

UNIVERSIDADE FEDERAL DE SANTA CATARINA
FACULDADE DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA

RAFAEL BARBOSA DE CARVALHO

A CONSTITUIÇÃO DO ÍNDICE DINÂMICO QUE CONSIDERA OS
PREÇOS DE ATIVOS MELHORA A EFICIÊNCIA DA POLÍTICA
MONETÁRIA? UMA ANÁLISE APÓS O REGIME DE METAS
INFLACIONÁRIAS.

FLORIANÓPOLIS
2011

UNIVERSIDADE FEDERAL DE SANTA CATARINA
FACULDADE DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA

RAFAEL BARBOSA DE CARVALHO

A CONSTITUIÇÃO DO ÍNDICE DINÂMICO QUE CONSIDERA OS
PREÇOS DE ATIVOS MELHORA A EFICIÊNCIA DA POLÍTICA
MONETÁRIA? UMA ANÁLISE APÓS O REGIME DE METAS
INFLACIONÁRIAS.

Dissertação submetida ao programa de Pós-Graduação em Economia da Faculdade de Ciências Econômicas da Universidade Federal de Santa Catarina como quesito parcial para obtenção do Grau de Mestre em Economia.

Orientador: Prof. Dr. Maurício Simiano Nunes

FLORIANÓPOLIS
2011

Catálogo na fonte pela Biblioteca Universitária
da
Universidade Federal de Santa Catarina

C331c Carvalho, Rafael Barbosa de
A constituição do índice dinâmico que considera os preços de ativos melhora a eficiência da política monetária? Uma análise após o regime de metas inflacionárias [dissertação] / Rafael Barbosa de Carvalho ; orientador, Maurício Simiano Nunes. - Florianópolis, SC, 2011.
103 p.: il., grafs., tabs. 2011

Dissertação (mestrado) - Universidade Federal de Santa Catarina, Centro Sócio-Econômico. Programa de Pós-Graduação em Economia.

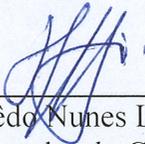
Inclui referências

1. Economia. 2. Índices de preços. 3. Phillips, Curva de. 4. Mercado de capitais. 5. Política monetária. I. Nunes, Maurício Simiano. II. Universidade Federal de Santa Catarina. Programa de Pós-Graduação em Economia. III. Título.

**A CONSTITUIÇÃO DO ÍNDICE DINÂMICO QUE
CONSIDERA OS PREÇOS DE ATIVOS MELHORA
A EFICIÊNCIA DA POLÍTICA MONETÁRIA?
UMA ANÁLISE APÓS O REGIME DE METAS
INFLACIONÁRIAS.**

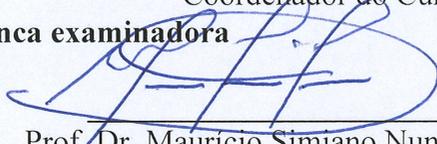
Esta dissertação foi julgada adequada para a obtenção do título de Mestre em Economia e aprovada, na sua forma final, pelo Programa de Pós-Graduação em Economia da UFSC.

Florianópolis, 12 de Julho de 2011

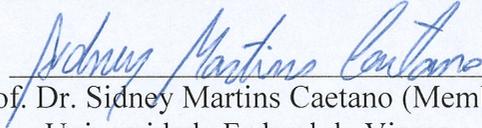


Prof. Hoyêdo Nunes Lins, Dr.
Coordenador do Curso

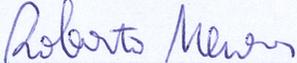
Banca examinadora



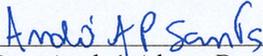
Prof. Dr. Mauricio Simiano Nunes (Presidente)
Universidade Federal de Santa Catarina



Prof. Dr. Sidney Martins Caetano (Membro)
Universidade Federal de Viçosa



Prof. Dr. Roberto Meurer (Membro)
Universidade Federal de Santa Catarina



Prof. Dr. André Alves Portela (Membro)
Universidade Federal de Santa Catarina

Dedicatória

Dedico esta dissertação de mestrado para minha mulher Bianca, meu filho Cristian, meu pai Enio e minha mãe Virginia pelo amor e carinho.

Agradecimentos

Agradeço o professor Dr. Maurício Simiano Nunes pela sua orientação durante todo o processo de desenvolvimento da dissertação, os membros da banca examinadora pelas contribuições, sugestões e comentários.

Agradeço os professores Drs. Eraldo Sérgio Barbosa, Fernando Seabra, Lauro Mattei, Newton Costa, Roberto Meurer pelas aulas ministradas e que contribuíram para a minha formação acadêmica. A Evelise pela presteza durante estes anos.

Aos meus irmãos Ana Elisa e Enio, minha avó Nair e ao restante da minha família pelo carinho e atenção ao longo destes anos.

Aos amigos Nícolas Suhadolnik, João Henrique Mazzeu pela ajuda na obtenção de algumas informações utilizadas nesta dissertação. Aos amigos de Penápolis e amigos de curso pela troca de experiências ao longo desses anos.

Por fim quero agradecer aos meus avós Afonso, Maria e Ubirajara e os amigos “Tião” e “Coca” que partiram há algum tempo e deixaram muitas saudades.

Àqueles que por algum lapso da minha memória não foram citados, meu muito obrigado.

RESUMO

Neste presente trabalho foi realizada a constituição de índice dinâmico de inflação através da inclusão de preços de ativos financeiros no índice oficial de inflação e analisada a determinação da taxa de juros Selic com a introdução desse índice em uma função reação no período entre o 4º trimestre de 1999 e 4º trimestre de 2010. Para obter o índice dinâmico de inflação, inicialmente, foi estimado o modelo Curva de Phillips Novo-Keynesiana (CPNK) híbrida pelos métodos: Mínimos Quadrados Ordinários (OLS), Generalizado dos Momentos (GMM) e Filtro de Kalman (KF); em que foram retirados os pesos medidos pelos coeficientes de inflação auto-regressiva e de preços de ativos financeiros para constituir o índice dinâmico de inflação. Como resultado, tem-se que o índice dinâmico de inflação apresenta mensuração bem próxima ao índice oficial de inflação. Entretanto, a inclusão do conjunto de informações do segmento financeiro permite ampliar o leque daquele captado pela inflação oficial, contribuindo para os diagnósticos da evolução futura da inflação. Após, foi avaliado a determinação da taxa de juros através da estimativa de uma função reação baseada em uma versão *forward looking* da Regra de Taylor, em que foram estimadas diferentes equações devido à constituição peculiar das variáveis referentes à inflação pelo método (OLS, GMM e KF). Os resultados indicam que a alteração da composição do índice de inflação apresenta maior eficiência do que o índice oficial de inflação na determinação da taxa de juros Selic. Desse modo, o índice dinâmico de inflação consiste em uma alternativa para melhorar o desempenho da política monetária no que concerne estabilidade econômica.

Palavra-chave: Índice Dinâmico de Inflação. Curva de Phillips Novo-Keynesiana. Preço de Ativos Financeiros. Função Reação.

ABSTRACT

In this paper it was made the constitute of index dynamic of inflation by inclusion of asset prices on the official index of inflation and it analysis to determine the Selic interest rate with the introduction of this index in a reaction function over the period 4° quarterly of 1999 and 4° quarterly of 2010. Initially, index dynamic of inflation was obtained by estimating the model New-Keynesian Phillip Curve (NKPC) hybrid by Ordinary Least Squares (OLS), Generalized Method of Moments (GMM) and Kalman Filter (KF) methods: that was attributed the measured weight by parameters of auto-regressive inflation and asset prices for constitute of index dynamic of inflation. As a result, it has that the index dynamic of inflation produces measurement as near as the index official of inflation. However the introduce of information's conjunct of financial segment possibilities to extend the inflation and it was contributing for the forecast of future evolution of inflation. After all, it was appraising the determination of interest rate by estimating a reaction function based on forward looking Taylor Rules, in which different equations were estimated due to the peculiar constitute of the variables related to the inflation by OLS, GMM and KF methods. The results indicate that the in composition of the inflation is more efficiency than the official inflation in determining the Selic interest rate. Thus, the dynamic index of inflation is an alternative to improve the performance of monetary policy compared economic stability.

Keywords: Index of Dynamic Inflation. New Keynesian Phillips Curve. Asset Prices. Reaction Function.

FIGURAS

Figura 1 – Evolução do Regime de Metas no Brasil e Expectativa Ponderada de Inflação.....	48
Figura 2 – Teste CUSUM.....	49
Figura 3 – Teste CUSUM Q.....	50
Figura 4 – Diagnóstico dos Componentes Não Observáveis.....	57
Figura 5 – Hiato entre o índice de inflação e índice dinâmico de inflação com diferentes ponderações.....	60
Figura 6 – Comparação entre o hiato o índice oficial e o índice dinâmico de inflação com diferentes ponderações.....	60

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Medidas de Eficiência.....	37
Tabela 2 – Descrição das Variáveis.....	43
Tabela 3 – Testes de Raiz Unitária.....	44
Tabela 4 – Estimação da CPNK híbrida por OLS.....	45
Tabela 5 – Teste para o Resíduo (OLS).....	46
Tabela 6 – Teste de <i>Chow</i> (2003 M01).....	49
Tabela 7 – Estimação da CPNK híbrida por GMM.....	51
Tabela 8 – Testes para o Resíduo (GMM).....	53
Tabela 9 – Estimação da CPNK híbrida por KF.....	55
Tabela 10 – Ponderação das Variáveis pelos diferentes Métodos.....	59
Tabela 11 – Descrição das Variáveis.....	69
Tabela 12 – Resultados do Teste de Raiz Unitária.....	70
Tabela 13 – Estimação da Função Reação do Banco Central por OLS.....	72
Tabela 14- Teste Diebold-Mariano para dentro da amostra (OLS).....	74
Tabela 15 – Estimação da Função Reação do Banco Central por OLS.....	76
Tabela 16– Teste para o Resíduo (OLS).....	78
Tabela 17 – Estimação da Função Reação do Banco Central por GMM.....	79
Tabela 18- Teste Diebold-Mariano para dentro da amostra (GMM).....	79
Tabela 19 – Estimação da Função Reação do Banco Central por GMM.....	81
Tabela 20- Teste Diebold-Mariano para dentro da amostra (GMM).....	83
Tabela 21 – Estimação da Função Reação do Banco Central por GMM	85
Tabela 22- Teste Diebold-Mariano para dentro da amostra (GMM).....	87
Tabela 23 – Estimação da Função Reação por KF.....	89
Tabela 24 –Teste Diebold-Mariano para dentro da amostra (KF).....	91
Tabela 25 – Teste Diebold-Mariano para dentro da amostra envolvendo os modelos com melhores ajustes econométricos.....	92

LISTA DE SIGLAS

ADF	Dickey-Fuller Ampliado
AIC	Critério de Informação Akaike
ARCH	Heteroscedasticidade Condicional Autoregressiva
ARMA	Média Móvel Autoregressiva
BCB	Banco Central do Brasil
BLS	Bureau of Labor Statistics
CPNK	Curva de Phillips Novo-Keynesiana
DFI	Índice de Fator Dinâmico
DEPI	Índice de Preços de Equilíbrio Dinâmico
KF	Filtro de Kalman
GMM	Método dos Momentos Generalizados
IDI	Índice Dinâmico de Inflação
IBGE	Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística
IPCA	Índice de Preços ao Consumidor Amplo
KPSS	Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin
LM	Multiplicador de Lagrange
MAE	Erro Absoluto Médio
MAPE	Média do Erro Percentual Absoluto
MSE	Erro Quadrático Médio
NAIRU	Taxa de Desemprego Não-Acelerando a Inflação
PP	Phillips Perron
PPI	Índice de Preço ao Produtor
RESET	Teste de Erro de Especificação em Regressão
RMSE	Raiz do Erro Quadrático Médio
SELIC	Sistema Especial de Liquidação e de Custódia
SC	Schwarz Critério
TVP	Parâmetros Variantes no Tempo
U-Theil	Coefficiente de Desigualdade de Theil

SUMÁRIO

1 INTRODUÇÃO.....	13
2 PREÇOS DE ATIVOS COMO UM CANAL DE TRANSMISSÃO DE POLÍTICA MONETÁRIA, INCLUSÃO DE PREÇOS DE ATIVOS NA INFLAÇÃO.....	16
2.1 PREÇOS DOS ATIVOS COMO UM CANAL DE TRANSMISSÃO DE POLÍTICA MONETÁRIA.....	16
2.1.1 O Canal de Investimento.....	16
2.1.2 O Canal de Crédito.....	17
2.1.3 Efeito Riqueza e Efeito Liquidez.....	18
2.2 RELAÇÃO ENTRE PREÇOS DE ATIVOS FINANCEIROS, INFLAÇÃO ESPERADA, CRESCIMENTO/HIATO DO PRODUTO E TAXA DE CÂMBIO.....	19
2.2.1 A Relação entre Preços dos Ativos e Inflação Esperada.....	20
2.2.2 A Relação entre Preços dos Ativos e Crescimento/Hiato do Produto.....	22
2.2.3 A Relação entre Preços dos Ativos e Taxa de Câmbio.....	25
3 ASPECTOS METODOLÓGICOS E ESTIMAÇÃO DA CURVA DE PHILLIPS	27
3.1 REVISÕES EMPÍRICAS SOBRE CURVA DE PHILLIPS.....	27
3.2 INCLUSÃO DE PREÇOS DE ATIVOS NA INFLAÇÃO.....	30
4. ANÁLISE ECONOMETRICA DA CURVA DE PHILLIPS.....	34
4.1 TESTES/MÉTODOS ECONOMETRICOS E AVALIAÇÃO DE EFICIÊNCIA.....	34
4.1.1 Teste de Raiz Unitária.....	34
4.1.2 Avaliação de Eficiência.....	36
4.1.3 Método dos Momentos Generalizados (GMM).....	38
4.1.4 Método Filtro de Kalman (KF).....	39
4.2 RESULTADOS EMPÍRICOS DA CURVA DE PHILLIPS NOVO KEYNESIANA.....	41

4.2.1	Descrição das Variáveis.....	41
4.2.2	Teste de Raiz Unitária.....	43
4.2.3	Curva de Phillips Novo Keynesiana híbrida estimada por Mínimos Quadrados Ordinários	44
4.2.4	Curva de Phillips Novo Keynesiana híbrida estimada pelo Método dos Momentos Generalizados.....	50
4.2.5	Curva de Phillips Novo Keynesiana híbrida estimada pelo Método Filtro de Kalman.....	54
4.2.6	Considerações Finais da Curva de Phillips Novo Keynesiana.....	57
4.2.7	Constituição do Índice Dinâmico de Inflação.....	58
5	ASPECTOS METODOLÓGICOS E ESTIMAÇÃO DA FUNÇÃO REAÇÃO DA AUTORIDADE MONETÁRIA.....	61
5.1	ANÁLISE DA REGRA DE TAYLOR EM ECONOMIA ABERTA.....	62
5.2	DISCUSSÃO SOBRE FUNÇÕES DE REAÇÃO DE POLÍTICA MONETÁRIA.....	63
5.3	RESULTADOS EMPÍRICOS DA FUNÇÃO REAÇÃO DO BANCO CENTRAL.....	67
5.3.1	Descrição das Variáveis.....	67
5.3.2	Teste de Raiz Unitária.....	69
5.3.3	Função Reação do Banco Central estimada por Mínimos Quadrados Ordinários.....	71
5.3.4	Função Reação do Banco Central estimada pelo Método dos Momentos Generalizados.....	80
5.3.5	Função Reação do Banco Central estimada pelo Filtro de Kalman.....	88
5.3.6	Considerações Finais da Função Reação.....	93
6	CONSIDERAÇÕES FINAIS.....	95
	REFERÊNCIA BIBLIOGRÁFICA.....	97

1 INTRODUÇÃO

A possibilidade de ponderar os preços de ativos na constituição de índice de preços e incorporá-los na função reação de política monetária da autoridade monetária deve ser considerada como tentativa de ampliar e aperfeiçoar a intervenção das autoridades no que concerne à estabilização monetária e financeira.

Como ressaltam Borio, Kennedy & Prowse (1994), este índice de preços pode ser composto por riqueza e dividendos de ativos não-monetários que funcionam como relação típica de demanda por moeda. Segundo os autores, o motivo dessa ponderação é explicado por: 1) Quanto maior o preço de ativos agregados, maior será o volume de transações nos ativos financeiros e reais; além de aumentar o nível de estoque monetário para executar essas transações; 2) A correlação entre o estoque monetário e o preço dos ativos pode capturar efeitos no lado da oferta, sendo que alguns setores da economia podem contrair empréstimos de instituições financeiras como consequência do aumento do preço de ativos e tais aumentos podem facilitar a realização de empréstimos para o mais elevado valor líquido de tomadores de empréstimos. Consequentemente, haverá aumento do lado passivo do balanço patrimonial dos bancos, impulsionando maior influencia no sistema financeiro.

Essa maior influencia no sistema financeiro pode ser justificada pelo aumento do nível de alavancagem financeira que tanto os emprestadores quanto as instituições financeiras vêm realizando ao longo do tempo. Em muitas ocasiões, esses agentes econômicos podem não apresentar recursos financeiros para cobrir seus passivos, e, assumindo o alto teor especulativo desse sistema, poderá resultar na constituição de bolhas financeiras.

Além disso, em virtude da assimetria informacional entre emprestadores e instituições financeiras, quanto maior o risco atrelado na execução dos projetos por parte dos emprestadores, mais as instituições financeiras correm o risco na concessão de créditos, conforme Allen & Gale (2002), as bolhas financeiras poderão ser infladas cada vez mais em razão do *spread* entre o preço de mercado dos ativos e o seu valor fundamental.

Não obstante, Borio, Kennedy & Prowse (1994) salientam o problema de ciclos de expansão e recessão nos preços dos ativos em boa parte de países industrializados, pois a maior parte do período em recessão dos preços dos ativos estava associada significativamente a contrações econômicas. Dessa forma, a autoridade monetária deveria

relacionar a estabilidade monetária e financeira com a finalidade de ampliar o controle sobre a economia em geral.

Entretanto, a reação da autoridade monetária aos movimentos nos preços dos ativos financeiros apresenta algumas dificuldades: 1) A identificação de bolha é não trivial; 2) A execução da política monetária não apresenta eficiência para mitigar o problema, pois a ocorrência de bolhas dos preços de ativos apresenta pouca elasticidade a pequenas oscilações da taxa de juros, sendo necessário realizar mudanças abruptas de taxa de juros que por sua vez, poderão ocasionar rompimento de bolhas, e, conseqüentemente afetará o nível de produto e volatilidade do produto no longo prazo. (ADRIAN & SHIN, 2008)

Não obstante, Cecchetti, Genberg & Wadhawani (2002), apontam que a política monetária não reage mecanicamente para possíveis alterações nos preços de ativos financeiros e apresentam dois motivos: i) preço de ativos financeiros pode apresentar desalinhamentos; ii) a autoridade monetária não possui as mesmas informações do setor privado em relação ao ponto ótimo de valorização do preços de ativos financeiros.

Nesse sentido, o comportamento do banco central frente ao fenômeno bolhas de ativos financeiros, segundo Hayford & Malliaris (2006), deve ser executar uma política monetária no sentido de “alfinetar” ou “estourar” as possíveis bolhas. Todavia, os resultados obtidos podem não ser satisfatórios no sentido de estabilizar o nível de preços e promover crescimento econômico.

Há uma vasta literatura econômica que defende que as autoridades monetárias deveriam ponderar o preço de ativos no índice de inflação (ALCHIAN & KLEIN, 1973; SHIBUYA, 1992; GODHART & HOFFMANN, 2000).

Como forma de avaliar a importância do preço de ativos na mensuração da inflação, Alchian & Klein (1973) basearam-se na noção Fischeriana de consumo intertemporal, posto que consumidores assumam relevante preço futuro, além de preços corrente, nas decisões de consumo ao longo do tempo. Dessa forma, os autores sugerem uma medida em que o índice de inflação seja composto pelo preço de consumo intertemporal, sendo o preço de ativo como medida para preço futuro. Nesse sentido, a constituição desse índice dinâmico seria menos inapropriado para evidenciar significativos erros de política monetária.

O trabalho de Shibuya (1992) utiliza as noções de Alchian & Klein para a construção do índice de preços dinâmico, o autor aponta que a inflação oriunda de preço de ativos correntes representa uma

mudança de preços relativos entre os preços de estoque e fluxo que deve colocada como um dos componentes de mensuração da inflação.

Segundo Goodhart & Hofmann (2000), a substituição dos índices de preços tradicionais, utilizados para mensurar o nível de inflação, por um índice ampliado que inclua os preços de ativos como imóveis e ações, dada uma ponderação apropriada, contribuiria para aperfeiçoar o mecanismo de diagnóstico de inflação da autoridade monetária. Os autores defendem que não considerar movimentos de preços de ativos conduzirá a resultados subótimos em termos de variabilidade inflação e hiato produto.

Por fim, a maior congruência dos mercados financeiros entre os países e o potencial efeito que estes mercados podem disseminar na economia real no decorrer do tempo, pode ser considerada um motivo bastante adequado para constituição do índice ampliado de inflação.

Com base nessas considerações, o presente trabalho tem como objetivo **constituir o índice dinâmico de inflação a partir da inclusão de preços de ativos financeiros no índice de inflação, sendo a ponderação retirada da curva de Phillips Novo Keynesiana e comparar o desempenho desta variável com o índice oficial através de estimativas de função reação do Banco Central.**

2 PREÇOS DOS ATIVOS COMO UM CANAL DE TRANSMISSÃO DE POLÍTICA MONETÁRIA

Neste capítulo será realizada uma revisão da literatura sobre os mecanismos de transmissão monetária destacando o papel que exerce o preço de ativos, assim como a associação envolvendo preço de ativos e as principais variáveis macroeconômicas.

2.1 PREÇOS DOS ATIVOS COMO UM CANAL DE TRANSMISSÃO DE POLÍTICA MONETÁRIA

A transmissão de política monetária via canal preço de ativos pode ser estabelecida pela curva de rendimentos ou estrutura à termo da taxa de juros. Não obstante, essa curva compreende a representação gráfica dos rendimentos para uma escala dos termos à maturidade, considerando que esses títulos apresentam mesmo nível de risco e liquidez (MISHKIN, 1996). Portanto, choques monetários afetam o valor dos ativos que por sua vez impactam o nível de demanda agregada ocasionando maior (menor) produto.

Nesse sentido, o mecanismo de transmissão via preço de ativos, pode ser entendido como possíveis efeitos do mercado acionário e imobiliários em relação à tomada de decisões por parte dos indivíduos sobre investimentos (q de Tobin e balancetes das firmas), efeito riqueza e efeito liquidez de consumo.

2.1.1 O Canal de Investimento

Como forma de avaliar o canal de investimento na tomada de decisões por parte dos indivíduos em relação aos preços de ativos, pode-se considerar a possibilidade dos preços de ativos apresentarem maior volatilidade do que aqueles justificados pelo seu valor fundamental. Nesse sentido, compreende-se que quanto maior o *spread* entre o valor de mercado e o seu valor fundamental, maior a possibilidade de formar bolha financeira. Conforme Shiller (2000), a bolha financeira pode ser entendida como um fenômeno em que investidores “com muito entusiasmo” sustentam uma situação de preços elevados e não por uma estimativa consistente do seu valor fundamental.

Uma das formas de avaliar possíveis movimentos nos preços de ativos que afetam a tomada de decisões de investimento por parte dos

indivíduos é o q de Tobin (1969). Essa teoria mostra a relação entre o valor de mercado da firma e o seu custo de capital da firma, ou seja, mensura o hiato entre o capital real e o capital planejado o que pode ser visto como um indicador razoável para avaliar o retorno de um investimento. Portanto, se o q de Tobin for superior ao valor de uma unidade, as empresas são estimuladas a emitir ações para obter recursos e realizar investimentos, uma vez que o custo de realizar novos investimentos é mais acessível quando comparado ao valor de mercado das firmas. Em contrapartida, se o valor for inferior a uma unidade, o valor de mercado das empresas estará valorizado o que não induz a realizar qualquer tipo de acréscimo de capital.

Além disto, tem-se que caso a autoridade monetária realize política monetária restritiva, o custo de oportunidade para demandar moeda será mais elevado, logo, os agentes têm a possibilidade de adquirir mais títulos públicos em razão do investimento ser mais atraente. Consequentemente, o preço das ações diminui, proporcionando declínio do índice q de Tobin. Por sua vez, esse movimento proporciona uma diminuição do nível de investimento e retração do produto.

Vale ressaltar ainda, a existência de críticas em relação à relevância de fatores financeiros nas decisões de investimento. Segundo Modigliani & Miller (1958) há determinadas condições que tanto a estrutura quanto a política financeira não são importantes nas decisões de investimento. Assumindo eficiência de mercado, a estrutura financeira da firma não afetará o seu valor de mercado, dessa forma, as firmas consideram os investimentos de acordo com a otimização dos ganhos dos acionistas sem considerar nível de alavancagem financeira, pagamento de dividendos e fatores de liquidez.

2.1.2 O Canal de Crédito

Esse canal pode ser compreendido por meio de outros dois canais de transmissão monetária: i) canal de empréstimos bancários; ii) canal de balanço patrimonial. No primeiro caso, os bancos comerciais apresentam papel crucial no sistema financeiro no que concerne a capacidade de restringir crédito para os tomadores de empréstimos. No segundo caso, instituições financeiras e tomadores de empréstimos exercem o papel de alocar recursos financeiros mesmo que possuem menor colateral. Sob esse enfoque, esse canal mostra como choques monetários afetam o volume de crédito e débito ofertado e demandado na economia.

