

**FUNDAÇÃO GETÚLIO VARGAS
ESCOLA DE ECONOMIA DE SÃO PAULO**

ERIC UOYA HATISUKA

**TÍTULOS PÚBLICOS INDEXADOS À INFLAÇÃO E A
ANCORAGEM DAS EXPECTATIVAS NO BRASIL**

SÃO PAULO

2011

ERIC UOYA HATISUKA

**TÍTULOS PÚBLICOS INDEXADOS À INFLAÇÃO E A
ANCORAGEM DAS EXPECTATIVAS NO BRASIL**

Dissertação apresentada à Escola de Economia
de São Paulo da Fundação Getúlio Vargas,
como requisito para obtenção do título de
Mestre em Economia

Campo de Conhecimento:
Economia e Finanças

Orientador:
Prof. Dr. Ricardo Ratner Rochman

SÃO PAULO

2011

Hatisuka, Eric Uoya.

Títulos públicos indexados à inflação e a ancoragem das expectativas no Brasil.
/ Eric Uoya Hatisuka. - 2011.
62 f.

Orientador: Ricardo Ratner Rochman.

Dissertação (MPFE) - Escola de Economia de São Paulo.

1. Inflação - Brasil. 2. Títulos públicos - Brasil. 3. Política monetária - Brasil. I.
Rochman, Ricardo Ratner. II. Dissertação (MPFE) - Escola de Economia de São
Paulo. III. Título.

CDU 336.748.12(81)

ERIC UOYA HATISUKA

**TÍTULOS PÚBLICOS INDEXADOS À INFLAÇÃO E A
ANCORAGEM DAS EXPECTATIVAS NO BRASIL**

Dissertação apresentada à Escola de Economia
de São Paulo da Fundação Getúlio Vargas,
como requisito para obtenção do título de
Mestre em Economia

Data da Aprovação:
30 / 01 / 2012

Banca Examinadora:

Prof. Dr. Ricardo Ratner Rochman (orientador)
EESP / FGV

Prof. Dr. Emerson Fernandes Marçal
EESP / FGV

Prof. Dr. Michael Viriato Araújo
INSPER

SÃO PAULO

2011

AGRADECIMENTOS

Aos meus pais, Mário e Elza, pelo suporte incondicional à educação em nossa família.

À Roberta, pelo apoio e o amor destes felizes anos juntos.

Aos meus irmãos e aos meus amigos de Garça, da UNICAMP e FGV, pelos caminhos percorridos juntos.

Aos professores da FGV, pelos ensinamentos e pela rica troca de ideias.

Aos colegas de Itaú, Porto Seguro, BES e Santander, pelos debates e pela paciência.

RESUMO

O objetivo deste trabalho é investigar a ancoragem das expectativas de inflação de longo prazo no Brasil, medidas por intermédio das taxas de inflação implícitas nos títulos indexados ao IPCA.

Para isso, são extraídas as curvas de juros reais e nominais dos preços do mercado secundário de títulos públicos, e uma vez de posse destes valores, são calculadas as taxas de inflação implícitas observadas diariamente no mercado brasileiro.

Utilizando um modelo simples, estimado por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) robusto, testa-se a sensibilidade de alguns vértices das taxas de inflação implícita em relação às variações mensais de indicadores macroeconômicos relevantes para a trajetória de curto prazo da inflação e política monetária.

Desta maneira, pretende-se avaliar se o comportamento da inflação implícita nos preços de mercado dos títulos públicos pode oferecer evidências de que as expectativas estão bem ancoradas no Brasil, no âmbito do regime de metas de inflação.

Palavras-chave: títulos públicos indexados à inflação, inflação implícita, ancoragem das expectativas, regime de metas para inflação, política monetária.

ABSTRACT

This work aims to investigate the anchoring of the long term inflation expectations in Brazil, as measured by the break even inflation rates in the IPCA-indexed bonds.

On that matter, the nominal and real daily yield curves are calculated from the prices observed in the market, and then, used to generate the break even inflation rate yield curve.

Using a simple model, estimated by robust OLS, some vertices of the inflation compensation are tested over the monthly releases of economic data, important to the short term course of inflation and monetary policy.

Thus, it is intended to assess whether the behavior of the long term inflation compensation provides evidence that the inflation expectations are well anchored in Brasil, under the inflation targeting regime.

Key-words: inflation indexed bonds, break even inflation rate, expectations anchoring, inflation targeting regime, monetary policy.

SUMÁRIO

1. INTRODUÇÃO.....	9
2. REVISÃO DA LITERATURA.....	11
2.1 Regime de Metas Para Inflação e Ancoragem das Expectativas.....	15
2.2 Títulos Públicos Indexados à Inflação.....	20
3. METODOLOGIA.....	24
3.1 Curva de Inflação Implícita.....	26
3.2 Inflação Implícita a Termo (<i>Forward</i>).....	29
3.3 Dados Macroeconômicos de Curto Prazo.....	32
3.4 Modelo.....	34
3.5 Estatísticas Descritivas da Amostra.....	35
4. DISCUSSÃO DE RESULTADOS	40
4.1 Surpresa Padronizada dos Indicadores Macroeconômicos.....	41
4.2 Série Original das Variações Mensais dos Indicadores.....	47
4.3 Ancoragem das Expectativas de Inflação.....	50
5. CONCLUSÃO.....	53
6. REFERÊNCIAS.....	54
7. ANEXOS.....	56

1. INTRODUÇÃO

O regime de metas para inflação representou a inovação recente mais importante no instrumental dos bancos centrais. Isto porque, ao incorporar o papel das expectativas de inflação nos canais de transmissão da política monetária, o regime de metas para inflação permitiu à autoridade monetária o manejo bem sucedido da inflação, com menores custos em termos de atividade econômica (Mishkin, 2007).

Svensson (2010) mostra que sob o regime de metas para inflação, várias economias mundiais, tanto desenvolvidas quanto emergentes, vivenciaram períodos relativamente longos de prosperidade, com inflação controlada e baixa volatilidade do produto.

A chave para a eficácia deste sistema é a ancoragem das expectativas inflacionárias de longo prazo dos agentes, pois quando bem sucedida, esta ancoragem permite que o banco central trate choques exógenos na economia com maior flexibilidade e baixa probabilidade de persistência inflacionária (Svensson, 2010).

Portanto, um problema interessante é exatamente a determinação das propriedades das expectativas de inflação de longo prazo, suas condições de ancoragem e os valores observados para este fenômeno.

Existem pelo menos duas maneiras de se medir as expectativas inflacionárias dos agentes. Uma delas é através de pesquisas (*surveys*), onde entrevistados qualificados (profissionais do mercado financeiro e da área de orçamento das empresas) indicam a inflação esperada (projetada) para vários horizontes relevantes.

Uma outra maneira, é por meio da apuração da taxa de compensação pela inflação, isto é, a taxa de inflação implícita nos preços dos ativos financeiros. Esta medida é calculada deduzindo-se os valores das taxas de retorno (*yield to maturity*) dos títulos indexados à inflação em relação às taxas de retorno dos títulos prefixados de maturidades equivalentes. A diferença entre estas taxas é chamada de “compensação pela inflação” ou “inflação implícita” e também é conhecida como *Break Even Inflation Rate*.

Sob condições particulares, as quais serão abordadas com maiores detalhes na seção 2, é possível que se utilize as taxas de inflação implícitas nos preços dos ativos financeiros como representantes legítimos das expectativas dos agentes para a trajetória futura da inflação.

Neste trabalho, serão utilizadas as taxas de inflação implícita extraídas dos preços dos títulos públicos para identificar se as expectativas de inflação de longo prazo estão bem ancoradas no contexto do regime de metas para a inflação no Brasil.

Os testes aqui realizados baseiam-se na metodologia elaborada por Gürkaynak, Levin e Swanson (2010), que em seu estudo, analisam a ancoragem das expectativas de inflação nos Estados Unidos, Reino Unido e Suécia.

Como medida das expectativas inflacionárias de longo prazo, utilizaremos as taxas de inflação implícita *a termo* entre os prazos T e $T+1$ à frente do instante da observação, em t_0 . Desta forma, espera-se chegar a uma referência de expectativa de inflação menos relacionada à dinâmica de curto prazo da economia (Gürkaynak, Levin e Swanson, 2010).

Para o objetivo deste trabalho, serão consideradas como longo prazo, as taxas de inflação implícita *a termo* entre 3 e 7 anos e entre 4 e 8 anos no Brasil. Para comparação com trabalho de Gürkaynak, Levin e Swanson (2010), que utiliza a taxa de inflação implícita *a termo* entre 1 e 10 anos, também será testada a maturidade *a termo* entre 1 a 8 anos, por ser o vértice que mais se assemelha a esta estrutura de prazo no Brasil.

Segundo Gürkaynak, Levin e Swanson (2010), a ancoragem das expectativas inflacionárias pode ser caracterizada pela resposta da taxa de inflação implícita à divulgação dos indicadores macroeconômicos relevantes para a trajetória de curto prazo da inflação e política monetária.

Assim, ao se testar como a taxa de inflação implícita de longo prazo reage à informação contida nos indicadores macroeconômicos divulgados, é possível identificar, através da análise da sensibilidade desta resposta, se as expectativas de inflação encontram-se bem ancoradas, no âmbito do regime de metas para a inflação.

Espera-se com a aplicação destes testes, encontrar evidências que possam indicar se as expectativas de inflação estão bem ancoradas no Brasil, e comparando aos obtidos por Gürkaynak, Levin e Swanson (2010), obter conclusões que possam aumentar a compreensão das características do regime de metas para inflação brasileiro.

O restante deste trabalho está organizado da seguinte forma: a revisão da literatura é tratada na seção 2, a descrição da metodologia é realizada na seção 3, a análise de resultados se dá na seção 4 e a conclusão, na seção 5.

2. REVISÃO DA LITERATURA

Central bankers naturally pay close attention to interest rates and asset prices, in large part because these variables are the principal conduits through which monetary policy affects real activity and inflation. But policymakers watch financial markets carefully for another reason, which is that asset prices and yields are potentially valuable sources of timely information about economic and financial conditions. Because the future returns on most financial assets depend sensitively on economic conditions, asset prices – if determined in sufficiently liquid markets – should embody a great deal of investors’ collective information and beliefs about the future course of the economy. (Bernanke, 2004)

Os títulos indexados à inflação, por serem ativos que remuneram o investidor por intermédio de juros prefixados corrigidos pela variação do índice de preços, mostram-se instrumentos particularmente úteis para captar as expectativas dos agentes do mercado de capitais com relação aos juros reais da economia, e por consequência, com relação à própria inflação.

A medida de inflação extraída a partir das taxas dos títulos indexados é a compensação pela inflação ou *Break Even Inflation Rate* e pode ser calculada a partir das taxas de retorno observadas nos títulos indexados à inflação (juros reais) e nos títulos prefixados (juros nominais). Por estar implícita na diferença das taxas de retorno destas duas classes de ativos, esta medida de inflação também é comumente conhecida como *Inflação Implícita*.

Gürkaynak, Sack e Wright (2007) estimam as curvas diárias de inflação implícita para os Estados Unidos utilizando as taxas de retorno das *Treasury Inflation-Protected Securities* (TIPS) como referência de juros reais e das tradicionais *Treasury Bonds* como referência de juros nominais. Utilizando a equação paramétrica proposta por Svensson (1994), os autores obtêm uma abordagem parcimoniosa para o problema da estimação das curvas de juros reais e nominais, que combinadas resultam nas curvas diárias de inflação implícita. Porém, como os próprios autores observam, esta metodologia não segrega os prêmios de risco presentes nas taxas originais dos títulos.

D’Amico, Kim e Wei (2008) utilizam um modelo na forma reduzida, baseado na premissa de não-arbitragem entre as taxas de juros reais e nominais, inovando com a incorporação de um termo de prêmio de risco pela inflação, além do prêmio de liquidez. Com este modelo, os autores geram um teste para identificar se as taxas de inflação implícita contêm informações estatísticas relevantes sobre as expectativas de inflação dos agentes para os Estados Unidos.

Os autores chegam à conclusão de que as taxas de inflação implícita extraídas a partir das TIPS constituem-se de boa indicação para as expectativas de inflação dos agentes, mas reconhecem que tais medidas devem ser utilizadas com cuidado, pelo fato do prêmio de risco pela inflação poder ser variável com o tempo.

Val, Barbedo e Maia (2010) utilizam o método de *Cash Flow Matching*, além da equação paramétrica de Svensson (1994), para determinar as curvas de inflação implícita considerando o prêmio de risco de inflação, e comparam os resultados com os da pesquisa de expectativas de inflação obtidas pelo Relatório Focus¹, do Banco Central do Brasil (BCB).

Seus resultados indicam que a inflação implícita se mostra mais próxima da inflação realizada em 12 meses do que as expectativas do Relatório Focus, quando comparadas pelo erro quadrático médio das diferenças. Baseado nas evidências obtidas para os anos de 2006, 2007 e 2008, os autores concluem que a inflação implícita no Brasil é um bom previsor da inflação futura no horizonte de 12 meses.

Vicente e Guillem (2010) também calculam as taxas de inflação implícita para os dados brasileiros por meio da equação de Svensson (1994). Utilizando um modelo linear estimado por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), Mínimos Quadrados Ordinários em 2 Estágios (MQ2E) e Método Generalizado dos Momentos (MGM), os autores também testam a capacidade preditiva da inflação implícita nos títulos públicos brasileiros em relação à inflação efetivamente realizada.

A partir da análise dos coeficientes estimados, os autores concluem que a inflação implícita no Brasil é um bom previsor da inflação futura nos horizontes de 3, 6, 24 e 30 meses, sendo que nos horizontes de 3 e 6 meses, a previsão é não-viesada. Contudo, para os horizontes de 12 e 18 meses, os coeficientes se mostraram pouco explicativos da inflação futura.

Sack (2000) investiga o uso da inflação implícita como *proxy* das expectativas de inflação nos Estados Unidos. Para isso, o autor extrai a taxa de inflação implícita nas TIPS por meio do método de *Cash Flow Matching*, e compara a dinâmica das estimativas calculadas contra a dinâmica das expectativas de inflação obtidas pelo *survey* do FED Philadelphia, com o uso de um modelo auto-regressivo univariado.

¹ O Relatório Focus contém os resultados semanais da pesquisa realizada junto aos participantes de mercado sobre as expectativas para diversos indicadores macroeconômicos, tais como inflação, PIB e juros, entre outros.

Para auxiliar na validação das estimativas calculadas, o autor testa o comportamento da inflação implícita obtida das TIPS em relação à divulgação de dados macroeconômicos relevantes para a trajetória da inflação e política monetária.

Ao testar a sensibilidade dos dados diários de juros reais, juros nominais e inflação implícita em relação às surpresas² contidas nas variações mensais de indicadores macroeconômicos selecionados, o modelo identifica significância estatística no efeito das divulgações de inflação corrente (agregada e núcleo³), vendas no varejo e do índice de pedidos dos gerentes de compra (relatório ISM – *Institute for Supply Management*).

O autor conclui que o componente de surpresa contido nos dados macroeconômicos divulgados exerce influência na formação das taxas de inflação implícita, indicando que os participantes do mercado de capitais levam em consideração as informações destes indicadores na formação de suas expectativas inflacionárias.

Nesta mesma lógica, Gürkaynak, Levin e Swanson (2010), utilizam as taxas de inflação implícita a termo (*Forward Break Even Inflation Rate*) dos Estados Unidos, Reino Unido e Suécia para identificar se as expectativas de inflação de longo prazo encontram-se ancoradas, para análise do regime de metas para inflação.

Uma taxa de juros *a termo* nada mais é do que a taxa vigente entre dois períodos T e $T+1$, observada em t_0 . Assim, a taxa de inflação implícita a termo é calculada deduzindo-se a taxa de inflação implícita observada para o prazo T , da taxa observada para prazo $T+1$.

Segundo Gürkaynak, Levin e Swanson (2010), a taxa de inflação implícita a termo nos prazos mais longos proporcionaria uma medida da compensação pela inflação que os investidores demandam para se proteger da inflação de longo prazo, mais relacionada às condições estruturais da economia e à condução do regime monetário, do que ao manejo de curto prazo dos juros básicos e da inflação.

Portanto, segundo Gürkaynak, Levin e Swanson (2010), a baixa sensibilidade da taxa de inflação implícita a termo de longo prazo aos dados macroeconômicos de curto prazo indicaria que os investidores possuem expectativas estáveis para a inflação de estado

² A surpresa mensal dos indicadores macroeconômicos é definida como sendo a diferença entre o valor realizado e o valor esperado pelo mercado, na pesquisa da *Money Markets Services*.

³ O núcleo da inflação nos Estados Unidos (*Core Consumer Price Index*) é calculado como sendo a variação do índice após excluídas as variações dos itens de alimentos e energia.

estacionário⁴ da economia, sugerindo que a política monetária estaria sendo bem sucedida na tarefa de ancorar as expectativas inflacionárias.

Com este método, os autores mostram que as taxas de inflação implícita a termo nos Estados Unidos e Reino Unido (pré-independência do banco central) respondem sistematicamente à divulgação de dados macroeconômicos de curto prazo, enquanto que na Suécia e Reino Unido (pós-independência do banco central), estas taxas exibem pouca ou nenhuma sensibilidade estatisticamente observável à divulgação destes indicadores.

Os autores acreditam que tal diferença de comportamento seria uma importante evidência de que a ancoragem das expectativas inflacionárias dos agentes é um produto do regime de metas para inflação quando associado à independência do banco central.

Neste presente trabalho, utiliza-se a metodologia descrita em Gürkaynak, Levin e Swanson (2010) para analisar a informação contida nas taxas de inflação implícita extraídas dos preços do mercado secundário de títulos públicos no Brasil, de forma a avaliar se as expectativas inflacionárias dos agentes estão bem ancoradas, sob o regime de metas para a inflação.

Para isso, utiliza-se o modelo de Svensson (1994) para extração das curvas diárias de juros reais, juros nominais e inflação implícita nos títulos públicos brasileiros, para a partir destes dados, calcular as taxas de inflação implícita a termo para diferentes períodos.

De forma análoga a Gürkaynak, Levin e Swanson (2010), investiga-se a dependência das taxas de inflação implícita a termo em relação à divulgação de indicadores macroeconômicos, testando a sensibilidade da inflação implícita de longo prazo aos dados macroeconômicos relevantes para a trajetória de curto prazo da inflação e política monetária.

O teste proposto é também implementado em alguns outros vértices de inflação implícita a termo, de forma a qualificar seu comportamento ao longo da estrutura a termo das taxas.

Sob a hipótese nula, o coeficiente do teste sobre o vértice mais longo analisado, a taxa de inflação de inflação implícita a termo entre 4 e 8 anos, deve ser estatisticamente igual a zero, mostrando que o vértice não é sensível aos dados macroeconômicos de curto prazo, uma evidência de que as expectativas inflacionárias de longo prazo encontram-se ancoradas.

⁴ Estado estacionário pode ser definido como a situação em que a economia opera em equilíbrio dinâmico, isto é, com crescimento do produto no valor potencial, sem aumento marginal na taxa de inflação ou desemprego.

2.1 Regime de Metas de Inflação e Ancoragem das Expectativas

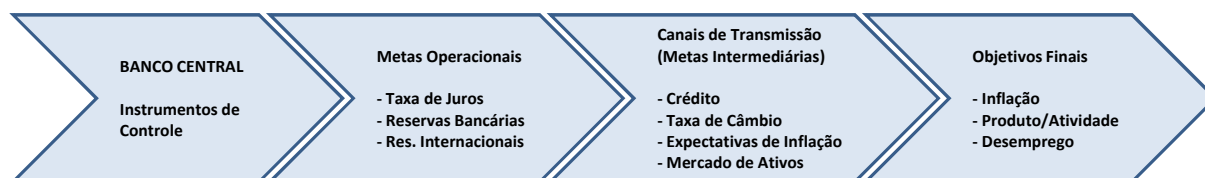
Para compreender melhor o papel macroeconômico da variável analisada, a taxa de inflação implícita a termo (*Forward Break Even Inflation Rate*), revisaremos alguns conceitos importantes sobre o funcionamento do regime de metas de inflação.

Mishkin (2007) resume as questões da política monetária em 6 principais conclusões:

- (1) Não há *trade-off* de longo prazo entre produto (emprego) e inflação;
- (2) A coordenação das expectativas é crucial para os objetivos da política monetária;
- (3) A inflação tem custos elevados para a sociedade;
- (4) A política monetária está sujeita ao problema da inconsistência intertemporal;
- (5) Independência do banco central é condição necessária para que a política monetária seja bem sucedida;
- (6) Uma âncora nominal forte é a chave para uma política monetária bem sucedida.

Segundo Mishkin (2007), devido ao fato dos agentes econômicos apresentarem comportamento *forward-looking*, isto é, prospectivo (racionalizam e antecipam as prováveis consequências futuras de eventos presentes), as expectativas de inflação refletem as decisões dos agentes no que se refere à inflação futura. Portanto, é possível dizer que as expectativas de inflação não só atuam como um dos canais de transmissão da política monetária, como integram o próprio conjunto de metas intermediárias do banco central.

