O PODER DA COMUNICAÇÃO DO BANCO CENTRAL: AVALIANDO O IMPACTO SOBRE JUROS, BOLSA, CÂMBIO E EXPECTATIVA DE INFLAÇÃO[1]

Pedro Lutz Ramos[2]
Marcelo Savino Portugal[3]

Investigamos a capacidade do Banco Central do Brasil (BCB) de afetar preços de ativos e expectativas por meio da comunicação. Empregando a técnica de Gürkaynak, Sack e Swanson (2005), separamos o efeito do comunicado do Comitê de Política Monetária (Copom) sobre a curva de juros em dois componentes não observáveis: um associado à surpresa na taxa de juros corrente e seus desdobramentos (*target factor*), e outro associado ao efeito do comunicado não relacionado à taxa de juros corrente, o que seria o efeito da comunicação (*path factor*). Encontramos que tanto a taxa de juros corrente quanto a comunicação tem efeitos sobre os preços de ativos e expectativas ao longo do regime de metas de inflação. No entanto, verificamos que na gestão Tombini, apenas a mudança na taxa de juros corrente fez as expectativas de inflação alterarem-se no sentido desejado pela autoridade monetária.

Palavras-chave: comunicação; *forward guidance*; comunicado; curva de juros; análise fatorial.

THE POWER OF COMMUNICATION OF CENTRAL BANK: ASSESSING THE IMPACT ON INTEREST RATE, STOCK INDEX, EXCHANGE RATE AND INFLATION EXPECTATION

We investigated the Brazilian Central Bank's ability to affect asset prices and expectations through communication. Employing Gürkaynak, Sack and Swanson (2005) technique, we separate the effect of the Monetary Policy Committee statement on the yield curve in two unobservable components: one associated with the surprise in the current interest rate and its consequences, the target factor, and another the path factor, associated with the effect of post-meeting communiqué that is not related to the current interest rate, which would be the effect of communication. We find that both factors has effects on asset prices and expectations during the regime of inflation targeting. However, we found that in the chairman Tombini period, only the change in the interest rate did inflation expectations have changed in the direction desired by the monetary authority.

Keywords: communication; forward guidance; statement; yield curve; factor analysis.

1. Os autores agradecem ao parecerista anônimo desta revista *Planejamento e Políticas Públicas*, que avaliou este estudo, aos professores debatedores, aos presentes na sessão de apresentação deste trabalho no 42ª Encontro Nacional de Economia da Associação Nacional dos Centros de Pós-Graduação em Economia (Anpec), em 2014, e ao professor Eduardo Horta, da Universidade Federal do Rio Grande do Sul (UFRGS), pelas contribuições e pelos questionamentos que trouxeram melhorias a este trabalho.

2. Doutor em Economia Aplicada pela Universidade Federal do Rio Grande do Sul (PPGE/UFRGS). Gerente de análise econômica no Banco Cooperativo Sicredi. *E-mail*: <plr2010@gmail.com>.

3. PhD em economia pela University of Warwick (Inglaterra). Professor nos Programas de Pós-Graduação em Economia e em Administração da UFRGS e pesquisador no Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq). *E-mail*: <mps@ufrgs.br>.

EL PODER DE LA COMUNICACIÓN DEL BANCO CENTRAL: MENSURACIÓN DEL IMPACTO SOBRE LAS TASAS DE INTERÉS, ACCIONES, TIPO DE CAMBIO Y LAS EXPECTATIVAS DE INFLACIÓN

Se investigó la capacidad del Banco Central de Brasil afectar los precios de los activos y las expectativas a través de la comunicación. Por técnica Gürkaynak, Sack, y Swanson (2005), separamos el efecto de Cominicado del Comité de Política Monetaria en la curva de rendimiento en dos componentes no observables: uno asociado a la sorpresa en la tasa de interés actual y sus consecuencias, el *target factor*, y otro, el *path factor*, asociado con el efecto del comunicado no relacionado con la tasa de interés de intervención, lo que sería el efecto de la comunicación. Hemos encontrado que ambos factores tienen efectos sobre los precios de los activos y las expectativas durante el régimen de metas de inflación. Sin embargo, encontramos que en el período de presidente Tombini, sólo el cambio en la tasa de interés cambió las expectativas de inflación en el sentido deseado por la autoridad monetaria.

Palabras clave: comunicación; *forward guidance*; comunicado; curva de rendimientos; analise factorial.

LE POUVOIR DE COMMUNICATION DE LA BANQUE CENTRALE: ÉVALUTION DE L'IMPACT SUR LES INTERÉTS, LA BOURSE DES VALEURS, LE TAUX DE CHANGE ET LES ANTICIPATIONS D'INFLATION

Nous avons étudié la capacité de la Banque centrale du Brésil d'affecter les prix des actifs et les expectatives à travers de la communication. Par la utilisation du technique de Gürkaynak, Sack et Swanson (2005), nous séparons l'effet du communiqué du Comité de politique monétaire (Copom) sur la courbe des rendements en deux composantes non observables: une associée à la surprise du taux d'intérêts actuel (courant) et ses dédoublements, le *target factor*, et un autre, le *path factor*, associée à l'effet du communiqué ne pas liées au taux d'intérêt courant (actuel), ce qui serait l'effet de la communication. Nous avons constaté que deux facteurs ont des effets sur les prix et les attentes actifs : le taux d'effet autant la communication. Cependant, nous avons constaté que dans la période de président Tombini, seulement la variation des taux d'intérêt courant ont fait l'expectative d'inflation ont changer dans le sens souhaité pour l'autorité monétaire.

Mots-clés: comunication; *forward guidance*; communiqué; courbe des rendements; analyse factorielle.

JEL: E43; E52; E58.

1 INTRODUÇÃO

A comunicação sempre teve um papel fundamental na condução da política monetária, por ser uma das principais formas de conduzir as expectativas dos agentes. Na maioria dos modelos macroeconômicos convencionais, as expectativas exercem um papel importante na condução do ciclo de negócios, pois reage às alterações nas condições monetárias imediatamente, acelerando e amplificando o processo de contração ou expansão da atividade e da inflação. Além disso, a comunicação serve para reduzir a assimetria de informação entre a autoridade monetária e os agentes privados, o que reduz o nível de incerteza e aumenta a previsibilidade da economia, podendo trazer repercussão benéfica sobre o prêmio de risco, aumentando a capacidade da economia de atrair capitais e o investimento local.

Ainda, frente às grandes incertezas do cenário macroeconômico, a comunicação pode ser um mecanismo que permite ganhos de credibilidade.

Nos modelos novo-Keynesianos, as expectativas constituem um dos poucos canais cuja autoridade monetária pode atuar de imediato sobre a atividade e sobre a inflação, pois os efeitos diretos da taxa de juros costumam ser demorados. No caso da atividade, o Banco Central altera a taxa de juros no período corrente e colhe a consequência direta da modificação apenas alguns trimestres à frente, em função da demora da economia em acumular os efeitos da mudança do consumo agregado sobre o mercado de fatores. Contudo, a expectativa da atividade nos próximos trimestres faz os agentes mudarem sua postura em relação ao consumo e ao investimento no momento corrente, muito antes de ver a demanda das famílias alterarem-se ou haver mudança na renda ou no emprego. Já a inflação será afetada pela taxa de juros indiretamente, por meio da atividade, da taxa de câmbio e das expectativas de inflação. Como a atividade reage de forma defasada à alteração das condições monetárias, a mudança nos preços ocorre também de forma defasada. A expectativa de inflação se modificará e alterará os preços correntes em seguida, pois os formadores de preços do período atual, pensando no que ocorrerá com seus custos, com suas margens de lucro, com a atividade econômica e com os preços agregados nos períodos posteriores, remarcam os preços. A taxa de câmbio também reage prontamente, por conta da mudança nos custos dos produtos transacionáveis, mas enfrenta a rigidez temporal de preços.

A comunicação também ajuda a reduzir a assimetria de informação entre a autoridade monetária e os agentes, pois cada Banco Central ou Conselho Monetário tem suas preferências sobre atividade, inflação, taxa de câmbio e regulação bancária e possui seu próprio diagnóstico a respeito de cada fase do ciclo de negócios. O desconhecimento das preferências e das ações do Banco Central acaba se traduzindo em incerteza e aumento do prêmio de risco sobre toda a economia, especialmente sobre a curva de juros e sobre o mercado de crédito. Assim, caso a autoridade revele, de forma transparente, seus passos, comunicando-se com o mercado, poderá reduzir a incerteza, diminuindo o custo do crédito e aumentando a atratividade da economia. Grande parte dos motivos da adoção de *forward guidance* por parte dos Bancos Centrais da Suécia, da Noruega e da Nova Zelândia está calcada na redução da assimetria de informação.

O diálogo do Banco Central com os agentes privados possui também um papel-chave para o ganho de credibilidade em um regime de metas para inflação, uma vez que o cenário macroeconômico é cercado de incertezas. Uma ação tomada pela autoridade monetária que tenha resultados diferentes do esperado, por razões aleatórias, pode gerar interpretações erradas do comportamento do banqueiro central. Para evitar esse tipo de situação, a apresentação de cenários

com hipóteses e com análise de balanço de riscos é fundamental para que, mesmo em um cenário adverso, o Banco Central consiga revelar para os agentes suas reais preferências. Em linha com essa análise, podemos entender a importância de documentos como o *Relatório Trimestral de Inflação*, do Banco Central do Brasil (BCB); o *Monthly Bulletin*, do Banco Central Europeu (BCE); o *Inflation Report*, do Banco da Inglaterra (BOE, do inglês Bank of England), e outros que buscam apresentar a visão do Banco Central a respeito da economia.

A literatura sobre comunicação da autoridade monetária e capacidade de alterar as expectativas é extensa e relativamente nova. Diferentes estudos empíricos foram realizados, mostrando as diversas formas com que os bancos centrais, sob regimes de metas implícitas ou explícitas de inflação, têm conseguido afetar as expectativas dos agentes. Para os Estados Unidos, os estudos mais relevantes são Kuttner (2001), Rigobon e Sack (2004), Kohn e Sack (2003), Gürkaynak, Sack e Swanson (2005),[4] Rosa e Verga (2007) e Campbell *et al.* (2012). Estes estudos utilizam dados diários e intradiários para analisar os impactos das diferentes formas de comunicação e de anúncio de política monetária sobre o mercado financeiro e sobre as expectativas em dados diários e intradiários. De modo geral, a literatura verifica que o Banco Central é capaz de alterar, por meio da comunicação, a taxa de juros do mercado futuro, mas nem sempre é capaz de mostrar que conseguiria alterar outras taxas de juros ou preços de outros ativos.[5]

Para o Brasil, a literatura, ainda que recente, não é pequena. Há estudos que mostram que as manifestações do BCB seriam capazes de reduzir a volatilidade do mercado depois de sua divulgação (Costa Filho e Rocha, 2009; Janot e Mota, 2012). Contudo, estes estudos foram realizados sem verificar se a volatilidade dos ativos sobe nos períodos anteriores à comunicação, o que levaria a uma conclusão um pouco diferente das encontradas pelos autores a respeito da capacidade da autoridade monetária. Apesar disso, existem evidências empíricas favoráveis à capacidade do BCB em interferir nas expectativas dos agentes (Mendonça e Faria, 2010).