O canal de empréstimos bancários apresenta algumas particularidades na transmissão monetária, pois a realização de empréstimos sofre problemas de seleção adversa e risco moral. Portanto, os bancos comerciais colocam importantes regras para solucionar problemas de assimetria de informação com a restrição de uma parcela do crédito concedido aos tomadores de empréstimo.

Segundo Bernanke & Gertler (1995), a questão mais controversa sobre o canal de empréstimos bancários envolve a capacidade de a política monetária afetar a oferta de reservas dos bancos. Nesse sentido, se houver choque de política monetária adversa o nível de depósitos e reservas diminuem afetando ainda mais a concessão de crédito por parte dos bancos comerciais. Essa retração do crédito bancário pormenoriza o nível de consumo e investimento, ocasionando queda do nível de produto e renda. Isto acontece porque o tomador de empréstimos deve assegurar para outra parte o passivo como garantias de eventuais riscos envolvidos no financiamento de projetos.

Portanto, este canal sofre influência das decisões da autoridade monetária e da posição financeira dos tomadores de empréstimos. Assumindo que a autoridade monetária realiza uma política monetária restritiva haverá enfraquecimento do balanço patrimonial dos emprestadores, pois o aumento da taxa de juros proporciona redução do fluxo de caixa líquido e elevam os gastos. Dessa forma, os emprestadores têm a sua posição enfraquecida para financiar suas dívidas de curto prazo.

2.1.3 Efeito Riqueza e Efeito Liquidez

O efeito liquidez está associado ao gasto intertemporal do nível de riqueza dos consumidores em bens de consumo e às expectativas inerentes ao período futuro da economia. Desta forma, se os consumidores não apresentarem dificuldades financeiras e as expectativas forem positivas haverá maiores gastos com bens de consumo no longo prazo. Todavia, se as expectativas são de fraco crescimento dos lucros haverá diminuição de consumo de bens ilíquidos o que induz em queda do nível de produto.

O efeito riqueza sobre consumo apresenta como referência o modelo do ciclo de vida de Modigliani (1971), em que o nível de renda oscila ao longo da vida dos indivíduos. Por sua vez, a poupança desencadeia papel importante para estabelecer uniformemente a

distribuição do nível de consumo dos consumidores no presente e futuro.

Portanto, considerando que o efeito riqueza pode ser representado pela quantidade de ações em poder do público em geral, uma queda no nível dos preços de ações proporciona diminuição do nível de riqueza dos consumidores que, por sua vez, pode induzir menor consumo e, a queda do nível de produto.

Não obstante, movimentos nos preços dos ativos podem afetar os gastos de forma permanente. Esta situação pode ser vista quando o preço dos ativos divergirem dos seus valores fundamentais em que a autoridade monetária intervém com choque adverso da política monetária a fim de obter o *feedback* esperado para equalizar o preço dos ativos e seus valores fundamentais. Logo, os consumidores podem realizar ajustes no seu nível de renda e estabelecer seus níveis de riqueza. (MOJON, 2000)

2.2 RELAÇÃO ENTRE PREÇOS DE ATIVOS FINANCEIROS, INFLAÇÃO ESPERADA, CRESCIMENTO/HIATO DO PRODUTO E TAXA DE CÂMBIO

A discussão sobre a relação existente entre os preços dos ativos financeiros e as variáveis econômicas aumentou consideravelmente após os anos 1970. Os motivos que explicam o interesse em investigar esta relação foram: o período de instabilidade econômica após o choque do petróleo na década de 1970, enfrentada pela economia mundial; as crises da dívida, principalmente nos países da América Latina na década de 1980, e; os problemas econômicos de diversos países do Leste Asiático foram desencadeados pelo início da crise financeira devido à formação de bolhas de ativos no segmento financeiro.

Segundo Stock & Watson (2003), os preços de ativos são *forward looking* e, por esta razão, podem ser utilizados para diagnosticar inflação e crescimento do produto. Além disto, a taxa de juros nominal (que é igual à taxa de juros real mais a inflação esperada) contém informações sobre o desenvolvimento econômico futuro. Há três variáveis financeiras que são utilizadas: i) estrutura a termo da taxa de juros; ii) *spread* entre os rendimentos ganhos pelos títulos privados e os rendimentos públicos; iii) retorno nos mercados de ações.

Conforme Henry, Olekalns & Thong (2004), a estrutura a termo e o *spread* entre títulos privados e públicos são afetados por ações da

política fiscal e monetária, dessa forma, sinalizam quaisquer mudanças de comportamento por parte da autoridade monetária.

Segundo Nunes (2008), os preços das ações são sistematicamente afetados pela lucratividade futura esperada das firmas, portanto, podem apresentar mais vantagens em termos de diagnóstico em relação à estrutura a termo e o *spread* entre títulos privados e públicos. Além disso, os resultados obtidos por Nunes (2008) indicam que a variável referente ao retorno de mercado carrega informações úteis a respeito da inflação esperada e hiato do produto, embora não se tenha concluído que a utilização desta variável deva ser utilizado como argumento em uma função reação dos bancos centrais dos países emergentes.

2.2.1 A Relação entre Preços dos Ativos e Inflação Esperada

A relação entre preço de ativos e inflação e a importância de preços de ativos para a formulação da política monetária, tem sido amplamente debatida pelos economistas e *policymakers* dos países mais industrializados. Não obstante, o reconhecimento dos impactos assimétricos de movimentos dos preços de ativos na economia real e as suas implicações para estabilidade financeira justificam a necessidade por parte da autoridade monetária em utilizar o preço de ativos como um “indicador preditivo” para a inflação.

Inicialmente, a relação entre preço de ativos e inflação pode ser analisada através de uma versão modificada do modelo de Fisher (1930). Assumindo a hipótese de eficiência nos mercados, tem-se que o retorno real esperado e a taxa de inflação esperada oscilam independentemente caso os investidores, sejam compensados pelas variações ocorridas no poder de compra. A partir daí, a Hipótese de Fisher pode ser expressa como:

$$i_t = \alpha + \beta E(\pi_t | \Omega_{t-1}), \quad (1)$$

em que: i_t é o retorno nominal de mercado no período t , α é o retorno real esperado de mercado (constante), $E(\pi_t | \Omega_{t-1})$ é a expectativa da inflação π_t para o período t condicional ao conjunto informacional Ω disponível no período $t-1$ e β mede a sensibilidade do ativo à inflação.

A validação empírica desta Hipótese de Fisher modificada consiste em valores estimados para o β igual a um ou valores próximos,

ou seja, os retornos nominais de mercado variam de forma semelhante às variações na taxa de inflação esperada, isto quer dizer que, os retornos de mercado funcionam como um perfeito *hedge* contra a inflação esperada, logo, o retorno real esperado de um ativo e a taxa de inflação esperada oscila independentemente. Desta forma, caso os retornos dos ativos sejam obtidos em um período futuro, os investidores esperam ser compensados pela taxa de inflação esperada naquele período, uma vez que os ganhos são especificados devido à taxa de retorno real constante. Por esta razão, não se descarta a possibilidade de preço de ativos financeiros fornecerem informações sobre o ambiente econômico e futuro, além de verificar sua relação com a inflação.

Várias explicações alternativas são apresentadas para analisar a relação existente entre retorno de ações e inflação, entre as quais: i) Hipótese *Proxy* ii) Hipótese de Causalidade Reversa, iii) Hipótese de Efeitos Fiscais.

A Hipótese *Proxy* desenvolvida por Fama (1981) considera que o retorno de ações pode ser utilizada como *proxy* para medida de atividade real. Esta hipótese sugere que a relação negativa entre preço de ativos e inflação é consequência de uma relação espúria sendo induzida por uma correlação positiva entre retornos de ativos e a atividade real e correlação negativa entre inflação e atividade real.

Não obstante, a validação desta hipótese está associada à demanda de moeda por parte dos agentes racionais que ao perceberem uma queda da atividade econômica, conseqüentemente, diminuem o nível de demanda monetária, ocasionando excesso de estoque de moeda e, por sua vez, inflação. A partir daí, a autoridade monetária deverá dar maior ênfase as medidas em relação à atividade econômica (políticas macroeconômicas contra-cíclicas) do que à inflação.

Já Ray & Chatterjee (2001) consideram que a transmissão de inflação por parte dos preços de ativos pode ser avaliada através dos impactos de preços de ativos na demanda agregada e pelas expectativas de tendências futuras no produto e inflação. Nunes, Costa Jr. & Meurer (2005) ressaltam que, a relação entre inflação e preço de ativos pode ser caracterizada como uma relação de “causalidade reversa” em que o mercado de ações sinaliza as variações no processo inflacionário, assumindo como pressuposto básico a inversão das expectativas em relação à inflação esperada.

Neste sentido, os agentes adaptam suas expectativas em relação à inflação, devido às mudanças econômicas antecipadas oriundas dos movimentos dos preços de ativos, sendo que a reversão de causalidade está associada ao conjunto de eventos econômicos como, a associação

entre flutuações na receita do governo e variações dos preços de ativos. Isto quer dizer que, caso o preço das ações diminuam, o governo tenderá a ampliar o déficit governamental. Assumindo que o governo realiza monetização das suas dívidas ao qual será antecipada pelos indivíduos, a inflação esperada tenderá para cima. Assim, mudanças de preços de ações são causadas por modificações antecipadas nas condições econômicas, portanto, apresenta correlação negativa com mudanças na expectativa de inflação, e, possivelmente na taxa de inflação atual. (GESKE & ROLL, 1983)

Feldstein (1980) propôs outra explicação alternativa para a relação inversa entre retornos acionários e inflação, a Hipótese de Efeitos Fiscais. Esta hipótese sugere que a inflação proporciona ganhos de capital artificiais em virtude da valorização de depreciação e dos estoques sujeitos à tributação, logo, a incidência de tributação nos rendimentos das empresas diminui os ganhos reais líquidos. Este efeito pode ser entendido pelo investidor racional como uma redução do valor das ações, dessa forma, a inflação antecipa os movimentos nos preços das ações.

Segundo Nunes (2008), preço de ativos financeiros prevê os níveis de atividades e antecipações de variações macroeconômicas que causam variações nas taxas de juros, o que possivelmente fornece informações sobre o componente antecipado da inflação. Assumindo a hipótese de causalidade reversa, variações nos preços dos ativos causam variações nas expectativas inflacionárias por diversos eventos.

2.2.2 A Relação entre Preços dos Ativos e Crescimento/Hiato do Produto

Blanchard (1981) desenvolveu uma versão que é uma extensão do modelo IS-LM em que enfatiza a relação entre preços de ativos e produto. Assumindo que o produto é determinado pela demanda agregada e que o valor dos ativos são os determinantes principais da demanda agregada e produto. De outro modo, o nível de renda e produto corrente e antecipado são os determinantes principais do valor dos ativos. Portanto, a relação entre valor de ativos e produto proposto pelo modelo visa a caracterizar a resposta conjunta destes dois componentes a possíveis mudanças de política econômica. Considerando que o anúncio das políticas econômicas são antecipadas, as mudanças no mercado acionário são ocasionadas devido à antecipação de lucros e taxas de

desconto o que por sua vez, resulta no aumento do nível do produto, mas sem proceder a mudanças na política econômica.

Entretanto, Blanchard (1981), ressalta que tanto o mercado acionário não é a “causa” do aumento do produto quanto o aumento do produto não é a causa de mudanças no mercado acionário.

Outro trabalho que pode ser citado é o de Mauro (2000) em que analisa a relação retorno acionário e crescimento do produto através de cinco teorias propostas por Morck, Shleifer & Vishny (1990). Cabe mencionar que o autor considera de suma importância as características de cada país para prever a força de associação entre retornos acionários e crescimento do produto.

As teorias podem ser agrupadas da seguinte forma: i) movimentos nos preços de ações não refletem alterações nos “fundamentos” futuros e não podem prever mudanças no produto; ii) preços de ativos podem prever alterações no produto.

A primeira teoria consiste no pressuposto de “informante passivo” o que pode corresponder aos pressupostos de que preços de ações refletem o valor presente descontado de todos os dividendos futuros e que o crescimento dos dividendos está relacionado ao crescimento da atividade econômica, uma correlação entre o retorno acionário atual e o crescimento econômico no próximo surge naturalmente, se o crescimento econômico no ano posterior é variável, notícias publicadas este ano será positiva, portanto, resultará em aumento de preços de ações neste ano.

Sob a hipótese de “informante ativo e preciso”, alterações de preços de ações provêm informações aos administradores em relação às expectativas de mercados sobre desenvolvimento econômico futuro. Logo, os administradores baseiam-se suas decisões de investimento de acordo com as informações obtidas das alterações de preços para justificar desse modo as expectativas de mercado. Neste sentido, mudanças de preços acionários revelam ser correlacionadas perfeitamente com fundamentos.

Na hipótese de informação ativa com imperfeição, as decisões de administradores sobre investimentos são influenciados por possíveis movimentos nos preços de ações, entretanto, os administradores não conseguem distinguir entre os movimentos que refletem os fundamentos e aqueles que refletem o sentimento do mercado. Por conseguinte, movimentos no mercado acionário que não são motivados pelos fundamentos podem ocasionar erros na avaliação dos administradores no sentido de investir muito pouco ou em excesso, caso tivessem maior nível informacional sobre os fundamentos.

A hipótese de financiamento tem como referência a teoria q de Tobin, a qual discute a relação entre preço de ativos financeiros e o custo de reposição de capital, considerando que o preço de ativos financeiros vale mais do que o custo em repor o capital, os empresários estão mais voltados a expandir suas atividades na recomposição do capital fixo, possivelmente financiado pela emissão de novas ações da sua empresa ao invés de comprar ações de empresas existentes.

Por fim, a hipótese de pressão de mercado acionário sobre os administradores considera que variações do preço de ações podem afetar o nível de investimento mesmo que eles não transmitam informação nem mudanças nos custos de financiamento. Caso os investidores possuem visão negativa dos prospectos das empresas e afetam negativamente os preços das ações, logo, os administradores podem ser obrigados a cortar seus projetos de investimentos como forma de evitar a possibilidade de demissão.

Mauro (2003) conclui que há uma positiva e significativa correlação entre crescimento do produto e retorno acionário defasado em diversos países, incluindo países avançados com desenvolvimento elevado no mercado de ações e países desenvolvidos com mercado acionário emergente, embora relativamente menos desenvolvido. Esta associação em uma variedade de países para diferentes estágios de economia e desenvolvimento financeiro indica que preços de ações devem ser considerados dentro do diagnóstico de produtos em ambos os países avançados e emergentes.

Entretanto, Mauro (2003) aponta dificuldades em investigar a relação entre o retorno acionário e o crescimento do produto em economias emergentes, tais como: baixa liquidez e fraco desenvolvimento do mercado acionário não permitem identificar um indicador financeiro principal para prever o crescimento do produto, dessa forma, os preços das ações podem ser vistos com maior utilidade no diagnóstico do crescimento econômico dos mercados emergentes; volatilidade dos retornos das ações nos mercado acionários, embora proporcione maior nível informacional, o tamanho amostral dos dados disponíveis para economias emergentes é reduzido; outros indicadores que podem afetar (tamanho, liquidez, legislação ao mercado acionário) não apenas o desenvolvimento econômico acaba afetando negativamente a associação entre retornos das ações e crescimento do produto nas economias emergentes.

Segundo Stock & Watson (2003), a avaliação de preços de ações pode ser obtido através da igualdade entre preços e o valor esperado descontado dos ganhos futuros, desta forma, preço de ações ou retornos

proporcionam informações úteis na previsão de ganhos ou, de modo mais geral, crescimento de produto. Entretanto, o autor destaca que em uma análise mais criteriosa, esta associação não é clara. Além disso, o retorno de ações não apresenta informações consideráveis para prever o produto no futuro, mesmo em regressões bivariadas com nenhuma variável dependente defasada e, pouco conteúdo preditivo ao ser incluído crescimento do produto defasado. (FAMA, 1981; HARVEY, 1989).

Entretanto, os resultados de Stock & Watson (1989, 1999) mostram que o preço de ações apresenta mínimo conteúdo marginal de previsão para o crescimento de produto, através de uma regressão linear. Os mesmos resultados são obtidos por Estrella e Mishkin (1998), em um modelo de regressão *probit* de eventos recessivos binários.

2.2.3 A Relação entre Preços dos Ativos e Taxa de Câmbio

Uma justificativa plausível para analisar a relação envolvendo taxa de câmbio e preço de ativos diz respeito à importância fundamental que estas variáveis influenciam o desenvolvimento econômico de um país. Vários estudos analisam esta relação de modo que, uma possível tendência de alta no mercado de ativos, no curto prazo, pode causar depreciação da taxa de câmbio, concomitantemente, esta depreciação ao longo do tempo, reduz o nível de riqueza do país afetando negativamente a demanda por moeda doméstica e a taxa de juros o que por sua vez, induz ao declínio no mercado de ativos.

Há diversos razões para estabelecer a relação entre preço de ativos e taxa de câmbio, entre as quais: a capacidade de afetar as decisões sobre política monetária e fiscal; a associação entre o mercado de ativos e câmbio pode contribuir para prever a trajetória da taxa de câmbio; o entendimento da relação entre taxa de câmbio e o preço de ativos pode contribuir para antever crises financeiras.

Conforme Gavin (1989), uma expansão no mercado acionário apresenta efeito positivo na demanda agregada, caso este efeito seja grande, tanto a política monetária expansionista quanto a política fiscal expansionista que visam à taxa de juros e a taxa de câmbio real serão neutralizados. Neste sentido, a autoridade monetária poderá promover depreciação da moeda com o objetivo de impulsionar o setor externo, entretanto, esta medida pode comprimir o mercado acionário.

Granger, Huang & Yang (2000) analisaram a relação de causalidade entre preço de ações e taxa de câmbio ao longo da crise

asiática de 1997, sob a hipótese de que a depreciação da moeda conduziu a queda do preço de ações ou a queda do preço de ações proporcionou a depreciação da moeda. Os autores apontaram que o preço de ações reage de modo ambíguo à taxa de câmbio, tendo em vista o efeito que as variações do estoque monetário causam no balanço patrimonial das empresas multinacionais. Desta forma, a depreciação da moeda pode aumentar ou diminuir o valor da empresa, dependendo do nível de importação ou exportação. Quando o índice de mercado de ações é considerado, o efeito líquido não pode ser previsto.

Os resultados obtidos por estes autores indicam que sete dos países asiáticos examinados mostraram uma relação forte entre o mercado acionário e de câmbio, sendo que a causalidade unidirecional analisada em alguns casos mostra ser negativa; já a causalidade conjunta vista para quatro dos países não pode ser determinada (positiva ou negativa). A razão para esta disparidade de resultados pode estar associada aos diferentes níveis de mobilidade de capital, volume de comércio e a integração entre as economias ou mesmo a omissão de variáveis que poderiam influenciar o mercado acionário e o de câmbio, como exemplo, a taxa de juros.

Entretanto, os resultados acerca do estudo da associação entre preço de ações e taxa de câmbio podem ser diferentes de uma economia para outra. Um estudo para economia brasileira que se pode destacar é o de Nunes, Costa Jr & Meurer (2005) em que constataram que variações do retorno acionário podem ser importantes para predizerem a taxa de câmbio. Os autores apontam que um choque inesperado no mercado acionário induz uma queda de aproximadamente 0,20 pontos percentuais na taxa de câmbio.

De outro modo, a relação negativa entre preço de ações e taxa de câmbio pode ser explicado pela pressão inflacionária, uma vez que, o aumento da inflação implica na elevação da taxa de câmbio, pois a moeda doméstica perde seu valor em termos de bens e serviços assim como em relação à moeda estrangeira. Desta forma, uma expectativa de inflação mais elevada induz o investidor a demandar prêmio de risco mais alto e taxa de retorno mais alto de modo a diminuir o preço de ações.

Khalid & Kawai (2003) consideram que a relação entre mercado de ações e taxa de câmbio contribuíram para difundir a crise financeira na Ásia em 1997, pois a forte desvalorização da moeda tailandesa desencadeou depreciação em outras moedas da região o que por sua vez, culminou com o colapso no mercado acionário do leste asiático.

Portanto, o entendimento da relação entre estes dois mercados podem desencadear uma ação preventiva antevendo a propagação da crise.

Em geral, diversos trabalhos empíricos procuram explicar a relação entre taxa de câmbio e preço de ações para o longo prazo, entretanto, não há resultados consistentes sobre equilíbrio no longo prazo, apenas a capacidade de previsão de cada uma das variáveis. Além disto, a direção de causalidade depende das características de cada um dos países. Neste sentido, o estudo de Nunes, Costa Jr. & Seabra (2003) sugerem causalidade unidirecional do preço de ações para a taxa de câmbio para a economia brasileira.

Por fim, esta seção buscou identificar alguns pontos importantes a respeito do preço de ativos, entre as quais: o seu papel fundamental como canal de transmissão da política monetária e a sua interação com as principais variáveis macroeconômicas de modo a verificar o seu caráter preditivo para inflação.

3 ASPECTOS METODOLÓGICOS E ESTIMAÇÃO DA CURVA DE PHILLIPS

Este capítulo tem como objetivo relacionar preço de ativos a inflação para constituir o índice dinâmico de inflação. Portanto, será realizada uma breve revisão empírica sobre: a curva de Phillips Novo Keynesiana (CPNK) e a construção de índice intertemporal de preços. Por fim, serão destacados os procedimentos estatísticos e econométricos utilizados para constituição do índice dinâmico de preços.

3.1 REVISÕES EMPÍRICAS SOBRE CURVA DEPHILLIPS

Embora a literatura econômica mais recente assuma a importância dos microfundamentos, tais como: expectativas racionais, rigidez de preços, custo de menu para derivação da Curva de Phillips. Algumas críticas surgiram tanto do ponto de vista teórico quanto do empírico no que concerne: o componente inercial da taxa de inflação e o custo de realizar políticas de desinflação para economia como um todo.

Sob expectativas racionais, o *trade-off* entre nível de desemprego e inflação existiria apenas efeitos no curto prazo, posto que os agentes econômicos apresentam expectativa de elevada taxa de inflação, portanto, mudanças não-antecipadas da política monetária apresentam efeitos no curto prazo, em que a taxa de desemprego será inferior ao seu

equilíbrio ou “nível natural” enquanto que no longo prazo não se sustentaria essa relação.

Conforme Gordon (1996), os desvios da inflação em relação ao valor esperado são persistentes ao longo do período em que choques sobre a demanda agregada mantém efetivo. Gordon (1996), ao analisar o processo inflacionário para a economia americana verificou que a persistência inflacionária tinha a dominância do seu componente inercial e que existiam efeitos reais apenas no curto prazo em relação ao nível de desemprego abaixo do nível de equilíbrio. Não obstante, a Curva de Phillips de curto prazo não evidencia uma relação empírica de estabilidade com a finalidade de diagnosticar a inflação para o período $t+1$.

O trabalho de Estrella & Mishkin (1998) busca repensar o conceito NAIRU (Non-Accelerating Inflation Rate of Unemployment) e examinar se de fato a NAIRU pode desempenhar um papel fundamental na consecução da política monetária. Nesse sentido, os autores consideram essencial definir a NAIRU como de curto prazo ao invés de longo prazo como a taxa de desemprego natural. A partir dessa análise, os autores consideram a NAIRU como alvo de política monetária, portanto, possíveis oscilações influem no nível inflacionário de curto prazo.

Portanto, Estrella & Mishkin (1998), avaliam como a NAIRU de curto prazo pode ser utilizada na condução de política monetária. Nesse sentido, os autores propõem: i) apenas o nível de inflação incorporada como função objetivo da autoridade monetária, o nível de desemprego (produto) e inflação assumido dentro da função objetivo da autoridade monetária ii) o papel da incerteza sobre a estimativa do valor atual da NAIRU o que afeta a função objetivo da autoridade monetária, embora os autores enfatizam que o grau de incerteza em torno da NAIRU de curto prazo não necessariamente implica que a consecução de política monetária deveria reagir menos a NAIRU defasada.

Conforme Atkeson & Ohanian (2001), os parâmetros que mensuram a sensibilidade da taxa de desemprego oscilam consideravelmente para diferentes períodos da amostra. Então, é cabível salientar que a fonte de instabilidade sobre o nível de inflação pode ser oriundo: i) modificações no regime de política monetária que por sua vez afeta o grau de comportamento dos agentes econômicos em relação à inflação futura, ii) oscilações no nível de produtividade do trabalho que afetam a transmissão de aumento salarial à inflação.

O trabalho de Stock & Watson (1999) acerca de uma projeção da inflação americana para 12 meses posteriores evidenciaram

empiricamente alguns resultados importantes, entre as quais: os coeficientes da Curva de Phillips especificados em sua forma convencional alteraram ao longo do tempo, posto que defasagens da variável inflação tenham contribuído como fonte de instabilidade; medidas alternativas de atividade econômica real apresentaram erro quadrático médio inferior àqueles baseados na taxa de desemprego; a possibilidade de aperfeiçoar diagnósticos da Curva de Phillips tradicional ao utilizar indicadores alternativos econômicos.

