

**UNIVERSIDADE FEDERAL DO RIO DE JANEIRO
INSTITUTO DE ECONOMIA
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA**

RODRIGO GUSTAVO DE SOUZA

**TRÊS ENSAIOS SOBRE POLÍTICA MONETÁRIA: PREÇOS DE *COMMODITIES*,
TAXA DE CÂMBIO REAL E INFLAÇÃO**

**Rio de Janeiro
2016**

**UNIVERSIDADE FEDERAL DO RIO DE JANEIRO
INSTITUTO DE ECONOMIA
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA**

RODRIGO GUSTAVO DE SOUZA

**TRÊS ENSAIOS SOBRE POLÍTICA MONETÁRIA: PREÇOS DE *COMMODITIES*,
TAXA DE CÂMBIO REAL E INFLAÇÃO**

Tese de Doutorado apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Ciências Econômicas da Universidade Federal do Rio de Janeiro – IE/UFRJ como requisito parcial para obtenção do título de Doutor em Economia.

Orientadora: Prof^ª. Dr^ª. Viviane Luporini

**Rio de Janeiro
2016**

FICHA CATALOGRÁFICA

S729 Souza, Rodrigo Gustavo de.
Três ensaios sobre política monetária: preços de commodities, taxa de câmbio real e inflação / Rodrigo Gustavo de Souza. – 2016.
138 f. ; 31 cm.

Orientadora: Viviane Luporini.
Tese (doutorado) – Universidade Federal do Rio de Janeiro, Instituto de Economia, Programa de Pós-Graduação em Economia da Indústria e da Tecnologia, 2016.
Referências: f. 113-121.

1. Política monetária. 2. Taxa de câmbio. 3. Preços – Commodities. 4. Inflação. 5. Previsões. I. Luporini, Viviane, orient. II. Universidade Federal do Rio de Janeiro. Instituto de Economia. III. Título.

CDD 332.46

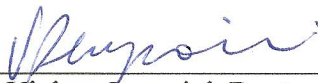
RODRIGO GUSTAVO DE SOUZA

**TRÊS ENSAIOS SOBRE POLÍTICA MONETÁRIA:
PREÇOS DE *COMMODITIES*, TAXA DE CÂMBIO REAL E INFLAÇÃO**

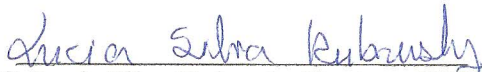
Tese de Doutorado apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia do Instituto de Economia da Universidade Federal do Rio de Janeiro, como parte dos requisitos necessários à obtenção do título de Doutor em Ciências Econômicas.

Aprovada em: 23/05/2016

BANCA EXAMINADORA:



Prof.^a Viviane Luporini, Doutora, IE/UFRJ
(Orientadora)



Prof.^a Lucia Silva Kubrusly, Doutora, IE/UFRJ



Prof.^a Marta dos Reis Castilho, Doutora, IE/UFRJ



Prof.^a Julia de Medeiros Braga, Doutora, UFF



Prof. José Ronaldo de Castro Souza Júnior, Doutor, IPEA

Pela dedicação, esforço e exemplo de vida, dedico esta tese a minha família. Em especial dedico a minha mãe, pelas palavras de alento e conforto que não permitiram desistir ao longo desta longa jornada.

AGRADECIMENTOS

Primeiramente gostaria de agradecer a Deus e a Nossa Senhora de Aparecida pela sabedoria, pela coragem e ânimo que me deram para lutar nesta longa jornada que foi para terminar esta tese.

Aos meus pais Nelson e Catarina pelo esforço, dedicação e pela minha educação que permitiram chegar até o doutorado. Em especial agradeço a minha mãe, que apesar da distância sempre me ofereceu uma palavra amiga, de conforto e de alento que me permitiram que apesar de todas as dificuldades conseguisse terminar minha tese.

Agradeço a minha irmã Regiane que apesar da distância sempre esteve ao meu lado.

Agradeço a minha namorada Juliana, amiga e companheira que sempre esteve do meu lado nos momentos difíceis e não foram poucos, muitas foram às vezes que fiquei desesperado, mas ela sempre esteve ao meu lado, a ela agradeço pela compreensão, amizade e pelo seu amor.

A minha orientadora Viviane que soube me compreender nos momentos difíceis pelos quais passei e quando precisei sempre esteve ao meu lado, principalmente compreendendo meu momento de vida, me ajudando na parte econométrica e corrigindo minha escrita. A sua maturidade e experiência como orientadora, professora e pesquisadora me permitiu terminar esta tese. À senhora muito obrigado.

Agradeço a professora Lúcia pelos seus comentários e colaboração ainda no início do desenvolvimento desta tese e agora pela sua participação como membro da minha banca de defesa.

Aos outros membros da banca, a professora Marta, a professora Júlia e ao professor José Ronaldo agradeço por aceitarem participar da minha banca e pelos comentários e sugestões que contribuíram para melhoria do meu trabalho.

Agradeço a FAPERJ pelo auxílio financeiro que me deu calma e tranquilidade para o desenvolvimento desta tese.

Agradeço aos meus amigos Nakamura, Gilberto, Douglas, Vamerson e Emerson pela amizade que me possibilitou que o Rio de Janeiro fosse ainda mais linda do que já é.

Agradeço a todos os funcionários do IE/UFRJ, em especial a Beth e ao Roney que sempre foram muito atenciosos comigo.

Por fim, agradeço a todos os professores e colegas do IE/UFRJ que contribuíram direta ou indiretamente para a realização deste trabalho.

“Although there is a downward trend in real commodity prices, this is of little practical policy relevance, since it is small and completely dominated by the variability of prices”

Cashin and McDermott (2002, p. 175)

“What commodity prices lack in trend, they make up for in variance.”

Angus Deaton (1999, p. 27)

“Like the hare in Aesop’s famous fable, commodity prices tend to take a quick, early lead in inflation cycles, but ultimately lose the race, falling in real terms”.

Blomberg and Ethan S. Harris (1995, p. 22)

RESUMO

SOUZA, Rodrigo Gustavo de. **Três ensaios sobre política monetária: Preços de commodities, taxa de câmbio real e inflação.** Tese (Doutorado em Economia): Instituto de Economia da Universidade Federal do Rio de Janeiro, 2016.

Esta tese analisou teórica e empiricamente a relação entre preços das *commodities*, taxa de câmbio real e inflação no Brasil no período de janeiro de 2002 a fevereiro de 2015. Para isto foram realizados três ensaios em política monetária, sendo o primeiro teórico e os dois últimos empíricos. O primeiro ensaio discutiu teoricamente a relação entre preços das *commodities*, taxa de câmbio real e inflação, através de uma revisão teórica e empírica da literatura da determinação da taxa de câmbio real, dando ênfase à teoria da *commodity currencies*, abordando sua origem, caracterização e fazendo uma revisão bibliográfica dos principais trabalhos da literatura. Também foi discutido de forma breve os canais pelos quais a taxa de câmbio afeta os preços domésticos. Os outros dois ensaios são empíricos, sendo que o segundo ensaio buscou verificar se a inclusão dos fatores contidos nos índices de *commodities* melhora o desempenho preditivo de um modelo para inflação que contenha somente variáveis macroeconômicas para o Brasil no período de janeiro de 2003 a fevereiro de 2014. O terceiro ensaio buscou através de várias especificações da Regra de Taylor *forward-looking* verificar se a inclusão do índice de *commodities* e de seus fatores melhora o grau de ajustamento da função de reação do Banco Central do Brasil. A metodologia utilizada nos dois últimos ensaios refere-se a estimações *in sample* e *out-of-sample*. Os principais resultados encontrados nesta tese é que sendo que o Brasil é um grande exportador de *commodities* esta vulnerável a choques externos decorrentes das alterações dos preços das *commodities*, no qual altera seus termos de troca exercendo assim efeitos diretos e indiretos sobre o índice geral de preços e sua taxa de câmbio real. Desta maneira, os preços das *commodities* e inflação vêm registrando movimentos inversos de forma que a taxa de câmbio pode compensar em parte os efeitos dos preços das *commodities* sobre a inflação doméstica ou vice-versa.

Palavras-Chave: *Commodity Currencies*. Fatores Comuns. *Commodities*. Taxa de Câmbio. Regra de Taylor.

ABSTRACT

SOUZA, Rodrigo Gustavo de. **Três ensaios sobre política monetária: Preços de commodities, taxa de câmbio real e inflação.** Tese (Doutorado em Economia): Instituto de Economia da Universidade Federal do Rio de Janeiro, 2016.

This thesis analyzed theoretically and empirically the relationship between commodity prices, the real exchange rate and inflation in Brazil from January 2002 to February 2015. To this were three trials in monetary policy, with the theoretical first and the last two empirical. The first test theoretically discussed the relationship between commodity prices, the real exchange rate and inflation, through a theoretical and empirical literature of determining the real exchange rate, emphasizing the theory of currencies commodity, addressing their origin, characterization and doing a literature review of the major works of literature. the channels through which the exchange rate affects domestic prices was also discussed briefly. The other two tests are empirical, and the second study sought to determine whether the inclusion of contained factors in commodity indexes improves the predictive performance of a model for inflation that contains only macroeconomic variables to Brazil from January 2003 to February 2014. The third test sought through various specifications of the Taylor rule forward-looking check whether the inclusion of the commodity index and its factors improves the degree of adjustment of the reaction function of the Central Bank of Brazil. The methodology used in the last two tests refers to estimates in sample and out-of-sample. The main findings of this thesis is that while Brazil is a major exporter of commodities this vulnerable to external shocks arising from changes in commodity prices, which changes its terms of trade thus exerting direct and indirect effects on the general price index and its real exchange rate. Thus, commodity and inflation prices have registered inverse movements so that the exchange rate can offset some of the effects of commodity prices on domestic or vice versa inflation.

Keywords: Commodity Currencies. Common factors. Commodities. Exchange rate. Taylor rule.

LISTA DE TABELAS

Tabela 1: Autovalores e percentual da variância explicada de cada componente.....	59
Tabela 2: Cargas fatoriais	62
Tabela 3: Testes de Raiz Unitária.....	64
Tabela 4: Estimativas dos modelos dentro da amostra (<i>in-sample</i>) para o período de 2003:01 à 2014:02	68
Tabela 5: Teste de Causalidade de Granger (<i>in sample</i>)	69
Tabela 6: Previsões Estáticas <i>Out-of-Sample</i> para $h=1,3,6$ e 12 Passos a Frente.....	72
Tabela 7: Análise Comparativa do RMSE entre os Modelos ($d > 0$)($d < 0$)	73
Tabela 8: Estatística Theil U	74
Tabela 9: Comparação entre Previsão Estática e Dinâmica para Horizonte de Previsão $h=1$.	75
Tabela 10: Previsões Recursivas <i>Out-of-Sample</i> para $h=1,3,6$ e 12 Passos a Frente	76
Tabela 11: Análise Comparativa do RMSE entre os Modelos ($d > 0$)($d < 0$)	77
Tabela 12: Estatística Theil U para Previsões Recursivas	78
Tabela 13: Teste de Raiz Unitária	99
Tabela 14: Estimativas dos modelos dentro da amostra (<i>in sample</i>) para o período de 2002:01 a 2015:02	100
Tabela 15: Previsões fora da amostra (<i>out-of-sample forecasts</i>) para $h = 1, 2, 3$ e 4 Passos a Frente para o Período de 2002:02 a 2015:02.....	103
Tabela 16: Análise Comparativa do RMSE entre os Modelos ($d > 0$)($d < 0$)	105
Tabela 17: Estatística U de Theil.....	106

LISTA DE GRÁFICOS

Gráfico 1::Relação entre taxa de Câmbio Real e Inflação (IPCA acumulado em 12 meses)...	43
Gráfico 2: Relação entre IC-Br, Taxa de Câmbio Efetiva Real e IPCA.	46
Gráfico 3: Variância Acumulada explicada pelos n fatores para os índices de <i>Commodities</i> ...	60
Gráfico 4: Explicação da proporção de variação de cada componente principal.....	60
Gráfico 5: Evolução dos Fatores dos Índices de <i>Commodities</i> do período de 2003:01 a 20014:02	61
Gráfico 6: Previsão <i>in sample</i> para os modelos.....	102

LISTA DE QUADROS

Quadro 1: Teste de Raiz Unitária considerando quebras estruturais (Vogelsang e Zivot e Andrews)	65
Quadro 2: Correlação entre as variáveis explicativas e os fatores escolhidos.....	66
Quadro 3: Estudos Empíricos sobre estimativas da Regra de Taylor para o Brasil	88

LISTA DE FIGURAS

Figura 1: Relação entre Preços das <i>Commodities</i> , Taxa de Câmbio Real e Preços Domésticos	39
---	----

SUMÁRIO

INTRODUÇÃO	12
ENSAIO 1 - PREÇOS DE <i>COMMODITIES</i> E TAXA DE CÂMBIO: ASPECTOS TEÓRICOS E EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS PARA O BRASIL À LUZ DA TEORIA DA <i>COMMODITY CURRENCIES</i>	15
1.1 INTRODUÇÃO	16
1.2 UMA BREVE REVISÃO A RESPEITO DAS TEORIAS DE DETERMINAÇÃO DAS TAXAS DE CÂMBIO	17
1.3 <i>SURVEY</i> DA LITERATURA SOBRE “ <i>COMMODITY CURRENCIES</i> ”: ASPECTOS TEÓRICOS E EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS	25
1.3.1 Literatura empírica a respeito das “<i>commodity currencies</i>” em nível internacional ...	26
1.3.2 Literatura empírica a respeito das “<i>commodity currencies</i>” em nível de Brasil	32
1.4 RELAÇÃO ENTRE PREÇOS DAS <i>COMMODITIES</i> , TAXAS DE CÂMBIO E INFLAÇÃO	36
1.4.1 Preços das <i>commodities</i> e inflação	36
1.5 CONSIDERAÇÕES FINAIS	47
ENSAIO 2 - ANÁLISE DA DINÂMICA ENTRE PREÇOS DAS <i>COMMODITIES</i> E INFLAÇÃO NO BRASIL UTILIZANDO FATORES COMUNS E PREVISÕES FORA DA AMOSTRA PARA O PERÍODO DE 2003:02 A 2014:02	49
2.1 INTRODUÇÃO	50
2.2 MODELO PARA PREVISÃO DA INFLAÇÃO COM BASE NO ÍNDICE DE <i>COMMODITIES</i>	54
2.2.1 Dados	56
2.3 EXTRAÇÃO DOS FATORES COMUNS	58
2.3.1 Relações entre os fatores comuns e as variáveis originais	61
2.4 PREVISIBILIDADE DA INFLAÇÃO E UTILIZAÇÃO DE FATORES COMUNS	62
2.4.1 Previsões dentro da amostra (<i>in-sample</i>)	66
2.4.2 Previsões fora da amostra (<i>n-step ahead out-of-sample-forecasting</i>)	70
2.5 CONSIDERAÇÕES FINAIS	79
ENSAIO 3 - ESTIMAÇÕES DA REGRA DE TAYLOR PARA O BRASIL UTILIZANDO FATORES COMUNS DOS ÍNDICES DE <i>COMMODITIES</i> E PREVISÕES <i>IN SAMPLE</i> E <i>OUT-OF SAMPLE</i> PARA O PERÍODO DE 2002:01 A 2015:02	80
3.1 INTRODUÇÃO	81
3.2 UMA BREVE REVISÃO DA LITERATURA DAS ESTIMATIVAS DA REGRA DE TAYLOR PARA O BRASIL	87
3.3 FORMAS FUNCIONAIS DA REGRA DE TAYLOR	93
3.3.1 Dados utilizados	95
3.4 ESTIMATIVAS DAS REGRAS DE TAYLOR <i>IN SAMPLE</i> E <i>OUT-OF-SAMPLE</i>	97
3.4.1 Estimativas <i>in-sample</i> da Regra de Taylor	99
3.4.2 Estimativas <i>out-of-sample</i> da Regra de Taylor	102
3.5 CONSIDERAÇÕES FINAIS	108
CONCLUSÃO	110
REFERÊNCIAS	113
APÊNDICE: ENSAIO 2	122
APÊNDICE: ENSAIO 3	131

INTRODUÇÃO

Na literatura de economia internacional, a taxa de câmbio é sem dúvida o preço mais importante em uma economia aberta. Existem várias teorias a respeito da determinação da taxa de câmbio real, sendo uma das mais conhecidas a *Purchasing Power Parity* (PPP) que está intimamente ligada com a determinação da taxa de câmbio. A PPP diz que a taxa de câmbio se ajusta para igualar o preço interno ao externo. Todavia, como colocado por Rogoff (1996), existem algumas falhas nesta teoria, como *PPP Puzzle*, onde apesar dos movimentos da taxa de câmbio de curto prazo ser constantemente grandes e voláteis, a velocidade de convergência para a taxa de longo prazo é lenta, em média de 3 a 5 anos.

Balassa e Samuelson (1964) buscaram explicar que o *puzzle* da PPP se dá por causa da diferença de produtividade entre os setores *tradable* e *non tradable* da economia (efeito Balassa-Samuelson). Posteriormente De Gregório e Wolff (1994) estendem o modelo de Balassa e Samuelson (1964) acrescentando o lado da demanda e os termos de troca ao modelo para determinação da taxa de câmbio real.

Sabendo da importância dos termos de troca das *commodities* para a determinação da taxa de câmbio real em países dependentes de exportações de *commodities* e, que os modelos de determinação da taxa de câmbio real são baseados nos termos de troca é que temos o nascimento da literatura sobre “*commodity currencies*”.

Os países cuja pauta de exportação é concentrada em alguns poucos produtos de *commodities* primárias e que representam um componente significativo da sua pauta de exportação, de forma que alterações nos preços mundiais das *commodities* alteram seus termos de troca conduzindo a mudanças na sua taxa de câmbio real, constituem países que tem “*commodity currencies*”, ou seja, em que os movimentos nos preços reais das *commodities* podem explicar flutuações em suas taxas de câmbio reais (CHEN; ROGOFF, 2003; CASHIN; CÉSPEDES; SAHAY, 2004).

A partir de meados de 2002, os preços das *commodities* começaram um processo de aumento dos seus preços de forma acelerada. O comportamento dos preços das *commodities* pode ser relacionado à financeirização e aos fundamentos [Agroanalysis (2015)]. As questões relacionadas à aquisição de *commodities* como ativos, o movimento especulativo, as “bolhas” nas *commodities* agrícolas, o surgimento de novas fontes de energia e políticas empregadas pelos países

são fatores que alteram os preços das *commodities*. Pelo lado dos fundamentos, o surgimento no mercado mundial de economias emergentes, tendo a China como maior exemplo e, a substituição entre os insumos capital e trabalho são fatores que alteram as demandas pelas *commodities* e seus preços. No lado da oferta, novos investimentos, avanços tecnológicos (inovação da produção), alterações nas taxas de juros como arbitragem entre o mercado a vista e futuro e os elevados preços das *commodities* nos anos recentes possibilitam uma alteração da oferta que conjuntamente com a demanda determina os preços das *commodities* em um mercado competitivo.

Como os preços das *commodities* podem ser indicadores antecedentes da inflação (GARNER 1985, 1989; MARQUIS; CUNNENHAM, 1990; CODY; MILLS, 1991; AWOKUSE; YANG, 2003, BHAR; HAMORI, 2008; CHEUNG, 2009; HASSAM; SALIM, 2011; CINER, 2011; GOSPODINOV; NG, 2013, entre outros), pois podem afetar a inflação doméstica de forma direta e indireta e como o Brasil é um grande exportador de *commodities* faz-se importante estudar estas relações.

A presente tese busca, através de três ensaios a respeito da política monetária, sendo um teórico e os outros dois empíricos, discutir a relação entre preços das *commodities*, taxa de câmbio real e inflação no Brasil no período recente.

O primeiro ensaio teve como objetivo estudar a interação entre os choques externos dados pelas alterações dos preços das *commodities*, taxa de câmbio real e preços domésticos, abordando os canais pelos quais os choques externos afetam a taxa de câmbio e como estes efeitos são transmitidos para os preços. Assim, buscou através de uma análise teórica e uma revisão da literatura empírica, abordar as principais teorias de determinação da taxa de câmbio real tendo como arcabouço teórico a teoria da *commodity currencies*.

Dentro deste contexto, o segundo ensaio refere-se ao potencial poder preditivo dos preços das *commodities* para prever a inflação. O objetivo do segundo ensaio é verificar se a inclusão dos fatores contidos nos índices de *commodities* melhora o desempenho preditivo de um modelo para inflação que contenha somente variáveis macroeconômicas para o Brasil no período de janeiro de 2003 a fevereiro de 2014.

Como o índice de *commodities* e seus fatores comuns mostraram ser importantes na previsão da inflação e observando a possibilidade de o Brasil ter uma *commodity currency*, o terceiro ensaio estima especificações de regra de Taylor considerando a taxa de câmbio efetiva real e o índice de preços das *commodities* e seu fator comum. Assim, buscou verificar se o grau de

ajuste da função de reação estimada é sensível à inclusão do conteúdo informacional dos índices de *commodities* e se a inclusão de fatores contidos nos índices de *commodities* melhora o grau de ajustamento da função de reação.

ENSAIO 1 - PREÇOS DE *COMMODITIES* E TAXA DE CÂMBIO: ASPECTOS TEÓRICOS E EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS PARA O BRASIL À LUZ DA TEORIA DA *COMMODITY CURRENCIES*

RESUMO: O presente trabalho buscou analisar a interação entre preço das *commodities*, taxa de câmbio real e preços domésticos. A metodologia utilizada foi uma revisão teórica e empírica, com base nas literaturas internacional e nacional. Os principais resultados encontrados são que estudos indicam que o Brasil pode ter uma “*commodity currencies*”, onde os movimentos nos preços reais das *commodities* podem explicar flutuações em suas taxas de câmbio reais. Assim, alterações nos preços das *commodities* mundiais exercem efeitos diretos devido as mudanças dos preços relativos através da taxa de câmbio afetando diretamente o índice de inflação geral na medida em que estes contêm itens como alimentos e energia. Os efeitos indiretos decorrem das expectativas de inflação, aumentos de salários afetando o núcleo de inflação. Os canais pelos quais os preços das *commodities* afetam os preços domésticos são via expectativa, custo dos insumos, variações de estoques futuros e demanda por *hedge*. Verificou-se também uma relação inversa entre taxa de câmbio e preços das *commodities*, principalmente a partir de 2005, onde nota-se um efeito de compensação do *pass-through* da taxa de câmbio para os preços decorrentes de uma apreciação da taxa de câmbio real.

Palavras-chave: Preços das *commodities*; Taxa de câmbio Real; *commodity currencies*; Preços Domésticos.

ABSTRACT: This study aimed to analyze the interaction between commodity prices, the real exchange rate and domestic prices. The methodology used was a theoretical and empirical review, based on international and national literatures. The main results are that studies indicate that Brazil may have a "commodity currencies", where movements in real commodity prices may explain fluctuations in their real exchange rates. Thus, changes in the global commodity prices have direct effects due to changes in relative prices through the exchange rate directly affecting the overall inflation rate to the extent that they contain items such as food and energy. Indirect effects are the result of inflation expectations, wage increases affecting core inflation. The channels through which commodity prices affect domestic prices are expected route, cost of inputs, changes in inventories and future demand for hedging. It was also found an inverse relationship between exchange rate and commodity prices, especially from 2005, where we note a pass-through of the offsetting effect of the exchange rate for prices resulting from an appreciation of the real exchange rate.

Keywords: commodity prices; Real exchange rate; commodity currencies; Domestic prices.

Classificação JEL: F31, F41, O13.

1.1 INTRODUÇÃO

O período que se estende de 2003 a 2008 verificou-se um “boom” dos preços das *commodities*. Este aumento exacerbado dos preços das *commodities* tiveram consequências diversas para economias dos diferentes países. Para países que tem sua pauta de exportação predominantemente baseada em *commodities* proporcionou uma melhora nos seus termos de troca. Por outro lado, alterações dos preços das *commodities* provocaram efeitos diretos e indiretos sobre as economias principalmente nos seus preços domésticos. Estes efeitos ocorreram principalmente em países emergentes em que a pauta de exportações são quase em sua totalidade de *commodities* agrícolas e energéticas.

Outra consequência para estes países exportadores de *commodities* foi uma apreciação em suas taxas de câmbio reais, decorrente dos ganhos dos termos de troca ocasionados pela elevação dos preços das *commodities* no comércio internacional. Desta forma estes países tiveram efeitos diversos na as economias ocasionadas pelo “boom” dos preços das *commodities*.

O objetivo do presente trabalho é estudar a interação entre os choques externos dados pelas alterações dos preços das *commodities*, taxa de câmbio real e preços domésticos, abordando os canais pelos quais os choques externos afetam a taxa de câmbio e como estes efeitos são transmitidos para os preços. Neste caso, busca-se fazer uma revisão teórica e empírica da literatura da determinação da taxa de câmbio real, dando ênfase a teoria da *commodity currencies*, abordando sua origem, caracterização e fazendo uma revisão bibliográfica dos principais trabalhos da literatura. Posteriormente é explicado de forma breve os canais pelos quais a taxa de câmbio transmite os choques dos preços das *commodities* para os preços domésticos e como estes choques externos afetam diretamente os preços domésticos. Ou seja, a problemática do presente trabalho se traduz na seguinte pergunta: Qual a relação entre choques externos (representado pelo preço das *commodities*), taxa de câmbio e preços domésticos?

A relação teórica entre os preços das *commodities* e a taxa de câmbio pode ser remetida ao trabalho de De Gregorio e Wolf (1994), onde um maior ganho de produtividade no setor de bens comercializáveis vis-à-vis não comercializáveis induz uma queda relativa nos preços de comercializáveis, com alteração nos termos de troca que conduz a variações na taxa de câmbio (efeito Balassa-Samuelson). De acordo com o modelo, uma melhoria nos termos de troca de um país leva a um influxo de capitais que pressionam o câmbio. Dados os preços domésticos, observa-se uma valorização real da taxa de câmbio.

O Brasil pode ser caracterizado por ser uma *commodity currency* [Cashin, Céspedes e Sahay (2004), Fernandez (2003), Hampshire (2008), Freire (2009), Kohlscheen (2010), Veríssimo, Xavier e Vieira (2012), Rosolen, Viriato e Lyrio (2013), entre outros, autores que afirmam isso]. Assim, o entendimento da relação entre preços das *commodities*, taxa de câmbio real e preços domésticos se faz importante. Temos que, um choque externo como o aumento dos preços das *commodities* irá melhorar termos de troca levando a uma apreciação da sua taxa de câmbio real tendo consequência sobre os preços domésticos. A partir desta análise tem-se como hipótese que na presença de *commodity currencies* na economia brasileira, aumentos nos preços das *commodities*, que poderiam ser pensados como choques de oferta, causam apreciação da taxa de câmbio real compensando em parte os repasses dos preços das *commodities*.

A metodologia a ser usada no presente trabalho é teórica, fazendo uma revisão bibliográfica dos principais trabalhos da literatura, abordando de forma breve teorias de determinação da taxa de câmbio real, com ênfase na literatura de *commodity currencies* e destacando o mecanismo de transmissão da taxa de câmbio para os preços dentro de uma abordagem micro e macro integrado.

Este artigo está dividido em três seções, além da introdução e das considerações finais. Na segunda seção é apresentada uma revisão a respeito das teorias de determinação da taxa de câmbio real com ênfase na literatura da *commodity currencies*. Na terceira seção são abordados aspectos teóricos e empíricos da literatura da *commodity currencies*. Na quarta seção, busca-se discutir a relação entre preços das *commodities*, taxa de câmbio e inflação. Para terminar, são feitas as considerações finais.

1.2 UMA BREVE REVISAO A RESPEITO DAS TEORIAS DE DETERMINAÇÃO DAS TAXAS DE CÂMBIO

Pode-se observar na literatura de economia internacional que a taxa de câmbio é sem dúvida o preço mais importante em uma economia aberta. Existem várias teorias a respeito da determinação da taxa de câmbio real, sendo uma das mais conhecidas a *Purchasing Power Parity* (PPP) que está intimamente ligada com a determinação da taxa de câmbio. A PPP é amplamente utilizada na política para deliberações e serve como um fator de conversão na transformação de valores de moeda de uma denominação para outra (ASEA; CORDEN, 1994).

Segundo Souza (2010) a origem dos estudos da Paridade do Poder de Compra (PPP) remonta-se ao economista Gustav Cassel (1921, 1922) no qual procurou estabelecer a paridade relativa ao ouro e segue a Lei do Preço Único, segundo a qual produtos idênticos, quando expressos em uma mesma moeda, devem apresentar o mesmo preço em diferentes países.

Para Dornbusch (1997), esta lei seria garantida pela arbitragem internacional no mercado de bens, segundo a qual o preço dos bens é geograficamente arbitrado e os custos de tarifas e transportes são ajustados e equalizados em diferentes localizações. Homogeneidade, informação e perfeita competição asseguram esse resultado.

Assim a Lei do Preço Único estabelece que:

$$P_i = EP_i^* \quad (1.1)$$

Onde P_i é o preço do bem i em moeda doméstica, P_i^* é o preço em moeda estrangeira do bem i , E é a taxa de câmbio definida como o preço em moeda doméstica em termos da moeda estrangeira.

A versão absoluta da PPP, considera um conjunto de bens de forma que se a Lei do preço único “é válida para um bem deve ser válida para um conjunto de bens” (SOUZA, 2010)

$$\sum P_i = E \sum P_i^* \quad (1.2)$$

A relação entre taxa de câmbio real e preços tem sido objeto de estudo de vários economistas e vem produzindo uma gama de estudos teóricos e empíricos. Todavia esses estudos têm fracassado em modelar os movimentos de longo prazo da taxa de câmbio real. Meese e Rogoff (1983) fazem um estudo no qual comparam a precisão das previsões de vários modelos de taxas de câmbio de séries temporais e modelos estruturais. Demonstram assim, que uma variedade de modelos de taxa de câmbio estruturais lineares não consegue prever melhor que um modelo de passeio aleatório naíve para ambas as taxas de câmbio reais e nominais. Se a taxa de câmbio real segue um passeio aleatório, em seguida, as inovações para a taxa de câmbio real persistem e as séries temporais podem flutuar sem limites, desta maneira a taxa de câmbio não retornaria para o seu equilíbrio como é colocado pela teoria da PPP.

Engle e West (2005) mostraram que um modelo de valor presente, expectativas racionais e preços dos ativos manifesta um comportamento de passeio aleatório tendo o fator

de desconto para os fundamentos futuros perto de um. Desta forma, esse modelo mostra evidências que o modelo da taxa de câmbio ajuda a prever variáveis fundamentais, como oferta monetária, produto, inflação e taxas de juros, mas fornecem pouca informação sobre a taxa de câmbio flutuante. Por outro lado, verifica-se que o modelo de taxa de câmbio ajuda a prever os fundamentos econômicos, todavia são necessárias algumas ressalvas na medida em que estas variáveis podem ser influenciadas pela própria taxa de câmbio, sendo esta endógena. Outra questão importante é que existem fundamentos não observáveis de variáveis que podem desempenhar um papel na variação das taxas de câmbio. Estes resultados são contrários à teoria da paridade de poder de compra (PPP), no qual há uma convergência da taxa de câmbio, de forma que os preços em diferentes países quando expressos na mesma moeda sejam iguais.

Segundo Rogoff (1996), existe hoje uma enorme e crescente literatura empírica a respeito da taxa de câmbio e sobre a PPP, havendo nela dois consensos para alguns fatos básicos. O primeiro, diz que as taxas de câmbio (câmbio nominal e taxas ajustadas para as diferenças nos níveis de preços nacionais) tendem a uma PPP em um prazo muito longo. As estimativas desse consenso sugerem, no entanto, que a velocidade de convergência para PPP é extremamente lenta, tendo que os desvios parecem convergir a uma taxa de cerca de 15 por cento ao ano.

Em segundo lugar, desvios de curto prazo da PPP são grandes e voláteis. Com efeito, a volatilidade da taxa de câmbio real condicional de um mês (a volatilidade dos desvios a partir de PPP) é da mesma ordem de grandeza que a volatilidade condicional das taxas de câmbio nominais. Essa volatilidade diferencial dos preços é surpreendentemente grande, mesmo quando se limita a atenção para as classes relativamente homogêneas de produtos altamente *tradables*.

O *puzzle Purchasing Power Parity (PPP Puzzle)*, segundo Rogoff (1996) mostra como conciliar a enorme volatilidade da taxa de câmbio de curto prazo com a extremamente baixa taxa com o qual os choques são amortecidos (convergem), ou seja, a convergência da taxa de câmbio de longo prazo. O consenso das estimativas para a taxa na qual os desvios de PPP convergem para a taxa de câmbio de longo prazo, sugerem uma meia-vida de três a cinco anos, aparentemente um tempo longo demais para ser explicada pela rigidez nominal. Logo, o fracasso da convergência de curto prazo da PPP pode ser atribuído em parte, segundo Rogoff (1996), a rigidez dos preços nominais, pois na presença de choques financeiros e monetários que afetam a taxa de câmbio nominal, dada a rigidez dos preços nominais, a taxa de câmbio real também muda no curto prazo.

Rogoff (1996) resume o grande número de explicações oferecidas pelos pesquisadores a fim de resolver o *puzzle* da PPP. Essas explicações alegam o reconhecimento de que fatores reais têm um papel importante na determinação das taxas de câmbio reais, através do diferencial de produtividade entre os setores *tradables* e *nontradables* (efeito Balassa-Samuelson), os diferenciais de taxa de juros reais, movimentos de ativos externos líquidos e gastos do governo.

No entanto, apesar do uso generalizado de PPP em questões cambiais, a relação entre os dois é o tema de um acalorado debate. Conseqüentemente, as questões de PPP e de taxa de câmbio real, permanecem temas centrais de pesquisa em economia internacional. Desta forma, os dois artigos clássicos em economia internacional, “*The Purchasing Power Parity Doctrine: A Reappraisal*”, por Bela Balassa e “*Notes on Trade Problems*” por Paul Samuelson, amplamente conhecidos como o modelo de Balassa-Samuelson, preveem a estrutura canônica de referência para a discussão de ligações entre PPP, taxa de câmbio e comparações de renda real entre países. A partir destes artigos seminais é possível destacar o estado da arte em economia internacional relacionando-o com o modelo de Balassa-Samuelson (ASEA; CORDEN, 1994).

Balassa (1964) e Samuelson (1964) apud Asea e Corden (1994) fornecem de forma independente o que veio a ser considerada explicação definitiva da razão pela qual a versão absoluta da PPP é falha como uma teoria de determinação das taxas de câmbio. Eles identificaram um importante fator que introduz desvios sistemáticos sobre a relação entre as taxas de câmbio e os preços relativos. O ponto crucial de sua análise foi identificar diferenciais de crescimento da produtividade entre os setores *tradable* (comercializáveis) e *nontradable* (não comercializáveis) como instrumento na alteração de estrutura de preços internos de um país. Eles argumentam que um país de elevado rendimento é tecnologicamente mais avançado do que um país de baixa renda. No entanto, a vantagem tecnológica não é uniforme em todos os setores. A vantagem tecnológica do país de rendimento elevado é maior no setor dos bens *tradable* do que no setor *nontradables* e pela lei do preço único, os preços dos bens comercializáveis serão equalizados entre os países. No entanto, este não seria o caso no setor *nontradable*, onde a lei do preço único não se sustenta. O aumento da produtividade no setor dos bens *tradables* vai aumentar os salários reais e, como resultado levará à um aumento do preço relativo dos bens não comercializáveis. Assim, os diferenciais de produtividade a longo prazo conduziram a uma tendência de desvios da PPP.

Os autores também examinaram o efeito que os desvios de taxas de câmbio de PPP têm sobre a comparação de renda entre os países. Assim, Balassa fornece evidências empíricas de que a estrutura de preços reais de um grande grupo de países mostra uma correlação sistemática

com o nível da renda *per capita*. Em particular, quanto menor a renda *per capita* de um país, menor será o preço no mercado interno dos serviços. Este raciocínio é contrário às previsões da versão absoluta da PPP que afirmam que as operações cambiais com base em PPP deveriam produzir comparações imparciais de renda. (ASEA; CODEN, 1994).

Os resultados de ambos os artigos se desdobram em dois *insights* poderosos. O primeiro mostra que a introdução de bens *nontradables* em modelos *tradables* padrão foi necessária para compreender a relação entre as taxas de câmbio e os preços relativos. O segundo aponta (o fato empiricamente verificável) que os diferenciais de produtividade entre os setores de bens *tradable* (comercializáveis) e *nontradable* (não comercializáveis) introduzem desvios sistemáticos sobre a relação taxa de câmbio PPP¹.

O modelo desenvolvido por Balassa (1964) é originalmente um modelo Ricardiano de comércio, alterado para incluir bens *nontradable*. Balassa assume, dois países, duas *commodities* mundiais com um fator escasso, trabalho e coeficiente de insumo tecnológico constante. Considerando uma economia aberta que usa capital e trabalho para produzir bens *tradables* (T) com preços em mercados mundiais e *nontradables* (NT) com preços no mercado interno. Tanto o capital (K) como o trabalho (L) tem perfeita mobilidade entre os setores no mercado interno. O trabalho não tem mobilidade entre os países enquanto que o capital tem perfeita mobilidade internacional.

Segundo Asea e Coden (1994), a partir do trabalho de Balassa (1964) pode-se tirar duas proposições principais: A Proposição 1 diz que quanto maior são os diferenciais de produtividade na produção de bens *tradables* entre países, maior a diferença nos salários e nos preços dos serviços e, correspondentemente, maior será a diferença entre a PPP e a taxa de câmbio de equilíbrio. Desta forma, a proposição 1 destaca duas previsões básicas do modelo de Balassa-Samuelson, a saber: (i) diferenciais de produtividade determinam o preço relativo de bens não comerciáveis doméstico e (ii) desvios da PPP refletem diferenças no preço relativo dos bens não comerciáveis. Esta proposição capta a essência do modelo de Balassa-Samuelson. Os movimentos do preço relativo dos bens não comerciáveis refletem as tendências divergentes de produtividade entre bens comercializáveis e não comercializáveis.

¹ Para Asea e Coden (1994) os trabalhos 1964 são amplamente considerados como os artigos (*papers*) fundamentais na área, pois não é apenas porque Balassa e Samuelson providencia a mais clara articulação teórica do por que dos desvios das taxas de câmbio da PPP, mas também porque demonstrar que os desvios foram sistematicamente ligadas a diferenças de produtividade que traçaram as implicações de tais desvios para comparações internacionais do rendimento real e forneceu evidências empíricas convincentes para apoiar a teoria

O modelo de Balassa-Samuelson fornece um quadro importante para a compreensão da relação entre as taxas de câmbio e da renda real entre países. Este aspecto do modelo está resumido na seguinte proposição: se as diferenças de produtividade internacional são maiores na produção de bens *tradables* do que na produção de bens *nontradables*, a moeda do país com maior produtividade parece estar sobrevalorizada em termos de PPP. Portanto, a relação de PPP para a taxa de câmbio será uma função crescente da renda.

Desta forma, segundo Asea e Coden (1994) a segunda proposição mostra que quando são comparados países ricos e pobres, tem-se evidências que os países ricos parecem mais ricos do que realmente são, se a versão da PPP é usada como fator de conversão. Por outro lado, os preços de *nontradables* nos países pobres torna seu poder de compra verdadeiro significativamente maior do que a taxa de câmbio convertida à renda sugerem.

In other words, assuming that international productivity differences are greater in the production of traded goods than in the production of non-traded goods, the currency of the country with the higher productivity levels will appear to be overvalued in terms of purchasing-power parity. If per capita incomes are taken as representative of levels of productivity, the ratio of purchasing-power parity to the exchange rate will thus be an increasing function of income levels (BALASSA, 1964, p 586).

De Gregorio e Wolf (1994) examinam os efeitos de termos de troca e os diferenciais de produtividade através dos setores sobre o comportamento da taxa de câmbio real. Eles desenvolvem um modelo simples de uma pequena economia aberta, que produz bens *tradables* e *nontradables*, consome bens importados e *nontradables* e também apresentam evidência empírica para uma amostra de catorze países da Organização para a Cooperação Econômica (OCDE). Tem-se como resultado a existência de evidências que apoiam amplamente as previsões do modelo, ou seja, quanto mais rápido for o crescimento da produtividade do setor *tradables* em relação ao *nontradable*, há uma melhora nos termos de troca induzindo uma apreciação real. Logo, a apreciação da taxa de câmbio real dependeria do diferencial de produtividade entre os setores *tradables* e *nontradables*, da melhora nos termos de troca e dos gastos do governo, assim eles incorporam ao modelo o lado da demanda e os termos de troca como fatores que determinam a apreciação da taxa de câmbio real.

Na análise, De Gregorio e Wolf (1994) consideram um modelo com perfeita mobilidade de capital ou com nenhuma mobilidade, para mostrar que sob esta hipótese obtém-se diferentes resultados. No modelo com perfeita mobilidade de capital, os salários são inteiramente determinados pelo setor *tradable*. Assim, um aumento da produtividade no setor exportável, traz o mesmo efeito para os salários e para o preço dos bens *nontradables*, isto ocorre por causa

da equalização dos salários entre os setores. Desta forma, os salários são determinados somente pelos bens *tradables* (efeito Balassa-Samuelson). Este forte resultado depende de uma série de suposições igualmente fortes, incluindo a lei do preço único, a concorrência perfeita em ambos os setores, a mobilidade interna perfeita de fatores, a perfeita mobilidade internacional do capital e os retornos constantes de escala.

Na ausência da perfeita mobilidade de capital (mobilidade de capital zero), os resultados são completamente diferentes, na medida em que se leva em consideração as alterações nos termos de troca e o lado da demanda. Logo, considerando os efeitos renda e substituição, um aumento dos preços dos bens *tradables* aumenta também a renda e a demanda por bens *nontradables*, exigindo um aumento dos seus preços. Além disso, um aumento dos gastos do governo também causa esse efeito, na medida que aumenta os preços dos bens *nontradables*. Uma melhora na produtividade do setor de bens *tradables* requer uma redução dos seus preços de forma a incrementar a demanda. Com relação ao aumento dos preços dos bens importados, ocorrerá dois efeitos: o efeito substituição e o efeito renda.

Quando há um incremento nos preços dos bens importados temos uma piora nos termos de troca, pode ser que como os bens importados estão mais caros, haja uma substituição dos bens importados pelos bens não *tradables* conduzindo assim a uma apreciação da taxa de câmbio real. Por outro lado, isso levará a uma perda do termo de troca que equivale a uma redução da produtividade do setor de bens *tradables*, havendo assim, uma redução da demanda por ambos os bens, conduzindo a uma redução dos preços dos bens *tradables* e a uma depreciação da taxa de câmbio real, ou seja, efeito renda.

