

# O poder da comunicação do Banco Central: avaliando o impacto sobre juros, bolsa, câmbio e expectativa de inflação

Pedro Lutz Ramos<sup>1</sup>

Marcelo Savino Portugal<sup>2</sup>

## Resumo

Investigamos a capacidade do Banco Central do Brasil de afetar a trajetória da taxa de juros esperada através da comunicação, sem usar a taxa de juros corrente (*Forward Guidance*). Através da técnica de Gürkaynak, Sack, e Swanson (2005) e repetida por Campbell, Evans, Fischer e Justiniano (2012) conseguimos dissociar o efeito do comunicado pós-reunião do Copom sobre a curva de juros curta em dois componentes não observáveis: um associado à surpresa na taxa de juros corrente e seus desdobramentos sobre a curva de juros, o *Target Factor*, e outro, o *Path Factor*, associado ao efeito do comunicado não relacionado à taxa de juros corrente (Comunicação). O *Target Factor* determina 80% da mudança na taxa de juros 30 dias à frente e mais de 45% do Swap Pré x Di de 360 dias, enquanto que o *Path Factor* não é relacionado à taxa de juros de 30 dias e explica mais de 50% das variações um ano à frente. Para contratos de juros mais longos, o fator relacionado à trajetória vai aumentando sua importância na determinação desses ativos conforme o prazo de vencimento vai se ampliando, ao passo que o *Target Factor* vai perdendo, como era esperado. Além disso, ambos os componentes mostraram-se negativamente relacionados à bolsa de valores, mostrando que o Ibovespa é sensível a ações da autoridade monetária, inclusive, de comunicação. Esses resultados mostram que no Brasil a autoridade monetária e o mercado estão aptos ao uso de *Forward Guidance* na condução da política monetária, dando suporte ao uso desse tipo de instrumento. Contudo, os efeitos desses fatores latentes sobre as expectativas de inflação trouxeram evidências de que a autoridade monetária brasileira durante a gestão de Tombini não conseguiu alterar as expectativas através da comunicação. Nesse período, somente a elevação da taxa de juros foi capaz de alterar as projeções dos agentes. Associamos esse resultado ao fato de que as previsões e os diagnósticos do Banco Central no período de 2011-2013 apresentaram, sistematicamente, cenários mais benignos para inflação do que efetivamente foram. Dessa forma, concluímos que há espaço para o uso do *Forward Guidance* como instrumento de política monetária. No entanto, esse é condicionado à credibilidade do Banco Central.

---

<sup>1</sup> Economista Sênior do Banco Cooperativo Sicredi S.A. e aluno de doutorado do PPGE/UFRGS.

<sup>2</sup> Professor do PPGE/UFRGS e do PPGA/UFRGS e pesquisador do CNPq.

<sup>3</sup> Agradecimento ao Prof. Eduardo Horta pela ajuda no desenvolvimento da técnica e ao economista Adriano Beuren pelos comentários.

## 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, por sua vez, a capacidade da economia de atrair capitais e o investimento local. Ainda, frente às grandes incertezas que rondam o 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 se alterarem ou haver mudança na renda ou no emprego. Já a inflação será afetada pela taxa de juros indiretamente através 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 já os preços. A taxa de câmbio também reage prontamente, por conta da mudança nos custos dos produtos transacionáveis, mas também 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 economia, especialmente sobre a curva de juros e sobre o mercado de crédito. Assim, se a autoridade revelar 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, Noruega e 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, o *Monthly Bulletin*, do Banco Central Europeu, o *Inflation Report*, do Banco da Inglaterra, 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 que os bancos centrais, sob regimes de metas implícitas ou explícitas de inflação, têm conseguido afetar as expectativas dos agentes. Para os EUA, os estudos mais relevantes são Kuttner (2001), Rigobon e Sack (2002), Kohn e Sack (2004), Gürkaynak, Sack, e Swanson (2005)<sup>3</sup>, Rosa e Verga (2007) e Campbell, Evans, Fisher e Justiniano (2012). Esses 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, essa literatura verifica que o Banco Central é capaz de alterar, através da comunicação, a taxa de juros do mercado futuro, mas nem sempre é capaz de mostrar que também conseguiria alterar outras taxas de juros ou preços de outros ativos.

Para o Brasil, a literatura, ainda que recente, não é pequena (como veremos na sessão seguinte). Há estudos que mostram que as manifestações do Banco Central do Brasil (BCB) seriam capazes de reduzir a volatilidade do mercado depois de sua divulgação (Costa Filho e Rocha (2010) e Jonot e Mota (2012)). Contudo, esses 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)).

---

<sup>3</sup> Como este trabalho vai ser citado várias vezes ao longo do artigo, vamos abreviar e usar apenas Gürkaynak, Sack e Swanson (2005).

A crise econômica de 2008 trouxe novos desafios para as autoridades monetárias, que passaram a ter que lidar com economias que possuem taxa de juros próxima de zero, ou que estão atingindo seus mínimos históricos em meio a alta volatilidade dos mercados. Uma das principais ferramentas que surgem para conduzir a economia nessa conjuntura é usar o chamado *Forward Guidance*, que busca através de promessas, alterar significativamente a expectativa de juros futuros contida nas curvas de juros. O artigo original de Eggertsson e Woodford (2003) mostra que uma promessa de manter a taxa de juros próxima de zero por muito tempo faria com que os agentes “achatasse” 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. Nesse sentido, muitos bancos centrais passaram a sinalizar de forma mais clara ou, mesmo realizar, o *Forward Guidance* no período pós-crise. O principal exemplo foi o FED, que em março de 2009<sup>4</sup> afirmou que ficaria com a taxa de juros em nível baixo por um “período prolongado”, e depois, em agosto de 2011, escreveu este comunicado, explorando o mecanismo de forma mais ampla:

*“To promote the ongoing economic recovery and to help ensure that inflation, over time, is at levels consistent with its mandate, the Committee decided today to keep the Target range for the federal funds rate at 0 to 1/4 percent. The Committee currently anticipates that economic conditions--including low rates of resource utilization and a subdued outlook for inflation over the medium run--are likely to warrant exceptionally low levels for the federal funds rate at least through mid-2013. The Committee also will maintain its existing policy of reinvesting principal payments from its securities holdings. The Committee will regularly review the size and composition of its securities holdings and is prepared to adjust those holdings as appropriate.”*

Outras instituições, como o Banco Central do Canadá, em abril de 2009:

*“Bank of Canada lowers overnight rate Target by 1/4 percentage point to 1/4 per cent and, conditional on the inflation outlook, commits to hold current policy rate until the end of the second quarter of 2010”*

O Banco Central Inglês e o Banco Central Europeu, também passaram a usar, em 2013, o *Forward Guidance*. Abaixo, o Pres. Mario Draghi, em 4 de julho de 2013, no discurso após a reunião em que a taxa de juros foi mantida em 0,5% a.a. e foi empregado o *Forward Guidance* pela primeira vez:

*“It thereby provides support to a gradual recovery in economic activity later in the remaining part of the year and in 2014. Looking ahead, our monetary policy stance will remain accommodative for as long as necessary. The Governing Council confirms that it expects the key ECB interest rates to remain at present or lower levels for an extended period of time.”*

---

<sup>4</sup>Em 2004, o FED já havia feito de forma implícita, como segue abaixo:

*“The Committee judges that, on balance, the risk of inflation becoming undesirably low is likely to be the predominant concern for the foreseeable future. In these circumstances, the Committee believes that policy accommodation can be maintained for a considerable period.”*

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 Banco Central do Brasil (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, como segue:

*“O Copom decidiu reduzir a taxa Selic para 7,25% a.a., sem viés, por 5 votos a favor e 3 votos pela manutenção da taxa Selic em 7,50% a.a.. 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 prolongado é a estratégia mais adequada para garantir a convergência da inflação para a meta, ainda que de forma não linear.”<sup>5</sup>*

Em outra oportunidade, alguns meses antes da frase referida anteriormente, a ata do Copom (Conselho de Política Monetária do BCB) chegou a afirmar que a trajetória de queda na taxa 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 Pres. 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”*<sup>6</sup>. O Banco Central 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.

---

<sup>5</sup> Nota à imprensa – 170ª. Reunião <http://www.bcb.gov.br/?NOTACOPOM170>. Outubro de 2012.

<sup>6</sup> “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.” (Agosto de 2013)

Desse modo, identificamos que o método de Gürkaynak, Sack, e Swanson (2005) e de Campbell, Evans, Fisher e Justiniano (2012) pode ajudar a resolver o questionamento explanado acima. 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 FOMC (*Federal Open Market Committee*) através 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, 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, que faz um dos componentes captar todo o efeito da surpresa na escolha da taxa de juros (*FED Funds Rate*) e seus desdobramentos sobre a curva de juros e outro apanhar todo 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 a 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 esse 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, através de suas manifestações, as expectativas dos agentes em relação à trajetória da taxa de juros. Além disso, é possível verificar se essa alteração, caso exista, também altera as alocações de recursos e outras expectativas dos agentes.

Dessa forma, podemos perceber que 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, a investigação de ações de *Forward Guidance* necessita de uma separação entre os efeitos das ações da autoridade monetária em ações relacionadas à taxa de juros corrente das atuações que visam impactar a trajetória da taxa de juros, para então verificar empiricamente o que ocorre

com a economia quando alteramos apenas a trajetória. Todas as avaliações até então, para a economia brasileira, verificam esses dois elementos em conjunto.

Para tanto, selecionamos o método de Gürkaynak, Sack e Swanson (2005), que, dentre as formas que avaliam 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 na economia. 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, comunicados extraordinários, não alterariam as expectativas, apenas a decisão corrente e a divulgação de outras variáveis econômicas.

Nesse sentido, o presente estudo foi dedicado a identificar se os comunicados da autoridade monetária brasileira são explicados por um simples fator ou se há mais dimensões, como verificado nos EUA. 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\$/USD) e nos preços de ações 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 EUA por Gürkaynak, Sack e Swanson (2005). As nossas estimativa 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 1080 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 1080 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 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 à encontradas no estudo de Campbell, Evans, Fisher e Justiniano (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, 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 EUA. Contudo, para que a comunicação se torne um instrumento de condução do ciclo de negócios, a autoridade tem que possuir credibilidade para fazer os agentes acreditarem no banco central, algo que nós não conseguimos identificar no período atual.

Por fim, encontramos em nossas regressões um grande efeito do comunicado do Banco Central em dezembro de 2010, que foi o reconhecimento das políticas macroprudenciais por parte do Copom como mecanismo de controle de demanda. Esse efeito foi estatisticamente significativo contra expectativas de inflação implícitas, taxa de câmbio e taxa de juros.

O texto é estruturado em mais quatro sessões: a próxima traz as evidências empíricas a respeito da comunicação; a terceira sessão aborda 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 quarta sessão apresentaremos os resultados das estimações e a nossa avaliação de cada um dos resultados. Por fim, na última seção, apresentamos a conclusão do estudo.

## **2. Evidências empíricas internacionais e brasileiras**

A literatura sobre impactos da política monetária sobre os mercados começa com Cook e Hahn (1989), que propõem um estudo de caso verificando as mudanças no FED *Funds Rate* (FFR) e os efeitos sobre a curva de juros soberana dos EUA durante a década de 1970. Sua técnica é baseada em uma regressão simples entre uma taxa de juros de uma determinada maturidade (variável endógena) e o FFR (variável exógena). Seus resultados mostram que toda curva de juros é impactada pela taxa de juros de política monetária de forma positiva, sendo que os efeitos sobre os contratos com vencimentos mais curtos são maiores do que sobre os mais longos. Dentro do conhecimento convencional, os resultados vieram em linha com o esperado, pois as ações do FED não deveriam modificar muito as taxas de juros dos títulos mais longos, já que a política monetária não pode afetar uma variável da economia que não é afetada pelo ciclo de negócios.

Roley e Sellon (1995) e Radecki e Reinhart (1994) verificaram um impacto modesto sobre os títulos com uma técnica semelhante, mas com a amostra nas décadas de 80 e 90. Uma das questões atribuídas é o significativo aumento da volatilidade dos mercados, principalmente, no período da década de 80, quando os EUA subiu significativamente sua taxa de juros básica. Além disso, Kuttner (2001) refaz os estudos dos autores citados acima e conclui que os mercados na década de 90 passaram a adiantar mais as decisões das autoridades monetárias, fazendo com que o estudo mostrasse um pequeno impacto da autoridade monetária sobre os títulos mais longos. Dessa forma, o autor passa a investigar não mais a taxa de juros da política



monetária e sim a diferença entre o contrato futuro de um mês das notas do tesouro estadunidense e a taxa determinada pelo FED, que seria a taxa não adiantada pelo mercado (em um artigo anterior, Krueger e Kuttner (1996), já haviam mostrado que a taxa de juros curtíssima é um eficiente previsor da ação do FOMC). Dessa forma, o autor encontrou um efeito forte dos anúncios não esperados de política monetária sobre toda curva de juros, com especial efeito na parte curta da curva. Além desse trabalho, um texto de Roley e Sellon (1998) mostra que os componentes não antecipados, estimados de forma diferente da realizada por Kuttner (2001), têm significativo efeito sobre a curva de juros na parte curta e intermediária, sobre a taxa de câmbio e sobre os preços de ações. Um ponto importante desse estudo é a identificação de que a partir da reunião do FOMC de fevereiro de 1994 os componentes não adiantados possuem um efeito ainda maior. A partir dessa reunião, o conselho monetário dos EUA passou a fazer comunicados escritos após as reuniões, dando a entender que a comunicação mais transparente e direta pode ampliar os efeitos da política monetária.

Rigobon e Sack (2002) mostram que há problemas de endogeneidade nos estudos que usam a taxa futura como “previsão” da taxa de juros corrente e também mostram que esses estudos normalmente ignoram os problemas de omissão de variáveis. A principal crítica relata que o FOMC decide a política monetária baseado nos preços vigentes e nos preços esperados para o futuro e que o mercado, verificando as preferências da autoridade monetária e o comportamento de outros preços, toma decisões de alocações de recursos. Essa relação recíproca entre o FED e o mercado revela uma relação estatística de endogeneidade entre as variáveis, algo que em regressões por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) pode trazer resultados inadequados. Adicionalmente, toda dinâmica de mudança de preços no período após o comunicado possui outras variáveis que determinam esse processo, que não apenas a surpresa do FOMC, sendo, portanto, regressões lineares sujeitas à omissão de variáveis. Normalmente, regressões desse tipo possuem heterocedasticidade, o que pode causar viés na avaliação dos parâmetros estimados e nos testes que necessitam de uma estimativa da variância do modelo. Nesse caso, os autores propõem um novo estimador baseado em GMM e que é robusto contra heterocedasticidade e omissão de variáveis, resolvendo os problemas apresentados. Com esse estimador, o autor faz um experimento semelhante a Kenneth N. Kuttner, mas adiciona como evento a ser avaliado os discursos semianuais do presidente do FED no Congresso dos EUA. Assim, conclui que mudanças nas expectativas em relação ao FED causam um grande efeito positivo sobre títulos curtos e um impacto negativo forte sobre as ações.