Conforme o trabalho de Stock & Watson (1999), a especificação do modelo de Curva de Phillips apresentam restrições: a inflação apresenta ordem de integração um ($I(1)$), a NAIRU é constante. Segundo estes autores, os testes estatísticos indicaram a não rejeição da hipótese de instabilidade para os coeficientes de inflação defasada. Entretanto, Stock & Watson (1999) sugerem no seu trabalho que a instabilidade dos coeficientes deva ser ignorada; visto que a instabilidade é pequena, de tal modo que os ganhos ao incorporá-la através de métodos que incorporam na estimação dos parâmetros não apresentam resultados melhores aos métodos de mínimos quadrados; a instabilidade tem sido identificada em análise completa, por essa razão, ao assumir dentro do modelo torna-se inconsistente com o exercício de diagnóstico em uma metodologia de simulação em tempo real.

É cabível salientar diversos estudos para a economia brasileira, Portugal, Madalozzo & Hillbrecht (1999) analisam a relação entre NAIRU em um modelo de metas de inflação e estimam a NAIRU para economia brasileira. Os autores concluíram que a Curva de Phillips mostra uma relação linear para o Brasil, possibilitando resultados satisfatórios para NAIRU, sendo que ao longo dos anos 1980 houve aceleração da inflação, enquanto que na década posterior, desaceleração da inflação.

O trabalho de Ferreira, Aguirre & Gomes (2003) propõem avaliar a NAIRU através de uma estimativa TVP (*Time-Varying Parameters*) para a economia brasileira ao longo do período de 1982 a 2002. Os resultados obtidos nesse trabalho evidenciam que a taxa de desemprego esteve abaixo da NAIRU durante o período 1985 a 1997, o qual demonstrou ser consistente com o processo inflacionário elevado durante esse período e que a NAIRU mais elevada durante o período de hiperinflação evidencia o caráter perverso que altas taxas de inflação influenciam a eficiência da economia.

Bogdanski, Tombini & Werlang (2000) analisaram diversas formas para a Curva de Phillips: especificação *backward-looking*, *forward-looking* e uma combinação (média aritmética) das duas

especificações anteriores. Os autores sugerem a combinação entre as especificações *backward-looking*, *forward-looking* em virtude de possibilitar a análise do grau de persistência da inflação e ampliar a importância no período de transição após mudanças na condução de política monetária¹ e regimes da taxa de câmbio, respectivamente.

Os autores concluíram que o coeficiente de repasse cambial não-linear permitiu identificar repasses significativos para a decomposição do índice IPCA, visto que a relação entre inflação e câmbio não pode ser tratada apenas pela especificação linear para o IPCA.

O trabalho de Alves & Areosa (2005) analisa a trajetória da dinâmica inflacionária, especificamente a relevância de metas inflacionárias, além da inflação defasada para derivar uma CPNK, generalizando a curva híbrida proposta por Woodford (2003). Os autores utilizam uma especificação em microfundamentos para o modelo de expectativas inflacionárias e concluem que as firmas atribuem uma maior ponderação para metas de inflação quando fixa seus preços, entretanto, taxa de câmbio e choques de demanda é não capaz de alterar significativamente as expectativas de inflação.

3.2 INCLUSÃO DE PREÇOS DE ATIVOS NA INFLAÇÃO

A política monetária pode tornar mais eficaz com o aperfeiçoamento da mensuração das variáveis analisadas. Alchian & Klein (1973) propõem modificar a composição do índice de inflação, uma vez que medidos apenas em termos corrente não seja apropriada para utilização na política monetária, logo, Alchian & Klein incorporam os preços futuros na determinação do nível de consumo. Dessa forma, os autores sugerem uma medida em que o índice de inflação seja composto pelo preço de consumo intertemporal.

A utilização do preço de ativos financeiros pode ser entendido como *proxy* para preços no futuro. De acordo com o trabalho de Alchian & Klein (1973), a composição da cesta de consumo, fica: $C_t = \{\{c_{1,t}, c_{2,t}, c_{3,t}\}, \dots, \{c_{1,T}, c_{2,T}, c_{3,T}\}\}$ onde $c_{1,t}$ é o bem i consumido no

¹ Bogdanski & Tombini & Werlang (2000) consideram hipóteses alternativas sobre o mecanismo de formação de expectativas. Por exemplo, as expectativas podem ser assumidas como exogenamente de uma pesquisa de mercado, associadas com um hipótese adicional sobre como os agentes reagem a novas informações, ou as expectativas podem ser calculadas recursivamente com o intuito de ser um modelo consistente.

período t e $c_{1,T}$ representa o consumo intertemporal. O preço do consumo futuro esperado são os preços futuros, i.e, o valor presente do preço a ser pago. O índice de preços fica:

$$P_t^{AK} = \frac{\sum_{j=0}^T (\sum_{i=0}^N P_{i,t+j} c_{i,t+j}^0)}{\sum_{j=0}^T (\sum_{i=0}^N P_{i,t+j}^0 c_{i,t+j}^0)} = \frac{\sum_{j=0}^T P_{t+j} c_{t+j}^0}{\sum_{j=0}^T P_{t+j}^0 c_{t+j}^0}, \quad (2)$$

Essa relação identifica o custo de vida a preços correntes e o custo de vida a preços do ano base. Ao incluir a restrição orçamentária do consumidor (preço corrente mais preço futuro), a expressão fica:

$$p_t + \sum_{j=1}^T P_{t+j} c_{t+j}, \quad (3)$$

Isto significa que o consumidor aloca recursos para consumo de um período para outro, logo:

$$p_t c_t + p_a A_t, \quad (4)$$

Interpolando as equações (3) e (4) e considerando que A_t seja conhecido, variações nos preços dos ativos incidem variações nos preços futuros.

$$p_a A_t = \sum_{j=1}^T P_{t+j} c_{t+j}, \quad (5)$$

O trabalho de Shibuya (1992) propõe ampliar o índice de inflação com a inclusão de preço de ativos ao analisar a economia japonesa durante a década de 1980, devido à divergência entre os movimentos de preços de ativos que apresentava alta volatilidade e poderia ser definido como um aumento contínuo do nível geral de preços de bens e serviços. Nesse sentido, Shibuya (1992), sugere uma soma ponderada da inflação dos preços no consumidor π e da inflação dos preços dos ativos π_{AP} , o que possibilita constituir um índice de custo de vida inter-temporal:

$$\pi_{AK} = \alpha \pi + (1 - \alpha) \pi_{AP}, \quad (6)$$

em que: α é o peso do índice de inflação convencional e $(1 - \alpha)$ é o peso da inflação dos preços dos ativos financeiros.

Já o trabalho de Bryan, Cecchetti & O'Sullivan (2003) propõe construir um índice de fator dinâmico (DFI) a partir das propriedades estatísticas conjuntas das séries de preços. Os autores constituíram este índice utilizando nove sub-índices do IPC e seis ativos (imóveis, ações,

títulos, commodities, moeda e ouro). O resultado das estimativas apontou uma ponderação de aproximadamente 15% dos ativos em relação à série de preços².

Então, é cabível afirmar que para ponderar os ativos financeiros na composição do índice de inflação deve ser avaliado se o preço de ativos financeiros para determinado período são resultados de desalinhamento em virtude do seu caráter especulativo ou se determinantes dos seus próprios fundamentos. Portanto, deverá ser avaliado os respectivos movimentos de preços de ativos financeiros ao assumir a variável como *proxy* para preço futuro, a fim de melhorar a calibragem da política monetária.

Não obstante, busca-se uma forma alternativa para mensurar a constituição de um Índice Dinâmico de Inflação através da análise empírica sobre o conteúdo informativo dos preços de ativos que possivelmente possam transmitir sobre a inflação.

Essa avaliação parte do princípio em estimar várias especificações do modelo de Curva de Phillips Novo-Keyenesiana híbrida, e, assim mensurar o coeficiente de preços de ativos e o índice de preços tradicional como forma de identificar o peso de cada variável na constituição do índice. Tem-se:

$$\pi_t = \alpha_0 + \alpha_1\pi_{t-1} + \alpha_2E_t\pi_{t+1} + \alpha_3\pi_{t-2} + \alpha_4h_{t-1} + \alpha_5IBOV_t + \alpha_6(e_{t-1} + p_{t-1}^f) + \alpha_7Dum_{1t} + \alpha_8Dum_{2t} + \varepsilon_t, \quad (7)$$

$$\pi_t = \alpha_0 + \alpha_1\pi_{t-1} + \alpha_2E_t\pi_{t+1} + \alpha_3h_{t-1} + \alpha_4IBOV_t + \alpha_5(e_{t-1} + p_{t-1}^f) + \alpha_6Dum_{1t} + \alpha_7Dum_{2t} + \varepsilon_t, \quad (8)$$

em que: π_t é a variação percentual do Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), E_t é o operador de expectativas condicional dada informação disponível no período t , Δ é o operado de 1º diferença, h_t é o hiato do produto, $IBOV_t$ é a série IBOVSPA utilizada como *proxy* para preço de ativos financeiros, e_t é a variação percentual mensal da taxa de câmbio, p_{t-1}^f corresponde a variação percentual do Índice de Preço do Produtor (PPI) dos EUA, Dum_{1t} é a *dummy* utilizada para a transição do governo Lula que está associada ao aumento da expectativa de inflação durante o final de 2002 e início de 2003, portanto, assume valor unitário para os meses novembro e dezembro de 2002, janeiro, fevereiro e março de 2003 e zero para demais períodos; Dum_{2t} é a *dummy* utilizada para crise financeira em

² Mais detalhes ver em BRYAN, CECCHETTI, O'SULLIVAN (2003).

2008, sendo valor unitário para setembro, outubro, novembro e dezembro daquele ano e nulo para demais períodos e ε_t o termo residual.

É cabível salientar que a especificação da equação (7) corresponde à apresentada pelo Banco Central (2000) modificada em que a dinâmica da inflação é determinada pela inflação defasada de um e dois períodos; hiato do produto defasado em $t-1$; desvalorização cambial; acréscimos de preço de ativos financeiros com defasagem em $t-1$ e variável binária para crise financeira; termo residual. Enquanto a equação (8) é uma variante da equação (7) com a exclusão da inflação com defasagem de dois períodos.

Assume-se que a ponderação das variáveis para constituição do Índice Dinâmico de Inflação (IDI) deve apresentar valor total igual a 1 (um), isto é,

$\sum_{i=1}^n [w_i |\pi_t + (1 - |w_i|) x_t] = 1$. A partir dos resultados obtidos do IDI, pode mensurar o nível de sensibilidade da variável índice dinâmico em relação a mudanças de política monetária. Isto por sua vez, pode ser analisada através de uma função reação da autoridade monetária. Então:

$$i_t = \alpha_0 + \alpha_1 i_{t-1} + \alpha_2 (\pi_{IDI,t}) + \alpha_3 (h_{t-1}) + \varepsilon_t, \quad (9)$$

em que: i_t é a taxa de juros; α_0 é constante, $\pi_{IDI,t}$ é taxa de inflação dinâmica; y_t é o hiato entre produto real e produto potencial e ε_t é o componente residual.

Portanto, o enfoque desse trabalho será averiguar se alterações na construção do índice de preços pode ampliar a desempenho da política monetária ao deparar com o índice tradicional de inflação.

4 ANÁLISE ECONOMÉTRICA DA CURVA DE PHILLIPS

Como discutido anteriormente, a construção do índice dinâmico de inflação será obtido através da Curva de Phillips Novo-Keynesiana híbrida, sendo que os pesos utilizados na construção desta variável é o somatório dos valores estimados aos coeficientes de inflação passada e preço de ativos financeiros.

Neste capítulo, será realizada uma abordagem dos testes estatísticos, avaliação de eficiência e métodos econométricos utilizados para verificar a estacionariedade das séries, selecionar os modelos mais ajustados e estimar a CPNK híbrida para obter os pesos referentes ao índice dinâmico, respectivamente. Além disto, serão apresentados os resultados obtidos pelos diferentes métodos: Mínimos Quadrados Ordinários (OLS), Método dos Momentos Generalizados (GMM) e Filtro de Kalman (KF) para verificar a consistência da curva de Phillips quanto ao grau de comportamento da autoridade monetária na condução da política monetária, as principais considerações sobre os resultados obtidos e, por fim, a constituição do índice do índice dinâmico de inflação.

4.1 TESTES/MÉTODOS ECONOMÉTRICOS E AVALIAÇÃO DE EFICIÊNCIA

Nesta seção, serão apresentando os testes e modelos econométricos utilizados para estimar a curva de Phillips Novo-Keynesiana híbrida assim como os diferentes critérios usados para avaliação de eficiência.

4.1.1. Teste de Raiz Unitária

A presença de uma raiz unitária em séries temporais pode ser vista em razão de o polinômio auto-regressivo de um modelo ARMA apresentar uma raiz unitária dentro do círculo unitário. Nesse sentido, se há uma raiz unitária no polinômio auto-regressivo, a série temporal analisada, provavelmente seguirá um processo não-estacionário de ordem integrada um ($I(1)$), dessa forma, possíveis mecanismos de correções através da diferenças da série podem transformá-la em $I(0)$, ou seja, estacionária. Diante disso, o objetivo dessa seção é realizar

procedimentos de inferência estatística para detectar raiz unitária em polinômios auto-regressivos para qualquer série temporal, e, assim, evitar nas aplicações econométrica as relações espúrias.

Não obstante, há diversos testes estatísticos que realizam esse procedimento, mas será destacado o teste de Dickey-Fuller Ampliado (ADF) para avaliar a estacionariedade da série. A seguir, tem-se a equação do modelo de regressão:

$$\Delta y_t = \alpha y_{t-1} + x'_t \delta + \beta_0 \Delta y_{t-1} + \dots + \beta_p \Delta y_{t-p} + \varepsilon_t, \quad (10)$$

em que: x_t são os regressores exógenos opcionais o qual podem ser: constante, constante e tendência e pode não apresentar quaisquer regressores, $\alpha = \rho - 1$ e δ são os parâmetros a serem estimados, e os valores defasados Δy_t e ε_t o termo residual como ruído branco.

Nesse modelo, as hipóteses testadas consistem em: H_0 a série é não-estacionária, isto é, a série y_t apresenta uma raiz unitária e H_a a série é estacionária, ou seja, a série y_t é $I(0)$. Ademais, o número de defasagens utilizadas foi determinado pelo Critério de Schwarz com seleção automática. Vale ressaltar que embora o teste ADF permita detectar a presença (ausência) de raiz unitária de uma dada série temporal, o teste pode ser não robusto em virtude de dados que apresentam quebras estruturais e problemas como baixa potência do teste.

Dessa forma, o teste de Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992) propõe assumir que a hipótese nula seja a ausência de raiz unitária, embora a presença de dados atípicos afeta apenas o poder do teste sem interferir no tamanho amostral, a rejeição de H_0 de estacionariedade possui um significado ainda mais forte quando valores atípicos podem estar presentes. (FERNANDES & TORO, 2005).

O teste KPSS é definido pela estatística LM tal como $LM = \sum_t \frac{S(t)^2}{T^2 f_0}$, em que f_0 é um estimador do resíduo para frequência zero e $S(t)$ é uma função residual cumulativa, onde $S(t) = \sum_{r=1}^t \hat{u}_r$ se baseia nos resíduos $\hat{u}_t = y_t - x'_t \hat{\delta}(0)$. Além disso, para todas as séries foram utilizadas Newey-West *Bandwith* para seleção automática e o método de estimação espectral *Default* (Barlett kernel).

Vale ressaltar outro método alternativo para detectar (não) estacionariedade, método Phillips Perron (PP), em que consiste um método não-paramétrico de controle para correlação serial em testes para raiz unitária. Para tal, o método PP utiliza a equação do teste ADF.

As hipóteses do modelo testadas são: H_0 a série é não-estacionária, isto é, a série y_t apresenta $I(1)$ e H_a a série é estacionária, ou seja, a série y_t apresenta ausência de raiz unitária. Ademais, para todas as séries foi utilizada Newey-West *Bandwith* para seleção automática e o método de estimação espectral *Default* (Barlett kernel). Maiores detalhes do teste podem ser visto em PHILLIPS-PERRON (1988).

4.1.2. Avaliação de Eficiência

Há vários indicadores que possibilitam avaliar e comparar o desempenho de modelos. A partir daí, é possível destacar alguns indicadores de precisão, adequação relativa e aqueles que tentam capturar a capacidade de acerto de tendência dos modelos em questão.

Para verificar a capacidade de previsão de modelo, são utilizados os critérios do erro absoluto médio (MAE), o erro percentual absoluto médio (MAPE), o erro quadrático médio (MSE), a raiz quadrada do erro médio (RMSE) e o coeficiente de U-Theil. Estes critérios serão analisados para cada modelo dentro da amostra, e, dessa forma, avaliar a capacidade preditiva de cada modelo.

Neste sentido, o modelo que apresentar menores valores para os indicadores de Erro Absoluto Médio (MAE), Média do Erro Percentual Absoluto (MAPE), Erro Quadrático Médio (MSE), Raiz do Erro Quadrático Médio (RMSE) e o coeficiente de Desigualdade de Theil (U-Theil) melhor será a capacidade preditiva do modelo. A tabela 1 apresenta os indicadores utilizados para medir a acurácia dos modelos de regressão.

Tabela 1 – Medidas de Eficiência

Sigla	Medida de Acurácia	Equação
MAE	<i>Mean Absolute Error</i> Erro Absoluto Médio	$MAE = \sum_{t=T+1}^{T+h} \frac{ \hat{y}_t - y_t }{h}$
MAPE	<i>Mean Absolute Percentual Error</i> Média do Erro Percentual Absoluto	$MAPE = 100 \sum_{t=T+1}^{T+h} \frac{ \hat{y}_t - y_t }{y_t}$
MSE	<i>Mean Squared Error</i> Erro Quadrático Médio	$MSE = \frac{\sum_{t=T+1}^{T+h} (\hat{y}_t - y_t)^2}{h}$
RMSE	<i>Root Mean Squared Error</i> Raiz do Erro Quadrático Médio	$RMSE = \sqrt{\frac{\sum_{t=T+1}^{T+h} (\hat{y}_t - y_t)^2}{h}}$
U-Theil	<i>Theil Inequality Coefficient</i> Coeficiente de Desigualdade de Theil ¹	$\begin{aligned} &Theil \\ &= \frac{\sqrt{\sum_{t=T+1}^{T+h} \frac{(\hat{y}_t - y_t)^2}{h}}}{\sqrt{\sum_{t=T+1}^{T+h} \frac{\hat{y}_t^2}{h}} + \sqrt{\sum_{t=T+1}^{T+h} \frac{y_t^2}{h}}} \end{aligned}$

Nota: ¹ O coeficiente de desigualdade de Theil fica entre zero e um, em que zero indica aderência perfeita. Fonte: Elaboração Própria com base no *software* Eviews.

Além disto, existe um método alternativo de avaliação da eficiência de modelo. Este método foi proposto por Diebold-Mariano (1995) e consiste na comparação entre dois modelos competitivos em que a qualidade de cada previsão é avaliada pela função perda quadrática do erro de diagnóstico.

Assumindo $\{y_t\}$ a série observada, y_{it} e y_{jt} as séries a serem previstas, o diagnóstico do erro dos dois modelos é definido como uma função de perda quadrática:

$$L(y_t) = (y_t - y_{it})^2, \quad (11)$$

$$L(x_t) = (y_t - y_{jt})^2, \quad (12)$$

Para determinar se um modelo prevê melhor do que o outro é realizado a diferença entre os valores obtidos por cada função de perda entre os modelos analisados.

$$d_t = L(y_t) - L(x_t), \quad (13)$$

O teste segue uma distribuição normal padronizada, portanto, a estatística do teste é:

$$S = \frac{\bar{d}_t}{\left(\frac{LRV\bar{d}}{T}\right)^{1/2}}, \quad (14)$$

em que: $\bar{d} = \frac{1}{T_0} \sum_{t=t_0}^T d_t$ é a média e $LRV_{\bar{d}} = \gamma_0 + 2 \sum_{j=1}^{\infty} \gamma_j$, $\gamma_j = cov(d_t, d_{t-j})$ é um estimador para a variância assintótica de $\sqrt{T}\bar{d}$. O teste de Diebold Mariano (1995) mostra que sob hipótese nula, $S^A \sim N(0,1)$.

Considerando que a hipótese nula do teste de Diebold-Mariano é:

$$H_0: \bar{d}_t = 0, \quad (15)$$

contra a hipótese alternativa

$$H_a: \bar{d}_t > 0, \quad (16)$$

Caso os modelos apresentem previsão igual, a média da diferença entre os valores obtidos é igual a zero, se a hipótese nula for rejeitada, o modelo definido como x_t prevê melhor do que y_t .

4.1.3 Método dos Momentos Generalizados (GMM)

O método GMM desenvolvido por Hansen (1982) corresponde à estimativa de um parâmetro θ de tal maneira que o momento amostral seja bem próximo aos momentos da população. Isto é, o estimador de GMM consiste em minimizar a distância ponderada entre os valores teóricos e atuais. Conforme Hamilton (1994), o momento de uma amostra pode ser denotado pela seguinte função:

$$g(\theta; \Psi_t) \equiv \left(\frac{1}{T}\right) \sum_{t=1}^T h(\theta, w_t), \quad (17)$$

em que: $\Psi_t \equiv (w'_t, w'_{t-1}, \dots, w'_1)'$ é um vetor (T x 1) a qual contém todas observações da amostra de tamanho T; $h(\theta, w_t)$ é um vetor (r x 1), com $h: (R^a \times R^h) \rightarrow R^r$; $g(\theta; \Psi_t)$ é um vetor (r x 1) indica a média amostral de $h(\theta, w_t)$.

Dessa forma, o método GMM busca escolher θ de tal maneira que o momento amostral $g(\theta; \Psi_t)$ seja o mais próximo possível do momento zero da população, ou seja, o estimador GMM que minimiza a distancia entre os valores teóricos e atuais. Então:

$$Q(\theta; \Psi_t) = [g(\theta; \Psi_t)]' W_t [g(\theta; \Psi_t)], \quad (18)$$

em que, $\{W_t\}_{t=1}^{\infty}$ representa uma seqüência de matrizes de pesos com dimensão $(r \times r)$, positivas definidas que podem ser uma função de Ψ_t .

Ademais, os parâmetros de GMM devem satisfazer as condições de ortogonalidade entre uma função dos parâmetros $f(\theta)$ e um conjunto de variáveis instrumentais z_t , isto é:

$$E(f(\theta)'Z) = 0, \quad (19)$$

Vale lembrar que os estimadores de OLS representam uma especificidade do método GMM exatamente identificada. Não obstante, o modelo poderá apresentar heterocedasticidade ou autocorrelação serial, mesmo assim o estimador pelo método GMM é consistente.

Além disso, outra vantagem do modelo estimado pelo método GMM é a capacidade de lidar com dados observados que possui raiz unitária, uma vez que se pode transformar o modelo de tal maneira que a estacionariedade do sistema transformado possa ser mais ajustada. Isto quer dizer que ao assumir que um determinado vetor observado w_t apresenta tendência determinística no tempo, ou seja, $w_t = \alpha + \delta t + w_t^*$, em que α e δ são vetores de constantes $(h \times 1)$ e w_t^* é estacionária com média zero, tem-se transformações através do método GMM que possibilitam o cálculo do momento.

4.1.4 Método Filtro de Kalman (KF)

A estimação do modelo de CPNK híbrida, mais especificamente o componente não observável, hiato do produto, foi realizada mediante a utilização de Filtro de Kalman. Este procedimento de estimação dentro de uma análise multivariada permite que seja incorporado ao modelo informações sobre a relação entre o hiato do produto e a taxa de inflação através da CPNK, fornecendo estimativas sobre a incerteza do componente não observável, além da variabilidade no tempo. Dessa forma, utilizam-se os trabalhos de Watson (1986) e Brouwer (1986) para derivar o componente não observável.

Assumindo que o produto (y) pode ser decomposto em produto permanente (y^p) e um componente transitório (z).

$$y_t = y_t^p + z_t, \quad (20)$$

em que: os componentes transitório e permanente corresponde ao produto potencial e o hiato do produto.

Ao assumir que o produto permanente ou potencial segue um processo *random walk* com *drift*, tem-se:

$$y_t^p = \mu^y + y_{t-1}^p + \varepsilon_t^y, \quad (21)$$

em que: μ^y é a constante e $\varepsilon_t^y \sim N(0, \sigma_y^2)$. Considerando as condições de estacionariedade e que o hiato do produto é assumido como um processo AR (2):

$$h_t = \phi_1 h_{t-1} + \phi_2 h_{t-2} + \varepsilon_t^z, \quad \varepsilon_t^z \sim N(0, \sigma_z^2), \quad (22)$$

Então, é cabível salientar que, inicialmente, essas variáveis são expressas em um modelo de espaço estado a qual permite tratar de diversos problemas no que concerne a análise de séries temporais. Visto que o modelo baseia-se na estimação do componente não observável, hiato do produto, tem-se a evolução da série temporal determinada por uma série não observada de vetores $\alpha_1, \dots, \alpha_n$ vinculadas a uma série de observações y_1, \dots, y_n . A partir daí, o objetivo principal do modelo é realizar inferências das informações relevantes dos α'_t s a partir de um conjunto de observações y_1, \dots, y_n .

O modelo de espaço estado apresenta como vantagens: i) captar as informações contidas nas observações da série temporal (tendência, sazonalidade; ciclos; variáveis explicativas e de intervenção, etc.) que são base de um modelo estrutural da série temporal. Em geral, os componentes são expressos em modelo de passeio aleatório antes de serem colocados juntos com as observações no modelo de espaço estado; ii) flexibilidade em razão de processo recursivo e de técnicas computacionais usadas em análise. Uma descrição teórica mais detalhada e aplicada desse modelo pode ser encontrada em (HARVEY 1989; e HAMILTON, 1994).