Para De Gregorio e Wolf (1994) para um baixo grau de substitubilidade em um caso empírico relevante, o efeito renda negativo domina o efeito substituição. Outra questão é que os choques nos preços dos bens exportados são maiores sobre os preços *nontradables* do que nos preços importados, isto se deve ao fato de no primeiro caso não existir o efeito renda compensando o efeito substituição.

Tokarick (2008) segue a mesma linha do modelo de termos de troca, como o desenvolvido por De Gregorio e Wolf (1994), explora a relação entre mudanças nos termos de troca de um país exportador de *commodities* e sua taxa de câmbio real. Uma ligação fundamental na relação entre as mudanças nos termos de troca de um país e sua taxa de câmbio real é como as mudanças nos termos de troca afeta o preço dos bens *nontradables* (não transacionados). Os artigos Cashin, Céspedes e Sahay (2004) e Chen e Rogoff (2003), no entanto, usam modelos que limitam a resposta do preço dos bens não *nontradables* a mudanças

nos termos de troca no qual eles não permitem que mudanças na demanda desempenhar um papel de afetar o preço dos bens *nontradables*.

Para o autor esta é uma omissão fundamental, desde que o efeito renda surja de alterações nos preços das *commodities* e desempenham um papel-chave em influenciar o preço dos bens *nontradables* e, finalmente, a taxa de câmbio real, como em modelos da "*Dutch Disease*" ("doença holandesa"). Além disso, em ambos os modelos, uma mudança nos termos de troca decorrente de um aumento no preço da *commodity* de exportação de um país fará com que o preço do bem *nontradable* mude por uma proporção fixa. Desta forma, o objetivo do seu trabalho é demonstrar que, no contexto de um modelo geral, uma melhoria nos termos de troca de um país não necessariamente leva a um aumento no preço dos bens *nontradables* em relação ao preço dos bens *tradables*. Isto ocorre por que a resposta de ambos os preços dos bens *nontradables* e a taxa de câmbio real dependerá da magnitude dos efeitos renda e substituição.

Como resultado Tokarick (2008) mostrou que em geral, uma mudança nos termos de troca de um país exportador de *commodities* poderia fazer com que o preço relativo dos bens *nontradables* e de seus bens *tradables* subir ou cair, dependendo da magnitude dos efeitos substituição e renda. Alguns modelos recentes, particularmente aqueles de Cashin, céspedes e sahay (2004) e Chen e Rogoff (2003), não permitem mudanças na renda real para afetar o preço dos bens *nontradables*. Esta poderia ser uma omissão grave, porque a literatura sobre a "Doença Holandesa" tem enfatizado a importância de mudanças nos gastos que resultam de uma melhoria nos termos de troca de um país em influenciar o preço dos bens *nontradables* e a taxa de câmbio real.

Uma solução potencial para *puzzle* PPP pode ser encontrada na identificação de um choque (real) que é suficientemente volátil e persistente para reabilitar a abordagem da PPP para determinação da taxa de câmbio real (ROGOFF, 1996; CHEN e ROGOFF, 2003; CASHIN, CÉSPEDES e SEHAY, 2004).

Chen e Rogoff (2003) buscam controlar os choques externos dos preços das *commodities* para verificar o *puzzle* da PPP, mas não conseguiram na medida em que apresentou-se o *puzzle* da PPP no resíduo das regressões. Segundo Cashin, Céspedes e Sahay (2004), para os países exportadores de *commodities*, também esses, países em desenvolvimento, o verdadeiro fator de interesse primordial na determinação real da taxa de câmbio são os termos de troca. Isso porque *commodities* primárias dominam as exportações de países em desenvolvimento, flutuações nos preços mundiais das *commodities* têm o potencial para explicar uma grande parte dos movimentos em seus termos de troca. Destarte, os autores examinam se os movimentos de preços no setor de bens *tradeables*, em especial as alterações

no preço relativo das exportações e importações de *commodities*, são um dos principais determinantes dos movimentos em taxas de câmbio reais dos países dependentes de *commodities*. Tem-se então, que para países cujas exportações dependem de *commodities*, as mudanças nos seus preços são as mais importantes fontes de mudanças persistentes na sua taxa de câmbio.

A partir da importância dos termos de troca das *commodities* para a determinação da taxa de câmbio real para países dependentes de exportações de *commodities* e, os modelos de determinação da taxa de câmbio real baseado nos termos de troca é que nasce a literatura da “*commodity currencies*”.

1.3 SURVEY DA LITERATURA SOBRE “COMMODITY CURRENCIES”: ASPECTOS TEÓRICOS E EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS

Os países que têm sua pauta de exportação pouco diversificada, dependendo assim da exportação de poucas *commodities* agrícolas, sofrem alterações nos termos de troca quando os preços das *commodities* no mercado mundial sofrem mudanças e conduzem a alterações na taxa de câmbio real (depreciação ou apreciação) dependo do choque dos preços das *commodities* serem positivos ou negativos. Por outro lado, os modelos de determinação da taxa de câmbio real, baseados em mudanças nos termos de troca como o de De Gregorio e Wolf (1994), e a necessidade de encontrar um choque real que se seja volátil e persistente para explicar a grande volatilidade da taxa de câmbio real no curto prazo e seu lento movimento de convergência para o equilíbrio no longo prazo, o conhecido *puzzle* da PPP (ROGOFF, 1996), é que fornecem o arcabouço teórico para o nascimento da literatura das “*commodities currencies*”.

Além disso, os países que tem sua pauta de exportação focada em alguns poucos produtos de *commodities* primárias e que representam um componente significativo da sua pauta de exportação, de forma que alterações nos preços mundiais das *commodities* alteram seus termos de troca de forma a conduzir a mudanças na sua taxa de câmbio real, constituem países que tem “*commodity currencies*”, ou seja, em que os movimentos nos preços reais das *commodities* podem explicar flutuações em suas taxas de câmbio reais (CHEN; ROGOFF, 2003; CASHIN; CÉSPEDES; SAHAY, 2004).

Assim, indicadores como a relação entre as exportações de *commodities* e produtos manufaturados na pauta de exportação, crescimento proporcional da exportação de *commodities* na exportação total, proporção das exportações de *commodities* em relação ao PIB, entre outros, constituem indícios de que uma economia é dependente de exportações de *commodities* e possui

possivelmente uma “*commodity currencies*”. Tem-se também que variáveis macroeconômicas, políticas monetárias e ambiente institucional possibilitam um melhor entendimento da relação dos preços das *commodities* e das taxas de câmbio reais.

Chen e Rogoff (2003), para um melhor entendimento da relação entre preços das *commodities* e taxa de câmbio real, focam em economias industrializadas onde os mercados interno e externo operam com relativa pouca intervenção e onde o regime de taxa de câmbio flutuante tem sido implementado por período de tempo suficientemente longo. De uma perspectiva macroeconômica, Austrália, Nova Zelândia e Canadá são exemplos quase perfeitos de pequenas economias abertas bem desenvolvidas, pois todos os três são altamente integrados para os mercados de capitais globais e são participantes ativos no comércio internacional. Em termos de políticas monetária e cambial, operam sob um regime de taxa de câmbio flexível por um período relativamente longo. Por volta de 1990, todos os três adotaram alguma variante da política monetária de metas de inflação. Outro aspecto é que em diferentes graus, todos estes países podem ser descritos como economias dependentes de exportação de *commodities*, devido à grande parcela de sua produção e as exportações serem representadas por *commodities* primárias.

1.3.1 Literatura empírica a respeito das “*commodity currencies*” em nível internacional

Chen e Rogoff (2003) analisam o comportamento da taxa de câmbio real, concentrando-se em três economias da OCDE (Austrália, Canadá e Nova Zelândia) onde produtos primários constituem uma significativa parte de suas exportações. A partir desta análise, eles procuram identificar choques reais que podem resolver os vários *puzzles* da taxa de câmbio real como em Meese e Rogoff (1983) *forecasting puzzle* e o *Purchasing Power Parity Puzzle* (PPP *puzzle*) de Rogoff (1996). Eles verificam que nestes países a taxa de câmbio real exibe um co-movimento com os preços das *commodities*.

Na análise empírica, verificou-se que para Austrália e Nova Zelândia a conexão entre suas taxas de câmbio real e os preços mundiais de suas *commodities* exportadas são bastante fortes e estáveis. Todavia, os mesmos resultados não são encontrados para o Canadá, no qual se verificou uma relação de longo prazo entre as taxas de câmbio real e os preços das *commodities*.

Uma questão importante nas análises empíricas é a possível endogeneidade dos preços de *commodities*. Uma das fontes de endogeneidade seria que estes países poderiam ter poder de mercado nas suas *commodities* de forma que os preços de *commodities* poderiam ser

influenciados por suas taxas de câmbio. Para resolver este fato Chen e Rogoff (2003) usam o índice de preços de *commodities* mundial (ou seja, o índice de preços de *commodities* primário não combustível do Fundo Monetário Internacional (FMI)) como variável instrumental para índice de preços de produção ponderado do país (*country production-weighted price index*) e estimam regressões usando Mínimo Quadrados Generalizados (GMM). Outra fonte potencial de viés pode surgir a partir de variáveis omitidas, relacionadas aos ciclos industriais e choques nos EUA ou na economia global, o que pode afetar tanto os mercados de *commodities* como a taxa de câmbio de forma independente.

Outra questão discutida por Chen e Rogoff (2003) é o uso do índice de preços de *commodities* ao invés dos termos de troca nos trabalhos empíricos. Dado o caráter exógeno dos preços das *commodities*, apresentam-se evidências, que na presença de um ajustamento de preços nominais lento (rigidez nominal) e *pass-through* incompleto, faz-se a devida identificação do choque real. Isso é impossível quando as medidas de termos de troca padrão (*terms of trade*) são usadas ao invés do índice de preços de *commodities*. Essa situação ocorre, por que na presença de preços do produtor rígido e perfeito *pass-through*, os termos de troca e taxa de câmbio irão se mover de um para um mecanicamente, com nenhuma interpretação causal. Assim, não se tem como verificar a relação de causalidade entre taxa de câmbio e termos de troca (OBSTEFELD; ROGOFF, 2000 apud CHEN; ROGOFF, 2003, p. 147).

As principais conclusões levantadas pelos autores são que ao utilizar a variável preço das *commodities* como variável real não se elimina totalmente o *puzzle* da taxa de câmbio. No entanto, eles verificaram que os preços das *commodities* para os países *commodity currency* e os choques externos representados pelos choques dos preços das *commodities* representam mais que as medidas padrão de comércio. Os preços mundiais de exportação de *commodities*, medidas em dólares norte-americanos reais, parecem ter uma influência forte e estável nas taxas de câmbio reais da Nova Zelândia e Austrália, sendo que para o Canadá a relação é um pouco menos robusta, especialmente no curto prazo.

Cashin, Céspedes e Sahay (2004) buscaram analisar se as taxas de câmbio reais dos países exportadores de *commodities* e os preços reais das suas exportações de *commodities* movem-se juntos ao longo do tempo. Os autores usam dados mensais obtidos do FMI no período de janeiro de 1980 a março de 2002, em um total de 267 observações. Para selecionar os países em desenvolvimento que potencialmente teriam *commodity currency*, seguiram a classificação de países desenvolvidos usada pelo *International Monetary Fund's World Economic Outlook*, para os anos de 1988-1992. Esta classificação do FMI é baseada na composição dos ganhos de exportação e outras rendas do exterior (*Standard International*

Trade Classification) em 5 categorias - combustível; manufaturados; produtos primários não combustíveis; serviços, rendas e transferências privadas e ganhos exportações diversas. Desta forma, obteve-se 53 países em desenvolvimento na amostra e mais 5 países industrializados dependentes de *commodities* como forma de comparar os resultados (Austrália, Canadá, Islândia, Noruega e Nova Zelândia). Para um terço dos países da amostra, ou seja, 19 dos 58 países exportadores de *commodities*, o estudo mostrou evidência de que as taxas de câmbio real destes países são dependentes dos movimentos dos preços das *commodities*.

Cashin, Céspedes e Sahay (2004) realizaram testes de exogeneidade fraca dos preços das *commodities* na equação de correção de erros da taxa de câmbio real. Estes resultados implicam que os preços reais das *commodities* foram o principal agente atingido pelos choques exógenos iniciais para a relação de longo prazo assim, a taxa de câmbio real tinha se ajustado para restabelecer o equilíbrio de longo prazo. Logo, os autores encontraram que para a maioria dos países *commodity currency* é somente a taxa de câmbio real que se ajusta para preservar o equilíbrio de longo prazo com os preços das *commodities* e, portanto, existem evidências para suportar que os aumentos nos preços das *commodities* apreciam a taxa de câmbio real destes países.

Os autores verificaram que sem controlar os preços das *commodities* a vida média de reversão da paridade é de 36 meses para a amostra de 58 países dependentes de *commodities*, enquanto para os 19 países *commodities currency* a vida média é maior que 49 meses. Desta maneira, os seus resultados são consistentes com os de Rogoff (1996) nos quais a vida média da reversão da paridade está entre 36 e 60 meses (3-5 anos). Quando os autores controlam para os preços das *commodities*, a vida média de reversão da paridade é de 10 meses, sendo muito menor que a vida média de reversão da simples PPP realizada por Rogoff (1996).

Desta maneira, os autores concluem que para países em desenvolvimento dependentes de *commodities*, controlar para as influências dos preços das *commodities* na taxa de câmbio real é um importante canal para reduzir a medida de persistência dos choques na taxa de câmbio real. Assim, conclui-se para os 58 países analisados, que um terço dos países são *commodities currency* e os preços das *commodities* e as taxas de câmbio reais destes países possuem relação de longo prazo. Também se observou que a velocidade média de ajustamento do desvio da taxa de câmbio real, à choques nos preços das *commodities* é de 10 meses, contrariando os resultados de Rogoff (1996). Logo, o modelo da PPP simples seria fraco para países *commodity currencies*, pois eles experimentam grandes choques reais e de grande duração. Desta maneira, a taxa de câmbio real de longo prazo de *commodity currencies* não é constante, mas, variável ao longo do tempo, pois é dependente dos movimentos dos preços reais das *commodities*.

Clements e Fry (2008) analisam o funcionamento simultâneo dos mercados de *commodities* e taxas de câmbio. Os autores utilizam uma abordagem usando Filtro de Kalman para obter fatores comuns dos preços das taxas de câmbio e das *commodities*, além disso, buscam especificações de forma a permitir os efeitos de transbordamento entre os dois tipos de ativos. A metodologia é capaz de determinar a extensão que as taxas de câmbio são de fato impulsionadas pelos preços das *commodities* ou as *commodities* são movidas pelas moedas, no período de 1975-2005. Assim, quando há um “boom” de *commodities*, a apreciação de uma *commodity currency* tem o efeito de amortecimento do impacto do “boom” com a apreciação da taxa de câmbio doméstica. Desta forma, os preços domésticos sobem menos que o aumento dos preços mundiais, e o rendimento do setor exportador de *commodities* sobem menos do que subiria caso não houvesse uma apreciação da taxa de câmbio. Desta maneira, a taxa de câmbio funciona como um estabilizador automático, de forma a mover parte do ajustamento requerido do “boom” para longe dos produtores de *commodities* e, reduzir a volatilidade cíclica das economias exportadoras de *commodities*. Por outro lado, se o país além de ter *commodity currency* for um grande produtor de *commodities* de forma a afetar o preço mundial, fará com que um “boom” dos preços das *commodities* aprecie a taxa de câmbio real, aumentando o preço de suas exportações e reduzindo o volume exportado. Como o país tem amplo poder de mercado, a redução das exportações tem o efeito de aumentar os preços mundiais, assim, a interação da *commodity currencies* e do poder de mercado das *commodities* conduz a uma ampliação do “boom” inicial das *commodities* (“*currency commodities*”).

Tendo como base este modelo teórico, os autores usam um modelo de fatores latentes multivariáveis para fazer a análise empírica. Esta abordagem é capaz de avaliar a importância de vários fatores na explicação da volatilidade em cada mercado, em um modelo onde *commodity currency* e retornos dos preços são endogenamente determinados. Os principais resultados são contrários aos encontrados na literatura, pois verificou-se que existem menos evidências de que as taxas de câmbio são afetadas pelas *commodities* do que as *commodities* são afetadas pelas taxas de câmbio (moedas). Os transbordamentos das *commodities* para taxa de câmbio contribuíram com menos de 1 por cento para a volatilidade do retorno da taxa de câmbio, enquanto o transbordamento da taxa de câmbio para as *commodities* em geral contribuiu entre 2 e 5,2 por cento para as *commodities*. Estes resultados sugerem que os modelos de *commodity currencies* falham para contabilizar endogeneidade entre retornos da moeda e *commodities*.

Os autores Coudert, Couharde e Mignon (2008) buscam analisar se os termos de troca das *commodities* (preços das *commodities* deflacionados pelo valor unitário de exportações de

manufaturados) tem impacto sobre as taxas de câmbio reais para amostras de dois tipos de países, a saber: países exportadores de *commodities* e exportadores de petróleo. Primeiramente, buscam analisar se os efeitos dos termos de troca sobre a taxa de câmbio real diferem nos países exportadores de petróleo em comparação com outros produtores de *commodities*. Em segundo lugar, buscam analisar em que medida os desalinhamentos da taxa de câmbio real estão ligados aos regimes cambiais e sua moeda âncora. Nos principais resultados, as taxas de câmbio reais exibem um co-movimento com os preços das *commodities* no longo prazo (as séries são cointegradas). Este mesmo movimento existe para os países exportadores de petróleo, apesar de suas taxas de câmbio reais para o preço do petróleo serem um pouco menor em relação ao que acontece com outras *commodities*. Em segundo lugar, os autores identificaram padrões comuns nas taxas de câmbio reais de países exportadores de *commodities* e de exportadores de petróleo. Desta forma, quando a maioria dos preços das *commodities* estavam em uma tendência de queda na década de 1980 e 1990, os “*commodity currencies*” tendem a desvalorizar. Esta relação também é verdade, embora em menor grau, para moedas de petróleo (“*oil-currencies*”). Por fim, moedas atreladas são altamente dependentes de suas âncoras, então, flutuações “selvagens” nas moedas âncoras podem ter diminuído o impacto dos fundamentos da economia nas taxas de câmbio fixas.

Ricci et al. (2008) buscam explorar o papel de fundamentos econômicos para explicar os movimentos das taxas de câmbio reais nos últimos 25 anos. Ao analisar um conjunto de dados que compreendem 48 países, que conduzem mais de 90 por cento do comércio mundial, os autores ressaltam o papel fundamental desempenhado pelas flutuações dos termos de troca das *commodities* na explicação das taxas de câmbio reais, não apenas para países que tem “*commodity currencies*”, mas também para uma amostra muito maior de países.

Carney (2008) enfatiza o papel da taxa de câmbio real como tendo efeito compensatório sobre os repasses dos preços das *commodities* sobre os preços, destacando o papel da condução da política monetária canadense diante do *boom* dos preços das *commodities*. Durante o *boom* dos preços das *commodities*, a política canadense era *acomodatícia*, seguida por elevado gastos do setor público. Assim, para que todos os canadenses auferissem os benefícios do aumento dos preços das *commodities*, a política monetária deve ser rígida, buscando ancorar as expectativas o máximo possível (baseada em âncora nominais). Para isto, o regime de metas de inflação poderia melhorar a comunicação e dar credibilidade para que o custo do capital continue baixo e que haja aumentos de investimento. Outra questão levantada é que apesar da redução do emprego na indústria, outros setores relacionados ao aumento dos preços das *commodities* possibilitaram melhorar salários e a produtividade do país, assim, o Canadá seria

dependente dos aumentos dos preços das *commodities* para melhorar o seu produto, emprego e desenvolvimento

Bloch, Dockery e Sapsford (2006) têm como objetivo examinar a influência dos preços das *commodities* primárias na inflação da Austrália e Canadá, dois pequenos países industrializados, que são substancialmente exportadores líquidos de produtos *commodities* primários. Para isto, eles estendem o modelo em dois caminhos, sendo que o primeiro permite que os preços dos produtos estrangeiros afetem os bens finais domésticos e, no outro, eles introduzem a taxa de câmbio como o *link* entre os preços domésticos e estrangeiros. Portanto, os autores analisam a relação entre movimentos dos preços das *commodities*, mudanças na taxa de câmbio e determinantes dos preços domésticos.

Os autores descobriram que os preços das *commodities* primárias são fortemente pró-cíclicos com a produção industrial mundial. Isto tem implicações potencialmente complexas para os países exportadores de *commodities*. Os preços das *commodities* primárias têm um impacto positivo sobre o nível de preços agregado através do uso de produtos como matérias-primas na produção industrial. Isto ocorre por que as *commodities* são fontes de insumos para os produtos industrializados, de forma que aumentos nos preços das *commodities* aumentariam os custos de produção que seriam repassados para os preços dos produtos industrializados levando a um aumento dos preços domésticos. No entanto, um país com uma “*commodity currency*” é isolado dos efeitos das mudanças nos preços das *commodities* em todo o mundo. Pois, à medida que a moeda do país aprecia (deprecia) com aumentos (diminuições) nos preços das *commodities*, há compensação no efeito direto das mudanças nos preços das *commodities* no custo de produção. Os resultados ainda sugerem que a inflação sobre os produtos finais no Canadá e na Austrália são afetadas positivamente pelos preços das *commodities*, embora a magnitude do impacto seja muito maior para o Canadá do que para a Austrália. Ademais, a inflação canadense também é impactada positivamente pela inflação dos EUA, onde este último também é impactado positivamente pela inflação dos preços dos produtos primários de acordo com Bloch et al. (2004). Logo, a Austrália é isolada dos efeitos do aumento inflacionário dos preços das *commodities* decorrentes da apreciação da sua taxa de câmbio real, enquanto o Canadá compensa apenas em parte os efeitos inflacionários através da apreciação da sua taxa de câmbio real.

Do ponto de vista teórico, Corsetti, et al (2010) mostram que no contexto em que há repasses cambiais incompletos (*local currency pricing*) e fricções nos mercados de ativos, há justificativas para a atuação da política monetária ótima no sentido de atenuar não somente os desvios no hiato do produto e da inflação, mas também os desalinhamentos cambiais.

Em resumo, através de diversas estratégias empíricas, a literatura parece sugerir que há de fato uma relação entre os preços das *commodities* e a taxa de câmbio real, particularmente para países que possam ser considerados *commodity currency*. Desta maneira, ganhos nos termos de troca levariam a uma apreciação da taxa de câmbio real, podendo assim contribuir para uma menor inflação, na medida que a taxa de câmbio real poderia exercer um efeito compensatório do repasse dos preços das *commodities* (CARNEY, 2008; BLOCH, DOCKERY E SAPSFORD, 2006).

1.3.2 Literatura empírica a respeito das “*commodity currencies*” em nível de Brasil

Como mostrado acima, existe uma vasta gama de trabalhos a respeito de *commodity currencies* na literatura internacional. Em relação a trabalhos realizados para o Brasil vale ressaltar os trabalhos de Cashin, Céspedes e Sahay (2004), Fernandez (2003), Hampshire (2008), Freire (2009), Kohlscheen (2010), Veríssimo, Xavier e Vieira (2012), Rosolen, Viriato e Lyrio (2013), Souza e Veríssimo (2013), entre outros, que mostram evidências de que o Brasil tem uma *commodity currency*.

Fernandez (2003) busca entender os efeitos contemporâneos de choques nos preços internacionais de *commodities* sobre as taxas de câmbio de longo prazo e destas sobre os preços de *commodities*, através do cálculo das elasticidades do câmbio em relação aos preços de *commodities* e destes em relação ao câmbio. A autora usa uma abordagem que difere da tradicional da literatura de *commodity currency* por três razões principais: primeiro considera que os preços de *commodities* sejam endógenos em relação à taxa de câmbio, utiliza séries que incorporam mais de um regime cambial e por fim não explicita uma hipótese *a priori* acerca da estacionaridade. A metodologia adotada é de Rigobon (2001), ao permitir que o regime cambial mude durante o período amostral, as principais variáveis utilizadas pela autora são a taxa de câmbio real efetiva calculada pelo Banco JP Morgan e também um índice de *commodities* para o Brasil e Nova Zelândia, construído pela autora considerando as cotações internacionais dos preços das *commodities*.

Os principais resultados indicam que, para o Brasil, a elasticidade contemporânea do câmbio em relação aos preços das suas principais *commodities* exportadas é significativa e positiva, assim a taxa de câmbio real do Brasil deve apreciar em resposta a elevações nos preços internacionais das principais *commodities*. Logo, o país possui uma *commodity currency*, todavia, os resultados indicam que o Brasil apesar de ser um grande produtor de *commodities*

não tem poder de mercado sobre o preço internacional, de forma que, variações na sua taxa de câmbio real não afetam os preços das *commodities*.

Hampshire (2008) procurou estudar a relação entre os preços das *commodities* e a taxa de câmbio real em quatro países exportadores líquidos de *commodities*, que são Brasil, Austrália, Canadá e Nova Zelândia. Para isto, o autor apresenta um modelo de determinação da taxa de câmbio real a partir dos termos de troca de um país e do diferencial de produtividade entre o setor de bens transacionáveis e não-transacionáveis. Esse modelo resultará numa equação de equilíbrio entre os termos de troca, taxa de câmbio real e diferencial de produtividade relativa entre os setores de bens transacionáveis e não-transacionáveis. Os principais resultados encontrados por Hampshire (2008) são que, para Austrália e Canadá (2008) mesmo controlando o possível problema de endogeneidade, é possível verificar que o efeito do preço das *commodities* sobre a taxa de câmbio real continua positivo e consistente, indicando que o país possui uma *commodity currency*. A Nova Zelândia difere dos outros dois países na medida em que possui *commodity currencies* e poder de mercado nas suas *commodities* (principalmente a carne de carneiro). Por fim, o autor mostra evidência que no período analisado os principais determinantes da apreciação da taxa de câmbio real são os termos de troca (preços das *commodities*) e queda do risco país que provoca influxo de capital conduzindo a uma apreciação da taxa de câmbio. Os resultados indicam que o Brasil possui uma *commodity currency*, contudo o efeito dos preços das *commodities* sobre a taxa de câmbio real deve perder importância ao longo do tempo em que o risco Brasil diminui, pois, a queda do risco Brasil possibilita influxo de capitais externos conduzindo a uma apreciação da sua taxa de câmbio real. O país também não possui poder de mercado, pois a variável preço das *commodities* é exógena.

Freire (2009) com base nos argumentos discutidos em Chen, Rogoff e Rossi (2008) e na literatura de *commodity currencies*, investiga a relação entre a taxa de câmbio e preços de *commodities* no Brasil. Ela analisa as previsões nos dois sentidos; a taxa de câmbio prevendo preços das *commodities* e os preços das *commodities* prevendo a taxa de câmbio. Cada previsão é feita duas vezes, uma usando a taxa de câmbio nominal e outra para a taxa de câmbio real. Os principais resultados obtidos foram que a taxa de câmbio nominal se mostra importante para prever as variações futuras do índice de preços de *commodities*, todavia a causalidade no sentido inverso não se mostra significativa. A taxa de câmbio real e os preços das *commodities* deflacionados se relacionam somente no longo prazo e há causalidade de Granger nos dois sentidos. As previsões fora da amostra para os horizontes de 1, 3, 6, 12 e 24 meses mostraram que a taxa de câmbio nominal é uma variável importante para prever os valores futuros dos

índices de preços de *commodities* brasileiro, todavia as evidências empíricas apresentadas pela autora mostram que a relação inversa não se verifica. Na análise empírica da taxa de câmbio real verificou-se que as previsões fora da amostra não mostraram evidências significativas de que uma variável ajude a prever a outra em nenhum dos horizontes analisados. Logo, apesar da literatura sobre *commodity currencies* nos levar a obter algumas evidências para o Brasil dentro da amostra, o modelo não possui bom poder preditivo.

Veríssimo, Xavier e Vieira (2012) buscaram investigar a ocorrência de sintomas da doença holandesa no Brasil, pela análise do impacto dos preços internacionais das *commodities* sobre a taxa de câmbio brasileira no período pós-Real. Os autores levantaram a hipótese de que o contexto de elevação dos preços das *commodities* decorrente de um cenário de elevada liquidez internacional e de expansão da demanda mundial por *commodities* agrícolas, minerais/metálicas e energéticas estaria contribuindo para a configuração de uma taxa de câmbio real brasileira mais apreciada no período 1995-2009, com efeitos mais significativos no subperíodo 2003-2009.

A metodologia econométrica baseou-se em teste de estacionaridade Augmented Dick-Fuller (ADF) e Phillips-Perron (PP), análise de cointegração (Teste de Johansen) e estimação de modelos de vetor de correção de erros (VEC). Os principais resultados encontrados por Veríssimo, Xavier e Vieira (2012) são que as evidências de *commodity currency* para o Brasil para o período 1995-2009 devem ser vistas com cuidado, pois muitos dos coeficientes dos preços das *commodities* analisadas foram positivos, ou, quando negativos, não se mostraram estatisticamente significantes. Todavia quando se trata do período de 2003-2009, as evidências parecem tornar-se mais robustas e também apresentam um contexto mais propício para manifestação da doença holandesa no Brasil devido à preços das *commodities* elevadas, taxa de câmbio flexível apreciada e expressiva participação dos produtos e intensivos em recursos naturais na pauta de exportações brasileiras. Ademais, deve-se destacar a importância das análises de *commodities* desagregadas como os preços de alimentos, matérias-primas, e minerais na apreciação da taxa de câmbio brasileira no período mais recente.

Rosolen, Viriato e Lyrio (2013) têm como objetivo modelar e prever o comportamento dos preços de *commodities* utilizando taxas de câmbio de países exportadores de *commodities*. Segundo os autores, a compreensão do comportamento desses preços é importante para um apropriado controle da inflação e planejamento da produção. Para sua análise procurou observar além das economias tradicionalmente estudadas nesta literatura como Austrália, Nova Zelândia e Canadá, os países exportadores importantes na América Latina como Brasil, Argentina e

Colômbia. Além disto, analisou África do Sul e Chile que são países em desenvolvimento e que têm forte peso das *commodities* em suas exportações.

A análise econométrica feita por Rosolen, Araújo e Lyrio (2013) para alcançar os seus objetivos foi primeiramente fazer os testes de raiz unitária, depois teste de causalidade de Granger. A partir dos testes de causalidade verificou-se o sentido de causalidade e a partir daí fizeram as previsões dentro e fora da amostra. Para medir a acurácia dos modelos utilizaram Erro Quadrado Médio de Previsão (EQMP) e o teste de Diebold e Mariano (1995). Os principais resultados constataram que há uma relação robusta na qual movimentos da taxa de câmbio antecedem movimentos nos preços das *commodities* para Austrália, Brasil, Canadá, Chile, Colômbia e Nova Zelândia. Para o período compreendido dentro da amostra verificou-se que a taxa de câmbio é uma variável útil para as previsões dentro da amostra, podendo ser usada com esta finalidade. Todavia, os resultados fora da amostra foram inconclusivos apesar do Modelo *Commodity* Câmbio (MCC) apresentar um melhor EQMP, o teste de Diebold e Mariano (1995) não rejeitou a hipótese nula de igual acurácia nas previsões para os demais países excetuando Canadá e Austrália.

Caldarelli e Camara (2013) buscam avaliar a relação entre taxa de câmbio real e os preços da carne de frango no Brasil e mensurar o grau de *pass-through* entre a taxa de câmbio real e os preços da carne de frango. Os principais resultados encontrados pelos autores mostraram evidências de que os preços do frango (vivo, resfriado e congelado) precedem as variações da taxa de câmbio real, hipótese contrária à inicialmente aventada pelo estudo. As estimativas do coeficiente de longo prazo mostraram que para o coeficiente de preço de frango congelado, a cada 1% de variação no preço do frango congelado, a taxa de câmbio (R\$/US\$) varia cerca de (-5,88). Desta forma, há um aumento dos preços das *commodities* decorrente de um aumento da demanda mundial. Isso pode contribuir para uma apreciação da taxa de câmbio real brasileira, evidenciando que o Brasil tem “*commodity currency*”. Em relação ao coeficiente da taxa de câmbio, segundo o estudo, verifica-se que uma apreciação da taxa de câmbio real afeta os preços da carne de frango em (-0,17). Em relação aos testes de exogeneidade fraca, observou-se que as variáveis preço do frango congelado e taxa de câmbio real não podem ser consideradas fracamente exógenas, havendo assim uma causalidade bilateral. Dessa forma os preços do frango congelado influenciam o comportamento da taxa de câmbio real no Brasil, e por outro lado a taxa de câmbio real influencia o preço da carne de frango congelada.

Souza e Veríssimo (2013) analisam o comportamento dos preços e do “quantum” das exportações de “*commodities*”, com o objetivo de compreender o desempenho exportador da economia brasileira nas duas últimas décadas. Dentre os resultados apresentados pelos autores,

podemos destacar que, na análise de cointegração, a taxa de câmbio nominal obteve sinal inverso em relação aos preços das *commodities*, evidenciando que aumentos dos seus preços conduzem a apreciações da taxa de câmbio nominal.

Em resumo, parece haver evidências da existência do fenômeno chamado *commodity currency* no Brasil, como apresentado por vários autores como Fernandez (2003), Hampshire (2008), Freire (2009), Kohlscheen (2010), Veríssimo, Xavier e Vieira (2012), Rosolen, Viriato e Lyrio (2013), Souza e Veríssimo (2013).

1.4 RELAÇÃO ENTRE PREÇOS DAS *COMMODITIES*, TAXAS DE CÂMBIO E INFLAÇÃO

Nesta seção analisaremos a relação entre choque externo (representado pela alteração dos preços das *commodities*), taxa de câmbio e inflação. Para compreender as interações entre estas variáveis, é importante levar em consideração as especificidades das economias, pois o mesmo choque externo pode ter efeitos diferenciados sobre as variáveis macroeconômicas de cada país e, respostas de políticas monetárias diferentes para o mesmo problema.

Para avaliar os efeitos da política monetária nos países é necessário verificar as características das suas economias. Países desenvolvidos geralmente têm mecanismos de transmissão da política monetária diferentes de países em desenvolvimento. Assim, determinados canais podem ter grande importância para os países desenvolvidos e pouca importância para os em desenvolvimento. A pauta de exportação varia muito entre estes tipos de países, os industrializados geralmente tendem a exportar produtos de alto valor agregado enquanto países em desenvolvimento são voltados à exportação de *commodities* agrícolas. Entre os países exportadores de *commodities* agrícolas existem países desenvolvidos como Canadá que tem a maior parte da sua pauta de exportações baseadas em *commodities*. Outro fator relevante é o grau de abertura da economia, quanto maior o seu grau de abertura, maiores serão os efeitos dos choques externos. Vale ressaltar que o regime da taxa de câmbio deve ser flexível de forma a equalizar os desequilíbrios gerados no balanço de pagamentos.

1.4.1 Preços das *commodities* e inflação

O comportamento dos preços das *commodities* pode ser relacionado à financeirização e aos fundamentos [Agroanalysis (2015)]. As questões relacionadas à aquisição de *commodities* como ativos, o movimento especulativo, as “bolhas” nas *commodities* agrícolas, o surgimento

de novas fontes de energia e políticas empregadas pelos países são fatores que alteram os preços das *commodities*. Pelo lado dos fundamentos, o surgimento no mercado mundial de economias emergentes, sendo a China o maior exemplo e a substituição entre os insumos capital e trabalho são fatores que alteram as demandas pelas *commodities* e seus preços. No lado da oferta, novos investimentos, avanços tecnológicos (inovação da produção), alterações nas taxas de juros como arbitragem entre o mercado a vista e futuro e os elevados preços das *commodities* nos anos recentes possibilitam uma alteração da oferta que conjuntamente com a demanda determina os preços das *commodities* em um mercado competitivo.

A partir do entendimento dos fatores que possibilitaram o aumento dos preços das *commodities*, verifica-se a partir de 2014 e início de 2015 uma tendência de reversão deste processo. A recuperação da economia americana possibilita que os ativos tradicionais como ações e títulos entre outros se tornem novamente interessantes, havendo assim uma migração dos capitais das *commodities* para estes ativos. A não manutenção da política monetária expansionista, através de uma redução de liquidez na economia e uma elevação da taxa básica de juros acarreta um impacto sobre os estoques e a demanda por *commodities* (“reversão da financeirização” ou “redução da especulação”). Em relação aos fundamentos, tem-se que apesar da continuação do crescimento das economias emergentes, sobretudo a China e do aumento da demanda por *commodities*, estas economias sofreram uma forte desaceleração do crescimento econômico reduzindo assim a demanda por *commodities*. Por outro lado, a manutenção de preços elevados possibilitou um aumento de oferta que permite eliminar o excesso de demanda. Dentro deste contexto, vislumbra-se um cenário de redução dos preços das *commodities*, onde simplesmente está retornando a sua “normalidade”, ou seja, reversão dos fatores que tornaram os preços das *commodities* descolados dos fundamentos.

Dados os fatores responsáveis pelos movimentos dos preços das *commodities*, o passo seguinte é compreender como as mudanças desses preços afetam os preços domésticos destes países.

Como os preços das *commodities* podem ser indicadores antecedentes da inflação (GARNER 1985, 1989; MARQUIS; CUNNENGHAM, 1990; CODY; MILLS, 1991; AWOKUSE; YANG, 2003; BHAR; HAMORI, 2008; CHEUNG, 2009; HASSAM; SALIM, 2011; CINER, 2011; GOSPODINOV; NG, 2013, entre outros), os seus aumentos podem indicar um aumento da demanda por bens finais e dependendo do grau de abertura da economia pode pressionar a inflação interna, as *commodities* são importantes insumos para a produção, desta forma aumentos persistentes em seus preços são suficientemente persistentes para influenciar as expectativas de inflação. Desta forma, os agentes podem repassar os aumentos de custo dos

insumos de produção, sendo as *commodities* estocáveis pode indicar um elemento *forward-looking* a respeito da situação futura da economia. Por fim, como os preços das *commodities* respondem rapidamente às pressões gerais de inflação, os investidores podem vê-los como um *hedge* contra a inflação (GARNER, 1989; BLOOMBERG E HARRYS, 1995; CHEUNG, 2009)².

A partir da década de 1980, os preços das *commodities* enfraqueceu seu *link* em relação à inflação, isto se deve ao fato das *commodities* sofrerem grandes choques idiossincráticos. Por outro lado, tem-se a política monetária mais ativa no combate à inflação, a redução dos insumos primários na produção de bens finais e o menor uso das *commodities* como *hedge* contra inflação (MARQUIS E CUNNINGHAM, 1990; CODY E MILLS, 1991; BLOOMBERG E HARRYS, 1995; FURLONG; INGENITO, 1996; CHEUNG, 2009).

Tendo em vista o *link* entre preços das *commodities* e inflação, tem-se que as *commodities* exerce efeitos diretos e indiretos sobre a inflação doméstica. Desta forma é importante distinguir entre estes efeitos. Os efeitos diretos referem-se à primeira rodada de aumentos. O efeito direto surge por que o índice geral de preços tem itens como alimentos e energia (*commodities*), desta forma aumentos nos preços das *commodities* afetam diretamente a inflação geral doméstica. Os efeitos indiretos (“efeitos de segunda ordem”), surgem das expectativas de inflação que podem ser observadas nas respostas do núcleo de inflação que exclui alimentos e energia e através dos salários. Efeitos de segunda ordem dos aumentos dos preços das *commodities*, causam mudanças no núcleo de inflação -excluindo os seus efeitos voláteis e temporários - na medida em que afeta variáveis como salários (CECCHETTI; MOESSNER, 2008; CHEUNG, 2009; RHEE; LEE, 2008).

Desta maneira, os efeitos diretos originam principalmente das mudanças nos preços relativos das *commodities* que são transmitidos via a taxa de câmbio. Este mecanismo ainda que obscuro e pouco estudado para a economia brasileira é relevante principalmente a partir da estabilidade de preços adquirida com o Plano Real, com a abertura gradual da economia, a adoção do regime de câmbio flutuante em 1999 e o aumento dos preços das *commodities* a partir de 2002. Assim havendo um *pass-through* dos preços das *commodities* para os preços domésticos. Enquanto os efeitos de segunda ordem podem ser explicados através dos diferenciais de produtividade entre os setores *tradable* e *non tradeable* (efeito Balassa-Samuelson), no qual se dá através da equalização dos salários entre estes setores e da mudança dos termos de troca, no qual sendo o país *currency commodities*, o incremento dos preços das

² Para uma revisão a respeito da relação entre preços das *commodities* e inflação doméstica ver Souza (2014).

commodities leva a uma apreciação da taxa de câmbio real através do aumento dos preços domésticos (DE GREGÓRIO E WOLFF, 1994).

Apesar de a economia brasileira ser uma economia fechada quando comparado o seu grau de abertura a países emergentes como os BRICS, países da América Latina e também em relação à média mundial e até mesmo quando se compara o grau de abertura do Brasil a países desenvolvidos, no qual tem-se que o Brasil é relativamente fechado tendo um grau de abertura aproximadamente igual ao dos Estados Unidos, correspondendo em cerca de 20 a 25%, o canal da taxa de câmbio produz efeitos importantes na economia brasileira. Uma elevação da taxa de juros produz uma apreciação da taxa de câmbio que transmite os efeitos da política monetária de três maneiras, a saber: afeta diretamente o nível de preços através dos bens comercializáveis internacionalmente (como produtos como “*commodities*” que este efeito é relativamente rápido), exerce efeitos indiretos de duas maneiras distintas, sendo que a primeira é através dos bens produzidos internamente que utilizam matérias-primas importadas e segunda forma sobre a taxa de câmbio afetar indiretamente o nível de preços através da demanda agregada. Uma apreciação da taxa de câmbio torna os produtos importados mais baratos, desta forma, desloca a demanda dos bens domésticos por similares importados, diminuindo a demanda agregada e a pressão sobre o nível de preços (BCB, 1999).

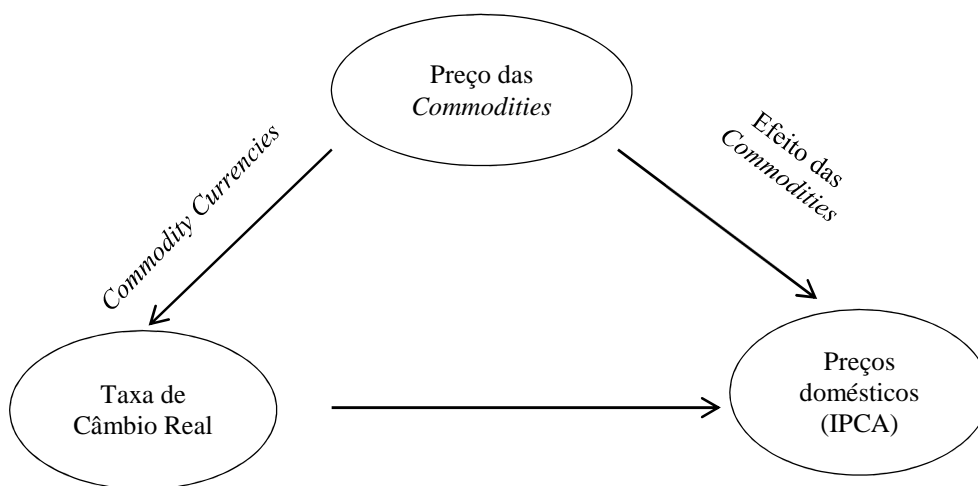


Figura 1: Relação entre Preços das *Commodities*, Taxa de Câmbio Real e Preços Domésticos

No entanto, os choques externos representados por fundamentos macroeconômicos como os preços das *commodities*, podem afetar a taxa de câmbio real de países que tem *commodity currencies*. Desta maneira, o mecanismo de transmissão da política monetária

representada pela taxa de câmbio é impulsionado não por uma decisão de política monetária, mas devido a um choque externo, que neste caso seria a alteração dos preços das *commodities*.