Kohn e Sack (2004) avaliam o impacto da comunicação sobre a volatilidade de contratos futuros de Eurodólar, taxas de juros dos títulos soberanos, taxa de câmbio no mercado *spot* e índice de ações *S&P500*. A inovação do artigo reside em incluir nos eventos de comunicação, além do comunicado realizado após a reunião do FOMC, os discursos semestrais do presidente do FED realizados no Congresso dos EUA. Os resultados mostram um forte efeito da fala do presidente do FED no Congresso americano sobre os contratos

de eurodólar e sobre a taxa de juros de títulos do tesouro. Já o comunicado, como visto anteriormente, apresentou impacto sobre a parte curta da curva de juros, não afetando a parte longa. Os autores não encontram impactos significativos sobre a taxa de câmbio e sobre o *S&P500*. Desse modo, ampliou-se a percepção de que a comunicação do banco central tem forte poder de conduzir expectativas, principalmente sobre a taxa de juros.

Vale destacar que Romer e Romer (2001) já mostraram evidências de que o FOMC tem capacidade superior ao mercado para prever o comportamento da economia, o que levou o mercado, ao longo do tempo, a considerar essas previsões, atribuindo a elas capacidade de adicionar informação para quem as observa. Nessa situação, faz sentido o mercado se reposicionar quando a autoridade monetária estadunidense se pronuncia surpreendendo o mercado, pois há uma elevada probabilidade do FOMC estar começando a enxergar algo que o mercado ainda não estaria vendo. Campbell, Evans, Fisher e Justiniano (2012) mostram que as expectativas se movem com as decisões do FED em sentido inverso ao esperado pela teoria econômica. Ou seja, quando o FED surpreende com mais taxa de juros ou com um discurso mais *hawkish* em seu comunicado, os agentes entendem que o quadro inflacionário será um pouco pior ou que a taxa de desemprego estará um pouco mais baixa. Caso o FED não gerasse informação relevante ao mercado, as projeções de inflação deveriam ficar menores e a taxa de desemprego maior. Faust, Swanson e Wright (2004) não encontram evidências que o FOMC consegue prever variáveis econômicas melhor que o mercado, o que vai contra a visão de informação superior. Apesar disso, a nossa interpretação sobre os resultados é de que FOMC funciona com uma um “Bom Conselheiro” e não quer dizer que ele tenha informação melhor que o mercado, mas que ele é uma boa fonte de consulta. Caso um analista esteja vendo algo muito diferente do FOMC, certamente, faz o analista repensar sua visão antes de realmente desafiar o cenário do FOMC.

Muitos outros artigos surgiram pelo mundo tentando identificar impactos dos comunicados ou das ações de política monetária sobre a mudança de preços de ativos em outras economias. Connolly e Kohler (2004) montam regressões robustas contra heterocedasticidade e avaliam os impactos da comunicação sobre a volatilidade estimada através de um EGARCH para seis áreas monetárias desenvolvidas (EUA, Reino Unido, Zona do Euro, Nova Zelândia, Canadá e Austrália). Seus resultados, que trazem estimações individuais e uma regressão conjunta de todas as áreas, mostram que para todas as regiões, dadas suas diferenças na estratégia de comunicação, há impacto sobre o mercado de taxa de juros futura, mas nem todas as formas de comunicação tiveram um impacto real. Na regressão conjunta destacamos que comentários dos comunicados, boletins de conjuntura (*Inflation Report* do BoE ou *Monthly Bulletin* do ECB) e atas das reuniões mostraram-se estatisticamente significativas. Discursos das autoridades monetárias se apresentaram significativas apenas para o Banco Central da Austrália.

Rosa e Verga (2007) apresentam um estudo em que criam um índice capaz de avaliar e mesurar a comunicação da autoridade monetária, através da verificação de existência de algumas palavras chaves nos discursos e documentos oficiais do Banco Central Europeu. Com esse índice, que consegue agregar informações qualitativas, os autores entendem que a comunicação possui um grande efeito no mercado financeiro. Além disso, no estudo foi possível identificar que elementos novos ou inesperados possuem um grande efeito sobre as expectativas do mercado. Outros estudos merecem destaque, possuindo resultados similares para Zona do Euro. Dentre eles, Bohl, Siklos e Sondermann (2007) tratam dos impactos da política monetária sobre a taxa de juros futura e Kholodilin, Montagnoli, Napolitano e Siliverstovs (2009) mensuram os impactos da comunicação sobre os preços de índices de ações. Jansen e DeHaan (2007) mostram que quando é pronunciada ou é escrita a palavra “vigilante” pelo Banco Central Europeu, há alteração da estrutura a termo.

Apesar das técnicas já serem bem mais sofisticadas e capazes de captar efeitos de discursos, um dos principais instrumentos de condução da comunicação da política monetária nos EUA é o comunicado após a reunião do FOMC. Contudo, muitas vezes quando a alteração da taxa de juros surpreende o mercado, a mudança de preços de ativos não está respondendo apenas as modificações impostas pela alteração nas operações de *open market* dos próximos 45 dias, mas está respondendo a troca na expectativa da trajetória de taxa de juros do período corrente para frente. Esse “indissociável” problema passa a ter uma relevância grande quando a taxa de juros encontra-se próxima de zero, como tratado por Eggertsson e Woodford (2003) e Woodford (2012), pois os instrumentos convencionais passam a não ter mais efeito e a possibilidade de estimular a economia fica a cargo apenas da capacidade de alterar a trajetória da taxa de juros nos períodos futuros ou a cargo de outras medidas não convencionais.

Acerca da avaliação do impacto da comunicação sobre ativos negociados no mercado financeiro e também com contribuições para a discussão comentada acima, há o trabalho de Gürkaynak, Sack e Swanson <sup>7</sup>(2005), que criam um estudo a partir de dados dos EUA, verificando se o efeito do comunicado pode ser resumido em apenas um único fator não observável. Os estudos anteriores vinham conduzindo seus experimentos avaliando o efeito da decisão do FOMC em ativos, supondo, indiretamente, que esse era determinado por um único fator, uma vez que empregava apenas a surpresa da decisão corrente. Contudo, era razoável supor que o comunicado da autoridade monetária trouxesse mais elementos a respeito do futuro do que somente a informação da determinação, pelo FOMC, da taxa de juros para os próximos 45 dias.

Para tanto, o método empregado para executar tal tarefa foi a decomposição de fatores latentes, através de análise fatorial da variação de preços de um conjunto de ativos selecionados (índices de bolsas, taxa de

---

<sup>7</sup> Outras estudos também usar o método deles, com resultados similares: Wang, Yang e Simpson (2008)

juros e juros futuros) na janela de trinta minutos após o comunicado do FOMC. Com isso, os autores descobrem que existem dois fatores latentes que explicam melhor a variação de preços, e não um só, como seria de se esperar caso as alterações dos preços fossem causadas apenas pela taxa de juros que o FED opera (*Fed Fund Rate*). Para compreender melhor o mecanismo de ação do comunicado sobre as expectativas dos agentes, os autores repetem o processo descrito acima, mas apenas para taxa de juros de remuneração de reservas e a taxa de juros futuras curtas de até 3,5 trimestres à frente. Além disso, criam uma restrição de que o segundo fator não observável, em média, não tem relação com a mudança na taxa de juros de curto prazo, supondo que o comunicado traz não apenas uma mudança na taxa de juros curta, mas a forma como ele é escrito busca alterar a trajetória da taxa de juros nos períodos posteriores. Com essa configuração, eles conseguem identificar dois componentes que explicam mais de 90% das variações ocorridas no momento da divulgação do comunicado. Um deles é o efeito da mudança na taxa de curto prazo contida no comunicado, denominado de “*Target factor*”, o outro, não relacionado com a taxa de juros de curto prazo, seria o efeito sobre a trajetória futura dos juros “*Path factor*”.

Dessa forma, os autores realizam regressões por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) e descobrem que o “*Target factor*” tem um poder considerável de alterar os preços de ativos enquanto o “*Path factor*” tem condições de mover as taxas de juros de dois, cinco e dez anos à frente. A conclusão e as implicações de política monetária são grandes, pois fica claro o poder do FOMC de mover as expectativas dos agentes, tal qual Eggertsson e Woodford (2003) esperam.

“More broadly, our finding that FOMC statements have such significant effects on asset prices suggests that the FOMC has the ability to conduct policy with a substantial degree of commitment to a state contingent, or conditional, Path for the funds rate several quarters or even years into the future. This finding has important implications for the conduct of monetary policy in a low-inflation environment— in particular, even when faced with a low or zero nominal funds rate, our results directly support the theoretical analysis of Reifschneider and Williams (2000) and Eggertsson and Woodford (2003) that the FOMC is largely unhindered in its ability to conduct policy, because it has the ability to manipulate financial market expectations of future policy actions and thereby longer-term interest rates and the economy more generally”. (Gürkaynak, Sack e Swanson (2005), p.37)

Com a mesma metodologia, mas com uma amostra diária de 1991 até 2007 e adição de títulos privados na avaliação, Campbell, Evans, Fischer e Justiniano (2012) repetem o estudo e encontram resultados similares. Além disso, eles pegam as expectativas do mercado de taxa de desemprego e inflação para o período corrente e futuro e regridem contra os fatores estimados. Os resultados apontam que a reação do FOMC traz informação sobre o cenário futuro, pois sempre que há surpresa positiva na taxa de juros, esta é acompanhada de elevação da previsão de inflação e queda na taxa de desemprego corrente e futura. Já com uma amostra do período pós-crise, evidenciam que o “*Target Factor*” e o “*Path factor*” impactam as taxa de juros futuras e os títulos

privados, mas já não possuem efeitos sobre as expectativas de desemprego e inflação, pois é um período que o FOMC muda substancialmente sua comunicação.

A importância desse método diz respeito à capacidade de extrair o componente “Trajetória” da taxa de juros contida em manifestações da autoridade monetária e conseguir regredir ele contra outras variáveis, explorando os canais de política monetária e conhecendo a efetividade desses sobre a economia.

Além desse estudo, ainda podemos citar Hausman e Wongswan (2007), que aplicam a mesma metodologia de Gürkaynak, Sack e Swanson (2005), mas estende os impactos dos EUA a outros países. Como eles mesmos concluem:

“We find that foreign asset prices do respond to FOMC announcements. Moreover, we find that different asset classes respond to different components of the monetary policy surprise. Global equity indexes respond mainly to the target surprise, exchange rates and long-term interest rates respond mainly to the path surprise, and short-term interest rates respond to both surprises”

Esses resultados trazem evidências interessantes, como o fato das oscilações da taxa de câmbio estar mais relacionado aos movimentos da taxa de juros de longo prazo e não a taxa de juros curta. Esse resultado ganha suporte pelo tamanho das dívidas dos países que são concentradas no longo prazo ou em prazos mais longos (países que possuem grau de investimento). Além disso, esse resultado tem implicação para criação de modelos macroeconômicos empíricos, que muitas vezes tem dificuldade de encontrar uma relação forte entre a taxa de juros de política monetária e a taxa de câmbio. Por fim, isso pode significar que um afrouxamento monetário via *Forward Guidance* pode ter repercussão internacional, afetando as taxas de câmbio e os mercados financeiros de outras nações.

Para o Brasil, os estudos que tratam de comunicação são baseados nos trabalhos de Kanh e Sack (2003), Rigobon (2003) ou Rigobon e Sack (2004). O destaque vai para um estudo de técnicos do Banco Central do Brasil, Janot e Mota (2012), que verifica o impacto dos comunicados e relatórios trimestrais de inflação sobre a volatilidade da taxa de juros futura, taxa de câmbio e índices acionários. Seus resultados apontam que o comunicado e o relatório trimestral de inflação reduzem a volatilidade do mercado, sendo que o comunicado afeta mais a parte curta da curva e o relatório a parte longa. Todavia, os resultados causam estranheza, pois normalmente quando o mercado ganha nova informação ele tende a ficar agitado para poder comprar e vender de acordo com a nova condução da política monetária (mercados com preferências heterogêneas). Nesse caso, fica a pergunta se os mercados não aumentam a volatilidade antes e o mercado retorna a um patamar um pouco mais baixo, ainda que assimilando informação. Outra possibilidade é o Banco Central do Brasil não trazer muitas informações novas críveis a ponto dos agentes terem que mudar suas posições.

O artigo de Costa Filho e Rocha (2010) se destaca por desenvolver em dados brasileiros a metodologia de Rosa e Verga (2007). Esse estudo reúne palavras importantes contidas nos documentos oficiais a fim de montar um índice qualitativo capaz de verificar se as comunicações do Banco Central revelam preferências *Howkish* (duras com a inflação) ou *Dovish* (suaves com a atividade). Adicionalmente, ele verifica a possibilidade do mercado mudar a volatilidade com as declarações a partir do seu índice. Os autores constatarem uma redução de volatilidade depois da ata e do relatório trimestral de inflação nos mercados, como também verificado posteriormente por Janot e Mota (2012). Entretanto, esse artigo também não fez qualquer teste no sentido de saber se houve aumento da volatilidade nos dias que precedem a reunião da autoridade monetária no Brasil. Se essa hipótese não for descartada, o resultado que indica que o BCB consegue reduzir a volatilidade do mercado passa a não ser mais uma certeza. De outro modo, se o Banco Central costuma ser muito discricionário e com frequência realiza guinadas bruscas na condução de política monetária, abre espaço para que o mercado faça da reunião do Copom um grande evento de apostas, o que pode aumentar a volatilidade do mercado na véspera da reunião. Assim, no dia seguinte, após a reunião, o mercado pode reduzir a volatilidade tendo em vista que já existem ganhadores e perdedores e o evento encerrou-se. Nesse caso, a volatilidade apenas está voltando ao normal depois de um evento, sendo que o BCB pode não ter tido contribuição alguma com esse processo.