Em geral, o modelo de espaço estado é constituído por duas equações: i) equação de mensuração – descreve a relação entre variáveis observáveis e variáveis estado não observáveis, ii) equação de transição – mostra a dinâmica das variáveis estado, sendo que essa equação apresentar a forma de uma equação diferencial em 1º ordem no vetor espaço. Tem-se, respectivamente:

$$y_t = Z_t \alpha_t + d_t + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim NID(0, \Sigma_\varepsilon), \quad (23)$$

$$\alpha_t = \tilde{\mu} + T_t \alpha_{t-1} + \eta_t, \eta_t \sim NID(0, \Sigma_\eta), \quad (24)$$

em que: a representação espaço estado aplicada à série temporal multivariada, y_t , contém N elementos, Z_t é uma matriz $N \times m$, d_t é um vetor $N \times 1$, $\tilde{\mu}$ é um vetor $m \times 1$, T_t é uma matriz $m \times m$, α_t é um vetor $m \times 1$, ε_t é um vetor $N \times 1$ de distúrbio não correlacionado serialmente, η_t é um vetor $g \times 1$ de distúrbio não correlacionado serialmente.

A partir desse ponto, pode-se aplicar o filtro de Kalman, que por sua vez corresponde a um algoritmo para solucionar problemas lineares relacionados à filtragem de dados discretos, através de um processo recursivo eficiente de estimação, ao minimizar o erro quadrático.

A estimativa dos parâmetros do modelo e as variáveis de estado omissa pode ser obtido pela maximização da função máxima verossimilhança.

$$\log \Lambda = -\frac{NS}{2} \log 2\pi - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^S \log |F_t| - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^S v'_t F_t^{-1} v, \quad (25)$$

em que: N é o número de variáveis observadas, S é o tamanho da amostra, v é matriz do erro predito e F é a matriz do erro quadrático médio para o erro predito.

4.2 RESULTADOS EMPÍRICOS DA CURVA DE PHILLIPS NOVO KEYNESIANA

Após ser realizada uma revisão teórica sobre os testes e modelos econométricos e os critérios utilizados para seleção do modelo econométrico. Nesta seção, será descrito as variáveis utilizadas no modelo, a análise do comportamento dos dados e os resultados das estimações do modelo pelos diferentes métodos: i) Mínimos Quadrados Ordinários (OLS), ii) Método dos Momentos Generalizados (GMM); iii) Filtro de Kalman para estimar os parâmetros não observáveis (hiato do produto e produto potencial); baseados na especificação das equações (7) e (8).

4.2.1 Descrição das Variáveis

O modelo da Curva de Phillips híbrida segue a especificação das equações (7) e (8). Dessa forma, faz-se necessário definir as variáveis

incluídas ao modelo econométrico. A periodicidade da análise é mensal, sendo incluídas 120 observações no período de janeiro de 2001 a dezembro de 2010³.

Tem-se como medida de inflação (π) a variação percentual do índice mensal de preços ao consumidor amplo – IPCA – correspondente ao índice oficial utilizado pelo Banco Central do Brasil para verificar o cumprimento das metas inflacionárias. A variável utilizada como expectativas inflacionárias é obtida através do relatório *Focus* divulgada semanalmente, sendo a série mediana das Expectativas de Mercado para os próximos 12 meses da variação do IPCA. Os dados advêm do relatório da última semana de cada mês com a expectativa de inflação referente ao período $t+1$ e transformado em variação percentual mensal.

A variável utilizada como *proxy* para PIB mensal (y) é a série Produção Industrial da indústria geral – índice de quantum dessazonalizado. A seguir, para obtenção do hiato do produto (h) foi realizado a razão entre o logaritmo do produto efetivo e o logaritmo do produto potencial da economia, sendo o produto potencial estimado por meio do filtro de *Hodrick-Prescott*.

Esse filtro possibilita obter uma série de tendência não linear suavizada ao passo em que o componente sazonal tenha sido removido e a série decomposta entre a parte considerada como tendência e o componente cíclico. O ajuste de sensibilidade é realizado no parâmetro de suavização λ que minimiza a equação do quadrado das variações do crescimento da tendência utilizado com valor 14400⁴.

A variável taxa de câmbio utilizada é a variação percentual da série taxa de câmbio comercial para venda: R\$/ US\$ – média, já a variável para preços externos (p_t^f) utilizada é a variação percentual da série Índice de Preços ao Produtor (PPI) – *Finished Goods*. Portanto, ao combinar as duas séries, tem-se uma medida de desvalorização cambial.

Já a variável IBOVESPA é a série Índice de Ações – Ibovespa – fechamento – (% a.m.) obtida através do site: www.ipeadata.gov.br, sendo a série suavizada através do filtro *Hodrick-Prescott*. A tabela 2 identifica as variáveis utilizadas. Por fim, será incluída duas *dummies*: i) utilizada para a transição do governo Lula que está associado com aumento da expectativa de inflação durante o final de 2002 e início de 2003, dessa forma, assume valor unitário para os meses novembro e

³ O período de análise inicia-se em janeiro de 2001, em virtude das expectativas de inflação ser reportada pelo relatório *Focus* do Banco Central a partir daquela data.

⁴ O leitor mais interessado poderá ver mais detalhes em HODRICK & PRESCOTT (1997).

dezembro de 2002, janeiro, fevereiro e março de 2003; ii) utilizada para crise financeira de 2008 com valores iguais a um para os meses de agosto, setembro, outubro, novembro e dezembro do ano de 2008 e zero para os demais períodos.

Tabela 2 – Descrição das Variáveis

Variável	Sigla	Fonte
Índice de Preços ao Consumidor Amplo	IPCA	IBGE/SNIPC
Expectativa de Mercado (IPCA) – mediana	EXPECT	BCB/Gerin
Produção Industrial da indústria geral – índice quantum dessaz.	y	IBGE/PIM-PF
Taxa de Câmbio comercial para venda: R\$/ US\$ – média	e	BCB Boletim/BP
IBOVESPA	IBOV	BM&FBOVESPA
Índice de Preço ao Produtor	p_t^f	BLS
Dummy para transição do governo Lula	Dum_{1t}	Elaborada pelo autor
Dummy para crise financeira	Dum_{2t}	Elaborada pelo autor

Fonte: Elaboração Própria

4.2.2 Teste de Raiz Unitária

Como forma de avaliar a estacionariedade das séries temporais empregadas no modelo, utilizou-se o teste de Dickey-Fuller Ampliado (ADF) e o teste de Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS).

Os resultados apresentados na tabela 3 indicam a rejeição da hipótese de presença de raiz unitária para todas as séries com constante em nível de significância de 5%, exceto a variável Expectativa de Inflação em que a hipótese nula é rejeita com significância estatística em nível de 10% pelo teste Phillips Perron.

Tabela 3 – Testes de Raiz Unitária

Teste ADF		Teste KPSS		
Nível	t_{μ}	$t_{\mu t}$	LM_{μ}	$LM_{\mu t}$
IPCA	-4,485352*	-4,762148*	0,458648***	0,084261
EXPECT	-2,931304**	-3,210460***	0,277748	0,108280
HIATO	-3,906706*	-3,887824**	0,037770	0,0375359
E	-6,904372*	-7,008703*	0,191629	0,082223
IBOV	-3,498999*	-3,613992**	0,278257	0,271771*
p^f	-9,310962*	-9,339065*	0,100610	0,065819

Teste PP		
Nível	t_{μ}	$t_{\mu t}$
IPCA	-4,485352*	-4,762148*
EXPECT	-2,675667***	-2,828688
HIATO	-3,136241**	-3,120378
E	-6,912339*	-7,021029*
IBOV	-2,987289*	-3,004001
p^f	-9,397443*	-9,386035*

Nota: Os testes ADF e PP têm-se t sem constante; t_{μ} com constante; $t_{\mu t}$ com constante e tendência linear; H_0 : presença de não estacionariedade da série; H_a : ausência de não estacionariedade da série. Rejeição de H_0 em (*1%);(**5%),(***(10%). Todas as séries foi utilizada a Seleção Automática de defasagens – Critério de Schwartz para o teste ADF. Enquanto o teste KPSS, tem-se LM_{μ} com constante; $LM_{\mu t}$ com constante e tendência linear; H_0 : presença de estacionariedade da série; H_a : ausência de estacionariedade da série. Rejeição a H_0 em (*1%);(**5%). Para todas as séries foi utilizada a Seleção Automática Newey-West *Bandwith* e o método de estimação espectral *Default* (Barlett kernel) para os testes KPSS e PP. Fonte: Elaboração Própria com base no *software* Eviews.

4.2.3 Curva de Phillips Novo Keynesiana híbrida estimada por Mínimos Quadrados Ordinários

Os resultados da estimação da CPNK híbrida com a especificação das equações (7) e (8) são apresentados na tabela 4. O método utilizado é Mínimos Quadrados Ordinários (OLS). Entretanto, foi necessário utilizar a correção do Erro-Padrão pelo método *Newey West* para a estimação da equação (8).

Tabela 4 – Estimação da CPNK híbrida por OLS

Variável dependente: π_t		Coeficientes e Erro-Padrão	
Regressores	Eq.(7)	Eq.(8)	
Constante	-0,051275 (0,137422)	-0,076009 (0,125072)	
π_{t-1}	0,370913* (0,091592)	0,310851** (0,125072)	
$EXPECT_t$	1,267337* (0,400285)	1,205534** (0,557039)	
π_{t-2}	-0,144139** (0,077106)	-	
h_{t-1}	0,501891 (0,619530)	0,489446 (0,509524)	
$IBOV_t$	-0,041420*** (0,021868)	-0,036668*** (0,021778)	
$(e_{t-1} + p_{t-1}^f)$	0,025961* (0,006054)	0,027449* (0,007475)	
Dum_{1t}	0,686613* (0,195796)	0,596631* (0,239615)	
Dum_{2t}	-0,392909* (0,132697)	-0,392468* (0,102155)	
$R_{ajustado}^2$	0,689094	0,681786	
Estatística Durbin-Watson	2,035389	1,871673	
Estatística Jarque-Bera	2,154387	6,423477	
Critérios			
AIC	0,051398	0,058047	
SC	0,262722	0,244879	
RMSE	0,230038	0,232901	
MAE	0,175919	0,175423	
MAPE	88,92719	90,06167	
TIC	0,175919	0,175316	

Nota: Erro-Padrão em parênteses. (*1%), (**5%), (***)10%) indicam a significância do coeficiente em nível. Quanto menores a magnitude dos valores dos critérios melhor o modelo. O teste de normalidade do resíduo através da estatística Jarque-Bera apresenta distribuição $\chi_{crítico}^2$ (5,99147) e (9,21034), respectivamente, com significância estatística em nível de 5% e 1%. Fonte: Elaboração Própria com base no *software* Eviews.

O teste de normalidade do resíduo indica a não rejeição da hipótese de normalidade dos resíduos ($\chi_{calculado}^2 < \chi_{crítico}^2$) para o resíduo estimado pela equação (7) em nível de significância de 5%. Já para o resíduo estimado pela equação (8) não se rejeita a hipótese de normalidade para o resíduo em nível de significância de 1%.

Não obstante, todos os resultados apresentados evidenciam uma maior ponderação atrelada ao componente expectativa de inflação ao invés do componente inercial da inflação. Neste sentido, essa relação, possivelmente mostra o comportamento *forward-looking* da autoridade monetária brasileira no que concerne à determinação da inflação corrente.

Cabe destacar que o coeficiente da inflação com uma defasagem apresentou nas equações (7) e (8), respectivamente, significância estatística em nível de 1% e 5%. Já o coeficiente de inflação com duas defasagens apresentou significância estatística em nível de 10% na equação (7) e sinal invertido, porém a soma entre os componentes inerciais da inflação foram positivos. Já o coeficiente que mensura a expectativa de inflação é estatisticamente significativo em nível de 1% e 5%, respectivamente, nas equações (6) e (7).

O resultado indica que a inclusão da variável IBOVSPA apresenta relativa importância na determinação da inflação corrente, em virtude do coeficiente ser estatisticamente significativo em nível de 10% nas equações (7) e (8) estimadas. O sinal do coeficiente é negativo e indica a possibilidade de “causalidade reversa” entre preço de ativos financeiros e inflação. Não obstante, o trabalho de Nunes, Costa Jr. & Meurer (2005) atentam para esta relação, embora o enfoque do trabalho seja o estudo da relação entre um conjunto de variáveis macroeconômicas e o retorno dos ativos no mercado de ações brasileiro.

O resultado da tabela 3 para as equações (7) e (8), mostra que o coeficiente do hiato do produto não foi estatisticamente significativo e apresentou sinal positivo, descartando, a hipótese de *trade-off* entre desemprego e inflação. Tendo em vista os trabalhos empíricos de Gali & Gertler (1999), Alves & Areosa (2005), não é incomum o coeficiente do hiato de produto apresentar sinal inverso sem significância estatística ou não apresentar o sinal esperado.

Já o coeficiente que mensura a desvalorização cambial, possui baixa elasticidade, mas com o sinal esperado e é estatisticamente significativa ao nível de 5% nas duas equações estimadas. A variável binária para transição do governo Lula é significativa em nível de 1% em ambas as equações (7) e (8) e o sinal é positivo devido à pressão inflacionária pelo componente expectativa de inflação. Já a variável binária para crise financeira é significativa em nível 1% nas equações (7) e (8) apresenta sinal negativo em virtude do desaquecimento da atividade econômica ao longo daquele período.

A seleção do modelo de regressão mais ajustado foi efetuada com base nos critérios dos sinais esperados, significância estatística dos

regressores, minimização da estatística de *Akaike* (CIA) e *Schwarz* (SC), *Mean Absolute Error* (MAE), *Mean Absolute Percent Error* (MAPE), *Root Mean Squared Error* (RMSE) e *Theil Inequality Coefficient* (TIC).

Dessa forma, o modelo selecionado foi aquele estimado pela equação (7). Logo, a equação (7) estimada pelo método OLS indica uma das opções para calcular o Índice Dinâmico de Inflação. Portanto, com o propósito de avaliar a confiabilidade do método utilizado para estimar o modelo CPNK híbrida, será realizado o estudo referente às características do resíduo e de possíveis quebras estruturais da equação mais ajustada (7).

A análise referente às características do resíduo da regressão do modelo OLS da equação selecionada, embute os seguintes testes: i) a possibilidade de presença da estrutura ARCH (Heterocedasticidade Condicional Auto Regressiva), ii) a autocorrelação serial entre os resíduos através do teste LM *Breusch-Godfrey* – LM-BG – com a inclusão de uma e quatro defasagens para captar a autocorrelação serial, iv) a especificação do modelo através do teste RESET, v) a distribuição empírica do resíduo sob a hipótese de normalidade pelos métodos de *Lilliefors* – D, *Cramer-von-Misses* – W2, *Watson* – U2, *Anderson-Darling* – A2⁵. Os resultados dos testes são apresentando na tabela 5.

Tabela 5 – Teste para o Resíduo (OLS)

Teste	Distribuição	Valor	p-valor
ARCH	F(1,115)	0,038476	[0,8448]
ARCH	F(2,113)	1,877798	[0, 1577]
ARCH	F(3,111)	1,817270	[0,1481]
ARCH	F(4,109)	1,446899	[0,2235]
LM- BG	F(1,108)	0,155008	[0,6946]
LM-BG	F(2,107)	0,456593	[0,6347]
LM-BG	F(3,106)	0,879805	[04541]
LM-BG	F(4,105)	0,655525	[0,6243]
RESET	F(1,108)	1,126045	[0,2910]
RESET	F(2,107)	0,575253	[0,5643]
Método	Valor	Valor ajustado	p-valor
D	0,072116	NA	> 0,1
W2	0,090313	0,090696	[0,1507]
U2	0,087007	0,087375	[0,1392]
A2	0,565674	0,569361	[0,1400]

Fonte: Elaboração Própria com base no *software* Eviews.

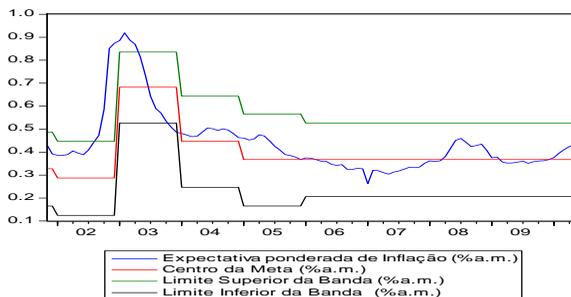
⁵Para maiores detalhes sobre a descrição da função distribuição empírica ver D'AGOSTINO & STEPHENS (1986).

Através dos resultados apresentados na tabela 5, podem ser destacados alguns pontos: não rejeição de ausência da estrutura ARCH com a inclusão de 1 até 4 defasagens em nível de significância de 5%; não rejeição de ausência de correlação serial entre os resíduos através do teste LM-BG com a inclusão de 1 até 4 defasagens em nível de significância de 5% , não rejeição da hipótese de que o modelo foi corretamente especificado através do teste RESET com 1 e 2 número de termos ajustado em nível de significância e; os teste de distribuição empírica do resíduo com o propósito de avaliar a hipótese de normalidade não foram rejeitadas em nível de significância de 5%. Dessa forma, não há indícios de problemas em relação à linearidade da CPNK híbrida estimada.

Entretanto, o estudo da economia brasileira apresenta diversos choques econômicos que ocasionam quebras estruturais. Além disso, estes eventos podem ter influenciado em relação ao desvio das expectativas de inflação à sua meta estabelecida, como pode ser vista na figura 1. Neste sentido, não se descarta a inclusão de *dummies* nos modelos CPNK híbrida estimados pelo método OLS.

Portanto, são efetuados testes de mudanças estruturais para avaliar possíveis mudanças de regime. Não obstante, somente para o teste de *Chow* foi excluída a variável binária para crise financeira com o propósito de evitar possíveis omissões a mudanças estruturais e realização do teste.

Figura 1 – Evolução do Regime de Metas no Brasil e Expectativa Ponderada de Inflação



Fonte: Elaboração Própria com base no *software* Eviews.

Inicialmente, realiza-se o teste de *Chow* apresentando na tabela 6, que consiste em avaliar a hipótese de quebra estrutural em um período

determinado. Como exemplo, utiliza-se o período de janeiro/2003 para verificar se a transição para o governo Lula assim como a mudança dos dirigentes do BCB consiste em ponto de mudança estrutural da dinâmica inflacionária.

Tabela 6 – Teste de Chow (2003 M01)

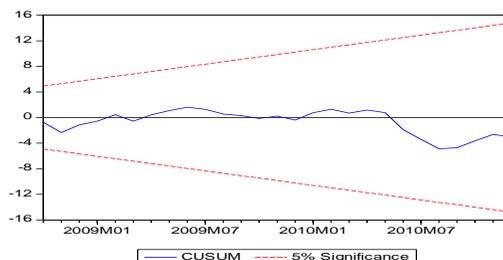
Hipótese Nula: Ausência de quebras estruturais no ponto de mudança estrutural especificada.			
Regressores oscilando: C IPCA(-1) EXPECT H(-1) IBOV $\Delta e_{t-1} + p_{t-1}^f$			
	Distribuição	Valor	p-valor
Estatística-F	F(7,102)	5,804687	[0,0000]
Razão Verossimilhança	$\chi^2(7)$	39,56549	[0,0000]

Fonte: Elaboração Própria com base no *software* Eviews.

Conforme os resultados demonstrados pelo teste *Chow*, há evidências de mudança estrutural para o período especificado. Além disso, será efetuado o procedimento alternativo conhecido como CUSUM para os resíduos obtidos pela estimação OLS, CUSUM para os resíduos ao quadrado obtidos pelo mesmo método para averiguar eventuais mudanças estruturais. Como já mencionado anteriormente, a presença de *dummy* diminui consideravelmente a capacidade dos testes estatísticos indicar a presença de mudança estrutural, embora para este teste não seja excluído essa variável para análise.

O teste realizado foi o CUSUM, conforme Brown, Durbin & Evans (1975), baseia-se na soma cumulativa dos resíduos recursivos. A figura 2 mostra a soma cumulativa e os intervalos de confiança de 5%. Nesse sentido, o teste detecta a hipótese de instabilidade de parâmetro se a flutuação empírica encontrar “fora” do limiar crítico.

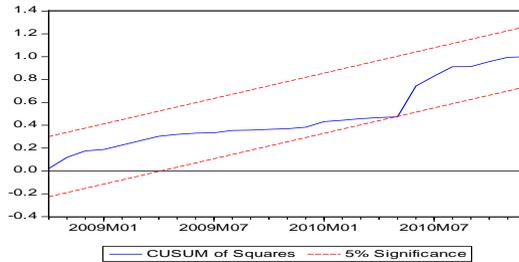
Figura 2 – Teste CUSUM



Fonte: Elaboração Própria com base no *software* Eviews.

Não obstante, realiza-se o teste para a soma dos resíduos ao quadrado (CUSUM Q) como forma de avaliar a estabilidade da variância do resíduo. A figura 3 mostra o resultado desse processo.

Figura 3 – Teste CUSUM Q



Fonte: Elaboração Própria com base no *software* Eviews.

Dessa forma, pode-se inferir possível a rejeição de instabilidade dos parâmetros como pode ser observada nas figuras (2) e (3) em que o processo de flutuação empírica não apresentar pontos fora do limiar crítico.

Portanto, a partir dos resultados obtidos, torna-se válido utilizar outros métodos alternativos (GMM e Filtro de Kalman) para estimar a CPNK tipo híbrido para obter a ponderação referente à variável preço de ativos financeiros.

4.2.4 Curva de Phillips Novo Keynesiana híbrida estimada pelo Método dos Momentos Generalizados

Os resultados da estimação da CPNK híbrida com a especificação das equações (7) e (8) são apresentados na tabela 7 pelo método GMM. A estimação foi realizada com a utilização de Matriz de Ponderação para Séries Temporais (HAC).

Vale lembrar que há muitas possibilidades para a escolha de instrumentos na estimação GMM. Entretanto, uma possível solução para este método é a utilização de defasagens dos regressores. Portanto, a lista de instrumentos utilizada para estimar as equações (7) e (8) são: constante, inflação com uma até três defasagens, expectativas de inflação em nível e com uma defasagem, hiato do produto em nível, com uma e duas defasagens, IBOVESPA em nível e até 3 defasagens,

desvalorização cambial em nível e até 3 defasagens e as *dummies* para transição do governo Lula e crise financeira.

Tabela 7 – Estimação da CPNK híbrida por GMM

Variável dependente: π_t	Coeficientes e Erro-Padrão	
Regressores	Eq.(7)	Eq.(8)
Constante	-0,121776 (0,090536)	-0,139135 (0,099465)
π_{t-1}	0,418392* (0,081184)	0,349812* (0,085286)
$EXPECT_t$	1,341501* (0,325479)	1,327869* (0,373492)
π_{t-2}	-0,103530** (0,049555)	-
h_{t-1}	0,125600 (0,269288)	0,024320 (0,286277)
$IBOV_t$	-0,036445** (0,016139)	-0,035290** (0,017361)
$(e_{t-1} + p_{t-1}^f)$	0,029439* (0,005455)	0,027485* (0,005279)
Dum_{1t}	0,628299* (0,126943)	0,617150* (0,130069)
Dum_{2t}	-0,316961* (0,088173)	-0,369820* (0,069041)
$R_{ajustado}^2$	0,680647	0,673514
Estatística Durbin-Watson.	2,053091	1,897511
Estatística Jarque-Bera	4,549727	8,987065
Estatística- J	0,057033	0,059141
Estatística- H	6,672861	6,919497
Crítérios		
RMSE	0,233474	0,236272
MAE	0,176535	0,175471
MAPE	87,25891	88,82501
TIC	0,171742	0,173980

Nota: Erro-Padrão em parênteses. (*1%),(**5%),(***)10%) indicam a significância do coeficiente em nível. Quanto menores a magnitude dos valores dos critérios melhor o modelo. A estatística Hansen (H) para as equações (7) e (8), respectivamente, segue distribuição χ^2 com 8 graus de liberdade e 9 graus de liberdade. O teste de normalidade do resíduo através da estatística Jarque-Bera apresenta distribuição $\chi_{crítico}^2$ (5,99147) e (9,21034), respectivamente, com significância estatística em nível de 5% e 1%. Fonte: Elaboração Própria com base no *software* Eviews.

O teste de sobreidentificação de Hansen (H) aplicado para as equações indicam a não rejeição da hipótese nula de que as condições de

momento são válidas para as variáveis instrumentais utilizados com significância estatística em nível de 5%⁶.

O teste de normalidade do resíduo indica a não rejeição da hipótese de normalidade dos resíduos ($\chi^2_{calculado} < \chi^2_{critico}$) para o resíduo estimado pela equação (7) em nível de significância de 5%. Já para o resíduo estimado pela equação (8) não se rejeita a hipótese de normalidade para o resíduo em nível de significância de 1%.

A respeito do resultado das equações (7) e (8), os parâmetros inflação com uma defasagem e expectativa de inflação apresentaram significância estatística em nível de 1% e na equação (7) o parâmetro de inflação com duas defasagens apresentou significância estatística em nível de 5%. Ademais, os resultados indicam que as expectativas de inflação são mais relevantes na determinação da inflação corrente do que o componente auto-regressivo da inflação, ou seja, o diagnóstico da inflação corrente é feita “olhando para frente”, confirmando a reduzida importância da inflação passada⁷. Logo, o resultado indica a consolidação do processo de estabilidade monetária após a adoção do regime de Metas de Inflação.