A crise econômica de 2008 trouxe novos desafios para as autoridades monetárias, que passaram a ter que lidar com economias que possuem taxas de juros próximas de zero, ou que estão atingindo seus mínimos históricos em meio à alta volatilidade dos mercados. Uma das principais ferramentas que surgem para conduzir a economia nessa conjuntura é usar o chamado *forward guidance*, que busca, por meio de promessas, alterar significativamente a expectativa de juros futuros contida nas curvas de juros. O artigo original de Eggertsson e Woodford (2003)

4. Como esse trabalho vai ser citado várias vezes ao longo deste artigo, vamos abreviar e usar apenas GSS (2005).

5. Como a literatura é grande e complexa, resolvemos retirá-la dessa versão deste artigo. Em uma versão maior trazemos as evidências nacionais e internacionais de que comunicados e discursos conseguem afetar as expectativas dos agentes. Além disso, conseguimos mostrar que o método mais apropriado para conseguir tratar de *forward guidance* é o de GSS (2005).

mostra que uma promessa de manter a taxa de juros próxima de zero por muito tempo faria com que os agentes "achatassem" a curva de juros futura nos períodos cobertos pela promessa, o que alteraria o custo de oportunidade das empresas e as decisões das famílias sobre consumo, estimulando a atividade e reduzindo, por consequência, a probabilidade de deflação. Neste sentido, muitos bancos centrais passaram a sinalizar de forma mais clara, ou mesmo realizar, o *forward guidance*[6] no período pós-crise. O principal exemplo foi o Federal Reserve System (FED), que, em seu comunicado pós- reunião de março de 2009, afirmou que ficaria com a taxa de juros em nível baixo por um "período prolongado",[7] e depois, em agosto de 2011, escreveu este comunicado, explorando o mecanismo de forma mais ampla:

> o comitê atualmente antecipa que as condições econômicas – incluindo baixas taxas de utilização de recursos e perspectiva de inflação moderada no médio prazo – devem garantir níveis excepcionalmente baixos da taxa de juros dos fundos do FED pelo menos até meados de 2013 (FOMC, 2011, tradução dos autores).[8]

O BOE e o BCE também passaram a usar, em 2013, o *forward guidance*.

O presidente Mario Draghi, em 4 de julho de 2013, pronunciou-se no discurso após a reunião em que a taxa de juros foi mantida em 0,5% ao ano (a.a.) e foi empregado o *forward guidance* pela primeira vez: "o conselho confirma que espera que a taxa de juros básica do BCE deve permanecer no presente nível ou mais baixo por um período prolongado" (Draghi, 2013, tradução dos autores).

Dessa forma, passou a se popularizar pelo mundo uma forma mais direta, mais agressiva, possivelmente mais transparente, que antes se restringia a um número pequeno de bancos centrais. No Brasil, evidências mostram que mesmo não estando com taxas de juros próximas de zero, o BCB buscou conduzir as expectativas de inflação em prazos mais longos, empregando, em seus comunicados, instruções mais claras sobre o comportamento da taxa de juros no longo prazo:

> considerando o balanço de riscos para a inflação, a recuperação da atividade doméstica e a complexidade que envolve o ambiente internacional, o comitê entende que a estabilidade das condições monetárias por um período de tempo suficientemente

6. Empregamos a expressão *forward guidance* para denominar qualquer instrução clara e objetiva sobre as decisões futuras de taxas de juros feitas pela autoridade monetária, sem avaliar a intensão final ou o nível da taxa de juros.

7. No comunicado pós-reunião do Federal Open Market Committee (FOMC) emitido no dia 18 de março de 2009, ele afirma: "o comitê manterá o intervalo da taxa de juros dos fundos do FED entre 0 e 1/4 ponto percentual e antecipa que as condições econômicas devem garantir níveis excepcionalmente baixos da taxa de juros por um período prolongado" (FOMC, 2009, tradução dos autores).

8. Em 2003, o FED já havia feito de forma implícita, como segue: "o comitê julga que, no cômputo geral, o risco de a inflação tornar-se indesejavelmente baixa é a principal preocupação no horizonte de previsão. Nessas circunstâncias, o comitê acredita que a política acomodatícia pode ser mantida por um tempo considerável" (FOMC, 2003, tradução dos autores).

> prolongado é a estratégia mais adequada para garantir a convergência da inflação para a meta, ainda que de forma não linear (Brasil, 2012).

Em outra oportunidade, alguns meses antes da frase referida anteriormente, a ata do Comitê de Política Monetária (Copom) chegou a afirmar que a trajetória de queda na taxa básica de juros (Selic) encerrar-se-ia ligeiramente acima do mínimo histórico, fazendo mais uma indicação sobre a taxa de juros futura. Vale destacar que em agosto de 2013, o presidente do BCB, Alexandre Tombini, emitiu um comunicado não programado, dizendo que "avalia que os movimentos recentemente observados nas taxas de juros de mercado incorporam prêmios excessivos" (Brasil, 2013).[9] O BCB passou a julgar se a trajetória de taxa de juros que os agentes esperam é ou não condizente com as expectativas da autoridade monetária, interferindo diretamente nas expectativas dos agentes.

A partir desses acontecimentos, surge a necessidade de avaliarmos se a ação de comunicação da autoridade monetária brasileira tem a capacidade de influenciar as expectativas sem que haja modificação na taxa de juros corrente. Em outras palavras, é necessário investigar o processo de formação das expectativas, dissociando o efeito da taxa de juros de curto prazo da trajetória da taxa de juros até o estado estacionário, pois justamente o que está sendo feito por diversos banqueiros centrais é apenas alterar a trajetória esperada, e não a taxa de juros corrente. Além disso, embora mais difícil, tentar investigar se o efeito da trajetória tem os efeitos esperados sobre a economia.

Desse modo, identificamos que o método de GSS (2005) e de Campbell *et al*. (2012) pode ajudar a resolver o questionamento explanado anteriormente. Nesses estudos, os autores decompõem em componentes não observáveis (fatores latentes) o movimento da curva de juros no momento da divulgação do comunicado pós-reunião do Federal Open Market Committe (FOMC), por meio de análise fatorial. Com isso, os autores verificam quantos componentes não observáveis explicam a reação do mercado de juros, pois os estudos anteriores avaliavam apenas a surpresa na decisão, e não se questionavam sobre algo adicional que o comunicado da autoridade monetária poderia trazer além de informação sobre a decisão de juros realizada no dia. Com a análise fatorial, identificaram que existem dois fatores latentes, o que significa que a curva de juros reage sistematicamente a dois elementos distintos na divulgação do comunicado, e não a um componente apenas,

9. "O presidente do Banco Central do Brasil, Alexandre Tombini, reafirma sua visão de que a adequada condução da política monetária contribui para mitigar riscos para a inflação, a exemplo dos oriundos da depreciação cambial. *No entanto, avalia que os movimentos recentemente observados nas taxas de juros de mercado incorporam prêmios excessivos*. Em relação à taxa de câmbio, o presidente reitera que o BC está atento ao processo de realinhamento global das moedas e acompanha com atenção os desenvolvimentos no mercado doméstico de câmbio. Nesse contexto, não deixará de ofertar proteção ("*hedge*" cambial) aos agentes econômicos e, se necessário, liquidez aos diversos segmentos do mercado. Lembra, mais uma vez, que as cotações oscilam e que a concentração de posições em uma única direção poderá trazer perdas aos que apostam em movimentos unidirecionais da moeda" (Brasil, 2013, grifo dos autores).

como seria esperado caso o mercado assimilasse apenas a informação sobre a taxa de juros da decisão do dia. Uma das formas proposta pelos autores, a fim de interpretar os componentes estimados, foi a imposição de uma rotação especial na matriz de coeficientes do modelo, fazendo com que um dos componentes capte todo o efeito da surpresa na escolha da taxa de juros (FED *funds rate*) e seus desdobramentos sobre a curva de juros, e o outro apanhe todo o impacto não relacionado à surpresa na taxa de juros corrente. Com essa restrição, foi possível criar um componente chamado de *target factor*, que representa um componente não observável relacionado à surpresa na decisão da taxa de juros (FED *funds*), e outro componente, denominado *path factor*, que não está atrelado à decisão corrente ou que seria todo movimento de juros não relacionado à alteração na taxa de juros corrente. Com essa técnica, os autores conseguiram demonstrar que o *path factor* está fortemente ligado à comunicação e que este componente é importante na determinação das expectativas dos agentes no apreçamento de ativos.

Na atual conjuntura, o método explicitado ganha notoriedade, pois é habilitado a verificar se a autoridade monetária consegue alterar, por meio de suas manifestações, as expectativas dos agentes em relação à trajetória da taxa de juros. Além disso, é possível verificar se esta alteração, caso exista, também altera as alocações de recursos e outras expectativas dos agentes.

Dessa forma, a comunicação tem um papel-chave na condução da política monetária pelo mundo, pois é uma das formas de afetar as expectativas, um dos mais importantes canais de condução do ciclo de negócios. Além disso, pode reduzir a assimetria de informação entre a autoridade monetária e os agentes privados e pode ajudar o Banco Central a ganhar credibilidade. Adicionalmente, no período pós-crise, a comunicação tem aumentado sua importância pelo uso de *forward guidance* nas economias desenvolvidas e pelas tentativas mais agressivas de condução de expectativas feitas em países emergentes, como o Brasil. Contudo, para avaliarmos os efeitos do *forward guidance*, precisamos empregar um método capaz de separar, dentro do efeito da política monetária sobre a economia, o que é causado pela taxa de juros corrente do que é gerado pela modificação da percepção dos agentes sobre a trajetória da taxa de juros, para, então, verificar empiricamente o que ocorre com a economia quando alteramos apenas a trajetória esperada. Todas as avaliações até então, para a economia brasileira, verificam esses dois elementos em conjunto.

Para tanto, selecionamos o método de GSS (2005), que, entre as formas que avaliam o impacto da comunicação sobre o mercado financeiro, é aquela que poderia identificar se existe um componente de trajetória na mudança de preços no momento da decisão ou se os efeitos derivam apenas da alteração da taxa de juros. Além disso, o método é capaz de dissociar e extrair os componentes de tal forma que poderemos investigar o efeito dessa variável sobre outros ativos.

Teoricamente, caso não houvesse mudança na expectativa de taxa de juros, a não ser aquela relacionada com a mudança na decisão corrente, poderíamos entender que promessas, sinalizações e comunicados extraordinários não alterariam as expectativas, apenas a decisão corrente e a divulgação de outras variáveis econômicas.

Nesse sentido, este estudo foi dedicado a identificar se os comunicados da autoridade monetária brasileira, durante o regime de metas para inflação,[10] são explicados por um simples fator ou se há mais dimensões, como verificado nos Estados Unidos. Caso haja, vamos procurar estimar o *path factor* e verificar se ele está relacionado à mudança nas taxas de juros mais longas, nas expectativas dos agentes contidas no *Relatório Focus* do BCB, no mercado de títulos, na taxa de câmbio (R$/US$) e nos preços de ações do Índice da Bolsa de Valores de São Paulo (Ibovespa).

Nossos resultados apontam para a existência de dois fatores não observáveis na reação da curva de juros após o comunicado da autoridade monetária brasileira, assim como o encontrado para a economia dos Estados Unidos por GSS (2005). As nossas estimativas mostram que *path factor* explica mais de 40% das variações do *Swap* Pré x Di de 360 dias, 70% do *Swap* Pré x Di de 720 dias e 60% do *Swap* Pré x Di de 1.080 dias. Já o *target factor* explica 46% das variações do *Swap* Pré x Di de 360 dias, 27% do *Swap* Pré x Di de 720 dias e 22% do *Swap* Pré x Di de 1.080 dias. Adicionalmente, vimos que ambos os componentes alteram significativamente o comportamento da bolsa de valores e da taxa de câmbio. Contudo, os efeitos encontrados sobre a expectativa de inflação não foram constantes no tempo e demandam cautela na avaliação dos resultados. Na administração Meirelles, as expectativas de inflação dentro de um ano reagem aos fatores de forma semelhante às encontradas no estudo de Campbell *et al*. (2012), tendo os sinais inversos ao esperado pela teoria convencional. Isso seria um indício de que o BCB teria informação superior ao mercado, o que nos daria suporte em relação ao uso do *forward guidance*. No entanto, no período da administração Tombini, o *path fator* perde completamente o efeito e o *target factor* passa a ter o sinal esperado pela teoria novo-Keynesiana, nos levando a crer que, nesse período, a autoridade monetária perdeu o *status* de deter "informação superior", e passou a modificar as expectativas dos agentes apenas quando efetivamente altera a taxa de juros. Com isso, concluímos que o mercado financeiro brasileiro consegue assimilar informações sobre as intenções da autoridade monetária quando feitas pelo seu comunicado, pois identificamos dois componentes não observáveis, assim como a literatura já havia identificado para os Estados Unidos. Contudo, para que a comunicação torne-se um instrumento de condução do ciclo de negócios, a autoridade tem que possuir credibilidade para fazer os agentes acreditarem no Banco Central, algo que não conseguimos identificar no período atual.

