

A Relação entre Política Monetária e a Curva de Juros: Evidência empírica da experiência brasileira entre 2004 e 2008

Thomas Wu*

Ventura Gestão de Recursos †e UC Santa Cruz‡

Março de 2009

Abstract

Nesse artigo, apresentamos evidência empírica da influência que o Comitê de Política Monetária do Banco Central do Brasil (Copom) tem exercido sobre a curva de juros, nos anos de 2004 a 2008. Essa influência pode ser observada tanto através de suas decisões correntes sobre a taxa Selic, quanto pela antecipação do mercado com relação às suas decisões futuras. Mais especificamente, percebemos que notícias que levem o mercado a acreditar que os riscos inflacionários estejam mais elevados, aumentam a probabilidade atribuída a aumentos na taxa Selic em reuniões futuras do Copom, causando como consequência uma abertura na curva de juros.

Palavras-chave: Política Monetária, Metas para a Inflação, Curva de Juros, Estrutura a Termo da Taxa de Juros, Surpresas Macroeconômicas.

JEL Codes: E43, E52, E58, O54.

*O autor se beneficiou de inúmeras discussões com Ricardo Almeida, Erik Carvalho, Flavio Fucs, Felipe Gottlieb, Caio Neves e Gustavo Silva. O autor também agradece a excelente assistência de pesquisa prestada por Laura Souza.

†Sócio e Economista, Av. Presidente Wilson, 231, 9^o andar, Centro, Rio de Janeiro, RJ, Brasil, CEP 20030-905. E-mail: thomas.wu@venturagestao.com.br.

‡Professor Assistente, Departamento de Economia, 465 E2 Building, Santa Cruz, CA 95064. E-mail: thomaswu@ucsc.edu.

1 Introdução

Através das operações de mercado aberto, a autoridade monetária consegue alterar o custo de oportunidade de se reter moeda, que é dado pela taxa de juros de curto prazo. Porém, as taxas que realmente importam para as decisões de consumo e investimento, e, conseqüentemente, para o nível de atividade e a inflação, são as de médio e de longo prazos. Dessa forma, mudanças na taxa básica de juros só terão efeitos sobre a demanda agregada caso elas possuam algum impacto sobre a estrutura a termo das taxas de juros.

Bancos centrais modernos têm se empenhado cada vez mais em seus esforços de comunicação, tentando reduzir as incertezas sobre suas possíveis decisões futuras para a taxa de juros de curto prazo, com o objetivo de exercer maior controle sobre as taxas de médio e longo prazos. Como afirma Bernanke (2004), *“to the extent that central bank talk provides useful guidance to markets about the likely future path of short-term interest rates, policymakers will exert greater influence over the longer-term interest rates that most matter for spending decisions”*. Essa prática, que ficou conhecida como *“central bank talk”* (ver também Kohn e Sack, 2003), envolve a busca da autoridade monetária por um elevado grau de transparência acerca de seus objetivos, estratégias e leitura do cenário econômico.

No caso específico da economia brasileira, os objetivos da política monetária estão bem definidos no contexto do regime de Metas para a Inflação¹. De acordo com Svensson (1997), *“[i]nflation targeting is shown to imply inflation forecast targeting”*. Ou seja, sob este regime, a estratégia da autoridade monetária também fica dada: monitorar e controlar a inflação esperada. Bevilaqua, Mesquita e Minella (2006), ao descreverem suas experiências na condução de política monetária brasileira após a crise de 2002 como um “processo de domesticação das expectativas de inflação”², confirmam que a estratégia do Banco Central do Brasil não é diferente.

Obviamente, sabemos que não basta apenas clareza sobre objetivos e estratégias, pois outra característica fundamental do processo de política monetária é a credibilidade. O mercado deve

¹Ver Bogdanski, Tombini e Welang (2000) para detalhes sobre o processo de implementação do regime de Metas para a Inflação no Brasil.

²De acordo com Bevilaqua, Mesquita e Minella (2006) *“the process of disinflation has been, and still is, a process of taming inflation expectations”*.

não apenas entender, mas também acreditar no que a autoridade monetária esteja dizendo. Se essas duas condições são satisfeitas, sempre que o mercado receber notícias, qualitativas ou quantitativas, que o façam alterar suas convicções sobre as perspectivas para a inflação, ele irá também antecipar reações futuras da autoridade monetária ao novo cenário, dado uma estratégia de manter a inflação esperada sob controle.

Nesse artigo, apresentamos evidência empírica da influência que o Comitê de Política Monetária do Banco Central do Brasil (Copom) tem exercido sobre a curva de juros, nos anos de 2004 a 2008. Essa influência pode ser observada tanto através de suas decisões correntes sobre a taxa Selic, quanto pela antecipação do mercado com relação às suas decisões futuras. Mais especificamente, percebemos que notícias macroeconômicas que levem os agentes a revisarem suas projeções de inflação fazem também com que eles esperem movimentos futuros na taxa Selic de uma forma compatível com o regime de Metas para a Inflação.

Artigos anteriores já analisaram o efeito de mudanças na taxa básica de juros sobre a estrutura a termo. Cook e Hahn (1989) realizam esse exercício no contexto do *Federal Reserve Board* e da economia americana. Tabak (2004), em um estudo direcionado à economia brasileira, nota que o mercado é capaz de antecipar, em algum grau, as decisões do Copom. Nosso artigo se diferencia de ambos na medida em que o foco é na surpresa causada pela decisão e não na decisão em si. Outros artigos já estudaram os efeitos da comunicação da autoridade monetária sobre a curva de juros. Kohn e Sacks (2003) mostram que pronunciamentos oficiais possuem efeitos sobre a estrutura a termo semelhantes ao de mudanças na taxa de juros, só que com alguma defasagem.

Por fim, diversos estudos exploram importantes características da estrutura a termo da economia brasileira. Silveira e Bessada (2003) aplicam técnicas de análise de componentes principais para dados funcionais ao problema de análise da variabilidade das estruturas a termo das taxas de juros brasileira. Tabak e Andrade (2003) e Brito *et al* (2004) sugerem que a estrutura a termo das taxas de juros brasileiras rejeita a hipótese das expectativas racionais. Almeida e Vicente (2006) utilizam opções na estimação de um modelo dinâmico da estrutura a termo. Dois artigos relacionados possuem o foco em previsibilidade. No primeiro, Vicente e

Tabak (2007) comparam diferentes modelos em termos de previsão e observam a superioridade do modelo exponencial proposto por Diebold e Li (2006); no segundo, Almeida *et al* (2007) estudam a escolha ótima do *loadings* desse mesmo modelo. Osmani e Tabak (2008) estudam o prêmio de risco embutido na curva de juros e concluem que esta depende tanto de fatores internos (composição da dívida pública e volatilidade da inflação) quanto de fatores externos (liquidez global).

O restante desse artigo está organizado da seguinte forma. Na seção 2, formalizamos a discussão sobre a relação entre política monetária e a curva de juros em hipóteses testáveis. Na seção 3 discutimos brevemente os dados e a estratégia empírica. A seção 4 apresenta os resultados. A seção 5 conclui.