O coeficiente da variável hiato do produto não apresenta uma relação inversa com a inflação corrente e não é estatisticamente significativo. Já o coeficiente estimado para IBOVESPA mostra ser relevante para determinação da inflação corrente, devido a sua significância estatística em nível de 5% nas equações (7) e (8). Além disso, como mencionado nos resultados da estimação por OLS, a relação negativa entre IBOVESPA e inflação indica a possibilidade de causalidade reversa.

O coeficiente que mensura a desvalorização cambial apresenta significância estatística em nível de 1% nas equações (7) e (8). O sinal do coeficiente estimado é positivo, logo, a possibilidade de pressão inflacionária por parte da desvalorização cambial embora pequena não é descartada.

Já as *dummies* referentes à transição do governo Lula e crise financeira são estatisticamente significantes em nível de 1% em ambas as equações (7) e (8), respectivamente, apresentam sinal positivo em virtude do aumento da expectativa de inflação e o fraco desempenho da atividade econômica ao longo daquele período.

⁶ O valor do $\lambda^2_{critico}$ do teste de Hansen para as equações (7) e (8), respectivamente, são (18,3070) e (19,6751) em nível de 5% de significância significativa.

⁷ Vale lembrar que o sinal do parâmetro que mensura inflação com duas defasagens foi negativa. Entretanto, a análise feita assume a soma entre os parâmetros auto-regressivos apresenta valor positivo.

O modelo mais ajustado foi à equação (7) devido o critério de significância estatística dos regressores, os critérios de minimização da estatística *Mean Absolute Error* (MAE), *Root Mean Squared Error* (RMSE) e a estatística *Theil Inequality Coefficient* (TIC) e a não rejeição de normalidade do resíduo em nível de 5% de significância através do teste de Jarque-Bera, embora apresente um regressor redundante que é inflação com duas defasagens devido à ausência de significância estatística.

Além disso, foram realizados testes da distribuição empírica do resíduo da equação (7) sob a hipótese de normalidade pelos métodos *Lilliefors* – D, *Cramer-von-Misses* – W2, *Watson* – U2, *Anderson-Darling* – A2, como são apresentados na tabela 8.

Tabela 8 – Testes para o Resíduo (GMM)

Método	Valor	Valor ajustado	p-valor
D	0,074150	NA	[0,0411]
W2	0,155095	0,155758	[0,0200]
U2	0,142408	0,143016	[0,0202]
A2	0,871515	0,877244	[0,0247]

Fonte: Elaboração Própria com base no *software* Eviews.

Os resultados do teste de distribuição empírica do resíduo indicam a não rejeição da hipótese de normalidade da perturbação estocástica em nível de significância de 1%. Embora estes resultados não sejam consistentes, o teste Jarque-Bera não descarta a possibilidade de normalidade do resíduo, logo, não há problemas em realizar inferência estatística dos regressores ou mesmo ter que realizar modificações na lista de regressores do modelo estimado.

4.2.5 Curva de Phillips Novo Keynesiana híbrida estimada pelo Método Filtro de Kalman

Os resultados da estimação da CPNK híbrida com a especificação das equações (7) e (8), estimado em Estado Espaço com a utilização do algoritmo para otimização *Marquardt* é apresentada na tabela 9⁸:

⁸ A *dummy* de transição para o governo Lula foi excluída das estimações, pois os resultados das equações estimadas não apresentaram ajustes econométricos satisfatórios.

Tabela 9 – Estimação da CPNK híbrida por KF

Variável dependente: π_t	Coeficientes e Erro-Padrão	
Regressores	Eq.(7)	Eq.(8)
π_{t-1}	0,460321* (0,076478)	0,424479* (0,071127)
$EXPECT_t$	2,086822* (0,287027)	2,025672* (0,290560)
π_{t-2}	-0,069770 (0,052875)	-
$IBOV_{t-1}$	-0,064712** (0,030924)	-0,063191** (0,030807)
$(\varepsilon_{t-1} + p_{t-1}^f)$	0,029827* (0,005134)	0,030493* (0,005177)
Dum_{2t}	-0,521258* (0,158576)	-0,525132* (0,161679)
Variância da Equação de Medida		
π_t	-2,809748* (0,125311)	-2,800552* (0,126217)
Variância da Equação de Estado		
y_t^p	-8,560810* (1,909923)	-8,657250* (1,957110)
Estado Final e Raiz do MSE		
h_t^*	-0,371891* (0,059099)	-0,359375* (0,057782)
y_t^{pp}	5,228131* (0,060697)	5,215616* (0,059267)
Log de Verossimilhança	-13,88849	-22,11234

Equações de Mensuração:

$$\pi_t = \alpha_1 \pi_{t-1} + \alpha_2 \Delta E_t \pi_{t+1} + \alpha_3 \pi_{t-2} + \alpha_4 h_{t-1} + \alpha_5 IBOV_{t-1} + \alpha_6 (e_{t-1} + p_{t-1}^f) + \alpha_7 Dum_{2t} + \delta_1 h_{t-1}^* + \varepsilon_t$$

$$\pi_t = \alpha_1 \pi_{t-1} + \alpha_2 \Delta E_t \pi_{t+1} + \alpha_4 h_{t-1} + \alpha_5 IBOV_{t-1} + \alpha_6 (e_{t-1} + p_{t-1}^f) + \alpha_7 Dum_{2t} + \delta_1 h_{t-1}^* + \varepsilon_t$$

$$\text{Equações de Transição: } h_{t-1}^* = y_{t-1} - y_{t-1}^p, \quad y_t^p = \delta_2 y_{t-1}^p + \varepsilon_t^p$$

Critérios

AIC	0,370991	0,489283
SC	0,558834	0,555666
MSE	0,5827	0,589
RMSE	0,763348	0,767463

Nota: Erro-Padrão em parênteses. (*1%),(**5%),(***)10%) indicam a significância do coeficiente em nível aplicada a Estatística-t. RMSE corresponde a Raiz do Erro Quadrático Médio em parênteses. (*1%),(**5%) indicam a significância do coeficiente em nível aplicada a Estatística-z. Quanto menores a magnitude dos valores dos critérios melhor o modelo. Fonte: Elaboração Própria com base no *software* Eviews.

Os resultados apontam análise semelhante aos demais métodos de estimação no que concerne ao comportamento *forward looking* da autoridade monetária na determinação da inflação corrente, sendo que os parâmetros que mensuram os regressores (π_{t-1} , Expectativas Inflacionárias) são significantes em nível de 1% em ambas as equações. Entretanto o componente π_{t-2} não apresentou significância estatística na equação (7).

Em relação à estimação dos componentes não observáveis, hiato de produto, e produto potencial, os coeficientes são estatisticamente significantes em nível de 1% em ambas as equações. O resultado mostra que o parâmetro do hiato do produto apresentou sinal negativo em conformidade com a hipótese de *trade off* inflação e produto. Além disso, o hiato do produto não apresentou grandes oscilações ao longo do período estimado, indicando que a diferença entre produto efetivo e produto potencial foi pequeno devido ao maior desempenho da atividade econômica.

Já o coeficiente que mensura o produto potencial tem significância estatística em nível de 1% e não apresenta grandes oscilações ao longo do tempo. Isto pode ser entendido como o baixo crescimento do nível de produto potencial durante todo o período, com um leve declínio após a crise financeira internacional em meados de 2008, como pode ser verificado na figura 4.

O coeficiente da variável $IBOV_t$ apresenta significância estatística em nível de 5%, com sinal negativo ratificando os resultados obtidos pelos métodos OLS e GMM. Ademais, a magnitude do coeficiente é pequena na determinação do nível de inflação corrente em todas as equações estimadas.

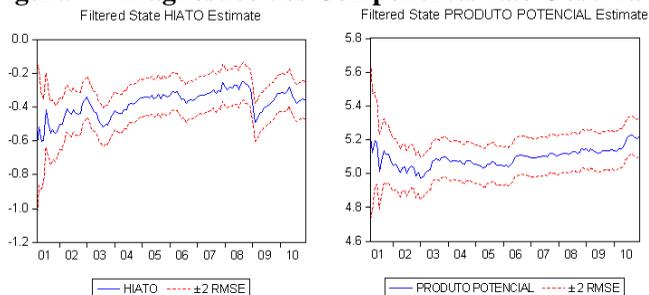
Já o coeficiente da variável desvalorização cambial apresenta baixa elasticidade e significância estatística em nível de 1% em ambas às equações, este resultado indica a relevância desta variável na determinação da inflação corrente, confirmando os resultados obtidos pelos demais métodos

A *dummy* para captar a crise financeira é estatisticamente significativa em nível de 1% em todas as equações estimadas. O seu sinal é negativo devido ao desaquecimento da atividade econômica durante o período daquela crise.

De acordo com os resultados, o modelo mais ajustado foi à equação (7), o critério utilizado foi o nível de significância estatística dos regressores e a minimização do critério *Schwarz* (SC), pois a equação (6) apresenta um regressor redundante devido à ausência de significância estatística que é a inflação com duas defasagens; embora

mostre resultados mais satisfatórios para o critérios de minimização da estatística *Akaike* (AIC), Erro Absoluto Médio (MSE) e Raiz Quadrático do Erro Médio (RMSE).

Figura 4 – Diagnóstico dos Componentes Não Observáveis



Fonte: Elaboração Própria com base no *software* Eviews.

4.2.6 Considerações Finais da Curva de Phillips Novo Keynesiana

Através do modelo estrutural da curva de Phillips Novo Keynesiana híbrida estimado pelos métodos OLS, GMM e KF foi possível verificar a ponderação de cada uma das variáveis (inflação e preço de ativos financeiros) para viabilizar a constituição do índice dinâmico de inflação.

Além disto, os resultados obtidos pelos diferentes métodos indicaram a consistência das variáveis utilizadas no modelo, embora não tenha verificado o *trade-off* entre produto e inflação conforme o esperado, o que por sua vez também não invalida uma possível explicação de que se tenha um viés inflacionário devida à expansão da demanda agregada. Entretanto, o resultado de ausência de significância estatística da variável hiato de produto não é incomum, pois diversos autores obtiveram resultados semelhantes. (GALI & GERTLER, 1999, ALVES & AREOSA, 2005)

Além disto, o peso atribuído ao componente *forward looking* foi maior em relação ao componente *backward looking* para determinar a inflação corrente. Este resultado indica que a autoridade monetária leva em consideração a expectativa de inflação para balizar as expectativas dos agentes econômicos sobre possíveis movimentos e diminuir as incertezas inerentes à inflação no futuro. Ademais, verificou-se que a

relevância da desvalorização cambial como fonte de pressão inflacionária, embora pequena.

A inclusão da variável referente aos preços de ativos financeiros na estimação da CPNK híbrida mostrou ser válida para determinar a inflação corrente, como indicado pelos métodos OLS, GMM, KF. Além disto, não se descarta a possibilidade de que a relação negativa entre o IBOVESPA e inflação possa ser analisada com uma *proxy* da relação negativa entre inflação e o nível de crescimento/hiato do produto como verificado pelos resultados obtido pelo método KF. Entretanto, este resultado não foi verificado pelos métodos OLS e GMM entre inflação e hiato do produto devido à ausência de significância estatística do coeficiente referente a esta variável.

Por fim, é plausível afirmar que os preços de ativos financeiros afetam o nível de preços. Logo, a sua ponderação na constituição de um índice alternativo de preços é válido por diferentes motivos: i) capta eventuais movimentos do segmento financeiro, ii) amplia o leque daquele captado pelo índice oficial, iii) inter-relaciona estabilidade monetária e financeira, iv) maximiza o nível de informações da autoridade monetária sobre a evolução futura da inflação e v) melhora a sensibilidade da política monetária.

4.2.7 Constituição do Índice Dinâmico de Inflação

Os métodos utilizados para estimação apresentaram pesos diferentes para as variáveis⁹: inflação e preço de ativos financeiros são apresentados na tabela 10. A constituição do índice dinâmico de inflação pode ser obtido pela seguinte relação $\sum_{i=1}^n [|w_i| \pi_t + (1 - |w_i|) x_t] = 1$, sendo π_t corresponde a inflação no período anterior período e x_t é o IBOVESPA correspondente a *proxy* utilizada para preço de ativos financeiros.

⁹ Vale ressaltar que a soma envolvendo os três componentes foram normalizados para 1 (um).

Tabela 10 – Ponderação das Variáveis pelos diferentes Métodos

Variáveis	Peso (OLS)	Peso (GMM)	Peso (KF)
π_t	92,55668	93,47293	87,04226
x_t	7,44331	6,52707	12,95774

Nota: Peso em variação percentual. Em parênteses o método utilizado para calculo. Fonte: Elaboração própria.

Os resultados reportados identificam que a variável correspondente aos preços financeiros tem a sua importância menor do que o índice oficial de inflação medida pelo IPCA em todos os métodos analisados. As séries utilizadas foram: IPCA em variação percentual e a série Ibovespa em relação percentual.

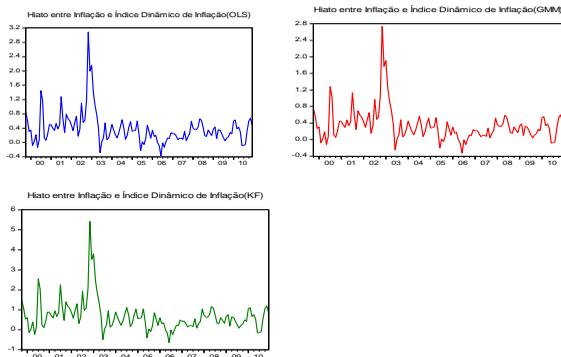
A figura 5 ilustra o hiato entre a inflação e o índice dinâmico de inflação. Não obstante, os resultados evidenciam que o índice dinâmico de inflação obtido pelas diferentes ponderações apresenta um viés inflacionário menor em períodos em que o índice oficial teve maior variação. Por outro lado, o índice dinâmico apresenta uma tendência de inflação maior em períodos que antecederam a crise financeira.

Além disto, a figura 6 mostra a comparação entre o hiato inflação e os diferentes índices dinâmicos. Neste sentido, quanto maior a participação de preço de ativos financeiros na inflação maior será a variabilidade do índice dinâmico. Desta forma, o indicador de preços apresentará maior abrangência dos componentes que proporcionam inflação, logo, o índice dinâmico de inflação poderá ser um instrumento mais eficiente para condução da política econômica.

Por fim, a possibilidade de utilizar preço de ativos imobiliários para constituição do índice dinâmico de inflação ou mesmo a combinação entre essa variável com preços de ativos financeiros, possivelmente apresentará maior peso na determinação da inflação corrente, isto significaria melhorar a constituição do índice intertemporal de preços e tornar mais eficiente o indicador dinâmico de inflação devido o seu caráter preditivo sobre as variáveis econômicas. Entretanto, os estudos acerca da elaboração de preço de ativos imobiliários são pioneiros para economias emergentes¹⁰.

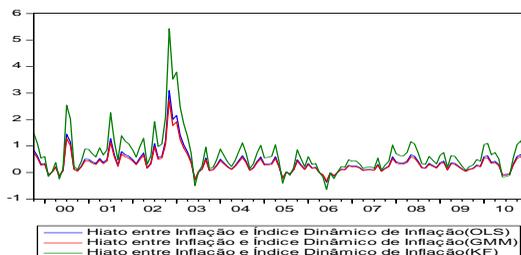
¹⁰ Mais detalhes sobre a construção do índice de preços imobiliários ver ZYLBERSTAJN & ZYLBERSTAJN (2010).

Figura 5 – Hiato entre o índice de inflação e índice dinâmico de inflação com diferentes ponderações



Fonte: Elaboração própria.

Figura 6 – Comparação entre o hiato o índice oficial e o índice dinâmico de inflação com diferentes ponderações



Fonte: Elaboração própria.

5 ASPECTOS METODOLÓGICOS E ESTIMAÇÃO DA FUNÇÃO REAÇÃO DA AUTORIDADE MONETÁRIA

A partir do início dos anos 1990, diversos países entre os quais: Nova Zelândia, Canadá, Reino Unido, Suécia, Finlândia, Austrália e Espanha adotaram o regime de metas inflacionárias para conduzir a política monetária. Embora, não haja consenso sobre em qual proporção o sistema de metas de inflação e a taxa de inflação estão correlacionadas, o nível de inflação vêm apresentando queda. Entre os países emergentes que adotara o regime de metas inflacionárias, têm-se: África do Sul, Brasil, Chile, Colômbia, Coreia, Filipinas, , Hungria, Israel, México, Peru, Polônia, República Checa, Tailândia e Turquia.

O Brasil em meados de 1999 assumiu explicitamente metas inflacionárias como regime monetário. Após a desistência por parte da autoridade monetária pelo regime de câmbio fixo como instrumental para controle da inflação, em razão dos sucessivos ataques especulativos em que a economia brasileira enfrentava.

Portanto, a transição para o regime de câmbio flexível teve como propósito: i) combater os sucessivos ataques especulativos, ii) contribuir para manutenção da estabilidade monetária. Uma vez que o regime de câmbio fixo e a utilização unicamente da taxa de juros como instrumental não apresentava a mesma eficiência de outro momento para evitar a saída maciça de reservas internacionais.

Ao assumir metas de inflação em um regime de câmbio flexível, fica evidente o compromisso por parte da autoridade monetária em ancorar as expectativas do público em torno dos preços domésticos, na consecução de estabilidade monetária, embora não tenha expressado publicamente este compromisso.

A partir daí, a autoridade monetária deve possuir um entendimento claro dos efeitos de suas ações sobre a economia, como por exemplo, os efeitos das oscilações de taxa de juros sobre variáveis como nível de preços e o nível de produto. Desse modo, fez-se necessário um entendimento dos canais de transmissão monetária (preço de ativos, crédito, câmbio, além da taxa de juros) que afetam a economia.

Não obstante, o foco desta seção será analisar o comportamento da autoridade monetária após o regime metas de inflação, mediante a estimação de uma função reação para avaliar os efeitos da taxa de juros sobre o nível de inflação e produto, considerando aspectos de economia aberta. Ademais, será introduzido o índice dinâmico de inflação para avaliar a possibilidade de mudanças na função reação do Banco Central,

além de comparar com o modelo em que não inclui preços de ativos financeiros.

5.1 ANÁLISE DA REGRA DE TAYLOR EM ECONOMIA ABERTA

Ao assumir uma economia aberta, deve-se ressaltar o papel fundamental que a taxa de câmbio exerce. Em períodos subsequentes (anos 1990), esta variável foi utilizada como instrumental para controlar a inflação e promover estímulos às exportações líquidas. Dessa forma, a autoridade monetária brasileira com o propósito de manter o regime de câmbio fixo utilizava reservas internacionais e taxa de juros para controle. Entretanto, crises cambiais surgiram à época e proporcionaram apreciação cambial.

Embora a mudança de regime para câmbio flexível permitiu maior autonomia da política monetária para estabilizar o nível de preços, a taxa de câmbio em um contexto de ataques especulativos sofreu desvalorização e proporcionou aumento do montante da dívida em moeda estrangeira além do seu efeito *pass-through* sobre o nível inflacionário.

Consequentemente, este específico choque adverso na economia proporcionou discussões no mundo acadêmico sobre o regime adotado para essa variável macroeconômica na economia brasileira. Vale destacar o trabalho de Calvo e Reinhart (2000) que ao analisar os países emergentes que adotaram câmbio flexível, suspeitavam do temor as flutuações da taxa de câmbio em virtude dos problemas já mencionados acima. Segundo os autores, o comportamento “*fear of floating*” daqueles países justificam a intervenção na taxa de câmbio com o propósito de diminuir a volatilidade deste último.

Portanto, a inclusão da variável taxa de câmbio na função reação do Banco Central do Brasil (BCB) pode ser válida. Conforme salienta Pelicano (2006), a autoridade monetária não considera a diminuição da volatilidade do câmbio como um dos objetivos principais a ser alcançados da política monetária, embora seja provável que assuma uma resposta a variação da taxa de câmbio, posto que esta variável influencie tanto a inflação quanto o nível de produto em um modelo *forward looking* da Regra de Taylor. Apesar dessas considerações, o objetivo da autoridade monetária compreende executar uma política monetária que

minimize as flutuações indesejáveis da inflação e produto representadas por uma função de perda quadrático¹¹:

$$L_t = E_t \lambda (\gamma_1 \pi_{t+1}^2 + \gamma_2 h_{t+1}^2), \quad (26)$$

em que: π corresponde o desvio entre inflação esperada e a sua meta, y é o hiato do produto, E é o operador de expectativas, λ é a taxa de desconto, γ_1 e γ_2 são os parâmetros que mensuram a sensibilidade do desvio da inflação e hiato do produto, respectivamente.

Consequentemente, não se descarta a hipótese de inclusão da variável taxa de câmbio na função reação da autoridade monetária expressa como:

$$i_t = \alpha + \beta_1 i_{t-1} + \beta_2 \pi_{t-1} + \beta_3 D_t + \beta_4 h_{t-1} + \beta_5 \Delta e_t + u_t, \quad (27)$$

em que: i_t é a taxa de juros nominal, π_{t-1} é a inflação em $t-1$, D_t é o desvio entre expectativas inflacionárias e sua meta, y_t é o hiato do produto, e_t é a taxa de câmbio real e β_i sendo $i = 1, 2, 3, 4, 5$ os parâmetros, respectivamente.

A partir do modelo proposto pela equação (27) pode se realizar algumas inferências: i) a inclusão da taxa de juros defasada pode ser entendida como forma de captar a suavização da taxa de juros, tendo em vista que na teoria a regra de política monetária ajusta imediatamente para evitar flutuações indesejáveis do desvio da inflação em torno da meta; ii) a inclusão de variações da taxa de câmbio compreende o fato de detectar possíveis choques externos que influenciam a economia.

5.2 DISCUSSÃO SOBRE FUNÇÕES DE REAÇÃO DE POLÍTICA MONETÁRIA

Não existe consenso entre os macroeconomistas sobre qual o melhor modelo a ser implantado para descrever o melhor desempenho da política monetária. Entretanto, a metodologia mais aceita e utilizada foi proposta por John Taylor (1993) com o intuito de verificar como a política monetária afeta a economia. Não obstante, isto pode ser analisada através de um modelo de função reação da autoridade monetária apresentada pela equação (9).

¹¹ A função perda quadrática tem sido amplamente utilizada na literatura teórica. Mais detalhes ver em BLINDER (1997).

Portanto, o objetivo apresentado por Taylor foi delinear as alternativas que podem afetar as decisões da política monetária. Por conseguinte, diversos trabalhos acadêmicos se basearam nessa metodologia e simularam modelos mais sofisticados no sentido de utilizar expectativas inerentes ao futuro ou adicionar variáveis explicativas à equação com a finalidade de verificar o comportamento da autoridade monetária em relação à função reação.

O trabalho de Boivin (2006) propõe a estimação de um modelo *forward looking* com parâmetros oscilando no tempo (TVP) para avaliar o nível de mudanças dado o grau de incerteza associada à previsão de inflação futura e hiato do produto. Por sua vez, o modelo apresenta a seguinte especificação:

$$i_t = \alpha_t + \beta_t \pi_{t+h_\pi/t} + \gamma_t x_{t+h_x/t} + \rho_t(L)i_{t-1} + e_t, \quad (28)$$

$$\begin{aligned} &= \Phi'_t Z_t + e_t \\ \Phi_t &= \Phi_{t-1} + \varepsilon_t, \end{aligned} \quad (29)$$

em que: i_t é a taxa de juros de curto prazo, $\pi_{t+h_\pi/t}$ é expectativa da autoridade monetária em relação à taxa de inflação e $x_{t+h_x/t}$ para o horizonte h_π corresponde a expectativa da autoridade monetária em torno do hiato de produto para o horizonte h_x , Φ_t é o vetor de parâmetros que segue um processo *random walk*, Z_t as variáveis explicativas e $E[\varepsilon_t] = 0$.

Cabe ressaltar que há diversas pesquisas recentes sobre a estimação da função reação aplicadas ao caso brasileiro. Posto que após a adoção de metas inflacionárias em junho de 1999, os dirigentes do Banco Central buscaram ancorar as expectativas de inflação de modo que a inflação futura convirja à meta estabelecida, portanto, vale destacar algumas pesquisas a respeito da regra de Taylor *forward looking*.

Minella, Freitas, Goldfajn & Muinhos (2002), realizaram estimativas da função reação para o BCB, com a seguinte especificação:

$$i_t = \beta_1 i_{t-1} + (1 - \beta_1)(\beta_0 + \beta_2 h_{t-1} + \beta_3(D_t)) + u_t, \quad (30)$$

em que: i_t é a taxa de juros, h_{t-1} é o hiato do produto defasado, D_t é o desvio entre as expectativas de inflação e a meta de inflação, u_t é a

perturbação estocástica, β_i sendo $i = 0,1,2,3$ corresponde os parâmetros.

O período analisado consiste de julho de 1999 a junho de 2002 com periodicidade mensal.

