**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**

Rafael Barbosa de Carvalho[[1]](#footnote-2)

Maurício Simiano Nunes[[2]](#footnote-3)

**Resumo:** O artigo tem como objetivo constituir um índice dinâmico de inflação através da inclusão de preços de ativos financeiros no índice oficial de inflação e comparar a eficiência deste índice ampliado, através das estimativas da função de reação do Banco Central. Os resultados indicaram que o índice dinâmico de inflação permite ampliar o conjunto de informações captado pela inflação oficial, contribuindo para os diagnósticos da evolução futura da inflação. A comparação entre a função reação utilizando o índice oficial e a função reação com índice dinâmico de inflação indica que a alteração da composição do índice apresenta maior eficiência do que o índice oficial 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 à estabilidade econômica.

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

**Classificação JEL:** C51, E31, E52

**Área Anpec:** 3 –Macroeconomia, Economia Monetária e Finanças

**Abstract:** This paper constitutes a dynamic index of inflation by inclusion of asset prices on the official index of inflation and analyzes the efficiency of this extended index, through the estimates of the function of reaction of the Central Bank. The results had indicated that the dynamic index of inflation allows extending the set of information caught by the official inflation, contributing for the diagnostics of the future evolution of the inflation. The dynamic index of inflation is more efficient what the official index to determination of the interest rate. Thus, the index dynamic of inflation is an alternative to improve the performance of monetary policy.

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

**JEL Classification:** C51, E31, E52

**Anpec Area:** 3 – Macroeconomics, Finance and Monetary Economics

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

**Classificação JEL:** C51, E31, E52

**Área Anpec:** 3 –Macroeconomia, Economia Monetária e Finanças

1. **Introdução**

A discussão sobre a relação existente entre os preços dos ativos financeiros e as variáveis econômicas aumentou consideravelmente nas últimas décadas. Os motivos que causaram 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 desencadeados após o início da crise financeira devido à formação de bolhas de ativos no segmento financeiro.

Os preços de ativos podem ser caracterizados como *forward looking* e desta forma, utilizados para diagnosticar a inflação e crescimento econômico. Neste sentido, destacam-se três variáveis financeiras: 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.

A estrutura a termo e o *spread* entre títulos privados e públicos são afetados por ações da política fiscal e monetária, portanto, sinalizam quaisquer mudanças de comportamento por parte da autoridade monetária. (HENRY, OLEKALNS & THONG, 2004)

Já os preços das ações são afetados por qualquer fator que afete a lucratividade futura esperada das firmas, desta forma, podem apresentar mais vantagens em termos de diagnóstico em relação à estrutura a termo e o *spread* entre títulos privados e públicos. Além disto, esta variável é fundamental para predizer inflação esperada e hiato do produto, embora não se tenha concluído que a utilização desta variável deve ser utilizada como argumento em uma função reação dos bancos centrais dos países emergentes. (NUNES, 2008)

Neste sentido, é plausível afirmar que a política monetária desempenhada pela autoridade monetária diante aos movimentos nos preços dos ativos financeiros apresenta algumas dificuldades, entre as quais: 1) A possibilidade de identificar a formação de bolhas financeiras é não trivial; 1) A intervenção através da política monetária é sub-ótima para mitigar problemas inerentes à formação de bolhas no mercado financeiro, pois bolhas financeiras são pouco sensíveis a pequenas oscilações da taxa de juros, o que por sua vez induz mudanças abruptas de taxa de juros, conseqüentemente, poderá afetar o nível de produto e volatilidade do produto no longo prazo.

Portanto, a possibilidade de ponderar os preços de ativos financeiros 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 da autoridade no que concerne à estabilização monetária e financeira.

Neste sentido, existe uma vasta literatura econômica que considera fundamental a inclusão de preços de ativos na 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 correntes, 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. Goodhart & Hofmann (2002), defendem que não considerar movimentos de preços de ativos conduzirá a resultados sub-ótimos em termos de variabilidade inflação e hiato produto.

Com base nessas considerações, o artigo tem como objetivo constituir o índice dinâmico de inflação, levando em consideração a inclusão de preços de ativos financeiros na inflação, através de estimativas da curva de Phillips Novo Keynesiana por diferentes métodos e comparar a eficiência desta variável com o índice oficial através de estimativas de função reação do Banco Central. Os resultados indicaram que o índice dinâmico de inflação permite ampliar o conjunto de informações captado pela inflação oficial, contribuindo para os diagnósticos da evolução futura da inflação. Além disto, o índice dinâmico de inflação consiste em uma alternativa para melhorar o desempenho da política monetária no que concerne à estabilidade econômica.

Desta forma, o artigo está dividido em cinco seções, incluindo a introdução. A seção 2 corresponde ao resumo da literatura econômica sobre a inclusão de preços de ativos na inflação, para fundamentar a hipótese de constituição do índice dinâmico de inflação. A seção 3 apresenta a discussão sobre função reação como instrumento para avaliar o desempenho da política monetária. Na seção 4, são apresentadas as especificações dos modelos utilizados para constituição do índice, os dados utilizados, os resultados e comentários sobre as estimativas da curva de Phillips Novo Keynesiana híbrida e função reação, os procedimentos estatísticos para constituição do índice dinâmico de inflação. A última seção apresenta as considerações finais sobre a importância de considerar preços de ativos financeiros na inflação e a análise comparativa sobre a eficiência desta variável e o índice oficial na função reação do banco central.