Figura 1: Diagrama ilustrativo do sistema de transmissão da política monetária



Fonte: Mishkin (2007). Elaboração do autor.

Svensson (2010) enfatiza que uma meta de inflação explícita e crível exerce função primordial na ancoragem das expectativas inflacionárias de longo prazo do setor privado, principalmente na ocorrência de choques exógenos adversos, como a alta de preços de energia ou de alimentos. O autor entende que no arcabouço do regime de metas, as expectativas

inflacionárias exercem o próprio papel de âncora nominal da economia, pois ao estarem rígidas e estáveis, permitem ao banco central tratar choques inflacionários de curto prazo com relativa flexibilidade, sem que seja acionada a espiral de preços e salários.

No regime de metas de inflação, o banco central persegue seu objetivo ajustando dinamicamente sua instância monetária aos dados macroeconômicos, a partir da incorporação de novas informações sobre a trajetória da atividade econômica e da inflação, utilizando como principal instrumento a taxa de juros básica da economia, segundo uma regra de política monetária do “tipo Taylor” (Taylor, 1993)⁵.

Svensson (2010) ressalta que, nos regimes recém-iniciados, a necessidade de conquista de credibilidade torna o banco central mais avesso à inflação⁶ do que em regimes maduros, refletindo-se em maiores custos em termos de produto. Por outro lado, bancos centrais que já gozam de credibilidade, desfrutam de maior flexibilidade na implementação de suas políticas, alcançando o que seria a maior vantagem do sistema de metas de inflação, a redução da volatilidade do produto e o aumento da previsibilidade da economia.

Bevilaqua, Mesquita e Minella (2007) relatam o período da rigorosa política monetária de 2004/2005, em que o Banco Central do Brasil (BCB) promoveu a desinflação da economia brasileira e a ancoragem das expectativas de inflação em torno da meta estipulada pelo Conselho Monetário Nacional (CMN).

Custos de curto prazo, em termos da atividade econômica renunciada, devem ser vistos como um investimento em estabilidade, que se pagará nos anos vindouros com a maior credibilidade e eficácia da política monetária, e redução do prêmio de risco pela inflação, que deve levar a juros reais menores no médio prazo, e portanto crescimento mais rápido. (Bevilaqua, Mesquita e Minella, 2007, pág. 13. Tradução do autor.)

Carvalho e Minella (2011) realizam um estudo sobre as expectativas de inflação e de taxas de juros básicas colhidas pelo Relatório Focus junto aos participantes do mercado, e concluem que hoje no Brasil, as expectativas de inflação dependem basicamente dos desvios da inflação corrente em relação à meta, e que as expectativas de juros dependem basicamente da inflação esperada. Tais resultados seriam evidência da normalidade do regime de metas brasileiro.

⁵ A regra de Taylor pode ser definida como: $r_t = r_t^* + a_\pi(\pi_t - \pi_t^*) + a_y(y_t - \bar{y}_t)$ onde r^* é o juro real neutro da economia, π^* é a meta de inflação e \bar{y} é o produto potencial. Os coeficientes a_π e a_y indicam a austeridade da resposta do banco central aos desvios da inflação e produto, respectivamente.

⁶ Neste caso, na regra de Taylor: $a_\pi \gg a_y$

Ao perseguir seu objetivo, o banco central se depara ainda com as defasagens dos efeitos dos instrumentos de política monetária sobre ciclo econômico. Isto é, a política monetária afeta a trajetória dos preços da economia por meio de diferentes canais (Figura 1), cada um com seu tempo de processamento, o que faz com que a potência da política monetária atinja seu nível máximo sobre a economia somente alguns trimestres depois de iniciado o ciclo de aperto ou de afrouxamento monetário.

O trabalho de Minella e Souza-Sobrinho (2011), que investiga os canais de transmissão da política monetária no Brasil por meio de um modelo semiestrutural de médio porte, indica que o ciclo completo de desvio–resposta–ajustamento da inflação e juros no Brasil se daria após 12 trimestres. Isto é, seguindo uma regra de Taylor estimada para a economia brasileira, o banco central devolveria a inflação e a taxa básica de juros aos seus níveis pré-choque, após 12 trimestres do início da implementação da política monetária.

No mesmo trabalho, os autores realizam testes adicionais para mensurar o papel desempenhado pelas expectativas de inflação na transmissão das decisões de política monetária, chegando à indicação de que o canal das expectativas pode ser responsável por até 75% do efeito total da política monetária sobre a inflação no Brasil.

Por serem bem conhecidos e relatados, os efeitos das defasagens devem se refletir no julgamento da autoridade monetária, pois ao atuar de maneira prospectiva e explicitar aos agentes seu diagnóstico sobre a economia e prováveis respostas em termos de política monetária, o banco central aumenta a própria eficiência de seus instrumentos operacionais (Svensson, 2010).

Sendo assim, uma outra importante característica associada à implementação bem sucedida do regime de metas é a transparência do banco central na comunicação de suas previsões sobre a economia, de seus objetivos de curto prazo e dos meios pelos quais ele os perseguirá. A transparência na comunicação é a contrapartida natural da independência (ou autonomia operacional) concedida à autoridade monetária e faz parte do conjunto de ferramentas de prestação de contas do banco central (Mishkin, 2007).

A comunicação transparente ajuda o banco central a atingir seus objetivos, pois ao reduzir a incerteza relacionada à taxa de juros e inflação, ele torna o planejamento do setor privado

mais eficiente, contribuindo também para reduzir a taxa de sacrifício⁷ exigida da sociedade (Mishkin, 2007).

Morais da Silva, Hennings e Gutierrez (2011) realizam um estudo sobre os instrumentos de comunicação do BCB e analisam o grau de transparência da instituição na condução da política monetária, chegando à conclusão de que a comunicação transparente é um objetivo perseguido de fato pela autoridade monetária brasileira, e que o grau de transparência aumentou nos últimos anos, encontrando-se hoje entre os mais elevados do mundo.

Lima, Araújo e Costa e Silva (2011) fazem uma apresentação minuciosa do espectro de modelos de projeção macroeconômica do Banco Central do Brasil (BCB), da experiência de uso e do processo decisório que se apoia nos resultados destes modelos, permitindo uma valiosa visão do processo de análise de informações do Comitê de Política Monetária (COPOM) do BCB e aumentando a transparência do sistema.

Finalmente, ao sistema de metas de inflação ainda podem ser atribuídos 2 conceitos de credibilidade. A credibilidade absoluta, que ocorre quando os agentes acreditam, com probabilidade 1, que a inflação futura ficará dentro do intervalo de tolerância da meta; e a credibilidade de expectativas, que decorre da crença dos agentes de que as expectativas de inflação estarão posicionadas dentro do intervalo de tolerância da meta, ainda que com probabilidade menor que 1 (Svensson, 1993).

No Relatório de Inflação de Dez/07, o BCB realiza os testes propostos por Svensson (1993) e conclui que “são fortes as evidências no sentido de que o regime de metas para a inflação no Brasil desfruta de credibilidade” (BCB, Dez/2007).

Em suma, quer se dizer que se o banco central:

- (i) persegue uma meta de inflação explícita,
- (ii) atua com independência (ou boa autonomia operacional),
- (iii) opera segundo uma regra de política monetária conhecida,
- (iv) incorpora as defasagens da economia em seu julgamento,
- (v) concede importância às expectativas em seus objetivos,
- (vi) comunica suas análises e decisões à sociedade com transparência e
- (vii) desfruta de credibilidade;

⁷ A taxa de sacrifício é definida como a razão de produto (PIB) renunciada por unidade de queda da inflação.

Então, a inflação implícita a termo de prazos mais longos é capaz de refletir as expectativas dos agentes com relação à inflação estrutural da economia (inflação de estado estacionário).

Pelo que foi exposto neste capítulo, pode-se dizer que o sistema de metas para a inflação no Brasil, atende com grande aderência às condições necessárias para que se possa utilizar os preços dos ativos de mercado para realizar inferências sobre as expectativas dos agentes.

Portanto, neste caso, é esperado que o teste da inflação implícita a termo de prazos mais longos, especialmente dos vértices posicionados além das defasagens relatadas para a política monetária brasileira (12 trimestres, segundo Minella e Souza-Sobrinho, 2011), identifique se realmente as expectativas estão bem ancoradas, no contexto do sistema de metas para a inflação no Brasil.

Tabela 1: Principais resultados operacionais do regime de metas para inflação no Brasil

Ano	Definição da Meta	Meta (%)	Banda (p.p.)	Limites Inferior e Superior (%)	IPCA Realizado (%a.a.)	Taxa Selic Efetiva (%a.a.)	Juro Real** Efetivo (%a.a.)	PIB IBGE (%a.a.)
1999	30/06/1999	8,00	2,0	6,0 - 10,0	8,94	25,59	15,28	0,25
2000	30/06/1999	6,00	2,0	4,0 - 8,0	5,97	17,43	10,81	4,31
2001	30/06/1999	4,00	2,0	2,0 - 6,0	7,67	17,32	8,96	1,31
2002	28/06/2000	3,50	2,0	1,5 - 5,5	12,53	19,17	5,90	2,66
2003*	28/06/2001	3,25	2,0	1,25 - 5,25	9,30	23,35	12,85	1,15
	27/06/2002	4,00	2,5	1,5 - 6,5				
2004*	27/06/2002	3,75	2,5	1,25 - 6,25	7,60	16,25	8,04	5,71
	25/06/2003	5,50	2,5	3,0 - 8,0				
2005	25/06/2003	4,50	2,5	2,0 - 7,0	5,69	19,05	12,64	3,16
2006	30/06/2004	4,50	2,0	2,5 - 6,5	3,14	15,08	11,58	3,96
2007	23/06/2005	4,50	2,0	2,5 - 6,5	4,46	11,88	7,10	6,09
2008	29/06/2006	4,50	2,0	2,5 - 6,5	5,90	12,48	6,21	5,17
2009	26/06/2007	4,50	2,0	2,5 - 6,5	4,31	9,93	5,39	-0,33
2010	01/07/2008	4,50	2,0	2,5 - 6,5	5,91	9,78	3,65	7,53
2011	30/06/2009	4,50	2,0	2,5 - 6,5	6,50	11,62	4,81	-
2012	22/06/2010	4,50	2,0	2,5 - 6,5	-	-	-	-
2013	30/06/2011	4,50	2,0	2,5 - 6,5	-	-	-	-

* a carta aberta de 21/01/2003 estabeleceu metas ajustadas de 8,5% para 2003 e 5,5% para 2004.

** juro real efetivo = $(1 + tx_selic_efetiva) / (1 + ipca_realizado) - 1$

Fonte: Banco Central do Brasil e IBGE. Dados até jan/12

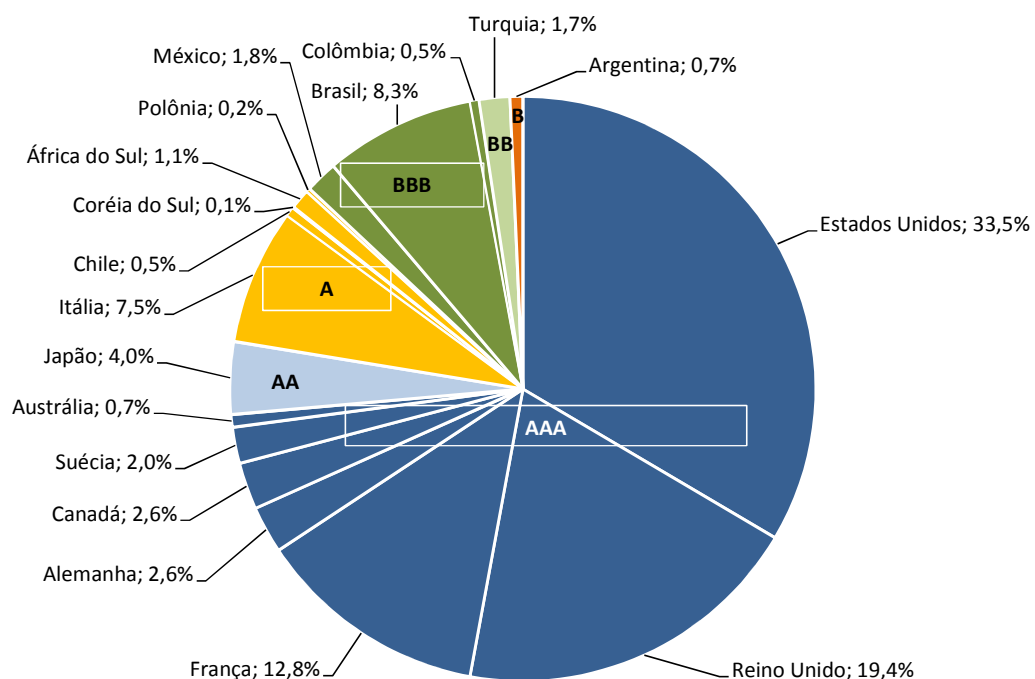
2.2 Títulos Públicos Indexados à Inflação

No mundo, as primeiras emissões conhecidas de títulos indexados à algum tipo de correção inflacionária remontam ao ano de 1780, durante a Guerra da Independência Americana, quando a comunidade de Massachusetts emitiu estes papéis para pagamento aos soldados que lutaram na revolução (Shiller, 2003).

Os títulos indexados à inflação remuneram seu detentor por juros reais, isto é, corrigidos da perda inflacionária, o que os torna virtualmente imunes ao efeito de senhoriação, quando um governo financia seu déficit orçamentário por meio de emissão de moeda livre⁸.

Recentemente, seu uso como instrumento de financiamento orçamentário se disseminou amplamente pelo mundo, como mostram a Figura 2 e a Tabela 2.

Figura 2: Emissões de Títulos Soberanos Indexados à Inflação no Mundo, agrupados por rating e ponderados pelo valor de mercado. Total = USD 1,7 trilhões (155 emissões)



Fonte: Vandersteel (2010). Dados até fev/10.

⁸ Um caso típico em que os títulos indexados não protegem o investidor contra a inflação ocorre se o governo altera o índice de preços que corrige os títulos com o objetivo político de reduzir a leitura oficial da inflação.

Portanto, por oferecerem maior proteção ao investidor, é esperado que estes títulos sejam emitidos com prêmios de risco menores do que os títulos de financiamento de dívida tradicionais, que não possuem atualização corrente sobre o poder de compra da moeda. Assim, estes títulos se mostram úteis também aos emissores, por permitirem menores encargos com o serviço da dívida.

Tabela 2: Informações sobre os principais países que emitem títulos indexados à inflação e suas características

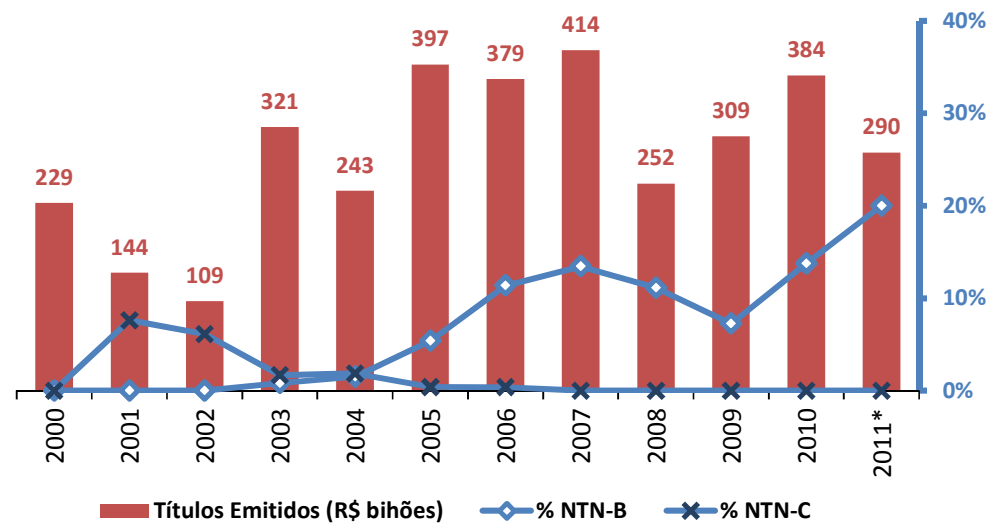
País	Nome Genérico	Primeira Emissão no Formato Atual	Índice de Correção	Defasagem da Indexação (meses)	Há cláusula de proteção contra deflação ?	Frequência do Pagamento de Cupom
Estados Unidos	Treasury Inflation Protected Security, TIPS	jan-97	CPI all items, nsa	2-3	Sim	Semestral
Reino Unido	Index-Linked Gilt	mar-81	RPI	2-3	Não	Semestral
França	OATÉi, BTANÉi	set-98	HICP (ex-tobacco)	2-3	Sim	Anual
Alemanha	OBGLÉi, DBRÉi	mar-06	HICP (ex-tobacco)	2-3	Não	Semestral
Itália	BTPÉi	set-03	HICP (ex-tobacco)	2-3	Sim	Semestral
Suécia	Swedish Government Index-Linked	abr-94	CPI, nsa	2-3	Depende da emissão	Anual ou Zero-Coupon
Canadá	Canadian Real Return	jan-91	CPI all items, nsa	2-3	Não	Semestral
Austrália	Australian Capital Indexed	jul-85	CPI all items	6	Sim	Trimetral
Japão	JGBi	mar-04	Nationwide CPI General ex-fresh food	2-3	Não	Semestral
Brasil	NTN-B	mar-02	IPCA	1	Não	Semestral
México	Udibonos	mai-96	UDI	1	Não	Semestral
Argentina	CER Linked	dez-03	CER	0,25-0,5	Não	Mensal ou Semestral
Chile	BCU	set-02	UF	1	Não	Semestral
Colômbia	TES	out-02	UVR	1	Não	Mensal
África do Sul	South Africa Index-Linked	mar-00	CPI, nsa	3-4	Sim	Semestral
Turquia	TURKGB	fev-07	CPI	2-3	Sim	Semestral
Polônia	POLGB	set-03	CPI	2-3	Sim	Anual
Coreia do Sul	KTBi	fev-07	CPI	2-3	Não	Semestral
Siglas:		HICP	Harmonized Index of Consumer	CER	Coeficiente de Estabilización de Referencia	
nsa	not seasonally adjusted	IPCA	Índice de Preços ao Consumidor	UF	Unidad de Fomento	
CPI	Consumer Price Index	UDI	Unidad de Inversión	UVR	Unidad de Valor Real	
RPI	Retail Price Index					

Fonte: Vandersteel (2010). Dados até fev/10.

A adoção do regime de metas de inflação no Brasil (Decreto 3.088, 21 de Junho de 1999) e a formalização do Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) como o índice de preços operacional do regime (Resolução CMN 2.615, 30 de Junho de 1999) foram os principais eventos que antecederam o uso dos títulos indexados ao IPCA como instrumento de financiamento da dívida pública brasileira.

Os títulos públicos indexados ao IPCA, conhecidos pelo acrônimo NTN-B (Notas do Tesouro Nacional – Série B) foram lançados a partir do Decreto 3.859 de 4 de Julho de 2001, sendo os primeiros leilões realizados em Março de 2002. Sua participação nas emissões só se tornaria significativa a partir de 2006, quando foram emitidos R\$ 56 bilhões em NTN-B, totalizando 13% do volume das emissões de títulos públicos daquele ano (Figura 3).

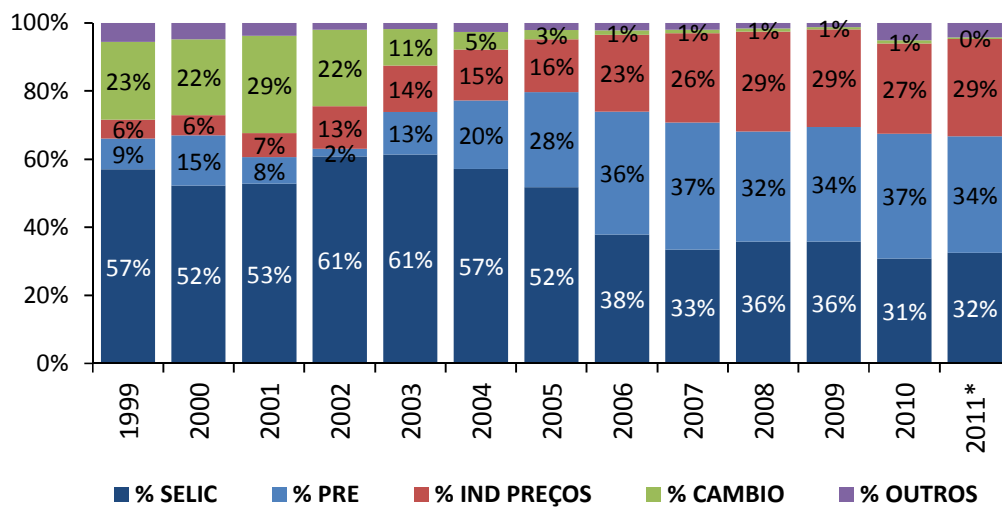
Figura 3: Emissão de NTN-B e NTN-C x Total Emitido (Mercado Interno)



Fonte: Secretaria do Tesouro Nacional. *dados até jul/11.