A variável referente ao desvio entre expectativas de inflação e metas de inflação, considerando a expectativa de inflação obtida das expectativas de inflação estimada pelo BCB dos relatórios de inflação trimestrais e através de relatórios feito por instituições financeiras e firmas de consultoria, expressas pela seguinte especificação:

$$D_t = \frac{12-t}{12}(E_t\pi_j - \pi_j^*) + \frac{t}{12}(E_t\pi_{j+1} - \pi_{j+1}^*), \quad (31)$$

em que: t corresponde um índice de determinado mês, j é um índice correspondente ao ano, $E_t\pi_j$ é a expectativa do mês t para inflação do ano j , π_j^* é a meta de inflação do ano j , $E_t\pi_{j+1}$ corresponde a expectativa do mês t para inflação do ano $j+1$, π_{j+1}^* é a meta de inflação do ano $j+1$. Dessa forma, D_t compreende uma média ponderada entre os desvios no ano corrente e no ano posterior com ponderações inversamente proporcionais ao número de meses restantes para término do ano corrente.

Ademais, o índice de produção industrial com ajustes sazonais foi realizado como *proxy* para o produto real. Por sua vez, a variável hiato do produto corresponde o desvio percentual entre o produto real e o produto potencial que foi obtido através da utilização do filtro HP na série de produção industrial.

Os resultados obtidos pela estimativa da equação (30) evidenciam correlação serial de resíduos ao ser usado apenas a primeira defasagem da taxa de juros, ao modificar o formato da equação com a inclusão da taxa de juros com duas defasagens, os resultados mostram que o BCB realiza suavização nos ajustes da taxa de juros nominal, em razão da soma entre os valores dos coeficientes da taxa de juros com uma e duas defasagens próximo de 0,8. O coeficiente que mensura hiato do produto não obteve significância estatística no caso em que foi utilizado expectativas de mercado e possui sinal invertido quando utiliza expectativas de inflação apresentadas no Relatório de Inflação do BCB. A inclusão da taxa de cambio no modelo de função reação também apresentou ser não estatisticamente significativa.

Portanto, Minella et. al (2002) concluíram que o BCB apresentou uma reação agressiva aos desvios entre a expectativa de inflação e a

meta de inflação, o que por sua vez válida o caráter *forward looking* da autoridade monetária na consecução de política monetária.

O trabalho de Policano (2006) propõe avaliar a sensibilidade da política monetária entre janeiro/1995 a janeiro/2006, ao estimar uma função reação para o BCB em que as preferências dos dirigentes assim como o nível de informações da autoridade monetária a respeito da estrutura ou do funcionamento da economia podem sofrer oscilações ao longo do tempo.

Portanto, o autor assume uma função reação utilizando o método *Time Varying Parameter* (TVP) em que os parâmetros estimados oscilam período a período assumindo um processo de *random walk*. A especificação do modelo segue:

$$i_t = \beta_{0t} + \beta_{1t}i_{t-1} + \beta_{2t}\pi_{t-1} + \beta_{3t}h_{t-2} + \beta_{4t}\Delta R_{t-1} + \beta_{6t}\Delta e_t + u_t, \quad (32)$$

$$\beta_{it} = \beta_{it-1} + v_t$$

em que: i_t é a taxa de juros *Selic*; π_{t-1} é a taxa de inflação com uma defasagem; h_{t-2} é o hiato do produto com duas defasagens; D_{jt} é o algoritmo do desvio entre expectativas de inflação e a sua meta, β_{it} corresponde o parâmetro que varia ao longo do tempo; u_t e v_t são perturbações estocásticas e seguem iid.

Os resultados obtidos por Pelicano (2006) evidenciaram diferentes padrões de comportamento da política monetária. Anteriormente a adoção de regime de câmbio flexível, a taxa de juros respondia negativamente às reservas e positivamente ao hiato do produto, o que por sua vez mostrava um padrão cíclico à resposta ao hiato do produto, o que pode ser entendido com maior preocupação com os desvios do produto em recessão ao invés dos desvios do produto em período de expansão. Durante o período de transição do regime de câmbio administrado e início de metas inflacionárias, a taxa *Selic* foi menos à variação das reservas e a taxa de câmbio exerceu grande influência sobre a taxa de juros.

Após a adoção ao regime de metas inflacionárias, a política monetária passou a dar maior ênfase aos desvios da meta em relação a expectativas de inflação ao invés de ser direcionada pelas variáveis relevantes nos períodos anteriores em razão das variáveis (hiato do produto, taxa de inflação e taxa de câmbio) exercerem influência indireta, uma vez que essas variáveis afetam as expectativas de inflação.

5.3 RESULTADOS EMPÍRICOS DA FUNÇÃO REAÇÃO DO BANCO CENTRAL

Nesta seção, será descrito as variáveis utilizados no modelo, a análise do comportamento dos dados e os resultados das estimações do modelo pelos diferentes métodos: i) Mínimos Quadrados Ordinários (OLS), ii) Método dos Momentos Generalizados (GMM) baseada na especificação das equações (27) e (30)¹²; iii) Filtro de Kalman para estimar os parâmetros oscilando ao longo do tempo (TVP) considerando a equação (27) como base para estimação.

5.3.1 Descrição das Variáveis

O modelo da Regra de Taylor estimado a princípio segue a especificação das equações (27) e (30), sendo efetuadas algumas modificações em relação à variável inflação e estimados por diferentes métodos. Portanto, faz-se necessário definir as variáveis incluídas ao modelo econométrico. A periodicidade da análise é mensal¹³, com a inclusão de 135 observações no período de outubro de 1999 a dezembro de 2010. Além disto, faz-se necessário definir as variáveis utilizadas no modelo.

Tem-se como medida da taxa de juros: a medida da taxa *Selic* decidida nos encontros realizados pelo Copom e publicada trimestralmente nos *Relatórios de Inflação* do Banco Central do Brasil.

A variável utilizada como *proxy* para PIB mensal é a série PIB a preço de mercado – índice encadeado dessazonalizado (média 1995=100). O hiato do produto foi obtido pela seguinte relação entre o produto efetivo e o produto potencial $\left(\frac{y_t^{real} - y_t^{potencial}}{y_t^{potencial}}\right) \cdot 100$.

A medida de inflação tradicional (π) foi obtida através da série IPCA (% a.m.), sendo essa série convertida em variação anual através da seguinte relação $\pi_{t,m} = \left\{ \left[\left(1 + \frac{\pi_m}{100} \right)^{12} \right] - 1 \right\} \cdot 100$.

¹² A especificação utilizada é uma versão modificada daquela realizada por Minella Freitas, Goldfajn & Muinhos (2002) ao incluir como regressores inflação defasada, índice dinâmico de inflação defasado e taxa de câmbio.

¹³ A variável Expectativas de Inflação e PIB a preço de mercado obtidos respectivamente, pelo Relatório de Inflação e IBGE foram interpolados pelo método *Cubic-match last* através do software *Eviews* para converter a série trimestral em mensal.

O índice dinâmico de inflação é composto pela soma entre a inflação medida pelas séries IPCA(%) e IBOVESPA(%) ponderado pelos respectivos pesos por cada método na estimação da CPKN híbrida. Cabe mencionar que para utilizar a série IBOVESPA foram realizados alguns procedimentos: a série referente ao Índice de Ações – Ibovespa – fechamento diário foi mudada a frequência da série para mensal; calculada a variação percentual e suavizada através do filtro *Hodrick-Prescott*.

Já, a variável desvio entre expectativas de inflação e metas de inflação foi obtida baseada em um algoritmo especificada em Minella et al. (2002) e utilizada em demais trabalhos sobre modelo *forward looking* da Regra de Taylor, conforme comentada na seção anterior. O cálculo do algoritmo desvio para o índice dinâmico de inflação consiste em utilizar as ponderações obtidas pelos métodos OLS, GMM e KF sobre as séries expectativas de inflação e IBOVESPA na estimação da CPNK híbrida e utilizar sobre as séries Expectativas de Inflação (%) reportada do *Relatório de Inflação* e IBOVESPA (%) com o propósito de obter uma variável ampla de expectativas de inflação e assim calcular o desvio¹⁴.

A variável taxa de câmbio real utilizada é obtida através da série taxa de câmbio comercial para venda: R\$/ US\$ – (média), deflacionada pelo IPCA.

A realização da comparação consiste em trocar a inflação tradicional pela inflação dinâmica e o desvio entre expectativas de inflação e metas de inflação pelo desvio entre as expectativas de inflação ampla e metas de inflação. A seguir, a tabela 11 descreve as variáveis utilizadas na estimação da função reação do Banco Central.

¹⁴ A constituição da variável desvio amplo da expectativa de inflação em relação à sua meta tem como finalidade melhorar o conjunto de informações sobre esse componente *forward looking* no manuseio da taxa de juros por parte da autoridade monetária.

Tabela 11 – Descrição das Variáveis

Variável	Sigla	Fonte
Taxa de juros - <i>Selic</i> - fixada pelo COPOM (% a.a.)	SELIC	BCB/RI
PIB a preços de mercado: índice encadeado dessaz. (média 1995=100)	Y	IBGE/SCN 2000 Trimestral
Índice de Preços ao Consumidor Amplo (% a.a.)	IPCA	IBGE/SNIPC
Índice Dinâmico de Inflação (% a.a.) ¹	IDI	Elaborada pelo autor com base nos dados do IBGE/SNIC e BM&F.
Desvio de Inflação (% a.a)	DESVIO	Elaborada pelo autor com base nos dados do BCB/RI e BCB.
Desvio de Inflação Ampla(% a.a.) ²	DESVIO AMPLO	Elaborada pelo autor com base nos dados do BCB/RI, BM&F e BCB.
Taxa de Câmbio comercial para venda: R\$/ US\$ – média (% a.a.)	E	BCB Boletim/BP

Nota: ¹ A variável Índice Dinâmico de Inflação foi obtido com base na ponderação dos métodos OLS, GMM, KF. ²O calculo deste algoritmo foi efetuado com base nas ponderações estimados pelo método OLS, GMM, KF. Considerando IDI_{it} e $DESVIO_{it}$ $i = 1,2,3$; respectivamente, pelos métodos OLS, GMM, KF. Fonte: Elaboração Própria com base no *software* Eviews.

5.3.2 Teste de Raiz Únitária

Com o intuito de avaliar a estacionariedade das séries temporais empregadas no modelo, utilizou-se o teste de Dickey-Fuller Ampliado (ADF) e o teste de Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) e Phillips-Perron (PP).

O resultado apresentado na tabela 12 identifica presença de raiz unitária na variável taxa de juros sendo necessária a correção pelo método de 1º diferença, entretanto, essa hipótese pode ser descartada em virtude do teste de raiz unitária com quebra estrutural indicar a rejeição da hipótese nula de presença de raiz unitária. Já as demais séries apresentaram ausência de raiz unitária e estacionariedade, respectivamente, pelos testes de ADF e PP, KPSS.

Tabela 12 – Resultados do Teste de Raiz Unitária

Teste ADF		Teste KPSS		
Nível	t_{μ}	$t_{\mu t}$	LM_{μ}	$LM_{\mu t}$
Meta Selic	-2,358395	-3,798***	0,994280**	0,177024**
IPCA	-5,293250*	-5,41741*	0,416986***	0,078713
IDI_1	-5,308852*	-5,43233*	0,417537***	0,077693
IDI_2	-5,307007*	-5,43058*	0,417479***	0,077811
IDI_3	-5,321659*	-5,44444*	0,417889***	0,076907
<i>DESVIO</i>	-3,608056*	-4,91946*	0,482162***	0,085688
<i>DESVIO AMPLO</i> ₁	-3,717697*	-5,05663*	0,473788***	0,079872
<i>DESVIO AMPLO</i> ₂	-3,704837*	-5,04094*	0,475092***	0,080559
<i>DESVIO AMPLO</i> ₃	-3,805096*	-5,15892*	0,461814***	0,074422
<i>HIATO</i>	-3,542903*	-3,5012**	0,084708	0,082433
E	-7,228817*	-7,30924*	0,236616	0,062410

Teste PP		
Nível	t_{μ}	$t_{\mu t}$
Meta Selic	-1,508154	-2,502465
IPCA	-5,359272*	-5,50411*
IDI_1	-5,374952*	-5,51921*
IDI_2	-5,373103*	-5,51744*
IDI_3	-5,387747*	-5,53141*
<i>DESVIO</i>	-3,915460*	-4,269929*
<i>DESVIO AMPLO</i> ₁	-4,031110*	-4,372926*
<i>DESVIO AMPLO</i> ₂	-4,017553*	-4,361176*
<i>DESVIO AMPLO</i> ₃	-4,123089*	-4,449723*
<i>HIATO</i>	-3,56558**	-3,55395**
E	-4,287754*	-5,297604*

Nota: Os testes ADF e PP têm-se t sem constante; t_{μ} com constante; $t_{\mu t}$ com constante e tendência linear; H_0 : presença de não estacionariedade da série; H_a : ausência de não estacionariedade da série. Rejeição de H_0 em (*1%); (**5%), (***)10%). Todas as séries foi utilizada a Seleção Automática de defasagens – Critério de Schwartz para o teste ADF. Enquanto o teste KPSS, tem-se LM_{μ} com constante; $LM_{\mu t}$ com constante e tendência linear; H_0 : presença de estacionariedade da série; H_a : ausência de estacionariedade da série. Rejeição a H_0 em (*1%); (**5%). Para todas as séries foi utilizada a Seleção Automática Newey-West *Bandwith* e o método de estimação espectral *Default* (Barlett kernel) para os testes KPSS e PP. Fonte: Elaboração Própria com base no *software* Eviews.

5.3.3 Função Reação do Banco Central estimada por Mínimos Quadrados Ordinários

Os resultados da estimação da função reação do Banco Central com a especificação das equações (27) são apresentados na tabela 13. O método utilizado é Mínimos Quadrados Ordinários (OLS). Vale lembrar que em todas as estimações foram realizadas a correção do Erro-Padrão pelo método *Newey-West*.

Tabela 13 – Estimação da Função Reação do Banco Central por OLS

Variável dependente: i_t	Coeficientes e Erro-Padrão			
	Regressores	Eq.(27 a)	Eq.(27 b)	Eq.(27 c)
Constante	0,942045** (0,469089)	0,909887*** (0,481910)	0,914794*** (0,483841)	0,8732*** (0,468214)
i_{t-1}	0,906755* (0,039032)	0,905314* (0,038485)	0,905474* (0,038531)	0,904525* (0,038135)
h_{t-1}	-0,024078 (0,039940)	-0,028231 (0,044061)	-0,027699 (0,043959)	-0,031508 (0,044653)
π_{t-1}	0,043676** (0,017466)	-	-	-
IDI_{1t-1}	-	0,051290* (0,044061)	-	-
IDI_{2t-1}	-	-	0,050231* (0,016808)	-
IDI_{3t-1}	-	-	-	0,058524* (0,019126)
$DESVIO_t$	0,246804* (0,083603)	-	-	-
$DESVIO AMPLO_{1t}$	-	0,273822* (0,100793)	-	-
$DESVIO AMPLO_{2t}$	-	-	0,270455* (0,099465)	-
$DESVIO AMPLO_{3t}$	-	-	-	0,293698* (0,109146)
e_t	0,069573 (0,042223)	0,071978*** (0,042311)	0,071658*** (0,042228)	0,074029*** (0,042809)
$R^2_{ajustado}$	0,954179	0,9543	0,954288	0,954344
Estatística Durbin-Watson	1,998049	2,003209	2,002405	2,009279
Crítérios				
AIC	2,750383	2,747758	2,748018	2,746784
SC	2,880137	2,877512	2,877772	2,876538
MAE	0,543633	0,543782	0,543722	0,544354
MAPE	3,497419	3,498513	3,497961	3,502564
MSE	0,837741	0,835544	0,835762	0,834767
RMSE	0,915282	0,914081	0,9142	0,913656
TIC	0,028113	0,028076	0,028079	0,028062

Nota: Erro-Padrão em parênteses. (*1%),(**5%),(***)10%) indicam a significância do coeficiente em nível. Quanto menores a magnitude dos valores dos critérios melhor o modelo. Fonte: Elaboração Própria com base nos *softwares* Eviews e Stata.

Os resultados reportados da tabela 13 evidenciam que em todas as equações, a autoridade monetária realiza suavização da taxa de juros,

devida o alto valor do seu componente auto-regressivo e a significância estatística do parâmetro em nível de 1%. Neste sentido, pode-se inferir que as decisões dos dirigentes do Banco Central têm o propósito de estabilizar o nível de preços de maneira gradualista nas ações da política monetária.

Além disso, os resultados indicam menor magnitude do coeficiente da taxa de juros auto-regressivo para as equações que incluíram preços de ativos financeiros nos coeficientes referente à inflação, isto significa uma pequena contribuição às decisões de manuseio da taxa de juros por parte da autoridade monetária.

O coeficiente do hiato de produto apresentou sinal negativo em todas as equações, aquelas que incluíram preços de ativos financeiros apresentaram um coeficiente mais elástico, o que pode ser entendido como a maior sensibilidade por parte da autoridade monetária na realização de políticas contra-cíclicas. Entretanto, o coeficiente não possui significância estatística em todas as estimativas realizadas, e, portanto, indica que a consecução de política monetária não considera de forma direta movimentos no nível de produto.

Os coeficientes estimados para inflação e inflação dinâmica apresentaram significância estatística em nível de 1% nas equações (27 b), (27 c) e (27 d) e significância estatística em nível de 5% na equação (27 a). Já o coeficiente de desvio e desvio amplo é estatisticamente significativo em nível de 1% para todas as equações estimadas. Ademais, os resultados indicam maior peso atribuído ao desvio e desvio amplo em relação à inflação defasada e índice dinâmico de inflação defasado.

Logo, este resultado pode ser entendido como o comportamento *forward looking* do Banco Central nas ações de política monetária ao levar mais em consideração os desvios das expectativas de inflação em relação à meta de inflação ao invés das informações da inflação passada. Além disto, os dirigentes do Banco Central atuam de maneira pró-ativa em relação à inflação, ou seja, a elevação da inflação proporciona uma reposta por parte do aumento da taxa de juros, mas em uma proporção inferior à taxa de juros.

Cabe mencionar que a inclusão de preços de ativos financeiros seja no índice dinâmico de inflação ou no desvio amplo da meta de inflação contribui para aumentar o conjunto de informações a respeito da inflação e das expectativas de inflação, por conseguinte, a autoridade monetária poderá atuar com maior grau de liberdade no manuseio da taxa de juros, além de balizar as expectativas dos indivíduos.

Já, o coeficiente da variação cambial foi estatisticamente significativo em nível de 10% nas equações que incluíram preços de

ativos financeiros. Este resultado indica a importância da taxa de câmbio na determinação da taxa de juros, embora a magnitude do coeficiente seja pequena não se descarta a hipótese de que a autoridade monetária utiliza a taxa de juros para minimizar pressões inflacionárias provinda da variação cambial.

Os resultados dos critérios de otimização AIC, SC, MAE, MAPE, MSE, RMSE, e TIC indicam que as equações (27 b), (27 c) e (27 d) apresentaram melhores ajustes econométricos do que a equação (27 a). Isto significa que a inclusão de preços de ativos financeiros nas variáveis referente à inflação melhoram o diagnóstico da taxa de juros. Ademais, a equação (27 d) apresentou os melhores resultados sob ponto de vista econométrico em relação às demais.

Além disso, foi realizado o teste Diebold-Mariano para comparar a previsão entre os modelos estimados pelo método OLS, apresentados na tabela 14.

Tabela 14- Teste Diebold-Mariano para dentro da amostra (OLS)

Modelos	Estatística S(1) e valores de probabilidade para hipótese nula			
	Eq. 27 a	Eq. 27 b	Eq. 27 c	Eq. 27 d
Eq. 27 a		0,5372 (0,7386)	0,5582 (0,5767)	0,3964 (0,6918)
Eq. 27 b	-0,5372 (0,5911)		-0,3976 (0,6909)	0,2294 (0,8186)
Eq. 27 c	-0,5582 (0,5767)	0,3976 (0,6909)		0,252 (0,8010)
Eq. 27 d	-0,3964 (0,6918)	-0,2294 (0,8186)	-0,252 (0,8010)	

Nota: As hipóteses do teste são: H_0 : igualdade de eficiência das previsões de dois modelos competidores; H_a : ausência de igualdade de eficiência das previsões entre os modelos competidores. Fonte: Elaboração Própria com base no *software* Stata.

Os resultados indicam que em todos os modelos comparados não foi possível rejeitar a hipótese de igualdade de eficiência das previsões entre o modelo que não incluiu preço de ativos financeiros nas variáveis inflação e desvio da meta de inflação e o modelo alternativo que incluiu preço de ativos financeiros nas variáveis referentes à inflação e, mesmo a comparação entre os modelos alternativos. Isto significa que os modelos estimados com índice dinâmico de inflação e desvio amplo da meta de inflação possuem habilidade de diagnóstico tão bom quanto o modelo estimado pelo índice oficial e desvio da meta de inflação. Entretanto apresentam menor erro quadrático médio.

Além disso, foram realizadas estimativas da função reação do Banco Central com base na especificação da equação (30), cujos resultados são apresentados na tabela 15. Vale lembrar que em todas as estimações foram realizadas a correção do Erro-Padrão pelo método *Newey-West*.

Tabela 15 – Estimação da Função Reação do Banco Central por OLS

Variável dependente: i_t	Coeficientes e Erro-Padrão			
	Eq.(30 a)	Eq.(30 b)	Eq.(30 c)	Eq.(30 d)
Constante	6,527207** (2,671886)	5,990046** (2,722871)	6,064313* (2,032716)	5,483153** (2,769306)
i_{t-1}	0,934734* (0,024189)	0,933466* (0,023975)	0,933617* (0,061957)	0,932636* (0,023742)
h_{t-1}	0,171447 (0,416108)	0,122574 (0,408140)	0,128784 (0,335103)	0,08452 (0,404066)
π_{t-1}	1,021580** (0,400947)	-	-	-
IDI_{1t-1}	-	1,111859* (0,419891)	-	-
IDI_{2t-1}	-	-	1,099353* (0,2585)	-
IDI_{3t-1}	-	-	-	1,197642* (0,435874)
$DESPIO_t$	1,940766*** (0,990815)	-	-	-
$DESPIO_{1t}$	-	2,169817** (1,089481)	-	-
$DESPIO_{2t}$	-	-	2,140934* (0,749995)	-
$DESPIO_{3t}$	-	-	-	2,343917** (1,047413)
e_t	0,693311*** (0,409688)	0,703302*** (0,402372)	0,701767* (0,225274)	0,714731*** (0,397830)
$R^2_{ajustado}$	0,982449	0,982535	0,982526	0,982586
Estatística Durbin-Watson	1,727371	1,743604	1,741564	1,75569
Critérios				
AIC	1,768904	1,763975	1,764539	1,761074
SC	1,898658	1,893729	1,894293	1,890828
MAE	0,384843	0,383794	0,383883	0,38355
MAPE	2,470013	2,466757	2,466884	2,468003
MSE	0,313948	0,312293	0,312582	0,3115
RMSE	0,560311	0,558932	0,55909	0,558122
TIC	0,017169	0,017127	0,017132	0,017102

Nota: Erro-Padrão em parênteses. (*1%),(**5%),(***)10%) indicam a significância do coeficiente em nível. Quanto menores a magnitude dos valores dos critérios melhor o modelo. Fonte: Elaboração Própria com base nos *softwares* Eviews e Stata.

Os resultados da tabela 15 mostram que as estimativas de todas as equações para o coeficiente da taxa de juros com uma defasagem apresentaram significância estatística em nível de 1% e com valores

próximos a 0,90. Dessa forma, não se descarta a hipótese de suavidade e gradualismo na consecução de política monetária, dado o peso elevado do componente inercial na determinação da taxa de juros.

Além disso, as equações em que foi introduzido o preço de ativos financeiros nas variáveis referentes à inflação contribuíram com uma pequena diminuição do peso atribuído a variável taxa de juros defasado na determinação da taxa de juros no período corrente. Isto permite que a autoridade monetária adote ainda medidas menos restritivas na fixação da taxa de juros.

Já o coeficiente do hiato de produto defasado apresenta sinal positivo, mas sem significância estatística para todas as estimativas. Este resultado indica que as ações da política monetária não exercem influência direta sobre o nível de demanda agregada.

Os coeficientes estimados para inflação passada e inflação dinâmica passada apresentaram significância estatística em nível de 5% nas equações (30 a), e 1% nas equações (30 b), (30 c) e (30 d). O coeficiente do índice dinâmico de inflação passada apresenta magnitude superior ao coeficiente da inflação passada. Este resulta indica que a autoridade monetária teria um leque de informação mais abrangente em relação à inflação e, possivelmente atuaria de maneira mais eficaz diante a pressões inflacionárias oriundas de períodos anteriores.

As estimativas referentes aos coeficientes de desvio e desvio amplo em todas as equações possuem magnitude superior a um e significância estatística 10%, 5%, 1%, 5%, respectivamente. Os resultados indicam que a autoridade monetária apresenta uma reação brusca em relação ao desvio da meta de inflação e é decorrente do maior peso atribuído ao coeficiente de desvio da inflação.

Além disto, a autoridade monetária coloca maior peso no componente *forward looking* ao invés do componente de *backward looking* na determinação da taxa de juros. A inclusão de preços de ativos financeiros na variável desvio amplo da meta de inflação indica maior elasticidade do que a variável desvio de meta de inflação utilizada como referência. Logo, este resultado indica que a autoridade monetária poderá ser mais sensível no manuseio da taxa de juros, objetivando maior estabilidade monetária e financeira.

Em relação à inclusão da variável taxa de câmbio, apresentou significância estatística em nível de 10% em todas as equações, exceto a equação (30 c) em que foi significativa em nível de 1%. Isto quer dizer que a autoridade monetária leva em consideração os movimentos da taxa de câmbio na fixação da taxa de juros Selic, uma vez que variações no câmbio exercem fonte de pressão inflacionária.