10. O regime de metas para inflação iniciou-se em 1999 e está formalmente até o presente momento. Nossa amostra, por razões estatísticas e de disponibilidade de dados, iniciou-se em abril de 2000, cobrindo, portanto, parte da administração Fraga (até 2002), a administração Meirelles (2002 a 2010) e a Tombini (2011 a 2013).

Este artigo é estruturado em mais três seções. A seção 2 traz a metodologia empregada, apresentando como selecionamos o número de fatores latentes, como extraímos os fatores com o significado desejado, como avaliamos os fatores e quais foram os dados empregados. Na seção 3 apresentaremos os resultados das estimações e a nossa avaliação de cada um dos resultados. Por fim, na seção 4 apresentamos as considerações deste estudo.

2 METODOLOGIA

O método empregado é o desenvolvido por GSS (2005) e repetido por Campbell *et al*. (2012). Este método busca encontrar fatores latentes na mudança de preços de diversos vértices de taxas de juros no mercado futuro no momento em que o mercado é impactado pela decisão de política monetária. Para tanto, usamos dados diários das taxas de juros dos contratos de *Swap* Pré x Di em cinco vencimentos (trinta, noventa, 180, 360 e 540 dias), verificando a mudança na precificação da taxa de juros no dia seguinte ao da decisão, tendo em vista que esta costuma sair após o fechamento do mercado. Os fatores não observáveis foram decompostos com a técnica de análise fatorial e impomos uma restrição que faz com que um dos componentes latentes não seja relacionado à surpresa da política monetária na decisão corrente, criando um componente que seria todo o efeito não relacionado à decisão corrente, que poderíamos interpretar como o *path factor*. O outro componente seria o atrelado à decisão de política monetária, sendo denominado de *target factor*. O número de fatores não observáveis foi verificado por meio de teste de Cragg e Donald (1997), além de outros comumente empregados no contexto de análise fatorial, como o teste de discrepância, o teste de Bartlett, o menor erro quadrático médio e os critérios de informação – AIC, BIC e HQC.

A amostra cobriu o período de comunicados a partir da 46ª reunião do Copom, em abril de 2000, até a 178ª reunião do Copom, em outubro de 2013, tendo, inicialmente 133 observações.[11] As variáveis foram normalizadas para ter média zero e variância unitária e foram retiradas da Bloomberg.

Depois de estimados os fatores, regredimos eles contra variáveis de interesse, empregando matrizes de erros robustos contra heterocedasticidade e autocorrelação nos testes de significância dos parâmetros estimados.[12] As variáveis endógenas escolhidas são as variações diárias nos contratos de juros mais longos (dois, três e cinco anos à frente), a variação diária no Ibovespa, a variação diária na taxa de câmbio nominal (R$/US$) e a mudança de duas medidas de expectativas

11. Em função do método que se baseia na estrutura de variância-covariância das variáveis, alguns pontos extremos criavam distorções enormes no grau de explicação do modelo. Deste modo, acabamos cortando quatro reuniões do Copom que trouxeram surpresas muito grandes, pois chegava a dez desvios da normalidade. Tais reuniões foram: 22/3/2001, 15/10/2002, 21/6/2000 e 20/11/2003.

12. A matriz HAC é a de Newey e West (1987).

de inflação, uma de economistas e outra implícita no mercado de juros brasileiro. Com a exceção da expectativa de inflação dos economistas, que foi retirada do BCB, todas as demais variáveis também têm como fonte a Bloomberg.

Esta seção apresentará o método de extração dos fatores (subseção 2.1); a forma que selecionamos o número de fatores latentes (subseção 2.2); a rotação matricial que nos leva ao *target* e *path factors* (subseção 2.3); e, por fim, os dados que foram empregados (subseção 2.4). Todas as estimações foram realizadas no Eviews 7®, que traz um conjunto de especificações e testes mais convencionais que os empregados no artigo de GSS (2005).

2.1 Estimação dos fatores não observáveis

O método utilizado para extrair o efeito da comunicação da política monetária sobre as taxas de juros negociadas pelo mercado é a análise fatorial. Essa técnica tem a capacidade de descobrir "variâncias comuns" entre variáveis, conseguindo, quando as variáveis são correlacionadas, explicar a relação entre elas em poucos fatores não observáveis diretamente. A técnica pode ser vista formalmente como: X é uma matriz (T *x* n) que contém T decisões de política monetária e colunas com as mudanças no dia seguinte[13] à decisão nas n taxa de juros futuras, que decomporemos da seguinte forma:

$$X_{(Txn)} = F_{(Txk)}\Lambda_{(kxn)} + \varepsilon_{(txn)}, \quad (1)$$

onde F é uma matriz T *x* k de componentes não observáveis com ($k < n$); Λ é uma matriz k *x* n de cargas fatoriais (parâmetros); e η é um erro ou fator específico de T *x* n. Para manter a ortogonalidade e garantir os resultados, segundo o padrão da técnica, temos que fazer algumas suposições: *i)* $E[F] = 0$; *ii)* $Cov(F) = E[F'F] = I$; *iii)* $E[\varepsilon] = 0$; *iv)* $Cov(\varepsilon) = E[\varepsilon\varepsilon'] = \psi$; e *v)* $Cov(\varepsilon,F) = E[\varepsilon F'] = 0$. Para encontrarmos as cargas fatoriais e posteriormente os fatores não observáveis, temos que montar o modelo apresentado anteriormente baseado nas estruturas de variância-covariância de X. Desta forma, colocando X ao quadrado, tirando expectativa e pelas hipóteses demonstradas acima:

$$\sum_X = \Lambda\Lambda' + \psi, \quad (2)$$

em que $\sum_X$ é a matriz de variância-covariância das variáveis. Quando impomos as restrições acima, podemos encontrar a solução da matriz das cargas fatoriais (Λ) por muitos métodos. Nossa opção foi empregar máxima verossimilhança, pois a técnica

13. A alteração na curva de juros ocorre no dia seguinte à decisão, uma vez que a decisão do Copom é realizada no fim do dia, depois que os mercados já estão fechados.

habilita uma série de testes para seleção do modelo de melhor ajuste que as demais técnicas não possibilitam. Além disso, a escolha do número de fatores não observáveis costuma ser algo subjetivo (Johnson e Wichern, 1992), pois a matriz de carga pode ter até o posto igual *n*, o que explicaria toda a matriz de dados, mas que nos ajudaria pouco na investigação de processos comuns a todas as variáveis. Deste modo, desejamos encontrar o menor número de fatores que permite explicar, em grande parte, a matriz de variância-covariância de *X*. Na próxima subseção, vamos explorar os testes empregados. Depois de encontradas as cargas vetoriais, estimamos os fatores não observáveis (*F*) ou *factors score* por mínimos quadrados ponderados, como segue:

$$\widehat{f_j} = \left(\widehat{\Lambda}'\widehat{\psi}\widehat{\Lambda}\right)^{-1}\widehat{\Lambda}'\widehat{\psi}^{-1}\left(x_j - \hat{\mu}\right) \qquad \text{para todo } j = 1,2,\ldots,T. \tag{3}$$

2.2 Transformação em *target factor* e *path factor*

Para darmos o significado do *target factor* e do *path factor*, vamos colocar uma restrição sobre os fatores ou sobre os coeficientes estimados que inibam a possibilidade da surpresa na decisão corrente (taxa *overnight*) estar em média correlacionada com o *path factor,* mantendo as relações e as hipóteses do modelo de análise fatorial. Em outras palavras, restringiremos um dos componentes não observáveis para que este não esteja relacionado à surpresa na decisão corrente de política monetária e aos desdobramentos associados a essa mudança na curva de juros, fazendo com que este componente restringido represente o resto da informação contida no comunicado. Para tanto, vamos empregar nossa matriz Λ – estimada em (2), que é preenchida por coeficientes $\gamma_{i,j}$, os quais explicam a relação do *i*-ésimo fator latente com a *j*-ésima variável verificada –, e aplicaremos uma matriz *u* que contém as restrições desejadas e as impostas pelo modelo de análise fatorial, transformando nossa matriz de fatores em Λ^*. Formalmente:

$$\Lambda^*_{(k\times n)} = U'_{(k\times k)}\Lambda_{(T\times k)}. \tag{4}$$

Assim, como no caso de GSS (2005), encontramos dois fatores e, portanto, a matriz U pode ser definida como $U = \begin{bmatrix}\alpha_1 & \beta_1 \\ \alpha_2 & \beta_2\end{bmatrix}$. Para encontrarmos os valores que fazem a restrição principal, temos que fazer algumas hipóteses para garantir a estrutura de Λ^* de acordo com os pressupostos teóricos do modelo. Por isso, para realizar a rotação de matriz de coeficientes, a matriz U tem que ter a propriedade $U'U = I$, pois, assim, continuaremos respeitando as propriedades descritas anteriormente, de *(i)* a *(iv)*, ou seja: *i)* $\alpha_1^2 + \alpha_2^2 = 1$; *ii)* $\beta_1^2 + \beta_2^2 = 1$; e *iii)* $\alpha_1\beta_1 + \alpha_2\beta_2 = 0$. Intuitivamente, estamos mantendo a ortogonalidade das variáveis e respeitando a média igual a zero e variância unitária.

A restrição mais importante, que transformará os dois fatores latentes de $F(f_1,f_2)$ em *path factor* e em *target factor*, faz com que o coeficiente γ^*_{2Fw30} seja igual a zero. O parâmetro γ^*_{2Fw30} está presente em Λ^* (matriz de coeficientes após a rotação) e que explica a relação entre a surpresa na taxa de juros *overnight*, verificada em nosso estudo por meio do *Swap* Pré x Di de trinta dias (denominado de FW30), e o segundo fator latente estimado, supondo que o segundo fator é o *path factor*. Em outras palavras, faremos uma rotação na qual os componentes de *U* farão uma combinação linear dos coeficientes estimados em (2) o que levará o coeficiente do segundo componente não observável associado à surpresa no *Swap* Pré x Di de trinta dias ser igual a zero. Observe-se que como estamos fazendo uma rotação nos coeficientes, parte do efeito do comunicado sobre a curva de juros, derivado da decisão da taxa de juros *overnight*, que está em f_2 antes da rotação, será deslocado integralmente para o depois da rotação, transformando f_2 em f_2^* (*path factor*) e f_1 em f_1^* (*target factor*). Formalmente, definimos $\gamma^*_{1,Fw30}$ e $\gamma^*_{2,Fw30}$ sendo os coeficientes estimados em (2) (conhecidos) da surpresa no *Swap* Pré x Di de trinta dias associados de f_1 e f_2, respectivamente. Assim, a equação (4) fica:[14]

$$\begin{bmatrix} a_1 & a_2 \\ \beta_1 & \beta_2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \gamma_{1,Fw30} & \gamma_{1,Fw90} & \gamma_{1,SPD180} & \gamma_{1,SPD360} & \gamma_{1,SPD540} \\ \gamma_{2,Fw30} & \gamma_{2,Fw90} & \gamma_{2,SPD180} & \gamma_{2,SPD360} & \gamma_{2,SPD540} \end{bmatrix} =$$

$$\begin{bmatrix} \gamma^*_{1,Fw30} & \gamma^*_{1,Fw90} & \gamma^*_{1,SPD180} & \gamma^*_{1,SPD360} & \gamma^*_{1,SPD540} \\ \gamma^*_{2,Fw30} & \gamma^*_{2,Fw90} & \gamma^*_{2,SPD180} & \gamma^*_{2,SPD360} & \gamma^*_{2,SPD540} \end{bmatrix}.$$