1. **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: onde é o bem i consumido no período t e 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:

, (1)

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:

, (2)

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

, (3)

Interpolando as equações (2) e (3) e considerando que seja conhecido, variações nos preços dos ativos incidem variações nos preços futuros:

, (4)

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 e da inflação dos preços dos ativos , o que possibilita constituir um índice de custo de vida inter-temporal:

, (5)

em que: α é o peso do índice de inflação convencional e (1- α) 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 preços[[3]](#footnote-4).

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.

1. **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 o processo de transmissão da monetária afeta a política monetária.

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.

Cabe mencionar o trabalho Minella, Freitas, Goldfajn & Muinhos (2002) em que estimaram uma função reação para o BCB, os resultados indicaram mudanças suaves da taxa de juros nominal, devido ao alto valor dos componentes auto-regressivos da taxa de juros. 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 significante. Além disto, os autores 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 a partir da estimativa de 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. Os resultados obtidos pelo autor apontam diferentes padrões de comportamento da política monetária. Anteriormente a adoção de regime de câmbio flexível, a taxa de juros respondia mais fortemente ao produto e às reservas cambiais. Após a transição do regime de câmbio a política monetária passou a dar maior ênfase aos desvios da meta em relação a expectativas de inflação, sendo mais intensa a partir de 2003.

1. **Especificação dos Modelos**

Neste artigo, pretende-se constituir o índice dinâmico de inflação a partir de uma forma alternativa que consiste em estimar a curva de Phillips Novo Keynesiana híbrida para avaliar o conteúdo informativo dos preços de ativos financeiros que podem transmitir à inflação. As especificações seguem:

, (6)

, (7)

, (8)

,

,

, (9)

,

,

em que: é a variação percentual do Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), é o operador de expectativas condicional dada informação disponível no período *t*, é o operado de 1° diferença, é o hiato do produto, é a série IBOVESPA utilizada como *proxy* para preço de ativos financeiros, é a variação percentual mensal da taxa de câmbio, corresponde a variação percentual do Índice de Preço do Produtor (PPI) dos EUA, 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; é a *dummy* utilizada para crise financeira em 2008, sendo valor unitário para setembro, outubro, novembro e dezembro daquele ano e nulo para demais períodos e o termo residual.

Além disto, será investigada a comparação entre o nível de eficiência do componente índice dinâmico de inflação ao índice de inflação através das estimativas de função reação baseado na versão *forward looking* da regra de Taylor. As especificações utilizadas são:

, (10)

, (11)

, (12)

em que: é a taxa de juros nominal, é a inflação em *t-1*, é o desvio entre expectativas inflacionárias e a sua meta, sendo o cálculo do algoritmo de desvio da meta de inflação é:, é o hiato do produto, é variações da taxa de câmbio real e sendo os parâmetros, respectivamente.

* 1. **Descrição das Variáveis e dos Dados**

O modelo da curva de Phillips Novo Keynesiana híbrida segue as especificações das equações (6), (7), (8) e (9). 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 de 2010[[4]](#footnote-5).

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 desssazonalizado. 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* (HP).

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[[5]](#footnote-6) utilizado com valor 14400.

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 () 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 obtida através do site: [www.ipeadata.gov.br](http://www.ipeadata.gov.br), sendo a série suavizada através do filtro (HP). A tabela a seguir, identifica as variáveis utilizadas. Por fim, será incluída uma variável binária 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.

Já a função reação baseada na versão *forward looking* da regra de Taylor segue as especificações das equações (10), (11) e (12). A periodicidade da análise é mensal[[6]](#footnote-7), 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 .

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 .

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 freqüência 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 calculo 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 desvio[[7]](#footnote-8). A variável taxa de câmbio real utilizada é obtida através da série taxa de câmbio comercial para venda: R$/ US$ – (média), deflacionada pelo IPCA.

* 1. **Análise Econométrica**

Inicialmente, aplicam-se os testes Dickey-Fuller ampliado (ADF) e o teste de Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) nas séries utilizadas, cujos resultados estão apresentados na tabela 1, concluindo-se que todas as séries podem ser consideradas estacionárias.

**Tabela 1 – Testes de Raiz Unitária**

|  |  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| **Teste ADF** | |  | | **Teste KPSS** | |  | |
| **Nível** | **tμ** | | **tμt** | | **LMμ** | | **LMμt** | |
| 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\* | |
|  | -9,310962\* | | -9,339065\* | | 0,100610 | | 0,065819 | |

Nota: Os testes ADF tem-se tμ com constante; tμt com constante e tendência linear; H0: presença de não estacionariedade da série; Ha:ausência de não estacionariedade da série. Rejeição de H0 em (\*1%);(\*\*5%),(\*\*\*10%). Todas as séries foram utilizadas a seleção automática de defasagens – Critério de Schwartz para o teste ADF. Enquanto o teste KPSS, tem-se LMμ com constante; LMμt com constante e tendência linear; H0: presença de estacionariedade da série; Ha: ausência de estacionariedade da série. Rejeição a H0 em (\*1%);(\*\*5%). Para todas as séries foi utilizada a Seleção Automática Newey-West *Bandwith* e o método de estimação espectral *Defaut* (Barlett kernel) para os testes KPSS e PP. Fonte: Elaboração própria.