Por fim, Mendonça e Faria (2010) apresentam um estudo em que avaliam se há efeito dos comunicados e das atas sobre a volatilidade e a direção nas taxas de juros de mercado, encontrando evidências que suportam tal hipótese. Seu método é baseado em Rosa e Veiga (2005), que regride a surpresa na política monetária, como em Kutter (2001), contra uma variável que identifica nos documentos da autoridade monetária em qual parte do ciclo de monetário a economia se encontra (contração, neutralidade ou afrouxamento). Ela assume 1 em situação de aperto monetário, zero em neutralidade, e -1 quando está afrouxando, através de critério objetivo. Fazendo ajustes metodológicos para conseguir executar a regressão, os autores evidenciam que essa variável é estatisticamente positiva e concluem que a variável significa que o mercado reage à autoridade monetária no sentido desejado. Em nossa opinião, há de se ter cuidado, pois o que se conclui a partir da regressão, é que quando há uma surpresa por parte da autoridade monetária, esta sempre ocorre na direção que o ciclo monetário está. Se levarmos em consideração que o mercado nunca assume probabilidade 1 nos eventos, por mais certa que seja a decisão aos olhos dos analistas econômicos, e que na maior parte das vezes a probabilidade embutida no apreçamento se concretiza, há sempre uma “pequena surpresa” para o mercado de modo geral. O que parece estar ocorrendo é que, quando havia uma probabilidade no ciclo de aperto ser mais *dovish*, ele foi *hawkish* e, quando o ciclo era de afrouxamento, ele foi *dovish*, enquanto poderia ter sido *hawkish*. De qualquer forma, esse tipo de estudo cria evidências sobre a comunicação, assim como todos os artigos dos EUA antes do Gürkaynak, Sack e Swanson (2005).

### 3. Metodologia

A metodologia empregada em nosso estudo foi desenvolvida por Gürkaynak, Sack, e Swanson (2005) e repetido por Campbell, Evans, Fischer e Justiniano (2012). Esse 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<sup>8</sup> em cinco vencimentos (30, 90, 180, 360 e 540 dias), verificando a mudança na precificação da taxa de juros no dia seguinte ao da decisão, tendo em vista que essa costuma sair após fechamento do mercado. Além disso, para encontrar os fatores não observáveis, usamos 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 com o *Path Factor*. O outro componente seria o atrelado a decisão de política monetária, sendo denominado de *Target Factor*. Para determinar o número de fatores não observáveis usamos o teste de Cragg e Donald (1997), além de outros testes comumente empregados para essa finalidade (Teste de Bartlett, Critérios de Informação, Teste de Discrepância e Erro Quadrático Médio do Resíduo).

Nossa 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. Desta forma, temos inicialmente 133 observações<sup>9</sup>, sendo que todas as taxas de juros foram normalizadas para ter média zero e variância unitária e foram retiradas da *Bloomberg*.

Depois de estimados os fatores, regredimos esses contra variáveis de interesse, empregando matrizes de erros robustos contra heterocedasticidade e autocorrelação nos testes de significância dos parâmetros estimados<sup>10</sup>. 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 índice IBOVESPA, a variação diária na taxa de câmbio nominal (R\$/USD) e a mudança de duas medidas de expectativas de inflação, uma de economistas e outra implícita no mercado de juros brasileiro. Com a exceção da expectativa de inflação dos economistas, que foi retirado do BCB, todas demais variáveis também têm como fonte a *Bloomberg*.

---

<sup>8</sup> O comprador de contrato de Swap Pré x Di de z dias faz a troca de uma taxa de Di, mercado pós-fixado, por uma taxa de mercado fixa no horizonte de z dias. Esse contrato oferece uma ideia de quanto o mercado está pagando por uma taxa de juros média pré-fixada do período corrente até o dia z.

<sup>9</sup> 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. Desse modo, acabamos cortando quatro reuniões do Copom que trouxeram surpresas muito grandes, pois chegava a 10 desvios da normalidade. Tais reuniões formam: 22/03/2001, 15/10/2002, 21/06/2000 e 20/11/2003.

<sup>10</sup> A matriz HAC é a de Newey e West (1987).

Essa sessão apresentará o método de extração dos fatores (3.1), a forma que selecionamos o número de fatores latentes (3.2); a transformação matricial que nos leva ao *Target* e *Path Factors* (3.3); e, por fim, os dados que foram empregados em nosso estudo (3.4). Todas as estimações foram realizadas no Eviews 7®, que traz um conjunto de especificações e testes mais convencionais que os empregados no artigo de Gürkaynak, Sack, e Swanson (2005).

### 3.1. 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 ( $T \times n$ ) que contém  $T$  decisões de política monetária e  $n$  colunas com as mudanças no dia seguinte<sup>11</sup> a decisão nas  $n$  taxa de juros futuras, que vamos decompor da seguinte forma:

$$X_{(T \times n)} = F_{(T \times k)}\Lambda_{(k \times n)} + \eta_{(T \times n)} \quad (3.1)$$

Onde  $F$  é uma matriz  $T \times k$  de componentes não observáveis com ( $k < n$ );  $\Lambda$  é uma matriz  $k \times n$  de cargas fatoriais (parâmetros); e  $\eta$  é um erro ou fator específico de  $T \times n$ . Para manter a ortogonalidade e garantir os resultados, segundo o padrão da técnica, temos que fazer algumas suposições:

$$(I) E[F] = 0, (II) Cov(F) = E[F'F] = I,$$

$$(III) E[\varepsilon] = 0, (IV) Cov(\varepsilon) = E[\varepsilon\varepsilon'] = \psi = \begin{bmatrix} \psi_1 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \psi_2 & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & \psi_n \end{bmatrix} e$$

$$(V) Cov(\varepsilon, F) = E[\varepsilon F'] = 0.$$

Para encontramos as cargas fatoriais e posteriormente os fatores não observáveis, temos que montar o modelo apresentado acima baseado nas estruturas de variância-covariância de  $X$ . Dessa forma, com as variáveis já normalizadas para média zero e variância unitária, podemos definir a covariância:

$$XX' = (F\Lambda + \eta)(F\Lambda + \eta)' \quad (3.2)$$

<sup>11</sup> No caso brasileiro, a decisão de política monetária costuma ser anunciada após o fechamento do mercado, tendo impacto, portanto, nas negociações de juros apenas no pregão seguinte.



$$XX' = (F\Lambda + \eta)((F\Lambda)' + \eta') = (F\Lambda(F\Lambda)' + \eta F\Lambda + \eta(F\Lambda)' + \eta\eta')$$

Tirando expectativa:

$$E[XX'] = Cov(X) = \Sigma_X = E[F\Lambda(F\Lambda)' + \eta F\Lambda + \eta(F\Lambda)' + \eta\eta']$$

$$\Sigma_X = E[F\Lambda(F\Lambda)' + \eta F\Lambda + \eta(F\Lambda)' + \eta\eta']$$

$$\Sigma_X = \Lambda E[FF']\Lambda' + E[\eta F']\Lambda' + \Lambda E[F\eta'] + E[\eta\eta']$$

Pelas hipóteses demonstradas acima:

$$\Sigma_X = \Lambda\Lambda' + \psi \tag{3.3}$$

Em que  $\Sigma_X$  é a matriz de variância-covariância das variáveis. Quando impomos as restrições acima, podemos encontrar a solução da matriz das cargas fatoriais ( $\Lambda$ ) por muitos métodos. Nossa opção foi empregar máxima verossimilhança, pois a técnica 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 matriz de dados, mas que nos ajudaria pouco na investigação de processos comuns a todas variáveis. Dessa forma, desejamos encontrar o menor número de fatores que permite explicar, em grande parte, a matriz de variância-covariância de  $X$ . Na próxima sessão vamos explorar os testes empregados.

Depois de encontrados as cargas vetoriais, temos que estimar os fatores não observáveis ( $F$ ) ou *Factors Scores*. Para tanto, empregamos o método por mínimos quadrados ponderados<sup>12</sup>, minimizando a função abaixo para cada fator:

$$\hat{f}_j = (\hat{\Lambda}'\hat{\Psi}\hat{\Lambda})^{-1}\hat{\Lambda}'\hat{\Psi}^{-1}(x_j - \hat{\mu}) \quad \text{para todo } j = 1, 2, \dots, T \tag{3.4}$$

No apêndice há mais detalhes sobre essa parte.

### 3.2. Transformação em *Target Factor* e *Path Factor*

Para nós conseguirmos dar o significado do *Target Factor* e *Path Factor*, nós vamos colocar uma restrição sobre os fatores ou sobre os coeficientes estimados que inibam a possibilidade da surpresa na decisão

---

<sup>12</sup> Como veremos na sessão de dados, nós normalizamos as variáveis, o que em teoria permitiria que nós estimássemos apenas com mínimos quadrados originários. Apesar disso, se escala da variância das variáveis não for muito diferente, sabemos que os resultados não serão muito diferentes também. Empregamos as duas técnicas, com as duas gerando resultados semelhantes.

corrente (taxa *overnight*) estar em média correlacionada com o *Path Factor*, mantendo as relações e hipóteses do modelo de análise fatorial. Em outras palavras, restringiremos um dos componentes não observáveis para que esse 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 esse componente restringido represente o resto da informação contida no comunicado. Para tanto, vamos empregar nossa matriz  $\Lambda$  (estimada em 3.3), que é preenchida por coeficientes  $\gamma_{i,j}$ , o qual explica 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  $\Lambda^*$ . Formalmente:

$$\Lambda^*_{(k \times n)} = U'_{(k \times k)} \Lambda_{(T \times k)} \quad (3.5)$$

Assim, como no caso de Gürkaynak, Sack, e Swanson (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 encontramos os valores que fazem a restrição principal, temos que fazer algumas hipóteses para garantir a estrutura de  $\Lambda^*$  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 de descritas acima 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 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 o coeficiente  $\gamma_{2FW30}^*$  seja igual à zero. O parâmetro  $\gamma_{2FW30}^*$  está presente em  $\Lambda^*$  (matriz de coeficientes após a rotação) e que explica a relação entre a surpresa na taxa de juros *overnight*, verificada em nosso estudo através do Swap Pré x Di de 30 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 3.3, o que levará o coeficiente do segundo componente não observável associado à surpresa no Swap Pré x Di de 30 dias a 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 e será deslocado para o  $f_1$  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 3.3 (conhecidos) da surpresa no Swap Pré x Di de 30 dias associados de  $f_1$  e  $f_2$ , respectivamente. Assim a equação 3.5 fica<sup>13</sup>:

<sup>13</sup> Na seção 3.4 há a descrição completa das variáveis utilizadas na estimação. Cada número (30, 90, 180, 360 e 540), que diferencia cada variável, se refere ao número de dias contrato de Swap Pré x Di empregado.

$$\begin{bmatrix} a_1 & a_2 \\ \beta_1 & \beta_2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \gamma_{1,FW30} & \gamma_{1,FW90} & \gamma_{1,SPD180} & \gamma_{1,SPD360} & \gamma_{1,SPD540} \\ \gamma_{2,FW30} & \gamma_{2,FW90} & \gamma_{2,SPD180} & \gamma_{2,SPD360} & \gamma_{2,SPD540} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \gamma_{1,FW30}^* & \gamma_{1,FW90}^* & \gamma_{1,SPD180}^* & \gamma_{1,SPD360}^* & \gamma_{1,SPD540}^* \\ \gamma_{2,FW30}^* & \gamma_{2,FW90}^* & \gamma_{2,SPD180}^* & \gamma_{2,SPD360}^* & \gamma_{2,SPD540}^* \end{bmatrix}$$

Sendo, portanto,  $\gamma_{2,FW30}^*$  o coeficientes que deve ser zerado, podemos impor a nova restrição (iv):

$$\gamma_{1,FW30}\beta_1 + \gamma_{2,FW30}\beta_2 = \gamma_{2,FW30}^* = 0 \quad (3.6)$$

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)):

$$U = \begin{pmatrix} \left( \frac{\gamma_{1,FW30}^2}{\gamma_{2,FW30}^2 + \gamma_{1,FW30}^2} \right)^{\frac{1}{2}} & - \left( \frac{\gamma_{2,FW30}^2}{\gamma_{2,FW30}^2 + \gamma_{1,FW30}^2} \right)^{\frac{1}{2}} \\ \left( \frac{\gamma_{2,FW30}^2}{\gamma_{2,FW30}^2 + \gamma_{1,FW30}^2} \right)^{\frac{1}{2}} & \left( \frac{\gamma_{1,FW30}^2}{\gamma_{2,FW30}^2 + \gamma_{1,FW30}^2} \right)^{\frac{1}{2}} \end{pmatrix} \quad (3.7)$$

No apêndice demonstramos como chegamos à solução acima. Para chegarmos aos novos fatores latentes estimados com  $\Lambda^*$ , podemos rodar a equação 3.4 novamente, substituindo  $\Lambda$  por  $\Lambda^*$ , ou, simplesmente, aplicar a matriz  $U$  sobre o  $F$  já estimado em 3.4, como segue:

$$F^*_{(T \times k)} = F_{(T \times k)} U_{(k \times k)} \quad (3.8)$$

### 3.3. Escolha do Modelo

Para determinar o número de fatores latentes a ser escolhido empregamos o teste de número de posto de Cragg e Donald (1997), que é um teste de Wald modificado para atender Análise Fatorial. Gürkaynak, Sack, e Swanson (2005) empregaram esse método para selecionar o número de fatores latentes. Além disso, usamos também testes já conhecidos, como os Critérios de Informação, o Teste de Barlett (BT), o Teste de Discrepância (DT) e Erro Quadrático Médio do Resíduo, todos estimados pelo *software* econométrico Eviews 7® e com metodologia descrita no manual do mesmo.