Embora o Tesouro Nacional já utilizasse outro título indexado à inflação, no caso as Notas do Tesouro Nacional – Série C (NTN-C), corrigidas pelo Índice Geral de Preços Mercado (IGPM) da Fundação Getúlio Vargas (FGV), pode-se dizer que foi a partir da maior aceitação das NTN-B pelo mercado em 2005, que a participação de títulos indexados à inflação na Dívida Pública Mobiliária Federal Interna (DPMFi) se tornaria significativa (Figura 4).

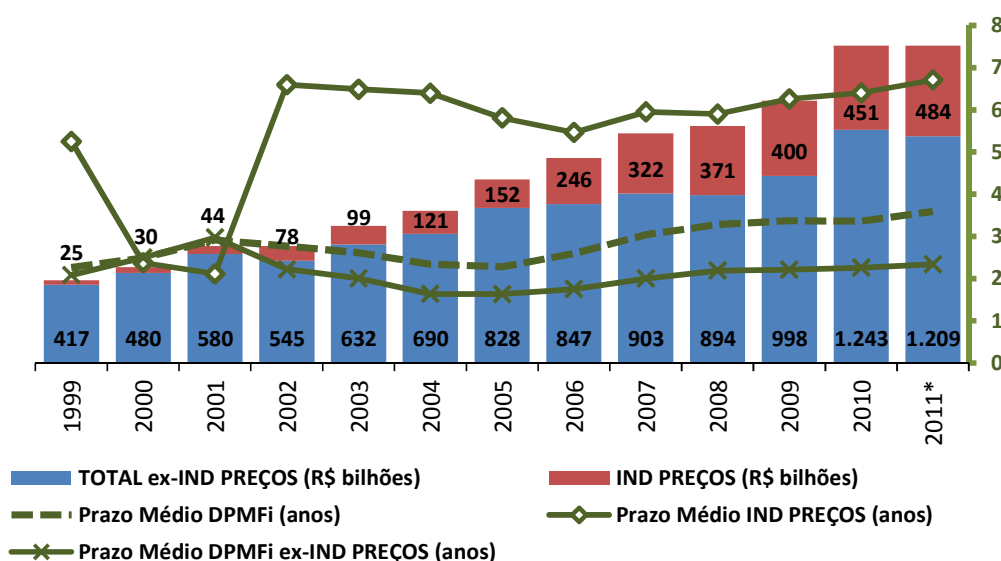
Figura 4: Evolução da Composição da DPMFi por Indexador



Fonte: Secretaria do Tesouro Nacional. *dados até jul/11.

No caso brasileiro, um fato estilizado digno de nota é o benefício para o governo da utilização dos títulos indexados à inflação como instrumento de financiamento da DPMFi, pois uma vez que estes títulos são aceitos pelos investidores para maturidades maiores do que os títulos prefixados tradicionais, eles são os grandes responsáveis pelo alongamento da dívida pública (Figura 5).

Figura 5: Prazo Médio do Estoque da DPMFi e a Parcela em Índice de Preços



Fonte: Secretaria do Tesouro Nacional. *dados até jul/11.

Val, Barbedo e Maia (2010) realizam um rápido estudo sobre a liquidez dos títulos da DPMFi e das NTN-B especificamente, e concluem que seu giro⁹ tem aumentado, viabilizando a extração de informações estatísticas relevantes a partir das taxas praticadas no mercado secundário de títulos públicos.

Sobre os títulos indexados à inflação, Bernanke (2004) acredita ainda que “aparentam ser a mais direta fonte de informação sobre as expectativas de inflação e de taxas de juros reais”.

⁹ Os autores definem giro como sendo o volume financeiro negociado do título sobre seu estoque total.

3. METODOLOGIA

Para investigar a ancoragem das expectativas de inflação neste trabalho, é adotada estratégia semelhante à utilizada em Gürkaynak, Levin e Swanson (2010), qual seja, a mensuração da sensibilidade de taxas a termo (*forward*) de juros nominais, juros reais e inflação implícita em relação à divulgação de dados macroeconômicos relevantes para a trajetória de curto prazo da inflação e política monetária.

Mas, enquanto Gürkaynak, Levin e Swanson (2010), testam o mesmo vértice de juros nominais e inflação implícita em 3 países de interesse¹⁰, este trabalho se concentrará em testar alguns outros vértices de prazos diferentes, para os juros nominais, reais e inflação implícita apenas no Brasil, de forma a analisar o comportamento das expectativas ao longo da própria curva de inflação implícita nos títulos indexados brasileiros.

Com esta inovação metodológica, pretende-se testar se há perda de significância estatística na sensibilidade das taxas de inflação implícita a termo em relação aos dados macroeconômicos, à medida em que os períodos analisados afastam-se do ponto da observação em t_0 .

Tabela 3: Vértices de análise neste trabalho

Vértices de Análise Para Juros Nominais, Reais e Inflação Implícita	
0-1 ano	Taxa para 1 ano (<i>zero coupon</i>)
0-4 anos	Taxa para 4 anos (<i>zero coupon</i>)
1-5 anos	Taxa a termo entre 1 e 5 anos (<i>forward</i>)
2-6 anos	Taxa a termo entre 2 e 6 anos (<i>forward</i>)
3-7 anos	Taxa a termo entre 3 e 7 anos (<i>forward</i>)
4-8 anos	Taxa a termo entre 4 e 8 anos (<i>forward</i>)
1-8 anos	Taxa a termo entre 1 e 8 anos (<i>forward</i>)

Serão utilizados os vértices de taxas de juros nominais, reais e inflação implícita dos períodos 0-1 ano e 0-4 anos (*zero coupon*), e dos períodos 1-5 anos, 2-6 anos, 3-7 anos, 4-8 anos e 1-8 anos (*forward*).

¹⁰ Os autores testam o vértice de taxas a termo entre 1 e 10 anos de Estados Unidos, Reino Unido e Suécia.

O vértice de 1-8 anos será testado especificamente para comparação com os resultados de Gürkaynak, Levin e Swanson (2010), por ter a estrutura de prazo que melhor se assemelha ao vértice testado pelos autores (1-10 anos), dada a pouca liquidez nos títulos longos brasileiros.

É esperado que o teste da inflação implícita a termo (*forward*) de prazos mais longos, especialmente dos vértices posicionados além das defasagens relatadas para a política monetária brasileira¹¹, identifique se as expectativas estão bem ancoradas, no contexto do sistema de metas para a inflação do Brasil.

Sob a hipótese nula, o coeficiente do teste sobre o vértice mais longo analisado, a taxa de inflação de inflação implícita a termo entre 4 e 8 anos, deve ser estatisticamente igual a zero, mostrando que este vértice não é sensível aos dados macroeconômicos de curto prazo, evidência da ancoragem das expectativas inflacionárias de longo prazo no Brasil.

Um resultado adicional interessante seria a redução da significância estatística dos coeficientes, à medida em que os períodos se distanciam de t_0 , sugerindo que as expectativas de longo prazo são mais estáveis que as expectativas de curto prazo, resultado também condizente com o funcionamento correto do sistema de metas para inflação.

Segundo Gürkaynak, Levin e Swanson (2010), o motivo de se testar as taxas de juros nominais, além das taxas de inflação implícitas, seria poder identificar se o comportamento da inflação implícita se sobrepõe ao comportamento das taxas de juros subjacentes, ou se inversamente, o comportamento das taxas de inflação implícita seria apenas o resíduo do comportamento das taxas de juros nominais que as compõem.

Portanto, a implementação da estratégia empírica se dá mediante os seguintes passos:

- a. Extração das curvas diárias de juros nominais e reais, a partir dos preços praticados diariamente no mercado secundário de títulos públicos;
- b. Cálculo das curvas diárias de inflação implícita;
- c. Cálculo das séries temporais de juros nominais, reais e inflação implícita a termo;
- d. Cálculo do componente de surpresa da variação mensal dos indicadores macroeconômicos de curto prazo (variáveis explicativas);

¹¹ A duração total do ciclo de desvio–resposta–ajustamento da inflação e juros básicos no Brasil seria de 12 trimestres, segundo Minella e Souza-Sobrinho (2011).

- e. Cálculo das variações de juros nominais, reais e inflação implícita nos dias das divulgações dos indicadores macroeconômicos (variáveis dependentes);
- f. Estimação por MQO robusto do modelo especificado.

Nos itens a seguir, os passos são descritos com maiores detalhes.

3.1 Curva de Inflação Implícita

Antes do cálculo das curvas diárias (Estrutura a Termo) de inflação implícita, é necessário calcular as curvas diárias de juros nominais e reais.

Estas curvas são extraídas a partir dos preços praticados no mercado secundário de títulos públicos, cujas taxas indicativas são computadas diariamente pela Associação Nacional das Instituições de Mercado Aberto (ANDIMA)¹².

As curvas de juros nominais são extraídas das taxas de retorno das LTN (Letra do Tesouro Nacional, *zero coupon*) e NTN-F (Nota do Tesouro Nacional – série F, *coupon* de 10% a.a.), enquanto as curvas de juros reais são extraídas a partir das taxas de retorno das NTN-B (*coupon* de 6% a.a.).

A curva diária para os juros nominais ou juros reais é calculada por meio do modelo paramétrico de Svensson (1994)¹³.

$$r_t(\tau) = \beta_{1t} + \beta_{2t} \left(\frac{1 - e^{-\lambda_{1t}\tau}}{\lambda_{1t}\tau} \right) + \beta_{3t} \left(\frac{1 - e^{-\lambda_{1t}\tau}}{\lambda_{1t}\tau} - e^{-\lambda_{1t}\tau} \right) + \beta_{4t} \left(\frac{1 - e^{-\lambda_{2t}\tau}}{\lambda_{2t}\tau} - e^{-\lambda_{2t}\tau} \right) \quad , \quad (1)$$

onde $r_t(\tau)$ é a taxa calculada em t para a maturidade τ . Os parâmetros do modelo contêm a informação de nível (β_1), inclinação (β_2) e curvatura (β_3 e β_4) da estrutura a termo, enquanto os parâmetros λ_1 e λ_2 por sua vez, ajustam o decaimento das cargas contidas em β_2 , β_3 e β_4 .

A partir das curvas diárias de juros nominais e reais, é possível construir as curvas diárias para a inflação implícita, utilizando para cada maturidade τ , a equação de Fisher:

¹² Disponível em www.andima.com.br

¹³ Para metodologia de estimação, consultar www.andima.com.br/est_termo/arqs/est-termo_metodologia.pdf

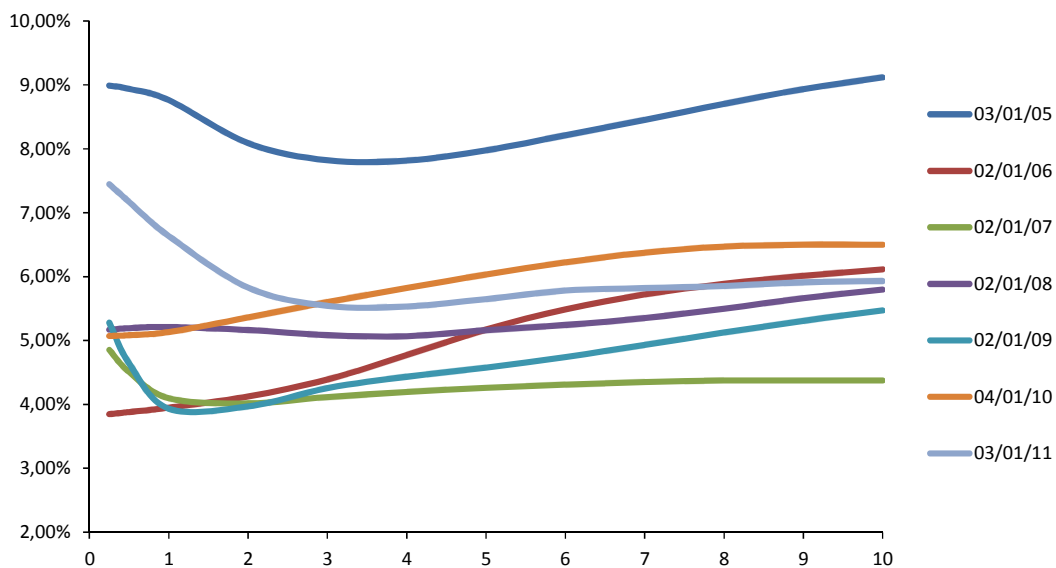
$$1 + i_t^{(\tau)} = \frac{1 + y_{nom,t}^{(\tau)}}{1 + y_{real,t}^{(\tau)}} \quad , \quad (2)$$

onde i é a inflação implícita, y_{nom} é a taxa de juros nominal e y_{real} é a taxa de juros real, calculadas para maturidade τ .

Na Figura 6, podemos observar as curvas de inflação implícita ($i_t^{(\tau)}$) do primeiro dia útil dos anos de 2005 a 2011.

Observando a redução dos níveis das curvas, pode-se depreender a magnitude da desinflação da economia brasileira ocorrida no período. Também salta ao olhar atento que, pelo menos nestas datas mostradas, as curvas são positivamente inclinadas, indicando que há aumento do prêmio de risco pela inflação com o alongamento da maturidade.

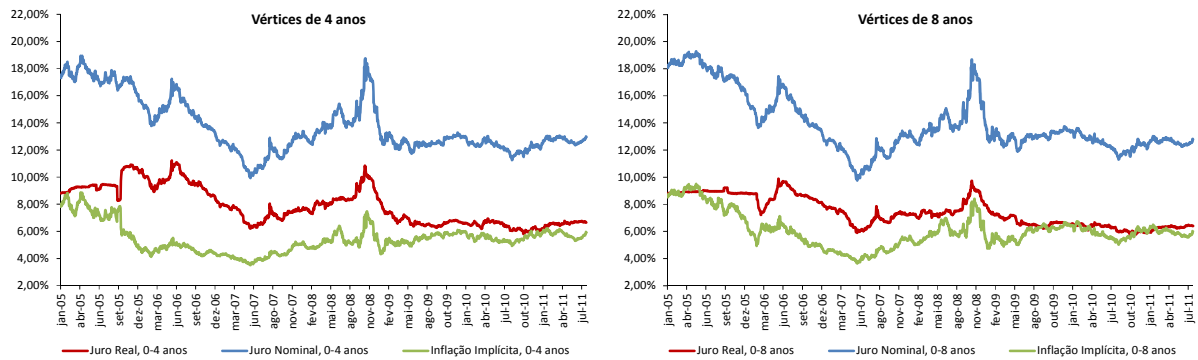
Figura 6: Curvas de Inflação Implícita Padronizadas Suavizadas, taxas em %aa. e prazos em anos



Fonte: ANDIMA. Dados até jul/11.

A Figura 7 mostra o comportamento temporal observado no período compreendido entre jan/05 a jul/11, dos vértices de 4 e de 8 anos (*zero coupon*) de juros nominais, juros reais e inflação implícita.

Figura 7: Comportamento dos Vértices de 4 e 8 anos das Taxas de Juros Nominais, Reais e Inflação Implícita, observados no período de jan/05 a jul/11

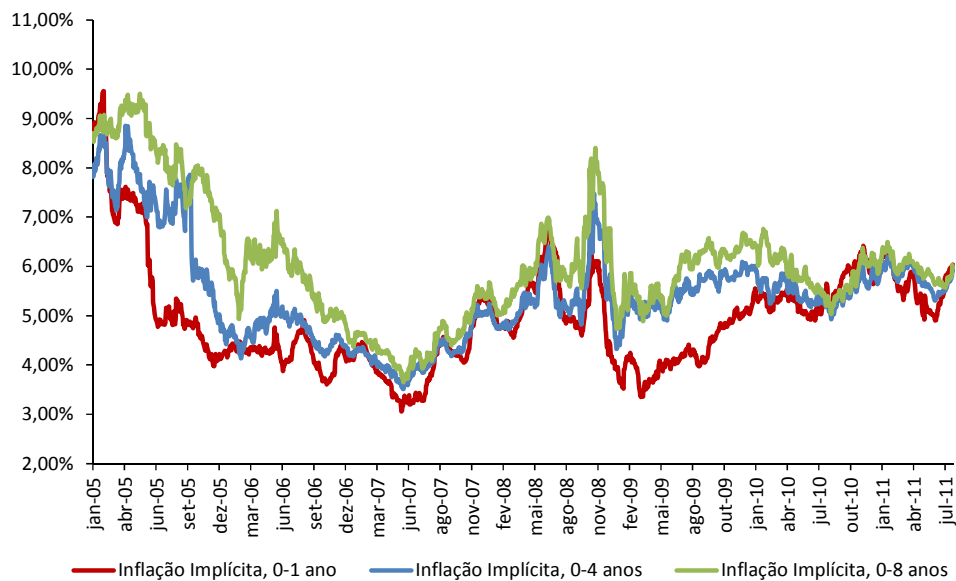


Fonte: ANDIMA. Dados até jul/11.

A Figura 8 mostra o comportamento temporal dos vértices (*zero coupon*) de 1, 4 e de 8 anos das taxas de inflação implícita.

Pode-se notar que os valores das maturidades menores posicionam-se consistentemente abaixo das maturidades maiores, também sugerindo o aumento do prêmio de risco pela inflação com o alongamento do prazo.

Figura 8: Comportamento das Taxas de Inflação Implícita de 1, 4 e 8 anos (*zero coupon*)



Fonte: ANDIMA. Dados até jul/11.

3.2 Inflação Implícita a Termo (*Forward*)

Por meio da equação (3) é possível relacionar 2 taxas de capitalização temporal de maturidades diferentes, τ_1 e τ_2 , de maneira a obtermos a taxa a termo vigente entre estas 2 maturidades (*forward*) na data t . Esta equação será utilizada para o cálculo da taxa a termo nos vértices de juros nominais, reais e de inflação implícita.

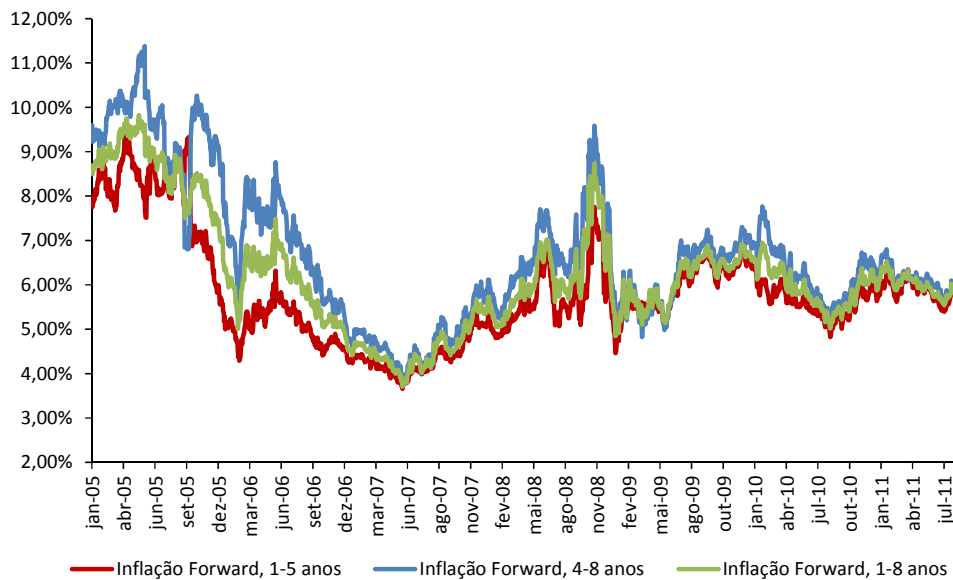
$$f_t^{(\tau_1, \tau_2)} = \left[\frac{\left(1 + j_t^{(\tau_2)}\right)^{\tau_2}}{\left(1 + j_t^{(\tau_1)}\right)^{\tau_1}} \right]^{\frac{1}{\tau_2 - \tau_1}} - 1 \quad , \quad (3)$$

onde $f_t^{(\tau_1, \tau_2)}$ é a taxa calculada para o período compreendido entre as maturidades τ_1 e τ_2 (em anos) e pode representar a taxa a termo de juros nominal, real ou de inflação implícita, calculadas na data t e expressa em bases anuais (taxa anualizada).

A variável j neste caso, pode representar a taxa de juros nominal (y_{nom}), a taxa de juros real (y_{real}) ou inflação implícita (i), de acordo com cada vértice de análise (Tabela 3).

A seguir, são mostradas as séries temporais dos vértices de inflação implícita a termo de 1-5 anos, 4-8 anos e 1-8 anos. Podemos notar que a partir de 2009, as taxas a termo aproximam-se dos mesmos valores, sugerindo convergência das expectativas inflacionárias de longo prazo.