Os resultados da estimação da CPNK híbrida pelos métodos OLS, GMM e KF, respectivamente, pelas equações (6’) e (7’), (6”) e (7”), (8) e (9) são apresentados na tabela 1. Pelo método Mínimos Quadrados Ordinários (OLS) foi necessário utilizar a correção do Erro-Padrão pelo método *Newey West* para a estimação da equação (6’). Os resultados da estimação pelo métodos dos Momentos Generalizados (GMM) foi realizada com base na utilização de matriz de ponderação para séries temporais (HAC). Além disto, a lista de instrumentos utilizada para estimar as equações (6”) e (7”) 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. Já, a estimativa das equações (7) e (8) pelo método Filtro de Kalman (KF) foi utilizado o algoritmo para otimização *Marquardt*[[8]](#footnote-9).

**Tabela 2 – Estimativa dos coeficientes de curto prazo da Curva de Phillips Novo Keynesiana híbrida**

|  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| **Variável dependente:** | **Coeficientes e Erro-Padrão** | | | | | |
| **Coeficientes** | **Equação 6’**  **(OLS)** | **Equação 7’**  **(OLS)** | **Equação 6”**  **(GMM)** | **Equação7”**  **(GMM)** | **Equação 8**  **(KF)** | **Equação 9**  **(KF)** |
|  | **-0,05127**  (0,13742) | **-0,07600**  (0,12507) | **-0,12177**  (0,09053) | **-0,13913**  (0,09946) | **-** | **-** |
|  | **0,37091\***  (0,09159) | **0,31085\*\***  (0,12507) | **0,41839\***  (0,08118) | **-0,13913\***  (0,09946) | **0,46032\***  (0,07647) | **0,42447\***  (0,07112) |
|  | **1,26733\***  (0,40028) | **1,20553\*\***  (0,55703) | **1,34150\***  (0,32547) | **1,32786\***  (0,37349) | **2,086822\***  (0,28702) | **2,025672\***  (0,29056) |
|  | **-0,14413\*\***  (0,07710) | **-** | **-0,10353\*\***  (0,04955) | **-** | **-0,06977**  (0,05287) | **-** |
|  | **0,50189**  (0,61953) | **0,48944**  (0,50952) | **0,12560**  (0,26928) | **0,024320**  (0,286277) | **-** | **-** |
|  | **-0,04142\*\*\***  (0,02186) | **-0,03666\*\*\***  (0,02177) | **-0,03644\*\***  (0,01613) | **-0,03529\*\***  (0,01736) | **-0,06471\*\***  (0,03092) | **-0,06319\*\***  (0,03080) |
|  | **0,02596\***  (0,00605) | **0,02744\***  (0,00747) | **0,02943\***  (0,00545) | **0,02748\***  (0,00527) | **0,029827\***  (0,005134) | **0,030493\***  (0,005177) |
|  | **0,68661\***  (0,19579) | **0,59663\***  (0,23961) | **0,62829\***  (0,12694) | **0,61715\***  (0,13006) | **-** | **-** |
|  | **-0,39290\***  (0,13269) | **-0,39246\***  (0,10215) | **-0,31696\***  (0,08817) | **-0,36982\***  (0,06904) | **-0,52125\***  (0,15857) | **-0,52513\***  (0,16167) |
| **\*** | **-** | **-** | **-** | **-** | **-0,371891\***  (0,059099) | **5,228131\***  (0,060697) |
| **\*** | **-** | **-** | **-** | **-** | **-0,359375\***  (0,057782) | **5,215616\***  (0,059267) |
|  | 0,68909 | 0,68178 | 0,68064 | 0,67351 | **-** | **-** |
| Log de Verossimilhança |  |  | -13,88849 | -22,11234 |  |  |
| Estatística- H | - | - | 6,6728 | 6,9194 | - | - |
| **Critérios** |  |  |  |  |  |  |
| AIC | 0,0513 | 0,0580 | - | - | 0,3709 | 0,4892 |
| SC | 0,2626 | 0,2448 | - | - | 0,5588 | 0,5556 |
| RMSE | 0,2300 | 0,2329 | 0,2334 | 0,2362 | 0,7633 | 0,7674 |

Nota: Erro-Padrão em parênteses. (\*1%), (\*\*5%), (\*\*\*10%) indicam a significância do coeficiente em nível. A estatística Hansen (H) para as equações (6”) e (7”), respectivamente, segue distribuição com 8 graus de liberdade e 9 graus de liberdade. Método de Estimação para equação (5”): GMM-HAC, com Kernel **Bartlett**, Bandwidth: *Fixed* (4). Método de Estimação para equação (7”): GMM-HAC, com Kernel *Bartlett*, Bandwidth *Fixed* (4). \*Estimadas pelo Filtro de Kalman, os coeficientes que mensuram o Estado Final das variáveis hiato de produto e produto potencial, respectivamente, sendo 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 AIC,SC,RMSE melhor o modelo.