O fenômeno que demonstra alterações nas taxas de câmbio e afeta os preços domésticos é conhecido na literatura como *pass-through*, que pode ser positivo ou negativo. O *pass-through* da taxa de câmbio é definido como o percentual de variação nos preços dos bens importados em moeda local, resultante de 1 por cento de variação da taxa de câmbio (GOLDBERG; KNETTER, 1997). Contudo, ao longo do tempo, o conceito ficou amplo ao demonstrar que as variações da taxa de câmbio não somente levarão ao aumento dos preços de bens transacionáveis, como conduzirão à uma elevação nos preços dos bens não comercializáveis (AMITRANO; GRAUWE; TULLIO, 1997; SOUZA, 2010).

A partir deste conceito mais amplo foi possível definir de forma diferente o conceito de *pass-through* da taxa de câmbio para os preços, segundo o qual seria o percentual de variação nos preços domésticos resultante de uma variação de 1 por cento da taxa de câmbio (GOLDBERG; KNETTER, 1997).

Em relação à forma como o *pass-through* de uma depreciação cambial é transmitida para os preços, Amitrano, Grauwe e Tullio (1997) descrevem as etapas de como isto ocorre: Primeiro existe o efeito direto da depreciação da moeda doméstica da taxa de câmbio que é transmitido para os preços

No que se refere aos estágios de transmissão da depreciação cambial para a inflação doméstica, Amitrano, Grauwe e Tullio (1997) descrevem: Primeiro há o efeito direto da depreciação da taxa de câmbio em relação aos custos dos insumos que as firmas usam. Assim, tendo dois efeitos sobre elas, pois por um lado dependendo do seu *mark-up* dos preços sobre os custos marginais ela aumentará sua margem de lucro por unidade vendida, por outro lado irá reduzir o volume de vendas devido ao aumento de preços. Desta forma, ela pode não aumentar os preços de seus produtos na presença de *menu costs*. Em segundo lugar o tamanho do repasse da depreciação cambial para os preços domésticos depende das características da economia, assim, economia com maior grau de abertura tem os efeitos do *pass-through* da taxa de câmbio para os preços, maiores. Por fim, há uma propagação da elevação dos preços dos produtos para os salários. Com maiores preços dos produtos, há uma depreciação da taxa de câmbio que provoca reajustes salariais e estes dependerão das condições macroeconômicas vigentes. Assim, quando a economia está em recessão, caracterizada pela fraca demanda agregada e elevado desemprego, os reajustes salariais seguintes aos aumentos de preço no mercado interno serão menores, reduzindo o *pass-through* global de uma depreciação da moeda.

Dentro deste contexto, percebe-se que a discussão do *pass-through* da taxa de câmbio para os preços pode ser a nível micro ou macroeconômico. Em nível microeconômico deve-se considerar o *pass-through* de forma desagregada, tendo como foco diferentes graus de repasse cambial nos diversos setores da economia³, sendo consideradas endógenas, as decisões macroeconômicas, ou seja, não são determinadas pelas decisões macroeconômicas. Por outro lado, dentro de uma visão macroeconômica, diferentemente da visão tradicional [Taylor (2000)], o ambiente de regime de inflação baixa ou estável proporciona um menor *pass-through* ao reduzir o poder de mercado da firma. Logo, o menor *pass-through* não seria tomado como exógeno ao ambiente inflacionário, como tratado pela literatura tradicional⁴. Desta maneira, o autor argumenta que uma inflação baixa e estável deveria estar associada a uma menor inflação persistente. Portanto, a baixa inflação e a política monetária conduzem a um baixo *pass-through* pela redução da expectativa de mudanças persistentes nos custos e preços. Outra questão é que o *pass-through* da taxa de câmbio para os preços pode ser completo ou parcial (incompleto).

A literatura do *pass-through*, a nível microeconômico, tem focado nos impactos da estrutura de mercado no comportamento de preços das firmas. Logo, devem-se considerar os fatores como se os mercados fossem segmentados ou integrados⁵, pois a segmentação do mercado possibilita a diferenciação e um maior aumento de poder de mercado. Outro fator é o descrito por Krugman (1986, p.1) que investiga taxa de câmbio, induzindo à uma discriminação de preços e definindo o *price to market* como “*the phenomenon of foreign firms maintaining or even increasing their export prices to the US when the dollar rises may be described as ‘pricing to market’ (PTM)*”. Marston (1996) e Goldberg e Knetter (1997) desenvolve esta discussão inicial feita por Krugman (1996), destacando a questão da resposta dos preços de exportações e mostram que as mudanças nas taxas de câmbio dependem de dois fatores: a convexidade da curva de demanda no mercado exportador e qualquer mudança no custo marginal, que pode resultar em uma mudança no nível de produção. Para Dornbusch (1987), a extensão e o grau dos ajustamentos, dado o custo do insumo trabalho, em suas respectivas moedas, dependem da substituíbilidade, do número relativo de firmas domésticas e estrangeiras e da estrutura de mercado, desta forma podendo haver *pass-through* incompleto. Yang (1997) destaca a relação

³ Para uma análise microeconômica do *pass-through* ver Dornbusch (1987), Feenstra (1987), Marston (1990), Knetter (1989), Menon (1996), Yang (1997), Goldberg e Knetter (1997) e Campa e Goldberg (2002), entre outros.

⁴ Ver Dornbusch (1987), Feenstra (1987), Knetter (1989, 1993), entre outros.

⁵ Mercados integrados é definido “[...] as one in which geography or nationality do not have systematic effects on transaction prices for otherwise identical products” (GOLDBERG; KNETTER, 1997, p. 1245). Enquanto que a segmentação refere-se à falta de integração no mercado, assim, para esses autores, mercado segmentado é a que leem que “[...] the location of the buyers and sellers influences the terms of the transaction in a substantial way” (GOLDBERG; KENETTER, 1997, p. 1245).

positiva entre diferenciação dos produtos, poder de mercado e *pass-through* incompleto. Menon (1996) também destaca a importância da segmentação e integração do mercado, substituição entre os bens na estrutura de mercado. Vale ressaltar que em seu trabalho a importante conclusão que a prática de preços das empresas multinacionais e os efeitos de distorção das barreiras não tarifárias na relação taxas de câmbio e preços não deveriam ser ignorada se quiser resolver o enigma do *pass-through*.

Souza (2010) com base nos trabalhos de Dornbusch (1987), Feenstra (1987), Marston (1990), Knetter (1989, 1993), Menon (1996), Yang (1997), Goldberg e Knetter (1997) e Campa e Goldberg (2002), infere a respeito do *pass-through* em nível microeconômico dependendo dos seguintes fatores: substituíbilidade dos bens nacionais e importados, relação entre as firmas domésticas e estrangeiras, estrutura de mercado, convexidade da curva de demanda, corporações multinacionais e das barreiras não tarifárias.

Uma abordagem alternativa a visão microeconômica do *pass-through* – na qual aborda os fatores microeconômicos, principalmente relacionados a estrutura do mercado no estudo do grau de *pass-through* da taxa de câmbio para os preços - é posta por John Taylor (2000), que defende a relevância dos fatores macroeconômicos e, dentre eles, a importância de um ambiente de inflação baixa. Para Taylor (2000), o ambiente de regime de inflação baixa ou estável proporciona um menor *pass-through* ao reduzir o *pricing power* da firma. Desta forma, o menor *pass-through* não seria tomado como exógeno ao ambiente inflacionário, como tratado pela literatura tradicional⁶. Ele argumenta que uma inflação baixa e estável deveria estar associada a uma menor inflação persistente. Portanto, a baixa inflação e a política monetária conduzem a um baixo *pass-through* pela redução da expectativa de mudanças persistentes nos custos e preços.

A mesma visão é compartilhada por Goldfajn e Werlang (2000), que defendem que, em um ambiente inflacionário o *pass-through* é maior, isto decorre que, em ambientes com mudanças persistentes de preços, é mais fácil para as firmas repassarem as variações cambiais, havendo uma correlação positiva entre *pass-through* da variação cambial e ambiente inflacionário.

Eichengreen (2002) observa que o *pass-through* não deve ser considerado independente do regime monetário, por não representar um parâmetro exógeno ao regime monetário, corrobora, assim, a argumentação feita por Taylor (2000). Se há credibilidade, a baixa inflação é reforçada com compromisso institucional da estabilidade de preços, independência do Banco

⁶ Ver Dornbusch (1987), Feenstra (1987), Knetter (1989, 1993), entre outros.

Central e responsabilidade e clareza nas decisões de política monetária. Então, os agentes revisarão para baixo a probabilidade que atribuem à perspectiva de uma validação do choque temporário pela autoridade monetária e, portanto, demorarão mais a ajustar seus preços devido a alterações na taxa de câmbio. Na presença de uma política monetária menos rígida, é maior a probabilidade destes choques se tornarem permanentes, levando a rápido ajuste dos preços devido a uma mudança na taxa de câmbio, tendo, assim, um *pass-through* maior.

No mesmo enfoque de Eichengreen (2002), Choudhri e Hakura (2001) e Gagnon e Ihrig (2004), mostram a importância que uma implicação política importante desses resultados é que a dependência do *pass-through* da taxa de câmbio ao regime de inflação deve ser levada em conta na concepção das regras de política monetária. Desta maneira, destacam o papel de ações anti-inflacionárias e as credibilidades da autoridade monetária são importantes fatores por trás da redução do *pass-through* da taxa de câmbio para a inflação de preços ao consumidor.

Desta maneira, para Souza (2010) os principais fatores a nível macroeconômicas que determinam *pass-through* é, a saber: 1) o regime monetário; 2) as variáveis: taxa de inflação, grau de abertura, taxa real de câmbio e *gap* do produto afetam o *pass-through*; e 3) a condução das políticas monetárias e fiscais são extremamente relevantes na determinação do *pass-through*.

O Gráfico 1, mostra a relação entre a taxa de câmbio real e o Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) para o Brasil

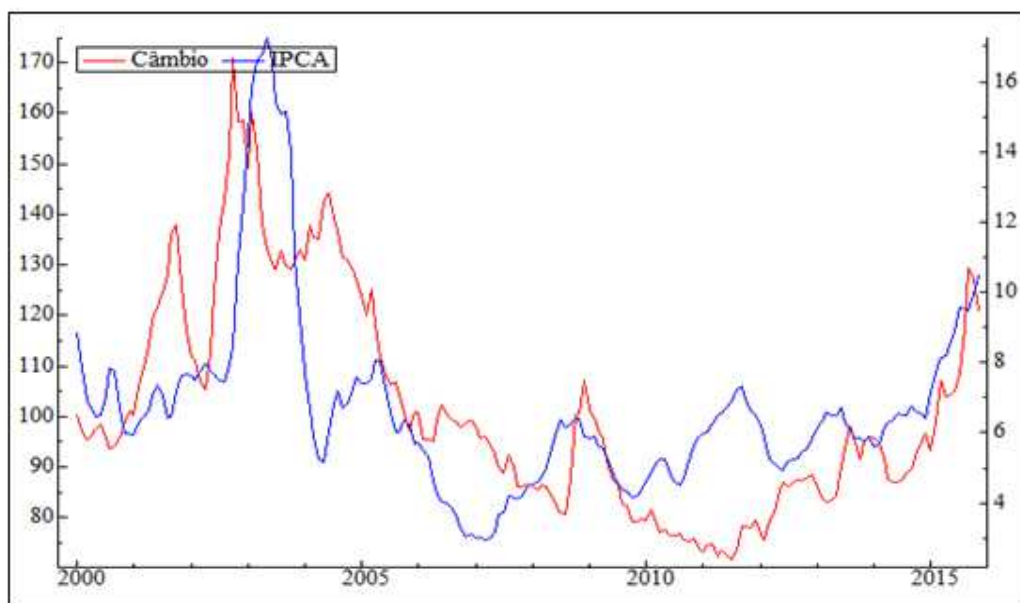


Gráfico 1::Relação entre taxa de Câmbio Real e Inflação (IPCA acumulado em 12 meses).

Fonte: Elaborado com base em dados do BCB (2016).

De forma indireta ou indireta, os choques externos representados pelas alterações dos preços das *commodities*, podem afetar os preços domésticos através das expectativas, custos dos insumos importados na produção, preços futuros das *commodities* e variação de seus estoques e demanda por hedge pelos agentes econômicos. De forma indireta, afeta os preços através da alteração da taxa de câmbio, no qual se mostra que tem uma relação inversa, no qual aumentos dos preços das *commodities* conduzem a uma apreciação da taxa de câmbio real do país cuja moeda constitui uma *commodity currencies*.

Todavia para Bloch, Dockery e Sapsford (2006) e Carney (2008) países que sejam grandes exportadores de *commodities*, no qual sua moeda seja uma *commodity currency*, um aumento dos termos de troca conduzirá uma apreciação da taxa de câmbio real, podendo compensar os efeitos do repasse dos preços das *commodities* sobre a inflação.

Bloch, Dockery e Sapsford (2006) procuram analisar os efeitos para os países exportadores líquidos de *commodities*. Para isto, os autores analisam a relação entre movimentos dos preços das *commodities*, mudanças na taxa de câmbio e determinantes dos preços domésticos. Eles estimaram equações de forma a fornecer indicações sobre a força de cada uma dessas variáveis, tanto para a Austrália e o Canadá. Os resultados mostraram que os preços mundiais de *commodities* movem pró-ciclicamente com a produção industrial mundial e que as taxas de variações nos preços das *commodities* estão diretamente relacionadas com a inflação doméstica nos países. Contudo, existe um impacto de compensação de variações da taxa de câmbio, que é forte o suficiente no caso da Austrália, mas não no Canadá, para eliminar substancialmente o impacto inflacionário de um “boom” dos preços das *commodities*.

Carney (2008) ressalta que para o papel da política monetária de forma a aproveitar o aumento dos preços das *commodities* (*boom*) é criar condições que permitam a todos os canadenses obter os benefícios do aumento sustentado dos preços das *commodities*. Desta forma a política que foi realizada no passado através do aumento dos gastos fiscais e de uma política monetária acomodatória decorrente do aumento dos preços das *commodities* deveria ser substituída por uma política que deveria manter a inflação baixa, estável e previsível. Contudo choques dos preços das *commodities* levantam questões complexas e desta forma é necessário combater de forma firme a inflação buscando melhorar a comunicação e manter as expectativas bem ancoradas e uma dessas formas de fazer, isto é, através do regime de metas de inflação. Desta maneira o regime de metas de inflação da credibilidade de forma a manter o custo do capital baixo e destaca movimentos dos preços relativos, permitindo assim as empresas a tomarem as melhores decisões de investimento (CARNEY, 2008).

Contudo, os choques dos preços das *commodities* levantam questões complexas, um combate implacável a inflação melhora a comunicação, maximiza as expectativas, melhora a probabilidade de que as expectativas permaneçam bem ancoradas. Desta maneira o regime de metas de inflação da credibilidade de forma a manter o custo do capital baixo e destaca movimentos dos preços relativos, permitindo assim as empresas a tomarem as melhores decisões de investimento.

O período de alta volatilidade dos preços das *commodities* levanta várias questões para o Canadá, em primeiro lugar a necessidade das expectativas estarem bem ancoradas para evitar um aumento de preços devido à alta dos preços das *commodities*. Outra questão refere-se a ganhos decorrentes dos termos de troca, no qual ocorre um efeito riqueza, através do aumento da renda proveniente do aumento dos preços das *commodities* incrementando assim a demanda interna e por fim, destaca o papel da taxa de câmbio flexível. Finalmente, Carney (2008) ressalta a importância de uma taxa de câmbio flexível para compensar (amortecer), o repasse dos preços das *commodities* através de uma apreciação da taxa de câmbio.

Contrariando os resultados de Bloch, Dockery e Sapsford (2006), Carney (2008), Cheung (2009) ao estudar as diferenças entre países importadores e exportadores de *commodities*, mostra evidências que as respostas taxa de câmbio real dos exportadores de *commodities* não são suficientes para compensar completamente os sinais inflacionários nos aumentos dos preços das *commodities* (CHEUNG, 2009).

No Box do Relatório Trimestral de inflação de março de 2015, “Influência dos Preços das Commodities sobre o Repasse Cambial”, o BCB (2015) aborda “a taxa de câmbio e os preços internacionais das *commodities* vêm registrando movimentos inversos, sugerindo relativa compensação entre o impacto das respectivas trajetórias sobre a inflação”.

O BCB (2015) examina a influência dos preços das *commodities* sobre o repasse cambial no Brasil. A correlação entre as cotações internacionais das *commodities* e das moedas de países exportadores desses produtos pode ser explicada por diversos canais, a saber: influência dos preços das *commodities* sobre os termos de troca desses países, afetando o fluxo cambial; efeitos dos termos de troca sobre essas economias tendem a alterar a atratividade dos respectivos ativos junto a investidores internacionais, impactando a moeda nacional via mudança no fluxo de capitais; poder de mercado na oferta mundial de determinada *commodity* pode implicar impacto da taxa de câmbio do país exportador sobre o preço desses produtos; alterações no valor do dólar ou nos fundamentos nos mercados financeiros internacionais podem afetar, em direções opostas, os preços das *commodities* e as taxas de câmbio de países exportadores de *commodities*, reforçando a correlação negativa entre essas variáveis.

Para a aferição do repasse cambial para a inflação ao consumidor no Brasil foi realizada com o uso de Vetores Auto regressivos (VAR), estimando-se a resposta do Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) a choques na taxa de câmbio em dois períodos distintos, de agosto de 1999 a junho de 2007 e de julho de 2007 a fevereiro de 2015. Os resultados do exercício apresentado corroboram a hipótese de redução do repasse cambial para preços ao consumidor na economia brasileira desde 2007 e sugerem que os preços das *commodities* exerceram influência relevante nessa redução. Desta forma espera-se que esta relação inversa entre taxa de câmbio e preços de commodities possa exercer um efeito compensatório sobre a inflação. Assim, na presença de depreciação da taxa de câmbio e queda dos preços internacionais das *commodities*, tem-se uma perspectiva que os efeitos inflacionários decorrentes da mudança de patamar da taxa de câmbio sejam compensados pela queda dos preços das *commodities* e vice versa. No Box do Relatório de inflação trimestral de Março de 2015 “Repasse Cambial para os Preços” explica que o menor repasse cambial do período recente decorrente de fatores como retração da atividade econômica deve contribuir para a redução da trajetória da inflação de preços livres no restante deste ano, mais que compensando o impacto dos choques cambiais pela evolução dos preços das *commodities*; pela depreciação menos acentuada da taxa de câmbio real efetiva; e pela posição mais restritiva da política monetária. O Gráfico 2, mostra evidências de um menor repasse cambial decorrente de uma apreciação da taxa de câmbio efetiva real e também sua relação com os preços das *commodities*.

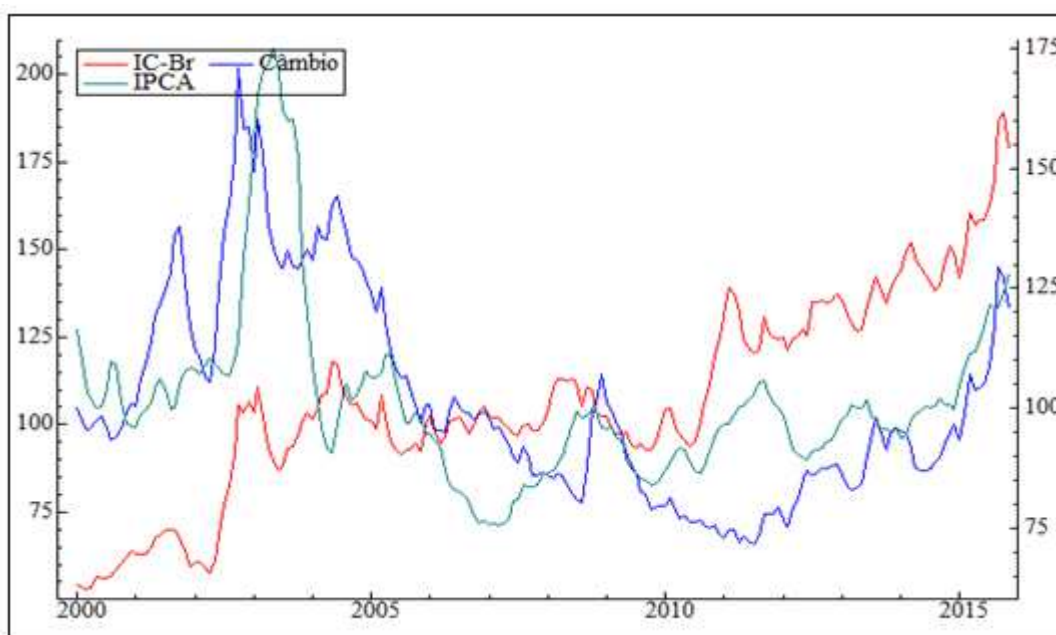


Gráfico 2: Relação entre IC-Br, Taxa de Câmbio Efetiva Real e IPCA.

Fonte: Elaborado com base em dados do BCB (2016).

1.5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

O presente trabalho buscou através de uma revisão teórica e empírica das teorias de determinação da taxa de câmbio real, como a teoria da PPP, do modelo Balassa e Samuelson (1964), do modelo de De Gregorio e Wolf (1994) e da literatura a respeito das “*commodities currencies*” verificar a relação entre preços das *commodities*, taxa de câmbio real e inflação doméstica no Brasil.

Trabalhos como de Meese e Rogoff (1983) mostram evidências que os fundamentos econômicos falham em prever a taxa de câmbio e que ela melhor seria descrito por um *random walk*. Engle e West (2005) mostraram que os fundamentos econômicos são falhos para prever a taxa de câmbio, contudo verificou que a taxa de câmbio teria algum poder de prever os fundamentos econômicos como oferta monetária, produto, inflação e taxas de juros, mais fornecem pouca informação sobre a taxa de câmbio flutuante. Todavia, ainda encontraram que fatores não observáveis dos fundamentos econômicos poderiam ter algum poder de prever a taxa de câmbio.

Modelos de determinação da taxa de câmbio como PPP, o modelo de Balassa-Samuelson e o de De Gregorio e Wolf (1994) têm problemas na determinação da taxa de câmbio real, sendo que no caso da PPP a literatura ainda não conseguiu resolver o *puzzle* da PPP. Todavia, os preços das *commodities* mostraram ser um choque real volátil e persistente podendo ser um bom candidato a resolver o *puzzle* da PPP ou ao menos amenizá-los. Trabalhos de Chen e Rogoff (2003) e Cashin, Céspedes e Sahay (2004), mostraram evidências que uso dos preços das *commodities* como choques reais amenizam mais não eliminam o *puzzle* da PPP.

Outra conclusão do trabalho é que os choques das *commodities* afetam os preços domésticos de forma direta e indireta. De forma direta através das mudanças dos preços relativos através da taxa de câmbio, afetando diretamente o índice de inflação geral, à medida que este contém itens como alimentos e energia (*commodities*). Em relação aos efeitos de segunda rodada, tem-se que o aumento dos preços das *commodities* provocam expectativas de inflação, aumentando salários e o núcleo de inflação. Desta forma os efeitos indiretos estão relacionados principalmente a equalização dos salários entre os setores *tradable* e *non tradable* e mudanças nos termos de troca no qual conduz a um aumento dos preços domésticos e a uma apreciação da taxa de câmbio real para países *commodity currencies*. Os canais pelos quais os preços das *commodities* afetam os preços domésticos são através da expectativa de inflação, custo dos insumos, variações de estoques futuros e pela demanda de *Hedge*. Esta relação se mostra quando países tem “*commodity currencies*”, ou seja, movimentos nos preços reais das

commodities pode explicar flutuações em suas taxas de câmbio reais, na medida em que seus termos de troca sofrem alterações.

Para o Brasil, diversos trabalhos como Cashin, Céspedes e Sahay (2004), Fernandez (2003), Hampshire (2008), Freire (2009), Kohlscheen (2010), Veríssimo, Xavier e Vieira (2012), Rosolen, Viriato e Lyrio (2013), entre outros, alguma evidência em maior ou menor grau de que o Brasil tem uma *commodity currency*. A partir da hipótese que o Brasil tem uma “*commodity currencies*”, tem-se que a taxa de câmbio real do Brasil foi influenciada pelas alterações dos preços das *commodities*. Isto é bastante visível principalmente a partir de 2005, quando a taxa de câmbio real do Brasil mostrou uma relação inversa em relação ao índice de *commodities* Brasil (IC-Br), evidenciando que aumentos nos preços das *commodities* a partir de 2002 provocou uma forte apreciação da taxa de câmbio real do Brasil.

Assim, dada a relação inversa entre taxa de câmbio real e preços das *commodities*, pode ser uma das possíveis causas da redução do *pass-through* da taxa de câmbio para os preços domésticos (IPCA), como pode observar principalmente com a crise de 2008 e no fim de 2014, é que uma forte depreciação da taxa de câmbio do Brasil veio acompanhada por uma forte queda dos preços das *commodities*, assim os preços das *commodities* amenizaram o *pass-through* da taxa de câmbio para os preços.

Dada esta relação, a utilização de fatores não observáveis dos fundamentos (preços das *commodities*), a inclusão da taxa de câmbio real e dos preços das *commodities* na função de reação do BCB se faz necessária como forma de captar o efeito desta relação.

ENSAIO 2 - ANÁLISE DA DINÂMICA ENTRE PREÇOS DAS *COMMODITIES* E INFLAÇÃO NO BRASIL UTILIZANDO FATORES COMUNS E PREVISÕES FORA DA AMOSTRA PARA O PERÍODO DE 2003:02 A 2014:02

Resumo: O presente artigo analisou relação entre os preços das *commodities* e inflação no Brasil. O objetivo é verificar se a inclusão dos fatores contidos nos índices de *commodities* melhora o desempenho preditivo de um modelo para inflação que contenha somente variáveis macroeconômicas para o Brasil no período de 2003 a 2014. Para isto a metodologia empregada foi o uso de fatores comuns e previsões dentro e fora da amostra. Para medidas de comparação entre os modelos utilizaram-se a Raiz Quadrada do Erro Quadrado Médio (RMSE) e o Erro Percentual Absoluto Médio (MAPE). Também utilizou-se a estatística U-Theil. Os resultados mostraram evidências que o uso do índice de *commodities* e dos seus fatores comuns melhoram o poder de previsão para um modelo de inflação.

Palavras - chave: Preços de *commodities*; Inflação, Fatores comuns; Previsões.

Abstract: This paper analyzed the relationship between commodity prices and inflation in Brazil. The aim is to verify whether the inclusion of factors contained in commodity indexes improves the predictive performance of a model for inflation that contains only macroeconomic variables for Brazil from 2003 to 2014. For this the methodology employed was the use of common factors and predictions in and out of the sample. For comparison measurements between the models used to Mean Square Error Square Root (RMSE) and Mean Absolute Percentage Error (MAPE). We also used the statistical U-Theil. The results showed evidence that the use of the commodity index and their common factors improve the predictive power for inflation model.

Keywords: Commodity prices; Inflation, Common factors; Forecasts.

Classificação JEL: E31, E37, F41 e F47.

2.1 INTRODUÇÃO

Na literatura existe uma gama de trabalhos que tratam da relação entre preços de *commodities* e inflação. Os trabalhos pioneiros têm origem na década de 1970, quando discutiam se os preços das *commodities* eram bons indicadores antecedentes da inflação. Entre os trabalhos pioneiros vale ressaltar os trabalhos de Garner (1985, 1989), Marquis e Cunnengham (1990), Cody e Mills (1991), entre outros, corroboram a relação causal dos preços das *commodities* para a inflação.

Esta relação dos preços das *commodities* e inflação se mostrou muito forte na década de 1970, todavia a partir de meados da década de 1980 esta relação se enfraqueceu, e os preços das *commodities* que eram considerados bons indicadores antecedentes da inflação, mostraram-se indicadores pobres para prever a inflação no início da década de 1980. Isto ocorreu devido aos canais nos quais os preços das *commodities* sinalizam a inflação não estavam mais operando de forma adequada, assim como eles fizeram no passado: bens tornaram-se menos importantes como insumo para a produção, alguns dos sinais de inflação de preços de *commodities* podem ser esterilizados por compensação política monetária, e produtos tornaram-se menos popular como uma proteção contra a inflação (BLOOMBERG; HARRYYS, 1995).

Outra questão refere-se que qualquer *commodity*, está sujeita a choques idiossincráticos, como choques de oferta que elevam os preços das *commodities* podendo conduzir a um aumento de preços gerais da economia. Todavia o efeito observado vai depender da relativa importância da mercadoria que está sofrendo o choque e da flexibilidade dos outros preços, assim os preços das *commodities* afetadas seriam maiores do que o efeito sobre os preços globais, o que significa que a relação entre o nível de preços das *commodities* que sofreram o choque e o nível geral de preços globais seria distorcida, de forma que haveria mudança de relação entre eles (FURLONG; INGENITO, 1996).

A discussão entre os preços das *commodities* e inflação ganhou uma nova abordagem na década de 1980, no que se refere ao uso dos preços das *commodities* na formulação ou condução da política monetária. Contudo com a perda da importância dos preços das *commodities* para prever a inflação na década de 1980, esta discussão perdeu importância. Os trabalhos recentes a respeito dos preços das *commodities* como Awokuse e Yang (2003), Bhar e Hamori (2008), Cheung (2009), Hassam e Salim (2011), Ciner (2011), Gospodinov e Ng (2013), entre outros, mostraram evidências que os preços das *commodities* são bons indicadores antecedentes da inflação, da produção industrial e taxa de juros, desta forma os preços das

commodities podem ser usados no mínimo como uma variável informacional para a condução da política monetária.

O principal argumento na literatura a favor da utilização de preços de *commodities* decorre do fato de que as *commodities* são negociadas em mercados de leilões contínuos. Conseqüentemente, proponentes argumentam que os preços das *commodities* fornecem informações instantâneas sobre o estado da economia. O aumento dos preços das *commodities*, por exemplo, sinaliza que a economia real está crescendo muito rapidamente e, portanto, a inflação poderá acelerar. Uma resposta automática ao aumento dos preços das *commodities* levaria a uma política monetária mais restritiva e prevenção da aceleração da inflação (CODY; MILLS, 1991).

A crítica a este argumento é que os preços das *commodities* não podem ser usados efetivamente na formulação da política monetária porque estão sujeitos a grandes choques específicos de mercado que não têm implicações macroeconômicas (MARQUIS E CUNNINGHAM, 1990; CODY E MILLS, 1991). Dentro de uma visão monetarista tradicional Bessler (1984), Pindyck e Rotemberg (1990); Hua (1998) argumentaram que os movimentos de preços de *commodities* são pelo menos em parte, o resultado de fatores macroeconômicos e que a causalidade deveria ser pensada a partir de variáveis macroeconômicas para os preços das *commodities*⁷.

Frankel (2006) analisa a influência da política monetária nos preços das *commodities*. O seu argumento central é que alto preço real das *commodities* pode ser um sinal de política monetária fraca. Assim, questiona os argumentos que os preços das *commodities* seriam bons indicadores antecedentes da inflação, na medida em que as taxas reais de juros juntos com outros fatores determinam os preços reais das *commodities*. Contrapondo à maioria dos estudos na literatura, em que os preços das *commodities* afetam as variáveis de política monetária, o autor mostra que as decisões de política monetária podem afetar os preços das *commodities*. O argumento é que as altas taxas de juros reduzem a demanda por *commodities* armazenáveis, ou aumentam a oferta, através de uma variedade de canais, assim conduzindo a uma redução dos preços das *commodities*.

Gospodinov e Ng (2013) desenvolvem um sistema para analisar os preços das *commodities* e inflação nos Estados Unidos e nos países do G-7 (Canadá, Japão, Alemanha, França, Itália e Reino Unido). A premissa básica é que rendimentos de conveniência (o

⁷Barsky e Kilian (2001), entretanto, contestam essa visão e argumentam que o aumento dos preços das *commodities* durante a década de 1970 foi resultado da política monetária.

benefício de usar a mercadoria armazenada sempre que desejado, no caso ter as *commodities* em “mãos” quando precisar), contêm informações sobre os preços das *commodities* e os preços das *commodities* antecipam a inflação. Os autores desenvolvem um modelo que estabelece uma relação entre os preços das *commodities* e os rendimentos de conveniência do qual a relação entre inflação e rendimentos de conveniência é obtida. Os principais resultados é que os componentes principais dos rendimentos de conveniência individuais incorporaram informações úteis para a previsão da inflação e dos preços das *commodities*. O fato de que os componentes principais dos rendimentos de conveniência explicam tanto a inflação como o índice de preços de *commodities* do FMI, mas que este último só tem fraco poder preditivo para a inflação é o que reforça o ponto de que os preços das *commodities* têm várias fontes de variação e não são todas que tem consequências inflacionárias.

Os componentes principais y_1, y_2, \dots, y_n são definidos enquanto combinações lineares não correlacionadas das variáveis observadas originais x_1, x_2, \dots, x_p , explicando proporções máximas decrescentes da variação dos dados originais. Ou seja, y_1 explica o montante máximo de variância entre todas as possíveis combinações lineares de x_1, \dots, x_p ; y_2 explica o máximo de variância residual, sob a condição de não ser correlacionado a y_1 , e assim sucessivamente (REIS, 1997, p.48).

Esta técnica surgiu com o trabalho pioneiro de Person em 1901 e posteriormente desenvolvida por Hotelling (1930), o principal objetivo da análise de componentes principais é “redução do número de variáveis não se faz por uma simples seleção de algumas variáveis, mas pela construção de novas variáveis sintéticas, obtidas pela combinação linear das variáveis iniciais, por meio dos fatores” (BOUROCHE, 1982 apud VICINI, 2005, p.27).

A análise de componentes principais (ACP) busca uma redução dos dados através de combinações lineares, buscando reproduzir o máximo a variância original dos dados, gerando um novo conjunto de dados que são não correlacionados entre si, ou seja, são ortogonais (REIS, 1997; REGAZZI, 2001; VICINI, 2005).

A análise fatorial (AF) busca “investigar se as covariâncias ou correlações de um conjunto de variáveis observadas podem ser explicadas em termos de um número menor de construtos não observados denominados variáveis latentes ou fatores comuns” (REIS, 1997, p.29). Desta maneira trabalha com a estrutura da variância ou correlação das variáveis de forma a verificar se existe um conjunto de variáveis latentes que explica a inter-relações entre as variáveis embora não explique toda a sua variância.

Apesar dos dois métodos serem empregados em técnicas de análise multivariada eles são diferentes entre si.

A ACP é apenas uma técnica de redução de dados que busca combinações lineares de variáveis observadas, objetivando reproduzir o máximo da variância original dos dados. Inexiste modelo explicativo subjacente nesse método. Por outro lado, a análise de fator postula que os valores observados são funções lineares de um número menor de variáveis latentes (fatores) que são, supostamente, a causa comum que explica a variabilidade das variáveis observadas (REIS, 1997, p. 47).

A problemática trazida pela literatura refere-se ao potencial poder preditivo dos preços das *commodities* para prever a inflação. Objetivo do presente artigo é verificar se a inclusão dos fatores contidos nos índices de *commodities* melhora o desempenho preditivo de um modelo para inflação que contenha somente variáveis macroeconômicas para o Brasil no período de janeiro de 2003 a fevereiro de 2014.

O modelo de fatores tem como vantagem em relação aos modelos tradicionais o fato de reduzir uma grande quantidade de séries a um pequeno número de fatores. Desta forma facilita trabalhar com enormes quantidades de dados. Por outro lado, a análise fatorial possibilita investigar a variância e a correlação de um conjunto de dados observados através de um número de variáveis latentes (construto não observados) que explicam a causa comum da variabilidade dos dados. Assim, o uso de fatores comuns possibilita captar componentes não observados comuns ao conjunto de dados que não seria captado por modelos tradicionais.

Na literatura existem vários trabalhos que utilizam fatores para previsão de variáveis macroeconômicas. Vale ressaltar os trabalhos de Stock e Watson (1998, 2002a, 2002b) que consideram a previsão de uma série usando um grande número de séries preditoras. Para previsões macroeconômicas, o número de séries candidata a preditores (N) pode ser muito grande, frequentemente maior do que o número de observações das séries no tempo (T) disponível para ajustamento do modelo. Este problema de alta-dimensionalidade é simplificado através da modelação da covariabilidade da série em termos de um número relativamente pequeno de fatores latentes não observados. Banerjee, Marcellino e Masten (2008) utilizam métodos baseados em índices de difusão em amostras curtas com mudança estrutural para prever variáveis macroeconômicas na área do euro e Eslovênia.

Para o Brasil, entre os trabalhos realizados tem-se Ferreira (2005) que busca prever o PIB trimestral do Brasil através de um modelo de índice de difusão; Ferreira, Oliveira Júnior e Castelar (2012) usam o modelo de índice de difusão para prever a taxa de crescimento do PIB agrícola brasileiro; Almeida, Alves e Lima (2012) estimam os impactos dos choques exógenos

na política monetária e no câmbio sobre variáveis econômicas brasileiras, utilizando- um modelo *Factor-Augmented Vector Autoregression* (FAVAR), Maeda Junior (2012) usa uma abordagem combinada entre o modelo de fator de correção de erros e fatores extraídos de grandes conjuntos de dados para verificar se melhora a previsão da taxa de juros no Brasil, em relação a modelos como VAR, VEC e FAVAR, Felício e Rossi Júnior (2014) utiliza um modelo de fator para explicar a dinâmica da taxa de câmbio Real/Dólar Norte- Americano.

Para alcançar o objetivo proposto, o presente artigo está dividido em três seções, além desta introdução e das considerações finais. Na segunda seção é feita uma descrição do modelo e dos dados que serão utilizados. Na terceira seção, são extraídos os fatores comuns e feita uma análise da relação dos fatores com as variáveis originais. Na quarta seção são realizados os exercícios econométricos de previsão dentro e fora da amostra. Por fim, a quinta e última seção são feitas as considerações finais.

2.2 MODELO PARA PREVISÃO DA INFLAÇÃO COM BASE NO ÍNDICE DE *COMMODITIES*

Dado o forte aumento dos preços das *commodities* cujo auge foi entre 2003 a 2008 e, o fato de que a participação relativa dos produtos não industriais na pauta de exportações brasileiras praticamente dobrou – de acordo com o Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio (2013) passou de 19%, em 2002, para 40% em 2012, é de fundamental importância analisar quais os efeitos dos preços das *commodities* sobre a inflação no Brasil.

Países em que os preços das *commodities* têm um peso considerável nas exportações, mudanças dos preços das *commodities* alteram seus termos de troca, podem levar a um aumento na receita de exportação, pois, por um lado tem uma melhora nos seus termos de troca e por outro, pode haver uma apreciação da taxa de câmbio conduzindo a uma redução da quantidade de exportação. Caso o efeito líquido seja positivo, haverá um aumento da renda nacional, com efeito positivo sobre a demanda agregada e conseqüentemente sobre a produção, o emprego e o nível de preços.

A relação entre os preços das *commodities* e o aumento da inflação de preços ao consumidor surge através de vários canais. Em primeiro lugar, as extensões que os preços das *commodities* aumentam refletem a aceleração da demanda por bens finais globais, eles podem alimentar pressões inflacionárias domésticas (internas), dependendo do grau de abertura da economia. Isto ocorre por que a demanda por bens finais aumenta a demanda por matérias

primas e insumos. Em segundo lugar, as *commodities* são importantes insumos para a produção e, portanto, se os aumentos de preços de *commodities* são suficientemente persistentes para influenciar as expectativas de inflação, os agentes podem repassar o aumento dos custos dos insumos na forma de uma inflação mais elevada de bens finais. Como os preços das *commodities* são determinados nos mercados de leilões contínuos, eles respondem instantaneamente às expectativas sobre a oferta e a demanda, enquanto os preços ao consumidor ajustam de forma mais lenta. Isto permite preços das *commodities* darem uma advertência antecipada de pressões inflacionárias, mesmo quando a demanda se origina na fase bens finais. Em terceiro lugar, como as *commodities* são armazenáveis, a demanda de estoque é influenciada pelos preços futuros esperados, e os preços das *commodities*, portanto contém um elemento *forward-looking*. Por último, uma vez que os preços das *commodities* respondem rapidamente às pressões gerais de inflação, os investidores podem ver eles como um *hedge* contra a inflação (GARNER, 1989; BLOOMBERG E HARRYS, 1995; CHEUNG, 2009).

Os modelos de tomada de decisões de política monetária pelo Banco Central do Brasil (BACEN) têm como estrutura básica é constituída por uma curva de Phillips para a inflação de preços livres, a qual representa o lado da oferta da economia; uma curva IS descrevendo a dinâmica do hiato do produto e representando a demanda agregada e uma equação que descreve a inclinação da estrutura a termo da taxa de juros (BACEN, 2011).

Dada a literatura a respeito de preços das *commodities* e inflação e a estrutura dos modelos do BACEN, é possível definir o seguinte modelo base para a previsão da inflação com base nos índices de preços das *commodities*.

$$\pi_t = \alpha + \beta_1 \pi_{t-p} + \phi_2 \pi_{t+h}^e + \gamma_3 y_{t-p} + \psi_4 PC_{t-p} + \delta_5 EP + \mu_t \quad (2.1)$$

Onde $p = 1, \dots, h$. Sendo que h é o número de defasagens.

O modelo é composto pela inflação presente (π_t), inflação passada (π_{t-p}), choques de oferta e demanda. Como choque de demanda tem-se taxa de variação do hiato do produto (y_{t-p}), os choques de oferta são dados pelos índices de preços das *commodities* (PC_{t-p}) e a taxa de câmbio efetiva real (EP), sendo que são consideradas diferentes especificações para os preços das *commodities* (PC). Assim serão estimados dois modelos bases, sendo que o primeiro será usado o índice de *commodities* geral do FMI e o segundo serão usados fatores comuns dos

índices *de commodities* do FMI e desta forma serão feita uma comparação em termos de poder preditivo dos modelos para avaliar a importância da utilização dos fatores⁸.

2.2.1 Dados

Esta seção discute os dados usados na parte empírica. O período a ser analisado corresponde de janeiro de 2003 a fevereiro de 2014. Os dados são mensais, abrangendo um total de 134 observações e 14 séries, sendo que 10 séries se referem a preços de *commodities*, separados por subgrupos⁹ e as outras variáveis são de controle.