2 Política Monetária e a Curva de Juros

A teoria mais conhecida sobre o processo de formação da estrutura a termo das taxas de juros combina três pressupostos bastante utilizados pelos economistas: expectativas racionais, arbitragem e preferência por liquidez. Sejam i_t^1 e i_t^m as taxas de juros cobradas em t por empréstimos com maturidades de 1 período (prazo mais curto possível) e de m períodos, respectivamente. A relação entre i_t^1 e i_t^m pode ser descrita por:

$$i_t^m = (1 + i_t^1) \prod_{s=t+1}^m (1 + E_t [i_s^1]) + \rho_t^m \quad (1)$$

onde ρ_t^m é o prêmio de risco que compensa os investidores por comprometerem seus recursos por um prazo de m períodos. A autoridade monetária, ao possuir controle direto sobre i_t^1 , pode afetar i_t^m na medida em que é capaz de influenciar a expectativa do mercado a respeito da trajetória futura das taxas de curto prazo até a data de maturidade do empréstimo.

Conforme discutimos na introdução, uma comunicação clara e crível do Banco Central do Brasil consegue fazer com que as taxas de juros mais longas se movam não apenas através de surpresas na taxa de juros curta, mas também quando houver mudanças nas perspectivas

para a inflação:

$$\Delta i_t^m \neq 0 \text{ se } \begin{cases} i_t^1 \neq E_{t-1} [i_t^1] \\ E_t [\pi_s] \neq E_{t-1} [\pi_s], \text{ para } s > t \end{cases} \quad (2)$$

Infelizmente, a equação (2), na forma como está escrita, não é estimável. Para torná-la útil do ponto de vista econométrico, devemos entender primeiro de que forma as expectativas com relação à inflação são formadas. Se as expectativas são racionais, faz sentido apostar na importância das variáveis macroeconômicas sugeridas pela Curva de Phillips. Bevilaqua, Mesquita e Minella (2006) fazem esse exercício. Utilizando a mediana da taxa de inflação esperada para o IPCA 12 meses à frente coletada pelo Banco Central do Brasil como variável dependente, eles mostram que as seguintes variáveis são significativas em pelo menos alguma das diferentes especificações testadas: a meta para a inflação dos próximos 12 meses, a inflação passada, o hiato do nível de atividade calculado utilizando-se a produção industrial, as taxas de câmbio nominal e real, e o prêmio de risco medido pelo EMBI+ Brasil.

O fato das taxas de juros para diferentes maturidades serem negociadas de forma contínua ao longo do pregão faz com que novas informações sejam precificadas instantaneamente na curva de juros, o que dificulta a identificação do momento exato em que o conjunto de informação do mercado esteja sendo atualizado. A solução é basearmos-nos nas variáveis para as quais os movimentos ocorram apenas em intervalos discretos, previamente definidos, e cujas surpresas possam ser mensuráveis. Sob essas condições, torna-se possível identificar o momento exato em que uma informação nova esteja sendo incorporada pelo mercado e, conseqüentemente, as projeções estejam sendo revisadas. Este é o caso tanto do IPCA quanto da produção industrial, denotada por y_t na equação (3) abaixo:

$$E_t [\pi_s] \neq E_{t-1} [\pi_s] \text{ , para } s > t, \text{ se } \begin{cases} \pi_t \neq E_{t-1} [\pi_t] \\ y_t \neq E_{t-1} [y_t] \end{cases} \quad (3)$$

Com relação às outras variáveis também listadas por seu potencial efeito sobre as expectativas, a meta para a inflação também é anunciada em intervalos discretos. Porém, essas atualizações ocorrem com baixa frequência (uma vez por ano) e demasiada antecedência (dois

anos)³, o que a torna pouco útil para um exercício econométrico. Já nos casos da taxa de câmbio e do prêmio de risco, estas também são preços financeiros determinados em tempo contínuo.

Combinando as equações (2) e (3), conseguimos reescrever nossas hipóteses em um formato testável:

$$\Delta i_t^m \neq 0, \text{ se } \begin{cases} i_t^1 \neq E_{t-1} [i_t^1] \\ \pi_t \neq E_{t-1} [\pi_t] \\ y_t \neq E_{t-1} [y_t] \end{cases} \quad (4)$$

3 Dados e Estratégia Empírica

Testamos as hipóteses descritas pela equação (4) utilizando dados na frequência diária, englobando o período amostral que vai de 2 de janeiro de 2004 a 30 de dezembro de 2008, em um total de 1239 pregões. Como variáveis dependentes, calculamos as taxas pré de 21, 63, 126, 252 e 504 dias úteis (ou, de forma equivalente, 1, 3, 6, 12 e 24 meses), a partir dos contratos futuros de Taxa Média de Depósitos Interfinanceiros de Um Dia mais líquidos, expressa em taxa efetiva anual, base 252⁴. Como variáveis explicativas, utilizamos as decisões das reuniões do Copom para a taxa Selic, os índices de inflação do IPCA, IPCA-15, IGP-10, IGP-M e IGP-DI, e os indicadores da produção industrial e do comércio varejista. Para cada uma das variáveis explicativas, obtivemos não apenas o seu valor efetivamente divulgado, mas também uma *proxy* do consenso do mercado, representado pela mediana das expectativas coletadas pelo *survey* da Bloomberg News Service junto a uma amostra de analistas de mercado.

Visto que as variáveis explicativas consideradas são divulgadas com uma frequência mensal, e que a base de dados está em frequência diária, assinalamos o valor divulgado (ou sua surpresa) ao dia do primeiro pregão no qual a informação esteja disponível, assinalando um valor zero aos outros dias úteis. Ou seja, toda variável que é divulgada após o fechamento do mercado do dia $t - 1$ e antes do fechamento do dia t é datada como t . Esse detalhe só é relevante para as decisões do Copom, que são divulgadas após o encerramento do pregão (ou seja, a decisão da

³Ver novamente Bogdanski, Tombini e Werlang (2000).

⁴Ver detalhes no site da BM&F: www.bmf.com.br.

reunião do Copom do dia 21 de janeiro de 2004 entra na regressão como 22 de janeiro de 2004). Todos os outros dados macroeconômicos utilizados como variáveis explicativas são divulgados pela manhã. Os IGP's são divulgados pela FGV às 8:00 e os dados do IBGE (IPCA, IPCA-15, produção industrial e comércio varejista) saem às 9:00, mesmo horário de abertura do mercado de pré.

Seja \vec{y}_t o vetor com todas as taxas de juros pré i_t^m de maturidade m :

$$\vec{y}_t = [i_t^{21}, i_t^{63}, i_t^{126}, i_t^{252}, i_t^{504}]' \quad (5)$$

Nossa estratégia empírica consistirá em estimar Vetores Autoregressivos (VAR) com a seguinte estrutura básica:

$$\vec{y}_t = A_0 + \sum_{p=1}^P A_p \vec{y}_{t-p} + B \vec{x}_t + \vec{\varepsilon}_t \quad (6)$$

onde iremos variar o conjunto de regressores incluídos em \vec{x}_t de acordo com a hipótese da equação (4) que esteja sendo testada.