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, 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* por parte da autoridade monetária, indicando que, durante o período analisado, a expectativa de inflação exerceu o papel de balizador das expectativas dos agentes econômicos e, dessa forma, contribuiu para diminuir as incertezas inerentes à inflação ao longo desse curto período de estabilidade monetária brasileira. 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 pelos três métodos utilizados.

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) pode melhorar a eficiência da política monetária. Vale lembrar que os testes estatísticos sobre o resíduo da equação estimada pelo método OLS e selecionada para constituir o índice ampliado indicam que o resíduo apresenta bem comportado, mais detalhes ver em anexo I.

* 1. **Constituição do Índice Dinâmico de Inflação**

A seleção dos modelos para constituir o índice dinâmico de inflação em que são retirados os pesos das *proxies* preços de ativos financeiros e inflação é efetuada através dos critérios: critérios dos sinais esperados, significância estatística dos regressores, minimização da estatística de *Akaike* (CIA), *Schwarz* (SC) e Raiz do Erro Quadrático Médio (RMSE). Desta forma, os modelos selecionados para cada um dos métodos utilizados foram as equações (6’), (6”) e (9).

Com base nessas considerações, a ponderação utilizada para constituir o índice dinâmico de inflação obtida pela relação , em que corresponde à inflação no período anterior período e corresponde ao preço de ativos financeiros é apresentado na tabela 2.

**Tabela 3 – Ponderação das Variáveis pelos diferentes Métodos**

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
| **Variáveis** | **Peso (OLS)** | **Peso (GMM)** | **Peso (KF)** |
|  | 92,55668 | 93,47293 | 87,04226 |
|  | 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 1 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 2 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 emergentes[[9]](#footnote-10).

**Figura 1 – Hiato entre o índice de inflação e índice dinâmico de inflação com diferentes ponderações**





Fonte: Elaboração própria.

**Figura 2 – Comparação entre o hiato o índice oficial e o índice dinâmico de inflação com diferentes ponderações**



Fonte: Elaboração própria.

* 1. **Função Reação do Banco Central**

Antes de serem efetuadas as estimativas da função reação do banco central, foram aplicados os testes Dickey-Fuller ampliado (ADF) e o teste de Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) nas séries utilizadas. Os resultados são apresentados na tabela 4, sendo que todas as séries podem ser consideradas estacionárias[[10]](#footnote-11).

**Tabela 4 – Testes de Raiz Unitária**

|  |  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| **Teste ADF** | |  | | **Teste KPSS** | |  | |
| **Nível** | **tμ** | | **tμt** | | **LMμ** | | **LMμt** | |
| Meta Selic  IPCA  DESVIO  HIATO  E | -2,358395  -5,293250\*  -5,308852\*  -5,307007\*  -5,321659\*  -3,608056\*  -3,717697\*  -3,704837\*  -3,805096\*  -3,542903\*  -7,228817\* | | -3,798301\*\*  -5,417414\*  -5,432338\*  -5,430583\*  -5,444448\*  -4,919468\*  -5,056637\*  -5,040940\*  -5,158925\*  -3,501213\*\*  -7,309241\* | | 0,994280\*  0,416986\*\*\*  0,417537\*\*\*  0,417479\*\*\*  0,417889\*\*\*  0,482162\*\*  0,473788\*\*  0,475092\*\*  0,461814\*\*  0,084708  0,236616 | | 0,177024\*\*  0,078713  0,077693  0,077811  0,076907  0,085688  0,079872  0,080559  0,074422  0,082433  0,062410 | |

Nota: Os testes ADF tem-se tμ com constante; tμt com constante e tendência linear; H0: presença de não estacionariedade da série; Ha:ausência de não estacionariedade da série. Rejeição de H0 em (\*1%);(\*\*5%),(\*\*\*10%). Todas as séries foram utilizadas a seleção automática de defasagens – Critério de Schwartz para o teste ADF. Enquanto o teste KPSS, tem-se LMμ com constante; LMμt com constante e tendência linear; H0: presença de estacionariedade da série; Ha: ausência de estacionariedade da série. Rejeição a H0 em (\*1%);(\*\*5%). Para todas as séries foi utilizada a Seleção Automática Newey-West *Bandwith* e o método de estimação espectral *Defaut* (Barlett kernel) para os testes KPSS e PP. Fonte: Elaboração própria.

Os resultados da estimação da função reação pelos métodos OLS, GMM e KF, respectivamente, pelas equações (10’) e (11’), (10”) e (11”), (12) são apresentados na tabela 3. Pelo método Mínimos Quadrados Ordinários (OLS) foi necessário utilizar a correção do Erro-Padrão pelo método *Newey West* para a estimação das equações. Os resultados da estimação pelo métodos dos Momentos Generalizados (GMM) foi realizada com base na utilização de matriz de ponderação para séries temporais (HAC). Além disto, a lista de instrumentos utilizada para estimar as equações (9”) e (10”) são: A lista de variáveis instrumentais[[11]](#footnote-12) utilizadas para estimar as equações (9”a), (9”b), (9”c) e (9”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. Já, a estimativa das equações (11) pelo método Filtro de Kalman (KF) foi utilizado o algoritmo para mazimização *Marquardt*.