Sendo, portanto, $\gamma^*_{2,Fw30}$ o coeficiente que deve ser zerado, podemos impor a nova restrição (*iv*):

$$\gamma_{1,FW30}\beta_1 + \gamma_{2,FW30}\beta_2 = \gamma^*_{2,Fw30} = 0. \tag{5}$$

Como todos os demais coeficientes podem ter qualquer valor, o resto do sistema linear não se torna restrição, o que nos permite ignorar para encontrar os coeficientes da matriz *U*. Resolvendo as quatro restrições – (*i*), (*ii*), (*iii*) e (*iv*):

$$U = \begin{pmatrix} \left(\frac{\gamma^2_{1,FW30)}}{\gamma^2_{2,FW30}+\gamma^2_{1,FW30}}\right)^{\frac{1}{2}} & -\left(\frac{\gamma^2_{2,,FW30}}{\gamma^2_{2,FW30}+\gamma^2_{1,,FW30}}\right)^{\frac{1}{2}} \\ \left(\frac{\gamma^2_{2,FW30}}{\gamma^2_{2,FW30}+\gamma^2_{1,FW30}}\right)^{\frac{1}{2}} & \left(\frac{\gamma^2_{1,FW30}}{\gamma^2_{2,FW30}+\gamma^2_{1,FW30}}\right)^{\frac{1}{2}} \end{pmatrix}. \tag{6}$$

14. Na seção 3.4 há a descrição completa das variáveis utilizadas na estimação. Cada número (trinta, noventa, 180, 360 e 540) que diferencia cada variável refere-se ao número de dias de contrato de *Swap* Pré x Di empregado.

Para chegarmos aos novos fatores latentes estimados com Λ^*, podemos rodar a equação (3) novamente, substituindo Λ por Λ^*, ou, simplesmente, aplicar a matriz U sobre o F já estimado em (2), como segue:

$$F^*_{(T\times k)} = F_{(T\times k)} U_{(k\times k)}. \tag{7}$$

2.3 Escolha do modelo

Para determinar o número de fatores latentes, empregamos o teste de número de posto de Cragg e Donald (1997), assim como GSS (2005), que é um teste de Wald modificado. Usamos também testes já conhecidos, como os critérios de informação, o teste de Barllett, o teste de discrepância e o erro quadrático médio do resíduo, todos estimados pelo *software* econométrico Eviews 7® e com metodologia descrita no seu manual.

O teste Cragg e Donald busca verificar se a diferença entre a estrutura de variância-covariância verificada e a estimada é estatisticamente igual a zero. Caso seja considerado igual a zero, a leitura do teste indica não serem necessários mais fatores latentes para descrever aquela matriz. Para tanto, os autores montaram um teste de Wald, semelhante ao empregado para testes de parâmetros em regressão, como segue:

$$W = \left[Vech(\Sigma_X) - Vech\left(\Lambda'\Lambda + \Sigma_\eta\right)\right]' \Omega^{-1} \left[Vech(\Sigma_X) - Vech\left(\Lambda'\Lambda + \Sigma_\eta\right)\right]. \tag{8}$$

Como já vimos, $\sum_X$ é a matriz de variância-covariância das variáveis e $(\Lambda'\Lambda + \sum_\eta)$ é o modelo k_0 com fatores não observáveis, sendo, portanto, a variável que desejamos testar. Em um teste de parâmetro de Wald, por exemplo, seria o parâmetro estimado. A expressão do operador *Vech* nada mais é do que empilhar uma matriz em um vetor. Para montarmos o teste de Wald, precisamos da "variância" da nossa variável, que é representada por Ω.[15] W segue uma distribuição qui-quadrado com $\frac{n(n+1)}{2} - (nk_0 + n) + \frac{k_0(k_0-1)}{2}$, de acordo com o número de variáveis e as possibilidades de rotação que o modelo permite.

2.4 Dados

A matriz X foi construída de acordo com a metodologia de GSS (2005), que empregou a surpresa na janela de trinta minutos após a decisão do FOMC em dois contratos futuros de FED *funds*, um de trinta e outro de noventa dias, descontando os efeitos da decisão de trinta dias, e usou a mudança na mesma

15. Ver Cragg e Donald (1997) para mais informações sobre a forma de estimar a variância da matriz $\sum_X$.

janela temporal nos contratos futuros de taxa de juros de eurodólar com vencimentos em 1,5, 2,5 e 3,5 trimestres à frente. Montamos da mesma forma para dados brasileiros, porém com algumas mudanças. Primeiro, por ausência de dados, não foi possível uma amostragem intradiária, tendo que, portanto, coletar dados diários. No próprio estudo os autores mostram que é possível captar os efeitos da política monetária sobre o mercado em dados diários, mas na janela de trinta minutos após a decisão, o nível de explicação sobe substancialmente. Campbell *et al*. (2012) usam dados diários e encontram resultados satisfatórios. No caso brasileiro, a decisão de política monetária costuma ser divulgada após o fechamento do mercado, o que fez com que a mudança fosse feita no dia seguinte à decisão.

A segunda diferença é o uso dos contratos da taxa de juros *Swap* Pré x Di de trinta e noventa dias, algo que GSS (2005) construíram de forma similar para a taxa de juros dos Estados Unidos a partir de contratos de vencimentos com datas fixas. Contudo, na precificação da taxa de juros de noventa dias, os autores descontaram o efeito da mudança na decisão no contrato de noventa dias, como se estivesse calculando a curva *forward* de noventa dias, o que nós também fizemos. Por isso, denominamos a mudança diária do *Swap* Pré x Di de trinta dias como $\Delta FW30$ e a alteração diária do *Swap* Pré x Di de noventa dias – descontada a surpresa no $\Delta FW30$ – como $\Delta FW90$.

Sendo $\Delta SPrexDi_{zd}$ a mudança na taxa de juros do contrato de *Swap* Pré X Di de z dias e ND_z o número de dias do contrato de z dias, as outras três variáveis da nossa matriz X são $\Delta SPrexDi_{180d}$, $\Delta SPrexDi_{360d}$ e $\Delta SPrexDi_{540d}$. O intuito era conseguir captar os efeitos sobre *Swap* Pré x Di de 360 dias que são amplamente empregados em modelos macroeconômicos e conseguir capturar efeitos mais longos, pois entendemos que o horizonte de política monetária é algo superior a um ano, como podemos ver no horizonte que o BCB emprega em seu *Relatório Trimestral de Inflação*, oito trimestres à frente. Todas as variáveis foram normalizadas para média zero e variância unitária. A matriz X estimada foi:

$$X = [\Delta FW30\ \Delta FW90\ \Delta SPrexDi_{180d} \Delta SPrexDi_{360d} \Delta SPrexDi_{540d}]. \qquad (9)$$

Depois de estimado os componentes não observáveis, vamos fazer um conjunto de regressões para conseguir identificar os efeitos deles sobre outras variáveis de interesse. As variáveis em questão são: a mudança na mesma periodicidade e frequência dos componentes de X nos preços do *Swap* Pré x Di de 720 dias ($\Delta SPrexDi_{720d}$); do Swap *Pré* x Di de 1.080 dias ($\Delta SPrexDi_{1080d}$); do *Swap* Pré x Di de 1.800 dias ($\Delta SPrexDi_{1800d}$); do Ibovespa, principal índice de ações do Brasil ($\Delta IBOV$); da taxa de câmbio nominal (R$/US$) (ΔER); e em duas medidas de expectativas de inflação. A primeira chamamos de

expectativa de inflação dos economistas (ΔEI_{ECO}), que é a expectativa colhida pelo BCB dos economistas de entidades representativas, de instituições financeiras e de consultorias do país, e uma segunda, que é a expectativa implícita no mercado de juros brasileiro (ΔEI_{IMP}). Contudo, no caso do ΔEI_{ECO} não é possível captar de imediato a mudança após a decisão de política monetária, pois os economistas possuem datas para trocar as projeções.[16] Desta forma, para essa variável, escolhemos a mudança nas projeções de IPCA feitas trinta dias depois da decisão de política monetária. Além disso, para descontar os efeitos causados pelo erro de projeção do IPCA divulgado na janela de trinta dias, pegamos as projeções de inflação acumulada em doze meses do mês $t + 2$ até o mês $t + 14$, para que a maior parte da mudança da variável estivesse atrelada a fatores mais permanentes do que simplesmente à errática variação mensal do índice inflacionário. Ainda, se considerarmos que o efeito da decisão de política monetária não tem efeitos significativos sobre a economia nos primeiros meses, entendemos que estaríamos mais aptos a perceber a surpresa de política monetária sobre as expectativas dos agentes, calculando as expectativas dessa forma. Para taxa de juros implícita, pegamos a estimativa da Bloomberg pelo programa Microsoft Excel® Xipca para extrair a expectativa de inflação dos 360 dias (ΔEI_{IMP1y}) à frente. Devido a problemas de liquidez desses contratos, pegamos as estimativas de março de 2005 até outubro de 2013.

3 RESULTADOS

Nesta seção apresentamos os resultados das estimações propostas na seção de metodologia. Os resultados apontaram para a existência de dois fatores latentes, um deles relacionado à decisão corrente de política monetária, o *target factor*, e o outro denominado *path factor*, que diz respeito ao efeito do comunicado sobre a expectativa da taxa de juros, indicando haver canal para exploração do *forward guidance*. Verificamos a aderência dos fatores ao proposto em teoria e se eles atendem às características necessárias. Encontramos resultados consistentes na determinação da taxa de juros longa e na bolsa de valores, ao passo que as estimativas das ações do Copom sobre as expectativas de inflação e sobre a taxa de câmbio merecem estudos adicionais. Para tanto, na primeira parte (subseção 3.1) apresentaremos os resultados referentes ao número de fatores latentes estimados. Na subseção 3.2 extraímos fatores e testamos a aderência teórica proposta. Posteriormente, na subseção 3.3, exibimos as regressões dos fatores extraídos contra taxas de juros longas, taxa de câmbio, bolsa de valores e expectativas inflacionárias. Por fim, em 3.4 realizamos uma avaliação final dos resultados.

16. O BCB possui um *ranking* denominado *Top 5*, nos qual ele premia aquelas instituições que nos últimos meses tiveram as melhores projeções econômicas de uma série de variáveis, dando incentivos para as áreas informarem da melhor forma possível suas projeções. Contudo, para concorrer, as instituições possuem datas para inserir suas projeções que, normalmente, não estão atreladas à decisão de política monetária, com exceção da própria taxa de juros básica.

TABELA 1
Teste do número de fatores de Cragg e Donald (1997)

Número de fatores	Estatística de Wald	Graus de liberdade	*P*-valor
0	149914,995	10	0,0000
1	259,485	5	0,0000
2	0,322	1	0,5704

Elaboração dos autores.

3.1 Número de fatores

Como visto na seção 2, nossa avaliação foi embasada no teste de Cragg e Donald (1997), que pertence à categoria do teste de Wald, tendo como hipótese nula o modelo com $k0$ fatores ajusta adequadamente a matriz de variância-covariância. Caso a hipótese seja rejeitada, significa que ainda algo substancial faz o resíduo não ser estatisticamente igual a zero, ou seja, podem existir mais fatores.