O teste de Cragg e Donald (1997) busca verificar se a diferença entre a estrutura de variância-covariância verificada e a estimada é estatisticamente igual à zero. Caso seja considerado igual a zero, a leitura do teste nos indica que não são 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:

$$W = [Vech(\Sigma_X) - Vech(\Lambda' \Lambda + \Sigma_\eta)]' \Omega^{-1} [Vech(\Sigma_X) - Vech(\Lambda' \Lambda + \Sigma_\eta)] \quad (3.9)$$

Como já vimos,  $\Sigma_X$  é a matriz de variância-covariância das variáveis e  $(\Lambda'\Lambda + \Sigma_\eta)$  é o modelo com  $k_0$  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, como podemos ver acima, é representada por  $\Omega$ . Para isso, vamos ter que estimar a variância da própria estrutura de variância-covariância ( $\Sigma_X$ ). Os autores criaram da seguinte maneira:

Se a variância-covariância de  $X$  ( $\Sigma_X$ ) possui elementos dado por:

$$\hat{\sigma}_{jh} = \left(\frac{1}{T}\right) \sum_i (x_{ij} - \bar{x}_j)(x_{ih} - \bar{x}_h) \quad (3.10)$$

Então podemos definir a covariância entre as variâncias-covariâncias, da seguinte forma:

$$\text{Cov}(\hat{\sigma}_{jh}, \hat{\sigma}_{lm}) = \left(\frac{1}{T^2}\right) \sum_i [(x_{ij} - \bar{x}_j)(x_{jh} - \bar{x}_h) - \hat{\sigma}_{jh}] \times [(x_{il} - \bar{x}_l)(x_{jm} - \bar{x}_m) - \hat{\sigma}_{lm}] \quad (3.11)$$

Definimos, então, a Matriz  $V$ , possuindo os elementos dados por (3.11). Para transformar  $V$  em  $\Omega$ , vamos fazer  $\Omega = \text{Cov}(\text{vech}(V))$ . Assim,  $W$  segue uma distribuição qui-quadrado com  $\frac{n(n+1)}{2} - (nk_0 + n) + \frac{k_0(k_0-1)}{2}$ , de acordo com número de variáveis e possibilidades de rotação que o modelo permite.

### 3.4 Dados

A matriz  $X$  foi construída de acordo com a metodologia de Gürkaynak, Sack e Swanson (2005), que empregou a surpresa na janela de 30 minutos após a decisão do FOMC em dois contratos futuros de *FED Fund*, um de 30 e outros de 90 dias, descontando os efeitos da decisão de 30 dias, e usou a mudança na mesma janela temporal nos contratos futuros de taxa de juros de eurodólar<sup>14</sup> com vencimentos em 1,5; 2,5 e 3,5 trimestres à frente. Nós montamos da mesma forma para dados brasileiros, porém com algumas mudanças. Primeiro, por ausência de dados, não pudemos fazer a amostragem intradiária, tendo que, portanto, fazer em 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 30 minutos após a decisão, o nível de explicação sobe substancialmente. Da mesma forma que nós, Campbell, Evans, Fischer e Justiniano (2012) usam dados diários e encontram resultados satisfatórios. No caso brasileiro, a decisão de política monetária costuma ser divulgada

<sup>14</sup> Embora o nome indique alguma relação com taxa de câmbio, em função do nome “Euro”, esse prefixo quer dizer que é negociado fora do país em questão. Esse contrato são taxas de juros dos EUA negociada fora dos EUA.

depois que o mercado financeiro está fechado, 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 30 e 90 dias, algo que Gürkaynak, Sack e Swanson (2005) construíram de forma similar para a taxa de juros dos EUA a partir de contratos de vencimentos com datas fixas. Contudo, na precificação da taxa de juros de 90 dias, os autores descontaram o efeito da mudança na decisão no contrato de 30 dias, como se estivesse calculando a curva *Forward* de 90 dias. Para o contrato de trinta dias, a nossa taxa de juros ( $\Delta FW30$ ) dias não precisou ser montada<sup>15</sup>, pois com ela podemos verificar exatamente quando que o mercado apreçava de taxa de juros na janela igual ou inferior a uma reunião. Qualquer mudança diferente de zero nesse contrato significava que o mercado (ou uma parte) foi surpreendido. Abaixo, como calculamos a taxa de juros de 90 dias, sem os efeitos do contrato de 30 dias.

$$\Delta FW90 = \frac{\left( \Delta SP_{\text{PrexDi}_{90d}} - \left( \Delta SP_{\text{PrexDi}_{30d}} \times \frac{ND_{30}}{ND_{90}} \right) \right)}{\frac{ND_{90}}{ND_{90} - ND_{30}}} \quad (3.12)$$

Sendo  $\Delta SP_{\text{PrexDi}_{zd}}$  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  $\Delta SP_{\text{PrexDi}_{180d}}$ ,  $\Delta SP_{\text{PrexDi}_{360d}}$  e  $\Delta SP_{\text{PrexDi}_{540d}}$ . A nossa ideia aqui 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, por exemplo, no horizonte que o Banco Central do Brasil 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:

$$X = [\Delta FW30 \ \Delta FW90 \ \Delta SP_{\text{PrexDi}_{180d}} \ \Delta SP_{\text{PrexDi}_{360d}} \ \Delta SP_{\text{PrexDi}_{540d}}] \quad (3.13)$$

Depois de estimado os componentes não observáveis, vamos fazer um conjunto de regressões para conseguir identificar os efeitos desses 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 ( $\Delta SP_{\text{PrexDi}_{720d}}$ ), do Swap Pré x Di de 1080 dias ( $\Delta SP_{\text{PrexDi}_{1080d}}$ ), do Swap Pré x Di de 1800 dias ( $\Delta SP_{\text{PrexDi}_{1800d}}$ ), do Índice da Bovespa, principal índice de ações do Brasil ( $\Delta IBOV$ ), da Taxa de Câmbio Nominal (R\$/USD) ( $\Delta ER$ ), em duas medidas de expectativas de inflação. A primeira, que chamamos de Expectativa de Inflação dos Economistas ( $\Delta EI_{ECO}$ ), que é a expectativa de inflação colhida pelo Banco Central

<sup>15</sup> No caso dos EUA os autores tinham vencimentos fixos nos contratos de FED Funds e, por isso, tinha que construir o que seria um contrato de 30 dias de taxa de juros. No caso de 90 dias, eles também constroem da mesma forma, mas descontam o efeito da supressa de política monetária no contrato de 30 dias.

do Brasil dos economistas de entidades representativas, de instituições financeiras e de consultorias do país, e uma segunda, que é a expectativa implícita nos mercado de juros brasileiro ( $\Delta EI_{IMP}$ ). Contudo, no caso do  $\Delta EI_{ECO}$  não é possível captar de imediato a mudança após a decisão de política monetária, pois os economistas possuem datas para trocar as projeções<sup>16</sup>. Dessa forma, para essa variável, pegamos a mudança nas projeções de IPCA feitas 30 dias depois da decisão de política monetária. Além disso, para descontar os efeitos causados pelo erro de projeção do IPCA divulgado na janela de 30 dias, pegamos as projeções de inflação acumulada em 12 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 a 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, podemos entender 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 para Microsoft Excel® XIPCA para extrair a expectativa de inflação dos próximos 360 dias ( $\Delta EI_{IMP1y}$ ) à frente. A estimativa é montada da seguinte forma:

$$EI_{IMP} = \left( \left( \frac{SPrexDi_z}{SPrexIPCA_z} \right) - 1 \right) * 100 \quad (3.14)$$

Onde  $SPrexDi_z$  é a taxa de juros nominal do contrato de um Swap Pré x Di de  $z$  dias e  $SPrexIPCA_z$  é a taxa de juros do contrato de Swap Pré x IPCA, que é um contrato de taxa de juros, que em compra ganha uma taxa de juros protegida da inflação em  $z$  dias. Quando fizemos a razão entre esses dois contratos, encontramos a taxa de inflação implícita no mercado. Devido a problemas de liquidez desses contratos, como já reportado por Caldeira e Furlani (2013), pegamos as estimativas de março de 2005 até outubro de 2013.

## 4. Resultados

Nessa sessão apresentaremos os resultados das estimações propostas na seção de metodologia. Os resultados apontaram para existência de dois fatores latentes, um dele relacionado à decisão corrente de política monetária, o *Target Factor*, e 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*

---

<sup>16</sup> O Banco Central do Brasil 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, às instituições possuem datas para inserir suas projeções, que normalmente, não estão atreladas a decisão de política monetária, com exceção, da própria taxa de juros básica.

*Guidance.* Verificamos a aderência dos fatores ao proposto em teoria e se eles atendem as 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 (4.1) apresentaremos os resultados referentes ao número de fatores latentes estimados, seguido da sessão (4.2) em que extraímos fatores e testamos a aderência teórica proposta. Posteriormente, na sessão (4.3) exibiremos as regressões dos fatores extraídos contra taxa de juros longas, taxa de câmbio, bolsa de valores e expectativas inflacionárias. Por fim, em (4.4) faremos uma avaliação final dos resultados encontrados.

#### 4.1. Número de fatores

Como comentamos na sessão metodológica, montamos nossa avaliação em cima do Teste de Cragg e Donald (1997), que pertence à categoria do teste de Wald, tendo como hipótese nula o modelo com  $k_0$  fatores ajusta adequadamente a matriz de variância-covariância entre as variáveis. Caso a hipótese seja rejeitada, significa que ainda algo substancial faz o resíduo não ser estatisticamente igual à zero, ou seja, podem existir mais fatores. Além deste, empregamos outros testes mais convencionais, para ficarmos mais seguros do resultado encontrado.

**Tabela 4.1 – Teste do número de fatores de Cragg e Donald (1997)**

<b>Número de Fatores</b>	<b>Estatística de Wald</b>	<b>Graus de Liberdade</b>	<b>P-valor</b>
0	149914.9952	10	0.0000
1	259.4849	5	0.0000
2	0.3220	1	0.5704

Fonte: Autores

Como podemos ver na Tabela 4.1, os modelos com zero ou um fator latente são radicalmente rejeitados, ou seja, o resíduo não é igual à zero, ao passo que dois fatores parecem explicar a totalidade das surpresas na curva de juros, com um grau elevado de segurança. Apesar disso, realizamos mais alguns testes, que são tradicionais e estão presentes na maior parte dos softwares econométricos, como o EVIEWS 7®.

Como podemos ver na Tabela 4.2, o Teste de Discrepância e o Teste de Bartlett, que possuem hipóteses nulas semelhantes ao Teste de Cragg e Donald (1997), rejeitam a hipótese nula para o modelo com zero e com um fator latente, enquanto que com dois fatores já não é possível rejeitar a hipótese do resíduo ser igual à zero. Ainda, colocamos na Tabela 4.3, o Erro Quadrático Médio do Resíduo e os tradicionais critérios de informação, revelando que dois fatores levam a um melhor ajuste.

**Tabela 4.2 – 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
<b>2</b>	0.003	0.389	<b>0.533</b>	0.377	<b>0.539</b>

Fonte: Autores

**Tabela 4.3 – 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
<b>2</b>	<b>0.001</b>	<b>-0.012</b>	<b>-0.034</b>	<b>-0.021</b>

Fonte: Autores

Dessa forma, podemos constatar que o conjunto de dados avaliado é mais bem representado por dois fatores não observáveis, assim, como encontrado nos EUA.

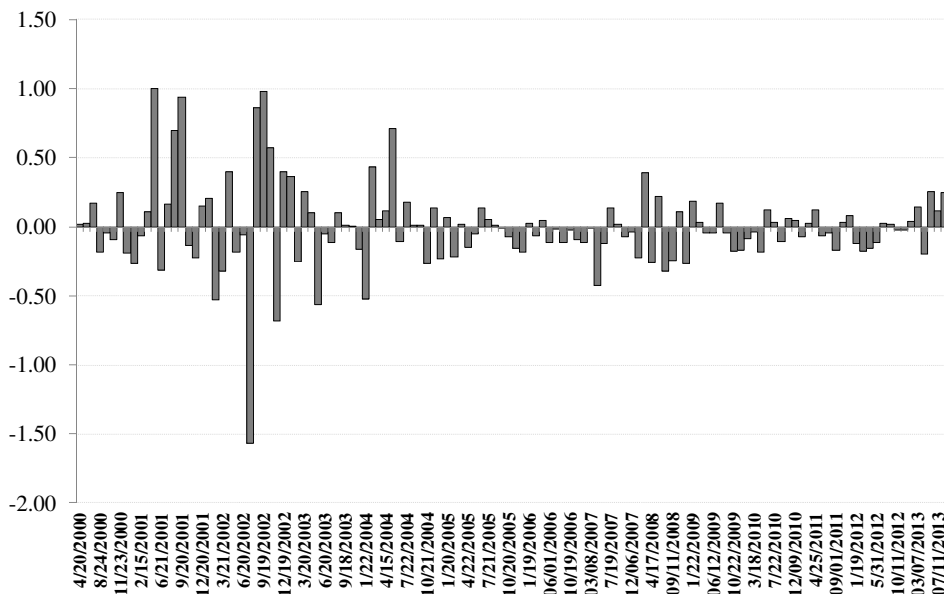
#### 4.2. Extração e aderência dos fatores

Para extrair os fatores, conseguindo encontrar o significado esperado, aplicamos a matriz de rotação que contém a restrição teórica imposta (equação (3.7)) e estimamos os *Factor Scores*, ou os fatores propriamente ditos, através de mínimos quadrados ponderados, como explicado na equação (3.4)<sup>17</sup>. Depois disso, normalizamos os fatores e reescalamos o *Target Factor*, com um desvio da surpresa no Swap Pré x Di de 30 dias (13bps) e o *Path Factor* com um desvio da surpresa do Swap Pré x Di de 360 dias (27bps). Nos gráficos 4.1 e 4.2 podemos ver os dois componentes, o *Target Factor* e *Path Fator*.

<sup>17</sup> Para identificar de forma mais clara qual fator que devemos inserir a restrição, nós aplicamos uma rotação VARIMAX nas cargas fatoriais, que busca fazer a rotação ortogonal que maximiza a variância em cada dimensão do eixo. Endogenamente, foi encontrado um fator com as cargas fortemente atreladas os vértices longos e outro atrelado aos vértices curtos, esclarecendo onde deveríamos inserir a restrição.