**Tabela 5 – Estimativa dos coeficientes da função reação do banco central**

|  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| **Variável dependente:** | **Coeficientes e Erro-Padrão** | | | | | | **Estado Final e Raiz do MSE** | | | | | | |  |  | | **Critérios** | | |
| **Modelos** |  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |  | L. Verossimilhança | Est.H | AIC | SC | RMSE |
| **Eq. 10’a**  **(OLS)** | **0,94\*\*\***  (0,49) | **0,90\***  (0,03) | **0,04\***  0,01) | **0,24\***  (0,09) | **-0,02**  (0,04) | **0,06\*\*\***  (0,04) | - | - | - | - | - | - | - | 0,95 | -178,27 | - | 2,75 | 2,88 | 0,915 |
| **Eq. 10’b**  **(OLS)** | **0,90\*\*\***  (0,48) | **0,90\***  (0,03) | **0,05\***  (0,01) | **0,27\***  (0,10) | **-0,02**  (0,10) | **0,07\*\*\***  (0,04) | - | - | - | - | - | - | - | 0,95 | -178,09 | - | 2,747 | 2,877 | 0,914 |
| **Eq. 10’c**  **(OLS)** | **0,91\*\*\***  (0,48) | **0,90\***  (0,03) | **0,05\***  (0,01) | **0,27\***  (0,09) | **-0,02**  (0,04) | **0,07\*\*\***  (0,04) | - | - | - | - | - | - | - | 0,95 | -178,11 | - | 2,748 | 2,877 | 0,914 |
| **Eq. 10’d**  **(OLS)** | **0,87\*\*\***  (0,46) | **0,90\***  (0,03) | **0,05\***  (0,01) | **0,29\***  (0,10) | **-0,03**  (0,04) | **0,07\*\*\***  (0,04) | - | - | - | - | - | - | - | 0,95 | -178,03 | - | 2,746 | 2,875 | 0,913 |
| **Eq. 11’a**  **(OLS)** | **6,52\*\***  (2,67) | **0,93\***  (0,02) | **1,02\*\***  (0,40) | **1,94\*\*\***  (0,99) | **0,17**  (0,41) | **0,69\*\*\***  (0,40) | - | - | - | - | - | - | - | 0,98 | -112,51 | - | 1,768 | 1,898 | 0,56 |
| **Eq. 11’b**  **(OLS)** | **5,99\*\***  (2,72) | **0,93\***  (0,02) | **1,11\***  (0,41) | **2,16\*\***  (1,08) | **0,12**  (0,40) | **0,70\*\*\***  (0,40) | - | - | - | - | - | - | - | 0,98 | -112,18 | - | 1,763 | 1,893 | 0,558 |
| **Eq. 11’c**  **(OLS)** | **6,06\***  (2,03) | **0,93\***  (0,01) | **1,09\***  (0,25) | **2,14\***  (0,74) | **0,12**  (0,33) | **0,70\***  (0,22) | - | - | - | - | - | - | - | 0,98 | -112,22 | - | 1,764 | 1,894 | 0,559 |
| **Eq. 11’d**  **(OLS)** | **5,48\*\***  (2,76) | **0,93\***  (0,02) | **1,19\***  (0,43) | **2,34\*\***  (1,16) | **0,08**  (0,40) | **0,71\*\*\***  (0,39) | - | - | - | - | - | - | - | 0,98 | -111,99 | - | 1,761 | 1,89 | 0,558 |
| **Eq. 10”a**  **(GMM)** | **0,98\***  (0,24) | **0,90\***  (0,01) | **0,03\*\***  (0,01) | **0,22\***  (0,04) | **0,02**  (0,02) | **0,05\*\***  (0,02) | - | - | - | - | - | - | - | 0,98 | - | 5,30 | - | - | 0,59 |
| **Eq. 10”b**  **(GMM)** | **0,85\***  (0,22) | **0,91\***  (0,01) | **0,04\***  (0,01) | **0,25\***  (0,05) | **0,01**  (0,02) | **0,05\*\***  (0,02) | - | - | - | - | - | - | - | 0,98 | - | 4,96 | - | - | 0,58 |
| **Eq. 10”c**  **(GMM)** | **0,86\***  (0,22) | **0,91\***  (0,01) | **0,04\***  (0,01) | **0,25\***  (0,05) | **0,01**  (0,02) | **0,05\*\***  (0,02) | - | - | - | - | - | - | - | 0,98 | - | 4,93 | - | - | 0,582 |
| **Eq. 10”d**  **(GMM)** | **0,83\***  (0,20) | **0,91\***  (0,01) | **0,04\***  (0,01) | **0,29\***  (0,06) | **-0,0007**  (0,02) | **0,05\*\***  (0,02) | - | - | - | - | - | - | - | 0,98 | - | 5,20 | - | - | 0,585 |
| **Eq. 11”a**  **(GMM)** | **9,04\***  (0,89) | **0,90\***  (0,01) | **0,71\***  (0,14) | **2,06\***  (0,49) | **0,36**  (0,23) | **0,49\*\***  (0,21) | - | - | - | - | - | - | - | 0,98 | - | 5,97 | - | - | 0,568 |
| **Eq. 11”b**  **(GMM)** | **9,97\***  (1,11) | **0,91\***  (0,01) | **0,50\***  (0,18) | **2,83\***  (0,76) | **0,26**  (0,33) | **0,61\*\***  (0,29) | - | - | - | - | - | - | - | 0,98 | - | 5,73 | - | - | 0,566 |
| **Eq. 11”c**  **(GMM)** | **9,98\***  (1,12) | **0,91\***  (0,03) | **0,50\***  (0,17) | **2,76\***  (0,74) | **0,28**  (0,34) | **0,61\*\***  (0,29) | - | - | - | - | - | - | - | 0,98 | - | 5,69 | - | - | 0,565 |
| **Eq. 11”d**  **(GMM)** | **10,02\***  (1,13) | **0,91\***  (0,02) | **0,48\*\***  (0,20) | **3,42\***  (0,90) | **0,11**  (0,33) | **0,68\*\***  (0,31) | - | - | - | - | - | - | - | 0,98 | - | 6,38 | - | - | 0,571 |
| **Eq. 12 a**  **(KF)** | **-0,0003**  (0,0002) | - | - | - | - | - | **-867,8\*\*\***  (495,95) | **0,94\***  (0,01) | **0,06\***  (0,009) | **0,09\*\***  (0,04) | **0,01**  (0,02) | **0,04\***  (0,01) | **-1,18\***  (0,08) | - | -165,50 | - | 2,5 | 2,543 | 0,54 |
| **Eq. 12b**  **(KF)** | **-0,0003**  (0,0002) | - | - | - | - | - | **877,2\*\*\***  (479,16) | **0,94\***  (0,01) | **0,06\***  (0,01) | **0,10\*\***  (0,04) | **0,01**  (0,02) | **0,04\***  (0,01) | **-1,18\***  (0,05) | - | -165,32 | - | 2,497 | 2,54 | 0,54 |
| **Eq. 12c**  **(KF)** | **-0,0003**  (0,0002) | - | - | - | - | - | **875,9\*\*\***  (480,88) | **0,94\***  (0,01) | **0,06\***  (0,01) | **0,10\***  (0,04) | **0,01**  (0,02) | **0,04\***  (0,01) | **-1,18\***  (0,16) | - | -165,34 | - | 2,497 | 2,54 | 0,54 |
| **Eq.12d**  **(KF)** | **-0,0004**  (0,0002) | - | - | - | - | - | **-883,9\*\*\***  (467,50) | **0,94\***  (0,01) | **0,07\***  (0,01) | **0,11\***  (0,05) | **0,01**  (0,02) | **0,04\***  (0,01) | **-1,18\***  (0,05) | - | -165,19 | - | 2,495 | 2,538 | 0,539 |