TABELA 2
Testes de discrepância e teste de Bartlett

Número de fatores	Teste de discrepância			Teste de Bartlett	
	Discrepância	Estatística chi-quadrada	*P*-valor	Estatística chi-quadrada de Bartlett	*P*-valor de Bartlett
0	8,431	1104,461	0,000	1083,384	0,000
1	1,736	227,443	0,000	221,945	0,000
2	0,003	0,389	0,533	0,377	0,539

Elaboração dos autores.

Na tabela 1, os modelos com zero ou um fator latente são radicalmente rejeitados, ou seja, o resíduo não é igual a zero, ao passo que dois fatores parecem explicar a totalidade das surpresas na curva de juros, com um grau elevado de segurança. Realizamos mais alguns testes, que são tradicionais e estão presentes na maior parte dos *softwares* econométricos, como o Eviews 7®. Na tabela 2, demonstramos o resultado dos testes de discrepância e de Bartlett, que possuem hipóteses nulas semelhantes ao teste de Cragg e Donald (1997), os quais também rejeitam a hipótese nula para o modelo com zero e com um fator latente, enquanto com dois fatores já não é possível rejeitar a hipótese de o resíduo ser igual a zero. Ainda, adicionamos, na tabela 3, o erro quadrático médio do resíduo e os critérios de informação, que indicam o mesmo resultado dos demais testes.

Dessa forma, constatamos que o conjunto de dados avaliado é mais bem representado por dois fatores não observáveis, assim como encontrado nos Estados Unidos.

TABELA 3
Erro quadrático médio e critérios de informação

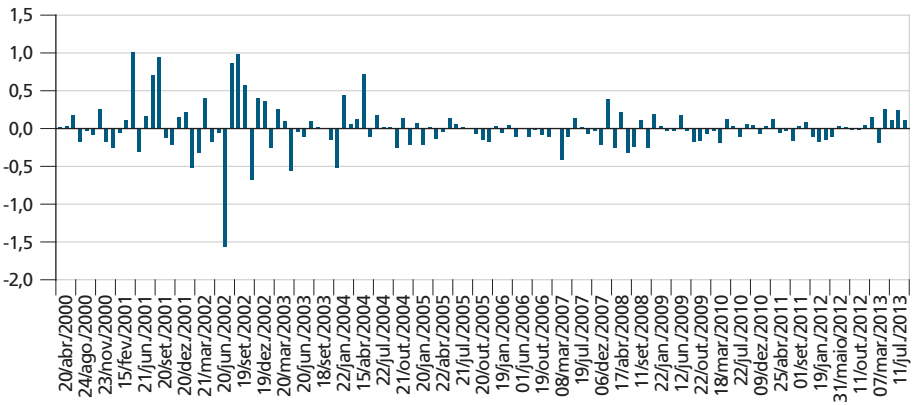
Número de fatores	Erro quadrático médio do resíduo	Critério de informação		
		AIC	BIC	HQC
0	0,801	8,216	7,997	8,127
1	0,130	1,647	1,538	1,603
2	0,001	-0,012	-0,034	-0,021

Elaboração dos autores.

3.2 Extração e aderência dos fatores

Para extrair os fatores com o significado esperado, aplicamos a matriz de rotação que contém a restrição teórica imposta – equação (5) – sobre os *factors score* (*F*), estimados por mínimos quadrados ponderados, como visto na equação (3). Depois, normalizamos os fatores e reescalamos o *target factor*, com um desvio da surpresa no *Swap* Pré x Di de trinta dias (13bps), e o *path factor*, com um desvio da surpresa do *Swap* Pré x Di de 360 dias (27bps). Nos gráficos 1 e 2 vemos os dois componentes, o *target factor* e o *path fator*.

GRÁFICO 1
Componente não observável: *path factor*
(Em número de desvio-padrão)



Elaboração dos autores.

Para verificar se os fatores estimados realmente revelam a decisão corrente e a trajetória esperada, realizamos uma regressão linear dos dois fatores, que não são correlacionados (correlação de -0,06), contra o *Swap* Pré x Di de trinta dias e duas regressões contra o *Swap* Pré x Di de 360 dias, uma contendo o *path factor* e a outra não. No caso do contrato curto, espera-se que a surpresa seja determinada, em sua maior parte, pelo *target factor*, e que o *path factor* não tenha impacto algum,

pois esse componente deve representar a trajetória futura esperada da taxa de juros, e não a decisão corrente. No caso do *Swap* Pré x Di 360 dias, esperamos que os dois componentes expliquem praticamente a totalidade da surpresa nesse vencimento, sendo ambos positivos.

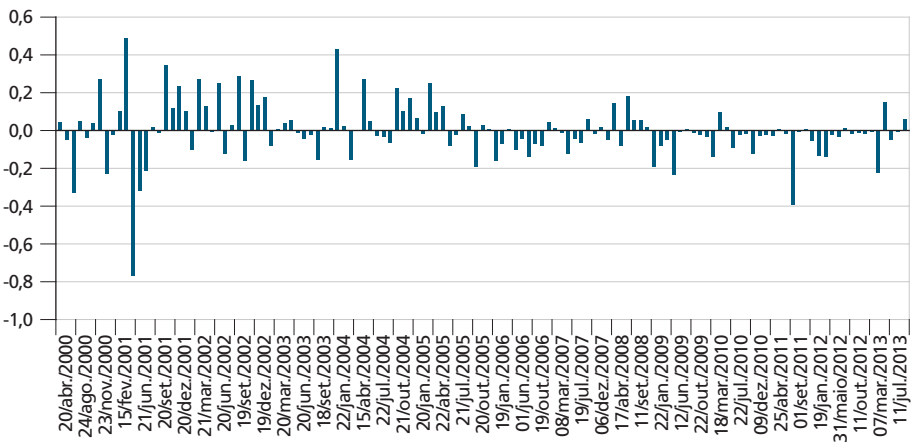
TABELA 4
Aderência do *path factor* e do *target factor* aos contratos de juros

Variável endógena	*Path factor*			*Target factor*			Constante		
	Coeficiente	Erro-padrão[1]	*P*-valor	Coeficiente	Erro-padrão[1]	*P*-valor	Coeficiente	*P*-valor	R^2 ajustado
Δ*FW*30	-0,0001	0,1516	0,9997	5,8165	0,4167	0,0000	0,0000	0,9996	0,8047
$\Delta SPrexDi_{360d}$	-	-	-	4,4437	0,4190	0,0000	0,0000	0,9999	0,4655
$\Delta SPrexDi_{360d}$	2,3853	0,0102	0,0000	4,7275	0,0201	0,0000	0,0000	0,9938	0,9769

Elaboração dos autores.
Nota: [1] Foi empregada a matriz HAC de Newey-West.

Como demonstrado na tabela 4, a regressão revela que o *target factor* explica 80% das surpresas na decisão de taxa de juros de curto prazo e é positivamente relacionada, como era esperado. Além disso, para o coeficiente do *path factor*, não rejeitamos a hipótese nula de ele ser igual a zero, ou seja, não encontramos efeito desse fator na decisão corrente. Já para a surpresa no *Swap* Pré x Di de 360 dias, podemos observar que ambos os fatores são significativos e ambos possuem coeficientes positivos, sendo que, com os dois fatores, é praticamente possível explicar a totalidade da surpresa. Vale destacar que na regressão que tinha apenas o *target factor*, *o* R^2 ajustado é de 0,47, revelando que cada componente explica quase metade da taxa de juros de um ano para frente.

GRÁFICO 2
Componente não observável: *target factor*
(Em número de desvio-padrão)



Elaboração dos autores.

Assim, o componente *path factor* é o efeito da comunicação sobre a trajetória dos juros, pois esta não tem relação com a surpresa na taxa de juros *overnight* e seus desdobramentos e esse fator explica as modificações nos contratos mais longos de juros após o comunicado. Portanto, vimos que a alteração na expectativa de taxa de juros não relacionada à surpresa na decisão da taxa de juros corrente é o poder da comunicação, ou seja, está associada ao conteúdo do comunicado, e não à taxa de juros corrente.

3.3 Impacto do *path factor* e do *target factor*

Selecionamos algumas variáveis (taxas de juros mais longas, expectativas de inflação, índice de bolsa de valores e taxa de câmbio) que poderiam ser regredidas contra os dois fatores para identificar o poder de cada um dos componentes. Contudo, percebemos que em algumas variáveis as relações alteraram-se no tempo, o que fez com que realizássemos regressões com a amostra total e com janelas amostrais, podendo, assim, nos trazer algum tipo de interpretação relevante. Além disso, percebemos que o impacto do comunicado que reconhece o uso das políticas macroprudenciais sobre as expectativas nos obrigou a colocar uma *dummy* naquele ponto em quase todas nossas regressões, gerando um resultado adicional. Embora acreditemos que no comunicado houve também sinais de elevação de juros, houve um claro reconhecimento da política macroprudencial como instrumento "substituto" de juros ou de contenção de demanda, que afeta negativamente a atividade e acaba reduzindo a necessidade de elevação da taxa de juros.[17] Como veremos nas tabelas 6, 7, 8 e 9, a decisão do Copom que citou as políticas macroprudenciais e deu a entender que em breve subiria mais os juros, foi estatisticamente significativa e teve o sinal esperado no retorno do Ibovespa, na taxa de câmbio e na expectativa de inflação implícita.

3.3.1 Impacto sobre taxas de juros longas

Em nosso primeiro exercício, fizemos regressões lineares contra a mudança em contratos de taxas de juros mais longas do que os empregados na extração dos fatores. Como podemos ver na tabela 5, todos os componentes são positivamente relacionados e estatisticamente significativos, o que mostra o poder da decisão corrente e da comunicação sobre as expectativas mais longas da economia. Outro ponto importante verificado é o crescimento da importância do *path factor* na determinação da regressão conforme o prazo vai se alongando, criando mais uma evidência de que esse componente realmente representa a expectativa dos agentes em relação ao futuro. No contrato

17. No comunicado de dezembro de 2010 é possível perceber que há introdução de outro mecanismo de controle das condições monetárias: "avaliando a conjuntura macroeconômica e as perspectivas para a inflação, o Copom decidiu, por unanimidade, manter a taxa Selic em 10,75% a.a., sem viés. Diante de um cenário prospectivo menos favorável do que o observado na última reunião, mas tendo em vista que, devido às condições de crédito e liquidez, *o Banco Central introduziu recentemente medidas macroprudenciais, prevaleceu o entendimento entre os membros do comitê de que será necessário tempo adicional para melhor aferir os efeitos dessas iniciativas sobre as condições monetárias*. Nesse sentido, o comitê entendeu não ser oportuno reavaliar a estratégia de política monetária nesta reunião e *irá acompanhar atentamente* a evolução do cenário macroeconômico até sua próxima reunião, para então definir os próximos passos na sua estratégia de política monetária" (Brasil, 2010, grifos dos autores).

de juros de um ano à frente, como vimos na seção anterior, a presença do *path factor* fazia o modelo ganhar algo como 0,5 de R^2 ajustado, enquanto no contrato de dois anos à frente o fator adicionava 0,7 na determinação da variável. No contrato de três anos à frente, o *path factor* sobe o nível de explicação em 0,6. Em todas as situações mais longas, o componente da trajetória explica mais que o fator da decisão corrente.

Com a análise apresentada até o momento, podemos observar que o comunicado da decisão da política monetária no Brasil é representado por dois componentes não observáveis (e não apenas um), sendo um deles a decisão corrente e o outro a mudança nas expectativas dos agentes em relação à taxa de juros futura. Teoricamente, se não existisse esse segundo fator ou essa outra dimensão, poderíamos entender que a capacidade de a autoridade monetária alterar as expectativas dos agentes (especialmente as mais longas) dar-se-ia apenas por meio da alteração da taxa de juros corrente e talvez fosse necessário fazer um esforço muito maior para ter os mesmos resultados. Assim, segue-se que, adicionando outras hipóteses, como credibilidade, por exemplo, a autoridade monetária poderia influenciar a trajetória dos juros com seus comunicados.