4 Evidência Empírica

Em todas as regressões dessa seção, foi escolhido o valor de $P = 2$ para o VAR descrito pela equação (6) a partir do Critério de Informação Bayesiano (Schwarz).

4.1 Efeitos da Taxa Selic sobre a Estrutura a Termo

Nessa seção analisamos o efeito das decisões do Copom sobre a curva de juros. A Tabela 1 apresenta os coeficientes estimados da equação (6), onde a variável explicativa incluída é a mudança na taxa Selic anualizada em pontos percentuais (ou seja, 1 equivale a 1%). Podemos ver que as decisões do Copom possuem efeitos estatisticamente significativos sobre as quatro primeiras maturidades com um formato de “U invertido” (ver Figura 1), e que o poder explicativo da equação decresce quanto maior é a maturidade.

Na Tabela 2, separamos as decisões do Copom entre esperadas e inesperadas, utilizando o consenso divulgado pela Bloomberg como *proxy* para a expectativa de mercado. O impacto das decisões inesperadas sobre a curva de juros é mais forte para todas as quatro maturidades onde os impactos são estatisticamente significativos, sendo que a diferença é maior quanto menor é a maturidade. Essas distinções ficam evidentes na Figura 2, que mostra também que o formato em “U invertido” permanece.

Apesar de já ser intuitivo, pode causar estranheza o fato dos impactos das decisões esperadas serem estatisticamente significativas (apesar de serem economicamente pequenas: um aumento de 50 bps antecipado pelo mercado tem um efeito máximo na taxa de 6 meses de apenas 6,6 bps). Se o mercado já havia antecipado o movimento do Copom, qual informação nova poderia estar sendo incorporada sobre a curva?

A primeira resposta plausível seria a de um possível efeito do *statement* sobre a curva. Mesmo que a mudança na taxa Selic seja antecipada, um tom mais *hawkish* ou *dovish* no pronunciamento oficial pode fazer com que os agentes revisem suas expectativas sobre decisões futuras. Uma segunda justificativa possível diz respeito ao formato particular da distribuição das expectativas de mercado em relação às decisões do Copom. Na grande maioria das reuniões, essa distribuição é binomial, com um espaço de 25 bps entre as duas apostas. Em momentos de maior incerteza, podem existir três ou mais candidatos, mas mesmo assim com uma distância mínima de 25 bps entre elas. Como a Bloomberg usa como consenso de mercado a mediana das expectativas, mesmo no caso de decisões esperadas, a parte do mercado surpreendida atualizará sua expectativa por no mínimo 25 bps, o que já seria suficiente para causar movimentos estatisticamente significativos na curva.

Na Tabela 3, estimamos o VAR utilizando como variável exógena apenas a surpresa causada pela decisão, ou seja, a diferença entre a mudança efetiva na taxa Selic com relação ao consenso de mercado (um aumento efetivo de 75 bps frente a um consenso esperado de 50 bps equivale a uma surpresa positiva de 25 bps; no caso de decisões esperadas, a surpresa é zero). Qualitativamente, os resultados são semelhantes aos apresentados pela tabelas anteriores: efeitos significativos nas quatro primeiras maturidades em formato de “U invertido.”

Porém, quantitativamente, o R2 obtido por essa nova especificação é bastante superior em relação aos modelos anteriores. As evidências apresentadas nessas três primeiras tabelas corroboram com a intuição de que as decisões do Copom só possuem efeitos expressivos sobre a estrutura a termo quando são inesperadas, e que o impacto é causado pela magnitude da surpresa, não pela magnitude da mudança na taxa de juros.

4.2 Efeitos do IPCA e da Produção Industrial sobre a Estrutura a Termo

Conforme discutimos anteriormente, Bevilaqua, Mesquita e Minella (2006) apresentam evidência empírica de que o IPCA efetivo e a produção industrial afetam a inflação esperada para 12 meses à frente. Consequentemente, em um regime de Metas para a Inflação, onde o Banco Central possui a credibilidade do mercado, ambas variáveis deveriam afetar a curva de juros.⁵ Na Tabela 4, estimamos a equação (6) adicionando as surpresas associadas a essas duas variáveis às surpresas nas decisões do Copom. O resultado mostra que surpresas em ambos indicadores macroeconômicos aumentam a inclinação da curva de juros: o impacto é mais relevante na parte longa da curva.

Qual dos dois indicadores possui um efeito mais forte sobre a curva? Para respondermos a essa pergunta, dividimos cada surpresa pelo desvio-padrão da série temporal de surpresas e reestimamos a regressão. Com essa normalização, os coeficientes da Tabela 5 podem ser interpretados como o efeito de um erro de 1 desvio-padrão no IPCA ou na produção industrial. Uma vez normalizados, os impactos dos dois indicadores são estatisticamente indistinguíveis (ver Figura 4): um erro de projeção de 2 desvios-padrão (estatisticamente relevante) em qualquer uma das duas variáveis abre a taxa pré de 24 meses em mais de 10 bps.

Por fim, na Tabela 6, incluímos os valores efetivos do IPCA e da produção industrial nos lugares das surpresas. Apenas o IPCA efetivo é significativo a 10% na maturidade mais curta (1 mês). Esse resultado confirma a intuição de que o relevante é o erro de projeção e não o valor efetivo dessas variáveis.

⁵Vale lembrar que o mercado consegue prever ambas variáveis com bastante precisão. Praticamente todos os analistas de mercado que incluem suas expectativas no survey da Bloomberg possuem acesso a algum tipo de coleta de preços ao consumidor e a um modelo de indicadores antecedentes (baseados em dados públicos da ANFAVEA, ABPO, ABCR, Abiquim, Funcex, etc...) que permitem um grau de precisão bastante satisfatório nas projeções de curtíssimo prazo.

4.3 Exercícios Adicionais de Robustez

No primeiro exercício adicional de robustez, testamos o efeito sobre a curva de juros de outros índices de inflação e do nível de atividade para os quais o mercado também possui projeções relativamente confiáveis: o IPCA-15, o IGP-10, o IGP-M, o IGP-DI e o comércio varejista. Para cada uma dessas variáveis, incluímos as surpresas padronizadas, isto é, a diferença entre o valor efetivo e o valor esperado, normalizado pelo desvio-padrão da série de erros.

Pela Tabela 7, podemos ver que erros de projeção de todos os IGP's e do comércio varejista não possuem impactos sistemáticos sobre a curva de juros. Apenas o IPCA-15 possui efeitos sobre as taxas pré de 3 e de 6 meses, em magnitudes marginalmente menores que a do IPCA. Ou seja, o IPCA-15 é importante, mas não tão importante quanto o IPCA.

Na Tabela 8, encadeamos todos os IGP's em uma série única (na sequência natural 10, M e DI) e fizemos o mesmo com os dois IPCA's. Esse agrupamento só faz sentido se o mercado não diferencia entre os índices de uma mesma família, e permite que aumentemos o número de surpresas em uma única série, aumentando a precisão do estimador. Porém, como podemos ver pelos resultados, as surpresas nos IGP's continuam não apresentando efeitos sistemáticos sobre a curva, e há uma piora na qualidade das estimativas dos efeitos dos IPCA's (as taxas de 24 meses deixam de ser significativas).