Figura 9: Comportamento das Taxas de Inflação Implícita a Termo de 1-5 anos, 4-8 anos e 1-8 anos



Fonte: ANDIMA. Dados até jul/11.

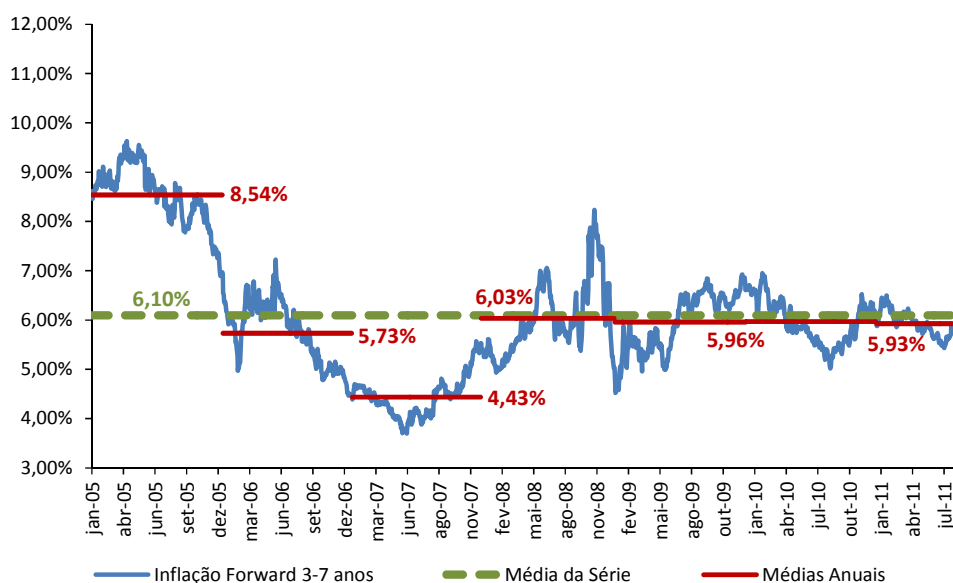
A seguir, é realizada a análise específica de 3 vértices particularmente interessantes para este estudo, os prazos de 3-7 anos, 4-8 anos e 1-8 anos.

Os vértices 3-7 anos e 4-8 anos se inserem na discussão sobre as expectativas de inflação de longo prazo, por estarem situados além do que seria o horizonte de defasagens da implementação da política monetária no Brasil (12 trimestres, segundo Minella e Souza-Sobrinho, 2011).

Já o vértice 1-8 anos é relativamente comparável ao vértice analisado por Gürkaynak, Levin e Swanson (2010) para Estados Unidos, Reino Unido e Suécia (1-10 anos).

O que se nota na Figura 10, analisando o comportamento da taxa a termo de 3-7 anos, é que a inflação implícita anual permanece sistematicamente acima da meta de inflação (IPCA de 4,5% a.a.). A exceção foi o ano de 2007, quando a média observada se situou em 4,43% a.a., ligeiramente abaixo, portanto, da meta de inflação perseguida naquele ano.

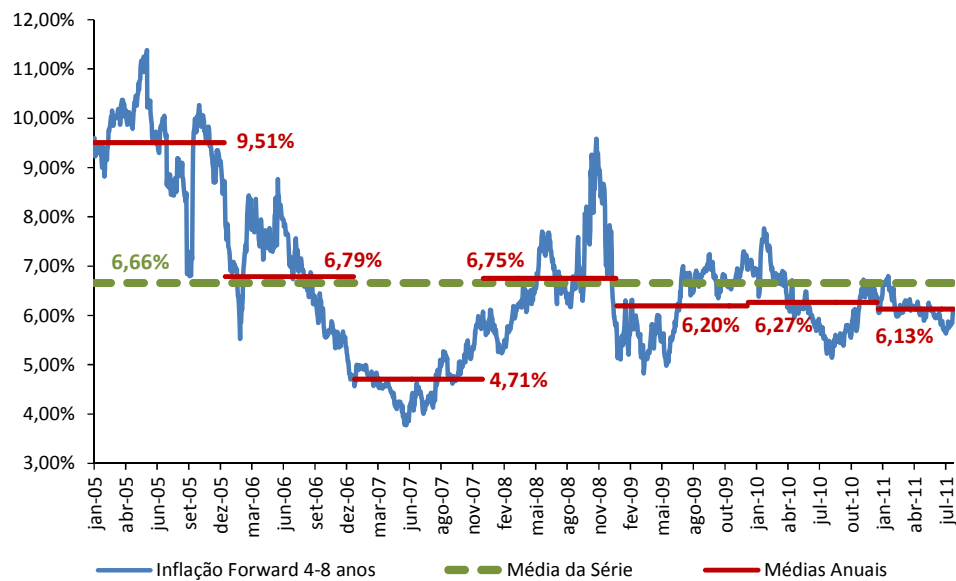
Figura 10: Comportamento da Taxas de Inflação Implícita a Termo de 3-7 anos



Fonte: ANDIMA. Dados até jul/11.

O mesmo se pode dizer com relação à taxa de inflação implícita a termo de 4 a 8 anos, com a diferença de que sequer no ano de 2007, foi observado neste vértice a média da inflação implícita abaixo da meta de inflação de 4,5% a.a. Neste caso, ainda há o agravante de que em alguns anos (2005, 2006 e 2008), a média se posicionou *acima* do teto da banda de tolerância da meta de inflação (dados na Tabela 1), fato que também se observa na média da série.

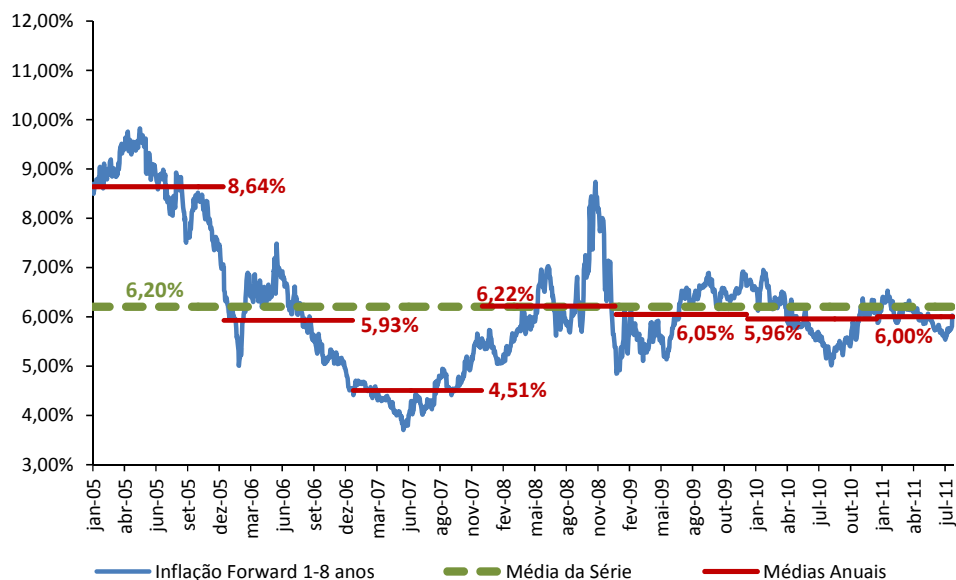
Figura 11: Comportamento da Taxas de Inflação Implícita a Termo de 4-8 anos



Fonte: ANDIMA. Dados até jul/11.

Nestes 3 vértices destacados, pode-se notar que há uma convergência da inflação implícita ao redor do mesmo valor de 6% a.a. de IPCA, a partir de meados de 2009.

Figura 12: A Taxa de Inflação Implícita a Termo de 1-8 anos



Fonte: ANDIMA. Dados até jul/11.

Em Gürkaynak, Levin e Swanson (2010) é possível ver que as taxas de inflação implícita a termo de 1-10 anos dos Estados Unidos, Reino Unido e Suécia situam-se sempre dentro da faixa entre 1,5% e 3,5% a.a., no período mais recente da análise realizada (2001 a 2005).

Esta faixa de ocorrência é plenamente comparável às metas de inflação oficiais destes países¹⁴. Diferente do caso brasileiro, onde a faixa recente de ocorrência da inflação implícita a termo de 1-8 anos (6,0% a.a.), contrasta com a meta de inflação oficial (4,5% a.a.).

3.3 Dados Macroeconômicos de Curto Prazo

Em Gürkaynak, Levin e Swanson (2010), as variáveis explicativas escolhidas como indicadores macroeconômicos de alta frequência são as variações marginais (mensais ou trimestrais) de Utilização de Capacidade Instalada, Confiança do Consumidor, Núcleo do Índice de Preços ao Consumidor, PIB, Pedidos de Seguro Desemprego, Índice de Pedidos dos Gerentes de Compra, Venda de Imóveis Novos, Vagas Contratadas (ex-setor agrícola), Vendas no Varejo (ex-automóveis), Taxa de Desemprego e Decisões de Política Monetária, totalizando 11 indicadores macroeconômicos.

No Brasil, devido à conhecida carência de indicadores macroeconômicos, serão utilizados apenas os indicadores mais relevantes no contexto da aplicação da regra de Taylor, isto é, aqueles relacionados à inflação, PIB e política monetária.

Os indicadores macroeconômicos utilizados são as séries de variações mensais dos índices de preços ao consumidor, IPCA e IPCA-15, como referência para os dados de inflação e as divulgações mensais da Pesquisa Industrial Mensal de Produção Física (PIM), como *proxy* para o PIB. Estes indicadores são de responsabilidade do IBGE.

Ressaltando-se que o IPCA e o IPCA-15 são calculados com base na mesma metodologia, a diferença entre eles reside no período da coleta de preços, pois enquanto o IPCA-15 é divulgado no início de cada mês, o IPCA é divulgado apenas por volta do dia 15. Assim, embora os índices sejam semelhantes, é provável que a diferença do período de coleta lhes confira a capacidade de trazer informações novas ao mercado, e portanto de afetar as expectativas dos agentes.

Como referência de política monetária, é utilizada a série das decisões do COPOM, que desde 2006, passaram a ter intervalo aproximado de 45 dias, ao invés dos 30 dias vigentes anteriormente.

¹⁴ A meta de inflação oficial do Reino Unido e Suécia é de 2,5% e 2,0% a.a. respectivamente. Os Estados Unidos não explicitavam meta de inflação, embora o FED sinalizasse o valor de 2,0% a.a. como referência.

Gürkaynak, Levin e Swanson (2010), utilizam em seus testes, apenas o componente de surpresa da variação mensal do indicador, pois segundo os mesmos, esta parametrização tem um efeito importante de mitigação da endogeneidade do modelo.

No caso deste estudo, serão utilizadas as séries dos componentes de surpresa da variação mensal dos indicadores, mas também suas séries de variações mensais originais, para comparação de resultados. É esperado que a série original não ofereça resultados relevantes.

O componente de surpresa da variação mensal do indicador utilizado é calculado como a variação mensal realizada (–) variação mensal esperada.

Na amostra utilizada, a variação mensal esperada para o indicador é a mediana das expectativas dos analistas de mercado, computada pela pesquisa da *Bloomberg Financial Services*, disponível para o mercado em $t-1$.

Um ajuste adicional proposto pelos autores é a utilização dos valores das surpresas mensais divididos pelo seu desvio padrão. Esta alteração não altera o resultado dos testes, mas permite que os coeficientes sejam expressos como *basis-points* (bps) por unidade de desvio padrão.

Portanto, quando a variável explicativa for o componente de surpresa da variação mensal do indicador macroeconômico, seu cálculo é o indicado em (4).

$$x_t = \frac{\text{indicador}_{realizado,t} - \text{indicador}_{esperado,t}}{\text{Desvio Padrão}(\text{indicador}_{realizado} - \text{indicador}_{esperado})} \quad (4)$$

Quando a variável explicativa for a série original de variações mensais do indicador macroeconômico, seu valor é o indicado em (5).

$$x_t = \text{indicador}_{realizado,t} \quad (5)$$

Cogitou-se utilizar os indicadores de Vendas no Varejo (Pesquisa Mensal do Comércio) e Taxa de Desemprego (Pesquisa Mensal do Emprego) calculados pelo IBGE, porém as séries mensais não eram longas o suficiente em 2005 (período inicial deste estudo), de forma que possibilitasse aos analistas de mercado projetar suas variações mensais àquela época.

Como não é possível calcular o componente de surpresa da variação mensal destes indicadores na ausência das projeções dos analistas de mercado, optou-se por não utilizá-los.

Como teste adicional, será utilizada como variável explicativa, as séries do IPCA e IPCA-15 encadeadas. Uma vez que estes indicadores são calculados pelo IBGE com a mesma metodologia (a diferença reside apenas no período da coleta de preços), a utilização da série das variações mensais encadeadas destes 2 indicadores terá o efeito de duplicar o número de dados da amostra, aumentando a precisão das estimativas.

Portanto, nos testes propostos serão utilizados 5 indicadores como variáveis explicativas.

Tabela 4: Variáveis explicativas do modelo

Variáveis Explicativas (independentes)		
séries de surpresas	IPCA_SURP	Componente de surpresa mensal do IPCA (IBGE)
	IPCA-15_SURP	Componente de surpresa mensal do IPCA-15 (IBGE)
	PIM_SURP	Componente de surpresa mensal da PIM (IBGE)
	COPOM_SURP	Componente de surpresa mensal da decisão do COPOM
	IPCA_ENCAD_SURP	Componente de surpresa da série encadeada do IPCA e IPCA-15
séries originais	IPCA série	Série original do IPCA (IBGE) realizado
	IPCA-15 série	Série original do IPCA-15 (IBGE) realizado
	PIM série	Série original da PIM (IBGE) realizada
	COPOM série	Série original das decisões do COPOM realizadas
	IPCA_ENCAD série	Série encadeada do IPCA e IPCA-15 realizados

3.4 Modelo

Para investigar se as taxas de juros nominais, reais e de inflação implícita a termo respondem sistematicamente à divulgação das variações mensais dos dados macroeconômicos, será utilizada a seguinte estrutura:

$$\Delta f_t^{(\tau_1, \tau_2)} = \alpha_0 + \alpha_1 x_t + \varepsilon_t \quad , \quad (6)$$

onde $\Delta f_t^{(\tau_1, \tau_2)}$ representa a variação da taxa a termo entre as maturidades τ_1 e τ_2 , calculada como a diferença entre as taxas de fechamento do mercado na data t de divulgação do indicador macroeconômico e o dia útil imediatamente anterior, $t-1$.

A variável x_t representa o componente de surpresa da variação mensal do IPCA, IPCA-15, PIM, COPOM e IPCA_ENCADEADO (primeiro grupo de testes), ou a série original das variações mensais destes indicadores (segundo grupo de testes), como descrito na Tabela 4.

O objetivo dos testes é calcular o coeficiente α_1 e determinar sua significância estatística, medida pela estatística t do teste.

É esperado que pelo menos no vértice de principal interesse (taxa de inflação implícita a termo entre 4-8 anos), não seja verificada sensibilidade às surpresas das variações mensais dos indicadores macroeconômicos divulgados.

Também é esperado que haja redução de significância estatística à medida em que os vértices se distanciam de t_0 , evidenciando a perda de sensibilidade possivelmente causada pela ancoragem das expectativas de longo prazo.

Tabela 5: Variáveis dependentes do modelo

Variáveis Dependentes		
- Juro Nominal - Juro Real - Inflação Implícita	0-1 ano	Δ_{1dia} (taxa <i>zero coupon</i> de 1 ano)
	0-4 anos	Δ_{1dia} (taxa <i>zero coupon</i> de 4 anos)
	1-5 anos	Δ_{1dia} (taxa <i>a termo</i> entre 1 e 5 anos)
	2-6 anos	Δ_{1dia} (taxa <i>a termo</i> entre 2 e 6 anos)
	3-7 anos	Δ_{1dia} (taxa <i>a termo</i> entre 3 e 7 anos)
	4-8 anos	Δ_{1dia} (taxa <i>a termo</i> entre 4 e 8 anos)
	1-8 anos	Δ_{1dia} (taxa <i>a termo</i> entre 1 e 8 anos)

A estimação do modelo foi realizada pelo método dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) robusto, com correção de heteroscedasticidade e autocorrelação pela matriz HAC de Newey-West.

3.5 Estatísticas Descritivas da Amostra

Na Tabela 6, estão exibidas as estatísticas descritivas das variáveis explicativas utilizadas no modelo (6), listadas na Tabela 4.

O período coberto pela amostra, de jan/2005 a jul/2011, oferece 79 observações de IPCA, IPCA-15 e Pesquisa Industrial Mensal de Produção Física (PIM), além de 57 observações de decisões do COPOM. Com a série do IPCA e IPCA-15 encadeados pela ordem de divulgação, é possível obter 158 observações de inflação.

O parâmetro de assimetria identifica a cauda onde a massa da distribuição de frequência da amostra é maior, sendo que números positivos indicam que a cauda à direita é mais pesada e números negativos indicam maior peso na cauda à esquerda. Em uma distribuição simétrica, o valor da assimetria é igual a zero.

Já a curtose identifica o achatamento da distribuição de frequência da amostra, de forma que uma curva mais achatada exibe curtose menor que 3 (platicúrtica) e uma curva mais aguda exibe curtose maior que 3 (leptocúrtica). A curtose de uma distribuição normal é 3.

A estatística Jarque-Bera identifica o quanto a distribuição de frequência da amostra se aproxima de uma distribuição normal. Sob a hipótese nula (distribuição é normal), a estatística Jarque-Bera é distribuída como uma Qui-quadrado com 2 graus de liberdade.

Tabela 6: Estatísticas descritivas das variáveis explicativas do modelo. As variáveis “série” correspondem às variações mensais realizadas dos indicadores, expressas em pontos percentuais. As variáveis “SURP” correspondem à componente de surpresa contida na variação mensal do indicador, expressa em unidades de desvio padrão da série de surpresas (realizado – esperado). O índice ** indica significância estatística com 95% de confiança.

Variáveis Explicativas	IPCA série	IPCA_SURP	IPCA-15 série	IPCA-15_SURP	IPCA_ENCAD série	IPCA_ENCAD_SURP
Observações	79	79	79	79	158	158
Média	0,423	0,086	0,415	0,014	0,419	0,045
Mediana	0,430	0,000	0,380	0,134	0,405	0,000
Máximo	0,870	3,412	0,970	2,537	0,970	2,982
Mínimo	-0,210	-2,559	-0,150	-2,003	-0,210	-2,237
Desvio Padrão	0,236	1,000	0,251	1,000	0,243	1,000
Assimetria	-0,038	0,270	0,146	-0,130	0,059	-0,022
Curtose	2,624	4,296	2,451	2,6999	2,529	3,337
Jarque-Bera	0,486**	6,487	1,273**	0,518**	1,550**	0,762**

Variáveis Explicativas	PIM série	PIM_SURP	COPOM série	COPOM_SURP
Observações	79	79	57	57
Média	0,166	-0,269	-0,092	-0,070
Mediana	0,400	-0,175	0,000	0,000
Máximo	2,800	1,138	0,750	2,005
Mínimo	-12,400	-5,385	-1,500	-4,010
Desvio Padrão	1,971	1,000	0,501	1,000
Assimetria	-3,513	2,295	-0,342	-0,948
Curtose	22,544	11,526	2,847	7,338
Jarque-Bera	1419,879	308,650	1,167**	53,241

As Tabelas 7 a 11 mostram as variações de taxas juros nominais, reais e inflação implícita utilizadas como variáveis dependentes.

Tabela 7: Estatísticas descritivas da variação dos juros nominais, reais e inflação implícita nas datas de divulgação do IPCA (variáveis dependentes), expressa em *basis-points* (bps). O índice ** indica significância estatística com 95% de confiança.