O componente inercial e expectacional do modelo que são representadas pelas séries do índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) Expectativa de Inflação obtidas pelo Relatório *Focus* (EXIPCA), são obtidas respectivamente ao Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) e ao Banco Central do Brasil (BCB). Os choques de demanda são representados pelo hiato do Índice de Atividade Econômica do Banco Central (IBC-Br) com ajuste sazonal e sua tendência. A tendência é obtida com o uso do filtro Hodrick-Prescott (HP). O parâmetro de alisamento para o filtro HP é ajustado para seu valor padrão 14.400 para os dados mensais. Assim, o hiato do IBC-Br é obtido a partir do desvio do IBC-br com ajuste sazonal menos a sua tendência.

O choque de oferta é usado o índice de preços de *commodities* fornecido pelo Fundo Monetário Internacional (FMI), estes índices são divididos em subgrupos. Desta forma tem-se índice de *commodities* total, não energia (inclui todas as *commodities*, exceto as de energia), alimentos e bebidas, alimentos (inclui índice de preços de cereais, óleos vegetais, carne, frutos do mar, açúcar, bananas e laranjas), bebidas (inclui café, chá e cacau), insumos industriais (inclui índice de preços de matérias primas agrícolas e índice de preços de metais), matérias primas agrícolas (inclui índice de preços da madeira, algodão, lã, borracha e couro cru), Metais (inclui índice de preços de cobre, alumínio, minério de ferro, estanho, níquel, zinco, chumbo e urânio) e preços de energia (inclui índice de preços de petróleo, gás natural e carvão). Além do

⁸ Segundo Vernengo (2006) duas distinções analíticas são úteis para compreender as diferentes explicações sobre o processo inflacionário de todos os tipos. Em primeiro lugar, e mais importante, as teorias podem ser vistas como teoria de inflação impulsionada pelos custos ou puxada pela demanda. As antigas teorias enfatizam o papel de salários e incremento da produção, ou seja, as forças de oferta na geração de inflação, enquanto o segundo implica que as forças de escassez e demanda são as principais causas da inflação.

⁹ Os dados sobre a taxa de câmbio, taxa de juros, variação da inflação e índices de preços das *commodities* pode ser obtidos para *downloading* em <http://www.ipeadata.gov.br/>, <https://www3.bcb.gov.br/sgspub/localizarseries/localizarSeries.do?method=prepararTelaLocalizarSeries> e <http://www.imf.org/external/np/res/commod/index.aspx>.

índice de preços das *commodities*, a taxa de câmbio efetiva real deflacionada pelo IPCA é usada como um indicador de choque de oferta.

Para estimativas dos modelos também se utilizou variáveis *dummy* para controlar quebras estruturais nas séries. Através de análise gráfica verificou-se possível quebra estrutural no índice de *commodities* em 2006 e 2008. Por outro lado, tem-se uma mudança de tendência da inflação em 2003, assim utilizou-se uma variável *dummy* para inflação neste ano. As descrições das séries, transformações e fontes, encontram-se no Apêndice A.1.

O período a ser analisado foi escolhido devido a sua relevância, pois do período de 2003 até 2008, houve um dos maiores aumentos dos preços das *commodities* no mercado mundial e posteriormente a partir de meados de 2008, houve uma drástica queda de corrente da crise americana *subprime*. A partir de 2009, novamente houve uma recuperação dos preços das *commodities*, todavia não no mesmo patamar, no qual seguiu se novamente um processo de recuperação até 2011. A partir de 2011, os preços das *commodities* novamente seguiu numa tendência de queda, devido a uma redução de demanda mundial pelos países emergentes, aumento da oferta de energia decorrente dos preços mais elevados do petróleo e de novas fontes de energia e por fim pelo processo de reversão da financeirização das *commodities*.

No Apêndice A.3, encontram-se os gráficos que mostram a evolução dos preços das *commodities*, como pode se verificar, elas obtiveram um forte crescimento entre o período de 2003 a 2008, este crescimento pode ter sido principalmente pelo forte crescimento da demanda mundial por *commodities*, tendo a China como um dos principais compradores e consumidores de *commodities* mundiais, principalmente grãos e metais. Todavia, a partir de meados de 2008, com a crise do *subprime* que se iniciou nos Estados Unidos da América (EUA) e se espalhou por todo o mundo, houve uma crise de grandes proporções que ocasionou uma redução da demanda das *commodities* e conseqüentemente dos preços, o que compensou em parte a depreciação da taxa de câmbio no período. No início de 2009, os preços das *commodities* ameaçaram uma recuperação dos preços, contudo, esta recuperação não foi rápida e durou até início de 2011, quando novamente a crise se instalou decorrente principalmente da deteriorização fiscal dos países europeus.

Como pode se observar o período de maior aumento do índice de preços das *commodities* pode verificar que a inflação (IPCA), teve um significativo aumento. As variáveis macroeconômicas tiveram um comportamento parecido no que se refere ao comportamento dos preços das *commodities*, o hiato do produto mostrou uma tendência crescente, acompanhando o bom desempenho dos preços das *commodities*, acompanhado pela redução da taxa de

desemprego. Neste período também verifica uma forte apreciação da taxa de câmbio, em parte decorrente do aumento dos preços das *commodities* no mercado internacional no qual evidenciou ganhos nos termos de troca e em parte pela elevada taxa de juros reais do período, no qual continuou incentivando a entrada de capital especulativo.

2.3 EXTRAÇÃO DOS FATORES COMUNS

O passo inicial da análise é determinar o método de extração dos fatores. O corpo da literatura referente ao modelo de fatores é extenso, os primeiros modelos de fatores referem-se aos trabalhos Geweke (1977), Sims e Sargent (1977 apud STOCK e WATSON, 1998) que analisaram este modelo usando domínio de frequência para um pequeno número de variáveis. Entre os trabalhos mais recentes, destacam-se os trabalhos de Stock e Watson (1998, 2002), Forni *et al.* (2000, 2005), Bai e Ng (2008), entre outros trabalhos.

Uma abordagem alternativa é a modelo de espaço estado, que também pode ser usado para extrair movimentos comuns entre um conjunto de séries temporais agregadas. Cayen (2010) analisa os movimentos da taxa de câmbio através de um painel de taxa de câmbio, usando a metodologia de modelo de fator dinâmico ortogonal e também usando modelo de espaço estado.

Definida a metodologia de extração dos fatores é necessário determinar o número de fatores. Na literatura vale ressaltar três metodologias para determinar o número de fatores, a metodologia proposta por Stock e Watson (1998), Bai e Ng (2002) e o critério Kaiser-Guttman, que diz que só os fatores com autovalor maior do que 1 deve ser mantido.

O primeiro considera que o número de k maiores fatores, de forma que $k \ll r$, onde k são os fatores estimados e r os fatores verdadeiros. Desta forma são utilizados os k maiores fatores, tendo como base os erros médios quadrados (SME), usando um critério de informação. Por outro lado, Bai e Ng (2002), desenvolvem o método de determinação de fatores através do uso de um critério segundo o qual a uma penalização à medida que acrescenta fatores desnecessários, desta forma a uma penalidade pelo super ajustamento do modelo.

Por fim, o último critério, considera o número de fatores retidos deve ser grande o suficiente para dar conta da maior parte da variação comum na amostra, mas pequena o suficiente para descartar fatores que basicamente representam movimentos idiossincráticos nos dados. Um critério comum para a série de fatores a ser considerado é o critério Kaiser-Guttman, que diz que só os fatores com autovalor maior do que 1 deve ser mantido (CAYEN, 2010).

Para a Cayen et al. (2010) a estratégia empírica é a chave para identificar os movimentos comuns das estruturas de covariância ou correlação dos dados. Existem essencialmente dois caminhos para estimar estas estruturas de covariância ou correlação comum ao conjunto de dados. O primeiro seria o método de análise fatorial puramente estatística e a outra é baseada no modelo estado espaço. Assim ele aponta as vantagens e desvantagens de cada metodologia e verifica que ambas produzem o mesmo resultado.

Como ambas metodologias produzem o mesmo resultado, no presente trabalho será usado o método de extração de fatores ortogonais¹⁰, este método foi escolhido por possibilitar comparações com outros trabalhos na literatura como o de Felício e Rossi Júnior e simplicidade do método baseado no cálculo de fatores comuns através de componentes principais. O critério do número de fatores será baseado no critério de Kaiser-Guttman. A Tabela 1 mostra a variância acumulada explicada por n fatores.

Tabela 1: Autovalores e percentual da variância explicada de cada componente

Número de componentes	Autovalores			
	Autovalores	% da variância explicada	Autovalores Acumulados	% da variância acumulada
1	5.650308	62.78120	5.650308	62.78120
2	1.213315	13.48128	6.863623	76.26247
3	0.944647	10.49608	7.808270	86.75856
4	0.621973	6.91082	8.430244	93.66937
5	0.558618	6.20687	8.988862	99.87624
6	0.006341	0.07046	8.995203	99.94670
7	0.003783	0.04203	8.998986	99.98873

Fonte: elaboração própria com base em dados da pesquisa.

Analisando a Tabela 1, pode-se observar que os 2 (dois) primeiros fatores possuem autovalores, que correspondem a 62,79% e 13,49% da variância total explicada pelos autovalores do modelo, assim correspondendo a 76, 27%, desta maneira os dois primeiros fatores juntos explicam 76,27% das variações das variáveis originais, assim será utilizado dois fatores para a análise seguindo o critério de Kaiser-Guttman.

O Gráfico 3, demonstra o percentual da variância dos índices de preços das *commodities* que é acumulada pelos primeiros n fatores.

¹⁰No Apêndice A.2, encontra-se a estatísticas descritivas das séries usadas nos modelos.

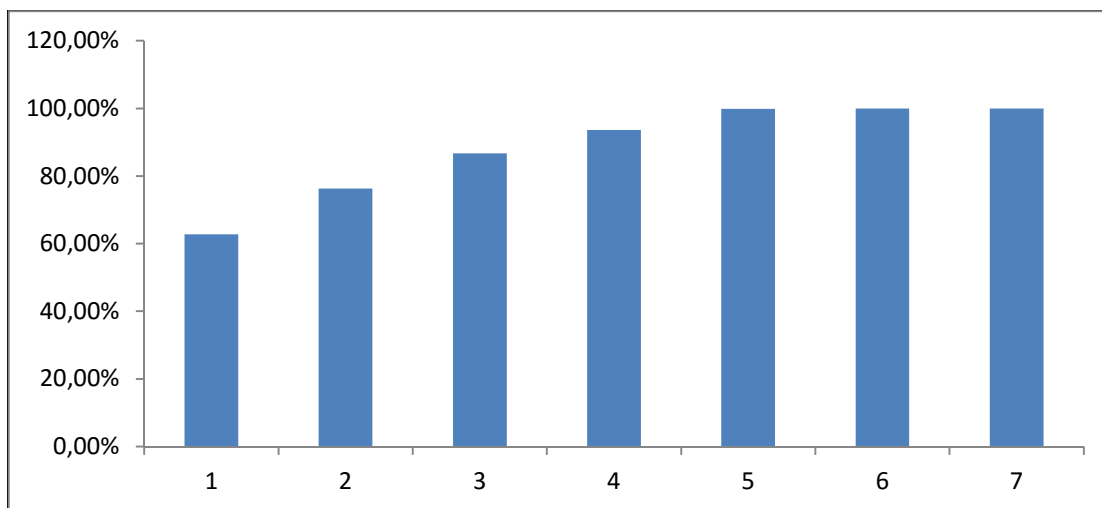


Gráfico 3: Variância Acumulada explicada pelos n fatores para os índices de Commodities

Fonte: elaboração própria com base em dados da pesquisa.

Outra forma de determinar o número de fatores é através do método gráfico. No Gráfico 4, tem-se a seleção dos componentes principais através do método gráfico *ScreePlot*. No eixo das ordenadas tem-se a porcentagem de variação explicada por cada componente e os autovalores estão representados em ordem decrescente no eixo das abscissas.

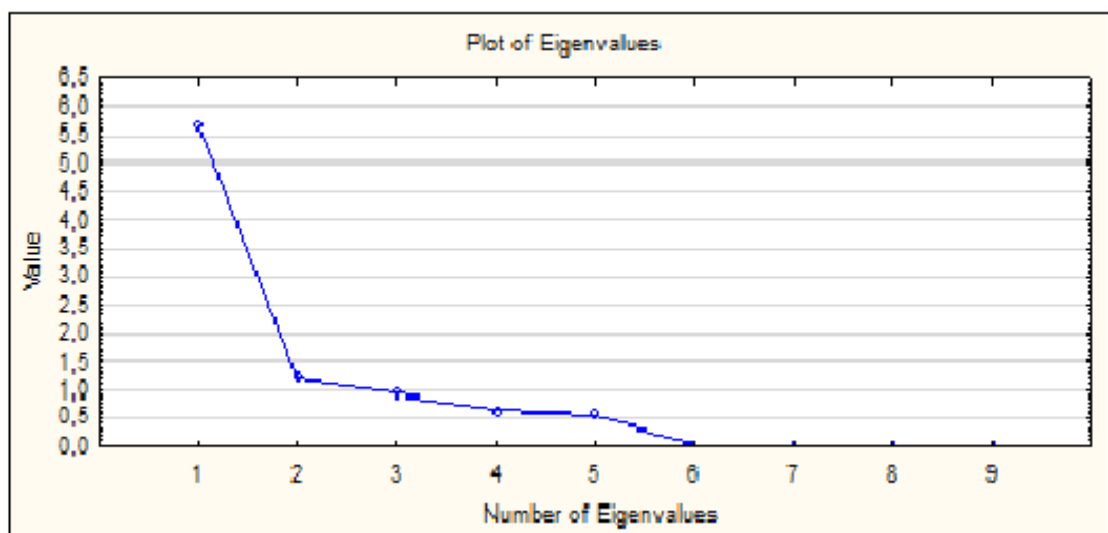


Gráfico 4: Explicação da proporção de variação de cada componente principal

Fonte: Elaboração própria com base em dados da pesquisa.

Com base no critério de Kaiser-Guttman e da análise gráfica, foi extraído dois fatores dos índices de *commodities*. O Gráfico 5, mostra a evolução dos fatores no tempo e sua relação com o a inflação.

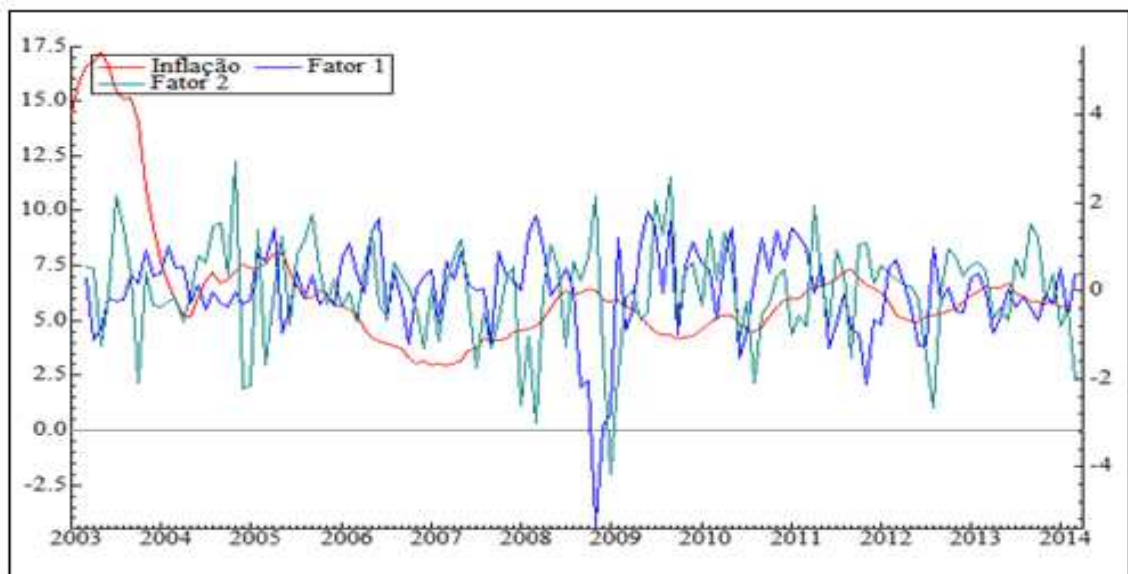


Gráfico 5: Evolução dos Fatores dos Índices de *Commodities* do período de 2003:01 a 2014:02

Fonte: Elaboração própria com base em dados da pesquisa.

Notas: Os Fatores estão em taxa de crescimento. O Fator 1, foi multiplicado por (-1).

2.3.1 Relações entre os fatores comuns e as variáveis originais

O modelo de fatores possibilita reduzir um grande número de variáveis observáveis para um pequeno conjunto de fatores não observáveis, desta forma tem-se como vantagem poder utilizar uma grande quantidade de informações em modelo de previsão, cuja quantidade de variáveis poderia levar o modelo a uma super. parametrização. Todavia a grande desvantagem deste método consiste na dificuldade de interpretar estes fatores. Uma das formas de interpretar estes fatores é através das cargas fatoriais (*fator ladinho*). As cargas fatoriais correspondem a correlação entre a variável observada e o fator comum (REIS, 1997). As cargas fatoriais estão na Tabela 2.

Tabela 2: Cargas fatoriais

Variáveis	Fator 1	Fator 2
PNCB	-0.969804*	-0.092755
PAB	-0.818460*	-0.517217*
PA	-0.802175*	-0.487247*
PB	-0.546802*	-0.486590*
PIND	-0.870999*	0.268742*
PMP	-0.668057*	0.300816*
PMET	-0.823149*	0.222645*
PENE	-0.783039*	0.351776*
PPET	-0.775739*	0.356356*

Fonte: Elaboração própria com base em dados da pesquisa. Variáveis em taxa de crescimento

Nota: Correlação significativa a *5%.

A Tabela 2 mostra a matriz de correlação entre as variáveis originais e as *nas* componentes principais e a contribuição de cada variável em relação a cada fator. Como se pode observar, para os fatores dos índices de *commodities*, todos os subgrupos de *commodities* tem uma contribuição importante na composição de cada fator. Vale ressaltar que o subgrupo de *commodities* insumos não combustíveis (PNCB), industriais (PIND) e metais (PMET) são os que têm maior participação no primeiro fator enquanto que alimentos e bebidas (PAB) são os subgrupos de *commodities* com maior peso no segundo fator.

O primeiro fator (F1) é geral, deve ser altamente correlacionado com o índice geral de *commodities*. O segundo fator (F2), mostra uma “oposição” entre um grupo de *commodities* (não energéticas) e outro grupo de (energéticas). De qualquer forma, dois grupos de *commodities* que se opõe no segundo fator. Essa oposição, no entanto, é muito menos importante que o movimento conjunto geral descrito por F1. Olhando para o fator 2, existem valores próximos de zero, e em alguns momentos, o fator 2 *sobe*, indicando que os “energéticos” dominam, *ou desce*, indicando que os “não energéticos” dominam. Apesar do fator (F2) apresentar valores próximos de zero ele é importante para para o modelo, pois 13,49% da estrutura de variância do conjunto das variáveis de *commodities* é explicada por este fator.

2.4 PREVISIBILIDADE DA INFLAÇÃO E UTILIZAÇÃO DE FATORES COMUNS

No presente trabalho será examinada a dinâmica entre inflação, índice de preços de *commodities*, variáveis macroeconômicas fundamentais e fatores comuns como forma de capturar os efeitos e elementos não observáveis da amostra, tanto em termos de Causalidade de

Granger e habilidade de previsão dentro (*in sample*) e previsão fora da amostra (*out-of-sample*). Segundo Chen, Rogoff e Rossi (2008), estes dois testes são importantes alternativas de abordagens para avaliar o conteúdo preditivo de uma variável.

Os testes na amostra tiram vantagem do tamanho total da amostra e, portanto, tendem a ter uma maior potência, enquanto que o processo de previsão para fora da amostra pode ser mais prático, uma vez que imita a restrição de dados de previsão em tempo real e é mais sensível aos problemas de má especificação. Como é bem conhecido na literatura, os testes preditivos dentro da amostra e fora da amostra (*out-of-sample*) podem muitas vezes fornecer conclusões diferentes, devido suas diferenças no tratamento de parâmetros variáveis no tempo, a possibilidade de sobre ajustamento, tamanhos de amostra e outro viés (CHEN, ROGOFF E ROSSI, 2008, p.10-11).

O exercício econométrico se assemelha aos trabalhos de Chen, Rogoff e Rossi (2008), Farraro, Rogoff e Rossi (2012), Felício e Rossi Júnior (2012), que utilizaram diversas especificações de modelos de previsões dentro e fora da amostra. Cabe ressaltar o trabalho de Felício e Rossi Júnior (2014) que utiliza fatores para fazer previsões dentro e fora da amostra para diferentes horizontes.

Para iniciar as previsões dentro e fora da amostra, serão realizados testes de raiz unitária como forma de verificar se as séries seguem um processo estocástico estacionário, para este fim foi realizado três tipos diferentes de testes de raiz unitárias: Dickey-Fuller Aumentado (ADF), Dickey-Fuller Aumentado-GLS (ADF-GLS) e Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin (KPSS).

O teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF), proposto por Said e Dickey (1984) inclui termos de diferença defasados e possui a vantagem de considerar a autocorrelação entre os resíduos. Elliott, Rothenberg e Stock (1996), propõem uma simples modificação dos testes ADF em que os dados são retificados de modo que as variáveis explicativas são "tiradas" dos dados antes de executar a regressão de teste, desta forma tem-se o teste Dickey-Fuller GLS (DFGLS). Por último será realizado o teste KPSS (1992) como forma de robustez, pois ele difere dos testes de raiz unitária descritos, na medida em que as séries são assumidas ter uma tendência estacionária sobre a hipótese nula, desta forma a hipótese do teste de raiz unitária é inversa ao dos testes ADF e DFGLS.

Tabela 3: Testes de Raiz Unitária

Variáveis	Teste de Raiz Unitária (ADF, DFGLS e KPSS)		
	ADF	DFGLS	KPSS
IPCA	-2.32777(12)(c)	0.330546(12)(c)	0.459424*(9)(c)
EXIPCA	-4.149437***(2)(c)	-0.200029(2)(c)	0.353874*(9)(c)
TCR	-2,36422(1)(c,t)	-1,10492(1)(c,t)	0.298610***(c,t)
Commodity	-3,35341*(1)(c,t)	-3,36604**(1)(c,t)	0.091950(9)(c,t)
Hiato	-3.549576***(0)(c)	-2.890.808***(0)(c)	0.036378(8)(c)
DTCR	-9.250372***(0)(c,t)	-6.05938***(0)(c,t)	0.029573(4)(c,t)

Notas: (1) Todos os modelos foram rodados utilizando constante e/ou tendência conforme sugerido pela análise gráfica. Os gráficos das séries encontram-se no Apêndice A, Figura A-1. (2) As defasagens estão entre parênteses, ***, ** e * denota rejeição da hipótese nula a 1%, 5% e 10% respectivamente. (3) A hipótese nula do teste KPSS é que se rejeita-se a hipótese nula de estacionariedade da série.

Os resultados da Tabela 3 mostram evidências de que as séries expectativa de inflação (EXIPCA) e o hiato do IBC-Br (hiato) são estacionárias ao nível de 1% pelos testes ADF, DFGLS e KPSS. A série *commodity* mostrou-se estacionária apenas pelo teste ADF ao nível de significância de 10%, desta forma rejeita-se a hipótese nula de raiz unitária.

Para as séries inflação (IPCA) e taxa de câmbio efetiva real (TCR) não se rejeitou a hipótese nula, evidenciando que as séries possuem raiz unitária. Todavia os testes de raiz unitária têm vários problemas, no que se refere ao tamanho do teste e a sua potência. Por outro lado, os testes de raiz unitária têm baixa potência, dessa forma muitas vezes tendem a aceitar a hipótese nula de raiz unitária mais do que deveria (erro *Tipo II*). Isto ocorre por muitas razões, como a amplitude do tempo usado, se $\rho \approx 1$, pode evidenciar que a série é não estacionária, os testes de raiz unitária admitem uma única raiz unitária, assim para séries que sejam integradas com uma ordem maior que 1, podem levar a erros e por fim, a presença de quebras estruturais os testes ADF são viesados¹¹.

Através da análise gráfica foi possível verificar uma possível quebra estrutural nas séries, desta forma para não obter resultados viesados foram realizados testes de raiz unitária considerando quebras estruturais. Foram realizados dois tipos de testes, o de Vogelsang (1993) e Zivot e Andrews (1992). Os resultados encontram-se no Quadro 1.

¹¹ Ver Enders (1995) e Greene (2009).

Variáveis	Vogelsang (1993)	Zivot e Andrews
IPCA	-4,55815**(1) (A quebra ocorreu no intercepto em Maio de 2005)	-7.150280*** (A quebra ocorreu no intercepto Em Maio de 2005)
EXIPCA	-5,098112*** (2) (A quebra ocorreu no intercepto em Junho de 2010)	-5.002.877**(4) (A quebra ocorreu no intercepto em Junho de 2010)
TCR	-4,11508**(1) (A quebra se deu no intercepto e na tendência em Março de 2005)	-4.124.804(1) (A quebra se deu no intercepto e na tendência em Abril de 2005)
Commodity	-4,99816**(2) (A quebra se deu no intercepto e na tendência em Junho de 2008)	-5.716.153*** (2) (A quebra se deu no intercepto e na tendência em Agosto de 2008)

Quadro 1: Teste de Raiz Unitária considerando quebras estruturais (Vogelsang e Zivot e Andrews)

Fonte: Elaboração própria com base em dados da pesquisa.

Notas: (1) Todos os modelos foram rodados utilizando constante e tendência conforme sugerido pela análise gráfica. (2) O teste de Vogelsang (1993) foi realizado pelo EViews (9.0) que agora suporta o cálculo de testes de Dickey-Fuller modificados que permitem níveis e tendências que diferem entre uma única quebra dos dados. O sistema segue os trabalhos de Perron (1989), Perron e Vogelsang (1992), e Vogelsang Perron (1998), Banerjee et al. (1992). Utilizou-se o critério de Schwartz para a seleção do número de defasagens da equação de teste. (3) Significativo a *** 1%, ** 5% e * 10% respectivamente.

Como se pode observar, ao considerar os testes de raiz unitária com quebras estruturais verificou-se que a série IPCA é estacionária ao nível de significância de 5% e 1% respectivamente aos testes de Vogelsang (1993) e Zivot e Andrews (1992). A taxa de câmbio real continuou mostrando-se não estacionária em nível, sendo estacionária na primeira diferença.

Os fatores foram extraídos dos índices de *commodities* em taxa de crescimento, no entanto, os fatores em nível (e não em taxa) mostraram-se mais adequados nas especificações dos modelos estimados¹². Abaixo segue o quadro com as correlações entre os fatores (em nível) e as variáveis utilizadas nas estimações.

¹² Os fatores foram extraídos dos índices de *commodities* do FMI em taxa de crescimento. Para uma melhor especificação dos modelos, transformou os fatores em taxas de crescimento para nível, como segue:

$$\frac{x_t - x_{t-1}}{x_{t-1}} = \frac{x_t}{x_{t-1}} - 1 = y \longrightarrow \frac{x_1}{x_0} - 1 = y_1, \frac{x_2}{x_1} - 1 = y_2, \text{ assim por diante.}$$

Correlação	Fator 1	Fator 2	IPCA	EXIPCA	Cambio	Hiato
Fator 1 (nível)	1.000.000					
Fator 2 (nível)	0.073995	1.000.000				
IPCA	0.791900**	0.086828	1.000.000			
EXIPCA	0.608199**	0.197095*	0.830447**	1.000.000		
Cambio	-0.171542*	0.055136	-0.122479	-0.012843	1.000.000	
Hiato	-0.077826	0.212032*	-0.000250	0.115103	0.108705	1.000.000

Quadro 2: Correlação entre as variáveis explicativas e os fatores escolhidos

Fonte: Elaboração própria com base em dados da pesquisa.

Nota: As correlações marcadas são significativas a **, * 1% e 5% respectivamente.

A correlação entre o F1 e a inflação (IPCA) e a expectativa de inflação 12 meses à frente (EXIPCA) é positiva, evidenciando que aumento nos preços das *commodities* podem levar a expectativas de inflação e inflação para o Brasil.

Pode-se verificar também que existe uma correlação negativa entre o Fator 1 (F1) e a taxa de câmbio efetiva real (Câmbio), mostrando evidências que a taxa de câmbio e preços internacionais das *commodities* vêm apresentando movimentos inversos, quando os preços das *commodities* aumentam a taxa de câmbio aprecia e quando os preços das *commodities* caem a taxa de câmbio deprecia. Esta correlação é esperada¹³ na medida em que o Brasil detém grande pauta de sua exportação baseada em *commodities*, desta maneira elevações dos preços das *commodities*, podem conduzir a apreciação da taxa de câmbio.

A relação entre a taxa de câmbio, a EXIPCA e o IPCA mostraram-se negativa, evidenciando que uma apreciação da taxa de câmbio real pode conduzir a uma redução da inflação e de sua expectativa, contudo esta relação não se mostrou significativa.

Em relação ao hiato do produto, está a correlação é ambígua, pois há uma correlação negativa entre o hiato do índice de atividade do Banco Central (IBC-br) e o F1, por outro lado a relação é positiva como relação ao segundo fator. Este resultado não é totalmente inesperado, pois alguns canais da transmissão dos preços das *commodities* para a inflação podem não estar funcionando, como ressaltado por (BLOOMBERG; HARRY, 1995).

2.4.1 Previsões dentro da amostra (*in-sample*)

No que diz respeito a previsões dentro da amostra, existem diversos critérios concorrentes quando o propósito é avaliar o desempenho do modelo dentro da amostra. Os

¹³ Aumentos nos preços das *commodities* levam a ganhos nos termos de troca apreciando a taxa de câmbio real.

critérios de Informação de Akaike, Teste de razão de verossimilhança, Hannan-Quinn e Schwarz Bayesiano são exemplos de critérios de escolha de modelos dentro da amostra (LÜTKEPOHL, 2007 apud MENDONÇA, SACHSIDA; MEDRANO, 2013, p.304)

Para a análise dentro da amostra foram estimados 6 modelos de previsão da taxa de inflação¹⁴. O primeiro modelo (Modelo 1) refere-se ao “*benchmark*”, ou seja, o modelo padrão para que outros modelos sejam comparados a ele, neste caso é um *random walk* com *drift*. O segundo modelo (modelo 2) tem-se a inclusão dos fatores comuns (F1 e F2), no terceiro modelo é usado somente o índice Geral de *Commodities* do FMI (Modelo 3), quarto modelo somente variáveis macroeconômicas fundamentais para a previsão da inflação (Modelo 4); no quinto modelo é utilizado variáveis macroeconômicas mais fatores (Modelo 5) e por fim no sexto e último modelo (Modelo 6) é usado variáveis macroeconômicas fundamentais com o índice de *commodities* geral do FMI.

Como se pode observar o exercício econométrico parte de um modelo mais desagregado para um modelo mais completo, comparando as várias especificações a um modelo padrão (naïve). Este exercício pode ser visto em vários trabalhos na literatura como em Meese e Rogoff (1983), Chen et al. (2010) entre outros. Este exercício tem como finalidade tentar capturar o efeito dos fatores na previsão da inflação de forma a verificar a importância do uso dos fatores comuns nos modelos de previsões. Os resultados encontram-se na Tabela 4, a seguir:

¹⁴ No Apêndice B.1, tem-se as especificações dos modelos estimados. Os Gráficos dos valores ajustados e do resíduo dos modelos encontram-se no Apêndice C.1.

Tabela 4: Estimativas dos modelos dentro da amostra (*in-sample*) para o período de 2003:01 à 2014:02

Modelos	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5	Modelo 6
Método	LS	LS	LS	LS	LS	LS
Variável Dependente	INFLACAO	INFLACAO	INFLACAO	INFLACAO	INFLACAO	INFLACAO
C	1.0899 [1.299]	0.4742 [0.590]	0.7823 [1.033]	-0.8767 [-2.900]**	-0.4711 [-1.980]*	-0.9823 [-2.363]*
INFLACAO(-1)	0.9087 [18.804]**	0.8929 [15.161]**	0.9176 [22.913]**	0.8587 [19.926]**	0.7982 [16.166]**	0.8615 [22.615]**
F1		0.4486 [2.046]*			0.392 [2.793]**	
F2		0.003 [1.801]			-0.0003 [-0.212]	
COMMODITY			0.0026 [1.638]			0.0006 [0.365]
INFLACAO_E				0.3242 [3.644]**	0.3092 [4.706]**	0.3243 [3.665]**
HIATO				0.0463 [2.631]**	0.0509 [2.544]*	0.0413 [1.987]*
CAMBIO				-3.1918 [-2.298]*	-2.336 [-2.003]*	-4.1059 [-2.537]*
DUMMY2	-0.6224 [-0.957]	0.1039 [0.169]	-0.7405 [-1.121]			
D03M06		-1.4892 [-2.517]*			-0.9959 [-4.224]**	
D08M10			0.273 [3.837]**			0.7255 [2.511]*
Observações	133	132	133	133	132	133
R² (quadrado)	0.9735	0.9772	0.9747	0.9818	0.9848	0.9822
R²(ajustado)	0.9731	0.9763	0.9739	0.9813	0.9840	0.9814
AIC	1.3743	1.2743	1.3565	1.0256	0.8989	1.0326
BIC	1.4395	1.4053	1.4652	1.1342	1.0736	1.1847
Log(SSR/T)	-0.6552	-0.7218	-0.6760	-0.8197	-0.8980	-0.8297

Notas: (1) Os modelos *in sample* foram estimados por mínimos quadrados (LS). (2) Estatísticas *t* (calculados com erros padrão consistentes robustos para heterocedasticidade e autocorrelação, erros padrão robustos *Newey-West*). (3) Denota Rejeição da hipótese nula, **significativo a 1% e *5% respectivamente.

A Tabela 4 apresenta os coeficientes das regressões dos seis modelos estimados pelo método dos Mínimos Quadrados (LS). A inflação passada – componente inercial do modelo – mostrou-se significativa para todas as especificações. A inclusão da variável fator (F1), expectativa de inflação, taxa de câmbio e hiato mostrou-se significativo para todas as especificações. Por outro lado, o índice de preços de *commodities* e o F2, não mostrou-se significativo ao nível de significância de 1% e 5% respectivamente.

A comparação ao modelo naíve (*random walk* com *drift*), verifica-se que as inclusões de outras variáveis ao modelo incrementam o poder de previsão da inflação. Os usos de fatores comuns melhoram o poder de previsão dos modelos. O modelo que contém somente as variáveis macroeconômicas fundamentais tem um R^2 (ajustado) igual a 98,13%. Com a inclusão dos fatores comuns R^2 (ajustado) do modelo de previsão aumenta para 98,40%. O mesmo ocorre com a inclusão do índice de *commodities* ao modelo com variáveis macroeconômica, no qual o R^2 (ajustado) aumenta para 98,14%. Considerando apenas o coeficiente de determinação R^2 verifica-se que o modelo 5 apresenta o maior coeficiente sendo de 98,48% corroborando os resultados. Desta maneira, a inclusão dos fatores comuns e do índice de *commodities* evidenciam ganhos no poder de previsão em um modelo de inflação. Apesar da melhoria do poder de previsão, verifica-se que os coeficientes inerciais e expectacionais representadas pela inflação passada e inflação esperada respectivamente são grandes e significativos, evidenciando que grande parte da inflação presente se deve pela inflação passada e pela expectativa futura dos agentes.

Com base nos critérios de informações - O Critério de Informação de Akaike (AIC), o Critério de Informação Bayesiano (BIC) e o Logarítmo da Soma do Quadro do Resíduo (log SSR/T) – verifica-se que o modelo 5, no qual se tem a inclusão dos fatores comuns apresenta o melhor resultado, confirmando que a inclusão de fatores comuns dos preços das *commodities* melhora o poder de previsão dos modelos de inflação.

Na Tabela 5, são apresentados os testes de causalidade, com o intuito de verificar se uma variável precede temporalmente – ou causa, *no sentido de Granger* – a outra.

Tabela 5: Teste de Causalidade de Granger (*in sample*)

Hipótese Nula	F-Estatística F	Probabilidade
F1 não causa no sentido de Granger IPCA	4.88678	0.009
IPCA não causa no sentido de Granger F1	10.8443	0.00005
F2 não causa no sentido de Granger IPCA	0.24071	0.7864
IPCA não causa no sentido de Granger F2	0.38494	0.6813
CAMBIO não causa no sentido de Granger IPCA	0.57685	0.5631
IPCA não causa no sentido de Granger CAMBIO	3.46531	0.0343
F2 não causa no sentido de Granger F1	0.03427	0.9663
F1 não causa no sentido de Granger F2	0.06516	0.9369
CAMBIO não causa no sentido de Granger F1	3.55296	0.0316
F1 não causa no sentido de Granger CAMBIO	1.91891	0.1511
CAMBIO não causa no sentido de Granger F2	2.84323	0.062
F2 não causa no sentido de Granger CAMBIO	0.47601	0.6224

Fonte: Elaboração própria com base em dados da pesquisa.

A Tabela 5 mostra os resultados do teste de causalidade de Granger para os fatores comuns, inflação e taxa de câmbio. De acordo com os resultados, há evidências que variações em F1 causa, no sentido de Granger, uma variação no IPCA (nível de significância de 1%). A relação inversa também se verifica, na medida em que variações no IPCA causa, no sentido de Granger, uma variação em F1 (nível de significância de 1%). O IPCA causa, no sentido de Granger, uma variação na taxa de câmbio (nível de significância de 5%). A taxa de câmbio causa, no sentido de Granger, variações em F1 e F2 (nível de significância de 5%).

2.4.2 Previsões fora da amostra (*n-step ahead out-of-sample-forecasting*)

A seleção do modelo depende não somente de quão bom é seu ajustamento aos dados, mais também do objetivo da análise. Assim, nem sempre um modelo que é melhor dentro da amostra fornece os melhores resultados fora da amostra (*out-of-sample*)¹⁵.

A previsão fora da amostra (*Out-of-sample*) é utilizada para determinar se um dos principais indicadores proposto é potencialmente útil para a previsão de uma variável meta. No caso do presente trabalho, tem-se como foco a variável meta taxa de inflação e a utilização de fatores comuns como uma variável importante para prever esta variável do ponto de vista de uma melhora do poder preditivo em relação ao índice de *commodities* geral.

O experimento fora da amostra consiste em fazer previsões com base em um subconjunto da amostra. Isto é, o total de dados é dividido em um conjunto de "*inicialização*" e um conjunto de "*teste*" ou "*validação*" definido. Em seguida, o conjunto de "inicialização" é utilizado para estimar os parâmetros e inicializar o método. As previsões são feitas para o conjunto de "teste" ¹⁶. Uma vez que o conjunto de teste não foi utilizado no ajustamento do modelo, estas previsões são genuínas previsões feitas sem utilizar os valores das observações para este período. As medidas de precisão são calculadas apenas para os erros no conjunto de teste definido (MAKRIDAKIS; WHEELWRIGH; HYNDMAN; 1998, Ch. 2).

O conjunto de observação T é dividido em subamostras, sendo que a amostra foi dividida em dois subperíodos, sendo a primeira inicialização (estimativa da subamostra) enquanto que o segundo é o de teste (previsão da subamostra) utilizado para avaliar o desempenho de previsão. Desta forma tem-se o primeiro período para o ajustamento do modelo e o outro período para a previsão. Assim dado o conjunto de observações T, sendo que

¹⁵ Para maiores detalhes ver Clements e Hendry (1998).

¹⁶ O subconjunto reservado para realizar as previsões *out-of-sample*.

$\{r_1, \dots, r_T\}$, divide-se o período para inicialização $\{r_1, \dots, r_n\}$ e o período para teste (previsão) $\{r_{n+1}, \dots, r_T\}$, onde n é a origem inicial da previsão. O tamanho da amostra reservada para a previsão é arbitrário, na literatura existem trabalhos que reservam 20%, 30% e até 50% do tamanho total da amostra. Como a amostra é relativamente grande será utilizada para o período $n = \frac{T}{2}$, assim $M = n$, sendo que M corresponde ao período de inicialização e n ao de previsão. No presente trabalho utilizou-se aproximadamente 50% da amostra, ou seja, 66 observações como período de inicialização (estimativa da subamostra).

Definido o subconjunto da amostra reservada para previsão, é necessário estabelecer um horizonte de previsão h passos à frente (*h step ahead out-sample-forecasting*), neste trabalho serão realizadas previsões para $h= 1, 3, 6$ e 12 passos à frente. Também é necessário estabelecer uma função de perda para a previsão, que será a medida de acurácia do modelo.

O próximo passo é definir os modelos que serão utilizados, como já especificados para análise dentro da amostra, serão utilizados 6 diferentes modelos. Para $M = n$ a previsão inicial, há uma competição entre os modelos de forma a verificar qual deles oferece um maior poder de previsão.

A partir do ajustamento do modelo dado pela estimativa da subamostra faz as previsões da subamostra. Os modelos são “*roll*” (reestimados) através do subconjunto de dados fora da amostra uma observação ao longo do tempo para cada período de previsão da variável meta. Isto significa que “*rolling*” (reestima) os parâmetros do modelo (coeficientes) com uma observação adicional aos seus dados de estimativa cada vez que prevê a variável meta h passos à frente, esta interação ocorre até que $M = T$. Desta forma ao fazer previsões um passo à frente terá $T - n - 1$ (o número de observações para previsão vai diminuindo) e o horizonte de previsão está aumentando $M - h + 1$.

Realizadas as previsões fora da amostra para diferentes horizontes, um passo final é verificar a acurácia do modelo. Existem diversas medidas estatísticas padrões de acurácia de modelos como erro médio (ME), erro absoluto médio (MAE) e o erro quadrado médio (MSE). Como cada uma destas estatísticas lida com medidas de precisão, cujo tamanho depende da escala dos dados, é difícil a comparação entre diferentes séries de tempo e para diferentes intervalos de tempo. Uma das alternativas é usar medidas relativas ou de percentual, como erro percentual (PE), erro Percentual Médio (MPE) e erro percentual absoluto médio (MAPE)¹⁷,

¹⁷ Para uma discussão detalhada ver Makridakis, Wheelwright, and Hyndman (1998, Ch. 2).

neste trabalho optou-se por usar como medida de acurácia dos modelos raiz do erro quadrado médio (RMSE) e MAPE. A Tabela 6 apresenta os resultados das previsões estáticas¹⁸ para $h=1, 3, 6$ e 12 passos à frente.