O último exercício de robustez tenta captar uma diferença no *timing* dos efeitos das surpresas sobre a curva de juros. Primeiramente, permitimos que a surpresa na decisão do Copom tenha efeitos sobre a curva em uma janela de cinco dias, que vai dos dois pregões anteriores aos três pregões posteriores. Como podemos ver pela Tabela 9, não podemos captar nenhum efeito significativo nos pregões anteriores da decisão. A maior parte do efeito está concentrada no primeiro pregão após a reunião do Copom. Porém, notamos também que nos dois dias subsequentes, parte do movimento da parte mais curta é devolvida, sugerindo que o mercado tende a reagir de forma exagerar (*overshooting*) na taxa pré de 1 mês.

Em seguida, repetimos a análise do *timing* para as surpresas padronizadas do IPCA e da produção industrial. A Tabela 10 apresenta os resultados. Com relação ao IPCA, todo o efeito se limita ao primeiro pregão após a divulgação do dado. Já no caso da produção industrial,

notamos efeitos significativos sobre a curva nos pregões do dia posterior e também do dia anterior ao da divulgação do dado, em algumas das maturidades.

5 Conclusão

Nesse artigo, apresentamos evidência empírica da influência que o Comitê de Política Monetária do Banco Central do Brasil (Copom) tem exercido sobre a curva de juros, nos anos de 2004 a 2008. Essa influência pode ser observada tanto através de suas decisões correntes sobre a taxa Selic, quanto pela antecipação do mercado com relação às suas decisões futuras. Notamos que decisões do Copom só possuem efeitos expressivos sobre a estrutura a termo quando são inesperadas, e diferentes regressões sugerem que o que realmente importa é a magnitude da surpresa, e não da mudança na taxa Selic. Porém, entre 2004 e 2008, foram 48 reuniões do Copom com apenas nove decisões diferentes do consenso, ou seja, menos que uma a cada cinco. Essas surpresas possuem efeitos significativos nas quatro primeiras maturidades e em formato de “U invertido”, sugerindo que o efeito mais significativo ocorre na parte média da curva, nas maturidades de 3 a 6 meses.

Como evidência da credibilidade do Banco Central do Brasil com relação ao regime de Metas para a Inflação, notícias que levem o mercado a acreditar que os riscos inflacionários ou de sobreaquecimento da economia estejam mais elevados, aumentam a probabilidade atribuída a aumentos na taxa Selic em reuniões futuras do Copom, causando como consequência uma abertura na curva de juros. Mais especificamente, a divulgação do IPCA ou da Produção Industrial significativamente acima do consenso de mercado inclina a curva de juros, com impactos mais significativos na parte longa. Notamos também que os IGP’s e o comércio varejista (outros índices de preços e de atividade para os quais a Bloomberg coleta consenso) não possuem impactos sistemáticos sobre a curva de juros. Já o IPCA-15 possui efeitos sobre as taxas pré de 3 e de 6 meses, em magnitudes marginalmente menores que a do IPCA. Ou seja, o IPCA-15 é importante, mas não tão importante quanto o IPCA.

Por fim, analisamos o *timing* desses efeitos e percebemos que, para as surpresas com relação às decisões do Copom, eles se concentram no primeiro pregão após a reunião, apesar

de o mercado tender a exagerar na reação no vencimento mais curto (1 mês), devolvendo parte do movimento nos dois dias subsequentes (overshooting). As surpresas com o IPCA possuem efeitos apenas no pregão do dia da divulgação do dado. Já no caso da produção industrial, os efeitos das surpresas sobre a curva são significativos no dia posterior e também no dia anterior ao de sua divulgação, para algumas maturidades da curva.

References

- [1] Almeida, Caio e José Vicente (2006). “Term Structure Movements Implicit in Option Prices”, *Working Paper Series do Banco Central do Brasil* 128.
- [2] Almeida, Caio, Romeu Gomes, André Leite, e José Vicente (2007). “Movimentos da Estrutura a Termo e Critérios de Minimização do Erro de Previsão em um Modelo Paramétrico Exponencial”, *Working Paper Series do Banco Central do Brasil* 146.
- [3] Bevilaqua, Afonso, Mário Mesquita, e André Minella (2007). “Brazil: Taming Inflation Expectations”, *Working Paper Series do Banco Central do Brasil* 129.
- [4] Bernanke, Ben (2004). “Central Bank Talk and Monetary Policy”, Remarks at the Japan Society Corporate Luncheon, New York, New York, October 7.
- [5] Bogdanski, Joel, Alexandre Tombini, e Sérgio Werlang (2000). “Implementing Inflation Targeting in Brazil”, *Working Paper Series do Banco Central do Brasil* 1.
- [6] Brito, Ricardo, Angelo Duarte e Osmani Guillén (2004). “Overreaction of yield spreads and movements of Brazilian interest rates”, *Brazilian Review of Econometrics* 24, 1.
- [7] Cook, Timothy, e Thomas Hahn (1989). “The Effect of Changes in the Federal Funds Rate Target on Market Interest Rates in the 1970s”, *Journal of Monetary Economics* 24, 331-51.
- [8] Kohn, Donald, e Brian Sack (2003). “Central Bank Talk: Does It Matter and Why?”, *Board of Governors of the Federal Reserve System, Finance and Economics Discussion Series* 2003-55
- [9] Guillen, Osmani e Benjamin Tabak (2008). “Characterizing the Brazilian Term Structure of Interest Rates”, *Working Paper Series do Banco Central do Brasil* 158.
- [10] Silveira, Getúlio e Octavio Bessada (2003). “Análise de Componentes Principais de Dados Funcionais: uma Aplicação às Estruturas a Termo da Taxas de Juros”, *Working Paper Series do Banco Central do Brasil* 73.

- [11] Svensson, Lars (1997). “Inflation Forecast Targeting: Implementing and Monitoring Inflation Targets”, *European Economic Review* 41, 1111-1146.
- [12] Tabak, Benjamin (2004). “Monetary Policy Surprises and the Brazilian Term Structure of Interest Rates”, *Journal of Policy Modeling* 26, 283-287.
- [13] Tabak, Benjamin e Sandro Andrade (2001). “Testing the Expectations Hypothesis in the Brazilian Term Structure of Interest Rates”, *Brazilian Finance Review* 1, 19-43.
- [14] Vicente, Jose e Benjamin Tabak (2007). “Forecasting Bonds Yields in the Brazilian Fixed Income Market”, *Working Paper Series do Banco Central do Brasil* 140.