Δ_{1dia} (taxa) divulgação IPCA	0-1 ano	0-4 anos	1-5 anos	2-6 anos	3-7 anos	4-8 anos	1-8 anos
Observações	79	79	79	79	79	79	79
Juro Nominal							
Média	-1,876	-1,479	-1,480	-1,693	-1,977	-1,800	-1,603
Mediana	-1,641	-0,905	-1,083	-1,219	0,157	-0,119	-1,819
Máximo	24,495	28,827	33,957	26,767	36,290	60,935	34,839
Mínimo	-37,672	-54,855	-55,168	-53,625	-52,689	-49,921	-48,102
Desvio Padrão	9,074	12,996	14,036	13,700	13,883	14,142	13,534
Assimetria	-0,804	-0,999	-0,927	-0,967	-0,845	0,376	-0,721
Curtose	6,531	6,922	6,261	5,626	5,899	8,084	5,522
Jarque-Bera	49,540	63,790	46,318	35,011	37,060	86,947	27,775
Juro Real							
Média	-0,234	-0,934	-1,175	-0,945	0,176	0,549	-0,177
Mediana	-0,424	-0,583	-0,459	-0,203	0,016	0,117	-0,019
Máximo	32,065	13,747	13,440	17,991	24,048	29,840	20,529
Mínimo	-15,020	-18,586	-21,636	-22,079	-25,640	-17,549	-17,785
Desvio Padrão	6,403	5,870	6,407	6,547	6,937	7,057	5,479
Assimetria	1,582	-0,471	-0,684	-0,534	0,113	0,919	0,001
Curtose	10,433	3,855	4,859	5,470	6,433	6,948	6,834
Jarque-Bera	214,824	5,331**	17,534	23,835	38,967	62,428	48,393
Inflação Implícita							
Média	-1,510	-0,453	-0,214	-0,630	-2,007	-2,225	-1,305
Mediana	-0,990	0,315	-0,023	-0,673	-1,251	-1,544	-1,181
Máximo	19,516	25,527	25,394	21,552	34,419	57,804	32,895
Mínimo	-23,144	-31,765	-28,918	-27,504	-36,616	-28,865	-29,749
Desvio Padrão	7,832	8,524	9,090	9,665	11,206	12,840	10,004
Assimetria	-0,215	-0,402	-0,212	-0,109	0,108	1,204	0,233
Curtose	3,926	5,442	4,342	3,135	4,353	7,886	4,486
Jarque-Bera	3,431**	21,754	6,520	0,216**	6,182	97,688	7,983

Tabela 8: Estatísticas descritivas da variação dos juros nominais, reais e inflação implícita nas datas de divulgação do IPCA-15 (variáveis dependentes), expressa em *basis-points* (bps). O índice ** indica significância estatística com 95% de confiança.

Δ_{1dia} (taxa) divulgação IPCA-15	0-1 ano	0-4 anos	1-5 anos	2-6 anos	3-7 anos	4-8 anos	1-8 anos
Observações	79	79	79	79	79	79	79
Juro Nominal							
Média	-0,839	-1,559	-1,712	-1,749	-1,603	-1,920	-1,867
Mediana	0,490	-1,256	-1,617	-0,486	0,064	0,087	-0,065
Máximo	21,399	31,089	35,805	42,151	39,394	42,053	38,757
Mínimo	-43,729	-48,028	-55,668	-51,759	-63,145	-110,939	-54,165
Desvio Padrão	9,828	14,307	16,062	16,129	17,056	20,381	16,340
Assimetria	-1,376	-0,405	-0,496	-0,311	-0,891	-2,097	-0,742
Curtose	7,196	3,955	4,358	4,195	5,668	12,431	4,943
Jarque-Bera	82,902	5,158**	9,307	5,975**	33,886	350,655	19,700
Juro Real							
Média	-0,329	0,531	1,090	0,363	-0,596	-0,724	-0,067
Mediana	-0,369	-0,001	0,247	0,131	-0,011	-0,116	-0,109
Máximo	14,305	24,107	22,275	23,461	23,036	19,246	19,150
Mínimo	-19,516	-26,630	-28,436	-30,703	-34,477	-24,027	-27,357
Desvio Padrão	5,970	7,299	8,307	7,624	7,773	6,808	6,201
Assimetria	-0,351	-0,430	-0,173	-0,540	-1,090	-0,330	-0,641
Curtose	4,380	7,014	6,022	7,929	9,487	5,888	9,395
Jarque-Bera	7,888	55,467	30,449	83,824	154,167	28,887	140,027
Inflação Implícita							
Média	-0,399	-1,920	-2,603	-1,949	-0,870	-1,026	-1,630
Mediana	1,317	-0,517	-1,589	-0,302	1,018	0,222	0,632
Máximo	38,825	22,602	20,008	28,085	33,045	37,699	23,726
Mínimo	-47,041	-51,376	-50,775	-39,028	-55,818	-102,313	-49,503
Desvio Padrão	10,735	10,867	11,399	11,165	13,443	17,668	12,058
Assimetria	-0,640	1,244	-1,268	-0,595	-1,195	-2,397	-1,164
Curtose	7,891	7,397	6,176	4,059	7,250	15,340	5,518
Jarque-Bera	84,103	84,041	54,380	8,350	78,257	576,895	38,727

No caso das variações registradas nas datas de divulgação do IPCA (Tabela 7), podemos notar que os juros nominais variam negativamente na média, enquanto as variações médias de juros reais exibem comportamento misto. Já as variações médias da inflação implícita são negativas em todos os vértices.

No caso das variações em datas de divulgação do IPCA-15 (Tabela 8), os juros nominais compartilham na média dos mesmos sinais negativos, enquanto as variações médias dos juros reais exibem comportamento misto. Já a inflação implícita varia negativamente na média em todos os vértices.

Tabela 9: Estatísticas descritivas da variação dos juros nominais, reais e inflação implícita nas datas de divulgação da PIM, expressa em *basis-points* (bps). O índice ** indica significância estatística com 95% de confiança.

Δ_{1dia} (taxa) divulgação PIM-IBGE	0-1 ano	0-4 anos	1-5 anos	2-6 anos	3-7 anos	4-8 anos	1-8 anos	
Observações	79	79	79	79	79	79	79	
Juro Nominal	Média	-2,277	-2,642	-2,163	-1,446	-0,569	0,252	-1,044
	Mediana	-1,774	-2,652	-1,603	-1,537	-0,259	-0,458	-1,631
	Máximo	18,484	50,864	56,298	50,240	44,330	35,841	48,007
	Mínimo	-30,388	-85,740	-89,680	-85,016	-73,878	-60,160	-79,123
	Desvio Padrão	8,391	16,639	17,547	16,659	15,332	15,314	15,304
	Assimetria	-0,623	-1,373	-1,078	-1,195	-1,041	-0,451	-1,147
	Curtose	4,530	10,981	10,513	10,352	8,884	5,495	11,053
	Jarque-Bera	12,821	234,450	201,100	196,753	128,218	23,165	230,797
Juro Real	Média	-1,644	-1,443	-0,826	-0,350	-0,136	0,040	-0,559
	Mediana	-1,165	-1,147	-1,745	-0,681	-0,789	-0,446	-0,552
	Máximo	18,578	20,430	25,245	20,826	18,132	25,575	20,662
	Mínimo	-26,735	-25,895	-16,352	-14,555	-13,857	-13,360	-15,890
	Desvio Padrão	6,143	6,600	6,446	5,229	5,044	5,391	5,075
	Assimetria	-0,576	-0,160	0,993	1,250	1,449	1,811	0,921
	Curtose	8,066	6,947	6,254	7,356	7,358	9,897	8,095
	Jarque-Bera	88,840	51,630	47,826	83,029	90,166	199,795	96,611
Inflação Implícita	Média	-0,503	-1,013	-1,172	-0,985	-0,388	0,192	-0,407
	Mediana	-0,476	0,136	0,601	0,353	0,141	-0,800	-0,539
	Máximo	25,194	26,981	27,365	26,116	26,670	31,647	24,220
	Mínimo	-19,932	-53,306	-66,009	-68,164	-63,871	-49,442	-57,190
	Desvio Padrão	6,900	11,449	12,725	12,859	13,182	13,774	11,191
	Assimetria	0,387	-1,391	-1,609	-1,789	-1,338	-0,478	-1,436
	Curtose	4,941	8,195	10,204	11,163	8,647	4,844	10,153
	Jarque-Bera	14,377	114,296	204,917	261,488	128,513	14,207	195,559

Na Tabela 9, podemos ver as variações dos juros nominais, reais e inflação implícita nas datas de divulgação da PIM. Neste caso, podemos ver que, à exceção do vértice 4-8 anos, os juros nominais, reais e inflação implícita apresentam variações negativas na média.

Veremos mais adiante na discussão dos resultados dos testes, que a variável explicativa PIM determinou alguns resultados bastante contra intuitivos, que podem estar de certa maneira relacionados às características das distribuições observadas na Tabela 9.

Tabela 10: Estatísticas descritivas da variação dos juros nominais, reais e inflação implícita nas datas de divulgação do COPOM, expressa em *basis-points* (bps). O índice ** indica significância estatística com 95% de confiança.

Δ_{1dia} (taxa) divulgação COPOM	0-1 ano	0-4 anos	1-5 anos	2-6 anos	3-7 anos	4-8 anos	1-8 anos
Observações	57	57	57	57	57	57	57
Juro Nominal							
Média	-1,175	2,252	3,320	3,004	2,433	1,722	2,446
Mediana	-2,252	2,008	4,389	3,740	2,546	2,174	3,697
Máximo	40,123	57,315	57,426	56,716	48,797	36,783	48,819
Mínimo	-30,864	-29,873	-38,600	-39,136	-36,933	-38,082	-37,603
Desvio Padrão	12,609	15,159	16,831	16,411	15,381	15,480	15,586
Assimetria	0,271	0,468	0,045	0,098	0,048	-0,123	-0,074
Curtose	3,976	4,986	4,179	4,284	3,672	2,942	3,777
Jarque-Bera	2,960**	11,452	3,320**	4,004**	1,094**	0,151**	1,485**
Juro Real							
Média	-2,363	-3,942	-4,372	-3,708	-1,615	2,081	-0,726
Mediana	-1,024	-0,563	-0,575	-0,550	0,064	0,082	-0,001
Máximo	13,081	15,629	14,476	16,463	16,283	149,302	27,732
Mínimo	-38,589	-100,762	-145,285	-120,695	-35,169	-15,922	-26,821
Desvio Padrão	9,754	15,373	20,810	17,398	7,889	20,746	7,601
Assimetria	-1,897	-4,587	-5,653	-5,469	-1,558	6,398	0,145
Curtose	8,470	29,072	38,428	37,300	7,868	46,134	7,543
Jarque-Bera	105,232	1814,363	3284,476	3078,335	79,359	4807,723	49,221
Inflação Implícita							
Média	1,167	5,948	7,447	6,517	3,860	-0,456	2,987
Mediana	1,120	3,602	4,503	3,943	3,151	2,806	3,707
Máximo	34,144	85,055	126,980	102,163	49,785	34,879	49,772
Mínimo	-21,551	-23,199	-27,309	-19,004	-20,489	-163,661	-46,266
Desvio Padrão	10,011	15,471	20,166	17,376	12,079	25,220	13,134
Assimetria	0,609	2,779	3,759	3,244	0,756	-4,780	-0,276
Curtose	4,547	14,815	23,311	18,156	5,185	32,078	7,423
Jarque-Bera	9,204	404,860	1114,068	645,537	16,770	2225,186	47,177

Tabela 11: Estatísticas descritivas da variação dos juros nominais, reais e inflação implícita nas datas de divulgação do IPCA e IPCA-15 encadeados, expressa em *basis-points* (bps). O índice ** indica significância estatística com 95% de confiança.

Δ_{1dia} (taxa) divulgação IPCA_ENCAD	0-1 ano	0-4 anos	1-5 anos	2-6 anos	3-7 anos	4-8 anos	1-8 anos
Observações	158	158	158	158	158	158	158
Juro Nominal							
Média	-1,358	-1,519	-1,596	-1,721	-1,790	-1,860	-1,735
Mediana	-0,551	-1,171	-1,592	-1,130	0,111	-0,016	-0,575
Máximo	24,495	31,089	35,805	42,151	39,394	60,935	38,757
Mínimo	-43,729	-54,855	-55,668	-53,625	-63,145	-110,939	-54,165
Desvio Padrão	9,443	13,624	15,035	14,916	15,502	17,485	14,955
Assimetria	-1,109	-0,663	-0,676	-0,567	-0,881	-1,549	-0,749
Curtose	6,845	5,202	5,147	4,806	5,960	13,060	5,314
Jarque-Bera	129,669	43,477	42,386	29,936	78,116	729,402	50,029
Juro Real							
Média	-0,282	-0,201	-0,043	-0,291	-0,210	-0,088	-0,122
Mediana	-0,397	-0,234	-0,093	-0,048	0,002	-0,031	-0,058
Máximo	32,065	24,107	22,275	23,461	24,048	29,840	20,529
Mínimo	-19,516	-26,630	-28,436	-30,703	-34,477	-24,027	-27,357
Desvio Padrão	6,170	6,642	7,481	7,113	7,354	6,941	5,833
Assimetria	0,719	-0,373	-0,217	-0,494	-0,608	0,334	-0,378
Curtose	7,897	6,226	6,003	7,107	8,523	6,639	8,538
Jarque-Bera	171,473	72,191	60,620	117,472	210,516	90,098	205,657
Inflação Implícita							
Média	-0,955	-1,186	-1,408	-1,290	-1,439	-1,625	-1,468
Mediana	0,633	-0,240	-0,630	-0,484	-0,056	-0,667	-0,367
Máximo	38,825	25,527	25,394	28,085	34,419	57,804	32,895
Mínimo	-47,041	-51,376	-50,775	-39,028	-58,818	-102,313	-49,503
Desvio Padrão	9,383	9,763	10,346	10,430	12,349	15,406	11,045
Assimetria	-0,481	-1,036	-0,987	-0,431	-0,698	-1,409	-0,673
Curtose	7,539	7,418	6,206	3,877	6,348	14,651	5,411
Jarque-Bera	141,715	156,767	93,317	9,970	86,635	946,029	50,187

A Tabela 10 traz as variações nas datas de divulgação das decisões do COPOM. Neste caso, podemos observar bastante congruência nos comportamentos das taxas de juros nominais.

A Tabela 11 apresenta as variações nas datas de divulgação do IPCA e IPCA-15 encadeados. Pode-se ver que nesta série, as variações dos juros nominais, reais e inflação implícita apresentam sinal negativo na média.

Segundo a metodologia proposta neste trabalho, as variáveis descritas nas Tabelas 7 a 11 serão testadas contra o poder explicativo das variáveis descritas na Tabela 6, segundo o modelo descrito em (6).

No primeiro grupo de testes, serão analisadas as variações de juros nominais, reais e inflação implícita contra a surpresa padronizada das variações mensais dos indicadores macroeconômicos.

No segundo grupo de testes, serão analisadas as variações de juros nominais, reais e inflação implícita contra a série original das variações mensais dos indicadores macroeconômicos.

4. DISCUSSÃO DE RESULTADOS

Os testes descritos a seguir foram divididos em 2 partes. Na primeira parte, é utilizada a surpresa padronizada da variação mensal do indicador macroeconômico como variável explicativa. Na segunda parte, é utilizada a própria série das variações mensais originais do indicador macroeconômico de interesse como variável explicativa.

O primeiro objetivo dos testes aqui relatados é identificar se os resultados obtidos para a inflação implícita a termo trazem informações mais importantes que os resultados obtidos para os juros nominais e reais a termo. O que se quer neste caso, é qualificar o conteúdo informacional dos resultados obtidos para a inflação implícita a termo.

O segundo objetivo é propriamente inferir a resposta ao teste de hipóteses proposto neste trabalho, isto é, se o vértice de inflação implícita a termo de longo prazo (4-8 anos) é sensível aos indicadores macroeconômicos de curto prazo.

O terceiro objetivo é comparar os resultados obtidos para o vértice de inflação implícita a termo de 1-8 anos na Brasil com os resultados obtidos para o vértice de inflação implícita de 1-10 anos obtidos por Gürkaynak, Levin e Swanson (2010) para Estados Unidos, Reino Unido e Suécia.

Um objetivo adicional é verificar se há perda de sensibilidade (significância estatística) da inflação implícita a termo, à medida em que o vértice de análise se aproxima do vértice de longo prazo (estrutural) da economia.

4.1 Surpresa Padronizada dos Indicadores Macroeconômicos

A Tabela 12 traz os resultados para o teste em que se utiliza a surpresa mensal padronizada do IPCA como variável explicativa das variações das taxas de juros nominais, reais e inflação implícita observadas nas datas de divulgação deste indicador.

Tabela 12: Surpresa mensal padronizada do IPCA como a variável explicativa de $\Delta f_t^{(\tau_1, \tau_2)} = \alpha_0 + \alpha_1 x_t + \varepsilon_t$.

IPCA_SURP	0-1 ano	0-4 anos	1-5 anos	2-6 anos	3-7 anos	4-8 anos	1-8 anos
Juro Nominal	3,500***	2,479	2,218	2,102	2,561	3,101*	2,688
	[3,137]	[1,606]	[1,250]	[1,286]	[1,558]	[1,751]	[1,581]
Juro Real	-1,001	-0,071	-0,002	0,088	0,783	0,767	0,545
	[-1,558]	[-0,100]	[-0,002]	[0,097]	[0,778]	[1,034]	[0,781]
Inflação Implícita	4,221***	2,355***	2,043**	1,857*	1,615*	2,134	1,963*
	[4,795]	[2,786]	[2,042]	[1,921]	[1,696]	[1,629]	[1,898]

Estimação realizada por MQO robusto, com correção de heteroscedasticidade e autocorrelação pela matriz HAC de Newey-West. Coeficiente α_1 expresso em basis-points (bps) de $\Delta f_t^{(\tau_1, \tau_2)}$ por unidade de desvio-padrão da surpresa do indicador macroeconômico. O valor entre colchetes é a estatística t do teste. Os índices ***, ** e * indicam significância estatística a 99%, 95% e 90% de confiança. O restante das estatísticas está reportado na seção de anexos.

Ao observarmos os coeficientes estimados para os juros nominais e reais, podemos ver que apenas o vértice de juro nominal de 0-1 ano apresentou significância estatística, enquanto no caso dos vértices de inflação implícita, praticamente todos os coeficientes apresentaram resultados estatisticamente significativos.

De fato, o que se quer destacar é que mesmo em vértices de inflação implícita com grande significância estatística (0-1 ano e 0-4 anos), não houve a coincidência de resultados estatisticamente significativos para os juros nominais e reais equivalentes. Tal resposta indica que a informação contida no comportamento da inflação implícita é relevante para a análise deste estudo.

Ao analisar apenas o comportamento da inflação implícita a termo, observamos que há perda de significância estatística à medida em que os vértices se distanciam da origem, sendo que no vértice mais longo (4-8 anos), o coeficiente deixa de ser estatisticamente significativo.

Embora o vértice 3-7 anos ainda apresente resposta estatística aos dados de curto prazo, é possível observar que os valores das estatísticas *t* dos testes são monotonicamente decrescentes com o prazo, confirmando a perda de sensibilidade.

Este conjunto de resultados indica que a inflação implícita de longo prazo não é sensível às surpresas presentes nas divulgações mensais do IPCA.

Gürkaynak, Levin e Swanson (2010) encontraram coeficientes com significância estatística para o vértice de inflação implícita de 1-10 anos medido contra a surpresa do núcleo da inflação ao consumidor, nos Estados Unidos e Reino Unido (período pré-independência do Banco Central).

Os valores encontrados pelos autores são de 1,51 e 2,60 bps por unidade de desvio padrão (da surpresa) respectivamente. Tais valores são semelhantes ao encontrado para o Brasil no teste da inflação implícita de 1-8 anos para o IPCA_SURP (Tabela 12), de 1,96 bps por unidade de desvio padrão, também estatisticamente significativo.

Mas, para Suécia e Reino Unido (período pós-independência do Banco Central), os mesmos coeficientes não apresentaram significância estatística, de acordo com Gürkaynak, Levin e Swanson (2010).

A Tabela 13 traz os resultados para o teste em que se utiliza a surpresa mensal padronizada do IPCA-15 como variável explicativa das variações das taxas de juros nominais, reais e inflação implícita observadas nas datas de divulgação deste indicador.

Tabela 13: Surpresa mensal padronizada do IPCA-15 como a variável explicativa de $\Delta f_t^{(\tau_1, \tau_2)} = \alpha_0 + \alpha_1 x_t + \varepsilon_t$.

IPCA-15_SURP	0-1 ano	0-4 anos	1-5 anos	2-6 anos	3-7 anos	4-8 anos	1-8 anos
Juro Nominal	1,186	0,630	0,716	1,284	1,881	2,133	1,406
	[1,328]	[0,534]	[0,540]	[0,912]	[1,396]	[1,445]	[1,117]
Juro Real	-3,017***	-1,570**	-0,744	-0,505	-0,181	0,170	-0,364
	[-4,073]	[-2,340]	[-0,909]	[-0,806]	[-0,345]	[0,331]	[-0,693]
Inflação Implícita	4,080***	2,132**	1,392	1,686	1,929*	1,810	1,665*
	[4,068]	[2,236]	[1,479]	[1,636]	[1,778]	[1,314]	[1,789]

Estimação realizada por MQO robusto, com correção de heteroscedasticidade e autocorrelação pela matriz HAC de Newey-West. Coeficiente α_1 expresso em basis-points (bps) de $\Delta f_t^{(\tau_1, \tau_2)}$ por unidade de desvio-padrão da surpresa do indicador macroeconômico. O valor entre colchetes é a estatística t do teste. Os índices ***, ** e * indicam significância estatística a 99%, 95% e 90% de confiança. O restante das estatísticas está reportado na seção de anexos.

Neste caso, podemos observar que não há ocorrência de significância estatística em nenhum dos coeficientes estimados para os juros nominais, enquanto no caso dos juros reais, há significância estatística apenas nos vértices *zero coupon*. A maior incidência de significância estatística nos coeficientes da inflação implícita novamente indica que há informação relevante contida nestes dados.