Nota: Erro-Padrão em parênteses. (\*1%), (\*\*5%), (\*\*\*10%) indicam a significância do coeficiente em nível. A estatística Hansen (H) para as equações (10”) e (11”), respectivamente, segue distribuição com 8 graus de liberdade. Método de Estimação para equação (9”): GMM-HAC, com Kernel Quadrático, Bandwidth: NW.Os coeficiente estimadas pelo filtro de Kalman são obtidos recursivamente, sendo a Raiz do Erro Quadrático Médio em parênteses. . (\*1%),(\*\*5%) e (\*\*\*10%) indicam a significância do coeficiente em nível aplicada a Estatística-z. Quanto menores a magnitude dos valores dos critérios AIC,SC,RMSE melhor o modelo.

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 em que incorpora preço de ativos financeiros. 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. Não obstante, os testes estatísticos sobre os resíduos das equações estimadas pelo método OLS indicam que o resíduo apresenta bem comportado, mais detalhes ver em anexo I.

Após a análise dos modelos econométricos, foi verificado que tanto as equações (10’d), (11’d) e (12d) que utilizaram a ponderação pelo método de Filtro de Kalman quanto as equações (10”c) e (11”c) que utilizaram a ponderação pelo método de Momentos Generalizados para a construção do índice dinâmico de inflação e desvio amplo da meta de inflação apresentaram os melhores ajustes econométricos. Entretanto, pelos métodos OLS, GMM 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 das equações (10”a), (10”b) e (10”c), 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 vide o anexo II.

Além disto, foi realizada a comparação entre os modelos mais ajustados, os resultados indicam que a especificação com base nas equações (11’d), (10”c), (11”c) e (12d) em relação à equação (10’d) apresentam melhor previsão da taxa de juros. Entretanto, não se descarta a possibilidade de igualdade de previsão da taxa de juros entre as equações estimadas pelo método GMM e KF. Mais detalhes ver em anexo II.

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 que preço de ativos financeiros incorporado na inflação melhora a mensuração da inflação e, desta forma, contribui para tornar mais eficiente o manuseio da taxa de juros por parte da autoridade monetária. Entretanto, em relação aos próximos passos da pesquisa neste tema, pretende-se incluir outra variável como exemplo, preço de ativos imobiliários para avaliar se a construção de índice agregado de inflação apresenta maior eficiência preditiva da taxa de juros Selic do que o índice oficial.

1. **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 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. Conseqüentemente, 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, aquele que foi ponderado 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, n °100, October, 2005.

ALCHIAN, A. A., KLEIN, B. On a Correct Measure of Inflation. **Journal of Money, Credit and Banking**, Columbus, v.1, n°5, pp. 173-191, 1973

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

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 Willian C. Hunter, George G. Kaufman and Michael Pomerleano (eds.), **Asset Price Bubbles: Implications for Monetary, Regulatory, and International Policies,** Cambridge, pp. 277-290, 2003

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

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. **Procedings**. Stanford University, March 2001.