Tabela 1: Efeitos de Decisões do Copom sobre a Curva de Juros

Regressor \ Maturidade	1 mês	3 meses	6 meses	12 meses	24 meses
<i>Copom decisão_t</i>	0.122** (0.011)	0.157** (0.019)	0.162** (0.041)	0.143** (0.049)	0.064 (0.065)
R²	19.56%	11.70%	5.19%	4.29%	3.06%
SBIC			-18.350		

Nota: estatísticas obtidas em um VAR(2) com as taxas de juros pré de 1, 3, 6, 12 e 24 meses à frente como variáveis endógenas. Os coeficientes associados à constante e às defasagens das variáveis endógenas foram omitidas. Erros padrão entre parênteses sob os respectivos coeficientes. Os símbolos ** e * significam que o coeficiente é significativo ao nível de confiança de 1% e 5% respectivamente.

Tabela 2: Efeitos de Decisões Esperadas e Inesperadas do Copom sobre a Curva de Juros

Regressor \ Maturidade	1 mês	3 meses	6 meses	12 meses	24 meses
<i>Copom decisão_t</i> <i>(quando esperada)</i>	0.083** (0.012)	0.117** (0.020)	0.131** (0.045)	0.121* (0.054)	0.072 (0.072)
<i>Copom decisão_t</i> <i>(quando inesperada)</i>	0.289** (0.025)	0.327** (0.042)	0.296** (0.092)	0.240* (0.110)	0.030 (0.147)
R²	23.10%	13.15%	5.39%	4.37%	3.06%
SBIC			-18.378		

Nota: estatísticas obtidas em um VAR(2) com as taxas de juros pré de 1, 3, 6, 12 e 24 meses à frente como variáveis endógenas. Os coeficientes associados à constante e às defasagens das variáveis endógenas foram omitidas. Erros padrão entre parênteses sob os respectivos coeficientes. Os símbolos ** e * significam que o coeficiente é significativo ao nível de confiança de 1% e 5% respectivamente.

Tabela 3: Efeitos de Surpresas do Copom sobre a Curva de Juros

Regressor \ Maturidade	1 mês	3 meses	6 meses	12 meses	24 meses
<i>Copom surpresa_t</i>	0.673** (0.034)	0.818** (0.059)	0.764** (0.133)	0.668** (0.160)	0.388 (0.214)
R²	33.44%	19.32%	6.46%	4.96%	3.24%
SBIC			-18.573		

Nota: estatísticas obtidas em um VAR(2) com as taxas de juros pré de 1, 3, 6, 12 e 24 meses à frente como variáveis endógenas. Os coeficientes associados à constante e às defasagens das variáveis endógenas foram omitidas. Erros padrão entre parênteses sob os respectivos coeficientes. Os símbolos ** e * significam que o coeficiente é significativo ao nível de confiança de 1% e 5% respectivamente.

Tabela 4: Efeitos de Surpresas do Copom, do IPCA e da Produção Industrial sobre a Curva de Juros

Regressor \ Maturidade	1 mês	3 meses	6 meses	12 meses	24 meses
<i>Copom surpresa_t</i>	0.673** (0.034)	0.818** (0.058)	0.764** (0.133)	0.668** (0.160)	0.387 (0.214)
<i>IPCA surpresa_t</i>	9.252 (5.284)	26.357** (9.207)	57.171** (20.919)	67.252** (25.165)	76.117* (33.644)
<i>Prod. Ind. surpresa_t</i>	0.742** (0.283)	1.387** (0.493)	2.775* (1.119)	3.025* (1.347)	4.072* (1.800)
R²	33.97%	20.36%	7.49%	5.89%	4.04%
SBIC			-18.532		

Nota: estatísticas obtidas em um VAR(2) com as taxas de juros pré de 1, 3, 6, 12 e 24 meses à frente como variáveis endógenas. Os coeficientes associados à constante e às defasagens das variáveis endógenas foram omitidas. Erros padrão entre parênteses sob os respectivos coeficientes. Os símbolos ** e * significam que o coeficiente é significativo ao nível de confiança de 1% e 5% respectivamente.

Tabela 5: Efeitos de Surpresas do Copom, e de Surpresas Padronizadas do IPCA e da Produção Industrial sobre a Curva de Juros

Regressor \ Maturidade	1 mês	3 meses	6 meses	12 meses	24 meses
<i>Copom surpresa_t</i>	0.673** (0.034)	0.818** (0.058)	0.764** (0.133)	0.668** (0.160)	0.387 (0.214)
<i>IPCA padronizado_t</i>	0.006 (0.004)	0.018** (0.006)	0.039** (0.014)	0.046** (0.017)	0.052* (0.023)
<i>Prod. Ind. padronizado_t</i>	0.01** (0.004)	0.018** (0.006)	0.036* (0.015)	0.039* (0.018)	0.053* (0.024)
R²	33.97%	20.36%	7.49%	5.89%	4.04%
SBIC			-18.532		

Nota: estatísticas obtidas em um VAR(2) com as taxas de juros pré de 1, 3, 6, 12 e 24 meses à frente como variáveis endógenas. Os coeficientes associados à constante e às defasagens das variáveis endógenas foram omitidas. Erros padrão entre parênteses sob os respectivos coeficientes. Os símbolos ** e * significam que o coeficiente é significativo ao nível de confiança de 1% e 5% respectivamente.

Tabela 6: Efeitos de Surpresas do Copom e do IPCA e Produção Industrial Efetivos sobre a Curva de Juros

Regressor \ Maturidade	1 mês	3 meses	6 meses	12 meses	24 meses
<i>Copom surpresa_t</i>	0.674** (0.034)	0.818** (0.059)	0.763** (0.133)	0.667** (0.160)	0.384 (0.214)
<i>IPCA efetivo_t</i>	1.821* (0.765)	1.756 (1.338)	0.099 (3.041)	-1.301 (3.656)	-4.770 (4.881)
<i>Prod. Ind. efetivo_t</i>	0.025 (0.061)	-0.132 (0.107)	-0.231 (0.244)	-0.282 (0.293)	-0.451 (0.391)
R²	33.75%	19.54%	6.53%	5.04%	3.41%
SBIC			-18.531		

Nota: estatísticas obtidas em um VAR(2) com as taxas de juros pré de 1, 3, 6, 12 e 24 meses à frente como variáveis endógenas. Os coeficientes associados à constante e às defasagens das variáveis endógenas foram omitidas. Erros padrão entre parênteses sob os respectivos coeficientes. Os símbolos ** e * significam que o coeficiente é significativo ao nível de confiança de 1% e 5% respectivamente.