**Gráfico 4.1 – Componente não observável – *Path Factor***

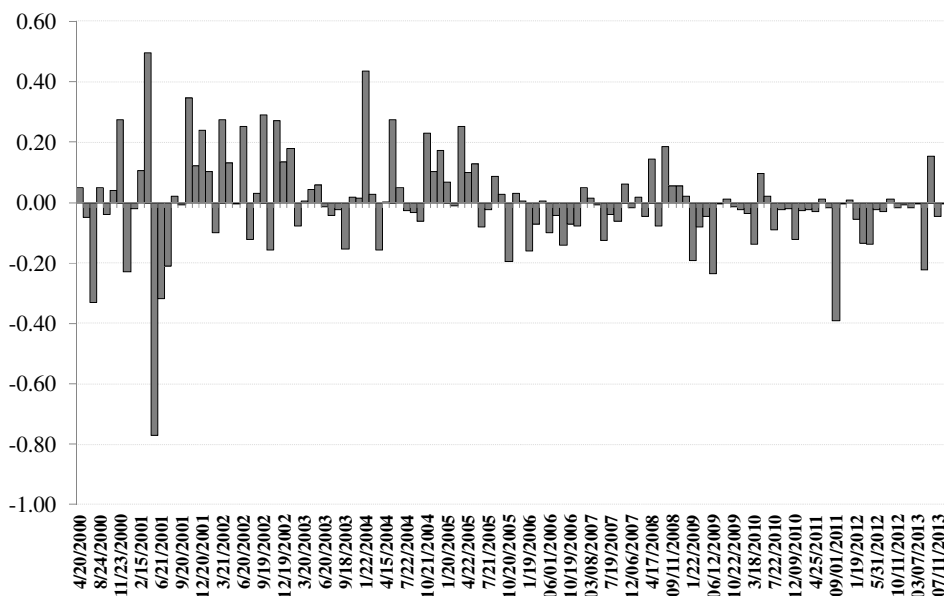


Fonte: Autores

Para verificar se os fatores estimados realmente revelam a decisão corrente e a trajetória esperada, primeiro, devemos verificar se a correlação entre os dois componentes é próxima de zero, como podemos ver abaixo:

$$\text{Correlação}(\text{TargetFactor}, \text{PathFactor}) = -0,06008142$$

**Gráfico 4.2 – Componente não observável – *Target Factor***



Fonte: Autores

O próximo passo para verificarmos se depois da transformação o nível de explicação não se perdeu e se os fatores extraídos possuem o significado teórico que procuramos, é fazer uma regressão linear dos dois fatores, que não são correlacionados, contra o Swap Pré x Di de 30 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<sup>18</sup>. Abaixo as regressões:

$$\Delta FW30 = c_1 + c_2 f_{Path} + c_3 f_{target} + \epsilon \quad (4.1)$$

$$\Delta SP_{Pré}DI_{360d} = c_1 + c_2 f_{Path} + c_3 f_{target} + \epsilon \quad (4.2)$$

$$\Delta SP_{Pré}DI_{360d} = c_1 + c_3 f_{target} + \epsilon \quad (4.3)$$

Os parâmetros  $c_1$ ,  $c_2$  e  $c_3$  são estimados por Mínimos Quadrados Ordinários,  $\epsilon$  é o componente de erro e os testes de significância dos parâmetros são realizados com a matriz HAC.

**Tabela 4.4 – Aderência do *Path Factor* e *Target Factor* aos contratos de juros**

Variável Endógena	Path Factor			Target Factor			Constante		R <sup>2</sup> Ajustado
	Coefficiente	Erro Padrão*	P-valor	Coefficiente	Erro Padrão*	P-valor	Coefficiente	P-valor	
$\Delta FW30$	-0.0001	0.1516	0.9997	5.8165	0.4167	0.0000	0.0000	0.9996	0.8047
$\Delta SP_{Pré}DI_{360d}$	-	-	-	4.4437	0.4190	0.0000	0.0000	0.9999	0.4655
$\Delta SP_{Pré}DI_{360d}$	2.3853	0.0102	0.0000	4.7275	0.0201	0.0000	0.0000	0.9938	0.9769

\*Foi empregado a matriz HAC de Newey-West

Fonte: Autores

Como demonstrado na tabela acima, 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 dele ser igual à 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

<sup>18</sup> Caso não fosse positivo, poderíamos discutir o que encontramos é o movimento inverso da decisão corrente. Por exemplo, em uma determinada circunstância os agentes de mercado esperam que a autoridade monetária seja avessa ao risco e suba a taxa de juros vagarosamente (em passos de 25 bps); entretanto, o quadro inflacionário requer que a taxa de juros suba pelo menos 2.0 p.p.. Podemos concluir que a taxa de juros em uma janela de 360 dias (reuniões a cada 45 dias) deve marcar como valor esperado naquele trecho da curva 2.p.p a mais que a taxa corrente. Contudo, se a autoridade monetária sobe 75 bps na primeira, reunião e o diagnóstico inflacionário segue o mesmo, podemos imaginar que as demais reuniões devem ter um preço menor. Apesar disso, isso ainda manteria de alguma forma a correlação entre a decisão corrente e as decisões futuras, o que como já demonstrado, nosso método é capaz de evitar.

*Target Factor* o  $R^2$  ajustado é de 0.47, nos revelando que cada componente explica quase que metade da taxa de juros de um ano para frente.

Ao contrário do trabalho de Gürkaynak, Sack e Swanson (2005), nós não conseguimos fazer duas constatações adicionais para caracterizar que o *Path Factor* estivesse relacionado à comunicação. Na primeira, os autores criam uma *dummy* do período que diferencia as decisões com comunicado e as decisões sem comunicado, algo que nos dados brasileiros não é possível, uma vez que no regime de metas temos poucas decisões sem comunicado. A outra é que o *Path Factor*, no caso americano, aumenta sua variância no período em que há comunicado. Nós acreditamos que a variância ou o tamanho das mudanças na trajetória é proporcional aos passos possíveis que a autoridade monetária costuma fazer. Logo, no princípio do regime de metas de inflação, as decisões eram relativamente grandes para os padrões atuais, pois a magnitude da taxa de juros era elevada, estava sempre próxima a 18% a.a., sendo que em 2003 atingiu 26.5% a.a..<sup>19</sup>.

Para descartar a possibilidade de o *Path Factor* ser na verdade um efeito de aversão a risco, nós regredimos esse fator contra a variação do CDS (*Credit Default Swap*) soberano de cinco anos brasileiro<sup>20</sup>, que é uma medida de risco negociado em bolsa de valores. Em nossa estimação, como mostra na Tabela 4.5, não verificamos qualquer relação entre as duas variáveis.

**Tabela 4.5 – Regressão do risco (CDS soberano do Brasil de cinco anos) contra o *Path Factor***

$$(\Delta CDS) = c_1 + c_2 f_{Path} + c_3 f_{target} + \epsilon$$

Path Factor			Constante			R <sup>2</sup> Ajustado
Coefficiente	Erro Padrão*	P-valor	Coefficiente	Erro Padrão*	P-valor	
13.1389	13.7285	0.3407	1.3689	2.7933	0.6251	0.0017

\*Foi empregado a matriz HAC de Newey-West

Fonte: Autores

Assim, fica claro que o componente *Path Factor* diz respeito à mudança de expectativa dos agentes em relação à trajetória da taxa de juros após a comunicação da autoridade monetária, pois essa não tem relação com a surpresa na decisão da taxa de juros *overnight* (Tabela 4.4), ela explica a modificação nos contratos mais longos de juros (Tabela 4.4) e não está modelando indiretamente aversão ao risco (Tabela 4.5). Assim, lembrando que estamos avaliando apenas o dia seguinte ao comunicado pós-reunião do Copom, podemos concluir que a alteração na expectativa de taxa de juros, que não está relacionada à surpresa na decisão da taxa

<sup>19</sup> Podemos imaginar uma situação em que a autoridade monetária é surpreendida por um choque inflacionário, e na primeira ocasião sobe 1 p.p. a taxa de juros (considerando isso algo elevado, mas possível). Nesse caso, ele está dizendo duas coisas: (i) “a situação é crítica” e (ii) “eu vou fazer o máximo para cumprir a meta”. Essa postura rígida poderia sinalizar aos agentes uma situação mais rígida com todo o resto do ciclo monetário, o que poderia inflar o *Path Factor*.

<sup>20</sup> Dados pegos na Bloomberg com amostra de 2001 até 2013. Fizemos uma regressão por MQO empregado a Matriz HAC de Newey-West.

de juros *overnight*, é o poder da comunicação, ou seja, é algo relacionado ao conteúdo do comunicado e não a taxa de juros corrente que levam os agentes a rever seus preços.

No Quadro 4.1, embora seja relativamente subjetivo e muito atrelado ao contexto de cada decisão, colocamos as dez maiores variações absolutas do *Path Factor* e o correspondente comunicado, mostrando que em boa parte deles há sinais dos passos futuros; ou a autoridade fez seu diagnóstico econômico levando os agentes a apostarem em uma determinada trajetória dali para frente. Além disso, como já comentado, as maiores variações estão associadas ao início do regime de metas, principalmente em função do tamanho de cada decisão. Nesse caso, adicionamos na parte de baixo do quadro outras cinco maiores variações do *Path Factor* depois de 2003.

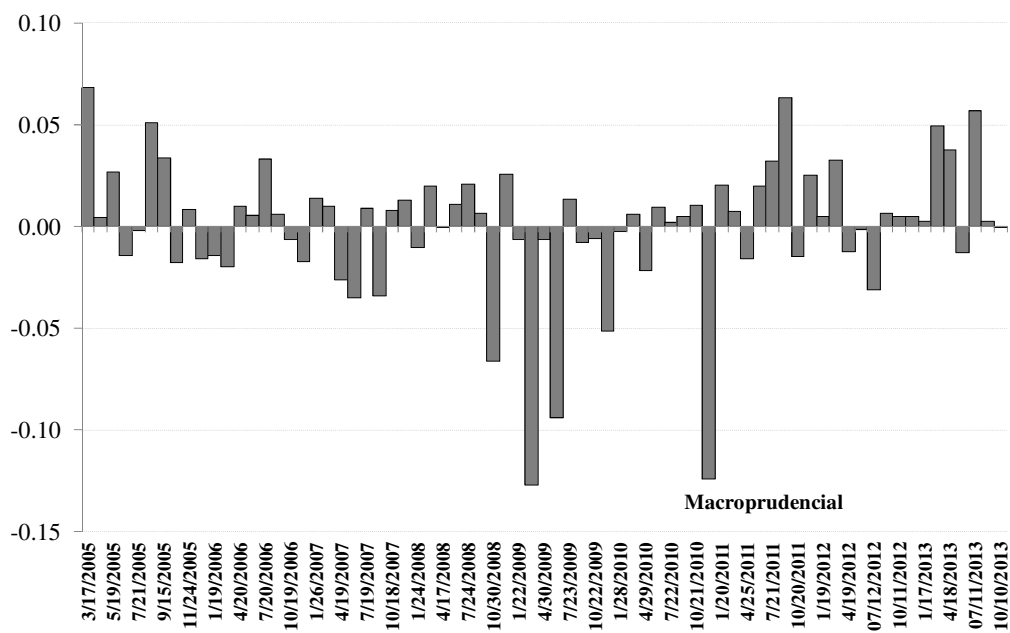
### 4.3. Impacto do *Path Factor* e do *Target Factor*

Nós 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 se alteraram no tempo, o que fez com que nós 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, nos 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. Como veremos durante todas as tabelas, 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. Abaixo o gráfico das expectativas de inflação de mercado um ano a frente ( $\Delta EI_{IMP1y}$ ) e o comunicado da autoridade monetária na nota de rodapé<sup>21</sup>:

---

<sup>21</sup> “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”.

**Gráfico 4.3 – Mudança na expectativa de inflação implícita um ano à frente**



Fonte: Autores

### Quadro 4.1 – Comunicados do Copom Vs. Path Factor

Dia posterior a		Comunicado do COPOM
Reunião	Path Factor	
7/18/2002	-1.59	Confiando na manutenção, no futuro, de um arcabouço macroeconômico responsável, e levando-se em conta que a previsão de inflação para 2003 encontra-se bem abaixo da meta, o Copom decidiu por 5 votos a favor e 2 contra, reduzir a taxa Selic para 18% ao ano. Os dois votos contrários foram pela manutenção da taxa com viés de baixa.
5/24/2001	1.00	A persistência das pressões já existentes sobre a taxa de inflação e os prováveis efeitos secundários da crise de energia levaram o Copom a fixar a meta da taxa Selic em 16,75% a.a
9/19/2002	0.98	Diante de um quadro de volatilidade e incerteza, o Copom decidiu, por unanimidade, manter a taxa Selic em 18% ao ano.
9/20/2001	0.94	O Copom concluiu que a política monetária continua adequada para assegurar a convergência da inflação às suas metas. A taxa Selic foi mantida em 19,0% a.a.
8/22/2002	0.86	As incertezas na economia aumentaram desde a última reunião do Copom. Entretanto, fatos recentes reforçam a perspectiva de melhoria no cenário, confirmando-se previsão de inflação para 2003 abaixo da meta. Diante disso o Copom decidiu, por unanimidade, manter a taxa Selic em 18% ao ano com viés de baixa.
5/20/2004	0.71	Na avaliação do COPOM, o cenário para a evolução da economia brasileira nos próximos meses combina a continuidade da retomada de atividade observada desde a segunda metade de 2003 com a convergência da inflação para a trajetória das metas. No entanto, dada a volatilidade recente, é recomendável que a autoridade monetária atue de forma prudente para evitar que essa volatilidade de curto prazo venha a ter efeitos duradouros sobre as variáveis domésticas, não justificáveis pelos sólidos fundamentos da economia. Diante disso, o COPOM decidiu manter a taxa SELIC em 16% ao ano, sem viés, por seis votos a favor e três votos pela redução da taxa SELIC em 0,25%.
8/23/2001	0.69	O Copom concluiu que nas atuais circunstâncias a política monetária encontra-se adequada para assegurar a convergência da inflação às suas metas. A taxa Selic foi mantida em 19,0%, sem viés.
11/21/2002	-0.68	O aumento da expectativa de inflação para 2003 levou o Copom a aumentar a taxa Selic para 22% ao ano, sem viés.
10/24/2002	0.57	O Copom decidiu, depois de avaliar o quadro econômico, manter a taxa Selic em 21% ao ano, fixada na reunião extraordinária do último dia 14. A decisão foi por unanimidade.
Após de 2003		
5/22/2003	-0.56	Há sinais de que a política monetária começa a obter resultados no combate à inflação. O Copom avalia que a consolidação da queda da inflação depende da manutenção desse esforço. Diante disso, o Copom decidiu, por unanimidade, manter a taxa Selic em 26,5% a.a., sem viés.
1/22/2004	-0.52	Diante das incertezas associadas ao mecanismo de transmissão da política monetária e considerando que os efeitos do corte de 10 pontos percentuais na taxa Selic nos últimos meses ainda não se refletiram integralmente na economia, o Copom resolveu interromper temporariamente o processo de flexibilização da política monetária com o intuito de preservar as conquistas recentes no combate à inflação e no processo de retomada da atividade econômica. Assim, o Copom decidiu, por oito votos a um, manter a taxa Selic em 16,5% ao ano, sem viés.
2/19/2004	0.43	O Copom decidiu por unanimidade manter a taxa Selic em 16,5% ao ano, sem viés.
4/19/2007	-0.42	Avaliando o cenário macroeconômico e as perspectivas para a inflação, o Copom decidiu reduzir a taxa Selic para 12,50% a.a., sem viés, por quatro votos a favor e três votos pela redução da taxa Selic em 0,50 p.p.
03/06/2008	0.39	Avaliando a conjuntura macroeconômica e as perspectivas para a inflação, o Copom decidiu, por unanimidade, manter a taxa Selic em 11,25% a.a., sem viés. O Comitê irá monitorar atentamente a evolução do cenário macroeconômico até sua próxima reunião, para então definir os próximos passos na sua estratégia de política monetária.
1/23/2003	0.36	Os indicadores de inflação mostram sinais de queda. No entanto, o COPOM julgou que a convergência das expectativas de inflação para a trajetória das metas recomenda uma elevação da taxa Selic para 25,5% ao ano. A decisão foi unânime.