HENRY, O., OLEKALNS, N., THONG, J. Do stock markets returns predict changes to output? **Empirical Economics,** Vienna, v.29, n°3, 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, n° 1, pp. 1-16, 1997.

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA. Disponível a partir de 20/12/2010 em: <www.ipeadata.gov.br.>

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.

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.

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.

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.

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

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

**Anexo I – Comportamento do Resíduo dos Modelos Selecionados**

**Tabela 6 – Teste para o Resíduo (equação 6’)**

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
| **Teste** | **Distribuição** | **Valor** | **p-valor** |
| ARCH  ARCH  ARCH  ARCH  LM- BG  LM-BG  RESET  RESET | F(1,115)  F(2,113)  F(3,111)  F(4,109)  F(1,108)  F(2,107)  F(1,108)  F(2,107) | 0,038476  1,877798  1,817270  1,446899  0,155008  0,456593  1,126045  0,575253 | [0,8448]  [0, 1577]  [0,1481]  [0,2235]  [0,6946]  [0,6347]  [0,2910]  [0,5643] |

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

**Tabela 7 – Teste para o Resíduo (equação 10’d)**

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
| **Teste** | **Distribuição** | **Valor** | **p-valor** |
| ARCH  ARCH  ARCH  ARCH | F(1,131)  F(2,129)  F(3,127)  F(4,125) | 0,182157  0,141802  0,202812  0,150767 | [0,6702]  [0,8679]  [0,8943]  [0,9623] |
| LM- BG  LM-BG  RESET  RESET | F(1,127)  F(2,126)  F(1,127)  F(2,126) | 0,006772  1,018493  9,148222  6,094683 | [0,9345]  [0,3641]  [0,0030]  [0,0030] |

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

**Tabela 8 – Teste para o Resíduo (equação 11’d)**

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
| **Teste** | **Distribuição** | **Valor** | **p-valor** |
| ARCH  ARCH  ARCH  ARCH | F(1,131)  F(2,129)  F(3,127)  F(4,125) | 0,098706  0,112667  0,292487  0,216398 | [0,7539]  [0,8935]  [0,8308]  [0,9289] |
| LM- BG  LM-BG | F(1,127)  F(2,126) | 0,095155  0,774471 | [0,7582]  [0,4631] |

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

**Anexo II – Avaliação da Eficiência das Estimativas de função reação**

**Tabela 9 – Teste Diebold-Mariano para dentro da amostra (OLS)**

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| **Modelos** | **Estatística S(1) e valores de probabilidade para hipótese nula** | | | |
|  | **Equação 10’a** | **Equação 10’b** | **Equação 10’c** | **Equação 10’d** |
| **Equação 10’a** |  | 0,5372  (0,7386) | 0,5582  (0,5767) | 0,3964  (0,6918) |
| **Equação 10’b** | -0,5372  (0,5911) |  | -0,3976  (0,6909) | 0,2294  (0,8186) |
| **Equação 10’c** | -0,5582  (0,5767) | 0,3976  (0,6909) |  | 0,252  (0,8010) |
| **Equação 10’d** | -0,3964  (0,6918) | -0,2294  (0,8186) | -0,252  (0,8010) |  |

Nota: As hipóteses do teste são: H0: igualdade de eficiência das previsões de dois modelos competidores; Ha: ausência de igualdade de eficiência das previsões entre os modelos competidores. Fonte: Elaboração própria com base no *software* Stata.

**Tabela 10 – Teste Diebold-Mariano para dentro da amostra (OLS)**

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| **Modelos** | **Estatística S(1) e valores de probabilidade para hipótese nula** | | | |
|  | **Equação 11’a** | **Equação 11’b** | **Equação 11’c** | **Equação 11’d** |
| **Equação 11’a** |  | 0,6474  (0,5174) | 0,6596  (0,5095) | 0,561  (0,5748) |
| **Equação 11’b** | -0,6474  (0,5174) |  | -0,5643  (0,5726) | 0,4518  (0,6514) |
| **Equação 11’c** | -0,6595  (0,5095) | 0,5643  (0,5726) |  | 0,4674  (0,6402) |
| **Equação 11’d** | 0,561  (0,5748) | -0,4518  (0,6514) | -0,4674  (0,6402) |  |

Nota: As hipóteses do teste são: H0: igualdade de eficiência das previsões de dois modelos competidores; Ha: ausência de igualdade de eficiência das previsões entre os modelos competidores. Fonte: Elaboração própria com base no *software* Stata.

**Tabela 11 – Teste Diebold-Mariano para dentro da amostra (GMM)**

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| **Modelos** | **Estatística S(1) e valores de probabilidade para hipótese nula** | | | |
|  | **Equação 10”a** | **Equação 10”b** | **Equação 10”c** | **Equação 10”d** |
| **Equação 10”a** |  | 1,838\*\*  (0,0661) | 2,449\*\*  (0,0143) | 0,5672  (0,5706) |
| **Equação 10”b** | -1,838\*\*  (0,0661) |  | 0,4838  (0,6286) | -0,6079  (0,5433) |
| **Equação 10” c** | -2,449  (0,0143) | -0,4838  (0,6286) |  | -0,5924  (0,5536) |
| **Equação 10”d** | -0,5672  (0,5706) | 0,6079  (0,5433) | 0,5924  (0,5536) |  |

Nota: As hipóteses do teste são: H0: igualdade de eficiência das previsões de dois modelos competidores; Ha: ausência de igualdade de eficiência das previsões entre os modelos competidores. Fonte: Elaboração própria com base no *software* Stata.