TABELA 5
Regressão dos fatores contra as taxas de juros longas

Variável endógena	*Path factor*			*Target factor*			Constante		
	Coeficiente	Erro-padrão[1]	*P*-valor	Coeficiente	Erro-padrão[1]	*P*-valor	Coeficiente	*P*-valor	R^2 ajustado
$\Delta SPrexDi_{720d}$	2,6656	0,1206	0,0000	3,7352	0,2421	0,0000	0,0000	0,9992	0,9377
$\Delta SPrexDi_{720d}$	-	-	-	3,4181	0,5941	0,0000	0,0000	0,9999	0,2722
$\Delta SPrexDi_{1080d}$	2,6296	0,1836	0,0000	3,6062	0,3879	0,0000	0,0224	0,4997	0,8405
$\Delta SPrexDi_{1080d}$	-	-	-	3,1102	0,5890	0,0000	0,0067	0,9147	0,2199
$\Delta SPrexDi_{1800d}$	1,9728	0,2999	0,0000	3,1315	0,5588	0,0000	0,0177	0,7219	0,5176
$\Delta SPrexDi_{1800d}$	-	-	-	2,7595	0,5284	0,0000	0,0059	0,9412	0,1714

Elaboração dos autores.
Nota: [1] Foi empregada a matriz HAC de Newey-West.

3.3.2 Impacto sobre expectativas de inflação

Como visto na metodologia, usamos duas medidas de expectativa de inflação, a primeira denominada inflação implícita, em que foi extraída a expectativa de inflação embutida no mercado de títulos, e a segunda, que é a expectativa de inflação dos economistas pesquisados pelo BCB. No caso da inflação implícita, a vantagem é poder observar a surpresa de política monetária concomitante com a mudança na inflação implícita. A desvantagem é o tamanho da amostra, que nos permite uma avaliação confiável apenas a partir de 2005, devido à falta de liquidez de alguns títulos. A expectativa dos economistas, por sua vez, tem como benefício ser colhida desde 2001, mas é possível avaliar a mudança apenas trinta dias após a decisão de política monetária para poder captar a mudança (por razões apresentadas na seção metodológica), o que diminui a nossa capacidade de inferência.

Nas tabelas 6 e 7, vemos que o *target factor* não é estatisticamente significativo para nenhuma das medidas de expectativa de inflação doze meses à frente. Além disso, apenas na medida do *Focus* o *path factor* é estatisticamente significativo, indicando um baixo impacto da política monetária sobre as expectativas de inflação. Então, buscando investigar um pouco mais sobre esse aspecto, aplicamos regressões em janelas amostrais de aproximadamente três anos, para verificar se a crise ou a mudança do presidente do BCB poderiam estar afetando nossas estimativas. Esta metodologia pode levar a certa dificuldade de isolar efeitos de informações divulgadas simultaneamente ao comunicado da autoridade monetária, que o mecanismo de controle é a avaliação apenas dos dias do comunicado. Evidentemente, com uma amostra longa, estes efeitos são significativamente reduzidos, uma vez que erros aleatórios tendem a se tornar menos importantes. Contudo, na análise por meio de janelas amostrais, em que reduzimos a amostra, podemos estar mais vulneráveis, reduzindo a capacidade de inferências sobre os parâmetros estimados e, possivelmente, invertendo o sinal do parâmetro estimado.

TABELA 6
Regressão dos fatores contra inflação implícita

		Toda amostra	2005--2008	2006--2009	2007--2010	2008--2011	2009--2012	2010--2013	Administração Meirelles (2003-2010)	Administração Tombini (2011-2013)
Path factor	Coeficiente	0,001	0,037	0,034	0,046	-0,015	-0,022	0,041	0,048	0,040
	P-valor	0,983	0,256	0,400	0,245	0,757	0,676	0,215	0,093	0,416
Target factor	Coeficiente	0,067	0,146	0,167	0,184	0,000	-0,005	-0,146	0,179	-0,153
	P-valor	0,318	0,004	0,056	0,054	0,999	0,965	0,000	0,001	0,002
Constante	Coeficiente	0,002	0,006	-0,003	-0,005	-0,005	-0,005	0,004	0,002	0,006
	P-valor	0,643	0,225	0,640	0,421	0,463	0,347	0,138	0,672	0,164
Políticas macropru-denciais	Coeficiente	-	-	-	-0,099	-0,119	-0,119	-0,148	-0,106	-
	P-valor	-	-	-	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	-
	R^2 ajustado	0,011	0,247	0,095	0,329	0,176	0,197	0,645	0,387	0,210

Elaboração dos autores.

Com esse procedimento, alcançamos melhores resultados para o modelo aplicado. O primeiro, na tabela 7, mostra que o *target factor* é significativo para toda a amostra até a janela 2008-2011, mas na janela que engloba a crise de 2008 e a mudança de presidente na instituição, alterou-se abruptamente o comportamento dessa variável. Esta variável era positivamente relacionada, indo contra o que seria esperado pela teoria novo-Keynesiana, e passa a ser, já na última janela (2011-2013), negativamente relacionada, o que seria esperado pela teoria convencional. De modo geral, o *path factor* é pouco significativo por toda a amostra. Então, decidimos partir a amostra da regressão, entre o mandato do presidente Henrique Meirelles (2003-2010) e do presidente Alexandre Tombini (a partir de 2011), verificando se essa é uma janela possível de enquadramento.

Como podemos verificar mais uma vez na tabela 7, vemos que *path factor* e *target factor* são positivamente relacionados e são estatisticamente significativos na administração Meirelles, ao passo que no período na administração Tombini, o *path factor* não é estatisticamente significativo e o *target factor* é significativo e negativamente relacionado. De modo similar, na regressão que tinha a expectativa de inflação dos economistas como variável endógena, vimos que, na administração Meirelles, o *target factor* não apresentou ter efeito e o *path factor* teve um feito positivo sobre a inflação esperada. Já na administração Tombini, assim como na inflação implícita, o *target factor* passa a ser significativo e negativamente relacionado.

Em nossa avaliação, o resultado referente ao período da administração Meirelles é compatível com os encontrados por Campbell *et al.* (2012) para a economia dos Estados Unidos, ou seja, o *path factor* e o *target factor* afetam as expectativas com os sinais inversos ao que a teoria novo-Keynesiana esperaria. Na avaliação dos autores, embora não fosse objetivo exclusivo do estudo, isso vai ao encontro da teoria de que a autoridade monetária possui informação superior ao mercado e sua comunicação e suas atitudes influenciam os agentes a rever suas projeções. Por exemplo, no caso de a autoridade monetária com elevada credibilidade no controle inflacionário surpreender o mercado com elevação de taxa de juros, o Banco Central pode estar informando ao mercado que a situação é crítica e, por isso, uma ação mais abrupta faz os agentes reverem suas projeções no mesmo sentido.[18] Contudo, na nossa avaliação, não significa que a autoridade monetária acerte mais ou menos as previsões do mercado, mas que o Banco Central pode ser uma fonte adequada a ser consultada por ter áreas técnicas grandes e bem qualificadas, ou seja, a opinião da autoridade monetária com credibilidade é levada em consideração.

TABELA 7
Regressão dos fatores contra expectativa de inflação

		Toda amostra	2001--2004	2002--2005	2003--2006	2004--2007	2005--2008	2006--2009	2007--2010	2008--2011	2009--2012	2010--2013	Administração Meirelles (2003-2010)	Administração Tombini (2011-2013)
Path factor	Coeficiente	0,003	0,004	0,004	0,003	0,004	0,003	0,004	0,004	0,002	-0,003	0,002	0,003	0,001
	P-valor	0,068	0,143	0,142	0,102	0,001	0,018	0,026	0,014	0,233	0,317	0,240	0,064	0,625
Target factor	Coeficiente	-0,002	-0,003	-0,001	-0,001	-0,001	0,000	0,006	0,004	0,001	0,001	-0,003	-0,001	-0,003
	P-valor	0,430	0,604	0,755	0,792	0,666	0,874	0,021	0,188	0,847	0,739	0,009	0,665	0,067
Constante	Coeficiente	0,000	0,000	0,000	-0,001	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	-0,001	0,000
	P-valor	0,910	0,909	0,998	0,015	0,256	0,808	0,327	0,166	0,495	0,991	0,226	0,123	0,439
Políticas macroprudenciais	Coeficiente	-0,001	-	-	-	-	-	-	-0,001	-0,001	0,000	-0,001	0,000	-
	P-valor	0,124	-	-	-	-	-	-	0,243	0,140	0,593	0,000	0,829	-
	R^2 ajustado	0,042	0,006	0,005	0,002	0,001	0,002	0,002	0,002	0,002	0,001	0,001	0,002	0,001

Elaboração dos autores.

18. A teoria de informação superior não é consenso, pois Faust, Swanson e Wright (2002; 2004) não encontram evidências de que o FED possua melhor capacidade de previsão da economia.

No caso da administração Tombini, sob a mesma perspectiva, há evidências de que apenas a taxa de juros corrente (*target factor*) move as expectativas de inflação, e qualquer indicação sobre o futuro parece afetar muito pouco as expectativas inflacionárias. Essa mudança poderia estar atrelada ao fato de que, em seu mandato, a autoridade monetária tentou por vezes mostrar um cenário muito mais favorável do que o mercado acreditava e testou limites, ao levar a taxa de juros real brasileira para menos de 2,0%, algo considerado baixo para os padrões do país,[19] mesmo quando a inflação naquele momento e as expectativas estavam sempre bem acima do centro da meta de inflação. Esses erros de previsão e o constante desafio das projeções de mercado para condução de política monetária levaram o mercado a desconsiderar o que a autoridade monetária informava sobre o quadro inflacionário e econômico, de forma que apenas a mudança na taxa de juros corrente levava os agentes a alterarem as expectativas. Na administração Meirelles, o cenário de mercado, verificado no *Relatório Trimestral de Inflação* de 2003 até 2010, possuía um erro absoluto médio para a previsão quatro trimestres à frente, de 0,95 ponto percentual (p.p.), ao passo que o mercado, para o mesmo indicador, possuía 0,98 p.p., tendo uma diferença percentual de 3,2%, ou de 3 bps, em favor dos economistas do BCB. Já na gestão Tombini, o erro do cenário de mercado foi de 0,83 p.p., enquanto o mercado teve apenas 0,39 p.p., ficando com um erro 53% menor, ou de 45 bps, em favor dos economistas do mercado.

3.3.3 Impacto sobre bolsa e taxa de câmbio

O impacto sobre a bolsa de valores e sobre a taxa de câmbio mais uma vez foi verificado por meio de regressões em janelas amostrais, pois no período em que o Brasil estava ajustando as contas externas, durante a última década, a informação de mais inflação poderia representar outros desdobramentos. Começando pela taxa de câmbio (R$/US$), podemos observar, como exposto na tabela 8, que os resultados encontrados para toda a amostra apontam uma relação positiva entre essa variável e os dois componentes não observáveis, ou seja, uma elevação na taxa de juros ou na trajetória esperada, sinalizada pelo Copom, é acompanhada de uma desvalorização cambial. Destacamos que, embora o método baseie-se apenas na mudança nos preços dos ativos após a divulgação dos comunicados do Copom e tenha uma amostra grande, não é possível excluir completamente os efeitos de outras informações divulgadas no mesmo dia, o que pode reduzir a significância dos parâmetros ou, eventualmente, modificar o sinal da variável dependente em avaliação, especialmente quando os níveis de explicação das regressões são baixos, como é o caso. Por isso, essa relação inversa à teoria convencional diagnosticada requer, ainda, investigação adicional para compreensão plena do ocorrido.