Tabela 6: Previsões Estáticas *Out-of-Sample* para $h=1,3,6$ e 12 Passos a Frente

		<i>h=1</i>	<i>h=3</i>	<i>h=6</i>	<i>h=12</i>
Modelo 1	RMSE	0.25935	0.59294	0.59294	1.0884
	MAPE	3.8034	8.5235	8.5235	14.017
Modelo 2	RMSE	0.25214	0.56082	0.79927	0.92223
	MAPE	3.7567	8.2847	11.395	12.623
Modelo 3	RMSE	0.24848	0.56698	0.84882	1.0494
	MAPE	3.5311	8.0257	11.719	14.143
Modelo 4	RMSE	0.29457	0.59458	0.80574	0.90352
	MAPE	4.1949	8.5352	11.762	13.312
Modelo 5	RMSE	0.37191	0.80056	1.0958	1.2335
	MAPE	5.0703	10.526	14.313	16.294
Modelo 6	RMSE	0.48725	1.1446	1.709	2.1459
	MAPE	6.9483	16.319	24.215	29.818

Fonte: elaboração própria com base em dados da pesquisa.

Notas: (1) Todos os Modelos foram rodados utilizando os erros padrão *Newey-West* (HACSE). (2) O período de estimação inicial 2003:02 – 2008:07, sendo 66 observações reservadas para as projeções *out-of-sample*, sendo equivalente a aproximadamente 50% da amostra total.

Como se pode observar na Tabela 6, os modelos 2 e 3 apresentaram os melhores resultados, apresentando RMSE e MAPE menor para a maioria dos horizontes de previsão.

Contudo nenhuma das medidas possibilitam uma boa base de comparação, na medida em que ao ter um RMSE e/ou MAPE baixos indicam um bom ou mal desempenho. Uma forma seria comparar estes modelos utilizando um modelo base, no qual seria um modelo mais simples possível. Para Makridakis, Wheelwright e Hyndman (1998) é útil definir método *nive* (ingênuo) de previsão para usar como base de avaliação de outros métodos. No método *nive* utilizado, refere-se ao uso do método que utiliza a observação mais recente disponível como uma previsão (no presente trabalho é um *randow walk* com *drift*).

A diferença entre o RMSE e/ou MAPE, obtido a partir de um método mais sofisticado de previsão e o obtido utilizando o modelo 1, fornece uma medida da melhoria atingível pela utilização do referido método de previsão mais sofisticado. Este tipo de comparação é muito mais útil do que simplesmente calcular o RMSE e/ou MAPE do primeiro método, uma vez que fornece uma base para avaliar a precisão relativa desses resultados.

¹⁸ Os Gráficos das previsões estáticas $h=1$, encontram-se no Apêndice C.2.

Para uma melhor análise comparativa entre os modelos, fez a diferença entre o RMSE do modelo padrão – *random walk* com *drift* – representado pelo Modelo 1 em relação aos outros modelos. Desta forma procurou verificar quanto outras especificações de modelos poderiam melhorar o poder de previsão medido pelo RMSE. Também foi feito o mesmo exercício tendo como referência o Modelo 2 - no qual são acrescentados fatores comuns à especificação básica do modelo – com o objetivo de verificar o quanto se tem de ganho de previsão o acréscimo de fatores comuns no modelo. O resultado desta diferença entre o RMSE do modelo de referência e outros modelos é dado por d . Assim, quando $d > 0$, significa que o RMSE do modelo base é maior que o do modelo ao qual ele está sendo comparado, logo o modelo apresenta mais poder de previsão do que o modelo básico. O mesmo raciocínio é válido para $d < 0$, no qual se o RMSE do modelo básico é menor que o modelo que está sendo comparado, significa que o modelo básico apresenta um melhor poder de previsão. A Tabela 7 apresenta os resultados de d .

Tabela 7: Análise Comparativa do RMSE entre os Modelos ($d > 0$)($d < 0$)

Modelo 1 (Passeio Aleatório) e outros modelos ($d > 0$) e ($d < 0$)				
	$h = 1$	$h = 3$	$h = 6$	$h = 12$
d(1-2)	0.00721	0.03212	-0.20633	0.16617
d(1-3)	0.01087	0.02596	-0.25588	0.039
d(1-4)	-0.03522	-0.00164	-0.2128	0.18488
d(1-5)	-0.11256	-0.20762	-0.50286	-0.1451
d(1-6)	-0.2279	-0.55166	-1.11606	-1.0575
Modelo 2 (Fatores) e outros modelos ($d > 0$) e ($d < 0$)				
d(2-3)	0.00366	-0.00616	-0.04955	-0.12717
d(2-4)	-0.04243	-0.03376	-0.00647	0.01871
d(2-5)	-0.11977	-0.23974	-0.29653	-0.31127
d(2-6)	-0.23511	-0.58378	-0.90973	-1.22367

Fonte: Elaboração própria com base em dados da pesquisa

Notas: (1) Para $d > 0$ os modelos são melhores que o *naïve* e do que o de fatores. No caso de $d < 0$, os modelos *naïve* e o de fatores apresentaram melhores poder de previsão.

Com base na diferença entre os RMSE dos modelos 2, 3, 4, 5 e 6 em relação ao modelo 1, verificou-se que apenas para as diferenças entre o RMSE do modelo 1 em relação aos modelos 2 e 3 o $d > 0$, evidenciando que os usos do índice de *commodities* e de seus fatores comuns melhoraram a acurácia dos modelos.

Quando comparado os modelos 3, 4, 5 e 6 em relação ao modelo 2, verificaram-se que apenas que as diferenças entre o RMSE dos modelos 2 e do modelo 3 – considerando um passo

à frente – e o modelo 4 –considerando 12 passos à frente – obtiveram um $d > 0$. Este resultado mostra evidência que o modelo 2, no qual considera os fatores comuns tende a ter um maior poder de previsão.

Comparando o RMSE e o MAPE ao naïve, não considera a diferença nos pesos dos erros ao contrário do que ocorre com o erro quadrado médio (MSE). Desta forma como colocado por Makridakis, Wheelwright e Hyndman (1998) seria útil ter uma medida que considera tanto o custo desproporcional de grandes erros e fornece uma base relativa para comparação com os métodos naïve. Uma medida que teria estas características é o U-statistic desenvolvida por Theil (1996), pois esta estatística permite uma comparação relativa de métodos de previsão formais com abordagens naïve (ingênuas) e também dos quadrados dos erros envolvidos de modo que grandes erros são dados muito mais peso do que para pequenos erros.

Outra medida de acurácia usada para comparação entre os modelos foi à estatística U de Theil¹⁹. Esta foi calculada com base na razão entre o RMSE dos modelos em comparação à modelo base (naïve). Primeiramente foi calculado o U de Theil tendo como modelo base o de passeio aleatório com tendência. Depois foi calculado o U de Theil comparando o RMSE dos modelos 1, 3, 4, 5 e 6 em relação ao modelo de fatores. Os resultados da estatística U de Theil encontram-se na Tabela 8.

Tabela 8: Estatística Theil U

	RMSE Modelos/RMSE Modelo 1(Passeio Aleatório)			
Modelo 2	0.9722	0.945829	1.347978	0.847326
Modelo 3	0.958088	0.956218	1.431545	0.964168
Modelo 4	1.135801	1.002766	1.35889	0.830136
Modelo 5	1.434008	1.350153	1.848079	1.133315
Modelo 6	1.434008	1.350153	1.848079	1.133315
	RMSE Modelos/RMSE Modelo 2 (Fatores)			
Modelo 1	1.028595	1.057273	0.741852	1.180183
Modelo 3	0.985484	1.010984	1.061994	1.137894
Modelo 4	1.16828	1.060198	1.008095	0.979712
Modelo 5	1.475014	1.427481	1.371001	1.337519
Modelo 6	1.932458	2.04094	2.138201	2.32686

Fonte: Elaboração própria com base em dados da pesquisa.

Notas: Se $U = 1$ o método naïve é tão bom quanto o outro modelo de previsão. Se $U < 1$ a técnica de previsão usada é melhor do que a naïve. $U > 1$ a técnica não é melhor que a naïve.

¹⁹ Para maiores detalhes do cálculo da estatística U de Theil e da sua interpretação ver Apêndice B.2.

A Tabela 8 mostra que ao fazer a comparação com o modelo 1, apenas os modelos 2 e 3 apresentaram um valor menor do que 1, desta forma apresentando um poder de previsão melhor que o modelo 1. Em relação a comparação entre outros modelos em relação ao modelo 2, somente o modelo 3 apresentou um valor menor do que 1. Os resultados da estatística de Theil apontam para que as inclusões do índice de *commodities* e de seus fatores melhoraram o poder de previsão do modelo. Outra conclusão é que as inclusões dos fatores comuns melhoram ainda mais o poder de previsão, como pode ser visto na Tabela 8. O modelo 3 obteve uma melhor acurácia apenas para o primeiro horizonte de previsão enquanto para os outros o modelo de fator a apresentou melhor resultado. Por fim, verifica que modelos mais sofisticados como os modelos 5 e 6, que levam em consideração variáveis macros fundamentais mais a inclusão de fatores e *commodities* respectivamente apresentaram piores resultados. Isto pode ser devido ao forte impacto do componente inercial da inflação representada pela inflação passada.

A Tabela 9 apresenta uma comparação entre previsões estáticas e dinâmicas²⁰ para o horizonte de previsão um passo à frente fora da amostra.

Tabela 9: Comparação entre Previsão Estática e Dinâmica para Horizonte de Previsão $h=1$

		Previsão Dinâmica		Previsão Estática	
		$h=1$	$h=1$	d	
Modelo 1	RMSE	1.1883	0.25935	0.92895	
	MAPE	16.228	3.8034	12.4246	
Modelo 2	RMSE	0.91651	0.25214	0.66437	
	MAPE	12.505	3.7567	8.7483	
Modelo 3	RMSE	0.89258	0.24848	0.6441	
	MAPE	13.04	3.5311	9.5089	
Modelo 4	RMSE	0.91751	0.29457	0.62294	
	MAPE	13.303	4.1949	9.1081	
Modelo 5	RMSE	1.2456	0.37191	0.87369	
	MAPE	16.448	5.0703	11.3777	
Modelo 6	RMSE	2.3519	0.48725	1.86465	
	MAPE	32.321	6.9483	25.3727	

Fonte: elaboração própria com base em dados da pesquisa.

Notas: (1) Todos os Modelos foram rodados utilizando os erros padrão *Newey-West* (HACSE). (2) O período de estimação inicial 2003:02 – 2008:07, sendo 66 observações reservadas para as projeções *out-of-sample*, sendo equivalente a aproximadamente 50% da amostra total.

²⁰ Os Gráficos das previsões dinâmicas encontram-se no Apêndice C.3.

Os resultados na Tabela 9 mostraram que os modelos de previsão dinâmica apresentam um menor poder de previsão, tendo um RMSE e MAPE maiores que as dos modelos de previsão estática, apresentando um $d > 0$.

Como forma de verificar a validade dos resultados encontrados foi realizada exercício de robustez, para isto adotou-se uma estratégia recursiva sequencial²¹. Os procedimentos adotados para o exercício econométrico são os mesmos, todavia agora ao invés de uma janela fixa, esta é ampliada adicionando-se sequencialmente cada observação da amostra. A amostra começa a partir de um número mínimo de observações e estatísticas são recalculadas adicionando observações uma de cada vez. No presente trabalho a amostra inicial começará utilizando cerca de 1/5 da amostra total²², no caso seriam 26 observações.

Tabela 10: Previsões Recursivas *Out-of-Sample* para $h=1,3,6$ e 12 Passos a Frente

		$h = 1$	$h = 3$	$h = 6$	$h = 12$
Modelo 1	RMSE	0.26147	0.59831	0.88682	1.0986
	MAPE	3.8569	8.6619	12.445	14.26
Modelo 2	RMSE	0.25214	0.56082	0.79927	0.92223
	MAPE	3.7567	8.2847	11.395	12.623
Modelo 3	RMSE	0.23621	0.53118	0.77128	0.88435
	MAPE	3.4208	7.6639	11.187	12.473
Modelo 4	RMSE	0.28606	0.58656	0.79389	0.89212
	MAPE	4.0334	8.4281	11.642	13.194
Modelo 5	RMSE	0.37191	0.80056	1.0958	1.2335
	MAPE	5.0703	10.526	14.313	16.294
Modelo 6	RMSE	0.48725	1.1446	1.709	2.1459
	MAPE	6.9483	16.319	24.215	29.818

Fonte: elaboração própria com base em dados da pesquisa.

Notas: (1) Todos os Modelos foram rodados utilizando os erros padrão *Newey-West* (HACSE). (2) O período de estimação inicial 2003:02 – 2008:07, sendo 66 observações reservadas para as projeções *out-of-sample*, sendo equivalente a aproximadamente 50% da amostra total. (3) A amostra inicial para a sequência recursiva foi de cerca de 1/5 da amostra, totalizando 26 observações.

Os resultados da Tabela 10 apresentam RMSE e MAPE menores para os modelos 2 e 3, confirmando os resultados encontrados anteriormente. Todavia como pode ser visto, neste caso o modelo de *commodities* tem um RMSE e MAPE menor do que o modelo de fatores, indicando neste caso que os fatores não incrementariam o poder de acurácia de previsão em relação ao modelo de *commodities*.

²¹ Os Gráficos das previsões recursivas sequências $h=1$ passo a frente, encontram-se no Apêndice C.4.

²² Felício e Rossi Júnior (2014) utilizam uma amostra inicial de 1/5, sendo que o tamanho da amostra total é de 152 observações.

A Tabela 11 apresenta os resultados considerando a diferença entre os RMSE e o MAPE dos modelos e o naïve. A análise comparativa entre os modelos mostrou que somente para os modelos 2, 3 e 4 a diferença $d > 0$, evidenciando que estes modelos têm um maior acurácia que o modelo naïve.

A análise comparativa entre os modelos em relação ao modelo 2 (fatores) apresentou resultados semelhantes. Neste caso os modelos 3 e 4 apresentaram um $d > 0$, evidenciando maior acurácia de previsão.

Tabela 11: Análise Comparativa do RMSE entre os Modelos ($d > 0$)($d < 0$)

	$h = 1$	$h = 3$	$h = 6$	$h = 12$
(1-2)	0.00933	0.03749	0.08755	0.17637
(1-3)	0.02526	0.06713	0.11554	0.21425
(1-4)	-0.02459	0.01175	0.09293	0.20648
(1-5)	-0.11044	-0.20225	-0.20898	-0.1349
(1-6)	-0.22578	-0.54629	-0.82218	-1.0473
Modelo 2 (Fatores) e outros modelos ($d > 0$) e ($d < 0$)				
(2-3)	0.01593	0.02964	0.02799	0.03788
(2-4)	-0.03392	-0.02574	0.00538	0.03011
(2-5)	-0.11977	-0.23974	-0.29653	-0.31127
(2-6)	-0.23511	-0.58378	-0.90973	-1.22367

Fonte: elaboração própria com base em dados da pesquisa.

Fonte: Elaboração própria com base em dados da pesquisa

Notas: (1) Para $d > 0$ os modelos são melhores que o naïve e do que o de fatores. No caso de $d < 0$, os modelos naïve e o de fatores apresentaram melhores poder de previsão.

Na Tabela 12 são apresentadas as estatísticas de Theil para as previsões recursivas. Os resultados mostraram que a estatística U de Theil quando calculada em relação ao modelo naïve, os modelos 2, 3 e 4 obtiveram um valor menor que 1, evidenciando um maior poder de previsão do que o naïve.

Tabela 12: Estatística Theil U para Previsões Recursivas

RMSE Modelos/RMSE Modelo 1(Passeio Aleatório)				
Modelo 2	0.964317	0.93734	0.901276	0.839459
Modelo 3	0.903392	0.887801	0.869714	0.804979
Modelo 4	1.094045	0.980361	0.89521	0.812052
Modelo 5	1.422381	1.338035	1.235651	1.122793
Modelo 6	1.863503	1.913055	1.92711	1.953304
RMSE Modelos/RMSE Modelo 2 (Fatores)				
Modelo 1	1.037003	1.066849	1.109537	1.191243
Modelo 3	0.936821	0.947149	0.964981	0.958926
Modelo 4	1.134528	1.045897	0.993269	0.967351
Modelo 5	1.574489	1.507135	1.420755	1.39481
Modelo 6	1.932458	2.04094	2.138201	2.32686

Fonte: Elaboração própria com base em dados da pesquisa.

Notas: Se $U = 1$ o método naïve é tão bom quanto o outro modelo de previsão. Se $U < 1$ a técnica de previsão usada é melhor do que a naïve. $U > 1$ a técnica não é melhor que a naïve.

Quando feito o cálculo da estatística de Taylor tomando como base o modelo 2 de fatores, somente o modelo 3 mostrou-se com maior poder de previsão para todos os horizontes estimados. O modelo 4 apresentou resultado menor que 1 somente para os horizontes $h = 3$ e $h = 12$.

2.5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

O presente trabalho buscou verificar se a inclusão de fatores contidos nos índices de *commodities* melhora o desempenho preditivo de um modelo para inflação que contenha somente variáveis econômicas. Primeiramente foram estimados fatores comuns que posteriormente foram utilizados nas previsões. Seguindo a abordagem de Chen, Rogoff e Rossi (2008), Ferraro, Rogoff e Rossi (2012), buscou-se através de várias especificações de modelos, partindo do particular para o geral verificar a contribuição do uso de fatores comuns na previsão de um modelo de inflação. Para isto realizou-se previsões dentro e fora da amostra.

Com base nas estimativas *in sample* dos modelos e critérios de escolha dos modelos, no qual se utilizou o coeficiente de determinação R^2 e o R^2 (ajustado) além dos critérios de informações AIC, BIC e o logaritmo da Soma do Quadrado do Resíduo, tem-se que o modelo 5, no qual leva em consideração as variáveis macroeconômicas fundamentais e os fatores comuns apresentou o melhor resultado, mostrando evidências que a inclusão de fatores comuns dos preços das *commodities* melhora o poder de previsão dos modelos de inflação.

Todavia os resultados *in sample* e *out-of-sample* podem ter resultados bastante diferentes. Desta forma foram estimados modelos de previsão *out-of-sample* para $h=1,3,6$ e 12 passos à frente e como critério de escolha dos modelos utilizou-se o RMSE, o MAPE e a estatística U-Theil. Os resultados mostraram que os modelos 2 e 3 apresentaram os melhores resultados para diferentes horizontes de previsão quando comparado ao *naïve* (*randow walk* com *drift*). Para verificar se a inclusão de fatores melhoraria o poder de previsão em relação ao modelo com índice de *commodities*, compararam-se os modelos em relação ao modelo de fatores. Esta comparação possibilitou verificar que as inclusões dos fatores comuns melhoraram a acurácia dos modelos de previsão.

Por fim, fez-se um exercício de robustez dos resultados através da estimação de modelos na forma recursiva sequencial. A partir destas estimativas encontraram-se resultados que corroboraram que os modelos 2 e 3 melhoram a acurácia de previsão para a inflação, contudo os fatores comuns não melhorariam o poder de previsão da inflação em comparação ao uso do índice de *commodities*.

ENSAIO 3 - ESTIMAÇÕES DA REGRA DE TAYLOR PARA O BRASIL UTILIZANDO FATORES COMUNS DOS ÍNDICES DE *COMMODITIES* E PREVISÕES *IN SAMPLE* E *OUT-OF SAMPLE* PARA O PERÍODO DE 2002:01 A 2015:02

Resumo: O presente artigo buscou estimar uma função de reação do Banco Central do Brasil (BCB) para verificar se a função de reação estimada é sensível à inclusão do conteúdo informacional dos índices de *commodities* e também verificar se a inclusão de fatores contidos nos índices de *commodities* melhora o grau de ajustamento da função de reação. Os critérios de avaliação para estimativas dentro da amostra (*in-sample*) foram os critérios de informação e critérios de ajustamento, o logaritmo da Soma do Quadro do Resíduo e o coeficiente de determinação. As medidas de acurácia para previsões fora da amostra (*out-of-sample*) usadas foram a raiz do erro quadrado médio (RMSE), o erro percentual absoluto médio (MAPE) e a estatística U-Theil. As estimativas evidenciaram que a inclusão das variáveis taxa de câmbio real, índice de *commodities* e do seu fator comum, melhoram o grau de ajustamento da função de reação do BCB. Este fato pode ser decorrente da vulnerabilidade externa do Brasil a choques externos decorrente de alterações dos preços mundiais das *commodities*.

Palavras – chave: Função de reação; Taxa de juros, Fatores comuns; Previsões.

Abstract: This paper aims to estimate a reaction function of the Central Bank of Brazil (BCB) to check whether the estimated reaction function is sensitive to the inclusion of the information content of the commodity indices and also check whether the inclusion of contained factors in the rates of improvement commodities the degree of adjustment of the response function. The evaluation criteria for estimates within the sample (*in-sample*) were the criteria for information and adjustment criteria, the logarithm of the Waste Framework Soma and the coefficient of determination. The accuracy measures for forecasting out of sample (*out-of-sample*) used were the mean square error (RMSE), mean absolute percentage error (MAPE) and the statistical U-Theil. The estimates showed that the inclusion of variables real exchange rate, commodity index and their common factor, improve the degree of adjustment of the BCB's reaction function. This may be due to the external vulnerability of Brazil to external shocks resulting from changes in world commodity prices.

Keywords: Reaction function; Interest rate, Common factors; Forecasts.

Classificação JEL: E31, E37, F41 e F47.

3.1 INTRODUÇÃO

A partir da implementação do Plano Real em 1994, a política monetária foi regida com base em diferentes regimes cambiais: câmbio fixo e bandas cambiais. Durante todo o período que se estendeu de 1994 a 1999 a taxa de câmbio constitui a âncora monetária da economia. Contudo, as constantes crises cambiais como a Crise do México (1994), a da Ásia (1997) e por fim da Rússia (1998) conduziu o Brasil a mudar seu regime cambial para o regime de câmbio flutuante a partir de janeiro de 1999 fazendo com que a taxa de câmbio perdesse o seu papel de âncora monetária. Todavia, a partir de junho de 1999 foi instituído o Regime de Metas de Inflação no Brasil (RMI), no qual seria estabelecida uma meta para a inflação surgindo assim uma nova âncora monetária.

O controle da inflação se daria principalmente através da determinação da taxa básica de juros da economia (SELIC), no qual se tornaria o principal instrumento de política monetária para a inflação e ela seria determinada por uma regra, a “Regra de Taylor”. Desta maneira a condução da política monetária pode ser feita de formas distintas, dependendo da linha de pensamento e da teoria proposta por ela, considerando se o processo inflacionário é de demanda ou de custo, se a moeda é endógena ou exógena para a partir deste ponto, definir se a política monetária deve ser regida de forma discricionária ou por uma regra.

Em seu artigo Taylor (1993) busca examinar como a recente pesquisa econométrica avalia a política monetária e como pode ser aplicado em um ambiente prático de formulação de políticas. Desta forma Taylor (1993) mostra as dificuldades de usar uma regra mecânica de política como tomada de decisões e usa dois estudos de caso – o choque do petróleo de 1990 e a unificação alemã – para ilustrar como tal regra de política deve funcionar na prática.

Quando se discute a questão de regra versus discricionarismo, Taylor (1993) tem uma visão mais ampla a respeito de regras de política, segundo a qual uma regra de política é um plano de contingência que dura para sempre se não houver uma cláusula de rescisão explícita, todavia embora nenhuma regra de política vá durar para sempre, literalmente, se uma regra de política para ter algum significado, deve ser posta em prática por um período razoável de tempo, desta forma assumindo um compromisso e assim associar a credibilidade a uma regra.

Com base nas pesquisas desenvolvidas, Taylor (1993) verificou que existem diferenças substanciais de modelo para modelo, no entanto, há algum consenso acerca de que as políticas que levam em consideração o nível de preços e o produto real têm melhor desempenho. Além de encontrar que é preferível que os bancos centrais definam as taxas de juros com base nas condições econômicas em seu próprio país (dando pouca atenção às taxas de câmbio), os

resultados mostram que a colocação de um peso positivo sobre o nível de preços e o produto real, a função de reação da taxa de juros é provável que seja melhor do que uma regra de preço puro.

Taylor (1993) propõe que a política monetária pode ser regida por uma regra de taxa de juros simples e propõe uma política de “*feedback*” que relaciona positivamente a taxa de juros com o desvio da inflação em relação a meta e ao desvio do produto em relação ao seu potencial. Desta forma, a política monetária seria regida por uma função de reação baseada nesta regra simples da taxa de juros.

$$i_t^* = \alpha + \gamma_\pi (\pi_t - \bar{\pi}) + \gamma_x x_t \quad (3.1)$$

Onde

$$\alpha = \bar{r} + \bar{\pi}$$

$$\gamma_\pi > 1, \gamma_x > 0$$

Onde i_t^* é a meta da taxa de juros definida pelo “*feedback*”, $\bar{\pi}$ é a meta da taxa de inflação e \bar{r} é taxa de juros real de equilíbrio de longo prazo. As variáveis são expressas em nível pois é dada pelo desvio da variável em relação a sua tendência.

A partir da Regra simples apresentada por Taylor (1993) foram realizados inúmeros trabalhos buscando formas mais adequadas para especificar a regra de Taylor. Assim ao considerar especificações da regra de Taylor (1993) deve-se levar em consideração o termo de suavização da taxa de juros, se o modelo trabalha com base na inflação passada (*backward-looking*) ou com a inflação esperada (*forward-Looking*), se a condução desta regra de política é para países desenvolvidos ou em desenvolvimento e se a especificação é linear ou não linear.

A regra de Taylor (1993) descreve bem o comportamento da taxa de juros dos Estados Unidos não levando em consideração um fato estilizado da literatura no processo de condução da política monetária que consiste que os “os BCs tendem a calibrar o juro básico de forma suave e contínua ao longo do tempo” (MODENESI, 2008, p.14).

Como ressaltado em Modenesi (2008) entre os principais motivos para a correlação serial das taxas de juros segundo a teoria ortodoxa: *a*) o receio de que movimentos abruptos nos juros possam provocar uma crise nos mercados financeiros; e *b*) a incerteza quanto aos efeitos de variações na taxa de juros. No primeiro caso os Bancos Centrais (BCs) agiriam de forma

gradual para evitar uma eventual crise financeira decorrente de um choque de juros enquanto no segundo, refere-se ao imperfeito conhecimento dos mecanismos de transmissão da política monetária.

Dentro desta lógica, vários trabalhos foram escritos buscando obter uma forma mais adequada da regra de Taylor. Os trabalhos como de Clarida, Galí e Getler (1999, 2000), Woodford (1999) e Goodhart (1999), Levin et al. (1999), por exemplo acrescentaram um termo de suavização da taxa de juros.

Entre os trabalhos que buscaram uma melhor especificação da regra de Taylor, vale ressaltar o trabalho de Clarida, Galí e Getler (1999), que criou uma regra simples para política monetária dos EUA, e considerou como esta regra tem evoluído ao longo do tempo. A formulação específica é uma versão "*forward looking*" da regra de Taylor simples:

$$i_t^* = \alpha + \gamma_\pi (E_t \pi_{t+1} - \bar{\pi}) + \gamma_x x_t \quad (3.2)$$

Nesta nova formulação de Clarida, Galí e Getler (1999), a taxa básica de juros responde a inflação esperada em oposição à passada e também acrescenta um termo de suavização da taxa básica de juros indicando que os BCs reagem de forma gradual a mudanças na taxa de juros. Assim, esta especificação difere da apresentada por Taylor (1993). Logo os autores modificam a regra de Taylor original ao fazer uma especificação "*forward looking*" e ao acrescentar um termo para suavizar os ajustes das taxas de juros.

$$i_t^* = \alpha + \gamma_\pi (E_t \pi_{t+1} - \bar{\pi}) + \gamma_x x_t \quad (3.3)$$

Com,

$$i_t = \rho i_{t-1} + (1 - \rho) i_t^* \quad (3.4)$$

Onde ρ é um parâmetro que mede o grau de suavização da taxa de juros, desta maneira, tem-se:

$$i_t = (1 - \rho) [\alpha + \beta \pi_t + \gamma x_t] + \rho i_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.5)$$

De acordo com Clarida. Galí e Getler (1999) α é uma constante interpretada como a taxa de juros nominal no estado estacionário (*steady state*) e onde $\rho \in [0,1]$ é um parâmetro

que reflete o grau de dependência da taxa de juros defasada. Assim, a suavização da taxa de juros estaria presente em aspectos distintos. Primeiro, os coeficientes angulares estimados sobre a inflação e o hiato do produto, β e γ , são geralmente menores do que a regra ótima poderia sugerir. Em segundo lugar, existe tipicamente um ajustamento parcial aos movimentos em π_t e x_t , refletida pela presença dos juros defasada na regra ajustada. Isto é, uma média ponderada de algum valor desejado que depende do estado de economia (dado pela expressão $[\alpha + \beta\pi_t + \gamma x_t]$) e pela taxa de juro desfasada, onde os pesos relativos dependem do parâmetro de suavização ρ .

Dentro desta lógica, recentemente, na literatura muitos autores têm dado mais atenção à especificação da regra de Taylor, buscando verificar qual a melhor especificação para descrever o comportamento do BC. Quin e Enders (2008) estimam 5 especificações de regra de Taylor para os Estados Unidos (EUA), sendo que dois deles são não lineares e compara seu desempenho com dois modelos univariados. Para o critério de seleção os autores fazem previsões dentro e fora da amostra e utilizam dados em tempo real.

O regime monetário de metas de inflação difere em relação a países em desenvolvimento e desenvolvidos. Nos países em desenvolvimento os coeficientes de inflação na regra de Taylor diminuiram após sua adoção, isto geralmente decorre do aumento da credibilidade da política monetária que permite ao longo do tempo os BCs tomar decisões de políticas mais frouxas (FRAGA et al., 2003; MINELLA et al., 2003; MOHANTY; KLAU, 2004). Apesar do coeficiente de inflação ter diminuído após a adoção do regime de metas de inflação, estes países enfrentam mais dificuldades do que os países desenvolvidos para conseguir a estabilidade de preços. Entre os fatores que dificultam alcançar uma estabilidade de preços vale destacar as expectativas de monetização da dívida decorrente de regimes de dominância fiscal, maior vulnerabilidade a choques externos entre outros fatores que conduzem aos bancos centrais destes países terem uma baixa credibilidade, tendo como resultado a dificuldade de coordenar as expectativas de inflação e manter a inflação baixa e estável (CARVALHO; MOURA, 2008; FRAGA et al. 2003; MINELLA et al., 2003; MOHANTY E KLAU, 2004).

Trabalhos de Clarida, Galí e Getler (1999, 2000), Huang et al. (2001) e Orphanides (2003), Qin e Enders (2008) mostraram que uma regra *forward-looking* tem desempenho melhor do que uma regra *backward-looking* e que uma regra *forward-looking* pode ser um bom indicador do que se seguiu a política monetária. Contudo como colocado por Taylor (1993), a inflação passada pode ser uma boa *proxy* para a inflação futura, principalmente em países emergentes, nos quais a inflação passada é considerada para a expectativa de inflação futura.

Outra linha de estudo a respeito das especificações da regra de Taylor tem levantado a questão que especificações não lineares da regra de Taylor (1993) podem ser mais apropriadas que as especificações lineares. Desta forma, várias pesquisas têm relaxado a suposição habitual de preferências quadráticas e adotaram a especificação de preferência assimétrica, de forma que os Bancos Centrais reagiriam de forma diferente quando a inflação está acima da meta de quando a inflação está abaixo da meta. A literatura internacional apresenta uma gama de trabalhos estimando funções de reações não lineares para diferentes países. Gerlach (2000, 2003), Ruge-Murciá (2002), Bec et al. (2002), Surico (2004) e Cukierman e Muscatelli (2008), estes trabalhos mostram que existe uma assimetria na tomada de decisões dos Bancos Centrais com respeito a metas de inflação e produto.

Cukierman e Muscatelli (2008) exploram teórica e empiricamente a visão de que as regras de Taylor são frequentemente não-lineares, devido às preferências dos bancos centrais serem assimétricas em relação a aversão a inflação e a recessão, e que a natureza destas assimetrias muda através dos diferentes regimes de política monetárias. O modelo teórico utiliza uma nova abordagem padrão Novo keynesiana para estabelecer relações de equivalência entre a forma de não-linearidades em regras de Taylor e assimetrias em objetivos de política monetária. Os autores verificaram que para períodos diferentes o Banco Central tem preferências assimétricas, desta forma em períodos em que a economia está na sua normalidade o Banco Central tem uma preferência de aversão à recessão (curva de preferência côncava), enquanto que em períodos de estabilização da economia tem uma aversão à inflação (preferências convexas).

Schaling (1999, 2004) e Dolado et al. (2005) verificam outra fonte de não linearidade da Regra de Taylor baseada na estrutura econômica, na qual a não linearidade da regra de Taylor está relacionada a Curva de Phillips convexa, em que os desvios positivos de demanda agregada potencial são mais inflacionários do que desvios negativos são desinflacionários. Desta maneira, as implicações de uma curva de Phillips não-linear para a derivação de regras monetárias ótimas combinadas com uma função de perda quadrática, a política ótima também é não-linear, com o tomador de decisões de política aumentando as taxas de juros por uma quantidade maior quando a inflação ou produto estão acima da meta do que eles vão reduzir a taxa de juros quando a inflação ou produto estão abaixo da meta. Especificamente, a principal predição do modelo é que uma tal fonte de não-linearidade conduz à inclusão da interação entre a inflação esperada e *gap* do produto de uma maneira que torna a regra de Taylor não linear.

Outra questão levantada por Clarida, Galí e Getler (1998) é que a taxa de juros da função de reação pode ser endógena à inflação esperada e ao *gap* do produto. Isto se deve segundo os

autores por que pode ter uma potencial simultaneidade (causando viés), ou seja, a taxa de juros responde à inflação prevista e ao produto, contudo, por sua vez, pode afetar estas mesmas variáveis. Desta maneira, uma das formas de fazer face a este problema é estimar as funções de reação pelo Método dos Momentos Generalizados (GMM).

No caso brasileiro, além das variáveis tradicionais da regra de Taylor, acreditamos que o conteúdo informacional contido nos índices de *commodities* poderá melhorar o ajustamento da regra de Taylor estimada. Isto se deve por que o Brasil é um grande país exportador de *commodities*, sendo que mais da metade da sua pauta de exportação refere-se a *commodities* agrícolas. Desta forma o país fica vulnerável a choques de oferta derivados das oscilações dos preços das *commodities* no mercado internacional²³.

Como discutido no Ensaio 1 da Tese, países que tem sua pauta de exportação pouco diversificada, dependendo assim da exportação de poucas *commodities* agrícolas, sofrem alterações nos termos de troca quando os preços das *commodities* no mercado mundial sofrem mudanças e conduzem às alterações na taxa de câmbio real (depreciação ou apreciação) dependendo do choque dos preços das *commodities* serem positivos ou negativos. Além disso, os países que tem sua pauta de exportação focada em alguns poucos produtos de *commodities* primárias e que representam um componente significativo da sua pauta de exportação, de forma que alterações nos preços mundiais das *commodities* alteram seus termos de troca de forma a conduzir a mudanças na sua taxa de câmbio real, constituem países que tem “*commodity currencies*”, ou seja, em que os movimentos nos preços reais das *commodities* podem explicar flutuações em suas taxas de câmbio reais (CHEN; ROGOFF, 2003; CASHIN; CÉSPEDES; SAHAY, 2004).

Trabalhos como de Cashin, Céspedes e Sahay (2004), Fernandez (2003), Hampshire (2008), Freire (2009), Kohlscheen (2010), Veríssimo, Xavier e Vieira (2012), Rosolen, Viriato e Lyrio (2013), Souza e Veríssimo (2013), entre outros, que mostram evidências de que o Brasil tem uma *commodity currency*. Desta forma, pensamos que se faz necessário a inclusão das variáveis taxa de câmbio real e preços das *commodities* na especificação da função de reação para o Brasil.

A inclusão da taxa de câmbio real e preços das *commodities* se faz necessário na medida em que na presença de choques reais externos (representado pelos preços das *commodities*), estes exercem efeitos diretos e indiretos sobre a inflação. Como efeitos diretos tem-se o repasse dos preços das *commodities* para a inflação e de forma indireta, pode transmitir os efeitos dos

²³ Para maiores detalhes a respeito dos canais pelos quais os preços das *commodities* afetam os preços domésticos ver Souza (2014).

preços das *commodities* através das variações das taxas de câmbio (“*commodity currency*”) e este afeta os preços domésticos através do *pass-through* da taxa de câmbio para os preços²⁴.

Assim, a hipótese central do presente trabalho é que o uso de fatores comuns dos índices de *commodities* podem melhorar o ajustamento da função de reação do Banco Central do Brasil (BCB), na medida em que as *commodities* são importantes fontes de divisas externas para a economia brasileira, podendo o Brasil ter uma “*commodity currency*”.

O objetivo do presente artigo é estimar a função de reação do Banco Central (BC) para verificar se o grau de ajuste da função de reação estimada é sensível à inclusão do conteúdo informacional dos índices de *commodities* e também verificar se a inclusão de fatores contidos nos índices de *commodities* melhora o grau de ajustamento da função de reação.

A metodologia utilizada é baseada em Qin e Enders (2008), diferenciando no uso de fatores comuns e outras medidas de erros previsão. Desta maneira serão realizadas previsões dentro da amostra (*in-sample*) e fora da amostra (*out-of-sample*). O critério de seleção de modelos dentro da amostra terá como base os critérios de informação (critério de informação de Akaike (AIC) e o critério de informação Bayesiano (BIC)) e o logaritmo da Soma do Quadro do Resíduo (log SSR/T). Em relação ao critério de seleção fora da amostra serão usados a raiz do erro quadrado médio (RMSE) e erro percentual absoluto médio (MAPE) e a estatística U-Theil.

O presente artigo está dividido em quatro seções, além desta introdução e das considerações finais. Na segunda é feita uma revisão da literatura a respeito das estimativas da Regra de Taylor para o Brasil. Na terceira seção são descritos os modelos que serão utilizados. Na quarta seção são apresentados os dados utilizados e suas transformações, na quinta seção são feitas as previsões *in-sample* e *out-of-sample*. Na sexta e última seção são feitas as considerações finais.

3.2 UMA BREVE REVISÃO DA LITERATURA DAS ESTIMATIVAS DA REGRA DE TAYLOR PARA O BRASIL

A literatura da regra de Taylor é bastante vasta. Nesta seção apresentaremos, de forma breve, os principais trabalhos empíricos para o Brasil, procurando verificar os principais aspectos metodológicos e empíricos empregados e os principais resultados encontrados. Os estudos empíricos analisados para o Brasil estão expostos no Quadro 3.

²⁴ Para maiores detalhes ver o Ensaio 1 da Tese.

Autor	Países e Período	Principais Variáveis	Metodologia
Minela et al. (2002)	Dados mensais para o período de 1999:07 a 2002:06	Taxa de juro nominal (Selic), expectativa de inflação (IPCA), média ponderada dos desvios da meta de inflação e produção industrial (ajustado sazonalmente).	Mínimos Quadrados Ordinários
Favero e Giambiagi (2002)	Dados mensais para o período de 1999:02 a 2002:03	Taxa de juro nominal (Selic), expectativa de inflação (IPCA).	Mínimos Quadrados Ordinários
Figueiredo e Ferreira (2002)	Dados mensais para o período de 1999:04 a 2002:09	Taxa de juro nominal (Selic), preços livres e administrados acumulados nos últimos 12 meses e meta de inflação	Mínimos Quadrados Ordinários
Barcellos Neto (2003)	Dados mensais para o período de 2000:01 a 2002:12	Taxa Selic, Desvios de expectativa, <i>Gap</i> do Produto, Preços Livres e Preços Administrados	Estimação Linear
Minella (2003)	Dados mensais para o período de (1999:07 a 2002:12) (2000:01 a 2002:12)	Expectativa de inflação, meta de inflação, variação da taxa de câmbio nominal, produção industrial (ajuste sazonal) como <i>proxy</i> para o produto e hiato do produto usando filtro HP	Mínimos quadrados Ordinários
Muinhos (2004)	Dados trimestrais 1994:04 a 2002:02	Taxa de juro nominal (Selic), taxa de câmbio nominal,	Mínimos Quadrados Ordinários e previsões dentro e fora da amostra
Holland (2005)	Dados mensais para o período de 1999:07 a 2005:01	Taxa SELIC, Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), índice de produção industrial (ajustada sazonalmente), produto potencial (filtro HP e tendência linear), hiato do produto, taxa de câmbio real (R\$/US\$).	Método dos Momentos Generalizados (GMM).
Bueno (2005)	Dados trimestrais para EUA 1960:01 a 2003:04 Dados trimestrais e mensais para o Brasil 1991:02 a 2003:04/1990:02 a 2003:12 respectivamente	Taxa de juro nominal (Selic), índice de preços ao consumidor, expectativa da taxa de inflação, produção industrial, hiato do produto e consumo de energia.	Markov Switching
Soares e Barbosa (2006)	Dados mensais para o período de 2000:05 a 2005.	Taxa de Juros, Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), expectativa de inflação, produção industrial (ajustada sazonalmente), produto potencial, taxa de câmbio efetiva real (índice) e taxa de juro real de equilíbrio de longo prazo.	Estimação por Método de Mínimos Quadrados em dois estágios.
Mendonça (2007)	Dados mensais para o período de 1999:07 a 2004:11	Taxa de juro nominal (Selic), preços livres e administrados acumulados nos últimos 12 meses, meta de inflação, IPCA, taxa de câmbio, taxa de desemprego e produção física industrial.	Mínimos Quadrados Ordinários Modelo auto-regressivo vetorial (VAR)
Lima et al. (2007)	Dados mensais 1996:07 a 2006:01	Taxa de inflação medida pelo IPCA, taxa de juros nominal (Selic), taxa de câmbio nominal, compra fim do período, produção industrial e reservas cambiais.	Markov Switching
Carvalho e Moura (2008)	Dados mensais para o período de 1999:01 a 2008:01	A inflação é uma média móvel de doze meses do índice de preços ao consumidor para cada país, taxa de inflação esperada acumulada, produção industrial e seu hiato e taxa de câmbio nominal.	Estimação por mínimos quadrados ordinários (MQO) e previsões fora da amostra.
Pagano e Rossi Júnior (2009)	Dados mensais para o período de 2000:07 a 2008:08	Dados em tempo real: Meta para a taxa de juros Selic anualizada definida pelo COPOM, do último dia de cada mês, expectativa de inflação para os próximos 12 meses (FOCUS), desvio da inflação em relação à meta, produção industrial mensal dessazonalizado	Estimação linear (MQO), modelos não lineares Modelos de transição suave (STR), estimação através do ciclo de modelagem (<i>modelling cycle</i>)
Qin e Enders (2008)	Dados trimestrais para os períodos de 1967: Q1–1979: Q2, 1979: Q3–1995: Q4 e 1987: Q4–2005: Q4	Dados em tempo real, taxa de inflação, taxa de juros e hiato do produto.	Estimação por Mínimos Quadrados não Lineares (NLLS) para os primeiros dois períodos e GMM para o último período. Previsões dentro e fora da amostra.