Tabela 7: Efeitos de Surpresas do Copom, e de Surpresas Padronizadas do IPCA, IPCA-15, IGP-10, IGP-M, IGP-DI, Produção Industrial e Comércio Varejista sobre a Curva de Juros

Regressor \ Maturidade	1 mês	3 meses	6 meses	12 meses	24 meses
<i>Copom surpresa_t</i>	0.674** (0.034)	0.820** (0.058)	0.767** (0.133)	0.671** (0.160)	0.389 (0.214)
<i>IPCA padronizado_t</i>	0.006 (0.004)	0.018** (0.006)	0.040** (0.014)	0.047** (0.017)	0.053* (0.023)
<i>IPCA-15 padronizado_t</i>	0.006 (0.004)	0.017** (0.006)	0.031* (0.014)	0.028 (0.017)	0.020 (0.023)
<i>IGP-10 padronizado_t</i>	0.008 (0.004)	0.011 (0.007)	0.015 (0.016)	0.013 (0.019)	0.004 (0.026)
<i>IGP-M padronizado_t</i>	-0.001 (0.004)	0.002 (0.006)	0.009 (0.014)	0.013 (0.017)	0.013 (0.023)
<i>IGP-DI padronizado_t</i>	0.003 (0.004)	0.007 (0.007)	0.016 (0.015)	0.019 (0.019)	0.024 (0.025)
<i>Prod. Ind. padronizado_t</i>	0.010** (0.004)	0.018** (0.006)	0.036* (0.015)	0.040* (0.018)	0.054* (0.024)
<i>Com. Var. padronizado_t</i>	0.000 (0.004)	-0.002 (0.006)	0.000 (0.014)	-0.003 (0.017)	-0.005 (0.023)
R²	34.34%	21.06%	8.00%	6.26%	4.19%
SBIC			-18.409		

Nota: estatísticas obtidas em um VAR(2) com as taxas de juros pré de 1, 3, 6, 12 e 24 meses à frente como variáveis endógenas. Os coeficientes associados à constante e às defasagens das variáveis endógenas foram omitidas. Erros padrão entre parênteses sob os respectivos coeficientes. Os símbolos ** e * significam que o coeficiente é significativo ao nível de confiança de 1% e 5% respectivamente.

Tabela 8: Efeitos de Surpresas do Copom, e de Surpresas Padronizadas dos IPCA's, IGP's, Produção Industrial e Comércio Varejista sobre a Curva de Juros

Regressor \ Maturidade	1 mês	3 meses	6 meses	12 meses	24 meses
<i>Copom surpresa_t</i>	0.674** (0.034)	0.820** (0.058)	0.768** (0.133)	0.673** (0.160)	0.392 (0.214)
<i>IPCA's padronizado_t</i>	0.006* (0.003)	0.017** (0.004)	0.034** (0.010)	0.036** (0.012)	0.034 (0.016)
<i>IGP's padronizado_t</i>	0.004 (0.002)	0.007 (0.004)	0.014 (0.009)	0.015 (0.011)	0.013 (0.014)
<i>Prod. Ind. padronizado_t</i>	0.010** (0.004)	0.018** (0.006)	0.036* (0.015)	0.04* (0.018)	0.053* (0.024)
<i>Com. Var. padronizado_t</i>	0.000 (0.004)	-0.002 (0.006)	0.000 (0.014)	-0.003 (0.017)	-0.006 (0.023)
R²	34.25%	21.01%	7.94%	6.15%	4.03%
SBIC			-18.489		

Nota: estatísticas obtidas em um VAR(2) com as taxas de juros pré de 1, 3, 6, 12 e 24 meses à frente como variáveis endógenas. Os coeficientes associados à constante e às defasagens das variáveis endógenas foram omitidas. Erros padrão entre parênteses sob os respectivos coeficientes. Os símbolos ** e * significam que o coeficiente é significativo ao nível de confiança de 1% e 5% respectivamente.

Tabela 9: Efeitos de Surpresas do Copom (Incluindo Dois Lags e Dois Leads) e de Surpresas Padronizadas do IPCA e Produção Industrial sobre a Curva de Juros

Regressor \ Maturidade	1 mês	3 meses	6 meses	12 meses	24 meses
<i>Copom surpresa</i> _{t+2}	0.030 (0.033)	0.012 (0.058)	-0.031 (0.133)	-0.057 (0.160)	-0.100 (0.214)
<i>Copom surpresa</i> _{t+1}	0.042 (0.033)	0.091 (0.058)	0.083 (0.133)	0.066 (0.160)	-0.034 (0.214)
<i>Copom surpresa</i> _t	0.666** (0.033)	0.814** (0.058)	0.760** (0.133)	0.663** (0.160)	0.383 (0.214)
<i>Copom surpresa</i> _{t-1}	-0.156** (0.039)	-0.106 (0.069)	-0.153 (0.156)	-0.208 (0.188)	-0.183 (0.252)
<i>Copom surpresa</i> _{t-2}	-0.155** (0.039)	-0.051 (0.069)	0.055 (0.157)	0.085 (0.189)	0.119 (0.253)
<i>IPCA padronizado</i> _t	0.007 (0.004)	0.018** (0.006)	0.039** (0.014)	0.046** (0.017)	0.052* (0.023)
<i>Prod. Ind. padronizado</i> _t	0.010** (0.004)	0.018** (0.006)	0.036* (0.015)	0.039* (0.018)	0.053* (0.024)
R²	35.38%	19.72%	6.61%	5.12%	3.35%
SBIC			-18.487		

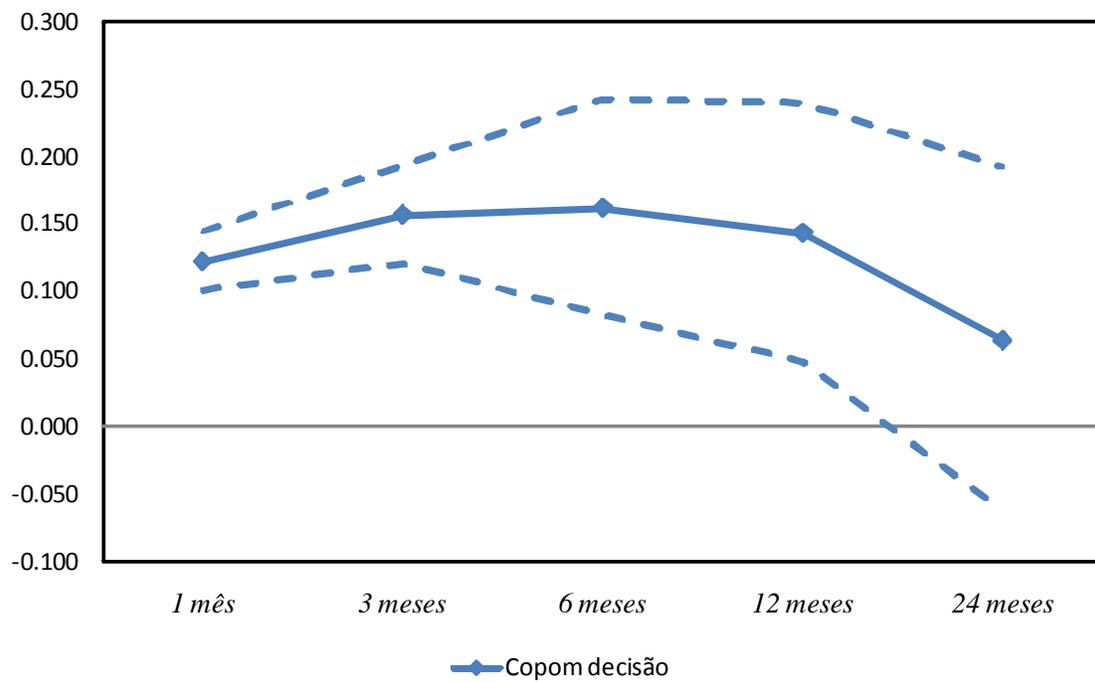
Nota: estatísticas obtidas em um VAR(2) com as taxas de juros pré de 1, 3, 6, 12 e 24 meses à frente como variáveis endógenas. Os coeficientes associados à constante e às defasagens das variáveis endógenas foram omitidas. Erros padrão entre parênteses sob os respectivos coeficientes. Os símbolos ** e * significam que o coeficiente é significativo ao nível de confiança de 1% e 5% respectivamente.