19. A taxa neutra de juros brasileira, segundo a literatura e a pesquisa com o mercado, está por volta de 5%, como podemos ver nos seguintes trabalhos: Magud e Tsounta (2012) e a pesquisa da Gerência Executiva de Relacionamento com Investidores (Gerin) do BCB, realizada em 2012, disponível em: <http://goo.gl/bp8siG>.

TABELA 8
Regressão dos fatores contra o retorno da taxa de câmbio

		Toda amostra	2000-2003	2001-2004	2002-2005	2003-2006	2004-2007	2005-2008	2006-2009	2007-2010	2008-2011	2009-2012	2010-2013	2000 -ago./2008	Administração Tombini (2011-2013)	Administração Meirelles (2003-2010)
Path factor	Coeficiente	0,011	0,011	0,012	0,009	0,014	0,016	0,007	0,010	0,003	0,002	-0,011	0,014	0,012	0,017	0,013
	P-valor	0,000	0,003	0,001	0,010	0,023	0,033	0,531	0,340	0,811	0,895	0,395	0,152	0,000	0,125	0,023
Target factor	Coeficiente	0,018	0,029	0,030	0,021	0,010	0,012	-0,010	0,011	-0,012	-0,030	-0,031	-0,047	0,025	-0,042	0,010
	P-valor	0,014	0,001	0,000	0,159	0,415	0,343	0,583	0,538	0,661	0,186	0,169	0,001	0,000	0,036	0,311
Constante	Coeficiente	-0,001	0,000	0,000	0,001	0,000	0,000	-0,003	-0,005	-0,006	-0,005	-0,004	-0,002	-0,001	-0,001	-0,002
	P-valor	0,445	0,879	0,965	0,690	0,889	0,789	0,091	0,014	0,008	0,017	0,023	0,253	0,665	0,499	0,124
Políticas macropru-denciais	Coeficiente	0,014	-	-	-	-	-	-	-	0,016	0,013	0,013	0,007	-	-	0,015
	P-valor	0,000	-	-	-	-	-	-	-	0,000	0,000	0,000	0,001	-	-	0,000
	R^2 ajustado	0,142	0,349	0,366	0,154	0,096	0,071	-0,040	-0,044	-0,009	0,044	0,101	0,153	0,250	0,149	0,058

Elaboração dos autores.

TABELA 9
Regressão dos fatores contra o retorno do Ibovespa

		Toda amostra	2000-2003	2001-2004	2002-2005	2003-2006	2004-2007	2005-2008	2006-2009	2007-2010	2008-2011	2009-2012	2010-2013	2000 -ago./2008	2003 - ago./2008
Path factor	Coeficiente	-0,011	-0,008	-0,012	-0,005	-0,019	-0,026	0,005	0,010	0,019	0,000	-0,014	-0,002	-0,012	-0,018
	P-valor	0,095	0,210	0,114	0,418	0,098	0,026	0,878	0,784	0,626	0,999	0,595	0,888	0,099	0,156
Target factor	Coeficiente	-0,032	-0,032	-0,034	-0,033	-0,032	-0,034	-0,011	0,017	0,042	-0,001	0,008	-0,030	-0,035	-0,043
	P-valor	0,002	0,016	0,007	0,157	0,109	0,091	0,754	0,761	0,482	0,991	0,833	0,312	0,002	0,029
Constante	Coeficiente	0,002	-0,001	-0,001	-0,001	-0,002	-0,001	0,005	0,009	0,011	0,010	0,007	0,006	0,000	0,000
	P-valor	0,153	0,740	0,573	0,783	0,367	0,640	0,286	0,090	0,014	0,016	0,024	0,026	0,971	0,995
Políticas macropru-denciais	Coeficiente	-	-	-	-	-	-			-0,011	-0,015	-0,010	-0,014	-	-
	P-valor	-	-	-	-	-	-			0,037	0,006	0,023	0,000	-	-
	R^2 ajustado	0,074	0,109	0,135	0,028	0,045	0,081	-0,057	-0,063	-0,062	-0,093	-0,063	-0,026	0,098	0,055

Elaboração dos autores.

Avaliando as regressões em janelas amostrais, podemos verificar que essa relação é mais forte no período inicial da amostra, que cobre do ano 2000 até 2007, no caso do *path factor*, e do ano 2000 até 2004, no caso do *target factor*. A relação encontrada é de difícil explicação, mas pode estar atrelada a problemas de ordem fiscal, uma vez que, naquele período, a dívida pública era mais curta, o país não era credor externo líquido e não era reconhecido como grau de investimento pelas principais agências de classificação de risco. A lógica seria que uma elevação da taxa de juros pressionaria a dívida pública e traria aumento do risco soberano, havendo saída de recursos do Brasil para outras praças financeiras, tanto do mercado de títulos quanto da bolsa de valores. Já de 2008 em diante, a relação do *target factor* e da taxa de câmbio torna-se negativa, ou seja, uma surpresa no instrumento de política monetária traz uma valorização da taxa de câmbio, como esperado pela teoria. Nesse período, o país já havia melhorado a dinâmica da dívida pública a ponto de receber o grau de investimento, resultando em que as elevações da taxa de juros não modificassem a percepção dos agentes sobre as condições fiscais e, por consequência, não criassem desvalorizações cambiais, permitindo que o diferencial de juros fosse o maior determinante da relação cambial entre o real e o dólar americano. Vale mencionar que as regressões que incluem os anos de 2008 e de 2009 trazem uma relação negativa entre o *target factor* e a taxa de câmbio que não é estatisticamente significativa. Esse resultado, de certo modo, é compreensível, dado que se tratava de um período conturbado para os mercados, em função da crise econômica global, a qual trazia eventos diários de alta volatilidade. Além disso, esse efeito é potencializado quando reduzimos as observações para executarmos as regressões em janelas amostrais, aumentando a influência de eventos pontuais de acontecimentos simultâneo à divulgação do comunicado do Copom e, por sua vez, dificultando a identificação das relações entre as variáveis. Ainda, se levarmos em consideração nossa avaliação de que na gestão Tombini as expectativas de inflação moviam-se inversamente a uma mudança na taxa de juros corrente, como evidenciado na subseção anterior, podemos interpretar que uma surpresa positiva na taxa de juros nominal era acompanhada de uma queda na expectativa de inflação, o que aumentava a taxa de juros reais e amplificava, por conseguinte, o diferencial de juros para a economia brasileira.

O caso do *path factor*, que se mostrou positivamente relacionado à taxa de câmbio e estatisticamente significativo apenas de 2000 até 2007, pode ser explicado pela questão fiscal exposta anteriormente ou pelo diferencial de juros reais. Na subseção sobre inflação implícita, verificamos que, durante a gestão Meirelles, uma elevação na trajetória de juros sinalizada pelo Copom levava a uma percepção ruim da inflação, o que tendia a reduzir os juros reais, possibilitando, então, a saída de recursos da economia brasileira.

Em resumo, este trabalho mostra um resultado não esperado pela teoria convencional, quando avaliada a amostra inteira, o que nos indica que ainda são necessários estudos mais aprofundados sobre essa questão. Nossa avaliação em janelas amostrais revelou que, de 2008 até o fim da amostra, as mudanças *target fator* eram inversamente relacionadas com a taxa de câmbio, como esperado pela teoria. Contudo, o *path factor* esteve positivamente e estatisticamente significativo durante o período da gestão Meirelles, que pode ser explicado por questões fiscais ou pela redução da taxa de juros reais.

Já no Ibovespa, como podemos notar na tabela 9, ambos os fatores são estatisticamente significativos por praticamente toda a amostra, e possuem os efeitos esperados pela teoria, ou seja, quando há uma elevação (queda) dos juros, há uma queda (elevação) na bolsa de valores. Quando a amostra engloba o período da crise econômica de 2008, as relações não são identificadas estatisticamente, mas depois da crise voltam a funcionar da maneira esperada pela teoria, como apontado anteriormente. Vale salientar que as mesmas razões que dificultam encontrar as relações entre os fatores não observáveis e a taxa de câmbio também estão presentes na avaliação com o Ibovespa, o que torna difícil encontrar significância estatística em todas as janelas amostrais.

3.4 Avaliação dos resultados

Afirmamos, a partir do resultado do estudo, que existem canais para o uso do *forward guidance* na economia brasileira, pois atualmente identificamos que o efeito do comunicado do BCB possui duas dimensões, sendo uma delas a decisão corrente da taxa de juros e outra ligada à interpretação dos agentes sobre a postura, a sinalização e o texto da autoridade monetária. Caso não houvesse esse segundo componente, poderíamos entender que os agentes criam suas expectativas e as alteram apenas com a surpresa da decisão corrente, não havendo outra dimensão no momento do comunicado. Em outras palavras, na economia brasileira, evidenciamos que o BCB cria expectativas nos agentes, ao emitir comunicados, e que os agentes formam expectativas, também levando em consideração as indicações do comunicado. Desta forma, se o BCB tiver credibilidade, ele poderá influenciar a economia com uma comunicação mais transparente e assertiva.

Analisando a relação do componente de comunicação (o *path factor*) com as taxas de juros, é possível averiguar que esse componente explica mais de 45% das modificações no *Swap* Pré x Di de 360 dias, que é uma das variáveis mais importantes na modelagem macroeconômica brasileira. Além disso, para prazos mais extensos, com dois e três anos à frente, o *path factor* é responsável por 70% e 60% da explicação da mudança nesses contratos, mostrando a importância desse componente. Além disso, percebemos uma relação estatisticamente significativa com o índice da bolsa de valores ao longo do tempo, mostrando evidências que

o comunicado, com suas duas dimensões, altera a alocação de recursos e/ou afeta a atividade, levando os agentes a apreçarem novamente seus ativos.

Contudo, os resultados sobre expectativa de inflação não ficaram totalmente explicados e talvez ainda careçam de mais estudos, pois não foram iguais durante toda a amostra. A nossa explicação para os resultados encontrados, depois de fazer as regressões em janelas amostrais, é de que percebemos uma mudança no comportamento dos fatores da administração Meirelles para a administração Tombini. No caso da gestão Meirelles, os resultados trouxeram evidências de que o mercado tinha o BCB como um "consultor"; ou, nas palavras da literatura econômica, ele teria credibilidade e informação superior,[20] pois as projeções de inflação um ano à frente eram revisadas no sentido inverso ao esperado pela teoria novo-Keynesiana quando havia surpresa na decisão corrente ou na trajetória de inflação (similar ao que foi visto no estudo de Campbell *et al*. (2012) para os Estados Unidos). No caso da administração Tombini, evidenciou-se que esse efeito sumiu, sendo que apenas as decisões correntes de taxa de juros passaram a impactar as expectativas, afetando-as no sentido esperado pela teoria. Além disso, dando suporte à nossa avaliação, percebemos que as previsões e as indicações sobre o futuro do BCB realmente pioraram na gestão Tombini, pois apresentam sistematicamente projeções inflacionárias mais benignas do que realmente foram, e as projeções desafiavam as projeções dos analistas de mercado. Ou seja, faz sentido a autoridade brasileira ter perdido a posição de "consultora" do mercado, pois as projeções e as decisões realmente deixaram de ser o forte do BCB.

Ainda foi possível perceber que, no comunicado de dezembro de 2010, quando a autoridade monetária discute o uso de políticas macroprudenciais que tinham sido tomadas antes da reunião do Copom, o mercado reagiu, reduzindo os juros futuros e as expectativas de inflação, mostrando que, ao reconhecer o uso do instrumento, o mercado passou a estimar o impacto na previsão da inflação futura. Nas regressões mostramos que este comunicado foi tão poderoso que afetou juros, inflação, bolsa e taxa de câmbio, revelando alto grau de confiança dos agentes na avaliação do BCB de Meirelles de que essas medidas ajudariam no controle da inflação.