Fonte: BCB e Autores

#### 4.3.1 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 4.6, 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 de juros de um ano a frente, como vimos na sessão anterior, a presença do *Path Factor* fazia o modelo ganhar algo como 0.5 de R<sup>2</sup> ajustado, enquanto que 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. Abaixo as equações estimadas por MQO:

$$\Delta SP_{\text{PrexDI}}_{720d} = c_1 + c_2 f_{\text{Path}} + c_3 f_{\text{target}} + \epsilon \quad (4.4)$$

$$\Delta SP_{\text{PrexDI}}_{720d} = c_1 + c_3 f_{\text{target}} + \epsilon \quad (4.5)$$

$$\Delta SP_{\text{PrexDI}}_{1080d} = c_1 + c_2 f_{\text{Path}} + c_3 f_{\text{target}} + \epsilon \quad (4.6)$$

$$\Delta SP_{\text{PrexDI}}_{1080d} = c_1 + c_3 f_{\text{target}} + \epsilon \quad (4.7)$$

$$\Delta SP_{\text{PrexDI}}_{1800d} = c_1 + c_2 f_{\text{Path}} + c_3 f_{\text{target}} + \epsilon \quad (4.8)$$

$$\Delta SP_{\text{PrexDI}}_{1800d} = c_1 + c_3 f_{\text{target}} + \epsilon \quad (4.9)$$

**Tabela 4.6 – Regressão dos fatores contra as taxas de juros longas**

Variável Endógena	Path Factor			Target Factor			Constante		R <sup>2</sup> Ajustado
	Coefficiente	Erro Padrão*	P-valor	Coefficiente	Erro Padrão*	P-valor	Coefficiente	P-valor	
$\Delta \text{PrexDi}_{720d}$	2.6656	0.1206	0.0000	3.7352	0.2421	0.0000	0.0000	0.9992	0.9377
$\Delta \text{PrexDi}_{720d}$	-	-	-	3.4181	0.5941	0.0000	0.0000	0.9999	0.2722
$\Delta \text{PrexDi}_{1080d}$	2.6296	0.1836	0.0000	3.6062	0.3879	0.0000	0.0224	0.4997	0.8405
$\Delta \text{PrexDi}_{1080d}$	-	-	-	3.1102	0.5890	0.0000	0.0067	0.9147	0.2199
$\Delta \text{PrexDi}_{1800d}$	1.9728	0.2999	0.0000	3.1315	0.5588	0.0000	0.0177	0.7219	0.5176
$\Delta \text{PrexDi}_{1800d}$	-	-	-	2.7595	0.5284	0.0000	0.0059	0.9412	0.1714

\*Foi empregado a matriz HAC de Newey-West

Fonte: Autores

Até aqui já temos uma das respostas do artigo, podemos dizer 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 outro a mudança nas expectativas dos agentes em relação a taxa de juros futura. Teoricamente, se não existisse esse segundo fator ou essa outra dimensão, poderíamos entender que a capacidade da autoridade monetária alterar as expectativas dos agentes (especialmente as mais longas) seria apenas alterando a taxa de juros corrente e talvez tivesse que fazer um esforço muito maior para ter os mesmos resultados. Com esse resultado, podemos dizer que, adicionando outras hipóteses, como credibilidade, por exemplo, a autoridade monetária poderia influenciar a trajetória dos juros com seus comunicados. Na próxima sessão, vamos ver a relação desses componentes com outras variáveis.

### 4.3.1 Impacto sobre expectativas de inflação

Como apresentamos na sessão sobre a metodologia, nós empregamos duas medidas de expectativa de inflação, uma delas denominada inflação implícita, onde foi extraída a expectativa de inflação embutida no mercado de títulos, e outra medida, 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 outra medida, a expectativa dos economistas, tem como benefício ser colhida desde 2001, mas é possível avaliar a mudança apenas 30 dias após a decisão de política monetária para poder captar a mudança (por razões apresentadas na sessão metodológica), o que diminui a nossa capacidade de inferência.

Para avaliar se os fatores possuem relações com as expectativas de inflação fizemos as seguintes regressões estimadas por MQO:

$$\Delta EI_{IMP1y} = c_1 + c_2 f_{Path} + c_3 f_{target} + c_4 Dummy_{Macroprudencial} + \epsilon \quad (4.10)$$

$$\Delta EI_{ECO} = c_1 + c_2 f_{Path} + c_3 f_{target} + c_4 Dummy_{Macroprudencial} + \epsilon \quad (4.11)$$

Como podemos avaliar nas Tabelas 4.7 e 4.8, o *Target Factor* não é estatisticamente significativo para nenhuma das medidas de expectativa de inflação 12 meses à frente. Além disso, apenas na medida do FOCUS o *Path Factor* é estatisticamente significativo, mostrando pouco impacto da política monetária sobre as expectativas de inflação. Então, buscando investigar um pouco mais sobre esse aspecto, decidimos fazer regressões em janelas amostrais de aproximadamente três anos, para verificar se a crise ou a mudança do presidente do Banco Central poderiam estar afetando nossas estimativas.

**Tabela 4.7 - Regressão dos fatores contra inflação implícita**

		Toda amostra	2005-2008	2006-2009	2007-2010	2008-2011	2009-2012	2010-2013	Adm. Meirelles (2003-2010)	Adm. Tombini (2011-2014)
Path Factor	Coefficiente	0.001	0.037	0.034	0.046	-0.015	-0.022	0.041	<b>0.048</b>	0.040
	P-valor	0.983	0.256	0.400	0.245	0.757	0.676	0.215	<b>0.093</b>	0.416
Target Factor	Coefficiente	0.067	<b>0.146</b>	<b>0.167</b>	<b>0.184</b>	0.000	-0.005	<b>-0.146</b>	<b>0.179</b>	<b>-0.153</b>
	P-valor	0.318	<b>0.004</b>	<b>0.056</b>	<b>0.054</b>	0.999	0.965	<b>0.000</b>	<b>0.001</b>	<b>0.002</b>
Constante	Coefficiente	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
Macroprud.	Coefficiente				<b>-0.099</b>	<b>-0.119</b>	<b>-0.119</b>	<b>-0.148</b>	<b>-0.106</b>	
	P-valor				<b>0.000</b>	<b>0.000</b>	<b>0.000</b>	<b>0.000</b>	<b>0.000</b>	
R <sup>2</sup> Ajustado		0.011	0.247	0.095	0.329	0.176	0.197	0.645	0.387	0.210

Fonte: Autores

Quando fizemos esse procedimento, alguns resultados apareceram. O primeiro, na Tabela 4.7, mostra que o *Target Factor* é significativo para toda amostra até a janela 2008-2011, mas na janela que engloba a crise de 2008 e a mudança de presidente na instituição, mudou abruptamente o comportamento dessa variável. Inclusive essa 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, como é o esperado pela teoria convencional. De modo geral, o *Path Factor* é pouco significativo por toda amostra. Então,



decidimos partir a amostra da regressão, entre o mandato do Pres. Henrique Meirelles (2003-2010) e do Pres. Alexandre Tombini (a partir de 2011), verificando se essa é uma janela possível de enquadramento. Como podemos verificar mais uma vez na Tabela 4.7, 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 possui 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 efeito 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 administração Meirelles é compatível com os encontrados por Campbell, Evans, Fischer e Justiniano (2012) (Figura 4.1) para a economia dos EUA, 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 atitudes influenciam os agentes a rever suas projeções. Por exemplo, no caso da autoridade monetária com elevada credibilidade no controle inflacionário surpreender o mercado com elevação de taxa de juros, ele 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<sup>22</sup>. Contudo, na nossa avaliação, não quer dizer que ele acerte mais ou menos as previsões que o mercado, mas que ele pode ser uma fonte adequada a ser consultadas por ter áreas técnicas grandes e bem qualificadas, ou seja, a opinião da autoridade monetária com credibilidade é levada em conta.

**Tabela 4.8 - Regressão dos fatores contra expectativa de inflação do Relatório FOCUS do BCB**

		Toda amostra	2001-2004	2002-2005	2003-2006	2004-2007	2005-2008	2006-2009	2007-2010	2008-2011	2009-2012	2010-2013	Adm. Meirelles (2003-2010)	Adm. Tombini (2011-2014)
Path Factor	Coefficiente	<b>0.003</b>	0.004	0.004	0.003	<b>0.004</b>	<b>0.003</b>	<b>0.004</b>	<b>0.004</b>	0.002	-0.003	0.002	<b>0.003</b>	0.001
	P-valor	<b>0.068</b>	0.143	0.142	0.102	<b>0.001</b>	<b>0.018</b>	<b>0.026</b>	<b>0.014</b>	0.233	0.317	0.240	<b>0.064</b>	0.625
Target Factor	Coefficiente	-0.002	-0.003	-0.001	-0.001	-0.001	0.000	<b>0.006</b>	0.004	0.001	0.001	<b>-0.003</b>	-0.001	<b>-0.003</b>
	P-valor	0.430	0.604	0.755	0.792	0.666	0.874	<b>0.021</b>	0.188	0.847	0.739	<b>0.009</b>	0.665	<b>0.067</b>
Constante	Coefficiente	0.000	0.000	0.000	<b>-0.001</b>	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	<b>0.015</b>	0.256	0.808	0.327	0.166	0.495	0.991	0.226	0.123	0.439
Macroprud.	Coefficiente	-0.001							-0.001	-0.001	0.000	<b>-0.001</b>	0.000	
	P-valor	0.124							0.243	0.140	0.593	<b>0.000</b>	0.829	
	R <sup>2</sup> 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

Fonte: Autores

<sup>22</sup> A teoria de informação superior não é consenso, pois Faust, Swanson e Wright (2004) não encontram evidências de que o FED possua melhor capacidade de previsão da economia.

**Figura 4.1 – Regressão de Campbell, Evans, Fischer e Justiniano (2012).**

Forecast	February 1990–June 2007 sample			February 1994–June 2007 sample		
	Target factor	Path factor	Adjusted R <sup>2</sup>	Target factor	Path factor	Adjusted R <sup>2</sup>
<i>Unemployment rate</i>						
Current quarter	-0.21*** (0.08)	-0.08 (0.06)	0.07	-0.01 (0.08)	-0.08 (0.07)	0.01
Next quarter	-0.18** (0.09)	-0.12 (0.08)	0.05	0.07 (0.10)	-0.16** (0.08)	0.03
2 quarters hence	-0.27*** (0.08)	-0.13* (0.07)	0.09	-0.06 (0.11)	-0.16* (0.09)	0.03
3 quarters hence	-0.26*** (0.09)	-0.08 (0.08)	0.07	-0.03 (0.09)	-0.19** (0.08)	0.04
<i>CPI inflation</i>						
Current quarter	0.25 (0.33)	0.47 (0.36)	0.02	-0.13 (0.34)	0.57* (0.31)	0.02
Next quarter	0.14 (0.11)	0.30 (0.24)	0.03	0.25** (0.13)	0.12 (0.12)	0.03
2 quarters hence	0.11 (0.14)	-0.06 (0.13)	0.01	0.14 (0.10)	-0.04 (0.16)	0.01
3 quarters hence	0.13 (0.20)	0.07 (0.20)	0.01	0.04 (0.14)	0.27 (0.25)	0.03

Source: Authors' regressions.  
a. Each row in each panel reports coefficients from a regression of changes in monthly forecasts of either the unemployment rate or CPI inflation on the two factors. Both samples exclude September 2001. Robust standard errors are in parentheses. Asterisks indicate statistical significance at the \*10 percent, \*\*5 percent, and \*\*\*1 percent level.

Fonte: Campbell, Evans, Fischer e Justiniano (2012)

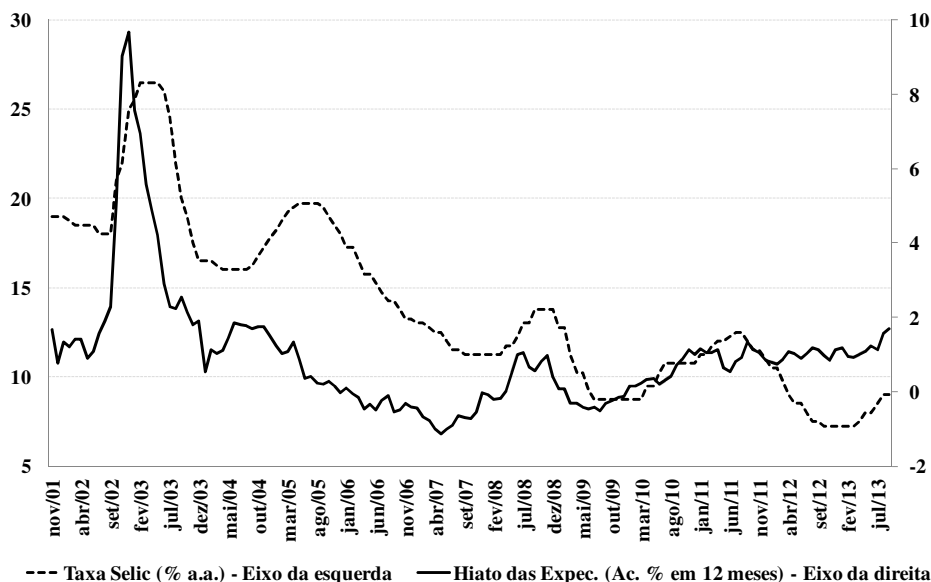
No caso da administração Tombini, avaliando sobre a mesma ótica, criamos evidências que apenas a taxa de juros corrente (*Target Factor*) move as expectativas de inflação, e qualquer indicação sobre o futuro parece afetar muito pouco as expectativas inflacionárias. Essa mudança poderia estar atrelada ao fato de que em seu mandato, a autoridade monetária tentou por vezes mostrar um cenário muito mais benigno que o mercado acreditava (Gráfico 4.4) e testou limites ao levar a taxa de juros real brasileira para menos de 2%, algo considerado baixo para os padrões do país<sup>23</sup>, mesmo quando a inflação naquele momento e as expectativas estavam sempre bem acima do centro da meta de inflação (Gráfico 4.5). Esses erros de previsão e o constante desafio das projeções de mercado para condução de política monetária fizeram o mercado não prestar atenção no que a autoridade monetária diz sobre o quadro inflacionário e econômico, de tal forma que apenas a mudança na taxa de juros corrente leva 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<sup>24</sup> à frente, de 0.95 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

<sup>23</sup> A taxa neutra de juros brasileira, segundo a literatura e pesquisa com o mercado como, está por volta de 5%, como podemos ver nos seguintes trabalhos: Magud e Tsounta (2012) e da pesquisa do GERIN do Banco Central realizada em 2012 [http://www4.bcb.gov.br/Pec/GCI/Pesquisa\\_Gerin\\_4.pdf](http://www4.bcb.gov.br/Pec/GCI/Pesquisa_Gerin_4.pdf).