Tabela 10: Efeitos de Surpresas do Copom e de Dois Lags e Dois Leads de Surpresas Padronizadas do IPCA e Produção Industrial sobre a Curva de Juros

Regressor \ Maturidade	1 mês	3 meses	6 meses	12 meses	24 meses
<i>Copom surpresa_t</i>	0.673** (0.034)	0.818** (0.058)	0.763** (0.132)	0.668** (0.159)	0.387 (0.213)
<i>IPCA padronizado_{t+2}</i>	-0.002 (0.004)	0.001 (0.006)	0.015 (0.015)	0.024 (0.017)	0.034 (0.023)
<i>IPCA padronizado_{t+1}</i>	0.004 (0.004)	0.006 (0.006)	0.022 (0.014)	0.023 (0.017)	0.033 (0.023)
<i>IPCA padronizado_t</i>	0.007 (0.004)	0.020** (0.006)	0.046** (0.014)	0.054** (0.017)	0.061** (0.023)
<i>IPCA padronizado_{t-1}</i>	0.002 (0.004)	0.004 (0.006)	0.008 (0.014)	0.007 (0.017)	0.008 (0.023)
<i>IPCA padronizado_{t-2}</i>	0.003 (0.004)	0.004 (0.006)	0.011 (0.014)	0.014 (0.017)	0.019 (0.023)
<i>Prod. Ind. padronizado_{t+2}</i>	0.000 (0.004)	-0.003 (0.006)	-0.002 (0.015)	0.003 (0.017)	0.005 (0.023)
<i>Prod. Ind. padronizado_{t+1}</i>	0.001 (0.004)	0.010 (0.006)	0.041** (0.015)	0.049** (0.018)	0.055* (0.024)
<i>Prod. Ind. padronizado_t</i>	0.010** (0.004)	0.019** (0.006)	0.039** (0.015)	0.043* (0.018)	0.058* (0.024)
<i>Prod. Ind. padronizado_{t-1}</i>	0.002 (0.004)	0.013 (0.007)	0.036* (0.015)	0.040* (0.018)	0.046 (0.024)
<i>Prod. Ind. padronizado_{t-2}</i>	0.004 (0.004)	0.005 (0.006)	0.020 (0.015)	0.026 (0.018)	0.035 (0.024)
R²	35.94%	20.77%	7.63%	6.05%	4.15%
SBIC			-18.366		

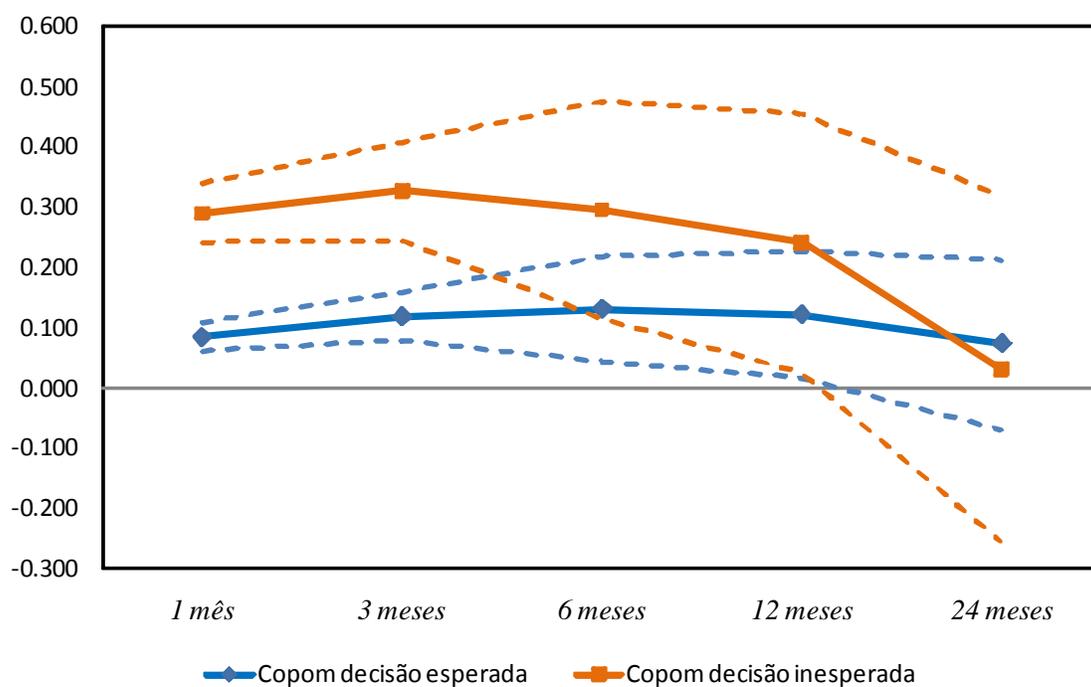
Nota: estatísticas obtidas em um VAR(2) com as taxas de juros pré de 1, 3, 6, 12 e 24 meses à frente como variáveis endógenas. Os coeficientes associados à constante e às defasagens das variáveis endógenas foram omitidas. Erros padrão entre parênteses sob os respectivos coeficientes. Os símbolos ** e * significam que o coeficiente é significativo ao nível de confiança de 1% e 5% respectivamente.