Por fim, os modelos em que foram incluídos preços de ativos financeiros apresentaram resultados mais ajustados do ponto de vista econométrico do que aquele em que não foi introduzido a variável preço de ativos financeiros nas variáveis referentes à inflação. A equação (30 d) foi aquela com melhor ajuste econométrico, conforme os resultados dos critérios de minimização AIC, SC, MAE, MAPE, MSE, RMSE, e TIC em relação aos demais.

Ademais, foi realizado o teste Diebold-Mariano para comparar a previsão entre os modelos estimados pelo método OLS, apresentados na tabela 16.

Tabela 16- Teste Diebold-Mariano para dentro da amostra (OLS)

Modelos	Estatística S(1) e valores de probabilidade para hipótese nula			
	Eq. 30 a	Eq. 30 b	Eq. 30 c	Eq. 30 d
Eq. 30 a		0,6474 (0,5174)	0,6596 (0,5095)	0,561 (0,5748)
Eq. 30 b	-0,6474 (0,5174)		-0,5643 (0,5726)	0,4518 (0,6514)
Eq. 30 c	-0,6595 (0,5095)	0,5643 (0,5726)		0,4674 (0,6402)
Eq. 30 d	-0,561 (0,5748)	-0,4518 (0,6514)	-0,4674 (0,6402)	

Nota: As hipóteses do teste são: H_0 : igualdade de eficiência das previsões de dois modelos competidores; H_a : ausência de igualdade de eficiência das previsões entre os modelos competidores. Fonte: Elaboração Própria com base no *software* Stata.

Os resultados indicam que em todos os modelos comparados não foi possível rejeitar a hipótese de igualdade de eficiência das previsões entre os modelos competidores que inclui preço de ativos financeiros nas variáveis inflação e desvio da meta de inflação e o modelo alternativo que não foi incluído preço de ativos financeiros nas variáveis referentes à inflação. Isto significa que os modelos estimados com índice dinâmico de inflação e desvio amplo da meta de inflação possuem habilidade de diagnóstico ao menos tão bom quanto o modelo estimado pelo índice oficial e desvio da meta de inflação.

Com o propósito de avaliar a confiabilidade do método utilizado para estimar o modelo função reação do Banco Central, será realizado o estudo referente às características do resíduo e de possíveis quebras estruturais das equações mais ajustadas (27 d) e (30 d).

A análise referente às características do resíduo da regressão do modelo OLS das equações selecionadas são apresentadas nas tabelas 17

e 18. Os testes realizados são: i) a possibilidade de presença da estrutura ARCH (Heterocedasticidade Condicional Auto Regressiva), ii) a autocorrelação serial entre os resíduos através do teste LM *Breusch-Godfrey* – LM-BG – com a inclusão de uma e duas defasagens para captar a autocorrelação serial, iv) a especificação do modelo através do teste RESET.

Tabela 17– Teste para o Resíduo da Equação 27 d (OLS)

Teste	Distribuição	Valor	p-valor
ARCH	F(1,131)	0,182157	[0,6702]
ARCH	F(2,129)	0,141802	[0,8679]
ARCH	F(3,127)	0,202812	[0,8943]
ARCH	F(4,125)	0,150767	[0,9623]
LM- BG	F(1,127)	0,06772	[0,9345]
LM-BG	F(2,126)	1,018403	[0,3641]
RESET	F(1,127)	9,148222	[0,0030]
RESET	F(2,126)	6,094683	[0,0030]

Fonte: Elaboração Própria com base no *software* Eviews.

Através dos resultados apresentados nas tabelas 17, podem-se destacar alguns pontos: não se rejeita a hipótese de ausência da estrutura ARCH com a inclusão de 1 até 4 defasagens em nível de 5% de significância estatística; não se rejeita a hipótese de ausência de correlação serial entre os resíduos através do teste LM-BG com a inclusão de 1 até 2 defasagens em nível de 5% de significância estatística, rejeição da hipótese de que o modelo foi corretamente especificado através do teste RESET com 1 e 2 número de termos ajustado.

Tabela 18– Teste para o Resíduo da Equação 30 d (OLS)

Teste	Distribuição	Valor	p-valor
ARCH	F(1,131)	3,288739	[0,0720]
ARCH	F(2,129)	9,101776	[0,0002]
ARCH	F(3,127)	5,979818	[0,0008]
ARCH	F(4,125)	5,735364	[0,0003]
LM- BG	F(1,127)	1,958086	[0,1642]
LM-BG	F(2,126)	6,970414	[0,0013]

Fonte: Elaboração Própria com base no *software* Eviews.

Através dos resultados apresentados nas tabelas 17, podem-se destacar alguns pontos: não se rejeita a hipótese de ausência da estrutura ARCH com a inclusão de apenas 1 defasagem em nível de 5% de significância estatística; não se rejeita a hipótese de ausência de

correlação serial entre os resíduos através do teste LM-BG com a inclusão de 1 defasagem em nível de 5% de significância estatística.

Dessa forma, não se descarta a possibilidade de problemas em relação à forma de especificação linear do modelo de função reação estimado.

5.3.4 Função Reação do Banco Central estimada pelo Método dos Momentos Generalizados

Os resultados da estimação da função reação do Banco Central com a especificação das equações (27) e (30) são apresentados, respectivamente, na tabela 19 e 21 pelo método GMM. A estimação foi realizada com a utilização de matriz de ponderação para séries temporais (HAC). A lista de variáveis instrumentais¹⁵ utilizadas para estimar as equações (27 a), (27 b), (27 c) e (27 d) são: constante, inflação em nível e com uma, três, seis, nove e doze defasagens, desvio da meta de inflação em nível e com uma, seis e doze defasagens, hiato do produto com três, seis e nove defasagens, taxa de câmbio com uma, três, seis, nove e doze defasagens.

¹⁵ Nas equações (27 b), (27 c) e (27 d) foram efetuadas as trocas equivalente à inflação pelos respectivos índices dinâmico de inflação e desvio da meta de inflação pelos respectivos desvios amplo da meta de inflação.

Tabela 19 – Estimação da Função Reação do Banco Central por GMM

Variável dependente: i_t	Coeficientes e Erro-Padrão			
	Eq.(27 a)	Eq.(27 b)	Eq.(27 c)	Eq.(27 d)
Constante	0,986116* (0,245859)	0,857490* (0,220008)	0,860919* (0,221656)	0,835054* (0,209793)
i_{t-1}	0,904349* (0,019889)	0,912471* (0,018387)	0,912477* (0,018492)	0,91211* (0,01771)
h_{t-1}	0,029495 (0,027919)	0,010846 (0,087166)	0,012469 (0,022877)	-0,000748 (0,02772)
π_{t-1}	0,036751** (0,014366)	-	-	-
IDI_{1t-1}	-	0,043809* (0,015253)	-	-
IDI_{2t-1}	-	-	0,043549* (0,015109)	-
IDI_{3t-1}	-	-	-	0,046063* (0,01616)
$DESPIO_t$	0,223295* (0,044464)	-	-	-
$DESPIO AMPLO_{1t}$	-	0,259029* (0,058202)	-	-
$DESPIO AMPLO_{2t}$	-	-	0,253025* (0,057283)	-
$DESPIO AMPLO_{3t}$	-	-	-	0,299967* (0,06441)
e_t	0,056812** (0,023208)	0,054833** (0,022901)	0,054355** (0,022877)	0,057017** (0,023076)
$R^2_{ajustado}$	0,980588	0,981142	0,981929	0,981792
Durbin-Watson	1,543328	1,584821	1,584004	1,590564
Estatística- J	0,043145	0,040375	0,040145	0,042328
Estatística-H	5,306835	4,966125	4,937835	5,206344
Critérios				
MAE	0,394663	0,381228	0,381288	0,382189
MAPE	2,565303	2,480320	2,480636	2,486187
MSE	0,349084	0,339457	0,339092	0,342649
RMSE	0,590833	0,582629	0,582316	0,585362
TIC	0,018132	0,017869	0,017860	0,017952

Nota: Erro-Padrão em parênteses. (*1%),(**5%),(***)10%) indicam a significância do coeficiente em nível. A estatística Hansen (H) para as equações (27 a), (27 b), (27 c) e (27 d) segue distribuição χ^2 com 12 graus de liberdade. Quanto menores a magnitude dos valores dos critérios melhor o modelo. Método de Estimação: GMM-HAC, com Kernel de Quadrático, Bandwidth fixo: NW para Newey West e prewhitening. Fonte: Elaboração Própria com base nos softwares Eviews e Stata.

O teste de sobreidentificação de Hansen (H) aplicado para todas as equações indicam a não rejeição da hipótese nula de que as condições de momento são válidas para as variáveis instrumentais utilizada com significância estatística em nível de 5%¹⁶.

Os resultados reportados da tabela 18 evidenciam que em todas as equações, a autoridade monetária realiza suavização da taxa de juros, pois o coeficiente auto-regressivo da taxa de juros foi alto e apresentou significância estatística em nível de 1%. Estes resultados indicam que a autoridade monetária leva em consideração as decisões anteriores da fixação da meta para a taxa de juros Selic visando à manutenção da estabilidade de preços da economia.

Além disto, os resultados evidenciam menor magnitude do coeficiente da taxa de juros inercial para as equações que incluíram preços de ativos financeiros na inflação e no desvio da meta de inflação. Isto significa que ao incluir informações do segmento financeiro, a autoridade monetária pode diminuir o peso das decisões anteriores da fixação da meta da taxa de juros Selic na sua determinação corrente.

Já o coeficiente do hiato de produto não apresentou significância estatística para todas as equações. Este resultado indica que as ações da política monetária não tem função reação para o crescimento econômico.

Os coeficientes estimados para e inflação dinâmica, desvio da meta de inflação e desvio amplo da meta de inflação, respectivamente, apresentaram significância estatística em nível de 1% em todas as equações estimadas, exceto o coeficiente para inflação que apresentou significância estatística em nível de 5%. Além disto, os resultados indicam que para fixar à meta da taxa de juros Selic, a autoridade monetária tem maior preocupação em balizar as expectativas dos agentes econômicos devido à possibilidade de maiores desvios em relação à meta de inflação no período seguinte ao invés das pressões inflacionárias oriundas do período anterior, como mostra o maior peso dos coeficientes desvio e desvio e desvio amplo em relação à inflação defasada e índice dinâmico de inflação defasado, respectivamente.

Além disso, a introdução dos preços de ativos financeiros no índice dinâmico de inflação e no desvio amplo da meta de inflação melhora o nível de informações sobre as variáveis referentes à inflação. Conseqüentemente, o dirigente do Banco Central poderá buscar maior

¹⁶ O valor do $\lambda_{critico}^2$ do teste de Hansen para as equações (27 a), (27 b), (27 c) e (27 d) é (21,0261) em nível de 5% de significância estatística.

estabilidade monetária e financeira, antecipando possíveis movimentos da política monetária ocasionado por pressões inflacionárias.

Já, o coeficiente da variação cambial foi estatisticamente significativo em nível de 5% em todas as estimativas realizadas. Estes resultados mostram a importância da taxa de câmbio para determinação da taxa de juros. Ou seja, quando a autoridade monetária realiza política monetária, leva em consideração os efeitos que a variação da taxa de câmbio exerce sobre a inflação e, portanto, não se descarta a possibilidade de uma função reação para essa variável na consecução do objetivo final – estabilização do nível de preços.

Através dos critérios MAE, MAPE, MSE, RMSE e TIC, a equação (27 c) apresentou ser o modelo com o melhor ajuste econométrico em relação aos demais. Além disso, todos os modelos que incluíram preços de ativos financeiros mostraram melhores ajustes do que o modelo em que não foi incluído.

Ademais, foi realizado o teste Diebold-Mariano para comparar a previsão entre os modelos estimados pelo método GMM, apresentados na tabela 20.

Tabela 20- Teste Diebold-Mariano para dentro da amostra (GMM)

Modelos	Estatística S(1) e valores de probabilidade para hipótese nula			
	Eq. 27 a	Eq. 27 b	Eq. 27 c	Eq. 27 d
Eq. 27 a		1,838** (0,0661)	2,449** (0,0143)	0,5672 (0,5706)
Eq. 27 b	-1,838** (0,0661)		0,4838 (0,6286)	-0,6079 (0,5433)
Eq. 27 c	-2,449** (0,0143)	-0,4838 (0,6286)		-0,5924 (0,5536)
Eq. 27 d	-0,5672 (0,5706)	0,6079 (0,5433)	0,5924 (0,5536)	

Nota: Erro-Padrão em parênteses. (*1%) e (**5%) indicam, respectivamente, a significância estatística do coeficiente em nível. As hipóteses do teste são: H_0 : igualdade de eficiência das previsões de dois modelos competidores; H_a : ausência de igualdade de eficiência das previsões entre os modelos competidores. Fonte: Elaboração Própria com base no *software* Stata.

Conforme os resultados da tabela 20, os modelos competidores em que utilizara o peso (OLS) e o peso (GMM) nas variáveis referente à inflação em relação ao modelo em que não foi incluído preço de ativos financeiros, rejeitam-se a hipótese nula de igualdade de eficiência das previsões entre os modelos competidores, indicando que a inclusão de

preço de ativos financeiros melhoram a eficiência da previsão da taxa de juros Selic.

Os resultados da estimação da função reação do Banco Central são apresentados na tabela 20, para cada estimativa foi utilizada a matriz de ponderação para séries temporais (HAC). A lista de variáveis instrumentais¹⁷ utilizadas para estimar as equações (30 a), (30 b), (30 c) e (30 d) são: constante, inflação em nível e com uma, três, seis, nove e doze defasagens, desvio da meta de inflação em nível e com uma, seis e doze defasagens, hiato do produto com três, seis e nove defasagens, taxa de câmbio com uma, três, seis, nove e doze defasagens.

¹⁷ Nas equações (30 b), (30 c) e (30 d) foram efetuadas as trocas equivalente à inflação pelos respectivos índices dinâmico de inflação e desvio da meta de inflação pelos respectivos desvios amplo da meta de inflação.

Tabela 21 – Estimação da Função Reação do Banco Central por GMM

Variável dependente: i_t	Coeficientes e Erro-Padrão			
	Eq.(30 a)	Eq.(30 b)	Eq.(30 c)	Eq.(30 d)
Constante	9,04634* (0,891784)	9,976984* (1,118883)	11,76764* (1,171136)	10,02555* (1,082970)
i_{t-1}	0,900663* (0,017355)	0,915159* (0,018953)	0,915266* (0,018998)	0,919309* (0,057939)
h_{-1}	0,368677 (0,233633)	0,267697 (0,339696)	0,28922 (0,342936)	0,115157 (0,330051)
π_{t-1}	0,716488* (0,149080)	-	-	-
IDI_{1t-1}	-	0,509062* (0,181988)	-	-
IDI_{2t-1}	-	-	0,509786* (0,179869)	-
IDI_{3t-1}	-	-	-	0,489707** (0,208607)
$DESVMIO_t$	2,069217* (0,40323)	-	-	-
$DESVMIO_{1t}$	-	2,836234* (0,762703)	-	-
$DESVMIO_{2t}$	-	-	2,760833* (0,748645)	-
$DESVMIO_{3t}$	-	-	-	3,423064* (0,904833)
e_t	0,499949** (0,218202)	0,618816** (0,297385)	0,611154** (0,2969)	0,688145* (0,319896)
$R^2_{ajustado}$	0,982873	0,983003	0,982318	0,981923
Durbin Watson	1,593687	1,383721	1,38276	1,394338
Estatística- J	0,048541	0,046624	0,046267	0,051894
Estatística-H	5,970543	5,734752	5,690841	6,382962
Critérios				
MAE	0,409662	0,388530	0,38795	0,387818
MAPE	2,707922	2,549043	2,545621	2,538857
MSE	0,323744	0,320699	0,320006	0,327001
RMSE	0,568985	0,566303	0,565691	0,571840
TIC	0,017422	0,017364	0,017345	0,017529

Nota: Erro-Padrão em parênteses. (*1%),(**5%),(***)10%) indicam a significância do coeficiente em nível. A estatística Hansen (H) para as equações (30 a), (30 b), (30 c) e (30 d) segue distribuição χ^2 com 12 graus de liberdade. Quanto menores a magnitude dos valores dos critérios melhor o modelo. Método de Estimação: GMM-HAC, com Kernel de Quadrático, Bandwidth fixo: NW para *Newey West* e prewhitening. Fonte: Elaboração Própria com base nos softwares Eviews e Stata.

O teste de sobreidentificação de Hansen (H) aplicado para todas as equações indicam a não rejeição da hipótese nula de que as condições de momento são válidas para as variáveis instrumentais utilizados com significância estatística em nível de 5%¹⁸.

Os resultados da tabela 21 mostram que as estimativas de todas as equações para o componente inercial da taxa de juros com uma defasagem apresentaram significância estatística em nível de 1% e com magnitude próxima ao valor de 0,9. Este resultado indica que a autoridade monetária realiza ajustes graduais na taxa de juros.

Não obstante, o valor do componente inercial da taxa de juros nas equações (30 b), (30 c) e (30 d) apresentaram magnitude superior à equação (30 a); embora a diferença seja pequena, os resultados indicam ausência de consistência para a análise de que a inclusão de preços de ativos financeiros diminua a importância das decisões anteriores na fixação da taxa de juros para determinação corrente da taxa de juros por parte da autoridade monetária,¹⁹.

O coeficiente do hiato de produto defasado não foi estatisticamente significativo em todas as estimativas. Este resultado indica que as ações da política monetária não estão associados a promoção do crescimento econômico.

Os coeficientes referentes à inflação passada e ao índice dinâmico de inflação passado, respectivamente, apresentaram significância estatística em nível de 5% na equação (30 d) e significância estatística em nível de 1% nas equações (30 a), (30 b) e (30 c). O coeficiente do índice dinâmico de inflação passada apresenta menor elasticidade do que o coeficiente da inflação passada. Já, os coeficientes de desvio e desvio amplo foram estatisticamente significantes em nível de 1% em todas as equações. Além disto, todos os coeficientes referentes a desvio e desvio amplo da meta de inflação apresentaram magnitude superior a um, isto indica que a autoridade monetária apresenta uma forte reação a possíveis desvios da meta de inflação, como forma de balizar as expectativas dos agentes econômicos e aumentar a sua credibilidade perante o público em geral.

¹⁸ O valor do $\lambda_{critico}^2$ do teste de Hansen para as equações (30 a), (30 b), (30 c) e (30 d) é (21,0261) em nível de 5% de significância estatística.

¹⁹ Esta análise refere-se ao modelo especificado com base naquele proposto por Minella, Freitas, Goldfajn & Muinhos (2002), entretanto, esta análise mostrou ser consistente com a especificação baseada na equação (27).

Novamente, a autoridade monetária atribui maior peso no componente *forward looking* ao invés do componente de *backward looking* na determinação da taxa de juros. A inclusão de preços de ativos financeiros na variável desvio amplo da meta de inflação apresenta maior magnitude do que a variável desvio de meta de inflação utilizada como referência. Consequentemente, este resultado indica que a autoridade monetária iria aumentar ainda mais o seu compromisso de propiciar estabilidade monetária e financeira, e maior eficiência da política monetária.

A inclusão da variável taxa de câmbio apresentou significância estatística em nível de 1% para todas as equações estimadas exceto a equação (30 d) que apresentou significância em nível de 5%.. Este resultado indica a importância dos movimentos da taxa de câmbio na determinação da taxa de juros, considerando o efeito *pass-through* no nível inflacionário.

As equações em que foram incluídos preços de ativos financeiros apresentaram resultados mais ajustados sob ponto de vista econométrico do que aquele em que não foi incluída essa variável na inflação e desvio da meta de inflação. Ademais, a equação (30 c) mostrou ter melhor ajuste econométrico, conforme os resultado dos critérios de otimização MAE, MAPE, MSE, RMSE e TIC em relação aos demais.

Além disto, foi realizado o teste Diebold-Mariano para comparar a previsão entre os modelos estimados pelo método GMM, apresentados na tabela 22.

Tabela 22- Teste Diebold-Mariano para dentro da amostra (GMM)

Modelos	Estatística S(1) e valores de probabilidade para hipótese nula			
	Eq. 30 a	Eq. 30 b	Eq. 30 c	Eq. 30 d
Eq. 30 a		0,0963 (0,9233)	0,1207 (0,9039)	-0,081 (0,9354)
Eq. 30 b	-0,0963 (0,9233)		0,753 (0,4515)	-0,5015 (0,616)
Eq. 30 c	-0,1207 (0,9039)	-0,753 (0,4515)		-0,5195 (0,6033)
Eq. 30 d	-0,081 (0,9354)	0,5015 (0,616)	0,5196 (0,6033)	

Nota: As hipóteses do teste são: H_0 : igualdade de eficiência das previsões de dois modelos competidores; H_a : ausência de igualdade de eficiência das previsões entre os modelos competidores. Fonte: Elaboração Própria com base no *software* Stata.

A partir dos resultados da tabela 22, em todos os modelos competidores não se rejeita a hipótese nula de igualdade de previsão da taxa de juros envolvendo os modelos que incluíram preço de ativos financeiros daquele em que não foi incluído.

Acerca disto, pode-se afirmar que os modelos estimados com índice dinâmico inflação e desvio amplo da meta de inflação possuem apenas um menor erro quadrático médio do que o modelo com inflação e desvio da meta de inflação.

5.3.5 Função Reação do Banco Central estimada pelo Método Filtro de Kalman

Os resultados da estimação da função reação do Banco Central utilizando o modelo FK com base na especificação da equação (27) e assumindo o método TVP são apresentados na tabela 23²⁰.

²⁰ Os resultados para a estimação dos parâmetros oscilando no tempo (TVP) foram especificados de modo recursivo, tendo em vista que a especificação dos parâmetros ao seguir um processo *random walk* não apresentaram resultados satisfatórios.

Tabela 23 – Estimação da Função Reação por KF

Variável dependente: i_t	Coeficiente e Erro-Padrão			
	Eq.(27 a)	Eq.(27 b)	Eq.(27 c)	Eq.(27 d)
Constante	-0,000361 (0,000245)	-0,000385 (0,000257)	-0,000383 (0,000256)	-0,000405 (0,000269)
Estado Final e Raiz do MSE				
Constante*	-867,81*** (4955,8106)	-877,22*** (479,1692)	-875,97*** (480,8864)	-883,94*** (535,7856)
i_{t-1}	0,943557* (0,012083)	0,942673* (0,01219)	0,942765* (0,012180)	0,942081* (0,012259)
\hat{h}_{t-1}	0,018502 (0,020691)	0,015776 (0,020776)	0,016111 (0,020765)	0,013345 (0,020875)
π_{t-1}	0,062039* (0,009553)	-	-	-
IDI_{t-1}^1	-	0,067603* (0,010206)	-	-
IDI_{2t-1}^2	-	-	0,066915* (0,010127)	-
IDI_{3t-1}^3	-	-	-	0,072632* (0,010777)
$DES\bar{V}IO_t^4$	0,094792* (0,042645)	-	-	-
$DES\bar{V}IO\ AMPLO_{2t}^5$	-	0,107206** (0,046742)	-	-
$DES\bar{V}IO\ AMPLO_{3t}^6$	-	-	0,105714** (0,046248)	-
$DES\bar{V}IO\ AMPLO_{4t}^7$	-	-	-	0,117735** (0,050287)
e_t^8	0,042175* (0,011554)	0,043194* (0,011561)	0,043067* (0,01156)	0,044119* (0,011577)
Variância da Equação de Medida				
i_t	-1,187127* (0,081508)	-1,188361* (0,081785)	-1,188138* (0,081168)	-1,188682* (0,080837)
Log de Verossimilhança	-165,5092	-165,3202	-165,3404	-165,1992
Equação de Mensuração ¹ : Equação de Transição:				
	$i_t = \beta_{0i} + \beta_{1i}i_{t-1} + \beta_{2i}\pi_{t-1} + \beta_{3i}\pi_{t-1} + \beta_{4i}D_t + \beta_{5i}e_t + u_t$ $\beta_{0i} = \beta_{0i-1}$			
Critérios				
AIC	2,500137	2,497316	2,497618	2,495511
SC	2,543388	2,540567	2,540869	2,538762
MSE	0,292	0,2916	0,2917	0,2915
RMSE	0,54037	0,54	0,540093	0,539907

Nota: Erro-Padrão em parênteses. (*1%),(**5%),(***10%) indicam a significância do coeficiente em nível aplicada a Estatística-t. RMSE corresponde a Raiz do Erro Quadrático Médio em parênteses. (*1%),(**5%) indicam a significância do coeficiente em nível aplicada a Estatística-z.¹ Em cada equação foram os parâmetros referente à inflação e desvio da meta de inflação foram substituídos pelos respectivos índices dinâmico de inflação e desvios amplo da meta de inflação. Quanto menores a magnitude dos valores dos critérios melhor o modelo
Fonte: Elaboração Própria com base no *software* Eviews.

Os resultados indicam a mesma análise aos demais métodos no que concerne ao comportamento *forward looking* da autoridade

monetária na determinação da taxa de juros. Ou seja, os parâmetros que mensuram os regressores (desvio e desvio amplo da meta de inflação) foram superiores aos parâmetros que mensuram os regressores (inflação defasada e índice dinâmico de inflação defasado). O componente inercial da taxa de juros apresenta um valor próximo a 0,9, em todas as estimativas, como nos métodos anteriores, indicando que a autoridade monetária realiza ajustes graduais da taxa de juros.