Quadro 3: Estudos Empíricos sobre estimativas da Regra de Taylor para o Brasil

Fonte: Elaboração própria com base em dados da pesquisa.

O Quadro 3 resume informações de 13 estudos realizados para o Brasil a respeito das estimativas da regra de Taylor. Na primeira coluna do Quadro 1, encontram-se os autores dos trabalhos; na segunda coluna, países e períodos analisados; na terceira coluna, as variáveis utilizadas em cada um dos estudos e, na quarta e última coluna, encontram-se as técnicas econométricas utilizadas para estimar a regra de Taylor.

Pode-se constatar que na maioria dos estudos a base de dados é mensal ou trimestral. Ao examinar o Quadro acima, também se constata que as variáveis escolhidas para estimar a Regra de Taylor variam entre os diversos estudos. Entretanto, é possível observar que as variáveis inflação, produção industrial, desvio da meta, *gap* do produto, taxa de câmbio real e nominal e taxa básica de juros de curto prazo (SELIC) são comuns a vários estudos. Em relação às técnicas econométricas empregadas, há diversidade, sendo que as mais comuns consistem em Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), Método dos Momentos Generalizados (GMM), Mínimos Quadrados não lineares (NLLS), modelos não lineares como Modelos de transição suave (STR) e *Markov Switching*.

Os trabalhos como de Figueiredo e Ferreira, Mendonça (2007) e Modenesi (2008), dividem o índice de preços em preços livres e administrados, utilizando modelo *backward-looking* da regra de Taylor e utilizam o termo de suavização da taxa de juros buscam verificar se o BCB reage de forma diferente a esses dois componentes da inflação. Ambos os trabalhos mostraram evidências que o BCB reage com mais intensidade a inflação livre do que a administrada.

Entre as especificações *forward-looking* da regra de Taylor para o Brasil vale ressaltar os trabalhos de Minella et al. (2002) e Favero e Giavazzi (2002). Estes autores estimam uma função de reação usando a expectativa de inflação. Em seu trabalho Minella et al. (2002) usa duas medidas de expectativa de inflação, uma baseada no relatório trimestral do BCB e a segunda fonte é obtida por uma pesquisa diária que o Banco Central realiza entre as instituições financeiras e firmas de consultoria. Outra questão interessante em Minella et al. (2002) é que ele cria uma nova variável, desvio da meta, levando em consideração as médias dos desvios esperados da meta para diferentes anos.

Favero e Giavazzi (2002) mostram evidências que o comportamento do BCB é mais bem descrito por um modelo que liga a taxa Selic à expectativa de inflação um ano à frente e ao simular esta função de reação, em conjunto com um modelo para as expectativas de inflação, os autores foram capazes de construir o caminho futuro das taxas das futuras taxas Selic.

A literatura da regra de Taylor para o Brasil que trata da inclusão da taxa de câmbio na função de reação do BCB tem trabalhos como de Muinhos (2004), Minella et al. (2003),

Holland (2005) e Soares e Barbosa (2006). Estes são alguns trabalhos que discutem a importância da inclusão da taxa de câmbio na função de reação do BCB.

Minella et. al. (2003) analisa os desafios enfrentados pelo regime de metas de inflação no Brasil, a crise de confiança no desempenho futuro da economia brasileira e o aumento da aversão ao risco nos mercados internacionais foram responsáveis por uma parada súbita dos fluxos de capitais em 2002, que causou uma significativa depreciação da taxa de câmbio. Para sua análise estima uma função de reação do banco central, tendo como base um modelo *forward-looking* baseado em Clarida, Gallí e Gertler (1998, 2000) para o período de metas de inflação.

Os principais resultados encontrados por Minella et al. (2003) é um alto grau de suavização da taxa de juros, os coeficientes das expectativas de inflação são maiores que um e significativamente diferentes de zero em todas as especificações, evidenciando que o BCB tem reagido fortemente à inflação esperada, o coeficiente de hiato do produto tem o sinal errado, mas é estatisticamente significativa apenas numa das especificações. Uma possível explicação para o sinal negativo é que parte dos choques de oferta que atingiram a economia levou a um aumento da inflação e simultaneamente a uma redução na produção e por fim, quando incluído a taxa de câmbio o seu coeficiente não se torna significativo, os choques externos tendem a gerar pressões inflacionárias, ao mesmo tempo em que tendem a diminuir o produto, pelo menos no curto prazo.

Muinhos (2004) estima uma regra de Taylor e conduz algumas simulações da regra de Taylor ampliada com a taxa de câmbio, como proposto por Ball (2000). Estas simulações foram feitas também para analisar choques externos em um modelo simples de Metas de Inflação com equações de balança comercial. Verificou-se que quando a taxa de câmbio é incluída na regra de Taylor, a volatilidade do produto aumenta após um choque negativo no fluxo de capitais.

Holland (2005) estima uma função de reação para o Banco Central do Brasil após a adoção do regime de metas de inflação com o objetivo de verificar se no Brasil a política monetária responde as variações na taxa de câmbio. Na literatura muitos pesquisadores acreditam que os mercados emergentes com regime de metas de inflação e taxa de câmbio flutuante não permitem que a taxa de câmbio flutue livremente, porque eles sofrem do chamado medo de flutuar (*“fear of floating”*). Para avaliar se o BCB tem sofrido com *“fear of floating”*, o autor estima uma função de reação baseada no modelo *forward-looking*, onde o BCB eleva as taxas de juros em resposta a pressões inflacionárias²⁵. O coeficiente da taxa de câmbio não

²⁵ A metodologia de cálculo do hiato do produto influencia os resultados dos coeficientes, para Holland (2005), quando usado o método da tendência linear ao invés do filtro HP, os coeficientes são maiores.

se mostrou significativo e foi interpretado como prova de que o Banco Central do Brasil não sofre com o medo de flutuar.

Soares e Barbosa (2006) estimam uma regra de Taylor para o Brasil a partir da implantação do sistema de metas de inflação em junho de 1999, considerando tanto a taxa de juros real de equilíbrio de longo prazo quanto a meta de inflação variáveis no tempo. Os autores estimam modelos baseados numa versão *forward-looking* da regra de Taylor, ou seja, considerando a expectativa de inflação ao invés da inflação corrente ou passada, desta forma usa um modelo semelhante ao de Clarida, Galí e Gertler (1998). Um dos principais resultados é que a taxa de juros real de equilíbrio de longo prazo estaria compreendida entre 8% e 10% ao ano, os coeficientes de longo prazo para inflação possuem valores no intervalo entre 1,57 e 3,57, de forma que o BACEN reagiu agressivamente ao desvio entre a expectativa de inflação e a sua meta no período da amostra. Os resultados sugerem, ainda, que a utilização do filtro HP para a obtenção do produto potencial gera valores maiores para o coeficiente do hiato do produto, comparados aos valores obtidos quando se utiliza o método da tendência linear no cálculo do produto potencial. O desvio entre a primeira diferença do logaritmo da taxa de câmbio real corrente e a primeira diferença do logaritmo da taxa de câmbio real defasada de um período é uma variável significativa em todas as regressões, a hipótese do coeficiente de suavização da taxa de juros igual a zero é sempre rejeitada, indicando que o Banco Central ajusta a taxa SELIC de forma gradual e por fim o uso de variáveis *dummy* não mostrou melhoras nas estimativas dos parâmetros nem tampouco nas previsões anteriormente realizadas.

Carvalho e Moura (2008) analisam a forma como a política monetária foi realizada recentemente nas sete maiores economias da América Latina, o chamado grupo LAC-7: Brasil, Argentina, México, Chile, Colômbia, Venezuela e Peru. Os autores estimam oito especificações alternativas para a regra de Taylor e selecionam a forma funcional mais adequada através de medidas de desempenho de previsão fora da amostra. A comparação indica que as regras *backward-looking* superam as *forward-looking* nas taxas de juro de previsão, insinuando que a inflação passada ainda é um importante determinante da inflação esperada em países emergentes.

Os principais resultados obtidos por Carvalho e Moura (2008) sugerem que o modelo com maior poder preditivo varia amplamente através dos países, de uma simples regra *backward-looking* para a Colômbia para uma regra *forward-looking* com variação cambial para o Brasil. Os principais resultados encontrados pelos autores são que: (i) regras *backward-looking* geralmente fornecem uma melhor previsão do que as *forward-looking*, significando que a inflação passada ainda desempenha um papel nas expectativas de inflação em economias

emergentes; (ii) o Princípio de Taylor é seguido pelo México, (ainda que não de forma contínua), mas apenas marginalmente seguido pelo Brasil e Chile; (iii) para o Brasil, os formuladores de políticas monetárias parecem ser mais agressivos para diminuir as taxas de juros quando a inflação está abaixo da meta do que para aumentar as taxas de juros quando a inflação está acima da meta; a definição da taxa de juros nos demais países parece ser simétrico em relação à inflação; e (iv) a variação da taxa de câmbio parece ser uma relevante variável para decisões sobre taxas de juros apenas para Peru e México, enquanto que o hiato do produto aparece importar apenas para a Colômbia e o Peru

Entre os trabalhos feitos para o Brasil que ressaltam a assimetria da função de reação, vale ressaltar o trabalho de Pagano e Rossi Júnior (2009) em que analisaram se a função de reação do Banco Central do Brasil (BCB) apresenta características não-lineares e caracteriza o tipo de preferência do Banco Central no período de julho de 2000 a agosto de 2008, período este que contempla o regime de câmbio flutuante e o regime de metas de inflação adotado no país após 1999. Os resultados encontrados não rejeitam a hipótese de não-linearidade na função de reação do Banco Central do Brasil. Além disso, os resultados indicam que a função de reação do BCB é côncava em relação à inflação esperada, o que dado uma estrutura econômica Novo-Keynesiana, é consistente com a existência de preferências avessas a recessão.

Ademais, modelos Markovianos de mudança de regimes foram utilizados para estimar uma função de reação para o Brasil. Os trabalhos de Bueno (2005) e Lima et al. (2007) estimaram função de reação para o Brasil usando este tipo de modelos. O primeiro avaliou empiricamente a regra de Taylor para os Estados Unidos (EUA) e o Brasil usando Regimes *Markov-Switching*, como resultado verificou que o parâmetro de inflação da regra de Taylor dos Estados Unidos é menor do que um em muitos períodos, contrastando fortemente com o trabalho de Clarida, Galí e Getler (2000) e também verificou que o mesmo ocorre com os dados do Brasil.

Por outro lado, Lima et al. (2007) estima uma regra de política monetária adotada no período pós Plano Real pelo Banco Central do Brasil (BCB), na qual seu principal instrumento de política monetária é a taxa Selic. Desta forma o autor estima uma função de reação no período de julho de 1996 a janeiro de 2006, utilizando modelo *Markov-Switching Model* (MS) no qual verifica que existem 4 regimes de política monetária neste período.

Os principais resultados encontrados é que no primeiro regime (regime 1), a política monetária está preocupada com a defesa da ancoragem cambial e os movimentos das taxas de juros estão relacionados aos movimentos das reservas internacionais. O segundo regime (Regime 2) está associado com períodos de menos estresse no mercado de câmbio, permitindo

ao Banco Central olhar para a inflação, produto e da dinâmica das taxas de juro ao escolher a taxa SELIC. Por outro lado, a política monetária entre agosto de 1999 e janeiro de 2006, que está associado com a adoção do regime de metas de inflação e taxa de câmbio flutuante, é caracterizada por dois outros estados recorrentes. Em regime 3, o Banco Central se preocupa basicamente sobre a taxa de inflação e marginalmente sobre a taxa de câmbio na fixação da taxa SELIC e no regime 4, o BCB é mais flexível ao perseguir a meta de inflação, e além da inflação que inclui também o produto na função de reação SELIC.

Desta maneira, existem diferenças significativas na forma como a política monetária foi realizado antes e depois de 1999, indicando que a política monetária foi substancialmente afetada pela mudança no regime de política cambial para a livre flutuação da moeda brasileira.

3.3 FORMAS FUNCIONAIS DA REGRA DE TAYLOR

A literatura a respeito da regra de Taylor é extensa, e como já mencionada existem várias especificações disponíveis. Especificações lineares e não lineares de modelos *forward-looking*, *backward-looking* e inclusão de um termo de suavização da taxa de juros.

Dada à literatura a respeito da especificação das regras de Taylor que melhor se ajusta as tomadas de decisões do BCs e a literatura a respeito de fatores comuns, o presente trabalho irá utilizar diferentes especificações da regra de Taylor *forward-looking*, como forma de verificar se o índice de *commodities* do Fundo Monetário Internacional (FMI) e seus fatores comuns incorporam uma informação adicional à função de reação do BCB.

Os modelos resenhados com base na literatura são do tipo *forward-looking*, permitindo termo de suavização da taxa de juros como o estimado por Clarida, Galí e Getler (1997, 1998, 2000). As estimativas utilizando apenas uma defasagem da taxa de juros apresentaram problemas de correlação serial dos resíduos, desta forma como sugerido por Minella et al. (2002), o problema é resolvido usando duas defasagens.

Para encontrar a melhor especificação da regra de Taylor foram estimadas 6 formas funcionais da regra de Taylor utilizando dois termos de defasagem na taxa de juros. Para as previsões dentro da amostra (*in sample*) cada um dos modelos foi especificado uma versão com os termos de suavização da taxa de juros e utilizando como método de estimação o Método dos Momentos Generalizados (GMM)²⁶. Os instrumentos utilizados foram variáveis defasadas da taxa de juros (SELIC), hiato do produto e da inflação.

²⁶ Clarida, Galí e Getler (1997, 1998 e 2000) utilizam GMM para estimar a regra de Taylor, pois segundo os autores pode haver problemas de endogeneidade entre a taxa de juros e as variáveis inflação e produto.

O modelo 1, refere-se a uma regra de Taylor *forward-looking* simples, onde política reage ao desvio da inflação em relação a sua meta e a diferença do produto em relação ao seu potencial (*gap*). Os modelos de 1 a 6, diferem entre si apenas no que diz respeito à incorporação de novas variáveis explicativas na versão mais simples da regra de Taylor, esboçada no modelo 1. O modelo 2, acrescenta a taxa de câmbio efetiva real, o modelo 3 leva em consideração o índice de *commodities* do FMI, o modelo 4 incorpora o fator comum do índice de *commodities*, modelo 5 leva em consideração a taxa de câmbio efetiva real juntamente com o índice de *commodities*, desta forma incorporando ao mesmo tempo dois componentes de choque externo de oferta e por último, o modelo 6 incorpora a taxa de câmbio efetiva real e os fatores comuns do índice de *commodities*.

$$\text{Modelo 1: } i_t = \alpha_1 i_{t-1} + \alpha_2 i_{t-2} + (1 - \alpha_1 - \alpha_2) (\alpha_0 + \alpha_3 (E_t \pi_{t+j} - \pi_{t+j}^*) + \alpha_4 y_t) + \varepsilon_t$$

$$\text{Modelo 2: } i_t = \alpha_1 i_{t-1} + \alpha_2 i_{t-2} + (1 - \alpha_1 - \alpha_2) (\alpha_0 + \alpha_3 (E_t \pi_{t+j} - \pi_{t+j}^*) + \alpha_4 y_t + \alpha_5 e_t) + \varepsilon_t$$

$$\text{Modelo 3: } i_t = \alpha_1 i_{t-1} + \alpha_2 i_{t-2} + (1 - \alpha_1 - \alpha_2) (\alpha_0 + \alpha_3 (E_t \pi_{t+j} - \pi_{t+j}^*) + \alpha_4 y_t + \alpha_6 PC_t) + \varepsilon_t$$

$$\text{Modelo 4: } i_t = \alpha_1 i_{t-1} + \alpha_2 i_{t-2} + (1 - \alpha_1 - \alpha_2) (\alpha_0 + \alpha_3 (E_t \pi_{t+j} - \pi_{t+j}^*) + \alpha_4 y_t + \alpha_7 F1_t) + \varepsilon_t$$

$$\text{Modelo 5: } i_t = \alpha_1 i_{t-1} + \alpha_2 i_{t-2} + (1 - \alpha_1 - \alpha_2) (\alpha_0 + \alpha_3 (E_t \pi_{t+j} - \pi_{t+j}^*) + \alpha_4 y_t + \alpha_5 e_t + \alpha_6 PC_t) + \varepsilon_t$$

$$\text{Modelo 6: } i_t = \alpha_1 i_{t-1} + \alpha_2 i_{t-2} + (1 - \alpha_1 - \alpha_2) (\alpha_0 + \alpha_3 (E_t \pi_{t+j} - \pi_{t+j}^*) + \alpha_4 y_t + \alpha_5 e_t + \alpha_7 F1_t) + \varepsilon_t$$

Para as previsões fora da amostra (*out-of-sample*) foram estimados modelos lineares sem o termo de suavização da taxa de juros²⁷. Os modelos de 7 a 12, correspondem respectivamente aos modelos 1 a 6, diferenciando apenas na exclusão do termo de ajustamento parcial da taxa de juros.

$$\text{Modelo 7: } i_t = \alpha_0 + \alpha_1 i_{t-1} + \alpha_2 i_{t-2} + \alpha_3 (E_t \pi_{t+j} - \pi_{t+j}^*) + \alpha_4 y_t + \varepsilon_t$$

$$\text{Modelo 8: } i_t = \alpha_0 + \alpha_1 i_{t-1} + \alpha_2 i_{t-2} + \alpha_3 (E_t \pi_{t+j} - \pi_{t+j}^*) + \alpha_4 y_t + \alpha_5 e_t + \varepsilon_t$$

$$\text{Modelo 9: } i_t = \alpha_0 + \alpha_1 i_{t-1} + \alpha_2 i_{t-2} + \alpha_3 (E_t \pi_{t+j} - \pi_{t+j}^*) + \alpha_4 y_t + \alpha_6 PC_t + \varepsilon_t$$

$$\text{Modelo 10: } i_t = \alpha_0 + \alpha_1 i_{t-1} + \alpha_2 i_{t-2} + \alpha_3 (E_t \pi_{t+j} - \pi_{t+j}^*) + \alpha_4 y_t + \alpha_5 e_t + \alpha_7 F1 + \varepsilon_t$$

$$\text{Modelo 11: } i_t = \alpha_0 + \alpha_1 i_{t-1} + \alpha_2 i_{t-2} + \alpha_3 (E_t \pi_{t+j} - \pi_{t+j}^*) + \alpha_4 y_t + \alpha_5 e_t + \alpha_6 PC_t + \varepsilon_t$$

$$\text{Modelo 12: } i_t = \alpha_0 + \alpha_1 i_{t-1} + \alpha_2 i_{t-2} + \alpha_3 (E_t \pi_{t+j} - \pi_{t+j}^*) + \alpha_4 y_t + \alpha_5 e_t + \alpha_7 F1 + \varepsilon_t$$

²⁷ Os modelos foram rodados sem o termo de suavização da taxa de juros, pois ao multiplicar o termo de suavização da taxa de juros pela constante e as demais variáveis explicativas do modelo como desvio da meta, hiato do produto, taxa de câmbio real, fator comum e índice de preços de *commodities*, obtém os mesmos coeficientes da estimação dos modelos sem o termo de suavização da taxa de juros. Desta forma como as previsões *out-of-sample*, não importava verificar o impacto do termo de suavização, mas a acurácia dos modelos através das medidas de acurácia como MAPE, RMSE e a estatística de U de Theil, utilizou-se a especificações dos modelos sem o termo de suavização em detrimento de especificações com termo de suavização da taxa de juros, conforme utilizado na literatura por facilidade econométrica e sem ter perda de informação do modelo.

Todos os modelos são regras de Taylor *forward-looking* e buscam mostrar a importância de se adicionar o índice de preços de *commodities* e o fator comum na função de reação do BCB.

3.3.1 Dados utilizados

O objetivo desta seção é discutir os dados que serão utilizados nos modelos que serão estimados na parte empírica. O período a ser analisado corresponde de janeiro de 2002 a fevereiro de 2015. Os dados são mensais, abrangendo um total de 158 observações e 16 séries, sendo que 10 séries referem-se aos índices de preços de *commodities* em dólares do FMI, separados por subgrupos²⁸.

As variáveis utilizadas são a taxa básica de juros SELIC acumulada no mês anualizada (%a.a), o Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) em 12 meses, a produção industrial desazonalizada (produto), taxa de câmbio efetiva real (e), desvio da inflação em relação à meta (desvmeta), hiato do produto (hiato), índice geral de *commodities* (PC) e fatores comuns (F).

Ademais, outras séries dos modelos são construídas das séries descritas acima. A expectativa de inflação usada é a obtida através do relatório Focus²⁹ para os próximos 12 meses. Como as expectativas de inflação eram diárias, os dados mensais foram obtidos pela média aritmética simples do mês. Para calcular o desvio da meta, sendo que a meta de inflação é estabelecida no final do ano para o ano atual e os dois próximos anos seguintes, sendo necessário ter uma única medida de desvio da inflação em relação a meta, Minella et al. (2002) criou uma nova variável, ponderando os desvios da meta em anos diferentes. A criação da nova variável desvio da meta segundo Minella et al. (2002):

$$D_j = \frac{(12-j)}{12} (E_j \pi_t - \pi^*_t) + \frac{j}{12} (E_t \pi_{t+1} + \pi_{t+1}^*) \quad (3.6)$$

²⁸Os dados sobre a taxa de câmbio, taxa de juros, variação da inflação e índices de preços das *commodities* podem ser obtidos para *downloading* em <http://www.ipeadata.gov.br/>, <https://www3.bcb.gov.br/sgspub/localizarseries/localizarSeries.do?method=prepararTelaLocalizarSeries> e <http://www.imf.org/external/np/res/commod/index.aspx>.

²⁹ Pesquisa diária que o BCB conduz entre instituições financeiras e firmas consultadas. Em novembro de 2001 que se iniciou a pesquisa de coleta de expectativas para 12 meses.

Onde D_j é a medida de desvio esperado da inflação da meta, os índices j do mês, e os índices de t do ano. Portanto, D_j é uma média ponderada do ano em curso e do ano seguinte do desvio esperado da inflação da meta, onde os pesos são inversamente proporcionais ao número de meses que restam no ano.

Desta forma, observam D_j não contém as expectativas de inflação se referindo a dois anos com antecedência, apesar da existência da meta para tal. Isto se deve aos atrasos do mecanismo de transmissão da política monetária e das incertezas associadas às previsões, é razoável que o COPOM concentre-se na meta corrente e a do ano seguinte para tomar suas decisões (MINELLA et al., 2002)³⁰.

No que diz respeito à série produção utilizou-se como *proxy* a produção industrial dessazonalizada, pois as séries disponíveis do PIB são trimestrais e anuais. Esta *proxy* é amplamente usada neste tipo de literatura, pois os dados do PIB mensal são factíveis de serem obtidos através do processo de interpolação dos dados, contudo estes dados não são tão confiáveis, sendo desta forma utilizado a produção industrial como *proxy*. A produção industrial foi utilizada, e não o IBC-BR, por exemplo, para tornar os resultados comparáveis aos estudos previamente feitos. Em relação ao hiato do produto, este é obtido através da diferença entre a produção industrial e sua tendência. Na literatura existem duas formas muito utilizadas para obter a tendência de uma série, a primeira sendo a utilização do filtro Hodrick Prescott (HP) e a segunda o método da tendência linear.

Trabalhos como o Holland (2005), Soares e Barbosa (2006) e Minella et al. (2002) utilizaram ambos os métodos para obter o produto potencial. Para Holland (2005) e Soares e Barbosa (2006)³¹ os resultados sugeriram que os valores do coeficiente de inflação são influenciados pelo método do produto potencial e percebeu-se também que o coeficiente de inflação é maior quando se utilizou o método da tendência linear, os valores são superiores aos encontrados quando se utiliza o filtro HP.

Minella et al.(2002) também realizou estimativas utilizando o produto potencial e o desvio do hiato do produto através da extração pelo método de tendência linear e HP, todavia os resultados foram semelhantes, de forma que ele utilizou o filtro HP. Neste trabalho a metodologia utilizada para a obtenção do produto potencial e posteriormente para a construção

³⁰ Existem outras formas de calcular o desvio da meta, como a usada por Clarída, Galí e Getler (1999), no qual usa a diferença entre a inflação esperada e a meta, não considerando uma ponderação das metas como feita por Minella et al. (2002).

³¹ Soares e Barbosa (2006) os resultados sugerem, ainda, que a utilização do filtro HP para a obtenção do produto potencial gera valores maiores para o coeficiente do hiato do produto, comparados aos valores obtidos quando se utiliza o método da tendência linear no cálculo do produto potencial

da série desvio da meta será o método do filtro Hodrick Prescott. O parâmetro de alisamento para o filtro HP é ajustado para seu valor padrão 14.400 para os dados mensais. Assim, o hiato do produto é obtido a partir do desvio da produção industrial dessazonalizado menos a sua tendência. Outra variável a ser utilizada será o índice de preços de *commodities* fornecido pelo Fundo Monetário Internacional (FMI), estes índices são divididos em subgrupos.

Por fim, a partir dos índices de preços das *commodities* do FMI serão obtidos os fatores comuns. Como foi realizado no Ensaio 3 desta tese, o passo inicial da análise é determinar o método de extração dos fatores e o número de fatores³². Neste trabalho optou-se pelo método de extração de fatores ortogonais e o critério do número de fatores será baseado no critério de Kaiser-Guttman³³. As descrições das séries e as estatísticas descritivas (Média, desvio padrão e matriz de correlação), encontram-se no Apêndice D.

O presente trabalho ao buscar o quanto as variações dos preços das *commodities* influenciam as tomadas de decisões sobre a formação da taxa básica de juros SELIC pelo Banco Central do Brasil, tem como objetivo verificar o quanto esta variação de preços é importante na função de reação do BCB. Por isto o período a ser analisado corresponde ao período de alta e baixa dos preços recentes das *commodities*. O período de 2003 até 2008 foi caracterizado por um dos maiores aumentos dos preços das *commodities* no mercado mundial e posteriormente a partir de meados de 2008, houve uma drástica queda decorrente da crise americana do *subprime*. A partir de 2009 novamente houve uma recuperação dos preços das *commodities*, todavia não no mesmo patamar, no qual seguiu se novamente um processo de recuperação até 2011 chegando ao seu pico em meados de abril. Após este período seguiu-se uma tendência de queda até 2015.

3.4 ESTIMATIVAS DAS REGRAS DE TAYLOR *IN SAMPLE* E *OUT-OF-SAMPLE*

As diferentes especificações de regras de Taylor serão estimadas *in-sample* e *out-of-sample*, estes dois testes são importantes alternativas de abordagens para avaliar o conteúdo preditivo de uma variável, os testes na amostra tiram vantagem do tamanho total da amostra e,

³² O corpo da literatura referente ao modelo de fatores é extenso, os primeiros modelos de fatores referem-se aos trabalhos Geweke (1977), Sims e Sargent (1977 apud STOCK e WATSON, 1998) que analisaram este modelo usando domínio de frequência para um pequeno número de variáveis. Entre os trabalhos mais recentes, destacam-se os trabalhos de Stock e Watson (1998, 2002), Forni *et al.* (2000, 2005), Bai e Ng (2008), entre outros trabalhos. Para verificar o número de fatores, entre os métodos existentes na literatura vale ressaltar três metodologias para determinar o número de fatores, a metodologia proposta por Stock e Watson (1998), Bai e Ng (2002) e o critério Kaiser-Guttman, que diz que só os fatores com autovalor maior do que 1 deve ser mantido.

³³ A metodologia usada para o cálculo dos fatores e a metodologia utilizada para determinar número de fatores é o mesmo usado em Souza (2014). No Apêndice E, encontram-se os principais resultados da análise fatorial.

portanto, tendem a ter uma maior potência, enquanto que o processo de previsão para fora da amostra pode ser mais prático, uma vez que imita (reproduz) a restrição de dados de previsão em tempo real sendo mais sensível aos problemas de má especificação (CHEN, ROGOFF E ROSSI, 2008, p.9-10).

Desta forma, diferentes especificações da regra de Taylor têm como objetivo verificar se a inclusão do índice de preços das *commodities* melhora o ajustamento da função de reação do BCB. Por outro lado, a inclusão do fator comum do índice de preços de *commodities* do FMI, busca captar componentes não observáveis de forma a potencialmente melhorar o poder preditivo do modelo. As especificações *in sample*, utilizam o termo de suavização da taxa de juros e são estimados por GMM de forma a evitar a endogeneidade entre taxa de juros SELIC e a variáveis produto e inflação.

Da mesma maneira, as estimativas *out-of-sample*, as diferentes especificações da regra de Taylor são para verificar se as inclusões do índice de *commodities* e do seu fator comum melhoram a acurácia de previsão dos modelos. As estimativas *out-of-sample* são realizadas com os modelos sem o termo de suavização da taxa de juros e estimados por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO)³⁴.

Um primeiro passo quando se trabalha com séries é verificar se as séries seguem um processo estocástico estacionário ao longo do tempo. Para isto serão realizados os testes de raiz unitária Dickey-Fuller Aumentado (ADF), Dickey-Fuller GLS (DFGLS) e Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin (KPSS).

³⁴ As previsões *out-of-sample* foram realizadas por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), conforme realizado na literatura. Qin e Enders (2008) consideram para o seu exercício de previsão *out-of-sample* que a inflação e hiato do produto são variáveis exógenas que não dependem da taxa de juros. Carvalho e Moura (2008) realiza previsões *out-of-sample* para a regra de Taylor utilizando estimativas por MQO.

Tabela 13: Teste de Raiz Unitária

Variáveis	ADF	DFGLS	KPSS
SELIC	-2.6231*(1)(c)	-1.85595*(1)(c)	1.190758***(10)(c)
Desvmeta	-2.71979*(1)(c)	-2.29872**(1)(c)	0.322665(9)(c)
Hiato	-3.64934***(0)(c)	-3.6612***(0)(c)	0.026937(9)(c)
TCR	-1.88886(1)(c,t)	-1.7877(1)(c,t)	0.277981***(10)(c,t)
Fator Comum	-2.19432(1)(c,t)	-2.27185(1)(c,t)	0.166946**(9)(c,t)
Commodity	-2.61333(1)(c,t)	-2.63024(1)(c,t)	0.170334**(9)(c,t)
DTCR	-10.0833***(0)(c,t)	-10.0006***(0)(c,t)	0.078247(6)(c,t)
DF1	-7.37215***(0)(c,t)	-7.41856***(0)(c,t)	0.048999(7)(c,t)
Dcommodity	-7.33942***(0)(c,t)	-7.32546***(0)(c,t)	0.050294(5)(c,t)

Notas: (1) Todos os modelos foram rodados utilizando constante e/ou tendência conforme sugerido pela análise gráfica. Os gráficos das séries encontram-se no Apêndice F.1. (2) As defasagens estão entre parênteses, ***, ** e * denota rejeição da hipótese nula a 1%, 5% e 10% respectivamente. (3) Para o teste KPSS a hipótese nula é inversa da ADF e DFGLS, desta forma a hipótese nula é de que a série é estacionária.

Os resultados da Tabela 13 mostram evidências que as séries Selic, Desvmeta e hiato do produto são estacionárias em nível. Assim os testes ADF e DFGLS rejeitam-se a hipótese nula de raiz unitária para estas séries. O teste KPSS mostrou evidência de que a SELIC é não estacionária, pois rejeitou a hipótese nula de estacionaridade ao nível de 10% de significância.

Para as séries taxa de câmbio efetiva real (TCR), fator comum e índice de *commodities* não se rejeita a hipótese nula de raiz unitária com os testes ADF e DFGLS. Para o teste KPSS, verifica-se que rejeita-se a hipótese nula de estacionaridade das séries. Desta maneira consideramos as séries são não estacionárias em nível e estacionárias em primeira diferença como se verifica na Tabela 13.

3.4.1 Estimativas *in-sample* da Regra de Taylor

Assim como Qin e Enders (2008), este trabalho utilizará critérios de informação (critério de informação de Akaike (AIC) e o critério de informação Bayesiano (BIC)) para selecionar as especificações dos modelos.

Tabela 14: Estimativas dos modelos dentro da amostra (*in sample*) para o período de 2002:01 a 2015:02

Variável Dependente: Selic	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo5	Modelo 6
SELIC(-1)	1.7194 [0.030]***	1.7014 [0.030]***	1.7227 [0.029]***	1.7206 [0.030]***	1.6961 [0.029]***	1.686 [0.031]***
SELIC(-2)	-0.7338 [0.029]***	-0.7198 [0.029]***	-0.7361 [0.028]***	-0.7344 [0.029]***	-0.7138 [0.029]***	-0.7047 [0.030]***
Constante	9.5921 [1.056]***	9.9884 [0.821]***	10.1136 [1.117]***	10.2199 [1.015]***	10.3313 [0.815]***	10.6716 [0.730]***
DESVMETA	1.6252 [0.782]**	1.1962 [0.652]*	0.8564 [0.845]	0.9475 [0.811]	0.5161 [0.637]	0.3199 [0.652]
HIATO	2.0157 [0.397]***	1.804 [0.266]***	2.1404 [0.464]***	2.0369 [0.431]***	1.8502 [0.323]***	1.7328 [0.299]***
CAMBIO		-1.34529 [0.287]***			-1.5756 [0.292]***	-1.6244 [0.273]***
DCOMMODITY			-0.49911 [0.245]**		-0.5763 [0.192]***	
DF1				27.48835 [13.704]**		39.12796 [10.859]***
$(1 - \alpha_1 - \alpha_2)$	0.0144	0.0184	0.0134	0.0138	0.0177	0.0187
AIC	0.3323	0.3402	0.3438	4.6781	0.3525	0.3529
BIC	0.4301	0.4575	0.4611	0.3445	0.4894	0.4898
Q-Stat (24) (p-valor)	0.9120	0.8770	0.9700	0.9740	0.9270	0.9250
J-Stat (p-valor)	0.9545	0.9143	0.9481	0.9523	0.8995	0.9142

Notas: (1) Os modelos da Regra de Taylor são estimados pelo Método dos Momentos Generalizados (GMM). (2) Estatísticas t robustas para heterocedasticidade e autocorrelação, Newey-West. (3) Denota significância estatística, ***significativo a 1% , **5% e *10%respectivamente.

A Tabela 14 apresenta os resultados de 6 especificações da regra de Taylor *forward-looking*, os modelos foram estimados pelo método dos momentos generalizados (GMM), utilizando como instrumentos variáveis defasadas da SELIC, hiato do produto e do IPCA³⁵. Os resultados do teste J e Q indicam adequação dos modelos e ausência de autocorrelação nos resíduos. Os coeficientes do desvio da meta, hiato do produto, taxa de câmbio real, preços das *commodities* e seu fator comum mostraram ser significativos a 1%, 5% e 10%. Os coeficientes do desvio da meta para os modelos 1 e 2 são maiores que 1 e significativos a 5% e 10% respectivamente enquanto que para os modelos 3, 4, 5 e 6 são menores que um e não são significativos. Por outro lado, os coeficientes do hiato do produto mostraram-se significativos

³⁵ Clarída, Galí e Getler (1997) escolhe como instrumentos valores defasados de 1, 6, 9 e 12 períodos do hiato do produto, inflação, diferença logarítma do índice de preços das *commodities*, taxa de juros nominal e diferença logarítma da taxa de câmbio real da moeda do país em relação ao dólar americano,

e maiores que 1 para todos os modelos, mostrando clara evidência que o BCB tem reagido a mudanças no hiato do produto.

Os coeficientes dos fatores comuns e da taxa de câmbio sugerem que um aumento nos preços das *commodities* conduzem aumento dos preços domésticos levando a um aumento da taxa de juros. Por outro lado, aumento dos preços das *commodities* podem alterar os termos de troca do Brasil entre os bens *tradables* e *non tradables*, fazendo com que haja uma apreciação da taxa de câmbio real, compensando assim os efeitos do aumento dos preços das *commodities*. Com relação ao termo de suavização da taxa de juros $(1 - \alpha_1 - \alpha_2)$, este apresentou resultados pouco significativos, sendo os valores baixos como mostrado na Tabela 14.

Verifica-se que quando as variáveis *dCommodity* ou *DF1* (fator) são introduzidas na análise, a variável desvio da meta (*DESVMETA*) deixa de ser estatisticamente significativa, sugerindo que essas variáveis NÃO adicionam conteúdo informacional à estimação da Regra de Taylor para o período analisado. E, de fato, observando-se os gráficos do grau de ajustamento da Selic estimada a partir desses modelos e a observada, verifica-se que todos os modelos parecem representar bastante bem o comportamento da Selic³⁶.

³⁶ As estimativas *backward-looking* foram realizadas numa primeira versão do presente artigo, e foi apresentada no 43º Encontro Nacional de Economia (ANPEC) em dezembro de 2015. O artigo pode ser obtido para *downloading* no seguinte link.
http://www.anpec.org.br/encontro/2015/submissao/files_I/i4-1741286da580ff40bcd8e1f32048e4d9.pdf

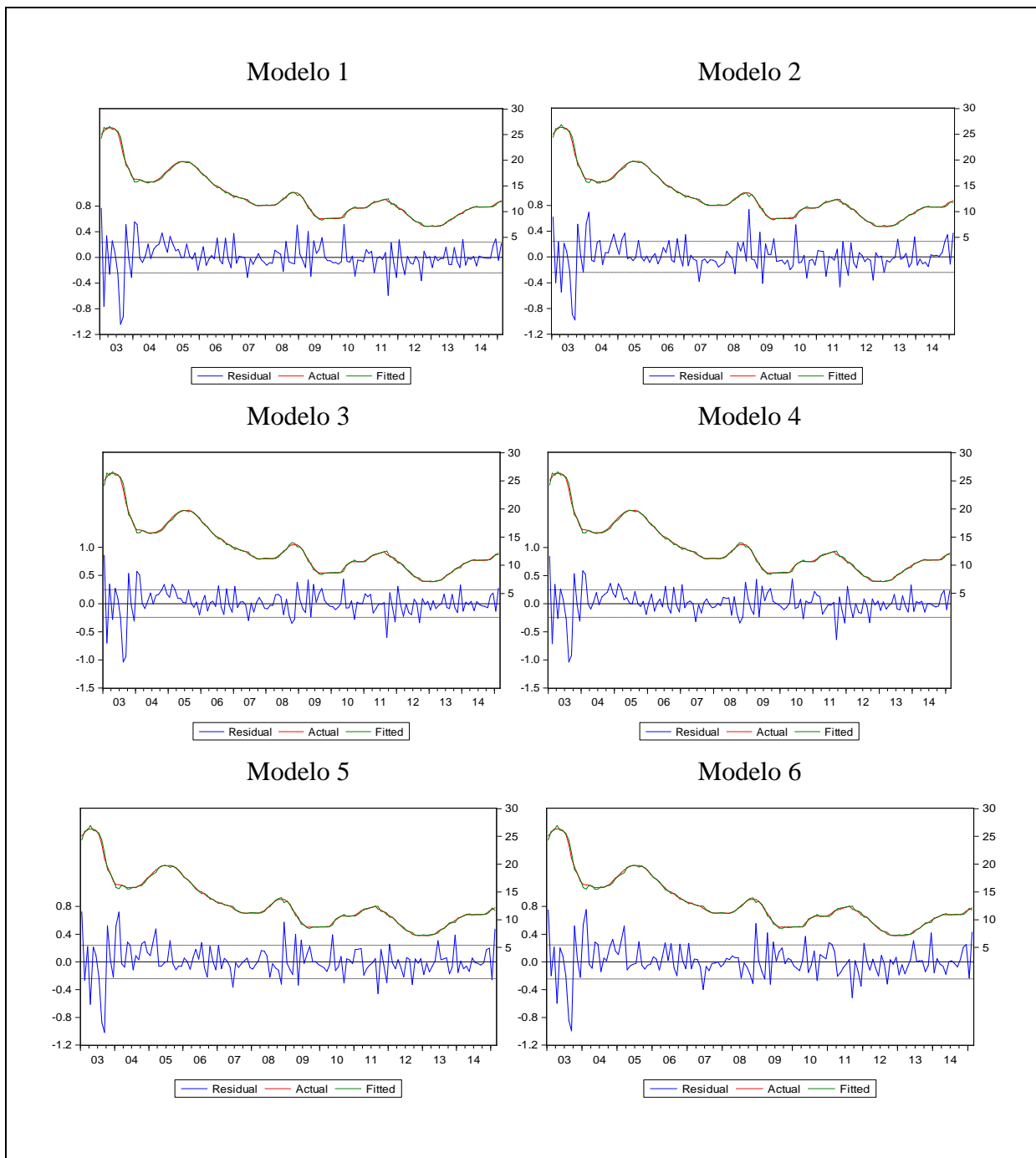


Gráfico 6: Previsão *in sample* para os modelos

Fonte: Elaboração própria com base em dados da pesquisa.

3.4.2 Estimativas *out-of-sample* da Regra de Taylor

Embora a análise do desempenho de previsão *in-sample* de diferentes regras de Taylor seja importante, o desempenho de previsões *out-of-sample* pode ser uma ajuda útil para selecionar o melhor modelo. As previsões fora da amostra (*out-of-sample*) são utilizadas para

determinar se um dos principais indicadores propostos é potencialmente útil para previsão de uma variável alvo³⁷.

Neste trabalho irá utilizar aproximadamente 50% do tamanho da amostra, ou seja, 76 observações serão utilizadas para previsões fora da amostra, e também utilizará como critério de acurácia dos modelos a raiz do erro quadrado médio (RMSE) e o erro percentual absoluto médio (MAPE). Os resultados das estimativas dos modelos *out-of-sample*, para 1, 2, 3 e 4 passos à frente estão na Tabela 15.

Tabela 15: Previsões fora da amostra (*out-of-sample forecasts*) para $h = 1, 2, 3$ e 4 Passos a Frente para o Período de 2002:02 a 2015:02

		$h = 1$	$h = 2$	$h = 3$	$h = 4$
Modelo 1	RMSE	0.36198	0.9273	1.648	2.4716
	MAPE	3.3636	9.0725	16.391	24.805
Modelo 2	RMSE	0.34783	0.88946	1.5842	2.3859
	MAPE	3.2076	8.6594	15.706	23.892
Modelo 3	RMSE	0.37942	0.97848	1.7370	2.5977
	MAPE	3.5411	9.5303	17.266	26.031
Modelo 4	RMSE	0.37951	0.97743	1.7311	2.584
	MAPE	3.5211	9.4542	17.109	25.767
Modelo 5	RMSE	0.36697	0.9456	1.6824	2.5255
	MAPE	3.3941	9.1085	16.579	25.128
Modelo 6	RMSE	0.36782	0.94637	1.6792	2.5153
	MAPE	3.3734	9.0238	16.41	24.848
Modelo Selecionado por RMSE		2	2	2	2
Modelo Selecionado por MAPE		2	2	2	2

Fonte: elaboração própria com base em dados da pesquisa

Notas: (1) O período de estimação total da amostra é de 2002(3) – 2015(2), sendo que o período de inicialização é 2002(3) – 2008(8) sendo 76 observações reservadas para as projeções fora da amostra e o período de teste 2008(9)-2015(2).

