011233	12,873	5,4	66,647	1,951	2,031	9,107	1,991

Fonte: Elaborado pela autora, com base nos dados da pesquisa

⁵⁰ As decomposições foram calculadas para 24 períodos (meses), mas serão expostas de maneira resumida por meio dos 12 primeiros períodos de modo a facilitar a apresentação, uma vez que nos períodos suprimidos não acontecem grandes variações.

Tabela 27 - Decomposição da variância do câmbio obtida pela curva IS

Períodos	Desvio- Padrão	HIATO	JURO	NFSP	CAMBIO	CRB	EXPT	OCDECHINA
1	0,033598	0	0	0	84,782	15,218	0	0
2	0,037454	1,894	0,286	1,069	78,049	18,139	0,529	0,034
3	0,038384	2,114	1,86	1,062	76,545	17,773	0,505	0,141
4	0,038813	2,472	2,273	1,313	75,357	17,497	0,901	0,187
5	0,038886	2,465	2,458	1,309	75,079	17,471	1,019	0,2
6	0,038951	2,471	2,463	1,337	74,831	17,415	1,267	0,217
7	0,038982	2,467	2,462	1,337	74,727	17,395	1,394	0,218
8	0,039008	2,465	2,478	1,336	74,628	17,396	1,475	0,223
9	0,039026	2,467	2,502	1,335	74,563	17,409	1,5	0,225
10	0,039037	2,468	2,52	1,336	74,519	17,426	1,505	0,227
11	0,039044	2,469	2,53	1,337	74,495	17,437	1,504	0,228
12	0,039047	2,469	2,534	1,339	74,482	17,442	1,505	0,228

Fonte: Elaborado pela autora, com base nos dados da pesquisa

Tabela 28 - Decomposição da variância do índice CRB obtida pela curva IS

Períodos	Desvio- Padrão	HIATO	JURO	NFSP	CAMBIO	CRB	EXPT	OCDECHINA
1	0,029785	0	0	0	0	100	0	0
2	0,031493	0,067	0,688	3,964	0,379	93,501	0,483	0,919
3	0,032128	0,35	1,672	4,772	0,436	90,365	1,463	0,942
4	0,032515	0,395	1,763	4,718	0,446	88,867	2,858	0,952
5	0,032734	0,394	1,749	4,748	0,44	87,759	3,966	0,944
6	0,032859	0,401	1,784	4,746	0,438	87,133	4,545	0,954
7	0,032947	0,408	1,874	4,721	0,436	86,779	4,813	0,968
8	0,033006	0,419	1,973	4,709	0,436	86,591	4,892	0,98
9	0,033042	0,428	2,038	4,707	0,439	86,506	4,896	0,986
10	0,033062	0,434	2,07	4,71	0,442	86,465	4,89	0,989
11	0,033073	0,436	2,081	4,714	0,444	86,442	4,893	0,99
12	0,033078	0,437	2,083	4,717	0,445	86,425	4,904	0,99

Fonte: Elaborado pela autora, com base nos dados da pesquisa

Tabela 29 - Decomposição da variância da expectativa presente da inflação para o próximo mês obtida pela curva IS

Períodos	Desvio- Padrão	HIATO	JURO	NFSP	CAMBIO	CRB	EXPT	OCDECHINA
1	0,001038	0	0	0	0	0	100	0
2	0,001267	0,624	4,117	0,249	1,583	0,07	93,213	0,143
3	0,001373	1,78	7,009	1,079	1,507	3,385	84,678	0,562
4	0,001437	1,98	9,18	1,014	1,603	7,069	78,333	0,82
5	0,001475	2,036	10,305	1,522	1,683	8,905	74,554	0,995
6	0,001493	2,094	10,699	1,721	1,761	9,862	72,824	1,038
7	0,001502	2,118	10,715	1,814	1,809	10,298	72,197	1,049
8	0,001507	2,111	10,663	1,885	1,824	10,38	72,091	1,046
9	0,001509	2,104	10,632	1,912	1,824	10,357	72,128	1,043
10	0,001511	2,101	10,633	1,914	1,821	10,34	72,148	1,043
11	0,001512	2,102	10,652	1,912	1,819	10,347	72,124	1,045
12	0,001512	2,104	10,67	1,91	1,818	10,368	72,081	1,048

Fonte: Elaborado pela autora, com base nos dados da pesquisa

Tabela 30 - Decomposição da variância OCDECHINA obtida pela curva IS

Períodos	Desvio- Padrão	HIATO	JURO	NFSP	CAMBIO	CRB	EXPT	OCDECHINA
1	0,019666	0	0	0	0	11,087	0	88,913
2	0,02262	0,034	0,479	1,76	2,666	25,331	0,16	69,57
3	0,024314	0,217	0,783	2,547	4,478	29,22	0,647	62,109
4	0,02477	0,815	1,287	2,959	4,914	29,202	0,922	59,901
5	0,024965	0,812	1,708	2,923	4,924	29,592	1,026	59,014
6	0,025095	0,876	1,778	3,074	4,886	29,482	1,482	58,421
7	0,025133	0,874	1,784	3,088	4,874	29,416	1,719	58,244
8	0,02517	0,873	1,786	3,095	4,861	29,334	1,966	58,086
9	0,025189	0,876	1,807	3,09	4,854	29,307	2,068	57,998
10	0,025205	0,877	1,837	3,086	4,848	29,306	2,113	57,933
11	0,025214	0,881	1,86	3,086	4,845	29,317	2,12	57,891
12	0,02522	0,882	1,873	3,087	4,844	29,327	2,12	57,867