Observando somente os resultados da inflação implícita, a análise já não é tão óbvia. O mesmo vértice 4-8 anos continua insensível às surpresas mensais do indicador, mas já não há a ocorrência de comportamento monotonicamente decrescente na estatística t dos testes, acompanhando o aumento da maturidade.

Ainda, o coeficiente do vértice 3-7 anos apresenta significância estatística, mesmo que os coeficientes dos vértices mais curtos anteriores (1-5 anos e 2-6 anos) não tenham apresentado. Assim, os resultados para a surpresa mensal padronizada do IPCA-15 são menos conclusivos.

Porém, os resultados encontrados para a inflação implícita de 1-8 anos (1,67 bps por desvio padrão, Tabela 13) continuam próximos dos encontrados por Gürkaynak, Levin e Swanson (2010) para a inflação implícita de 1-10 anos nos Estados Unidos e Reino Unido (pré-independência do Banco Central) de 1,51 e 2,60 bps por desvio padrão, respectivamente.

A Tabela 14 traz os resultados para o teste em que se utiliza a surpresa mensal padronizada da Pesquisa Industrial Mensal de Produção Física (PIM) como variável explicativa das variações

das taxas de juros nominais, reais e inflação implícita observadas nas datas de divulgação deste indicador.

Tabela 14: Surpresa mensal padronizada da PIM como a variável explicativa de $\Delta f_t^{(\tau_1, \tau_2)} = \alpha_0 + \alpha_1 x_t + \varepsilon_t$.

PIM_SURP	0-1 ano	0-4 anos	1-5 anos	2-6 anos	3-7 anos	4-8 anos	1-8 anos
Juro Nominal	3,780***	2,504	2,882	3,415	4,469**	5,448***	4,000**
	[6,763]	[1,609]	[1,504]	[1,568]	[2,472]	[3,312]	[2,390]
Juro Real	1,040**	1,492***	1,324***	1,251***	1,025**	0,637	1,067***
	[2,418]	[3,519]	[2,980]	[3,003]	[2,223]	[1,467]	[2,744]
Inflação Implícita	2,511***	0,865	1,372	1,934	3,143*	4,452***	2,666*
	[4,850]	[0,726]	[0,886]	[1,052]	[1,740]	[2,731]	[1,844]

Estimação realizada por MQO robusto, com correção de heteroscedasticidade e autocorrelação pela matriz HAC de Newey-West. Coeficiente α_1 expresso em basis-points (bps) de $\Delta f_t^{(\tau_1, \tau_2)}$ por unidade de desvio-padrão da surpresa do indicador macroeconômico. O valor entre colchetes é a estatística t do teste. Os índices ***, ** e * indicam significância estatística a 99%, 95% e 90% de confiança. O restante das estatísticas está reportado na seção de anexos.

Os resultados encontrados para a PIM mostram-se completamente diferentes dos encontrados para o IPCA e IPCA-15, e inconclusivos de forma geral.

Na primeira análise, verifica-se alta incidência de significância estatística nos coeficientes estimados para os juros nominais e reais, principalmente.

Posteriormente, observa-se que a estatística t dos testes aumenta com o alongamento das maturidades, principalmente no caso dos juros nominais e inflação implícita, sugerindo que as taxas de maior maturidade são mais sensíveis aos dados de Produção Industrial Mensal do que as taxas mais curtas, o que é no mínimo, contra intuitivo.

Finalmente, o vértice de inflação implícita de 4-8 anos apresenta o coeficiente com maior significância estatística dentre os vértices testados, à exceção do vértice 0-1 ano, que não por acaso, é sempre o mais sensível em todos os testes.

No trabalho de Gürkaynak, Levin e Swanson (2010) não é utilizado um indicador de produção industrial para os Estados Unidos, de forma que o coeficiente reportado para a divulgação do PIB como variável explicativa é de 1,77 (estatisticamente significativo). No caso do Reino

Unido (pré-independência do banco central), o coeficiente estimado para o indicador de produção industrial não apresentou significância estatística.

Também para a Suécia e Reino Unido (pós-independência do banco central), os valores reportados não apresentaram significância estatística.

O coeficiente do vértice de inflação implícita de 1-8 anos (Tabela 14), de 2,67 significativo a 10%, contrasta com os valores encontrados em Gürkaynak, Levin e Swanson (2010).

Antes que se conclua estarmos tratando de um *puzzle*, é importante verificar que a distribuição dos dados relacionados aos testes da PIM são mal comportados, como se pode verificar nas Tabelas 6 e 9, o que pode ter conduzido a estes resultados que contrariam a lógica esperada.

Na Tabela 15, exibe-se os resultados para o teste em que se utiliza a surpresa mensal padronizada das decisões do COPOM como variável explicativa das variações das taxas de juros nominais, reais e inflação implícita observadas nas datas de divulgação deste indicador.

Tabela 15: Surpresa padronizada das decisões do COPOM como a variável explicativa de $\Delta f_t^{(\tau_1, \tau_2)} = \alpha_0 + \alpha_1 x_t + \varepsilon_t$.

COPOM_SURP	0-1 ano	0-4 anos	1-5 anos	2-6 anos	3-7 anos	4-8 anos	1-8 anos
Juro Nominal	4,837***	-1,657	-3,447*	-2,782	-1,285	-0,354	-1,853
	[4,060]	[-1,123]	[-1,720]	[-1,334]	[-0,577]	[-0,133]	[-0,854]
Juro Real	4,643***	1,369	-0,399	-0,823	-0,063	0,097	0,164
	[2,895]	[1,275]	[-0,331]	[-0,725]	[-0,062]	[0,091]	[0,174]
Inflação Implícita	-0,096	-2,888**	-2,811*	-1,793	-1,164	-0,461	-1,910
	[-0,062]	[-2,574]	[-1,864]	[-1,536]	[-0,775]	[-0,240]	[-1,373]

Estimação realizada por MQO robusto, com correção de heteroscedasticidade e autocorrelação pela matriz HAC de Newey-West. Coeficiente α_1 expresso em basis-points (bps) de $\Delta f_t^{(\tau_1, \tau_2)}$ por unidade de desvio-padrão da surpresa do indicador macroeconômico. O valor entre colchetes é a estatística t do teste. Os índices ***, ** e * indicam significância estatística a 99%, 95% e 90% de confiança. O restante das estatísticas está reportado na seção de anexos.

Os resultados encontrados para as surpresas padronizadas das decisões do COPOM como variável explicativa não são interessantes do ponto de vista deste estudo, pois o comportamento das taxas não exibe padrão identificável.

Os únicos coeficientes com significância estatística são os vértices de 0-1 ano de juros nominais e reais, 1-5 anos de juros nominais, e os vértices de inflação implícita de 0-4 anos e 1-5 anos.

Gürkaynak, Levin e Swanson (2010) reportam os coeficientes relativos às decisões de política monetária como sendo de -0,60 bps por desvio padrão (com significância estatística) no Reino Unido pré-independência do banco central. Nos Estados Unidos, Reino Unido pós-independência do banco central e Suécia, os coeficientes estimados não apresentaram significância estatística.

A Tabela 16 traz os resultados do teste adicional, em que se utiliza a surpresa mensal padronizada do IPCA e IPCA-15 encadeados como variável explicativa das variações de taxas observadas nas datas de divulgação destes indicadores.

Tabela 16: Surpresa padronizada do IPCA_ENCADC como a variável explicativa de $\Delta f_t^{(\tau_1, \tau_2)} = \alpha_0 + \alpha_1 x_t + \varepsilon_t$.

IPCA_ENCADC_SURP	0-1 ano	0-4 anos	1-5 anos	2-6 anos	3-7 anos	4-8 anos	1-8 anos
Juro Nominal	2,162***	1,427	1,364	1,626	2,150*	2,532*	1,951
	[3,208]	[1,399]	[1,124]	[1,285]	[1,692]	[1,846]	[1,637]
Juro Real	-2,107***	-0,924	-0,448	-0,262	0,251	0,446	0,033
	[-4,618]	[-1,572]	[-0,609]	[-0,458]	[0,437]	[1,025]	[0,072]
Inflação Implícita	4,080***	2,228***	1,696**	1,762**	1,754**	1,912	1,781**
	[5,691]	[3,465]	[2,335]	[2,194]	[2,016]	[1,616]	[2,207]

Estimação realizada por MQO robusto, com correção de heteroscedasticidade e autocorrelação pela matriz HAC de Newey-West. Coeficiente α_1 expresso em basis-points (bps) de $\Delta f_t^{(\tau_1, \tau_2)}$ por unidade de desvio-padrão da surpresa do indicador macroeconômico. O valor entre colchetes é a estatística t do teste. Os índices ***, ** e * indicam significância estatística a 99%, 95% e 90% de confiança. O restante das estatísticas está reportado na seção de anexos.

Neste caso, os resultados voltam a se mostrar bem comportados, com a pouca incidência de significância estatística nos coeficientes estimados para os juros nominais e reais a termo.

Na inflação implícita, podemos ver a esperada redução monotônica dos valores das estatísticas t, até que se chega ao valor sem significância estatística do coeficiente do vértice 4-8 anos.

O vértice 1-8 anos apresenta o coeficiente de 1,78 bps por desvio padrão, significativo a 5%, que é compatível com os valores encontrados por Gürkaynak, Levin e Swanson (2010) para os Estados Unidos e Reino Unido (pré-independência do banco central), de 1,51 e 2,60 (estatisticamente significativos) bps por desvio padrão da surpresa, respectivamente.

Estes resultados indicam que a variável explicativa IPCA_ENCAD é interessante do ponto de vista da análise da sensibilidade das taxas de juros nominais, reais e inflação implícita à divulgação dos indicadores de curto prazo.

4.2 Série Original das Variações Mensais dos Indicadores

Nos testes seguintes, foram utilizadas as mesmas variáveis dependentes, qual seja, a variação das taxas de juros nominais, reais e de inflação implícita nas datas de divulgação dos indicadores macroeconômicos de curto prazo. Porém, neste caso, utilizou-se a própria variação mensal original do indicador como variável explicativa.

As Tabelas 17 e 18 trazem os resultados para o teste em que se utiliza as séries das variações mensais do IPCA e do IPCA-15 como variável explicativa das variações das taxas de juros nominais, reais e inflação implícita observadas nas datas de divulgação deste indicador.

Tabela 17: Variação mensal da série original do IPCA como a variável explicativa de $\Delta f_t^{(\tau_1, \tau_2)} = \alpha_0 + \alpha_1 x_t + \varepsilon_t$.

IPCA série	0-1 ano	0-4 anos	1-5 anos	2-6 anos	3-7 anos	4-8 anos	1-8 anos
Juro Nominal	4,510	-2,508	-4,565	-2,010	2,614	6,173	1,431
	[1,397]	[-0,618]	[-0,986]	[-0,443]	[0,547]	[1,034]	[0,302]
Juro Real	5,746*	0,995	-1,267	-1,504	-1,633	-1,309	-1,001
	[1,874]	[0,565]	[-0,608]	[-0,652]	[-0,630]	[-0,507]	[-0,633]
Inflação Implícita	-1,506	-3,364	-3,053	-0,411	4,048	7,073	2,298
	[-0,394]	[-1,096]	[-0,912]	[-0,115]	[0,886]	[1,209]	[0,579]

Estimação realizada por MQO robusto, com correção de heteroscedasticidade e autocorrelação pela matriz HAC de Newey-West. Coeficiente α_1 expresso em basis-points (bps) de $\Delta f_t^{(\tau_1, \tau_2)}$ por unidade de variação mensal do indicador macroeconômico. O valor entre colchetes é a estatística t do teste. Os índices ***, ** e * indicam significância estatística a 99%, 95% e 90% de confiança. O restante das estatísticas está reportado na seção de anexos.

No caso da série original do IPCA, podemos observar que os resultados não são interessantes para análise, uma vez que há a ocorrência de apenas 1 coeficiente significativo.

Tabela 18: Variação mensal da série original do IPCA-15 é a variável explicativa de $\Delta f_t^{(\tau_1, \tau_2)} = \alpha_0 + \alpha_1 x_t + \varepsilon_t$.

IPCA-15 série	0-1 ano	0-4 anos	1-5 anos	2-6 anos	3-7 anos	4-8 anos	1-8 anos
Juro Nominal	-0,101	-8,362	-8,829	-5,076	1,012	5,645	-1,579
	[-0,024]	[-1,493]	[-1,391]	[-0,821]	[0,152]	[0,663]	[-0,263]
Juro Real	-2,591	-4,813	-6,054**	-5,341**	-1,968	0,445	-2,103
	[-0,961]	[-1,628]	[-2,154]	[-2,435]	[-1,191]	[0,293]	[-1,273]
Inflação Implícita	2,586	-3,072	-2,378	0,431	2,772	4,612	0,481
	[0,541]	[-0,724]	[-0,515]	[0,091]	[0,463]	[0,584]	[0,103]

Estimação realizada por MQO robusto, com correção de heteroscedasticidade e autocorrelação pela matriz HAC de Newey-West. Coeficiente α_1 expresso em basis-points (bps) de $\Delta f_t^{(\tau_1, \tau_2)}$ por unidade de variação mensal do indicador macroeconômico. O valor entre colchetes é a estatística t do teste. Os índices ***, ** e * indicam significância estatística a 99%, 95% e 90% de confiança. O restante das estatísticas está reportado na seção de anexos.

A utilização da série original do IPCA-15 como variável explicativa também não apresenta resultados interessantes, ainda que haja 2 coeficientes com significância estatística.

Da utilização das séries originais do IPCA e IPCA-15, já podemos depreender uma importante conclusão, de que são as surpresas contidas nas divulgações mensais e não as variações dos índices em si, os responsáveis pela sensibilização dos preços de mercado.

Tabela 19: Variação mensal da série original da PIM como a variável explicativa de $\Delta f_t^{(\tau_1, \tau_2)} = \alpha_0 + \alpha_1 x_t + \varepsilon_t$.

PIM série	0-1 ano	0-4 anos	1-5 anos	2-6 anos	3-7 anos	4-8 anos	1-8 anos
Juro Nominal	0,911***	0,930	1,319*	1,899**	2,158***	2,181***	1,649**
	[3,087]	[1,292]	[1,712]	[2,509]	[3,336]	[3,771]	[2,492]
Juro Real	0,278	0,132	0,163	0,320*	0,186	0,107	0,098
	[1,239]	[0,589]	[0,683]	[1,794]	[1,055]	[0,611]	[0,509]
Inflação Implícita	0,577	0,732	1,060*	1,447**	1,823***	1,926***	1,436***
	[1,655]	[1,393]	[1,827]	[2,355]	[3,121]	[3,736]	[2,906]

Estimação realizada por MQO robusto, com correção de heteroscedasticidade e autocorrelação pela matriz HAC de Newey-West. Coeficiente α_1 expresso em basis-points (bps) de $\Delta f_t^{(\tau_1, \tau_2)}$ por unidade de variação mensal do indicador macroeconômico. O valor entre colchetes é a estatística t do teste. Os índices ***, ** e * indicam significância estatística a 99%, 95% e 90% de confiança. O restante das estatísticas está reportado na seção de anexos.

A Tabela 19 traz os resultados para o teste em que se utiliza a série da variação mensal da PIM como variável explicativa das variações das taxas de juros nominais, reais e inflação implícita observadas nas datas de divulgação deste indicador.

Assim como no caso em que é utilizada a surpresa mensal padronizada da PIM como variável explicativa, os resultados são inesperados.

Além da maior ocorrência de coeficientes estatisticamente significativos, também se pode observar o aumento da estatística t com o aumento da maturidade, o que também é um resultado contra intuitivo.

Provavelmente, estes resultados inexplicáveis nos testes que utilizam a Produção Industrial Mensal, também são causados pelos dados mal comportados observados para esta variável.

Porém, uma explicação alternativa, é que a política monetária brasileira poderia ter se caracterizado ao longo dos anos como mais reativa aos dados de inflação contemporânea do que às variações da Produção Industrial (PIM), induzindo no mercado um comportamento menos previsível.

A Tabela 20 traz os resultados para o teste em que se utiliza a série das decisões do COPOM como variável explicativa das variações das taxas de juros nominais, reais e inflação implícita observadas nas datas de divulgação deste indicador.

Tabela 20: Variação da série das decisões do COPOM como a variável explicativa de $\Delta f_t^{(\tau_1, \tau_2)} = \alpha_0 + \alpha_1 x_t + \varepsilon_t$.

COPOM série	0-1 ano	0-4 anos	1-5 anos	2-6 anos	3-7 anos	4-8 anos	1-8 anos
Juro Nominal	10,855***	3,368	0,133	-0,188	0,082	1,744	1,351
	[4,101]	[1,087]	[0,035]	[-0,048]	[0,020]	[0,398]	[0,350]
Juro Real	6,155***	4,450**	2,377	1,310	0,436	-2,914	-0,019
	[3,245]	[2,067]	[0,843]	[0,538]	[0,240]	[-0,890]	[-0,011]
Inflação Implícita	3,974	-1,268	-2,275	-1,540	-0,396	4,465	1,235
	[1,492]	[-0,560]	[-0,812]	[-0,608]	[-0,121]	[0,861]	[0,365]

Estimação realizada por MQO robusto, com correção de heteroscedasticidade e autocorrelação pela matriz HAC de Newey-West. Coeficiente α_1 expresso em basis-points (bps) de $\Delta f_t^{(\tau_1, \tau_2)}$ por unidade de variação do indicador macroeconômico. O valor entre colchetes é a estatística t do teste. Os índices ***, ** e * indicam significância estatística a 99%, 95% e 90% de confiança. O restante das estatísticas está reportado na seção de anexos.

Aparentemente, os vértices de 0-1 ano de juros nominais e reais, e o vértice de 0-4 anos de juros reais são afetados pelas decisões tomadas pelo COPOM. Nos outros vértices não há sensibilidade estatisticamente observável.

A Tabela 21 traz os resultados para o teste em que se utiliza a série do IPCA_ENCAD como variável explicativa das variações das taxas de juros nominais, reais e inflação implícita observadas nas datas de divulgação deste indicador.

Tabela 21: Variação da série do IPCA_ENCAD como a variável explicativa de $\Delta f_t^{(\tau_1, \tau_2)} = \alpha_0 + \alpha_1 x_t + \varepsilon_t$.

IPCA_ENCAD série	0-1 ano	0-4 anos	1-5 anos	2-6 anos	3-7 anos	4-8 anos	1-8 anos
Juro Nominal	2,030	-5,603	-6,813	-3,631	1,751	5,896	-0,154
	[0,742]	[-1,598]	[-1,637]	[-0,848]	[0,378]	[1,033]	[-0,036]
Juro Real	1,333	-2,134	-3,883**	-3,582**	-1,782	-0,334	-1,588
	[0,592]	[-0,975]	[-1,981]	[-2,437]	[-1,197]	[-0,201]	[-1,438]
Inflação Implícita	0,621	-3,155	-2,608	0,082	3,330	5,725	1,347
	[0,197]	[-1,297]	[-0,899]	[0,024]	[0,732]	[1,009]	[0,380]

Estimação realizada por MQO robusto, com correção de heteroscedasticidade e autocorrelação pela matriz HAC de Newey-West. Coeficiente α_1 expresso em basis-points (bps) de $\Delta f_t^{(\tau_1, \tau_2)}$ por unidade de variação do indicador macroeconômico. O valor entre colchetes é a estatística t do teste. Os índices ***, ** e * indicam significância estatística a 99%, 95% e 90% de confiança. O restante das estatísticas está reportado na seção de anexos.

No caso das séries originais das variações mensais do IPCA e IPCA-15 encadeadas, observa-se significância estatística apenas nos vértices 1-5 anos e 2-6 anos de juros reais, sem maiores conclusões possíveis.

De novo, o que se depreende é que o responsável pela sensibilização das taxas de juros nominais, reais e inflação implícita é o componente de surpresa contido na variação mensal da inflação, mais do que propriamente, a variação observada.

4.3 Ancoragem das Expectativas de Inflação

Os resultados dos testes realizados sobre as taxas de inflação implícita estão exibidos na Tabela 22, para os 5 indicadores macroeconômicos utilizados como variável explicativa.

No caso dos indicadores de inflação, IPCA, IPCA-15 e IPCA_ENCAD, pode-se observar grande aderência aos resultados esperados, isto é, os coeficientes das variações de taxas de inflação implícita perdem significância estatística à medida em que se distanciam da origem e se aproximam das maturidades relacionadas ao estado estacionário da economia.

Tabela 22: Resumo dos testes de inflação implícita. Surpresa padronizada do indicador macroeconômico como a variável explicativa de $\Delta f_t^{(\tau_1, \tau_2)} = \alpha_0 + \alpha_1 x_t + \varepsilon_t$.