**Tabela 12 – Teste Diebold-Mariano para dentro da amostra (GMM)**

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| **Modelos** | **Estatística S(1) e valores de probabilidade para hipótese nula** | | | |
|  | **Equação 11”a** | **Equação 11”b** | **Equação 11”c** | **Equação 11”d** |
| **Equação 11”a** |  | 0,0963  (0,9233) | 0,1207  (0,9039) | -0,081  (0,9354) |
| **Equação 11”b** | -0,963  (0,9233) |  | 0,753  (0,4515) | -0,5015  (0,6160) |
| **Equação 11”c** | -0,1207  (0,9039) | -0,753  (0,4515) |  | -0,5195  (0,6033) |
| **Equação 11”d** | -0,081  (0,9354) | 0,5015\*  (0,6160) | 0,5196  (0,6033) |  |

Nota: Erro-Padrão em parênteses. (\*1%) indica a significância do coeficiente em nível. As hipóteses do teste são: H0: igualdade de eficiência das previsões de dois modelos competidores; Ha: ausência de igualdade de eficiência das previsões entre os modelos competidores. Fonte: Elaboração própria com base no *software* Stata.

**Tabela 13 – Teste Diebold-Mariano para dentro da amostra (KF)**

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| **Modelos** | **Estatística S(1) e valores de probabilidade para hipótese nula** | | | |
|  | **Equação 12a** | **Equação 12b** | **Equação 12c** | **Equação 12d** |
| **Equação 12a** |  | 0,2967  (0,7667) | 0,3074  (0,7585) | 0,2192  (0,8265) |
| **Equação 12b** | -0,2967  (0,7667) |  | -0,2196  (0,8262) | 0,1307  (0,8960) |
| **Equação 12c** | -0,3074  (0,7585) | 0,2196  (0,8262) |  | 0,1416  (0,8874) |
| **Equação 12d** | -0,2192  (0,8265) | -0,1307  (0,896) | -0,1416  (0,8874) |  |

Nota: As hipóteses do teste são: H0: igualdade de eficiência das previsões de dois modelos competidores; Ha: ausência de igualdade de eficiência das previsões entre os modelos competidores. Fonte: Elaboração própria com base no *software* Stata.

**Tabela 14 – 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. 10’d (OLS)** | **Eq. 11’d (OLS)** | | **Eq. 10”c (GMM)** | **Eq. 11”c (GMM)** | **Eq.12d (KF)** |
| **Eq. 10’ d (OLS)** |  | 3,508\*  (0,0005) | | 3,717\*  (0,0002) | 2,738\*  (0,0062) | 2,409\*\*  (0,0160) |
| **Eq. 11’d (OLS)** | -3,508\*  (0,0005) |  | | -1,848\*\*\*  (0,0645) | -0,3873  (0,6985) | 0,5236  (0,6005) |
| **Eq.10”c (GMM)** | -3,717\*  (0,0002) | 1,848\*\*\*  (0,0645) | |  | 0,7448  (0,4564) | 0,9772  (0,3284) |
| **Eq.11”c (GMM)** | -2,738\*  (0,0062) | 0,3873  (0,6985) | | -0,7448  (0,4564) |  | 1,087  (0,277) |
| **Eq.12d (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: H0: igualdade de eficiência das previsões de dois modelos competidores; Ha: ausência de igualdade de eficiência das previsões entre os modelos competidores. Fonte: Elaboração própria com base no *software* Stata.

1. Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal de Santa Catarina. [↑](#footnote-ref-2)
2. Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal de Santa Catarina. [↑](#footnote-ref-3)
3. Mais detalhes ver em BRYAN, CECCHETTI, O’SULLIVAN (2003). [↑](#footnote-ref-4)
4. 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. [↑](#footnote-ref-5)
5. O leitor mais interessado poderá ver mais detalhes em HODRICK & PRESCOTT(1997). [↑](#footnote-ref-6)
6. A variável Expectativas de Inflação obtida pelo Relatório de Inflação foi interpolada pelo método *Cubic-match last* através do software *Eviews* para converter a série trimestral em mensal. [↑](#footnote-ref-7)
7. 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. [↑](#footnote-ref-8)
8. A *dummy* de transição para o governo Lula foi excluída das estimações, pois os resultados das equações estimadas não apresentaram ajustes econométricos satisfatórios. [↑](#footnote-ref-9)
9. Mais detalhes sobre a construção do índice de preços imobiliários ver ZYLBERSTAJN & ZYLBERSTAJN (2010). [↑](#footnote-ref-10)
10. O resultado apresentado na tabela 4 identifica presença de raiz unitária na variável taxa de juros sendo necessária a correção pelo método de 1°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. [↑](#footnote-ref-11)
11. Nas equações (10”b), (10”c), (10”d), (11”a), (11”b), (11”c) e (11”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. [↑](#footnote-ref-12)