Fonte: Elaborado pela autora, com base nos dados da pesquisa

ANEXO E - Decomposições da variância obtidas com a estimação da Função de Reação A⁵¹

Tabela 31 - Decomposição da variância do desvio da inflação em relação à meta obtida pela função de reação A

Períodos	Desvio- Padrão	SELIC	DESVIO	HIATO
1	0,002706	0	100	0
2	0,003246	3,019	96,816	0,165
3	0,003484	6,4	93,033	0,567
4	0,003653	8,277	90,793	0,931
5	0,00379	9,303	89,789	0,909
9	0,004125	11,542	87,654	0,804
12	0,004251	12,317	86,896	0,786
17	0,004356	12,916	86,308	0,776
24	0,00441	13,204	86,025	0,771

Fonte: Elaborado pela autora, com base nos dados da pesquisa

Tabela 32 - Decomposição da variância do hiato do produto obtida pela função de reação A

Períodos	Desvio- Padrão	SELIC	DESVIO	HIATO
1	0,029261	0	0	100
2	0,035196	0,4	0,022	99,578
3	0,036483	1,05	0,026	98,925
4	0,036805	1,5	0,135	98,366
5	0,036987	1,773	0,487	97,74
9	0,037483	2,409	2,179	95,412
12	0,037689	2,658	2,958	94,383
17	0,037867	2,868	3,628	93,504
24	0,037959	2,974	3,971	93,055

Fonte: Elaborado pela autora, com base nos dados da pesquisa

⁵¹ As decomposições foram calculadas para 24 períodos (meses), mas serão expostas de maneira resumida por meio dos períodos 1-5, 9,12, 17 e 24 de modo a facilitar a apresentação, uma vez que nos períodos suprimidos não acontecem grandes mudanças.

ANEXO F - Decomposições da variância obtidas com a estimação da Função de Reação B⁵²

Tabela 33 - Decomposição da variância do desvio da inflação em relação à meta obtida pela função de reação B

Períodos	Desvio- Padrão	SELIC	DESVIO	HIATO	CÂMBIO	CRB
1	0,002392	0	100	0	0	0
2	0,00289	4,347	87,357	0,289	8,005	0,002
3	0,003287	6,711	73,343	0,705	19,102	0,138
4	0,003498	7,887	68,534	0,758	22,699	0,122
5	0,003644	8,714	65,832	0,754	24,584	0,116
9	0,003985	10,311	61,011	1,249	26,817	0,612
12	0,004115	10,873	59,515	1,411	27,332	0,868
17	0,004225	11,311	58,368	1,526	27,746	1,05
24	0,004282	11,525	57,806	1,581	27,95	1,138

Fonte: Elaborado pela autora, com base nos dados da pesquisa

Tabela 34 - Decomposição da variância do hiato do produto obtida pela função de reação B

Períodos	Desvio- Padrão	SELIC	DESVIO	HIATO	CÂMBIO	CRB
1	0,027529	0	0	86,418	1,467	12,115
2	0,033892	0,032	0,31	76,751	1,338	21,569
3	0,036689	0,335	0,593	69,853	1,169	28,05
4	0,037652	0,803	0,923	67,294	1,3	29,68
5	0,038091	1,174	1,445	65,954	1,538	29,889
9	0,039059	2,105	3,265	62,905	2,872	28,853
12	0,039462	2,456	3,964	61,691	3,547	28,342
17	0,039809	2,749	4,541	60,682	4,103	27,925
24	0,039991	2,9	4,839	60,163	4,388	27,71

Fonte: Elaborado pela autora, com base nos dados da pesquisa

⁵² As decomposições foram calculadas para 24 períodos (meses), mas serão expostas de maneira resumida por meio dos períodos 1-5, 9,12, 17 e 24 de modo a facilitar a apresentação, uma vez que nos períodos suprimidos não acontecem grandes variações.

Tabela 35 - Decomposição da variância do câmbio obtida pela função de reação B

Períodos	Desvio- Padrão	SELIC	DESVIO	HIATO	CÂMBIO	CRB
1	0,034548	0	0	0	82,68	17,32
2	0,03657	0,024	0,439	0,005	78,958	20,575
3	0,037126	0,024	0,725	0,667	78,055	20,529
4	0,037322	0,031	0,748	1,102	77,317	20,803
5	0,037445	0,03	0,747	1,387	76,812	21,024
9	0,037519	0,04	0,752	1,506	76,511	21,192
12	0,037524	0,045	0,763	1,506	76,498	21,188
17	0,037528	0,05	0,772	1,506	76,488	21,184
24	0,037531	0,052	0,777	1,506	76,483	21,182

Fonte: Elaborado pela autora, com base nos dados da pesquisa

Tabela 36 - Decomposição da variância do CRB obtida pela função de reação B

Períodos	Desvio- Padrão	SELIC	DESVIO	HIATO	CÂMBIO	CRB
1	0,029548	0	0	0	0	100
2	0,030529	0,598	1,149	0,435	0,819	96,999
3	0,030611	0,599	1,148	0,435	0,934	96,885
4	0,030666	0,603	1,206	0,521	0,937	96,733
5	0,030692	0,623	1,24	0,574	0,967	96,595
9	0,030739	0,677	1,345	0,584	1,057	96,337
12	0,030758	0,699	1,389	0,588	1,099	96,226
17	0,030774	0,719	1,426	0,591	1,135	96,129
24	0,030782	0,729	1,446	0,593	1,154	96,078

Fonte: Elaborado pela autora, com base nos dados da pesquisa