Inflação Implícita	0-1 ano	0-4 anos	1-5 anos	2-6 anos	3-7 anos	4-8 anos	1-8 anos
IPCA_SURP	4,221***	2,355***	2,043**	1,857*	1,615*	2,134	1,963*
	[4,795]	[2,786]	[2,042]	[1,921]	[1,696]	[1,629]	[1,898]
IPCA-15_SURP	4,080***	2,132**	1,392	1,686	1,929*	1,810	1,665*
	[4,068]	[2,236]	[1,479]	[1,636]	[1,778]	[1,314]	[1,789]
IPCA_ENCAD_SURP	4,080***	2,228***	1,696**	1,762**	1,754**	1,912	1,781**
	[5,691]	[3,465]	[2,335]	[2,194]	[2,016]	[1,616]	[2,207]
PIM_SURP	2,511***	0,865	1,372	1,934	3,143*	4,452***	2,666*
	[4,850]	[0,726]	[0,886]	[1,052]	[1,740]	[2,731]	[1,844]
COPOM_SURP	-0,096	-2,888**	-2,811*	-1,793	-1,164	-0,461	-1,910
	[-0,062]	[-2,574]	[-1,864]	[-1,536]	[-0,775]	[-0,240]	[-1,373]

Estimação realizada por MQO robusto, com correção de heteroscedasticidade e autocorrelação pela matriz HAC de Newey-West. Coeficiente α_1 expresso em basis-points (bps) de $\Delta f_t^{(\tau_1, \tau_2)}$ por unidade de desvio-padrão da surpresa do indicador macroeconômico. O valor entre colchetes é a estatística t do teste. Os índices ***, ** e * indicam significância estatística a 99%, 95% e 90% de confiança. O restante das estatísticas está reportado na seção de anexos.

Portanto, estes resultados indicam que a função de reação da autoridade monetária no regime de metas para a inflação do Brasil, tem sido corretamente assimilada pelos agentes de mercado, que ao antecipar a resposta do banco central, aumentam a eficiência na transmissão da política monetária, reduzindo a incerteza de longo prazo da economia.

Neste contexto, as evidências sugerem que as expectativas de inflação de longo prazo no Brasil se encontram ancoradas, quando avaliadas em relação aos desvios na trajetória da inflação de curto prazo.

Porém, os resultados obtidos por Gürkaynak, Levin e Swanson (2010) para o Reino Unido pré e pós-independência do banco central (Tabela 23), sugerem que também o Brasil poderia se beneficiar de maior ancoragem nas expectativas inflacionárias, caso o Banco Central brasileiro fosse efetivamente independente.

Tabela 23: Resumo dos resultados do teste da inflação implícita a termo de 1-10 anos obtidos por Gürkaynak, Levin e Swanson (2010) para Estados Unidos, Reino Unido pré e pós-independência do banco central e Suécia; e da inflação implícita a termo de 1-8 anos para o Brasil. Coeficiente α_1 da surpresa mensal padronizada do indicador macroeconômico como a variável explicativa de $\Delta f_t^{(\tau_1, \tau_2)} = \alpha_0 + \alpha_1 x_t + \varepsilon_t$.

Inflação Implícita de 1-10 anos	Estados Unidos	Reino Unido pré-indep. BC	Reino Unido pós-indep. BC	Suécia	Brasil (1-8 anos)
Inflação	1,51*	2,60**	-0,76	-0,33	1,78*
	[2,29]	[3,08]	[-1,95]	[-0,37]	[2,21]
Produção Industrial	-	0,33	-0,04	-0,67	2,67
	-	[0,29]	[-0,09]	[-1,55]	[1,84]
PIB	1,77*	1,80*	-0,49	0,29	-
	[2,06]	[2,02]	[-0,54]	[0,45]	-
Política Monetária	-0,12	-0,60**	-0,13	0,23	-1,91
	[-1,42]	[-5,99]	[-1,01]	[1,48]	[-1,37]

Estimação realizada por MQO robusto, com correção de heteroscedasticidade pela matriz HAC de Newey-West. Coeficientes expressos em *basis-points* (bps) de $\Delta f_t^{(\tau_1, \tau_2)}$ por unidade de desvio-padrão da surpresa do indicador. O valor entre colchetes é a estatística t do teste. Os índices ** e * indicam significância estatística a 99% e 95% de confiança. Interceptos não reportados. O indicador macroeconômico de inflação refere-se ao núcleo do índice de inflação ao consumidor no caso de Estados Unidos, Reino Unido e Suécia; IPCA e IPCA-15 encadeados no caso do Brasil.

Por outro lado, se as expectativas estão bem ancoradas, as evidências também indicam que esta ancoragem se dá em um nível bastante acima da meta oficial de inflação, de 4,5% a.a., conforme se verifica nas Figuras 10 a 12, o que poderia ajudar a explicar os elevados juros reais necessários para a manutenção da inflação do Brasil em níveis controlados.

De forma geral, os testes para a PIM e as decisões do COPOM como variáveis explicativas foram inconclusivos, de forma geral, como os resultados obtidos por Gürkaynak, Levin e Swanson (2010) para Estados Unidos, Reino Unido e Suécia.

Finalmente, nas considerações finais, há que se levar em conta a possível existência de “efeito clientela” no mercado de títulos de longo prazo indexados à inflação no Brasil, causado pela grande presença de fundos de pensão e institutos de previdência complementar neste mercado.

Assim, a demanda cativa originada por estes agentes pode atenuar a sensibilidade observada nos preços de mercado, contribuindo para alterar os resultados dos testes.

5. CONCLUSÃO

Os títulos indexados à inflação constituem-se de um valioso recurso para a avaliação das expectativas inflacionárias dos participantes do mercado.

Por meio do modelo de Svensson (1994), foi possível extrair as taxas de inflação implícita nas curvas de juros nominais e reais dos títulos públicos brasileiros.

Calculando-se a inflação implícita a termo, foi possível avaliar as expectativas de inflação de longo prazo no Brasil, a qual pudemos observar que se situam em níveis de 6,0% a.a., acima portanto da meta de inflação oficial, de 4,5% a.a..

Por meio de um modelo simples, estimado por MQO robusto com correção de heteroscedasticidade e autocorrelação pela matriz HAC de Newey-West, foi possível testar como as expectativas de inflação implícitas nos títulos públicos brasileiros reagem aos dados macroeconômicos de alta frequência.

Pelos testes realizados, pudemos verificar que as expectativas de inflação de longo prazo no Brasil de fato, se encontram ancoradas, no âmbito do regime de metas para a inflação.

Por outro lado, os resultados obtidos por Gürkaynak, Levin e Swanson (2010) trazem evidências de que a independência do Banco Central do Brasil poderia aumentar o grau de ancoragem das expectativas inflacionárias no país.

Finalmente, ao verificarmos que as expectativas de inflação de longo prazo encontram-se ancoradas, também é forçoso reconhecer que estão ancoradas no lugar errado, isto é, em valores mais próximos do teto da banda de variação da inflação anual do que da meta oficial determinada pelo CMN.

Tal resultado contrasta com os resultados de Gürkaynak, Levin e Swanson (2010), em que as expectativas de inflação de longo prazo se situam próximos da meta oficial, mesmo quando o teste realizado pelos autores é pouco conclusivo na identificação do estado da ancoragem das expectativas de inflação.

6. REFERÊNCIAS

- ANDIMA; (2010). *Estrutura a Termo das Taxas de Juros Estimada e Inflação Implícita*. Metodologia, versão Abril/2010. Disponível em www.andima.com.br
- Banco Central do Brasil (BCB); (Dez/2007). *Credibilidade do Sistema de Metas Para a Inflação no Brasil*. Relatório de Inflação, Dez/07, Box 7. Disponível em www.bcb.gov.br
- Bernanke, B.; (2004). *What Policymakers Can Learn From Asset Prices*. Speech Before The Investment Analysts Society of Chicago, IL. Disponível em www.federalreserve.gov/boarddocs/speeches/2004/20040415/default.htm
- Bevilaqua, A.S.; Mesquita, M.; Minella, A.; (2007). *Brazil: Taming Inflation Expectations*. Banco Central do Brasil. Working Paper Series 129.
- Carvalho, F.A.; Minella, A. (2011). *Previsões de Mercado no Brasil: Desempenho e Determinantes*. Dez Anos de Metas Para a Inflação no Brasil 1999-2009. Banco Central do Brasil. Disponível em www.bcb.gov.br
- D'Amico, S.; Kim, D.H.; Wei, M.; (2008). *Tips From Tips: The Informational Content Of Treasury Inflation-Protected Security Prices*. Bank For International Settlements. Working Paper 248.
- Gürkaynak, R.S.; Levin, A.T.; Swanson, E.T.; (2010). *Does Inflation Targeting Anchor Long-Run Inflation Expectations ? Evidence From The U.S., U.K. And Sweden*. Journal Of The European Economic Association.
- Gürkaynak, R.S.; Sack, B.; Wright, J.H.; (2007). *The TIPS Yield Curve And Inflation Compensation*. The Federal Reserve Board. Finance And Economic Discussion Series.
- Lima, E.J.A.; Araújo, E.; Costa e Silva, J.R. (2011). *Previsão e Modelos Macroeconômicos no Banco Central do Brasil*. Dez Anos de Metas Para a Inflação no Brasil 1999-2009. Banco Central do Brasil. Disponível em www.bcb.gov.br
- Minella, A.; Souza-Sobrinho, N.F.; (2011). *Canais Monetários no Brasil sob a Ótica de um Modelo Semiestructural*. Dez Anos de Metas Para a Inflação no Brasil 1999-2009. Banco Central do Brasil. Disponível em www.bcb.gov.br
- Mishkin, F.S.; (2007). *Monetary Policy Strategy*. The MIT Press. 1st Ed.
- Morais da Silva, A.R.; Hennings, K.; Gutierrez, M.C.; (2011). *A Comunicação de Política Monetária no Regime de Metas Para a Inflação: A Experiência Brasileira Entre 1999 e 2009*. Dez Anos de Metas Para a Inflação no Brasil 1999-2009. Banco Central do Brasil. Disponível em www.bcb.gov.br
- Sack, B.; (2000). *Deriving Inflation Expectations From Nominal And Inflation-Indexed Treasury Yields*. The Federal Reserve Board. Finance And Economic Discussion Series.
- Shiller, R.J.; (2003). *The Invention Of Inflation-Indexed Bonds In Early America*. National Bureau of Economic Research. NBER Working Paper Series 10183.

- Svensson, L.E.O.; (1993). *The Simplest Test Of Inflation Target Credibility*. National Bureau of Economic Research. NBER Working Paper Series 4604.
- Svensson, L.E.O.; (1994). *Estimating And Interpreting Forward Interest Rates: Sweden 1992-1994*. National Bureau of Economic Research. NBER Working Paper Series 4871.
- Svensson, L.E.O.; (2010). *Inflation Targeting*. National Bureau of Economic Research. NBER Working Paper Series 16654.
- Taylor, J.B.; (1993). *Discretion Versus Policy Rules In Practice*. Carnegie-Rochester Conference Series On Public Policy, Elsevier Science Publishers.
- Val, F.F; Barbedo, C.H.S.; Maia, M.V.; (2010). *Expectativas Inflacionárias e Inflação Implícita no Mercado Brasileiro*. Banco Central do Brasil. Trabalhos Para Discussão 225.
- Vandersteel, T.; (2010) *TIPS: Don't Let The Name Fool You*. GMO Investments. Disponível em www.GMO.com/America/GMOInsights
- Vicente, J.V.M.; Guillem, O.T.C.; (2010). *Do Inflation-Linked Bonds Contain Information About Future Inflation ?* Banco Central do Brasil. Working Paper Series 214.

7. ANEXOS

Tabela 24: Surpresa mensal padronizada do IPCA como a variável explicativa de $\Delta f_t^{(\tau_1, \tau_2)} = \alpha_0 + \alpha_1 x_t + \varepsilon_t$.

Variável Explicativa: IPCA_SURP	0-1 ano	0-4 anos	1-5 anos	2-6 anos	3-7 anos	4-8 anos	1-8 anos	
Juro Nominal	coeficiente	3,500	2,479	2,218	2,102	2,561	3,101	2,688
	desvio padrão	1,116	1,544	1,775	1,635	1,643	1,771	1,700
	estat. t	3,137	1,606	1,250	1,286	1,558	1,751	1,581
	p-valor	0,002	0,112	0,215	0,203	0,123	0,084	0,118
	r-quadrado	0,149	0,036	0,025	0,024	0,034	0,048	0,039
	estat. Durbin-Watson	1,497	1,810	1,765	1,726	1,686	1,761	1,721
Juro Real	coeficiente	-1,001	-0,071	-0,002	0,088	0,783	0,767	0,545
	desvio padrão	0,643	0,711	0,983	0,913	1,007	0,742	0,698
	estat. t	-1,558	-0,100	-0,002	0,097	0,778	1,034	0,781
	p-valor	0,123	0,921	0,998	0,923	0,439	0,304	0,437
	r-quadrado	0,024	0,000	0,000	0,000	0,013	0,012	0,010
	estat. Durbin-Watson	1,374	1,527	1,776	1,718	1,633	1,863	1,800
Inflação Implícita	coeficiente	4,221	2,355	2,043	1,857	1,615	2,134	1,963
	desvio padrão	0,880	0,845	1,000	0,967	0,952	1,310	1,034
	estat. t	4,795	2,786	2,042	1,921	1,696	1,629	1,898
	p-valor	0,000	0,007	0,045	0,059	0,094	0,108	0,061
	r-quadrado	0,291	0,076	0,051	0,037	0,021	0,028	0,038
	estat. Durbin-Watson	1,965	2,122	2,098	2,162	2,041	2,038	2,060

Estimação realizada por MQO robusto, com correção de heteroscedasticidade e autocorrelação pela matriz HAC de Newey-West. Coeficientes expressos em basis-points (bps) de $\Delta f_t^{(\tau_1, \tau_2)}$ por unidade de desvio-padrão da surpresa do indicador macroeconômico. Interceptos não reportados.

Tabela 25: Surpresa mensal padronizada do IPCA-15 como a variável explicativa de $\Delta f_t^{(\tau_1, \tau_2)} = \alpha_0 + \alpha_1 x_t + \varepsilon_t$.

Variável Explicativa: IPCA-15_SURP		0-1 ano	0-4 anos	1-5 anos	2-6 anos	3-7 anos	4-8 anos	1-8 anos
Juro Nominal	coeficiente	1,186	0,630	0,716	1,284	1,881	2,133	1,406
	desvio padrão	0,893	1,180	1,327	1,408	1,347	1,476	1,259
	estat. t	1,328	0,534	0,540	0,912	1,396	1,445	1,117
	p-valor	0,188	0,595	0,591	0,365	0,167	0,152	0,267
	r-quadrado	0,015	0,002	0,002	0,006	0,012	0,011	0,007
	estat. Durbin-Watson	1,551	1,839	1,837	1,818	1,757	1,860	1,792
Juro Real	coeficiente	-3,017	-1,570	-0,744	-0,505	-0,181	0,170	-0,364
	desvio padrão	0,741	0,671	0,818	0,626	0,526	0,514	0,525
	estat. t	-4,073	-2,340	-0,909	-0,806	-0,345	0,331	-0,693
	p-valor	0,000	0,022	0,366	0,423	0,731	0,742	0,491
	r-quadrado	0,255	0,046	0,008	0,004	0,001	0,001	0,003
	estat. Durbin-Watson	2,260	1,708	1,726	1,896	2,097	1,998	1,939
Inflação Implícita	coeficiente	4,080	2,132	1,392	1,686	1,929	1,810	1,665
	desvio padrão	1,003	0,953	0,941	1,031	1,085	1,377	0,930
	estat. t	4,068	2,236	1,479	1,636	1,778	1,314	1,789
	p-valor	0,000	0,028	0,143	0,106	0,079	0,193	0,078
	r-quadrado	0,144	0,038	0,015	0,023	0,021	0,010	0,019
	estat. Durbin-Watson	1,528	1,893	1,849	1,717	1,639	1,794	1,772

Estimação realizada por MQO robusto, com correção de heteroscedasticidade e autocorrelação pela matriz HAC de Newey-West. Coeficientes expressos em basis-points (bps) de $\Delta f_t^{(\tau_1, \tau_2)}$ por unidade de desvio-padrão da surpresa do indicador macroeconômico. Interceptos não reportados.

Tabela 26: Surpresa mensal padronizada da PIM como a variável explicativa de $\Delta f_t^{(\tau_1, \tau_2)} = \alpha_0 + \alpha_1 x_t + \varepsilon_t$.

Variável Explicativa: PIM_SURP		0-1 ano	0-4 anos	1-5 anos	2-6 anos	3-7 anos	4-8 anos	1-8 anos
Juro Nominal	coeficiente	3,780	2,504	2,882	3,415	4,469	5,448	4,000
	desvio padrão	0,559	1,556	1,916	2,178	1,808	1,645	1,674
	estat. t	6,763	1,609	1,504	1,568	2,472	3,312	2,390
	p-valor	0,000	0,112	0,137	0,121	0,016	0,001	0,019
	r-quadrado	0,203	0,023	0,270	0,042	0,085	0,127	0,068
	estat. Durbin-Watson	1,829	1,865	1,967	2,008	2,066	2,076	1,990
Juro Real	coeficiente	1,040	1,492	1,324	1,251	1,025	0,637	1,067
	desvio padrão	0,430	0,424	0,444	0,416	0,461	0,434	0,389
	estat. t	2,418	3,519	2,980	3,003	2,223	1,467	2,744
	p-valor	0,018	0,001	0,004	0,004	0,029	0,146	0,008
	r-quadrado	0,027	0,051	0,042	0,057	0,041	0,014	0,044
	estat. Durbin-Watson	1,549	1,875	2,002	1,921	1,654	1,768	1,926
Inflação Implícita	coeficiente	2,511	0,865	1,372	1,934	3,143	4,452	2,666
	desvio padrão	0,518	1,192	1,547	1,838	1,806	1,630	1,446
	estat. t	4,850	0,726	0,886	1,052	1,740	2,731	1,844
	p-valor	0,000	0,470	0,378	0,296	0,086	0,008	0,069
	r-quadrado	0,132	0,006	0,012	0,023	0,057	0,104	0,057
	estat. Durbin-Watson	1,992	1,927	2,070	2,123	2,209	2,340	2,102

Estimação realizada por MQO robusto, com correção de heteroscedasticidade e autocorrelação pela matriz HAC de Newey-West. Coeficientes expressos em basis-points (bps) de $\Delta f_t^{(\tau_1, \tau_2)}$ por unidade de desvio-padrão da surpresa do indicador macroeconômico. Interceptos não reportados.

Tabela 27: Surpresa padronizada das decisões do COPOM como a variável explicativa de $\Delta f_t^{(\tau_1, \tau_2)} = \alpha_0 + \alpha_1 x_t + \varepsilon_t$.

Variável Explicativa: COPOM_SURP		0-1 ano	0-4 anos	1-5 anos	2-6 anos	3-7 anos	4-8 anos	1-8 anos
Juro Nominal	coeficiente	4,837	-1,657	-3,447	-2,782	-1,285	-0,354	-1,853
	desvio padrão	1,191	1,475	2,004	2,085	2,228	2,661	2,170
	estat. t	4,060	-1,123	-1,720	-1,334	-0,577	-0,133	-0,854
	p-valor	0,000	0,266	0,091	0,188	0,566	0,895	0,397
	r-quadrado	0,147	0,012	0,042	0,029	0,007	0,001	0,014
	estat. Durbin-Watson	2,169	2,242	2,194	2,106	2,110	2,117	2,189
Juro Real	coeficiente	4,643	1,369	-0,399	-0,823	-0,063	0,097	0,164
	desvio padrão	1,604	1,074	1,203	1,135	1,013	1,070	0,941
	estat. t	2,895	1,275	-0,331	-0,725	-0,062	0,091	0,174
	p-valor	0,005	0,208	0,742	0,472	0,951	0,928	0,863
	r-quadrado	0,227	0,008	0,000	0,002	0,000	0,000	0,000
	estat. Durbin-Watson	2,236	2,121	2,061	2,088	2,219	1,990	2,166
Inflação Implícita	coeficiente	-0,096	-2,888	-2,811	-1,793	-1,164	-0,461	-1,910
	desvio padrão	1,542	1,122	1,508	1,167	1,501	1,921	1,391
	estat. t	-0,062	-2,574	-1,864	-1,536	-0,775	-0,240	-1,373
	p-valor	0,951	0,013	0,068	0,130	0,441	0,816	0,175
	r-quadrado	0,000	0,035	0,019	0,011	0,009	0,000	0,021
	estat. Durbin-Watson	1,926	2,060	2,002	1,949	2,006	1,974	2,053

Estimação realizada por MQO robusto, com correção de heteroscedasticidade e autocorrelação pela matriz HAC de Newey-West. Coeficientes expressos em basis-points (bps) de $\Delta f_t^{(\tau_1, \tau_2)}$ por unidade de desvio-padrão da surpresa do indicador macroeconômico. Interceptos não reportados.

Tabela 28: Surpresa mensal padronizada do IPCA_ENCAD como a variável explicativa de $\Delta f_t^{(\tau_1, \tau_2)} = \alpha_0 + \alpha_1 x_t + \varepsilon_t$.