A Tabela 15 mostra os resultados das previsões *out-of-sample* 1, 2, 3 e 4 passos à frente dos 6 modelos de regra de Taylor³⁸. O modelo 2 é o que apresentou o menor RMSE e MAPE para todos os períodos de previsão, mostrando evidências que a inclusão da taxa de câmbio real melhorou a acurácia do modelo quando comparada ao segundo melhor, o modelo (1). Os modelos 3 e 4 não se mostraram satisfatórios na medida que apresentaram RMSE e MAPE maiores que as especificações mais básicas da regra de Taylor mostrando que a inclusão

³⁷ Para uma discussão detalhada ver Makridakis, Wheelwright, and Hyndman (1998, Ch. 2) e Clements e Hendry (1998).

³⁸ Como os coeficientes dos modelos com o termo de suavização da taxa de juros eram parecidos com os modelos lineares, utilizou-se na previsão fora da amostra somente os modelos lineares.

somente do índice de *commodities* e dos seus fatores no modelo básico da regra de Taylor não melhorou a acurácia do modelo. Os modelos 5 e 6 mostraram resultados interessantes, pois o modelo 5 apresentou um melhor RMSE para os dois primeiros períodos enquanto que o modelo 6 apresentou um melhor RMSE para os dois períodos finais.

Em termos da medida de acurácia MAPE, o modelo 2 apresentou melhores resultados para todos os períodos, mostrando evidências que a inclusão da taxa de câmbio real na função de reação possibilita melhor o poder de acurácia do modelo. Outro resultado observado é em relação ao uso do índice de *commodities* ou do seu fator. Os modelos 5 e 6 mostram evidências que o uso de fatores comuns melhoram o poder de acurácia do modelo em detrimento do uso do índice de *commodities* pela medida de acurácia MAPE.

Para uma análise de robustez dos resultados utilizamos um dos modelos considerado “naïve” para comparar o ajustamento. O modelo “naïve” seria uma regra de Taylor *forward-looking* simples, na qual incorpora-se simplesmente as variáveis desvio da meta de inflação e hiato do produto. Consideramos o Modelo 1 como esse modelo simples.

Para uma melhor análise comparativa entre os modelos, fez a diferença entre o RMSE do modelo da regra de Taylor com especificação *forward-looking* simples – representado pelo Modelo 1, em relação aos outros modelos. Desta forma procurou verificar quanto outras especificações de modelos, no qual incorporam outras variáveis, poderiam melhorar o poder de previsão e o grau de ajustamento da função de reação do BCB.

Outro exercício realizado foi comparar o Modelo 4, no qual é acrescentado fatores comuns a especificação básica da regra de Taylor e comparar com outros modelos. Este exercício tem como objetivo verificar se a inclusão dos fatores comuns do índice de *commodities* melhora o desempenho dos modelos de previsão, tendo como base o RMSE.

O resultado desta diferença entre o RMSE do modelo de referência e outros modelos é dado por d . Assim, quando $d > 0$, significa que o RMSE do modelo base é maior que o do modelo ao qual ele está sendo comparado, logo o modelo apresenta mais poder de previsão do que o modelo básico. A Tabela 16 apresenta os resultados de d .

Tabela 16: Análise Comparativa do RMSE entre os Modelos ($d > 0$)($d < 0$)

Modelos 1 (Regra de Taylor simples) e outros modelos ($d < 0$) e ($d < 0$)				
(1-2)	0.01415	0.03784	0.0638	0.0857
(1-3)	-0.01744	-0.05118	-0.089	-0.1261
(1-4)	-0.01753	-0.05013	-0.0831	-0.1124
(1-5)	-0.00499	-0.0183	-0.0344	-0.0539
(1-6)	-0.00584	-0.01907	-0.0312	-0.0437
Modelos 4 (Inclusão de Fatores) e outros modelos ($d < 0$) e ($d < 0$)				
(4-2)	0.03168	0.08797	0.1469	0.1981
(4-3)	0.00009	-0.00105	-0.0059	-0.0137
(4-5)	0.01254	0.03183	0.0487	0.0585
(4-6)	0.01169	0.03106	0.0519	0.0687

Fonte: Elaboração própria com base em dados da pesquisa

Notas: (1) Para $d > 0$ os modelos são melhores que o naïve e do que o de fatores. No caso de $d < 0$, os modelos naïve e o de fatores apresentaram melhores poder de previsão.

Quando comparou-se a Regra de Taylor Simples (modelo1) a outras especificações, verifica-se que somente a comparação com o Modelo 2 (inclui a variável taxa de câmbio real) gera valores de $d > 0$ para as demais comparações o valor de $d < 0$, mostrando que o RMSE do modelo 1 é menor do que o das outras especificações.

O modelo 4 (inclusão de fatores comuns na regra de Taylor simples) quando comparado a outras especificações apresentou valor de $d > 0$ quando comparado a todas as especificações com exceção do modelo 3 (inclui índice de *commodities* na regra de Taylor). Este resultado mostra evidências que em uma comparação entre o modelo 4 (inclui fatores) e o modelo 3 (índice de *commodities*), o primeiro tem um melhor poder de previsão para todos os horizontes com exceção de $h = 1$, assim apoiando o uso de fatores comuns ao invés do índice de *commodities*. As projeções *out-of-sample* estáticas, da Selic estimada e observada para $h = 1$, encontra-se no Apêndice G.1.

Uma outra medida de acurácia usada para comparação entre os modelos é a estatística U de Theil. Esta foi calculada com base na razão entre o RMSE dos modelos em comparação ao RMSE do modelo base (naïve).

$$Estatística U Theil = \frac{RMSE da Previsão}{RMSE da Previsão naïve} \quad (3.7)$$

Primeiramente foi calculado o U de Theil tendo como modelo base o a especificação simples da regra de Taylor. Posteriormente, foi calculado o U de Theil comparando o RMSE

dos modelos 1, 2, 3, 5 e 6 em relação à regra de Taylor no qual foi incluído fator comum do índice de *commodities* na sua especificação.

Tabela 17: Estatística U de Theil

RMSE Modelos/RMSE Modelo 1(Regra de Taylor Simples <i>Forward-Looking</i>)				
Modelo 2	0.960909	0.959193	0.961286	0.965326
Modelo 3	1.048179	1.055192	1.054005	1.05102
Modelo 4	1.048428	1.05406	1.050425	1.045477
Modelo 5	1.013785	1.019735	1.020874	1.021808
Modelo 6	1.016133	1.020565	1.018932	1.017681
RMSE Modelos/RMSE Modelo 4(Regra de Taylor Simples <i>Forward-Looking</i> +Fator Comum)				
Modelo 1	0.953809	0.948712	0.951996	0.956502
Modelo 2	0.916524	0.909999	0.915141	0.923336
Modelo 3	0.999763	1.001074	1.003408	1.005302
Modelo 5	0.966957	0.967435	0.971868	0.977361
Modelo 6	0.969197	0.968223	0.970019	0.973413

Fonte: Elaboração própria com base em dados da pesquisa.

Notas: Se $U = 1$ o método naïve é tão bom quanto o outro modelo de previsão. Se $U < 1$ a técnica de previsão usada é melhor do que a naïve. $U > 1$ a técnica não é melhor que a naïve.

A Tabela 17 apresenta o resultado da estatística de Theil, comparando o modelo 1 aos modelos 2, 3, 4, 5 e 6. A estatística de Theil apresentou valor $U < 1$ somente para o modelo 2, confirmando os resultados anteriores. Quando comparado o modelo 4 em relação a outras especificações tem-se que o $U < 1$ para os modelos 1, 2, 5 e 6. Em relação ao modelo 3, apresentou um valor $U < 1$ somente para o $h = 1$, para todos os outros horizontes de previsão apresentou um valor de $U > 1$, evidenciando que o uso de fatores comuns melhora o poder de previsão dos modelos. Portanto os resultados apontam que as inclusões da taxa de câmbio real e do fator comum melhoram o poder de acurácia dos modelos. Este resultado vai ao encontro com os encontrados para as previsões *in sample*.

Como forma de verificar a validade dos resultados encontrados foi realizada exercício de robustez, para isto adotou-se uma estratégia recursiva sequencial (a mesma adotada no Ensaio 2 da tese). A amostra começa a partir de um número mínimo de observações e estatísticas são recalculadas adicionando-se observações uma de cada vez. Assim, a amostra inicial começará utilizando cerca de 1/5 da amostra total, no caso 31 observações. Os resultados obtidos pela análise recursiva apresentaram os mesmos RMSE e MAPE da previsão estatística,

e, portanto, da estatística U de Theil, apresentados para as previsões estáticas, confirmando os resultados encontrados³⁹. Os Gráficos das previsões recursivas encontram-se no Apêndice D.2.

³⁹ Como os resultados das previsões recursivas apresentaram os mesmos RMSE e MAPE das previsões estáticas, os resultados não foram apresentados. Todavia pode ser obtido junto ao autor.

3.5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

O presente trabalho buscou através das diversas especificações *forward-looking* da regra de Taylor e previsões dentro e fora da amostra, verificar se a inclusão do índice de *commodities* e de uso de fatores comuns melhora o grau de ajustamento da função de reação do BCB.

Os principais resultados para dentro da amostra foram os seguintes: a) Pelo critério de informação AIC, o modelo 1 (que inclui as variáveis desvio da meta e hiato do produto apresentou o melhor resultado; b) Pelo critério de informação BIC, o modelo 4 (que inclui as variáveis desvio da meta, hiato do produto e fator comum) apresentou o melhor resultado; c) quando as variáveis *dCommodity* ou *DF1* (fator) são introduzidas na análise, a variável desvio da meta (*DESVMETA*) deixa de ser estatisticamente significativa, sugerindo que essas variáveis NÃO adicionam conteúdo informacional à estimação da Regra de Taylor para o período analisado.

Considerando as previsões fora da amostra, o modelo 2 é o que apresentou os menores valores do RMSE e do MAPE, mostrando ser o melhor modelo. Para analisar se a inclusão de fatores comuns melhora o poder de previsão dos modelos, comparou-se o modelo 4 às outras especificações. Todos os valores de $d > 0$, com exceção a comparação ao modelo 3, no qual inclui a variável índice de *commodities*.

As estatísticas de Theil corroboraram os resultados obtidos, confirmando a supremacia do modelo 2. Os resultados obtidos foram ainda confirmados quando previsões recursivas foram realizadas. Em síntese, os resultados nos sugerem fortemente que, numa especificação *forward looking*, a taxa de câmbio é uma variável que deve ser incluída nas estimações da regra de Taylor para o Brasil. Os potenciais efeitos preditivos dos índices de *commodities*, seja em sua totalidade, seja em termos de carga de variabilidade, não se mostraram relevantes nas nossas estimativas, apesar da condição do Brasil como grande exportador *de commodities*. Esperava-se que essa condição pudesse se refletir na função de reação do Banco Central, já que choques externos como alterações dos preços das *commodities* podem levar a uma mudança nos termos de troca entre *bens tradable* e *non tradables*, tendo como consequência uma apreciação da taxa de câmbio real e por outro lado um repasse dos preços das *commodities* para os preços domésticos. É certo que esses efeitos podem se compensar entre si, na medida que um aumento dos preços das *commodities* pode ser compensando por uma apreciação da taxa de câmbio real (*pass-through* reverso). As especificações da regra de Taylor estimadas neste trabalho sugerem que alterações no índice de *commodities* fazem parte da informação amostral do Banco Central,

potencialmente via variações na taxa de câmbio, como evidenciado pelo poder preditivo do modelo em que essa variável é incorporada.

CONCLUSÃO

A presente tese buscou analisar a relação entre preços das *commodities*, taxa de câmbio real e inflação para o período de janeiro de 2002 a fevereiro de 2015. Para discutir esta relação foram realizados três ensaios a respeito da política monetária.

O primeiro ensaio teve como objetivo estudar a interação entre os choques externos dados pelas alterações dos preços das *commodities*, taxa de câmbio real e preços domésticos, abordando os canais pelos quais os choques externos afetam a taxa de câmbio e como estes efeitos são transmitidos para os preços. Para alcançar este objetivo foi feita uma revisão teórica e empírica da literatura da determinação da taxa de câmbio real, dando ênfase à teoria da *commodity currencies*, abordando sua origem, caracterização e fazendo uma revisão bibliográfica dos principais trabalhos da literatura. Posteriormente é explicado de forma breve os canais pelos quais a taxa de câmbio transmite os choques dos preços das *commodities* para os preços domésticos e como estes choques externos afetam diretamente os preços domésticos.

Os principais resultados encontrados são que os modelos de determinação da taxa de câmbio como PPP, o modelo de Balassa-Samuelson e o de De Gregorio e Wolf (1994) tem problemas na determinação da taxa de câmbio real, sendo que no caso da PPP a literatura ainda não conseguiu resolver o *puzzle* da PPP. Todavia, os preços das *commodities* mostraram ser um choque real volátil e persistente podendo ser um bom candidato a resolver o *puzzle* da PPP ou ao menos amenizá-los. Outro resultado é que os preços das *commodities* exercem efeitos diretos e indiretos sobre os preços domésticos. Os efeitos diretos estão relacionados com a mudança dos preços relativos afetando diretamente o índice de inflação geral - no qual tem itens de alimentos e energia – e a segunda rodada de efeitos decorrentes da expectativa de inflação, na qual afeta os salários e o núcleo de inflação. Também verificou-se com base nos trabalhos de Cashin, Céspedes e Sahay (2004), Fernandez (2003), Hampshire (2008), Freire (2009), Kohlscheen (2010), Veríssimo, Xavier e Vieira (2012), Rosolen, Viriato e Lyrio (2013), que existe alguma evidência em maior ou menor grau do Brasil ter uma *commodity currency*. Desta forma, faz-se necessário investigar o impacto das alterações dos preços das *commodities* sobre a inflação.

O segundo ensaio busca analisar teórica e empiricamente os impactos dos preços das *commodities* sobre a inflação. A problemática trazida no segundo ensaio refere-se ao potencial poder preditivo dos preços das *commodities* para prever a inflação. Logo, buscou-se verificar se a inclusão dos fatores contidos nos índices de *commodities* melhora o desempenho preditivo de um modelo para inflação que contenha somente variáveis macroeconômicas para o Brasil no

período de janeiro de 2003 a fevereiro de 2014. A metodologia utilizada foi previsões *in sample* e *out-of-sample*. Os principais resultados encontrados no segundo ensaio mostraram evidências de que o uso do índice de *commodities* e de seus fatores comuns melhoram o poder de previsão de um modelo de inflação que usa somente variáveis macroeconômicas. Além disso, o uso de fatores comuns possibilita melhorar o poder de previsão dos modelos em comparação ao índice de *commodities* à medida que captura componentes não observáveis da amostra.

Dado que o Brasil pode ter uma *commodity currency* como discutido no primeiro ensaio e que o uso do índice de *commodities* e de seus fatores comuns melhoram o poder de previsão de um modelo de inflação que usa somente variáveis macroeconômicas como discutido no segundo ensaio, surge a necessidade de se considerar a alterações dos preços das *commodities* na tomada de decisão da determinação da taxa de juros pelo BCB.

O terceiro e último ensaio da tese tem como objetivo verificar se as inclusões do índice de *commodities* e de seus fatores comuns melhoram o grau de ajustamento da função de reação do Banco Central. Desta forma, buscou verificar se a função de reação estimada é sensível à inclusão do conteúdo informacional dos índices de *commodities* e se a inclusão de fatores contidos nos índices de *commodities* melhoram o grau de ajustamento da função de reação. Através de especificações dentro e fora da amostra verificou-se que a taxa de câmbio é uma variável importante para as estimações da regra de Taylor *forward-looking*. Contudo, potenciais efeitos preditivos dos índices de *commodities*, seja em sua totalidade, ou em termos de carga de variabilidade, não se mostraram relevantes nas nossas estimativas, apesar da condição do Brasil como grande exportador de *commodities*. Esperava-se que essa condição pudesse ser refletida na função de reação do Banco Central, já que choques externos como alterações dos preços das *commodities* podem levar a uma mudança nos termos de troca entre *bens tradable* e *non tradables*, tendo como consequência uma apreciação da taxa de câmbio real e por outro lado um repasse dos preços das *commodities* para os preços domésticos.

É certo que esses efeitos podem se compensar, na medida em que um aumento dos preços das *commodities* pode ser compensando por uma apreciação da taxa de câmbio real (*pass-through* reverso). As especificações da Regra de Taylor estimadas neste trabalho sugerem que alterações no índice de *commodities* fazem parte da informação amostral do Banco Central, potencialmente via variações na taxa de câmbio, como evidenciado pelo poder preditivo do modelo em que essa variável é incorporada.

Por fim, esta tese discutiu através dos três ensaios a relação entre preços das *commodities*, taxa de câmbio real e inflação e mostraram evidências que sendo o Brasil um grande exportador de *commodities*, está vulnerável a choques externos decorrentes das

alterações dos preços das *commodities*. Na medida em que alterações nos preços das *commodities* modificam seus termos de troca, causando efeitos diretos e indiretos sobre os preços domésticos. Assim, ao tomar decisões a respeito de políticas monetárias como determinação da taxa de juros, deve-se levar em consideração o índice de preços das *commodities* e suas influências sobre a taxa de câmbio real.

REFERÊNCIAS

ALMEIDA, Glaudiane; ALVES, Paloma; LIMA, Elcyon. Impactos dos Choques na Política Monetária e no Câmbio no Brasil: Um Modelo de Autorregressão Vetorial Estrutural Aumentada por Fatores Dinâmicos. *IPEA*, Texto para Discussão, No. 1711, Fev., 2012.

AMITRANO, A.; GRAUWE, P.; TULLIO, G. Why has inflation remained so low after the long exchange rate depreciations of 1992? *J. Common Mark. Stud.*, Oxford, v. 35, no. 3, p. 329-346, Sep. 1997.

ASEA, Patrick K; CORDEN, W. Max. The Balassa-Samuelson Model: An Overview. *Working Paper*, 710. March 25, 1994

AWOKUSE, T.O.; YANG, J., 2003. The information role of commodity prices in formulating monetary policy: a re-examination. *Econ.Lett.* 79, 219–224.

BAI, Jushan; NG, Serena. Determining the Number of Factors in Approximate Factor Models. *Econometrica*, Vol. 70, No. 1, pp. 191-221, Janeiro 2002.

BALASSA, Bela. The Purchasing-Power Parity Doctrine: A Reappraisal. *Journal of Political Economy*, v. 72, no. 6, Dec. 1964, p. 584-596.

BANCO CENTRAL DO BRASIL (BCB) (1999). *Relatório de Inflação*, v. 1, nº 1, jun. 1999.

_____-_____. *Relatório de Inflação*, v. 17, nº 1, mar. 2015.

_____-_____. *Relatório de Inflação*, v. 17, nº 2, jun. 2015.

_____-_____. *Relatório de Inflação*, v. 17, nº 3, set. 2015.

_____-_____. *Relatório de Inflação*, v. 17, nº 4, dez. 2015.

BANERJEE, Anindya; MARCELINO, Massimiliano; MASTEEN, Igor. Forecasting Macroeconomic Variables Using Diffusion Indexes in Short Samples with Structural Change. *EUI Working Paper ECO 2008/17*. EUROPEAN UNIVERSITY INSTITUTE, Departamento of Economics.

BARSKY, R.B., KILIAN, L. *Do We Really Know That Oil Caused the Great Stagflation? A Monetary Alternative*. NBER, Working Paper 8386, 2001.

BHAR, Ramaprasad., HAMORI, Shingeyuki. Information content of commodity futures prices for monetary policy. *Econ.Model.*25, p. 274–283, 2008.

BLOCH, Harry.; DOCKERY, A. Michel.; SAPSFORD, David. “Commodity Prices and the Dynamics of Inflation in Commodity-Exporting Nations: Evidence from Australia and Canada.” *Economic Record* 82 (September): S97–S109, 2006.

BLOOMBERG, S. Brock.; HARRIS, Ethan S. “The Commodity-Consumer Prices Connection: Fact or Fable?” Federal Reserve Bank of New York *Economic Policy Review*, 1 (3), p. 21–38 .October, 1995.

BUENO, R. L. S. *Econometria de séries temporais*. 1. ed. São Paulo: Cengage, 2008. v. 1. 299 p.

CALDARELLI, Carlos E.; CAMARA, Marcia R. G. Efeitos das Variações Cambiais sobre os Preços da Carne de Frango no Brasil entre 2008 e 2012. *RESR*, Piracicaba-SP, Vol. 51, Nº 3, p. 575-590, Jul/Set 2013 – Impressa em Outubro de 2013

CAYEN, Jean-Philippe et al. What Drives Exchange Rates? New Evidence from a Panel of U.S. Dollar Bilateral Exchange Rates. *Bank of Canada Working Paper 2010-5*, Feb. 2010..

CAMPA, J. M., GOLDBERG, L. S. *Rate pass-through into import prices: a macro or micro phenomenon?* Cambridge: NBER, 2002. Working Paper Series, n. 8934. Disponível em: <http://www.nber.org/papers/w8934.pdf?new_window=1>. Acesso em: 5 mar. 2010.

CARNEY, Mark. “Capitalizing on the Commodity Boom: the Role of Monetary Policy.” Speech made to the Haskayne School of Business, Calgary, Alberta, 19 June, 2008.

CARVALHO, Alexandre de; MOURA, Marcelo L. *What Can Taylor Rules Say About Monetary Policy in Latin America?* Insper Working Paper, WPE: 134/2008.

CARVALHO, Fernando J. C. de et al. *Economia Monetária Financeira: Teoria e Política*. 2. ed. Rio de Janeiro: Campus, 2007.

CASHIN, Paul.; CÉSPEDES, Luis F.; SAHAY, Ratna. Commodity currencies and the real exchange rate. *Journal of Development Economics*, v.75, no.1, p. 239– 268, October 2004. <<http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0304387804000501>>.

CECCHETTI, Stephen; MOESSNER, Richhild. Commodity prices and inflation dynamics. *BIS Quarterly Review*, Dec. 2008.

CHEN, Yu-chin.; ROGOFF, Kenneth. Commodity currencies. *Journal of International Economics* 60 (1) 133–160, 2003.

CHEN, Yu-Chin.; ROGOFF, Kenneth.; ROSSI, Barbara. CAN EXCHANGE RATES FORECAST COMMODITY PRICES?. NBER. Working Paper, 13901. Disponível em: <<http://www.nber.org/papers/w13901>>. Acesso 20 mai. 2014

CHEUNG, Calista. Are commodity prices useful leading indicators of inflation? *Working Paper*, Bank of Canada, 2009. Disponível <<http://www.bankofcanada.ca/wp-content/uploads/2010/01/dp09-5.pdf>>. Acesso em: 2 dez. 2013.

CHOUDHRI, E. U; HAKURA, D. S. *Exchange rate pass-through to domestic prices: does the inflationary environment matter?*[S. l.]: IMF, 2001. IMF WorkingPaper WP/01/194.

CINER, Cetin. Commodity prices and inflation: Testing in the frequency Domain. *Research in International Business and Finance.*, 25 (2011), p. 229-237.

CLARIDA, Richard; GALÍ, Jordi; GERTLER Mark. The science of monetary policy: a new keynesian perspective. *J. Econ. Lit.*, v. XXXVII, p. 1.661-1.707, Dec. 1999.

_____. Monetary Policy Rules in Practice: Some International Evidence. NBER Working Paper No. 6254, nov. 1997.

_____. Monetary policy rules and macroeconomic stability: evidence and some theory. *The Quarterly Journal of Economics*, v. 115, p. 147-180, 2000.

CLEMENTS, Kenneth W.; FRY, Renée. Commodity currencies and currency commodities. *Resources Policy*, v.33, no.2, p.55-73, Jun.2008.

CLEMENTS, M. P. E HENDRY, D. F. *Forecasting Economic Time Series*. Cambridge: Cambridge University Press, 1998.

CODY, Brian J.; MILLS, Leonardo O. The role of commodity prices in formulating monetary policy. *Rev. Econ. Stat*, v. 73, no. 2, , p.358-365, May, 1991. Disponível em: <<http://www.jstor.org/stable/2109529>>. Acesso em: 4 nov. 2013.

COUDERT, Virginie.; COUHARDE, Cécile.; MIGNON, Valérie. Do Terms of Trade Drive Real Exchange Rates? Comparing Oil and Commodity Currencies. *CEPII*. 2008 -32

CUKIERMAN, Alex; MUSCATELLI, Anton. Nonlinear Taylor Rules and Asymmetric Preferences in Central Banking: Evidence from the United Kingdom and the United States. *The B.E. Journal of Macroeconomics*, v. 8, n. 1, 2008.

DE GREGORIO, José; WOLF Holger C. “Terms of trade, productivity and the real exchange rate”, *NBER Working Paper 4807, National Bureau of Economic Research*, Cambridge, MA, 1994.

DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root.*J. Am. Stat. Assoc.*, Alexandria, v. 74, no. 366, p. 427-431, Jun. 1979.

DOLADO, J.J., MARIA-DOLORES, R., NAVERIA, M. Are monetary-policy reaction functions asymmetric? The role of nonlinearity in the Phillips curve. *European Economic Review* 49, 485–503, 2005.

DOORNIK, J. A.; HENDRY, D. F. PCGIVE 7: Empirical Econometric Modelling PcGive™ 14: Vol I. Oxford: Institute of Economics and Statistics, University of Oxford, (1992).

_____. PCGIVE 7: Modeling Dynamic Systems PcGive™ 14: Vol II. Oxford: Institute of Economics and Statistics, University of Oxford.

EICHENGREEN, B. Can emerging markets float the way they float? Should they inflation target? *Working Paper Series*, Brasília, DF, n. 36, p. 1-49, 2002. Disponível em: <<http://www.bcb.gov.br/pec/wps/ingl/wps36.pdf>>. Acesso em: 4 mar. 2010.

ENDERS, W. *Applied econometric time series*. New York: John Wiley & Sons, 1995.

ENGEL, C. E WEST, K. D. Exchange Rates and Fundamentals. *Journal of Political Economy* 113 (3), 485-517, 2005.

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

FEENSTRA, R. C. *Symmetric pass-through of tariffs and exchange rates under imperfect competition: an empirical test*. Cambridge: NBER, 1987. Working Paper, n. 2453.

FELÍCIO, Wilson R. de. O.; ROSSI JUNIOR, José L. Common Factors and the Exchange Rate: Results From The Brazilian Case. *RBE*, v.68, n.1, p. 49-71. Jan-Mar 2014.

FERNANDEZ, Cassiana Y. H. *Câmbio real e preços de commodities: Relação identificada através de mudança de regime cambial*. Rio de Janeiro, 2003. 86p. Dissertação de Mestrado - Departamento de Economia, Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro.

FERRARO, Domenico.; ROGOFF Kenneth S.; ROSSI, Barbara. *Can oil prices forecast exchange rates?*. NBER, 2012. Working Paper 17998. Disponível em: <<http://www.nber.org/papers/w17998>>. Acesso em 20 mai. 2014.

FERREIRA, Roberto T. *Forecasting quarterly Brazilian GDP growth rate with linear and nonlinear diffusion index models*. 2005. 110f. Tese (Doutorado em Economia) - Universidade Federal do Ceará, Fortaleza, 2005.

FERREIRA, Roberto T.; OLIVEIRA JÚNIOR, José N. de.; CASTELAR, Ivan. Modelos de Índice de Difusão para prever a taxa de crescimento do PIB agrícola brasileiro. *Nova Economia*_Belo Horizonte, v.22, n. 1, p. 117-139, janeiro-abril de 2012.

FORNI, Mario; HALLIN, Marc; LIPPI, Marco; REICHLIN, Lucrezia. The Generalized Dynamic-Factor Model: Identification and Estimation. *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 82, No. 4, pp. 540-554, Nov., 2000.

FRAGA, Armínio; GOLDFAJN Ilan, MINELLA André. 2003. Inflation Targeting in Emerging Market Economies. NBER, 2003. Working Paper Series, n.10019. Disponível em:<http://www.nber.org/papers/w10019.pdf>. Acesso em 10 jun. 2015.

FRANKEL, Jeffrey A. *The effect of monetary policy on real commodity prices*. NBER Working Paper, no.W12713, 2006.

FURLONG, Fred.; INGENITO, Robert. “Commodity Prices and Inflation”, *FRBSF Economic Review* 2 (1996), 27–47.

GAGNON, J. E.; IHRIG, J. Monetary policy and exchange rate pass-through. *Int. J. Fin. Econ.*, Malden, v. 9, no. 4, p. 315-338, 2004.

GARNER, Alan C. Commodity Prices: Policy Target or Information Variable? *Journal of Money, Credit, and Banking.*, Ohio State University Press, v. 21, no 4, p. 508–514, Nov. 1989. Disponível em: <<http://www.jstor.org/stable/1992357>>. Acesso: 04/11/2013.

_____. Commodity Prices and Monetary Policy Reform. *Economic Review*, Feb. 1985

GOLDBERG, P. K; KNETTER, M. M. Goods prices and exchange rates: what have we learned? *J. Econ. Lit.*, Nashville, v. 35, no. 3, p. 1243-1272, Sep. 1997. Disponível em: <<http://www.jstor.org/stable/2729977>>. Acesso em: 2 fev. 2009.

GOLDFAJN, I.; WERLANG, S. R. C. *The pass-through from depreciation to inflation: a panel study*. Working Paper Series, Brasília, DF, n. 5, p. 1-47, 2000.

GOSPODINOV, Nikolay.; NG, Serena. Commodity prices, convenience yields, and inflation. *The Review of Economics and Statistics*, 95(1), p.206-219, Mar, 2013.

GREENE, W. H. *Econometric analysis*. 6th ed. New Jersey: Prentice Hall, 2008.

HAMPSHIRE, Bruno Niemeyer. *O Efeito de Preços de Commodities sobre a Taxa de Câmbio Real para Países Exportadores de Commodities: Uma Análise Empírica*. Rio de Janeiro, 2008. 80p. Dissertação de Mestrado - Departamento de Economia, Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro.

HASSAN, A.F.M. Kamrul; SALIM, Ruhul A. Is there any link between commodity price and monetary policy? Evidence from Australia. *Economic Analysis and Policy*. 41 (3): pp. 205-216, 2011.

HOLLAND, Márcio. Monetary and exchange rate policies in Brazil after inflation targeting. In: Encontro de Economia da Região Sul, VIII., 2005, Porto Alegre. Anais...Porto Alegre: ANPEC-SUL, 2005.

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA. Macroeconômico. 2009. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br>>. Acesso em: 03 mar. 2014.

KNETTER, M. M. Price discrimination by U.S. and German exporters. *Amer. Econ. Rev.*, Nashville, v. 79, no. 1, p. 198-210, Mar. 1989.

_____. International comparisons of price-to-market behavior. *Amer. Econ. Rev.*, Nashville, v. 83, no. 3, p. 473-486, Jun. 1993.

KOHLSCHEEN, Emanuel. Emerging floaters: Pass-throughs and (some) new commodity currencies, *Journal of International Money and Finance*, v.29, no 8, p.1580-1595, Dec. 2010. ISSN 0261-5606, <http://dx.doi.org/10.1016/j.jimonfin.2010.05.013>. Disponível em: <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0261560610000768>. Acesso em: 20 dez. 2015.

KRUGMAN, P. *Pricing to market when exchange rate changes*. Cambridge: NBER, 1986. Working Paper, n. 1926.

LORENA, Vicini. *Análise multivariada da teoria à prática*. Santa Maria : UFSM, CCNE, , 215 p., 2005.

LÜTKEPOHL, Helmut. *New Introduction to Multiple Time Series Analysis*, Springer Publishing Company, Incorporated, 2007.

MAEDA JUNIOR, Tomoharu. *Prevedo a Taxa de Juros no Brasil: Uma Abordagem Combinada entre o Modelo de Correção de Erros e o Modelo de Fatores*. 2012. 74 f. Dissertação (MPFE) - Escola de Economia de São Paulo. 2012.

MAKRIDAKIS, Spyros.; WHEELWRIGHT Steven. C.; and HYNDMAN Rob C. Forecasting: *Methods and Applications*. 3rd. ed. New York: John Wiley and Sons, 1998.

MARQUIS, M.H., CUNNINGHAM, S.R., 1990. Is there a role for commodity prices in the design of monetary policy? Some empirical evidence. *Southern Econ. J.* 57, 169–209.

MARSTON, R. Pricing to market in Japanese manufacturing. *J. Int. Econ.*, Amsterdam, v. 29, no. 3-4, p. 217-236, Nov. 1990.

MEESE, Richard A.; ROGOFF, Kenneth. Empirical exchange rate models of the seventies: Do they fit out of sample?, *Journal of International Economics*, v.14, n0. 1–2, Feb.1983, Pages 3-24, ISSN 0022-1996, [http://dx.doi.org/10.1016/0022-1996\(83\)90017-X](http://dx.doi.org/10.1016/0022-1996(83)90017-X).

MENDONÇA, Jorge C. de; SACHSIDA, Adolfo.; MEDRANO, Luis A. T. UM MODELO ECONOMETRICO PARA PREVISÃO DE IMPOSTOS NO BRASIL. *Economia Aplicada*, v. 17, n. 2, p. 295-329, 2013.

MENON, J. The degree and determinants of exchange rate pass-through: market structure, non-tariff barriers and multinational corporations. *Econ. J.*, Cambridge, v. 106, no. 435, p. 434-444, Mar. 1996.

MINELLA, A.; FREITAS, P. S.; GOLDFAJN, I.; MUINHOS, M. K. Inflation Targeting in Brazil: Constructing Credibility under Exchange Rate Volatility. Banco Central do Brasil, *Working Paper Series*, Brasília, DF, n. 77, p.1-38, 2003.

MODENESI, André. CONVENÇÃO E RIGIDEZ NA POLÍTICA MONETÁRIA: UMA ESTIMATIVA DA FUNÇÃO DE REAÇÃO DO BCB – 2000-2007. *IPEA*, Texto para discussão No.1351, Ago., 2008.

MODENESI, André. *Regimes Monetários*. 1 ed. Barueri: Manole, 2005.

RICCI, Luca A.; MILESI-FERRETTI Gian M.; LEE Jaewoo . “Real Exchange Rates and Fundamentals: A Cross-Country/Perspective”, *IMF Working Paper* 08/013, International Monetary Fund, 2008.

OBSTFELD, M., ROGOFF, K. New directions for stochastic open economy models. *Journal of International Economics* 50, 117–153, 2000.

QIN, Ting; ENDERS, Walter. In-sample and out-of-sample properties of linear and nonlinear Taylor rules. *Journal of Macroeconomics* 30, p.428-443, 2008.

REGAZZI, A. J. INF 766 - *Análise multivariada*. Viçosa: Universidade Federal de Viçosa, Centro de Ciências Exatas e Tecnológicas. Departamento de Informática, 2001. 166p. Apostila de disciplina.

REIS, E. *Estatística multivariada aplicada*. Lisboa, 1997.

RHEE, Changyong.; LEE, Hangyong. *Commodity price movements and monetary policy in Asia*. BIS Papers no. 70, Feb. 2013.

Disponível em:<<http://www.bis.org/publ/bppdf/bispap70h.pdf>>. Acesso: 20 out. 2013.

RICHARDSON, J. D. Some empirical evidence on commodity arbitrage and the law of one price. *J. Int. Econ.*, Amsterdam, v. 2, no. 8, p. 341-351, May 1978.

ROGOFF, K. The purchasing power parity puzzle. *J. Econ. Lit.*, Nashville, v. 34, p. 647-668, Jun. 1996.

ROMER, D. Openness and inflation: theory and evidence. *The Quarterly Journal of Economics*, Cambridge, v. 108, no. 4, Nov. 1993.

ROSOLEN, David.; ARAÚJO, Michel V.; LYRIO, Marco. Previsão do Preço de commodities por meio das taxas de câmbio. *Estud. Econ., São Paulo*, v. 43, n.4, p.813-830, out.-dez. 2013

SAID, S. E.; DICKEY, D. A. Testing for unit roots in autoregressive moving average models of unknown order. *Biometrika*, London, v. 71, no. 3, p. 599-607, 1984.

SAMUELSON, Paul. Theoretical Notes on Trade Problems. *Review of Economics and Statistics*, v.46, no. 2, May 1964, p. 145-154.

SOARES, João J. S; BARBOSA, Fernando H. Regra de Taylor no Brasil: 1999-2005. In: Encontro Nacional de Economia, XXXIV., 2006, Salvador. Anais...Salvador: ANPEC, 2006, p. 1-19.

SOUZA, Rodrigo G. de. *Relação entre Câmbio e preços no Brasil: aspectos teóricos e evidências empíricas para o período de 1999 a 2009*. 2010. 148 f. Dissertação (Mestrado em Economia)-Programa de Pós-Graduação em Ciências Econômicas, Universidade Estadual de Maringá, Paraná, 2010.

_____. Análise da dinâmica entre preços das *commodities* e inflação no Brasil utilizando fatores comuns e previsões fora da amostra para o período de 2003:02 à 2014:02. ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 42., 2014, Natal. *Anais...* Natal: ANPEC, 2014. p. 1-20.

_____. Uma análise da formação da taxa básica de juros selic na economia brasileira: uma estimativa da função de reação do bcb período 2000-2008. *Semana do Economista*, XXIV., 2009, Maringá. *Anais...* Maringá: Semana do Economista (UEM), 2009, p.1-19.

SOUZA, Túlio A.; VERÍSSIMO, Michele P. O papel das commodities para o desempenho exportador brasileiro. *Indic. Econ. FEE*, Porto Alegre, v. 40, n. 2, p. 79-94, 2013.

SAMUELSON, Paul A. Theoretical Notes on Trade Problems. *The Review of Economics and Statistics*, v.46, no. 2, May, 1964, p. 145-154.

STOCK, James H.; WATSON, Mark W. *Diffusion Indexes*: NBER, 1998. Working Paper Series, n.6702.

_____. Forecasting Using Principal Components From a Large Number of Predictors. *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 97, No. 460, pp. 1167-1179, Dez. 2002.

_____. Macroeconomic forecasting using diffusion indexes. *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 20, No. 2, pp. 147-162, Abr. 2002. Disponível: <<http://www.jstor.org/stable/3085839>>. Acesso em 15 de out. 2013.

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

TOKARICK, Stephen. Commodity currencies and the real exchange rate. *Economics Letters*, v.101, no.1, Oct. 2008, p. 60-62, ISSN 0165-1765,
<http://dx.doi.org/10.1016/j.econlet.2008.04.008>.
(<http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0165176508001195>)

UNIVERSIDADE FEDERAL DO RIO DE JANEIRO SISTEMA DE BIBLIOTECAS E INFORMAÇÃO – SiBI. Série Manual de Procedimentos, n. 05. 5.ed. rev. Atual, 2012.

VERÍSSIMO, Michele P.; XAVIER, Clésio L.; VIEIRA, Flávio V. Taxa de Câmbio e Preços de *commodities*: Uma investigação sobre a Hipótese da Doença Holandesa no Brasil. *Economia*, Brasília(DF), v.13, n.1, p.93–130, jan/abr 2012.

WOODFORD, M. Optimal monetary policy inertia. *Manchester School* 67, 1–35, 1999.
GOODHART, C. Central bankers and uncertainty. *Bank of England Quarterly Bulletin* 39, 102–115, 1999.

YANG, J. Exchange rate pass-through em U.S. Manufacturing industries. *Review of Economics and Statistics*, Cambridge, v. 79, no. 1, p. 95-104, Feb. 1997.

VERNENGO, M. “*Money and inflation*”. In: P. ARESITIS e M. SAWYER (Ed.), *A Handbook of monetary Economics*. Cheltenham: Edward Elgar, 2006.