<sup>24</sup> Há uma dificuldade em colocar no mesmo período a expectativa de inflação 12 meses a frente do mercado com a projeção quatro trimestres a frente do Banco Central, pois o Banco Central projeta “quatro trimestres a frente” já estando no terceiro mês do trimestre. No caso da projeção em março, por exemplo, ele projeta o primeiro trimestre já tendo a informação de janeiro e fevereiro, e a medida 12 meses a frente disponível no sistema de expectativa vai ser a inflação projetada até fevereiro do ano seguinte. Nessa circunstância, criamos uma série que possui dois meses verificados contra a projeção dos 10 meses seguintes previstos. Se caso não fizéssemos esse ajuste, daríamos vantagem para um dos lados que fizesse a projeção anteriormente.

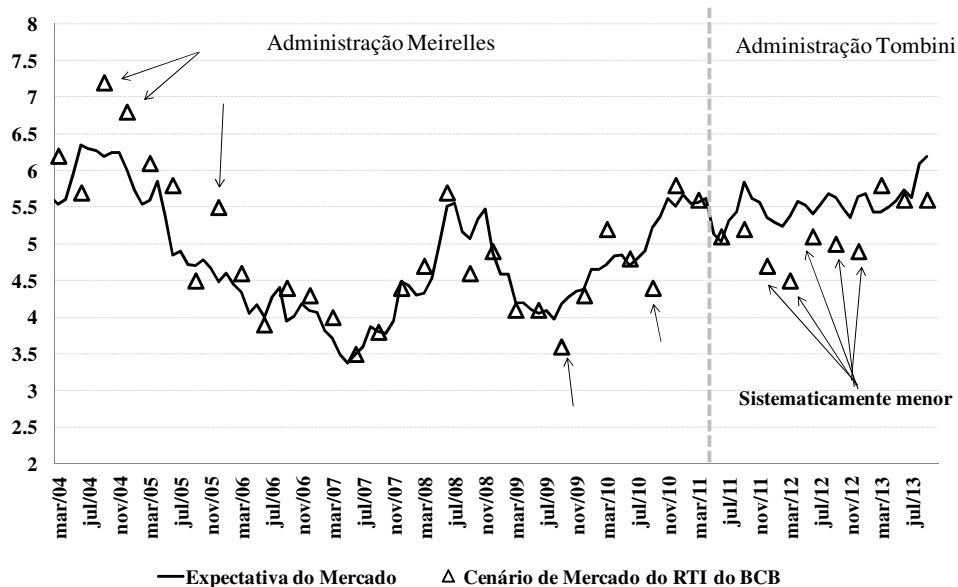
economistas do BCB. Já na gestão Tombini, o erro do cenário de mercado foi de 0,83 p.p., ao passo que o mercado teve apenas 0,39 p.p. , ficando com um erro 53% menor ou de 45 bps em favor dos economistas do mercado.

**Gráfico 4.4 – Expectativa de Inflação dos Economistas Contra Taxa de Juros Selic**



Fonte: BCB

**Gráfico 4.5 – Expectativa do Relatório Trimestral de Inflação do BCB (Cenário de Mercado) contra Expectativa dos Economistas.**



Fonte: BCB

### 4.3.2. Impacto sobre Bolsa e Taxa de Câmbio

Vamos investigar o impacto sobre a bolsa de valores e sobre a taxa de câmbio, mais uma vez, fazendo 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 mudança no Ibovespa, podemos ver que ambos os fatores são estatisticamente significativos por praticamente toda amostra e possuem os efeitos esperados pela teoria (negativo). Quando entra o período da crise econômica de 2008 as relações pioram, mas depois da crise voltam a funcionar da mesma forma.

**Tabela 4.9 - 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	Coefficiente	<b>-0.011</b>	-0.008	-0.012	-0.005	<b>-0.019</b>	<b>-0.026</b>	0.005	0.010	0.019	0.000	-0.014	-0.002	<b>-0.012</b>	-0.018
	P-valor	<b>0.095</b>	0.210	0.114	0.418	<b>0.098</b>	<b>0.026</b>	0.878	0.784	0.626	0.999	0.595	0.888	<b>0.099</b>	0.156
Target Factor	Coefficiente	<b>-0.032</b>	<b>-0.032</b>	<b>-0.034</b>	-0.033	-0.032	<b>-0.034</b>	-0.011	0.017	0.042	-0.001	0.008	-0.030	<b>-0.035</b>	<b>-0.043</b>
	P-valor	<b>0.002</b>	<b>0.016</b>	<b>0.007</b>	0.157	0.109	<b>0.091</b>	0.754	0.761	0.482	0.991	0.833	0.312	<b>0.002</b>	<b>0.029</b>
Constante	Coefficiente	0.002	-0.001	-0.001	-0.001	-0.002	-0.001	0.005	<b>0.009</b>	<b>0.011</b>	<b>0.010</b>	<b>0.007</b>	<b>0.006</b>	0.000	0.000
	P-valor	0.153	0.740	0.573	0.783	0.367	0.640	0.286	<b>0.090</b>	<b>0.014</b>	<b>0.016</b>	<b>0.024</b>	<b>0.026</b>	0.971	0.995
Macroprud.	Coefficiente									<b>-0.011</b>	<b>-0.015</b>	<b>-0.010</b>	<b>-0.014</b>		
	P-valor									<b>0.037</b>	<b>0.006</b>	<b>0.023</b>	<b>0.000</b>		
	R <sup>2</sup> 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

Fonte: Autores

Já com a taxa de câmbio podemos ver que para boa parte da amostra o *Path Factor* foi significativo e positivo, ou seja, uma elevação na trajetória dos juros sinalizada pelo Copom é acompanhada de uma desvalorização cambial. Já o *Target Factor* possui no início da amostra uma forte relação positiva, onde as variações de ambas as variáveis eram bem grandes. No período posterior a 2004 podemos ver que o *Target Factor* perde efeito sobre a taxa de câmbio, voltando em 2010-2013 a ter uma relação estatisticamente negativa. Para explicar tal evento, podemos entender que a elevação no Swap Pré x Di de 360 dias, causado pelo *Path Factor* eleva a expectativa de inflação, o que indiretamente reduz os juros reais, fazendo os agentes saírem do país. Outra explicação para a desvalorização cambial é a saída de recursos através da bolsa de valores. Adicionalmente, dividindo a amostra entre 2003-2010 e 2011-2013, podemos verificar que o *Target Factor*, assim como na regressão contra a expectativa de inflação, o parâmetro passa a ser estatisticamente significativo e negativo na administração Tombini, o que pode ser mais uma evidência de que o mercado tem uma expectativa sistemática de colocar menos taxa de juros reais do que a autoridade efetivamente colocou. Nesse caso, a moeda se aprecia com a elevação da taxa de juros maior que o mercado esperava.

Tabela 4.9 - Regressão dos fatores contra o retorno Taxa de Câmbio R\$/USD

		Toda amostra	2000-2003	2001-2004	2002-2005	2003-2006	2004-2007	2005-2008	2006-2009
Path Factor	Coeficiente	<b>0.011</b>	<b>0.011</b>	<b>0.012</b>	<b>0.009</b>	<b>0.014</b>	<b>0.016</b>	0.007	0.010
	P-valor	<b>0.0001</b>	<b>0.0029</b>	<b>0.0005</b>	<b>0.01</b>	<b>0.0226</b>	<b>0.0327</b>	0.5307	0.3396
Target Factor	Coeficiente	<b>0.018</b>	<b>0.029</b>	<b>0.030</b>	0.021	0.010	0.012	-0.010	0.011
	P-valor	<b>0.0137</b>	<b>0.0008</b>	<b>0.0002</b>	0.1593	0.4145	0.3426	0.5828	0.5381
Constante	Coeficiente	-0.001	0.000	0.000	0.001	0.000	0.000	-0.003	<b>-0.005</b>
	P-valor	0.4449	0.8793	0.9651	0.6898	0.8887	0.7885	0.0909	<b>0.0141</b>
Macroprud.	Coeficiente	<b>0.014</b>							
	P-valor	<b>0</b>							
	R <sup>2</sup> Ajustado	0.142	0.349	0.366	0.154	0.096	0.071	-0.040	-0.044
		2007-2010	2008-2011	2009-2012	2010-2013	2000 - Ago/2008	Adm. Tombini (2011-2014)	Adm. Meirelles (2003-2010)	
Path Factor	Coeficiente	0.003	0.002	-0.011	0.014	<b>0.012</b>	0.017	<b>0.013</b>	
	P-valor	0.8109	0.8945	0.3952	0.1516	<b>0.0001</b>	0.1247	<b>0.0232</b>	
Target Factor	Coeficiente	-0.012	-0.030	-0.031	-0.047	<b>0.025</b>	<b>-0.042</b>	0.010	
	P-valor	0.6613	0.1858	0.1689	0.0011	<b>0.0002</b>	<b>0.0362</b>	0.311	
Constante	Coeficiente	<b>-0.006</b>	<b>-0.005</b>	<b>-0.004</b>	-0.002	-0.001	-0.001	-0.002	
	P-valor	<b>0.0083</b>	<b>0.0171</b>	<b>0.0231</b>	0.253	0.6651	0.4992	0.1238	
Macroprud.	Coeficiente	<b>0.016</b>	<b>0.013</b>	<b>0.013</b>	<b>0.007</b>			<b>0.015</b>	
	P-valor	<b>0</b>	<b>0.0003</b>	<b>0.0003</b>	<b>0.0006</b>			<b>0</b>	
	R <sup>2</sup> Ajustado	-0.009	0.044	0.101	0.153	0.250	0.149	0.058	

Fonte: Autores

#### 4.4. Avaliação dos resultados

Respondendo a pergunta inicial do nosso estudo, podemos dizer que existem canais para o uso do *Forward Guidance* na economia brasileira, pois atualmente podemos caracterizar que no efeito do comunicado do Banco Central existem 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. Podemos dizer, em outras palavras, que na economia brasileira, conseguimos evidenciar que o Banco Central cria expectativas nos agentes ao emitir comunicados, e que os agentes formam expectativas também levando em consideração as indicações do comunicado. Dessa forma, se o Banco Central tiver credibilidade, ele poderá influenciar a economia com uma comunicação mais transparente e assertiva.

Quando vemos 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 apreçar novamente seus ativos.

Contudo, os resultados sobre expectativa de inflação não ficaram completamente explicados e talvez ainda careçam de mais estudos, pois não foram iguais durante toda amostra. A nossa explicação para os resultados encontrados, depois de fazer regressões em janelas amostrais, percebemos uma mudança no comportamento dos fatores da administração Meirelles para adm. Tombini. No caso da gestão Meirelles, os resultados trouxeram evidências de que o mercado tinha o Banco Central como um “consultor”; ou, nas palavras da literatura econômica, ele teria credibilidade e informação superior, 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, Evans, Fischer e Justiniano (2012) para os EUA). 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. Adicionalmente, dando suporte a nossa avaliação, podemos notar que as previsões e indicações sobre o futuro do Banco Central do Brasil realmente pioraram na gestão Tombini, pois apresentaram 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 comenta o uso de políticas macroprudenciais que haviam sido tomadas antes da reunião do Copom, o mercado reagiu reduzindo os juros futuros e a expectativas de inflação, mostrando que ao reconhecer o uso do instrumento, o mercado passou a estimar o impacto na previsão da inflação futura. Em nossas regressões conseguimos mostrar que esse comunicado, o qual cita o uso de políticas macroprudenciais, 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 e da demanda agregada.

Os fatores associados à comunicação e à surpresa na taxa de juros corrente se mostraram 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 2008/09, 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 de 2011 e 2013, na janela referente ao período da administração Tombini, vimos que *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.

## 5. Conclusão

Nosso estudo tinha como motivação verificar a capacidade da autoridade monetária de afetar as expectativas dos agentes através da comunicação, tendo em vista a crescente importância que os Bancos Centrais têm dado a essa habilidade, e, principalmente, pela recente postura adotada pelo Banco Central do Brasil, 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 Gürkaynak, Sack, e Swanson (2005) e que foi repetido por Campbell, Evans, Fischer e Justiniano (2012), o qual permitiu aos autores verificar, através 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 EUA e não apenas um como era esperado, caso as expectativas se modificassem apenas com a surpresa na taxa de juros corrente. Como se sabe que 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*. Esse último componente é a capacidade da autoridade monetária 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 a realidade dos dados brasileiros, usamos uma amostra da surpresa na Curva de Juros Pré x Di curta (30, 90, 180, 360 e 540 dias) no dia seguinte a reunião do Copom, no período de abril de 2000 até outubro de 2013. Identificamos através 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 Gürkaynak, Sack, e Swanson (2005) criando o *Target Factor* e o *Path Factor*. Como medida de aderência, regredimos os dois fatores contra o Swap Pré x Di de 30 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, nos revelou que o *Path Fator* explica mais de 50% das variações no preço desse 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 esse fator está representando a mudança em relação à trajetória mais longa e deriva das interpretações da comunicação da autoridade monetária.