Var. Explicativa: IPCA_ENCAD_SURP	0-1 ano	0-4 anos	1-5 anos	2-6 anos	3-7 anos	4-8 anos	1-8 anos
coeficiente	2,162	1,427	1,364	1,626	2,150	2,532	1,951
desvio padrão	0,674	1,020	1,214	1,265	1,271	1,371	1,192
Juro Nominal estat. t	3,208	1,399	1,124	1,285	1,692	1,846	1,637
p-valor	0,002	0,164	0,263	0,201	0,093	0,067	0,104
r-quadrado	0,052	0,011	0,008	0,012	0,019	0,021	0,017
estat. Durbin-Watson	2,011	1,989	1,959	1,908	1,866	1,905	1,930
coeficiente	-2,107	-0,924	-0,448	-0,262	0,251	0,446	0,033
desvio padrão	0,456	0,588	0,736	0,571	0,575	0,435	0,459
Juro Real estat. t	-4,618	-1,572	-0,609	-0,458	0,437	1,025	0,072
p-valor	0,000	0,118	0,544	0,648	0,663	0,307	0,943
r-quadrado	0,117	0,019	0,004	0,001	0,001	0,004	0,000
estat. Durbin-Watson	1,792	1,876	2,020	2,103	2,073	2,190	2,090
coeficiente	4,080	2,228	1,696	1,762	1,754	1,912	1,781
desvio padrão	0,717	0,643	0,726	0,803	0,870	1,183	0,807
Inflação Implícita estat. t	5,691	3,465	2,335	2,194	2,016	1,616	2,207
p-valor	0,000	0,001	0,021	0,030	0,046	0,108	0,029
r-quadrado	0,189	0,052	0,027	0,0289	0,020	0,009	0,026
estat. Durbin-Watson	1,825	2,050	2,042	1,860	1,822	1,838	1,895

Estimação realizada por MQO robusto, com correção de heteroscedasticidade e autocorrelação pela matriz HAC de Newey-West. Coeficientes expressos em basis-points (bps) de $\Delta f_t^{(\tau_1, \tau_2)}$ por unidade de desvio-padrão da surpresa do indicador macroeconômico. Interceptos não reportados.

Tabela 29: Variação mensal da série original do IPCA como a variável explicativa de $\Delta f_t^{(\tau_1, \tau_2)} = \alpha_0 + \alpha_1 x_t + \varepsilon_t$.

Variável Explicativa: IPCA série	0-1 ano	0-4 anos	1-5 anos	2-6 anos	3-7 anos	4-8 anos	1-8 anos
coeficiente	4,510	-2,508	-4,565	-2,010	2,614	6,173	1,431
desvio padrão	3,230	4,057	4,627	4,542	4,780	5,971	4,743
Juro Nominal estat. t	1,397	-0,618	-0,986	-0,443	0,547	1,034	0,302
p-valor	0,167	0,538	0,327	0,660	0,586	0,304	0,764
r-quadrado	0,014	0,002	0,006	0,001	0,002	0,011	0,001
estat. Durbin-Watson	1,469	1,733	1,700	1,696	1,690	1,780	1,702
coeficiente	5,746	0,995	-1,267	-1,504	-1,633	-1,309	-1,001
desvio padrão	3,070	1,763	2,085	2,307	2,600	2,580	1,580
Juro Real estat. t	1,874	0,565	-0,608	-0,652	-0,630	-0,507	-0,633
p-valor	0,065	0,574	0,545	0,516	0,532	0,613	0,528
r-quadrado	0,045	0,002	0,002	0,003	0,003	0,002	0,002
estat. Durbin-Watson	1,535	1,540	1,773	1,716	1,640	1,880	1,784
coeficiente	-1,506	-3,364	-3,053	-0,411	4,048	7,073	2,298
desvio padrão	3,825	3,070	3,349	3,592	4,566	5,850	3,966
Inflação Implícita estat. t	-0,394	-1,096	-0,912	-0,115	0,886	1,209	0,579
p-valor	0,695	0,277	0,365	0,909	0,378	0,230	0,564
r-quadrado	0,002	0,009	0,006	0,000	0,007	0,017	0,003
estat. Durbin-Watson	1,977	2,050	2,055	2,147	2,070	2,075	2,065

Estimação realizada por MQO robusto, com correção de heteroscedasticidade e autocorrelação pela matriz HAC de Newey-West. Coeficientes expressos em basis-points (bps) de $\Delta f_t^{(\tau_1, \tau_2)}$ por unidade de variação mensal do indicador macroeconômico. Interceptos não reportados.

Tabela 30: Variação mensal da série original do IPCA-15 é a variável explicativa de $\Delta f_t^{(\tau_1, \tau_2)} = \alpha_0 + \alpha_1 x_t + \varepsilon_t$.

Variável Explicativa: IPCA-15 série	0-1 ano	0-4 anos	1-5 anos	2-6 anos	3-7 anos	4-8 anos	1-8 anos
coeficiente	-0,101	-8,362	-8,829	-5,076	1,012	5,645	-1,579
desvio padrão	4,233	5,602	6,347	6,180	6,641	8,512	6,013
Juro Nominal estat. t	-0,024	-1,493	-1,391	-0,821	0,152	0,663	-0,263
p-valor	0,981	0,140	0,168	0,414	0,879	0,509	0,794
r-quadrado	0,000	0,021	0,019	0,006	0,000	0,005	0,001
estat. Durbin-Watson	1,536	1,859	1,849	1,826	1,770	1,891	1,802
coeficiente	-2,591	-4,813	-6,054	-5,341	-1,968	0,445	-2,103
desvio padrão	2,695	2,956	2,811	2,193	1,653	1,518	1,652
Juro Real estat. t	-0,961	-1,628	-2,154	-2,435	-1,191	0,293	-1,273
p-valor	0,339	0,108	0,034	0,017	0,237	0,770	0,207
r-quadrado	0,012	0,027	0,033	0,031	0,004	0,000	0,007
estat. Durbin-Watson	2,236	1,684	1,694	1,864	2,081	1,999	1,919
coeficiente	2,586	-3,072	-2,378	0,431	2,772	4,612	0,481
desvio padrão	4,784	4,245	4,616	4,758	5,982	7,900	4,687
Inflação Implícita estat. t	0,541	-0,724	-0,515	0,091	0,463	0,584	0,103
p-valor	0,590	0,471	0,608	0,928	0,645	0,561	0,919
r-quadrado	0,004	0,005	0,003	0,000	0,003	0,004	0,000
estat. Durbin-Watson	1,562	1,922	1,858	1,733	1,663	1,824	1,804

Estimação realizada por MQO robusto, com correção de heteroscedasticidade e autocorrelação pela matriz HAC de Newey-West. Coeficientes expressos em basis-points (bps) de $\Delta f_t^{(\tau_1, \tau_2)}$ por unidade de variação mensal do indicador macroeconômico. Interceptos não reportados.

Tabela 31: Variação mensal da série original da PIM como a variável explicativa de $\Delta f_t^{(\tau_1, \tau_2)} = \alpha_0 + \alpha_1 x_t + \varepsilon_t$.

Variável Explicativa: PIM série	0-1 ano	0-4 anos	1-5 anos	2-6 anos	3-7 anos	4-8 anos	1-8 anos
coeficiente	0,911	0,930	1,319	1,899	2,158	2,181	1,649
desvio padrão	0,295	0,720	0,770	0,757	0,647	0,578	0,662
Juro Nominal estat. t	3,087	1,292	1,712	2,509	3,336	3,771	2,492
p-valor	0,003	0,200	0,091	0,014	0,001	0,000	0,015
r-quadrado	0,046	0,012	0,022	0,050	0,077	0,079	0,045
estat. Durbin-Watson	1,922	1,893	1,992	2,029	2,056	2,052	2,008
coeficiente	0,278	0,132	0,163	0,320	0,186	0,107	0,098
desvio padrão	0,224	0,225	0,239	0,178	0,176	0,175	0,192
Juro Real estat. t	1,239	0,589	0,683	1,794	1,055	0,611	0,509
p-valor	0,219	0,557	0,497	0,077	0,295	0,543	0,613
r-quadrado	0,008	0,002	0,002	0,015	0,005	0,002	0,001
estat. Durbin-Watson	1,538	1,879	1,986	1,916	1,578	1,725	1,880
coeficiente	0,577	0,732	1,060	1,447	1,823	1,926	1,436
desvio padrão	0,348	0,526	0,580	0,614	0,584	0,516	0,494
Inflação Implícita estat. t	1,655	1,393	1,827	2,355	3,121	3,736	2,906
p-valor	0,102	0,168	0,072	0,021	0,003	0,000	0,005
r-quadrado	0,203	0,023	0,027	0,042	0,085	0,127	0,068
estat. Durbin-Watson	2,088	1,950	2,087	2,132	2,205	2,335	2,113

Estimação realizada por MQO robusto, com correção de heteroscedasticidade e autocorrelação pela matriz HAC de Newey-West. Coeficientes expressos em basis-points (bps) de $\Delta f_t^{(\tau_1, \tau_2)}$ por unidade de variação mensal do indicador macroeconômico. Interceptos não reportados.

Tabela 32: Variação da série original das decisões do COPOM como a variável explicativa de $\Delta f_t^{(\tau_1, \tau_2)} = \alpha_0 + \alpha_1 x_t + \varepsilon_t$.

Var. Explicativa: COPOM série	0-1 ano	0-4 anos	1-5 anos	2-6 anos	3-7 anos	4-8 anos	1-8 anos
coeficiente	10,855	3,368	0,133	-0,188	0,082	1,744	1,351
desvio padrão	2,647	3,099	3,743	3,937	4,083	4,382	3,856
Juro Nominal estat. t	4,101	1,087	0,035	-0,048	0,020	0,398	0,350
p-valor	0,000	0,282	0,972	0,962	0,984	0,692	0,724
r-quadrado	0,186	0,012	0,000	0,000	0,000	0,003	0,002
estat. Durbin-Watson	2,348	2,379	2,280	2,187	2,158	2,153	2,272
coeficiente	6,155	4,450	2,377	1,310	0,436	-2,914	-0,019
desvio padrão	1,897	2,153	2,820	2,435	1,815	3,275	1,775
Juro Real estat. t	3,245	2,067	0,843	0,538	0,240	-0,890	-0,011
p-valor	0,002	0,043	0,403	0,593	0,811	0,378	0,992
r-quadrado	0,100	0,003	0,003	0,001	0,001	0,005	0,000
estat. Durbin-Watson	2,437	2,169	2,077	2,103	2,223	2,001	2,157
coeficiente	3,974	-1,268	-2,275	-1,540	-0,396	4,465	1,235
desvio padrão	2,664	2,263	2,803	2,535	3,268	5,188	3,379
Inflação Implícita estat. t	1,492	-0,560	-0,812	-0,608	-0,121	0,861	0,365
p-valor	0,141	0,577	0,420	0,546	0,904	0,393	0,716
r-quadrado	0,040	0,002	0,003	0,002	0,000	0,008	0,002
estat. Durbin-Watson	1,999	2,108	2,017	1,965	2,042	2,010	2,126

Estimação realizada por MQO robusto, com correção de heteroscedasticidade e autocorrelação pela matriz HAC de Newey-West. Coeficientes expressos em basis-points (bps) de $\Delta f_t^{(\tau_1, \tau_2)}$ por unidade de variação do indicador macroeconômico. Interceptos não reportados.

Tabela 33: Variação da série original do IPCA_ENCAD é a variável explicativa de $\Delta f_t^{(\tau_1, \tau_2)} = \alpha_0 + \alpha_1 x_t + \varepsilon_t$.

Var. Explicativa: IPCA_ENCAD série	0-1 ano	0-4 anos	1-5 anos	2-6 anos	3-7 anos	4-8 anos	1-8 anos
coeficiente	2,030	-5,603	-6,813	-3,631	1,751	5,896	-0,154
desvio padrão	2,735	3,506	4,162	4,284	4,635	5,708	4,330
Juro Nominal estat. t	0,742	-1,598	-1,637	-0,848	0,378	1,033	-0,036
p-valor	0,459	0,112	0,104	0,398	0,706	0,303	0,972
r-quadrado	0,003	0,010	0,012	0,003	0,001	0,007	0,000
estat. Durbin-Watson	2,008	2,012	1,979	1,905	1,846	1,888	1,914
coeficiente	1,333	-2,134	-3,883	-3,582	-1,782	-0,334	-1,588
desvio padrão	2,253	2,188	1,960	1,470	1,489	1,659	1,105
Juro Real estat. t	0,592	-0,975	-1,981	-2,437	-1,197	-0,201	-1,438
p-valor	0,555	0,331	0,049	0,016	0,233	0,841	0,153
r-quadrado	0,003	0,006	0,016	0,015	-0,003	0,000	0,004
estat. Durbin-Watson	1,775	1,893	2,046	2,127	2,077	2,192	2,100
coeficiente	0,621	-3,155	-2,608	0,082	3,330	5,725	1,347
desvio padrão	3,149	2,434	2,901	3,405	4,550	5,672	3,544
Inflação Implícita estat. t	0,197	-1,297	-0,899	0,024	0,732	1,009	0,380
p-valor	0,844	0,197	0,370	0,981	0,465	0,314	0,705
r-quadrado	0,000	0,006	0,004	0,000	0,004	0,008	0,001
estat. Durbin-Watson	1,813	2,090	2,065	1,856	1,811	1,829	1,879

Estimação realizada por MQO robusto, com correção de heteroscedasticidade e autocorrelação pela matriz HAC de Newey-West. Coeficientes expressos em basis-points (bps) de $\Delta f_t^{(\tau_1, \tau_2)}$ por unidade de variação do indicador macroeconômico. Interceptos não reportados.

Figura 13: Sensibilidade da inflação implícita a termo de 4-8 anos e 1-8 anos à surpresa mensal padronizada do IPCA

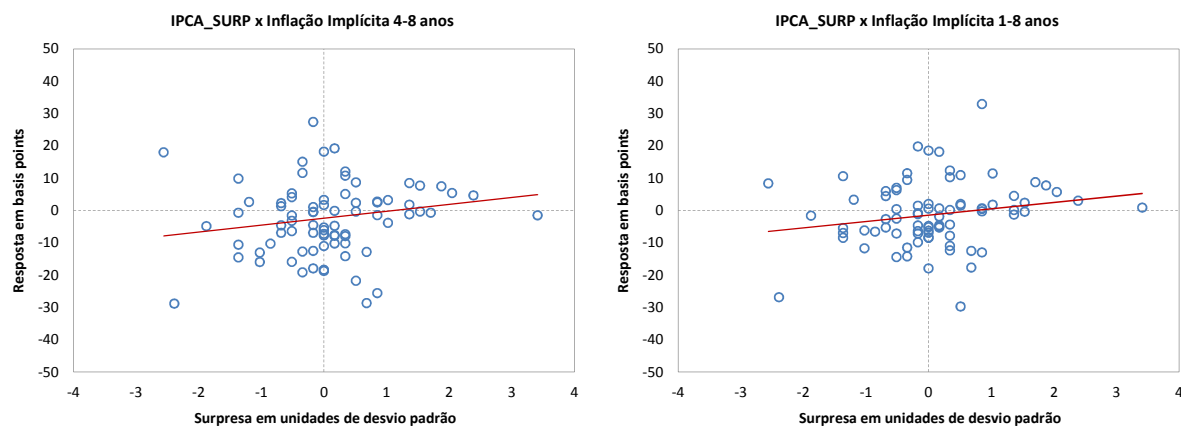


Figura 14: Sensibilidade da inflação implícita a termo de 4-8 anos e 1-8 anos à surpresa mensal padronizada do IPCA-15

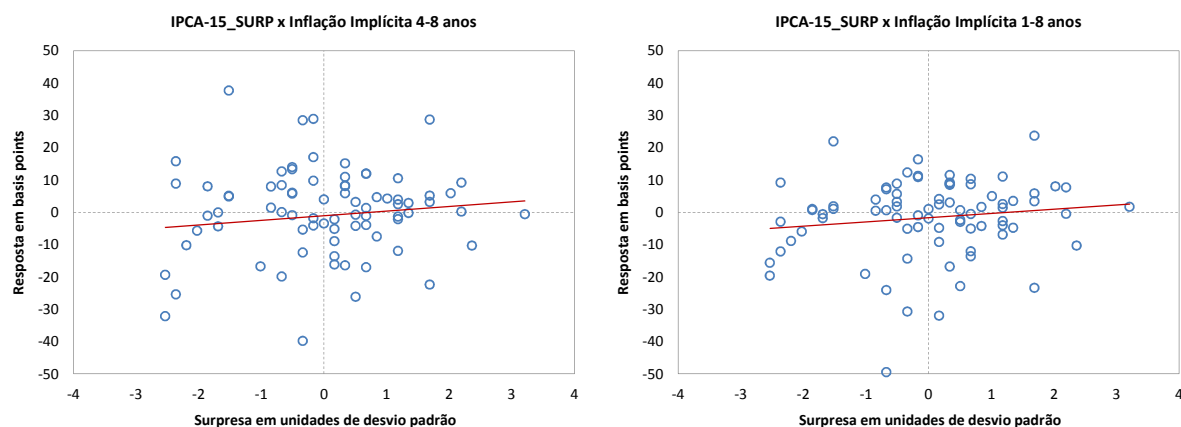


Figura 15: Sensibilidade da inflação implícita a termo de 4-8 anos e 1-8 anos à surpresa padronizada do IPCA e IPCA-15 encadeados

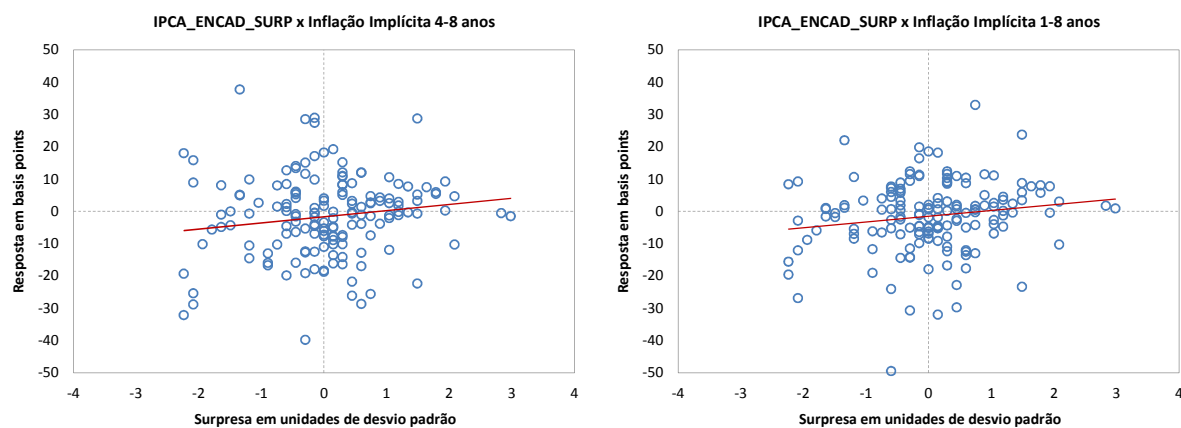


Figura 16: Sensibilidade da inflação implícita a termo de 4-8 anos e 1-8 anos à surpresa mensal padronizada da PIM

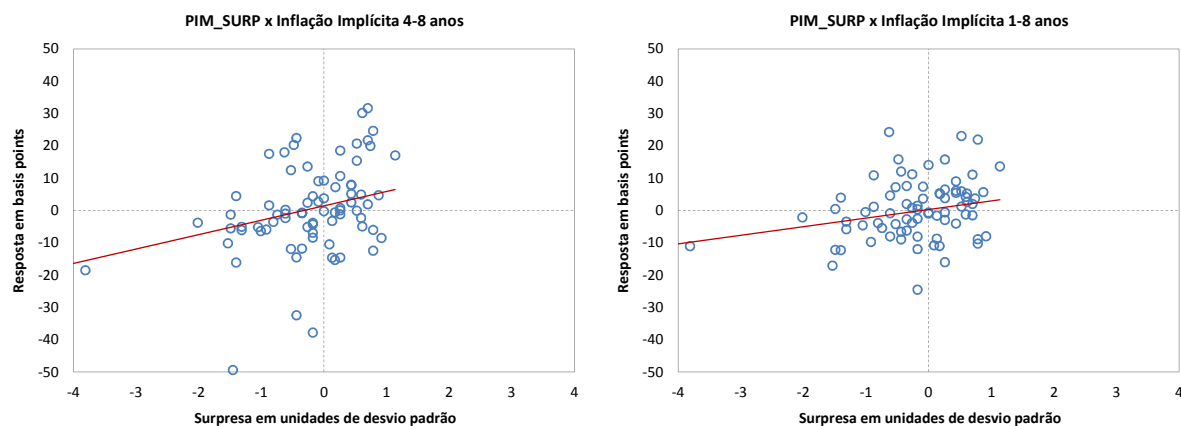


Figura 17: Sensibilidade da inflação implícita a termo de 4-8 anos e 1-8 anos à surpresa padronizada das decisões do COPOM