Figura 1: Efeitos de Decisões do Copom sobre a Curva de Juros



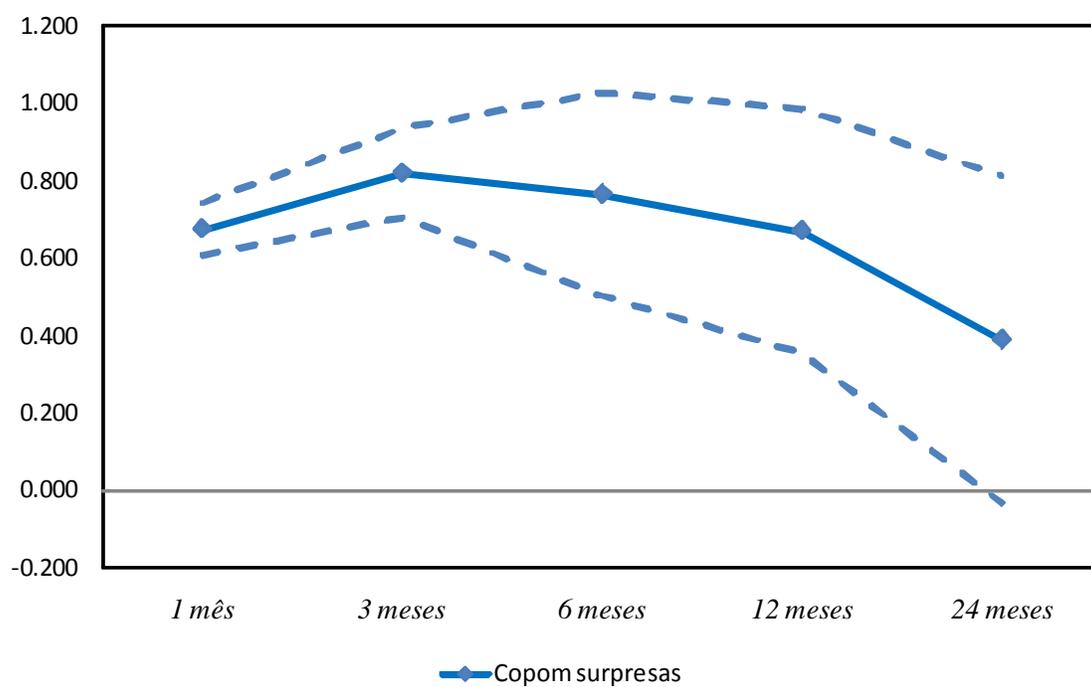
Nota: figura baseada na Tabela 1. Linhas tracejadas denotam interval de 95% de confiança.

Figura 2: Efeitos de Decisões Esperadas e Inesperadas do Copom sobre a Curva de Juros



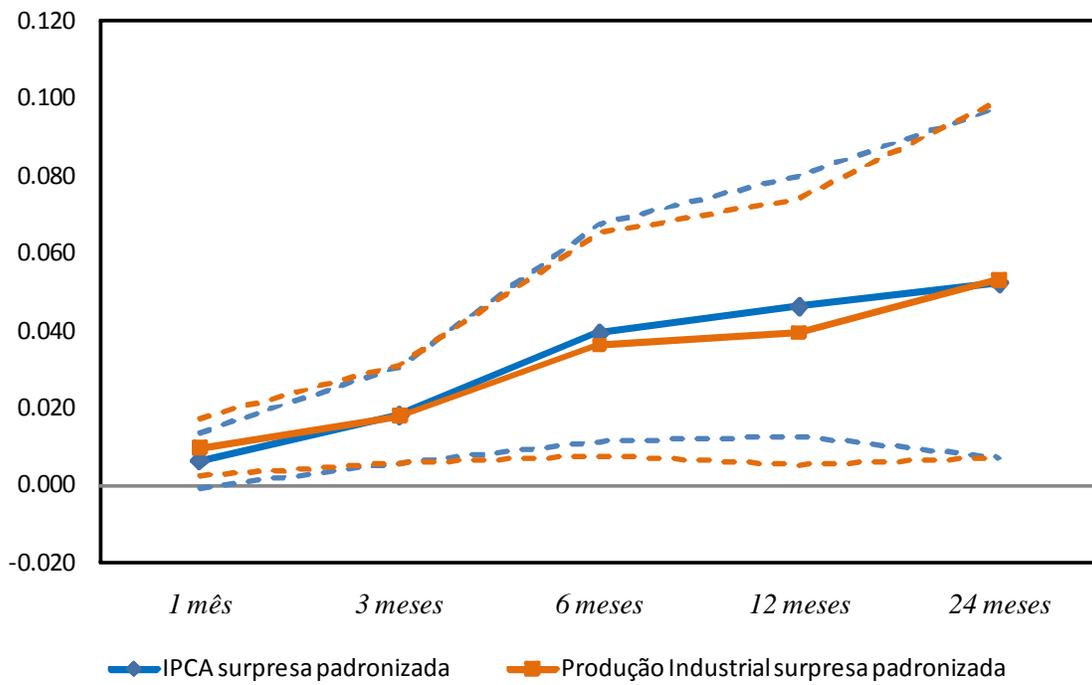
Nota: figura baseada na Tabela 2. Linhas tracejadas denotam interval de 95% de confiança.

Figura 3: Efeitos de Surpresas do Copom sobre a Curva de Juros



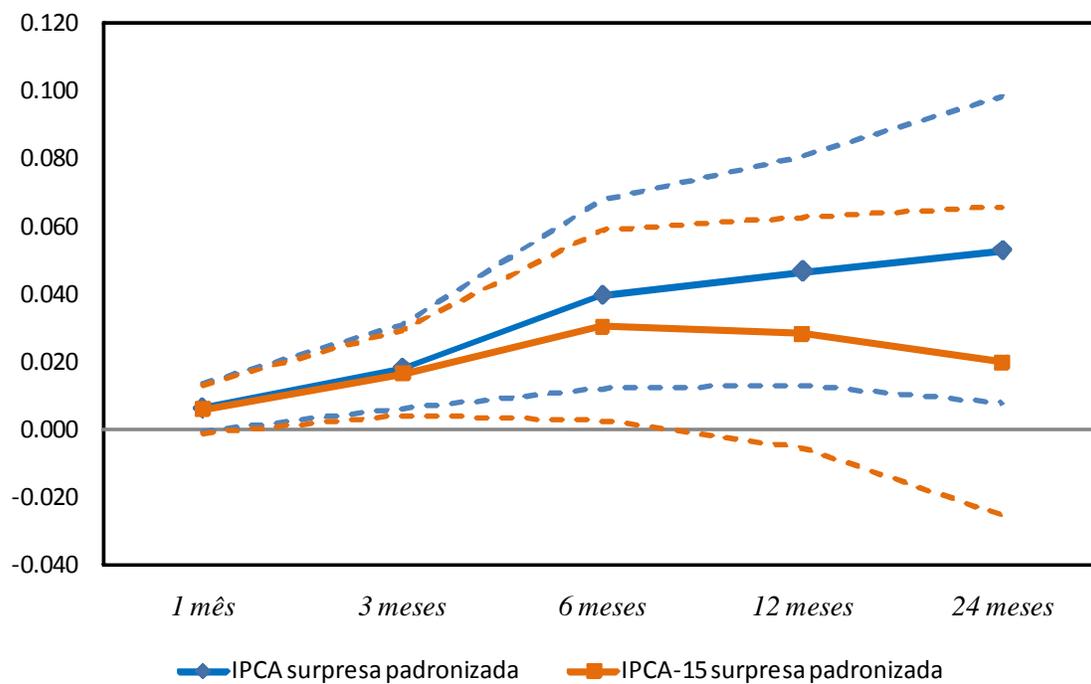
Nota: figura baseada na Tabela 3. Linhas tracejadas denotam interval de 95% de confiança.

Figura 4: Efeitos de Surpresas Padronizadas do IPCA e da Produção Industrial sobre a Curva de Juros



Nota: figura baseada na Tabela 6. Linhas tracejadas denotam interval de 95% de confiança.

Figura 5: Efeitos de Surpresas Padronizadas do IPCA e do IPCA-15 sobre a Curva de Juros



Nota: figura baseada na Tabela 6. Linhas tracejadas denotam interval de 95% de confiança.