Os fatores associados à comunicação e à surpresa na taxa de juros corrente mostraram-se estatisticamente significativos, porém apresentaram os coeficientes contrários ao esperado pela teoria, carecendo, portanto, de estudos para compreendermos melhor as relações encontradas. Nas janelas amostrais percebemos que até a crise de 2008-2009, os parâmetros eram positivamente relacionados aos fatores, podendo estar refletindo, nesse período, um aumento na expectativa de inflação ou perda na bolsa de valores. Contudo, no período 2011-2013, na janela referente

20. Romer e Romer (2000) apresentam evidências que o FOMC teria informação superior ao mercado.

ao período da administração Tombini, vimos que o *path factor* perdeu a relação com a taxa de câmbio, ao passo que o *target factor* passou a ser negativamente relacionado, assim como vimos com a expectativa de inflação.

4 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este estudo tinha como motivação verificar a capacidade da autoridade monetária de afetar as expectativas dos agentes por meio da comunicação, tendo em vista a crescente importância que os bancos centrais têm dado a essa habilidade e, principalmente, pela recente postura adotada pelo BCB: a de tentar influenciar os juros futuros dando indicações mais claras e agressivas sobre seus próximos passos (*forward guidance*). Para tanto, empregamos o método de GSS (2005) e que foi repetido por Campbell *et al*. (2012), o qual permitiu aos autores verificar, por meio de análise fatorial, que no momento da divulgação do comunicado pós-reunião do FOMC existem dois fatores latentes que explicam quase que a totalidade das modificações na curva de juros dos Estados Unidos. Seria possível esperar, como mencionado nos estudos citados anteriormente, que houvesse apenas um componente, já que toda reação da curva de juros deriva da surpresa na taxa de juros corrente após a divulgação do comunicado, não havendo, portanto, qualquer efeito adicional na curva de juros permanente ou sistemático. Uma das finalidades dos comunicados pós-reunião é informar a taxa de juros para os próximos 45 dias. Os autores inseriram uma restrição para que um dos fatores ficasse com os efeitos da decisão corrente de taxa de juros, denominado *target factor,* e outro que não possuísse correlação com a decisão de taxa de juros, capturando a expectativa a respeito da trajetória, denominado *path factor.* Este último componente é a capacidade da autoridade monetária de alterar as expectativas dos agentes sem usar a taxa de juros corrente, ou seja, são sinais e expressões nos comunicados que indicam os próximos passos ou que fazem o mercado entender algo sobre a trajetória futura da taxa de juros.

Para adequar o método à realidade dos dados brasileiros, usamos uma amostra da surpresa na curva de juros Pré x Di curta (trinta, noventa, 180, 360 e 540 dias) no dia seguinte à reunião do Copom, no período de abril de 2000 até outubro de 2013. Identificamos, por meio do teste de Cragg e Donald (1997), do teste de discrepância, do teste de Bartlett, dos critérios de informação e do erro quadrático médio do resíduo que, no Brasil, também são dois fatores latentes que explicavam as modificações na curva de juros brasileira. Para poder dissociar os efeitos da surpresa na taxa de juros curta da trajetória nesses eventos, impomos a mesma restrição de GSS (2005), criando o *target factor* e o *path factor*. Como medida de aderência, regredimos os dois fatores contra o *Swap* Pré x Di de trinta dias e descobrimos que o fator não relacionado à decisão corrente, o *path factor*, não explica e não tem relação estatisticamente significativa, e o *target fator* explica 80% desse mesmo contrato. Além disso, regredindo os dois fatores contra *Swap* Pré x Di de 360 dias, foi

relevado que o *path fator* explica mais de 50% das variações no preço deste contrato. Ainda, contra contratos mais longos de taxas de juros, dois, três e cinco anos à frente, percebemos que o *target factor* vai diminuindo sua importância e o *path factor* vai aumentando, reforçando que este fator está representando a mudança em relação à trajetória mais longa e deriva das interpretações da comunicação da autoridade monetária.

Uma vez identificados e extraídos os componentes relacionados à taxa de juros e à comunicação, resolvemos verificar se estes componentes de fato conseguem alterar preços de outros ativos relacionados, especialmente o *path factor*. Como constatado na seção de resultados, conseguimos identificar claro efeito de ambos os componentes sobre a bolsa de valores (Ibovespa), a taxa de câmbio (R$/US$) e duas medidas de expectativa de inflação. Contudo, vale destacar alguns apontamentos a respeito. No caso das expectativas de inflação, notamos que houve uma mudança de comportamento ao longo da amostra, que nos motivou a fazer regressões em janelas amostrais. Nestas janelas, percebemos que, no período da administração Meirelles, ambos os fatores são significativos estatisticamente e positivamente relacionados com a expectativa de inflação, ao passo que, na administração Tombini, o *path factor* não é significativo e o *target factor* passou a ser negativamente relacionado e estatisticamente relevante. Esse resultado nos leva a crer que quando há surpresa no comportamento da autoridade monetária, os agentes interpretam que não há uma mudança nas preferências da autoridade monetária, mas que o cenário econômico pode ter mais inflação (no caso de uma surpresa positiva de juros), ou ter menos inflação (no caso de uma surpresa negativa), reagindo contrariamente ao esperado pela teoria convencional. Contudo, tal comportamento do mercado apenas seria possível no caso de a autoridade monetária fazer boas previsões e servir como "consultor" do mercado, ou na situação em que os agentes sempre esperam que o Banco Central coloque a taxa de juros no patamar que for necessário para controlar a inflação. Essas duas características podem ser resumidas na credibilidade nos cenários apresentados e no zelo pelo centro da meta de inflação. Nosso resultado está em linha com o de Campbell *et al*. (2012) para a economia dos Estados Unidos e com a avaliação de que a autoridade monetária tem informação superior ou serve de consultor do mercado. Contudo, esse *status* foi perdido na administração Tombini, quando o componente relacionado à comunicação perdeu efeito e apenas a taxa de juros é capaz de mover as expectativas. Essa avaliação ganha força quando avaliamos que, na administração Tombini, a autoridade reduziu a taxa de juros com as expectativas inflacionárias bem acima do centro da meta de inflação, criou cenários nos relatórios trimestrais de inflação sistematicamente mais benignos que os dos analistas de mercado e fez projeções de inflação piores que as do mercado, algo que não ocorria no tempo da gestão Meirelles. Em outras palavras, não serviu mais como consultor do mercado ou não se mostrou zeloso com o centro da meta inflacionária, de tal forma que o mercado sempre apreçou menos juros do que o efetivamente ocorrido.

Os fatores associados à comunicação e à surpresa na taxa de juros corrente mostraram-se estatisticamente significativos, porém apresentaram os coeficientes contrários ao esperado pela teoria, carecendo, portanto, de estudos para compreendermos melhor o que acontece. Nas janelas amostrais percebemos que, até a crise de 2008-2009, os parâmetros eram positivamente relacionados aos fatores, podendo estar refletindo, nesse período, um aumento na expectativa de inflação ou perda na bolsa de valores. Contudo, no período 2011-2013, na janela referente ao período da administração Tombini, vimos que o *path factor* perdeu a relação com a taxa de câmbio, ao passo que o *target factor* passou a ser negativamente relacionado, assim como vimos com a expectativa de inflação.

Dessa forma, concluímos que, no Brasil, é possível o BCB influenciar a trajetória da taxa de juros sem ter que alterar a taxa de juros corrente usando comunicação, que é o princípio para o uso do *forward guidance*. Contudo, não conseguimos concluir que a atual gestão do BCB tenha capacidade de alterar as expectativas de inflação com esse tipo de instrumento, embora tenha efeitos claros sobre a taxa de juros.

REFERÊNCIAS

BRASIL. Banco Central do Brasil. **Nota à imprensa – 155a reunião**. Brasília: Banco Central do Brasil, dez. 2010. Disponível em: <https://goo.gl/bQzEJe>.

_____. **Nota à imprensa – 170a reunião**. Brasília: Banco Central do Brasil, out. 2012. Disponível em: <http://goo.gl/cDVXde>.

_____. **Presidente do BC comenta movimentos nos mercados de câmbio e juros**. Brasília: Banco Central do Brasil, ago. 2013.

CAMPBELL C. L. *et al*. **Macroeconomic effects of federal reserve forward guidance**. Washington: The Brookings Institution, 2012.

COSTA FILHO, A. E.; ROCHA, F. Comunicação e política monetária no Brasil. **Revista Brasileira de Economia**, v. 63, n. 4, p. 405-422, 2009.

CRAGG, J. G.; DONALD, S. G. Inferring the rank of matrix. **Journal of Econometrics**, v. 76, issue 1-2, p. 223-250, 1997.

DRAGHI, M. **Introductory statement to the press conference**. Frankfurt: European Central Bank, 2013. Disponível em: <https://goo.gl/Cn2AGZ>.

EGGERTSSON, G.; WOODFORD, M. **Zero bound on interest rates and optimal monetary policy**. Washington: The Brookings Institution, 2003. (Brookings Papers on Economic Activity, n. 1).

FAUST, J.; SWANSON, E.; WRIGHT, J. **Does the fed possess inside information about the economy?** Washington: Board of Governors of the Federal Reserve System, 2002.

_____. Identifying VARS based on high frequency futures data. **Journal of Monetary Economics**, v. 51, n. 6, p. 1107-1131, 2004.

FOMC – FEDERAL OPEN MARKET COMMITTE. Press release. **FOMC**, 12 Aug. 2003. Disponível em: <https://goo.gl/Mi7nkr>.

_____. Press release. **FOMC**, 18 Mar. 2009. Disponível em: <https://goo.gl/tII6A3>.

_____. Press release. **FOMC**, 9 Aug. 2011 Disponível em: <https://goo.gl/amwZbp>.

GÜRKAYNAK, R. S.; SACK, B.; SWANSON, E. T. Do actions speak louder than words? The response of asset prices to monetary policy actions and statements. **International Journal of Central Banking**, v. 1, n. 1, p. 55-93, 2005.

JANOT, M.; MOTA, D. **O impacto da comunicação do Banco Central do Brasil sobre o mercado financeiro**. Brasília: Banco Central do Brasil, 2012.

JOHNSON, R. A.; WICHERN, D. W. **Applied multivariate statistical analysis**. New Jersey: Prentice Hall, 1992.

KOHN, D. L.; SACK, B. P. **Central Bank talk**: does it matter and why? Washington: FED, 2003. (FED Working Paper, n. 2003-55).

KUTTNER, K. N. Monetary policy surprises and interest rates: evidence from the Fed funds futures market. **Journal of Monetary Economics**, v. 47, n. 3, p. 523-544, 2001.

MAGUD, N. E.; TSOUNTA, E. **To cut or not to cut? That is the (Central Bank's) question**: in search of the neutral interest rate in Latin America. Washington: IMF, 2012. (IMF Working Paper, n. 12/243).

MENDONÇA, H. F.; FARIA, I. S. Effects of the Central Bank Communication on financial market expectations. *In*: ENCONTRO BRASILEIRO DE ECONOMETRIA, 32., 2010, Salvador. **Annals...** Salvador: SBE, 2010.

NEWEY, W.; WEST, K. A simple positive semi-definite, heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix. **Econometrica**, v. 55, n. 3, p. 703-708, 1987.

RIGOBON, R.; SACK, B. The impact of monetary policy on asset prices. **Journal of Monetary Economics**, v. 51, n. 8, p. 1553-1575, 2004.

ROMER, C.; ROMER, C. Federal Reserve information and the behavior of interest rates. **American Economic Review**, v. 90, n. 3, p. 429-457, 2000.

ROSA, C.; VERGA, G. On the consistency and effectiveness of Central Bank communication: evidence from the ECB. **European Journal of Political Economy**, v. 23, n. 1, p. 146-175, 2007.

Originais submetidos em outubro de 2015. Última versão recebida em janeiro de 2016. Aprovado em janeiro de 2016.