APÊNDICE: ENSAIO 2
APÊNDICE A – DESCRIÇÃO E ESTATÍSTICA DESCRITIVA DOS DADOS
APÊNDICE A.1 – DESCRIÇÃO DOS DADOS

Variáveis	Descrições	Transformação	Sigla	Fonte
Expectativa Inflação (IPCA)	Expectativa de Inflação obtidas pelo relatório focus (IPCA - inflação acumulada para os próximos 12 meses - variação % _valor mensal como média das medianas diárias)	Nível	Inf_e (EXIPCA)	BCB
IPCA	Índice nacional de preços ao consumidor - amplo (IPCA) - em 12 meses Período	Nível	IPCA	IBGE (13522*)
Taxa de Câmbio	Taxa de Câmbio Efetiva Real (IPCA)	Primeira Diferença	TCR	BCB (11752*)
Índice de Atividade Econômica	Índice de Atividade Econômica do Banco Central do Brasil com Ajuste Sazonal	Nível	IBC-Br	BCB (
Hiato do Produto	Diferença entre a produção industrial e sua tendência estimada pelo filtro Hodrick Prescott.	Nível	hiato	IBGE e BCB
Fator Comum	Análise Fatorial, no qual os fatores foram obtidos através da análise de componentes principais	Nível	F1 (componente 1) e F2 (componente 2)	Elaboração própria a partir dos dados do FMI
Preços de todas as Commodities	Índice de preços de todas as <i>commodities</i> , 2005 = 100, inclui tanto índice de preços combustível e não-combustível	Nível	COMMODITY	FMI**
Preços não combustível	Índice de Preços não-combustível, 2005 = 100, inclui alimentos e bebidas e índice de preços industrial.	Nível	PNCB	FMI**
Preços de alimento e Bebidas	Índice de Preços de Alimentos e Bebidas de 2005 = 100, inclui índice de preços de Alimentos e Bebidas.	Nível	PAB	FMI**
Preço de Alimentos	Índice de Preços de Alimentos de 2005 = 100, inclui índice de preços de cereais, óleos vegetais, carne, frutos do mar, açúcar, bananas e laranjas	Nível	PA	
Preços de Bebidas	Índice de Preços Bebidas, 2005 = 100, inclui café, chá e cacau	Nível	PB	FMI**
Preços de insumos industriais	Índice de Preços de insumos industriais de 2005 = 100, inclui índice de preços de matérias primas agrícolas e índice de preços de metais.	Nível	PIND	FMI**
Preços de matérias primas Agrícolas	Índice de matérias primas agrícolas, 2005=100, inclui índice de preços da madeira, algodão, lã, borracha, e couro cru.	Nível	PMP	FMI**
Preços de metais	Índice de Preços Metais, 2005 = 100, inclui índice de preços de cobre, alumínio, minério de ferro, estanho, níquel, zinco, chumbo e urânio.	Nível	PMET	FMI**
Preços Energia	Índice de combustível (energia), 2005 = 100, inclui índice de preços de óleo cru (petróleo), gás natural e carvão	Nível	PENE	FMI**
Preços Petróleo	Índice de preços Petróleo bruto (petróleo), 2005 = 100, média simples dos três preços à vista; Datação Brent, West Texas Intermediate, e Dubai	Nível	PPET	FMI**
Variável <i>Dummy</i> 2003:06	Variável <i>Dummy</i> de nível para controlar quebra do índice de preços das <i>commodities</i>	Nível	<i>Dummy</i>	-
Variável <i>Dummy</i> 2003:12	Variável <i>Dummy</i> de nível para controlar possível quebra no IPCA	Nível	<i>Dummy</i>	
Variável <i>Dummy</i> 2008:10	Variável <i>Dummy</i> de nível para controlar quebra do índice de preços das <i>commodities</i>	Nível	<i>Dummy</i>	-

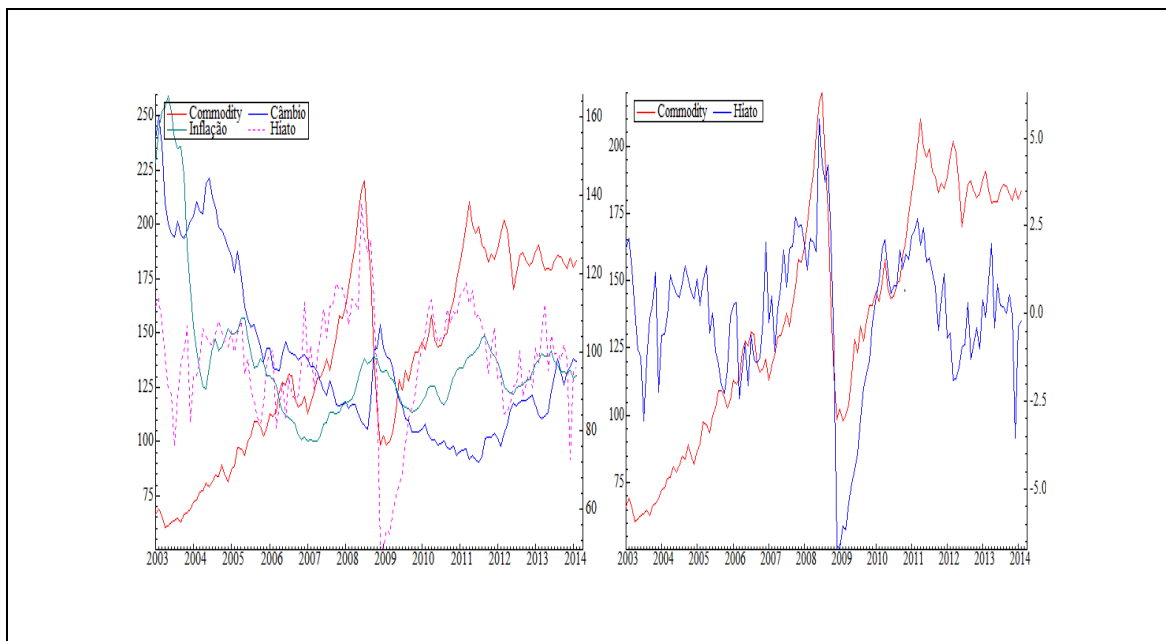
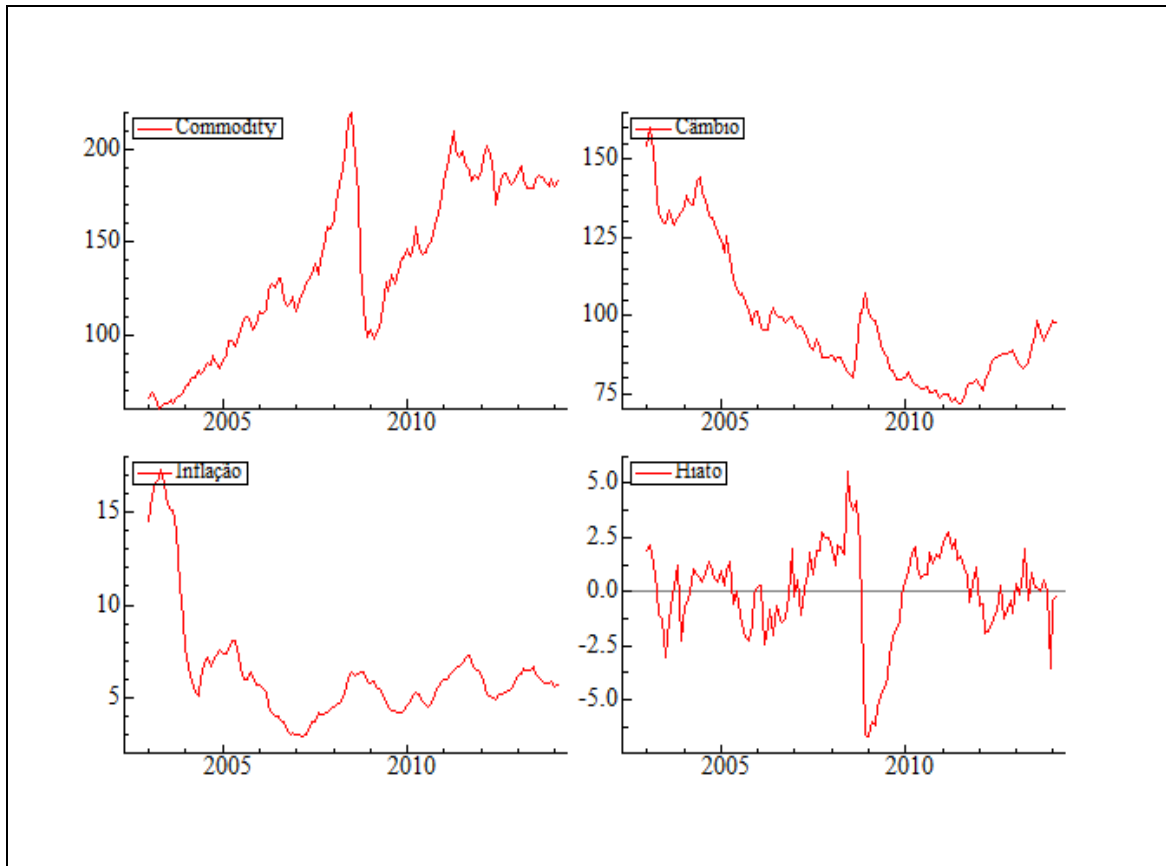
Nota: *Refere-se ao número das séries no site do Banco Central do Brasil (BCB). ** Os índices de *commodities* estão em dólares.

APÊNDICE A.2 - ESTATÍSTICA DESCRITIVA DAS VARIÁVEIS – MÉDIA,
DESVIO PADRÃO E MATRIZ DE CORRELAÇÃO.

Variáveis	Média	Desvio Padrão
IPCA	6.3489	2.9726
F1	0.1734	0.74254
F2	-7.0067	21.085
Commodity	137.79	44.434
IPCA_E	5.2899	1.283
Hiato	2.38E-17	2.0848
Câmbio	-0.00342	0.030815

Matriz de Correlação							
	IPCA	F1	F2	Commodity	IPCA_E	Hiato	Câmbio
IPCA	1	0.78252	0.092052	-0.46201	0.82328	0.018709	-0.11654
F1	0.78252	1	0.075355	-0.39367	0.56555	-0.07234	-0.17046
F2	0.092052	0.075355	1	0.18342	0.19233	0.21364	0.055253
Commodity	-0.46201	-0.39367	0.18342	1	-0.27137	0.31957	0.2038
IPCA_E	0.82328	0.56555	0.19233	-0.27137	1	0.13748	-0.00727
Hiato	0.018709	-0.07234	0.21364	0.31957	0.13748	1	0.10917
Câmbio	-0.11654	-0.17046	0.055253	0.2038	-0.00727	0.10917	1

APÊNDICE A.3 - EVOLUÇÃO DOS ÍNDICES DE PREÇOS DAS
COMMODITIES E VARIÁVEIS MACROECONÔMICAS FUNDAMENTAIS



APÊNDICE B: MODELOS DE PREVISÃO E MEDIDAS DE ACURÁCIA

APÊNDICE B.1 – MODELOS DE PREVISÃO

*Modelo 1: INFLACAO = + 0.9087*INFLACAO_{t-1} + 1.09 - 0.6224*DUMMY2*

(SE) (0.0315) (0.517) (0.355)

*Modelo 2: INFLACAO = + 0.8929*INFLACAO_{t-1} + 0.4742 + 0.1039*DUMMY2 + 0.4486*F1*

(SE) (0.0302) (0.505) (0.372) (0.106)

+ 0.003033*F2 - 1.489*D03M06

(0.00186) (0.563)

*Modelo 3: INFLACAO = + 0.9176*INFLACAO_{t-1} + 0.7823 - 0.7405*DUMMY2 + 0.002586*COMMODITY*

(SE) (0.0313) (0.525) (0.352) (0.00106)

+ 0.273*D08M10

(0.47)

*Modelo 4: INFLACAO = + 0.7714*INFLACAO_{t-1} + 0.3884 - 0.9644*DUMMY2 + 0.3589*INFLACAO_E*

(SE) (0.0324) (0.424) (0.293) (0.0499)

+ 0.04046*HIATO - 3.01*CAMBIO

(0.0166) (1.09)

*Modelo 5: INFLACAO = + 0.767*INFLACAO_{t-1} + 0.02487 - 0.4317*DUMMY2 + 0.3298*INFLACAO_E*

(SE) (0.0321) (0.418) (0.321) (0.0511)

+ 0.04813*HIATO - 2.374*CAMBIO + 0.3358*F1 - 0.0006205*F2

(0.0163) (1.06) (0.0901) (0.0016)

- 0.8406*D03M06

(0.472)

*Modelo 6: INFLACAO = + 0.7724*INFLACAO_1 + 0.2989 - 1.022*DUMMY2 + 0.3581*INFLACAO_E*

(SE) (0.0328) (0.431) (0.292) (0.0501)

+ 0.03276*HIATO - 4.07*CAMBIO + 0.0009471*COMMODITY

(0.0174) (1.2) (0.000947)

+ 0.8082*D08M10

(0.419)

APÊNDICE B.2 MEDIDAS DE ACURÁCIA

Erro de Previsão (e_t)

$$e_t = (Y_t - F_t)_t$$

Erro Médio

$$ME = \sum_{t=1}^n \frac{(Y_t - F_t)}{n}$$

Erro Absoluto Médio (MAE)

$$MAE = \sum_{t=1}^n \frac{(|Y_t - F_t|)}{n}$$

Erro Quadrado Médio (MSE)

$$MSE = \sum_{t=1}^n \frac{(X_t - F_t)^2}{n}$$

Erro Percentual (PE)

$$PE_t = \left(\frac{Y_t - F_t}{Y_t} \right) \times 100$$

Erro Percentual Médio (MPE)

$$MPE = \sum_{t=1}^n \frac{\left(\frac{Y_t - F_t}{Y_t} \right)}{n}$$

Erro Percentual Absoluto Médio (MAPE)

$$MAPE = \sum_{t=1}^n \frac{\left(\left| \frac{X_t - F_t}{X_t} \right| \right)}{n}$$

Onde t índice de período de tempo e n é o número de períodos.

$$\text{Estatística } U \text{ Theil } = \frac{RMSE \text{ da Previsão}}{RMSE \text{ da Previsão naïve}}$$

Interpretação do Resultado da Estatística *U Theil* :

Se $U = 1$ o método Naïve é tão bom quanto outro modelo de previsão.

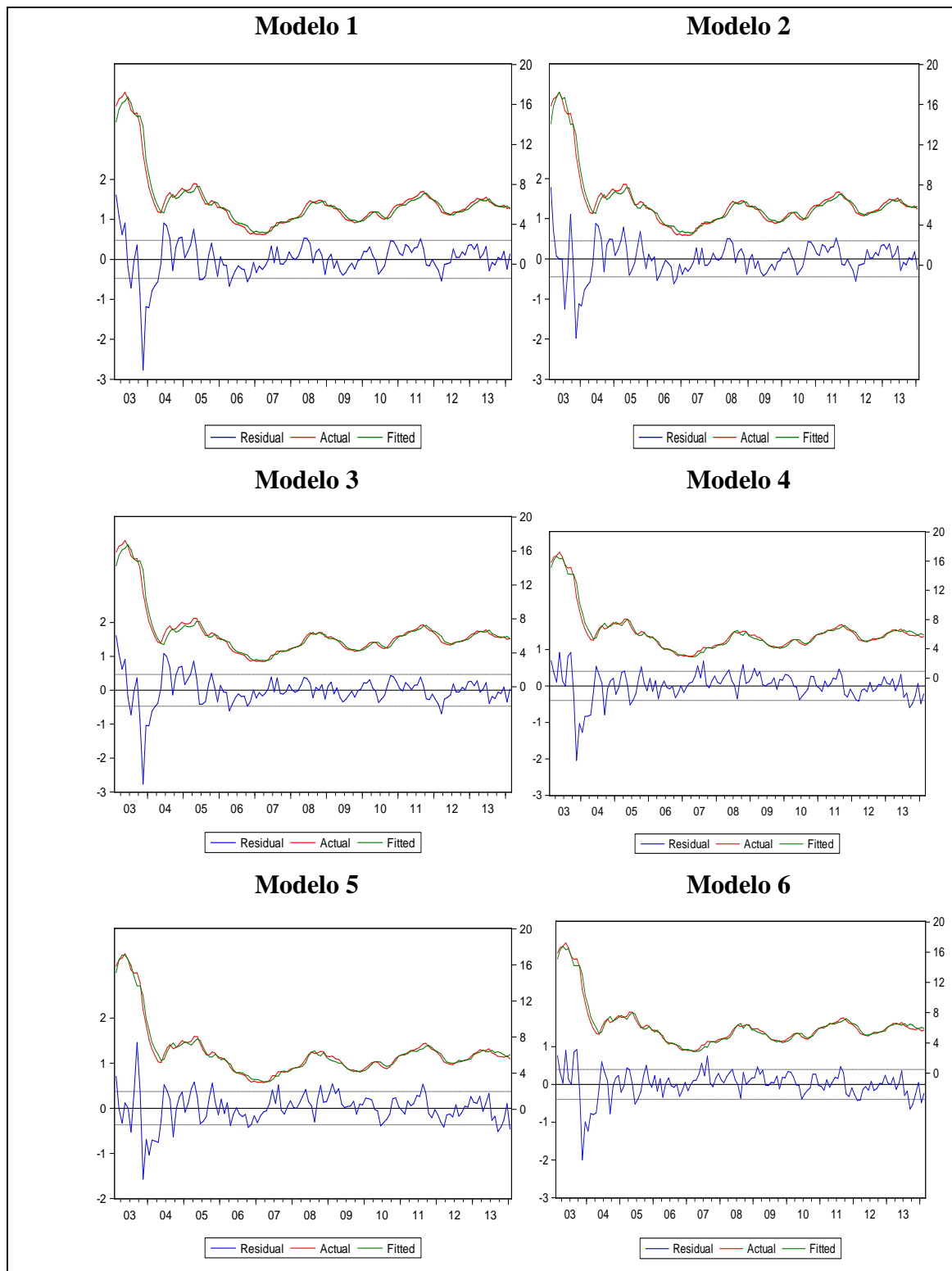
Se $U < 1$ a técnica de previsão usada é melhor do que a Naïve.

Quanto menor a estatística, a técnica de previsão é melhor em relação a Naïve. Quanto mais perto de 0 a estatística *U de theil*, melhor é o modelo.

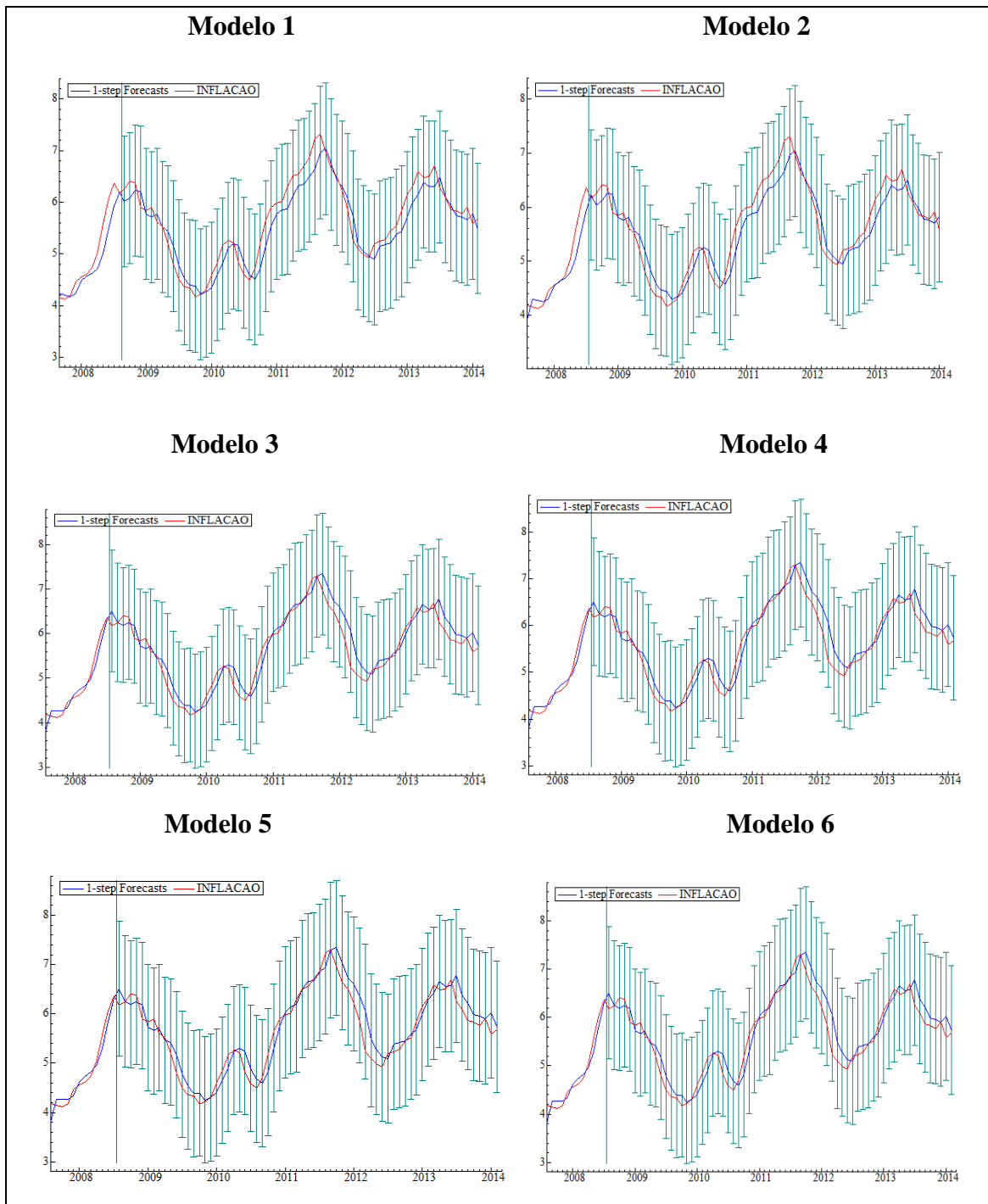
Se $U > 1$ a técnica não é melhor que a Naïve. O método Naïve produzira o melhor resultado (neste caso o modelo mais simples).

APÊNDICE C: GRÁFICOS DAS PREVISÕES

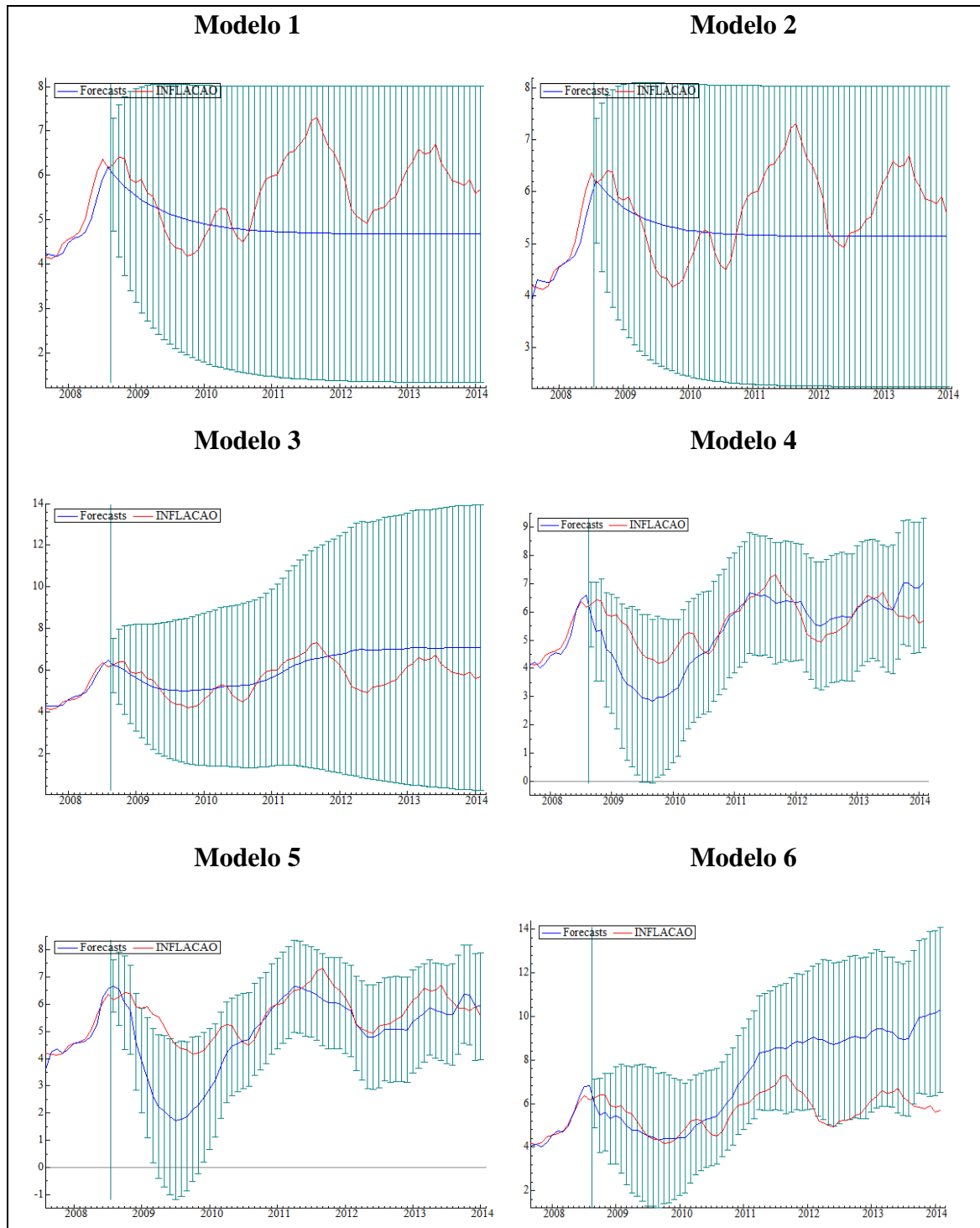
APÊNDICE C.1- PREVISÕES *IN-SAMPLE*



APÊNDICE C.2 - PREVISÕES ESTÁTICAS *OUT-OF-SAMPLE* $h=1$ PASSOS A FRENTE

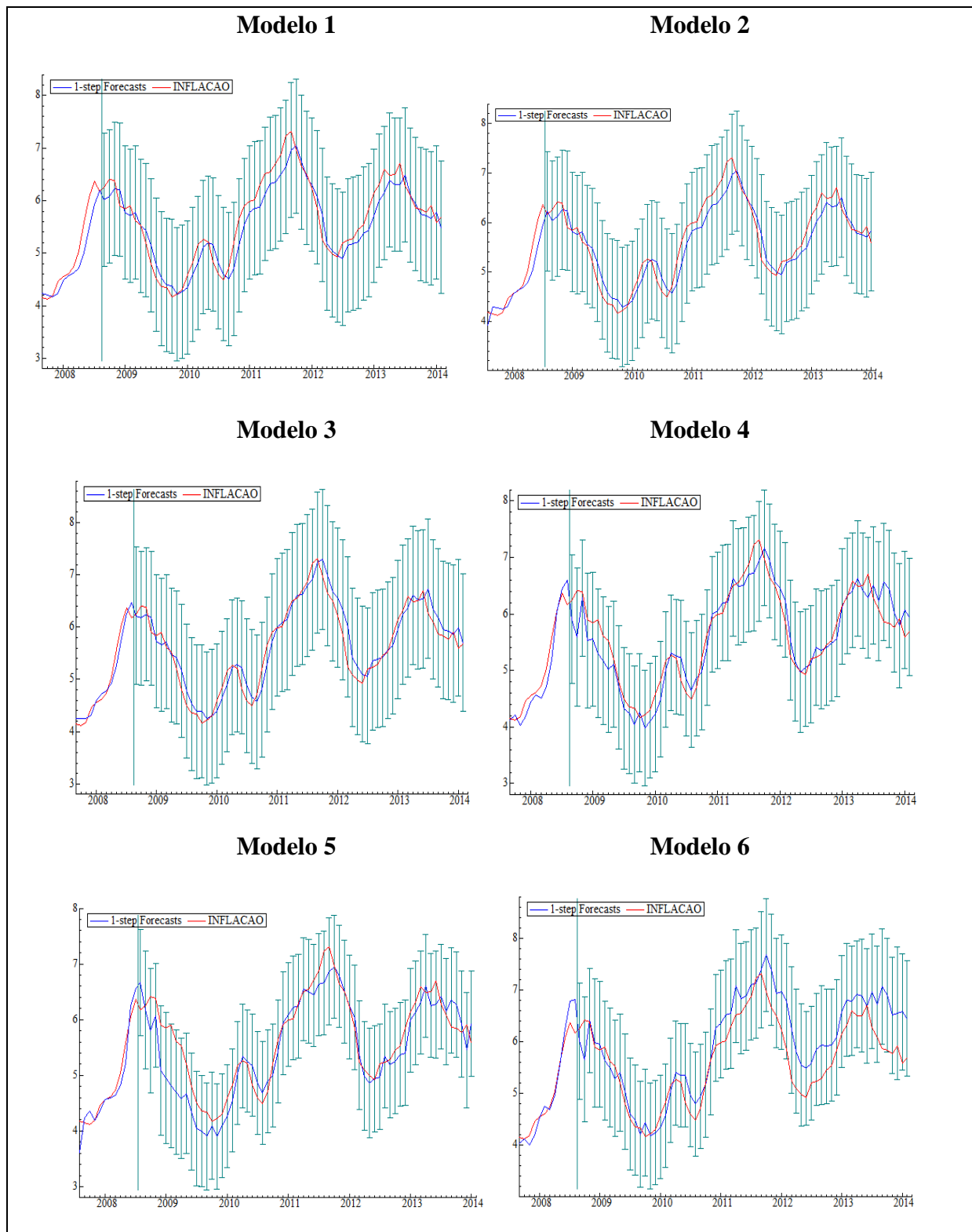


APÊNDICE C.3 - PREVISÕES DINÂMICAS *OUT-OF-SAMPLE*



APÊNDICE C.4 - PREVISÕES RECURSIVAS SEQUÊNCIAS *OUT-OF-SAMPLE*

$h=1$ PASSOS A FRENTE



APÊNDICE: ENSAIO 3

APÊNDICE D – DESCRIÇÃO E ESTATÍSTICA DESCRITIVA DOS DADOS

APÊNDICE D.1 – DESCRIÇÃO DOS DADOS

Variáveis	Descrições	Transformação	Sigla	Fonte
Taxa Básica de Juros	Taxa básica de juros acumulada no mês anualizada	Nível	SELIC	BCB (4189*)
Expectativa Inflação (IPCA)	Expectativa de Inflação obtidas pelo relatório focus (IPCA - inflação acumulada para os próximos 12 meses - variação % _valor mensal como média das medianas diárias)	Nível	Inf_e (EXIPCA)	BCB
IPCA	Índice nacional de preços ao consumidor - amplo (IPCA) - em 12 meses Período	Nível	IPCA	IBGE (13522*)
Desvio esperado da Meta	Desvio da inflação esperada em relação a média, considerando a ponderação das metas corrente e do ano seguinte com base na expressão de Minella et al. (2002)	Nível	Desvmeta	BCB
Produto	Índice dessazonalizado da Produção industrial. (média 2012 = 100)	Nível	IBC-Br	IBGE
Hiato do Produto	Diferença entre a produção industrial e sua tendência estimada pelo filtro Hodrick Prescott.	Nível	hiato	IBGE e BCB
Taxa de Câmbio	Taxa de Câmbio Efetiva Real (IPCA)	Primeira Diferença	TCR	BCB (11752*)
Fator Comum	Análise Fatorial, no qual os fatores foram obtidos através da análise de componentes principais	Primeira diferença	F1 (componente 1)	Elaboração própria a partir dos dados do FMI
Preços de todas as Commodities	Índice de preços de todas as <i>commodities</i> , 2005 = 100, inclui tanto índice de preços combustível e não-combustível	Primeira diferença	COMMODITY	FMI
Preços não combustível	Índice de Preços não-combustível, 2005 = 100, inclui alimentos e bebidas e índice de preços industrial.	Nível	PNCB	FMI
Preços de alimento e Bebidas	Índice de Preços de Alimentos e Bebidas de 2005 = 100, inclui índice de preços de Alimentos e Bebidas.	Nível	PAB	FMI
Preço de Alimentos	Índice de Preços de Alimentos de 2005 = 100, inclui índice de preços de cereais, óleos vegetais, carne, frutos do mar, açúcar, bananas e laranjas	Nível	PA	FMI
Preços de Bebidas	Índice de Preços Bebidas, 2005 = 100, inclui café, chá e cacau	Nível	PB	FMI
Preços de insumos industriais	Índice de Preços de insumos industriais de 2005 = 100, inclui índice de preços de matérias primas agrícolas e índice de preços de metais.	Nível	PIND	FMI
Preços de matérias primas Agrícolas	Índice de matérias primas agrícolas, 2005=100, inclui índice de preços da madeira, algodão, lã, borracha, e couro cru.	Nível	PMP	FMI
Preços de metais	Índice de Preços Metais, 2005 = 100, inclui índice de preços de cobre, alumínio, minério de ferro, estanho, níquel, zinco, chumbo e urânio.	Nível	PMET	FMI
Preços Energia	Índice de combustível (energia), 2005 = 100, inclui índice de preços de óleo cru (petróleo), gás natural e carvão	Nível	PENE	FMI
Preços Petróleo	Índice de preços Petróleo bruto (petróleo), 2005 = 100, média simples dos três preços à vista; Datação Brent, West Texas Intermediate, e Dubai	Nível	PPET	FMI

Nota: *Refere-se ao número das séries no site do Banco Central do Brasil (BCB).

APÊNDICE D.2 - ESTATÍSTICA DESCRITIVA DAS VARIÁVEIS – MÉDIA, DESVIO PADRÃO E MATRIZ DE CORRELAÇÃO.

Variáveis	Média	Desvio Padrão
Selic	13.526	4.6835
Desvmeta	0.89364	1.1561
Produção	93.904	8.1258
cambio	-0.08293	4.1774
DCommodity	0.45108	7.4046
DF1	-0.01183	0.12226

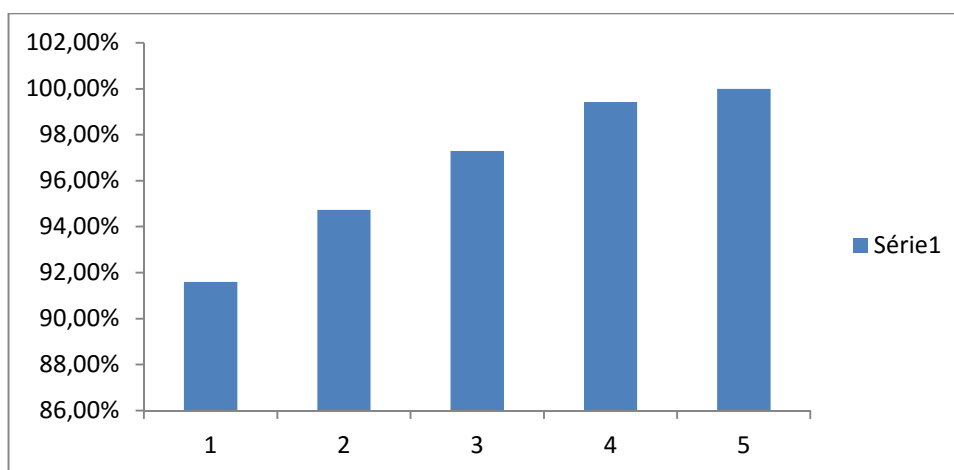
Matriz de Correlação						
	Selic	Desvmeta	Produção	cambio	DCommodity	DF1
Selic	1	0.29043	-0.85226	-0.09728	-0.00206	0.018849
Desvmeta	0.29043	1	-0.24563	0.040823	-0.05275	0.060083
Produção	-0.85226	-0.24563	1	0.009939	-0.02608	0.039456
cambio	-0.09728	0.040823	0.009939	1	-0.20267	0.21116
DCommodity	-0.00206	-0.05275	-0.02608	-0.20267	1	-0.90372
DF1	0.018849	0.060083	0.039456	0.21116	-0.90372	1

APÊNDICE E: PRINCIPAIS RESULTADOS DA ANÁLISE FATORIAL

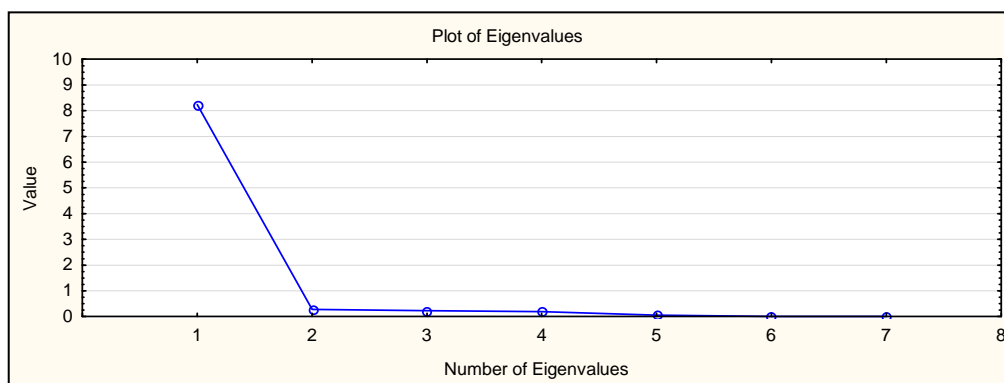
APÊNDICE E.1: AUTOVALORES E PERCENTUAL DA VARIÂNCIA EXPLICADA DE CADA COMPONENTE

Autovalor	%Total da Variância	Autovalor Acumulado	% da variância Acumulada
8.243267	91.59186	8.243267	91.59186
0.282508	3.13898	8.525776	94.73084
0.231257	2.56952	8.757032	97.30036
0.191569	2.12854	8.948601	99.42890
0.050480	0.56089	8.999081	99.98979

APÊNDICE E.2: GRÁFICO DA VARIÂNCIA ACUMULADA EXPLICADA PELOS N FATORES PARA OS ÍNDICES DE *COMMODITIES*



APÊNDICE E.3: GRÁFICO DA EXPLICAÇÃO DA PROPORÇÃO DA VARIAÇÃO DE CADA COMPONENTE PRINCIPAL



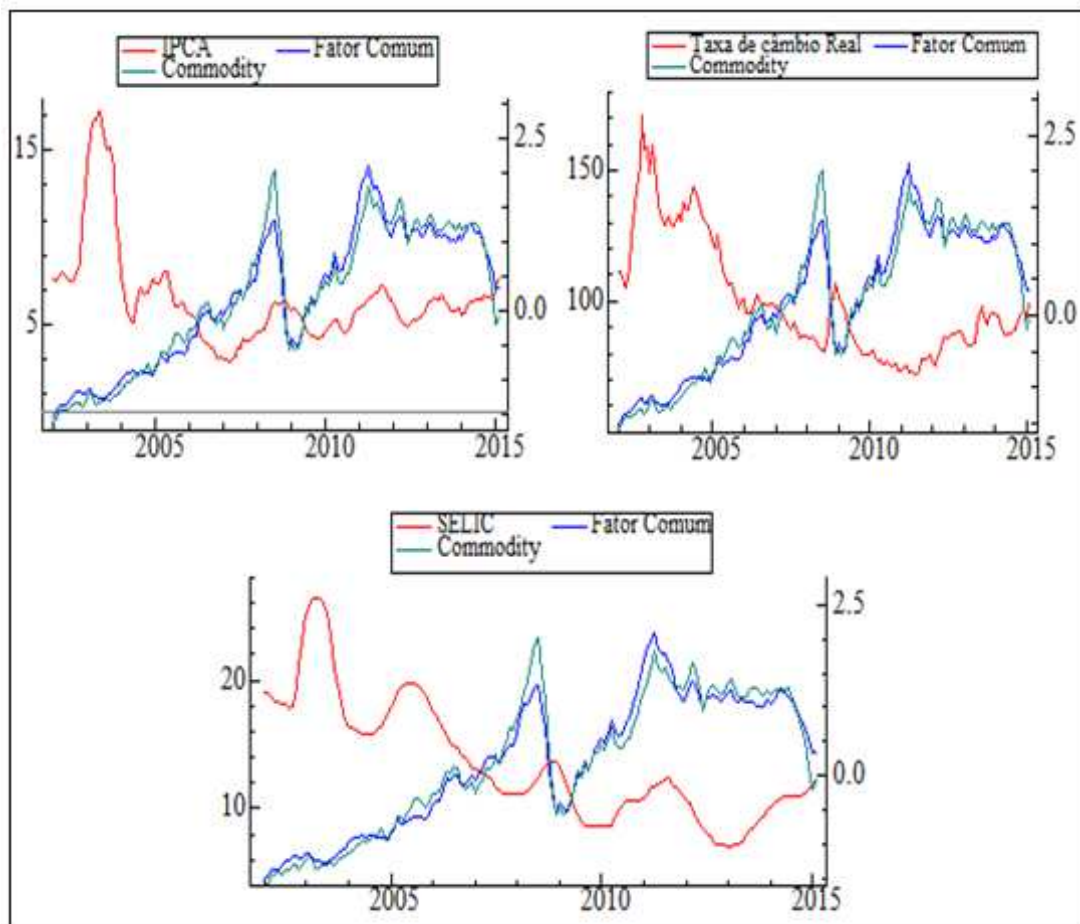
APÊNDICE F: EVOLUÇÃO DOS ÍNDICES DE PREÇOS DAS *COMMODITIES* E VARIÁVEIS MACROECONÔMICAS FUNDAMENTAIS

APÊNDICE F.1: GRÁFICO DAS VARIÁVEIS MACROECONÔMICAS FUNDAMENTAIS



Nota: O Fator 1, foi multiplicado por (-1).

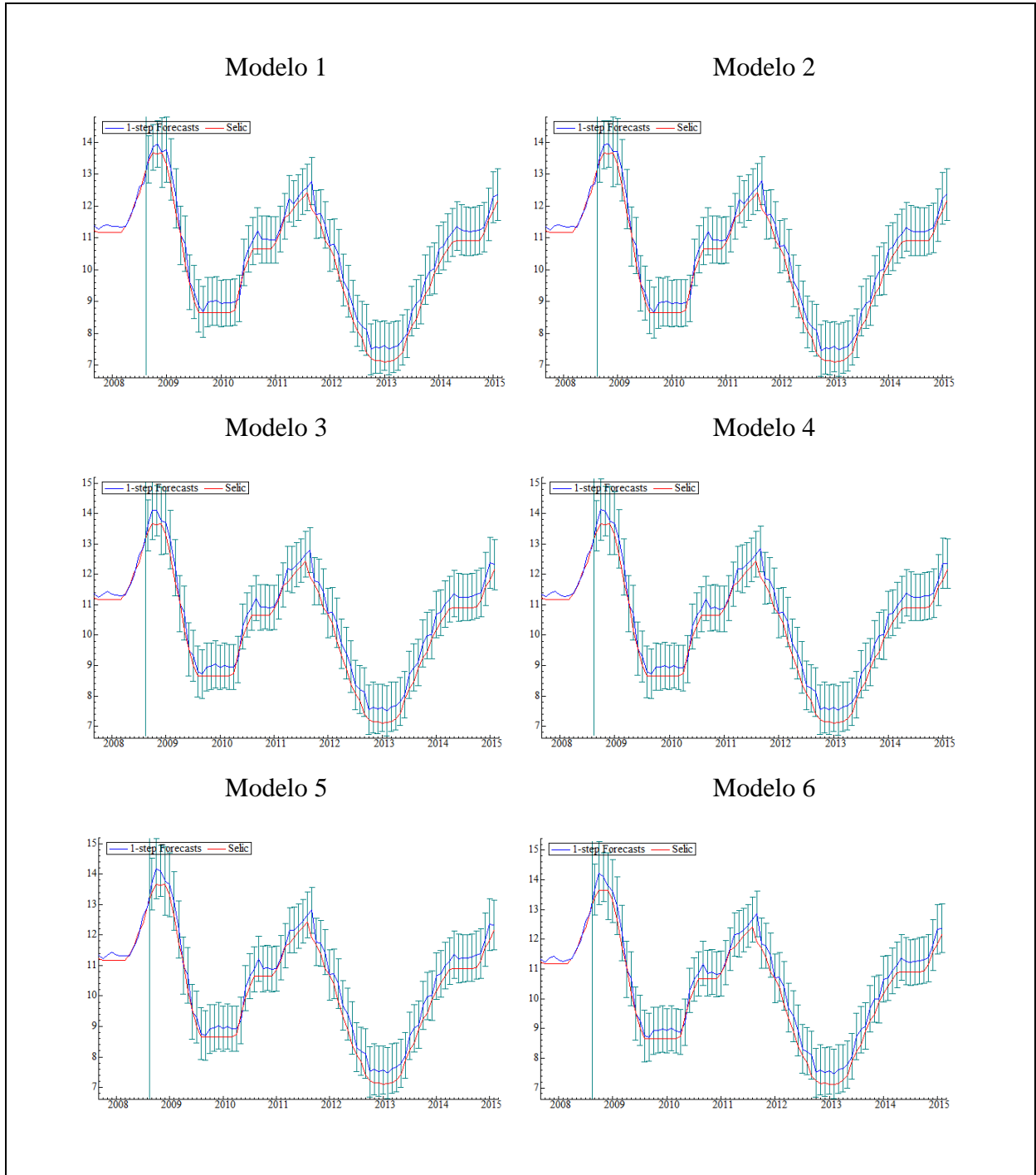
APÊNDICE F.2: RELAÇÃO ENTRE SELIC, TAXA DE CÂMBIO, ÍNDICE DE PREÇOS DAS *COMMODITIES* E FATOR COMUM



Nota: O Fator 1, foi multiplicado por (-1).

APÊNDICE G: GRÁFICOS DAS PREVISÕES

APÊNDICE G.1: PREVISÕES ESTÁTICAS *OUT-OF-SAMPLE* $h=1$ PASSOS A FRENTE



APÊNDICE G.2: PREVISÕES RECURSIVAS SEQUÊNCIAS *OUT-OF-SAMPLE*
 $h=1$ PASSOS A FRENTE