Em todas as estimativas, o coeficiente referente ao índice dinâmico de inflação e inflação foi estatisticamente significativo em nível de 1%. Já, os coeficientes referentes ao desvio amplo da meta de inflação apresentaram significância estatística em nível de 5% nas equações (27 a), (27 b), (27 c). Entretanto, na equação (27 d) o coeficiente de desvio amplo da meta de inflação foi estatisticamente significativo em nível de 5% e o coeficiente de desvio da meta de inflação foi significativo em nível de 1%. O coeficiente da taxa de juros defasada, em todas as equações estimadas, foi estatisticamente significativo em nível de 1%.

Estes resultados evidenciam que as inclusões de preços de ativos financeiros nas variáveis referentes à inflação ampliam o nível informacional dos dirigentes do BC. Logo, haveria melhoras no diagnóstico da taxa de juros e, assim a autoridade monetária lograria maior estabilidade monetária e financeira. Além disso, a consecução de política monetária seria um pouco mais sensível em relação a não inclusão de preços de ativos financeiros, como mostra os resultados estimados para o componente inercial da taxa de juros nas equações (27) da tabela 23.

Assim como nas estimativas por diferentes métodos, o coeficiente da taxa de câmbio apresenta significância estatística em nível de 1% em todas as equações e se mostra relevante na determinação da taxa de juros. Isto quer dizer que a autoridade monetária leva em consideração possíveis movimentos do câmbio que afetem diretamente os componentes referentes à inflação e ocasionam pressão inflacionária. Portanto, os dirigentes do BC devem considerar a taxa de câmbio em sua função reação.

Além disso, todos os modelos que incluíram preços de ativos financeiros mostraram melhores ajustes do que o modelo em que não foi incluído. Através dos critérios AIC, SC, MSE e RMSE a equação (27 d) apresentou resultados mais ajustados sob ponto de vista econométrico, em relação aos demais.

Não obstante, foi realizado o teste Diebold-Mariano para comparar a previsão entre os modelos estimados pelo método GMM, apresentados na tabela 24.

Tabela 24 –Teste Diebold-Mariano para dentro da amostra (KF)

Modelos	Estatística S(1) e valores de probabilidade para hipótese nula			
	Eq. 27 a	Eq. 27 b	Eq. 27 c	Eq. 27 d
Eq. 27 a		0,2967 (0,7667)	0,3074 (0,7585)	0,2192 (0,8265)
Eq. 27 b	-0,2967 (0,7667)		-0,2196 (0,8262)	0,1307 (0,896)
Eq. 27 c	-0,3074 (0,7585)	0,2196 (0,8262)		0,1416 (0,8874)
Eq. 27 d	-0,2192 (0,8265)	-0,1307 (0,896)	-0,1416 (0,8874)	

Nota: As hipóteses do teste são: H_0 : igualdade de eficiência das previsões de dois modelos competidores; H_a : ausência de igualdade de eficiência das previsões entre os modelos competidores. Fonte: Elaboração Própria com base no *software* Stata.

Os resultados indicam que, em todos os modelos comparados, não foi possível rejeitar a hipótese de igualdade de eficiência das previsões entre o modelo que não inclui preços de ativos financeiros nas variáveis inflação e desvio da meta de inflação e o modelo alternativo que incluiu preços de ativos financeiros nas variáveis referentes à inflação. Isto significa que os modelos estimados com índice dinâmico de inflação e desvio amplo da meta de inflação possuem habilidade de diagnóstico tão bom quanto o modelo estimado pelo índice oficial e desvio da meta de inflação, entretanto prevêm melhor a meta da taxa de juros Selic.

Por fim, realizou-se a comparação entre os modelos que apresentaram melhores ajustes econométricos de cada método estimado (OLS), (GMM) e (KF) com o objetivo de verificar qual o modelo que proporciona a melhor previsão para a meta da taxa de juros Selic. Os resultados são apresentados na tabela 25.

Tabela 25 – Teste Diebold-Mariano para dentro da amostra envolvendo os modelos com melhores ajustes econométricos

Modelos	Estatística S(1) e valores de probabilidade para hipótese nula				
	Eq. 27 d (OLS)	Eq. 30 d (OLS)	Eq. 27 c (GMM)	Eq. 30 c (GMM)	Eq. 27 d (KF)
Eq. 27 d (OLS)		3,508* (0,0005)	3,717* (0,0002)	2,738* (0,0062)	2,409** (0,0160)
Eq. 30 d (OLS)	-3,508* (0,0005)		-1,848*** (0,0645)	-0,3873 (0,6985)	0,5236 (0,6005)
Eq.27 c (GMM)	-3,717* (0,0002)	1,848*** (0,0645)		0,7448 (0,4564)	0,9772 (0,3284)
Eq.30 c (GMM)	-2,738* (0,0062)	0,3873 (0,6985)	-0,7448 (0,4564)		1,087 (0,277)
Eq.27 d (KF)	-2,409** (0,016)	-0,5236 (0,6005)	-0,9772 (0,3284)	-1,087 (0,277)	

Nota: Erro-Padrão em parênteses. (*1%), (**5%) indicam a significância do coeficiente em nível. As hipóteses do teste são: H_0 : igualdade de eficiência das previsões de dois modelos competidores; H_a : ausência de igualdade de eficiência das previsões entre os modelos competidores. Fonte: Elaboração própria com base no *software* Stata.

Os resultados indicam que os modelos competidores: equação 27 c (GMM) equação 30 c (GMM) e equação 27 d (KF) foram os únicos modelos em que não se rejeitaram a hipótese de igualdade de eficiência das previsões entre os modelos. Isto significa que todos os modelos apresentam resultados semelhantes em relação à eficiência preditiva da taxa de juros Selic, embora seja possível afirmar que a equação 27 d (KF) apresenta maior aderência (menor MSE) do que os demais modelos.

Todavia, os modelos competidores envolvendo a equação 27 d (OLS) contra as equações 30 d (OLS), 27 c (GMM), 30 d (GMM) e 27 d (KF) foi possível rejeitar a hipótese de igualdade de eficiência das previsões com significância estatística em nível de 5%. Este resultado pode estar associado à diferença de especificação entre as equações 27 d contra 30 d; e o método utilizado para estimar a equação (OLS) competindo com GMM e KF) que, possivelmente afeta o diagnóstico da taxa de juros Selic. Além disto, os resultados apontam que há maior eficiência no diagnóstico da taxa de juros pelas equações 30 d (OLS), 27 c (GMM), 30 d (GMM) e 27 d (KF) quando comparados à equação 27 d (OLS). Já os modelos competidores envolvendo a equação 30 d (OLS) e a equação 27 c (GMM) indicam que há maior eficiência no diagnóstico da taxa de juros pelas equações 27 c (GMM).

Portanto, o método OLS não possuiu a mesma eficiência de prever a taxa de juros do que os outros método utilizados. Entretanto,

não se pode descartar a importância de incluir preços de ativos financeiros na inflação que possibilita melhorar a eficiência de previsão da taxa de juros ao indicar maior peso do componente auto-regressivo da taxa de juros do que o desvio amplo da meta de inflação.

Além disto, pode-se afirmar que o modelo com melhor ajuste econométrico foi aquele em que se utilizaram as ponderações pelo método KF e a estimativa pelo método KF ratificando a importância de modificar a mensuração da inflação e atribuindo maior peso.

5.3.6 Considerações Finais da Função Reação

Através da estimativa da função reação baseada em uma versão *forward looking* da regra de Taylor foi possível realizar a comparação envolvendo o índice oficial de inflação e desvio da meta de inflação, respectivamente, pelo índice dinâmico de inflação e desvio amplo da meta de inflação construído a partir das diferentes ponderações obtidas pelos métodos OLS, GMM, KF.

Os resultados para todos os modelos analisados apontam que a autoridade monetária tem uma leve tendência em aumentar mais a taxa de juros em uma função reação composta por índice dinâmico de inflação e desvio amplo da meta de inflação se comparado ao índice oficial de inflação e desvio da meta de inflação. Estes resultados corroboram a importância dos preços de ativos financeiros como um indicador a ser utilizado pela autoridade monetária para obter maior estabilidade econômica.

Além disto, os resultados indicaram que, os dirigentes do banco central: optam por medidas suaves e graduais da taxa de juros, colocam maior peso do desvio da expectativa de inflação em relação à meta de inflação ao invés da inflação do período anterior, levam em consideração as variações da taxa de câmbio e não apresentam uma função reação para a atividade econômica.

Após a análise dos modelos econométricos, foi verificado que as equações em que foi utilizada a ponderação pelo método de Filtro de Kalman para a construção do índice dinâmico de inflação e desvio amplo da meta de inflação apresentaram os melhores ajustes econométricos. Entretanto, pelos métodos OLS e KF não foram rejeitados a hipótese de igualdade entre os modelos competidores a respeito da maior eficiência no diagnóstico da taxa de juros. Em contrapartida, no modelo GMM os modelos competidores com base na especificação da equação 30, foi possível rejeitar a hipótese de

igualdade de eficiência no diagnóstico da taxa de juros, não descartando a possibilidade de que incluir preços de ativos financeiros melhora a previsão da determinação da taxa de juros Selic.

Além disto, foi realizada a comparação entre os modelos mais ajustados, os resultados indicam que a especificação com base na equação 27 tanto a estimativa pelo método OLS para as variáveis referentes à inflação quanto à estimativa pelo método KF para estas mesmas variáveis, todas com os pesos atribuídos pelo método Filtro de Kalman, apresentam melhor previsão da taxa de juros do que aquela baseada na especificação da equação 30 estimada pelo método GMM e que foram atribuídos o peso pelo método Filtro de Kalman para as variáveis referentes à inflação.

Por fim, este estudo referente à construção do índice dinâmico de inflação investigou a possibilidade de incluir preços de ativos financeiros na inflação e analisou a eficiência da política monetária através da estimação de função reação, os resultados indicam melhora da eficiência da política monetária. Entretanto, em relação aos próximos passos da pesquisa neste tema, pretende-se incluir outra variável como exemplo, preço de ativos imobiliários para investigar se a construção de índice agregado de inflação apresenta maior eficiência preditiva da taxa de juros Selic do que o índice oficial.

6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Nas últimas décadas, a atuação da autoridade monetária em países desenvolvidos e emergentes tem conseguido consolidar o processo de estabilização monetária. Todavia, a eclosão de diversas crises financeiras causou a necessidade por parte dos dirigentes do banco central em associar estabilidade monetária e financeira. Neste sentido, há uma vasta literatura econômica que tem focado bastante sobre a possibilidade de ponderar o preço de ativos no índice de inflação.

Desta forma, o objetivo do trabalho foi constituir o índice dinâmico de inflação que considera a inclusão de preços de ativos financeiros para avaliar através da função de reação, a eficiência da política monetária no Brasil após o regime de metas inflacionárias. O procedimento estatístico utilizado foi estimar a curva de Phillips Novo Keynesiana híbrida pelos métodos OLS, GMM, KF para avaliar os pesos de inflação e preços de ativos financeiros e assim, determinar as diferentes composições do índice dinâmico de inflação.

Após a construção do índice dinâmico de inflação, foi possível observar que esta variável apresenta trajetória bastante semelhante em relação ao índice oficial de inflação. Entretanto, o índice dinâmico de inflação ao captar eventuais movimentos do segmento financeiro, amplia o leque daquele captado pelo índice oficial e permite que a autoridade monetária obtenha informações relevantes sobre a evolução prospectiva da inflação. Consequentemente, os dirigentes do BC têm a possibilidade de alcançar melhores resultados na consecução de estabilidade monetária e financeira.

Além disto, podem-se destacar outros aspectos importantes dos resultados obtidos pelas estimativas da CPNK híbrida, tais como: o maior peso atribuído ao componente *forward looking* em relação ao componente *backward looking*, indicando que, durante o período analisado, a expectativa de inflação exerceu o papel de balizador das expectativas dos agentes econômicos e contribuiu para diminuir as incertezas inerentes à inflação ao longo desse curto período de estabilidade monetária brasileira; a relevância da desvalorização cambial como fonte de pressão inflacionária e a rejeição da hipótese de *trade-off* entre produto e desemprego, embora esta hipótese não seja descartada como aponta os resultados pelo método KF.

Em relação à análise da função reação do banco central foram verificados resultados mais ajustados sob ponto de vista econométrico para as equações que incluíram o preço de ativos financeiros nas

variáveis referentes à inflação se comparado a equação que não foi incluído o preço de ativos financeiros.

Estes resultados indicam que ao ampliar a inflação, a autoridade monetária poderá aumentar o desempenho macroeconômico no que concerne a estabilidade econômica. Além disto, os resultados apontam que a autoridade monetária adota medidas mais restritivas ao aumentar a taxa de juros em uma função reação que contenha índice dinâmico de inflação e desvio amplo da meta de inflação em relação ao índice de inflação e desvio da meta de inflação, respectivamente.

Por fim, a análise comparativa entre os modelos com melhores ajustes econométricos para avaliar qual apresenta melhor eficiência no diagnóstico da taxa de juros, utilizando-se dos que apresentaram a mesma especificação, não se descarta a hipótese de igualdade preditiva da taxa de juros. Entretanto, ao se analisar os principais modelos estimados, os que foram ponderados pelo KF apresentaram melhor eficiência na previsão da taxa de juros.

REFERÊNCIA BIBLIOGRÁFICA

ALVES, S. A. L.; AREOSA, W. D. Targets and inflation dynamics. **Banco Central do Brasil**, Working Paper Series, nº100, October, 2005.

ALLEN, F., GALE, D. Asset prices and stock markets interlinkages. In: Hunter, W.; Kaufman, G.; Pomerleano, M. **Asset prices bubbles: the implication for monetary, regulatory, and international policies**. Cambridge, MA: MIT Press, 2003.

ALCHIAN, A. A., KLEIN, B. On a Correct Measure of Inflation. **Journal of Money, Credit and Banking**, Columbus, v.1, nº5, pp. 173-191, 1973.

ATKINSON, A., OHANIAN, L. E. Are Phillips Curves useful for forecasting Inflation? **Federal Reserve Bank Minneapolis Quarterly Review**, pp. 2-11, 2001.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Relatório de Inflação**. Brasília, 1999, 2000, 2001, 2002, 2003, 2004, 2005, 2006, 2007, 2008, 2009, 2010.

BLANCHARD, O. J. Output, the stock market, and interest rates. **The American Economic Review**, New York, v.71, nº1, pp.132-143, 1981.

BERNANKE, B., GERTLER, M. Inside the black box: the credit channel of monetary policy transmission. **Journal of Economic Perspectives**, New York, v.9, nº4, pp. 27-48, 1995.

BOIVIN, J. Has US monetary policy changed? Evidence from drifting coefficients and real-time data. **Journal of Money, Credit and Banking**, v.38, pp. 1149-1173, 2006.

BOGDANSKI, J., TOMBINI, A. A., WERLANG, S. R. C. Implementing Inflation Targeting in Brazil. **Banco Central do Brasil**, Working Paper Series, nº1, 2000.

BORIO, V. E. C., KENNEDY, N., PROWSE, D. S. Exploring Aggregate Asset Price Fluctuations Across Countries: Measurement, determinants and monetary policy implications. **Bank for International Settlements**, nº40 – April 1994.

BRYAN, M. F., CECCHETTI, O'SULLIVAN, R. A Stochastic index of the cost of life: An application to recent and historical asset prices fluctuations. In William C. Hunter, George G. Kaufman and Michael Pomerleano (eds.), **Asset Price Bubbles: Implications for Monetary, Regulatory, and International Policies**, Cambridge, pp. 277-290, 2003.

BRYAN, M. F., CECCHETTI, S. G., WIGGINS II, R. L. Efficient Inflation Estimation. **National Bureau of Economic Research**, Working Paper Series, n°6183. 1997.

BROWN, R. L., DURBIN, J., EVANS, J. M. Techniques for Testing the Constancy of Regression Relationships over Time. **Journal of the Royal Statistical Society**, Series B, v. 37, pp. 149-192, 1975.

BROUWER, G. Estimating Output Gaps. **Reserve Bank of Australia**, Research Discussion Paper n° 9809, Sydney, 1999.

CAVLO, G. A., REINHART, C. Fear of Floating. **Quarterly Journal of Economics**, Cambridge, v.117, n°2, pp 379-408, 2002.

CECCHETTI, G. S., GENBERG, H., WADHAWANI, S. Asset Prices in a Flexible Inflation Targeting Framework. **Federal Reserve Bank of Chicago**. April 22-224, 2002

D'AGOSTINO, R. B., STEHPHENS, M. A. Goodness of-fit Techniques, Marcel Dekker, New York, 1986.

DIEBOLD, R. S., MARIANO, R. S. Comparing Predictive Accuracy. **Journal of Business & Economic Statistics**, American Statistical Association, v. 13, n° 3, pp. 253-263, 1995.

ESTRELLA, A., MISHKIN, F. S. Rethinking the Role of NAIRU in Monetary Policy: Implications of Model Formulation and Uncertainty. **National Bureau of Economic Research**, Working Paper Series, n°6518, 1998.

_____. Predicting U.S. recessions: financial variables as leading indicators, **Review of Economics and Statistics**, v.80, pp. 45-61, 1998.

FAMA, E. F. Stock returns, expected returns, and inflation. **The American Economic Review**, New York, v.71, n°4, pp. 545-565, 1981.

FELDSTEIN, M. Inflation and the stock market. **American Economic Review**, New York, v. 70, n°5, pp.839-847, 1980.

FERNANDES, M., TORO, J. O mecanismo de transmissão monetária na economia brasileira pós-Plano Real. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v. 59, n°1, pp. 5-32, 2005.

FERREIRA, A., AGUIRRE, A., GOMES, F. Estimates of the NAIRU for Brazil using the Ball-Mankiw approach. *Notas Técnicas do CEPE*. Belo Horizonte, 2003.

FISHER, I. **The theory of interest**. New York: Augustus Kelley Publishers, 1930.

GALI, J., GERTLER, M. Inflation dynamics: a structural econometric analysis. **Journal of Monetary Economics**, v. 44(2), pp. 195-222, 1999.

GAVIN, M. The stock market and exchange rate dynamics. **Journal of International Money and Finance**, New York, v.8, n°2, pp. 181-200, 1989.

GESKE, R., ROLL, R. The fiscal and monetary linkage between stock returns and inflation. **Journal of Finance**, New York, v.38, n°1, pp. 1-33, 1983.

GOODHART, C., HOFMANN, B. Asset Prices, Financial Conditions, and the Transmission of Monetary Policy. In: CONFERENCE ON ASSET PRICES, EXCHANGE RATE, AND MONETARY POLICY, 2001. **Proceedings**. Stanford University, March 2001.

GORDON, R. The Time-Varying NAIRU and its Implications for Economic Policy. **National Bureau of Economic Research**, Working Paper, n°5735, 1996.

GRANGER, C. W. J., HUANG, B., YANG, C. W. A bivariate causality between stock prices and exchange rates: Evidence from recent Asian flu. **The Quarterly Review of Economics and Finance**, Chia-Yi, v.40, n°3, pp.337-354, 2000.

GREENE, W. H. **Econometric Analysis**, 4ª edição, New Jersey, Prentice Hall, 2000.

HAMILTON, J. D. **Time Series Analysis**. Princeton University Press, 1994.

HANSEN, L. P. Large sample properties of generalized method of moments estimators. **Econometrica**, Princeton, v. 50, nº4, pp. 1029-1054, 1982.

HARVEY, C. R. Time-Varying Conditional Covariances in Tests of Asset Prices Models. **Journal of Financial Economics**, v. 24, pp. 289-317. 1989.

_____. Forecasts of economic growth from the bond and stock markets. **Financial Analysts Journal**, v.45, nº5, pp. 38-45, 1989.

HAYFFORD, M. D., MALLIARIS, A. G. Rethinking Monetary Stabilization in the Presence of an Asset Bubble. **Global Divergence in Trade, Money and Policy**, Volbert Alexander and Hans-Helmut Kotz, eds., pp. 172-191, 2006.

HENRY, O., OLEKALNS, N., THONG, J. Do stock markets returns predict changes to output? **Empirical Economics**, Vienna, v.29, nº3, pp. 527-540, 2004.

HODRICK, R. PRESCOTT, E. C. Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation. **Journal of Money, Credit and Banking**, v. 29, nº 1, pp. 1-16, 1997.

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA. Disponível a partir de 20/01/2011 em: <www.ipeadata.gov.br>

KHALID, A. M., KAWAI, M. Was financial market contagion the source of economic crisis in Asia?: Evidence using a multivariate VAR model. **Journal of Asian Economics**, Gold Coast, v.14, nº1, pp.131-156, 2003.

KWIATKOWSKI, D., PHILLIPS, P. C. B., SCMDT, P., SHIN, Y. Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root: How sure are we that economic time series have a unit root? **Journal of Econometrics**, v. 54, pp. 158-178, 1992.

MAURO, P. Stock returns and output growth in Emerging and Advanced economies. **Journal of Development Economics**, New Haven, v.71, pp. 129-153, 2003.

MINELLA, A., FREITAS, P. S., GOLDFAJN, I., MUINHOS, M. K. Inflation Targeting in Brazil: Lessons and Challenges, **Banco Central do Brasil**, Working Paper Series, n°53, 2002.

MISHKIN, F.S. The channels of monetary transmission: lessons for monetary policy. **National Bureau of Economic Research**, Working Paper Series, n°5464. 1996.

MODIGLIANI, F., Monetary policy and consumption, in consumer spending and monetary policy. **The Linkages**. Boston: Federal Reserve Bank of Boston, 1971.

MODIGLIANI, F., MILLER, M. H. The cost of capital, corporate finance and the theory of investment. **The American Economic Review**, New York, v. 48, pp. 261-297, 1958.

MOJON, B. Financial structure and the interest rate channel of ECB monetary policy. **European Central Bank**, Working Papers Series, Frankfurt, n°40, pp. 1-26, 2000.

MORCK, R., SHLEIFER, A., VISHNY, R. Do managerial objectives drive bad acquisitions? **The Journal of Finance**, New York, v.45, n°1, pp.31-48, 1990.

NUNES, M. S. **Preços dos ativos e política monetária: um estudo para os países emergentes no período 1990-2006. 2008.** Tese de Doutorado (Curso de Economia) – Programa de Pós-Graduação em Economia da Faculdade de Ciências Econômicas da Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre, 2008.

NUNES, M. S., COSTA JR., N. C. A., MEURER, R. A relação entre o mercado de ações e as variáveis macroeconômicas: uma análise

econométrica para o Brasil. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v. 59, n°4, pp. 585-607, 2005.]

NUNES, M. S., COSTA JR., N. C. A., SEABRA, F. Co-integração e causalidade entre as variáveis macroeconômicas, “risco Brasil” e os retornos no mercado de ações brasileiro. **Revista de Economia e Administração**, v.2, n°3, pp. 26-42, 2003.

PELICANO, R. M. **A Sensibilidade da Política Monetária no Brasil: 1995 – 2005**. 2006. Dissertação de Mestrado (Curso de Economia) – Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade, Universidade de São Paulo, 2006.

PHILLIPS, P., PERRON, P. Testing for a unit root in time series regressions. **Biometrika**. V.75, n°3, pp. 335-346, 1988.

PORTUGAL, M. S., MADALOZZO, R. C., HILLBRECHT, R. O. Inflation, unemployment and monetary policy in Brazil. **International Monetary Fund**, In: INFLATION TARGETING SEMINAR, 1999.

RAY, P., CHATTERJEE, S. The role of asset prices in Indian inflation in recent years: some conjectures. In: BIS. Modelling aspects of the inflation process and the monetary transmission mechanism in emerging market countries. **BIS Papers**, n°8, pp. 109-130, 2001.

SHIBUYA, H. Dynamic Equilibrium Price Index: Asset Price and Inflation. **Monetary and Economic Studies**: Bank of Japan, Tokio, v. 10, n°1, pp. 95-109, 1992.

SHILLER, R. **Irrational exuberance**. Princeton, NJ: Princeton University, 2000.

STOCK, J.H., WATSON, M. W. New indexes of coincident and leading economic indicators. In. O.J. Blanchard and S. Fischer (eds.), **NBER Macroeconomics Annual**, pp. 352-394, 1989.

_____. Forecasting inflation. **National Bureau of Economic Research**, Working Paper Series, Cambridge, MA, n°7023, 1999.

_____. Business cycle fluctuations in U.S. macroeconomic times series, ch.1 in J.B. Taylor and M. Woodford (eds.), **Handbook of Macroeconomics**, v.1, pp. 3-64, 1999.

. _____ Forecasting output and inflation: the role of asset price. **Journal of Economic Literature**, Pittsburg, v.41, n°5, pp. 788-829, 2003.

TAYLOR, J. B. Discretion versus policy rules in practice. **Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy**, n° 39, pp. 194-214, 1993.

TOBIN, J. A General Equilibrium Approach to Monetary Theory. **Journal of Money, Credit and Banking**, Columbus, v.1 n°1, pp. 15-29, 1969.

WATSON, M. W. Univariate Detrending Methods with Stochastic Trends. **Journal of Monetary Economics**, v. 18(1), pp. 49-75, 1986.

WYNNE, M. Core Inflation: A Review of Some Conceptual Issues. **Unpublished manuscript**.

WOODFORD, M. Interest and prices, Princeton: Princeton University Press, 2003.

ZYLBERSTAJN , E., ZYLBERSTAJN, H. Estudo Piloto: Índice de Preços de Imóveis Residenciais (IPI-R). **Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas**, 2010.