Uma vez identificado e extraído os componentes relacionados à taxa de juros e à comunicação, resolvemos verificar se esses componentes de fato conseguem alterar preços de outros ativos relacionados, especialmente, o *Path Factor*. Como constatado na sessão de resultados, conseguimos identificar claro efeito de ambos os componentes sobre a bolsa de valores (Ibovespa), a taxa de câmbio (R\$/USD) e duas medidas de expectativa de inflação. Contudo, vale destacar alguns apontamentos a respeito. No caso das expectativas de inflação podemos perceber que houve uma mudança de comportamento ao longo da amostra, que nos motivou a fazer regressões em janelas amostrais. Nessas 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 da autoridade monetária fazer boas previsões e servir como “consultor” do mercado ou na situação em que os agentes sempre esperam que o Banco Central colocará a taxa de juros no patamar que for necessário para controlar a inflação. Essas duas características podem ser resumidas a credibilidade nos cenários apresentados e zelo pelo centro da meta de inflação. Nossa interpretação, observando também a literatura internacional, está em linha com a de Campbell, Evans, Fischer e Justiniano (2012) para a economia dos EUA 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 a taxa de juros apenas 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 a 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 se mostraram 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 2008/09, 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 de 2011 e 2013, na janela referente ao período da administração Tombini, vimos que *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.

Assim, podemos concluir que no Brasil, é possível o Banco Central influenciar a trajetória da taxa de juros sem ter que alterar a taxa de juros corrente através da comunicação, que é o princípio para o uso do *Forward Guidance*. Contudo, não conseguimos concluir que a atual gestão do Banco Central tenha capacidade de alterar as expectativas de inflação com esse tipo de instrumento, embora tenha efeitos claros sobre taxa de juros.

## Referências bibliográficas

- BERNANKE, B.. *Central Bank Talk and Monetary Policy*. Remarks by Governador Ben S. Bernanke at the Japan Society Corporate Luncheon, New York, New York, October 7, 2004
- BLINDER, A. S., EHRMANN, M.; FRATZSCHER, M.; DE HAAN, J.; JANSEN, D. J. Central bank communication and monetary policy: A survey of theory and evidence. National Bureau of Economic Research, 2008.
- BOHL, M.T.; SIKLOS, P.L.; E SONDERMAN, D.. *European Stock Markets and the ECB's Monetary surprises*. International Finance. Volume 11, Issue 2, P. 117-130, Summer 2008
- BRIDGES, J.; THOMAS, R. *The impact of QE on the UK economy—some supportive monetarist arithmetic*. 2012.
- CAMPBELL C. L.; EVANS, J. R.; JUSTINIANO, A.; FICHER. J. DM.. *Macroeconomic Effects of Federal Reserve Forward Guidance*. Brookings Papers on Economic Activity: Spring 2012, 2012, 1.

- CHEN, H.; CURDIA, V.; FERRERO, A.; *The Macroeconomic Effects of Large-Scale Asset Purchase Programs*. In: 2012 Meeting Papers. Society for Economic Dynamics, 2012.
- CONNOLLY, E.; KOHLER, M.. *New and Interest Rate Expectation: A Study of Six Central Banks*. Reserve Bank of Australia, Research Discussion Paper, 2004
- COOK, T.; HAHN, T.. Federal Reserve Information and the Behavior of Interest Rates. *Journal of Monetary Economics* 24:331-351, 1989.
- COSTA FILHO, A. E.; ROCHA, F. Comunicação e política monetária no Brasil. *Revista Brasileira de Economia*, 2009, 63.4: 405-422.
- CRAGG, J.G.; DONALD, S.G.. *Inferring the rank of matrix*. *Journal of Econometrics*. Volume 76, Issue 1-2, January-February 1997, Pages 223-250.
- CURDIA, V.; WOODFORD, M. *Conventional and unconventional monetary policy*. 2009.
- DEL NEGRO, M.; EGGERTSSON, G.; FERRERO, A., KIYOTAKI, N. (2011). *The great escape? A quantitative evaluation of the fed's liquidity facilities* (No. 520). Staff Report, Federal Reserve Bank of New York.
- DEL NEGRO, M.; GIANNONI, M.; PATTERSON, C. *The forward guidance puzzle*. FRB of New York Staff Report, 2012, 574.
- DRIFFILL, J.; MILLER, M. *Liquidity when it Matters Most: QE and Tobin's Q*. 2011.
- EGGERTSSON, G.; WOODFORD, M. (2003). *Zero bound on interest rates and optimal monetary policy*. *Brookings Papers on Economic Activity*, 2003, 2003.1: 139-233.
- FARMER, R. EA. *The effect of conventional and unconventional monetary policy rules on inflation expectations: theory and evidence*. *Oxford Review of Economic Policy*, 2012, 28.4: 622-639.
- GOSSELIN, P.; LOTZ, A.; WYPLOSZ, C. *Interest rate signals and central bank transparency*. In: NBER International Seminar on Macroeconomics 2007. University of Chicago Press, 2009. p. 9-51.
- GURKAYNAK, R. S.; SACK, B.; SWANSON, E. T. *Do actions speak louder than words? The response of asset prices to monetary policy actions and statements*. 2005.

HAUSMAN, J.; WONGSWAN, J. *Global asset prices and FOMC announcements*. FRB International Finance Discussion Paper, 2006, 886.

JANOT, M.; MOTA, D. *O Impacto da Comunicação do Banco Central do Brasil sobre o Mercado Financeiro*. Central Bank of Brazil, Research Department, 2012.

JANSEN, D. J.; DE HAAN, J. *The Importance of Being Vigilant: Has ECB Communication Influenced Euro Area Inflation Expectations?* CESifo Working Paper Series 2134, CESifo Group Munich. 2007.

KHOLODILIN, K.; MONTAGNOLI, A.; NAPOLITANO, O.; SILIVERSTOV, B.. *Assessing the impact of the ECB's monetary policy on the stock markets: A sectoral view*. Economics Letters, 2009, 105.3: 211-213.

KOHN, D. L.; SACK, B. *Central bank talk: does it matter and why?*. Divisions of Research & Statistics and Monetary Affairs, Federal Reserve Board, 2003.

KOOL, C.; THORNTON, D. L. *How Effective Is Central Bank Forward Guidance?*. FRB of St. Louis Working Paper No, 2012.

KRUEGER, J.T.; KUTTER, K.N. *The Fed Funds Futures Rate as a Predictor of Federal Reserve Policy*. *Journal of Futures Markets*, **16**(8), 865–879.1996

KUTTNER, K. N. *Monetary policy surprises and interest rates: Evidence from the Fed funds futures market*. *Journal of monetary economics*, 2001, 47.3: 523-544.

LASÉEN, S.; SVENSSON, L. *Anticipated Alternative Instrument-Rate Paths in Policy Simulations*. 2011.

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*. IMF Working Paper No. 12/243. Outubro 2012.

MENDONÇA, H.F.; FARIA, I.S. *Effects of the Central Bank Communication on financial market expectations*. In: 32º. Encontro Brasileiro de Econometria, Salvador, 2010.

NEWBY, W.; WEST, K. A Simple Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix. *Econometrica*, v. 55, n. 3. 1987

RADECKI, L.J.; REINHART, V.. *The Financial Linkages in the Transmission of Monetary Policy in the United States*. National Differences in Interest Rate Transmission. Basle: Bank for International Settlements, March.1994

RIGOBON, R.; SACK, B. *The impact of monetary policy on asset prices*. *Journal of Monetary Economics*, 2004, 51.8: 1553-1575.

ROLEY, V. V.; SELLON, G. H. *Market reaction to monetary policy nonannouncement*. Federal Reserve Bank of Kansas City. Working paper. 1998

ROLEY, V. V.; SELLO, G. H. Monetary policy actions and long-term interest rates. *Federal Reserve Bank of Kansas City Economic Quarterly*, 1995, 80.4: 77-89.

ROMER, C.; ROMER, C. *Federal Reserve information and the behavior of interest rates*. American Economic Review, 90, 429–457.2001

ROSA, C.; VERGA, G.. *On the consistency and effectiveness of central bank communication: Evidence from the ECB*. European Journal of Political Economy, 2007, 23.1: 146-175.

WALSH, Carl E. *Optimal economic transparency*. International Journal of Central Banking, 2007, 3.1: 5-36.

WANG, T; YANG, J.; SIMPSON, M.W. *U.S. Monetary Policy Surprises and Currency Futures Markets: A New Look*. Finance Review. Volume 43. Issue 4. November 2008.

WOODFORD, M. *Central-Bank Communication and Policy Effectiveness*, 2005.

WOODFORD, M. *Methods of policy accommodation at the interest-rate lower bound*. In: Jackson Hole symposium, August, Federal Reserve Bank of Kansas City. 2012.

## Apêndice

### A. Como estimar os fatores não observáveis por mínimos quadrados ponderados:

Partido do modelo teórico, mas agora com a média diferente de zero ( $\mu$ ):

$$X_{(1 \times n)} - \mu_{(1 \times n)} = F_{(1 \times n)} \Lambda_{(n \times k)} + \eta_{(1 \times n)}$$

E sabendo que o erro  $\eta_{(1 \times n)}$  tem variância  $\psi_i$ , para  $i = 1, 2, \dots, n$ , associada a cada componente, podemos pegar o erro e ponderar pela sua variância como no método de mínimos quadrados ponderados ( $\varepsilon' \psi^{-1} \varepsilon$ ). Em uma situação de regressão, escolheríamos os parâmetros que minimizasse o erro ponderado. Contudo, nessa circunstância que temos os valores estimados de  $\hat{\Lambda}$ ,  $\hat{\psi}$  e  $\hat{\mu}$  nós vamos escolher o  $\hat{f}$  (componente de  $F$ ) que minimiza o erro do modelo ponderado. Teoricamente, podemos criar uma função:

$$\varepsilon' \psi^{-1} \varepsilon = (x - \mu - \Lambda f)' \psi^{-1} (x - \mu - \Lambda f)$$

E vamos minimizar ela para  $f$ :

$$\hat{f} = (\Lambda' \psi^{-1} \Lambda)^{-1} \Lambda' \psi^{-1} (x - \mu)$$

Como conhecemos  $\widehat{\Lambda}$ ,  $\widehat{\psi}$  e  $\widehat{\mu}$ , podemos escolher o  $f$ . No caso de amostras de tamanho  $T$  ( $j = 1, 2, \dots, T$ ), escolhemos o  $f$  que minimiza a função para cada  $f_j$ .

$$\widehat{f}_j = (\widehat{\Lambda}' \widehat{\psi} \widehat{\Lambda})^{-1} \widehat{\Lambda}' \widehat{\psi}^{-1} (x_j - \widehat{\mu}).$$

### B. Como encontrar a matriz de transformação:

Sendo  $U$  a matriz de transformação de  $F$  em  $F^*$ :

$$U = \begin{pmatrix} \alpha_1 & \beta_1 \\ \alpha_2 & \beta_2 \end{pmatrix} \tag{B1}$$

Restrições que mantêm as propriedades de média zero e variância unitária ( $U'U = I$ ):

$$\alpha_1^2 + \alpha_2^2 = 1 \tag{B2}$$

$$\beta_1^2 + \beta_2^2 = 1 \tag{B3}$$

Mantém a ortogonalidade,

$$\alpha_1 \beta_1 + \alpha_2 \beta_2 = 0 \tag{B4}$$

Restrição que impede a taxa de juros corrente estar relacionado ao segundo fator é:

$$\gamma_{1,FW30} \beta_1 + \gamma_{2,FW30} \beta_2 = \gamma_{2,FW30}^* = 0. \tag{B5}$$

Colocando a expressão (B5) ao quadrado temos:

$$\gamma_{1,FW30}^2 \beta_1^2 = \gamma_{2,FW30}^2 \beta_2^2 \tag{B6}$$

Assim, com (B3),  $\beta_2^2 = 1 - \beta_1^2$ , fazendo com que B6 fique:

$$\gamma_{1,FW30}^2 \beta_1^2 = \gamma_{2,FW30}^2 (1 - \beta_1^2)$$

$$(\gamma_{1,FW30}^2 + \gamma_{2,FW30}^2) \beta_1^2 = \gamma_{2,FW30}^2$$

$$\beta_1^2 = \frac{\gamma_{2,FW30}^2}{(\gamma_{1,FW30}^2 + \gamma_{2,FW30}^2)} \quad (\text{B7})$$

Substituindo B7 em B2, temos:

$$\beta_2^2 = 1 - \frac{\gamma_{2,FW30}^2}{(\gamma_{1,FW30}^2 + \gamma_{2,FW30}^2)}$$

$$\beta_2^2 = \frac{\gamma_{1,FW30}^2}{(\gamma_{1,FW30}^2 + \gamma_{2,FW30}^2)} \quad (\text{B8})$$

Agora, empregando B2,  $\alpha_2^2 = 1 - \alpha_1^2$ , B7 e B8 em B4, temos:

$$\alpha_1 \beta_1 + \alpha_2 \beta_2 = 0$$

Colocando ao quadrado

$$\alpha_1^2 \beta_1^2 = \alpha_2^2 \beta_2^2$$

$$\alpha_1^2 \frac{\gamma_{2,FW30}^2}{(\gamma_{1,FW30}^2 + \gamma_{2,FW30}^2)} = (1 - \alpha_1^2) \frac{\gamma_{1,FW30}^2}{(\gamma_{1,FW30}^2 + \gamma_{2,FW30}^2)}$$

$$\alpha_1^2 = \frac{\gamma_{1,FW30}^2}{(\gamma_{1,FW30}^2 + \gamma_{2,FW30}^2)} \quad (\text{B9})$$

Com B9 em B2,

$$\alpha_2^2 = 1 - \alpha_1^2 = 1 - \frac{\gamma_{1,FW30}^2}{(\gamma_{1,FW30}^2 + \gamma_{2,FW30}^2)} = \frac{\gamma_{2,FW30}^2}{(\gamma_{1,FW30}^2 + \gamma_{2,FW30}^2)} \quad (\text{B10})$$

Dessa forma, reunindo B7, B8, B9 e B9 e substituído em B1:

$$U = \begin{pmatrix} \pm \left( \frac{\gamma_{1,FW30}^2}{(\gamma_{1,FW30}^2 + \gamma_{2,FW30}^2)} \right)^{\frac{1}{2}} & \pm \left( \frac{\gamma_{2,FW30}^2}{(\gamma_{1,FW30}^2 + \gamma_{2,FW30}^2)} \right)^{\frac{1}{2}} \\ \pm \left( \frac{\gamma_{2,FW30}^2}{(\gamma_{1,FW30}^2 + \gamma_{2,FW30}^2)} \right)^{\frac{1}{2}} & \pm \left( \frac{\gamma_{1,FW30}^2}{(\gamma_{1,FW30}^2 + \gamma_{2,FW30}^2)} \right)^{\frac{1}{2}} \end{pmatrix} \quad (\text{B10})$$

Para saber a combinação de sinais correto, basta substituir na restrição a fim de encontrar a solução correta.