

PONTIFÍCIA UNIVERSIDADE CATÓLICA DO RIO DE JANEIRO
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA

VERIFICANDO DIFERENÇAS NA ESTRUTURA A TERMO DA
TAXA DE JUROS EM DIFERENTES CICLOS MONETÁRIOS

Marcelo Moura Jardim Teixeira Sena

No. de matrícula: 0911816

Orientador: Prof. Carlos Viana de Carvalho

Junho 2013

PONTIFÍCIA UNIVERSIDADE CATÓLICA DO RIO DE JANEIRO
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA

VERIFICANDO DIFERENÇAS NA ESTRUTURA A TERMO DA
TAXA DE JUROS EM DIFERENTES CICLOS MONETÁRIOS

Marcelo Moura Jardim Teixeira Sena

No. de matrícula: 0911816

Orientador: Prof. Carlos Viana de Carvalho

Junho 2013

**Declaro que o presente trabalho é de minha autoria e que não recorri para realiza-lo,
a nenhuma forma de ajuda externa, exceto quando autorizado pelo professor
tutor.**

As opiniões expressas neste trabalho são de responsabilidade única e exclusiva do autor.

Agradecimentos

Quero primeiro agradecer ao meu orientador, pela inspiração e atenção de sempre. Agradeço também à todos os economistas que comigo se graduam na PUC-Rio, que fizeram da minha trajetória até aqui, que culmina com este trabalho final, muito mais agradável. Finalmente, agradeço principalmente à minha família, sobretudo à minha mãe e irmãos, pelo apoio de sempre.

Sumário

I.	Introdução.....	6
II.	Revisão de Literatura.....	9
III.	Metodologia.....	12
I.	Observações Iniciais.....	12
II.	Identificação de Ciclos Monetários.....	12
III.	Identificando a Surpresa.....	14
IV.	Diferenças Institucionais.....	22
V.	Surpresas de ‘Timing’ e Surpresas de Magnitude	23
VI.	Implementação dos Critérios	26
VII.	Erros “Tipo I e Tipo II” Na Identificação.....	27
VIII.	Restrição de Amostra.....	31
IX.	Testando Nossa Hipótese	32
IV.	Caso Representativo.....	34
I.	Contexto Econômico e Observações	34
II.	Análise de Dados.....	36
V.	Resultados	39
I.	Observações Preliminares	39
II.	Resultado “Acidental”	39
III.	Inspeção Visual dos Dados – Surpresa e Movimento Inicial do Ciclo.....	41
IV.	Inspeção Visual dos Dados – Tipos de Surpresa.....	47
V.	Testes Não-Paramétricos	50
VI.	Conclusão	54
VII.	Referências Bibliográficas	57

Lista de Tabelas, Gráficos e Histogramas

Gráfico 3.1 – Ciclos Monetários Brasileiros.....	14
Gráfico 3.2 – Surpresa vs Não Surpresa	17
Tabela 3.3 – Exemplo de Ciclo Surpreendente.....	18
Tabela 3.4 – “Simulação de Monte-Carlo” de Ciclos Surpreendentes	20
Gráfico 3.5 – Surpresa de Timing vs Surpresa de Magnitude	25
Tabela 3.6 – Erros Tipo I e Tipo II	28
Tabela 3.7 – Casos de Crise.....	30
Tabela 3.8 – Ciclos Monetários Possíveis	32
Tabela 4.1 – Dados para Identificação.....	35
Gráfico 4.2 – Identificação de Surpresa.....	35
Tabela 4.3 – Dados para Testar a Hipótese.....	38
Histograma 5.1 – Histogramas Gerais	42
Histograma 5.2 – Supressa vs Não Surpresa 1Y.....	43
Histograma 5.3 – Ciclos Alta vs Ciclos Baixa 1Y.....	43
Histograma 5.4 – Surpresa/Não Surpresa vs Ciclos Alta/Baixa 1Y	45
Histograma 5.5 – Surpresa/Não Surpresa vs Ciclos Alta/Baixa 3M	46
Histograma 5.6 – Surpresa/Não Surpresa vs Ciclos Alta/Baixa 6M	47
Histograma 5.7 – Surpresa/Não Surpresa vs Ciclos Alta/Baixa 9M	47
Histograma 5.8 – Surpresa Timing/Magnitude vs Ciclos Alta/Baixa Todas as Maturidades	49
Tabela 5.9 – Teste de Kolmogorov-Smirnov.....	51
Tabela 5.10 – Teste de Mann-Whitney.....	52
Tabela 5.11 – Teste de Postos Sinalizados de Wilcoxon.....	53

I. Introdução

A taxa básica de juros de uma economia é um dos índices mais estudados, acompanhados e antecipados no mercado financeiro. A política monetária é, portanto, um dos principais determinantes do humor de mercado. Também já é sabido que uma redução dos juros, por exemplo, vai além de simplesmente baixar os custos de financiamento. Suas consequências sobre as expectativas terão um peso importante na decisão dos agentes econômicos e no caminho futuro da economia.

O que reflete sucintamente os efeitos dos juros atuais sobre a expectativa dos agentes? A resposta nada surpreendente são as taxas de juros futuras, graficamente representadas na estrutura a termo. Este trabalho dedica-se em mostrar como tais taxas podem apresentar comportamentos diferentes quando o Banco Central age de forma surpreendente, sobretudo ao iniciar um ciclo de reduções ou subidas na taxa de juros. Esse comportamento diz respeito à taxa de juros futuras no presente que não se realizam futuramente.

Antes de tudo, vale fazer uma ressalva. Obviamente existe toda uma literatura (bem estabelecida) que mostra, com evidência empírica relativamente convincente, que uma série de fatores sucintamente chamados aqui de “prêmio” explicariam porque que os juros realizados futuramente não são, de forma geral, simplesmente uma reflexão dos juros futuros de hoje. Não é deste tópico que este trabalho se dedica. Este trabalho não tem como finalidade apresentar evidência empírica contra ou favor das teorias básicas da estrutura a termo de taxa de juros.

A conjectura básica (e motivadora) do trabalho é a seguinte: perante a decisão surpreendente do Banco Central, sobretudo quando no início de um ciclo de subidas ou cortes na taxa básica (que, em se tratando de uma surpresa, pode evidentemente não ser antecipado), o mercado ficará desnorteado, fazendo com que os agentes econômicos negociem juros futuros à uma taxa “errada”. Espera-se que os agentes mudem esta taxa ao longo do tempo, que seria já alguma evidência de que, no mínimo, este efeito “desnorteação” está presente. A direção para qual esta taxa irá se corrigir já está dentro do escopo da evidência empírica a qual achamos e são sugeridas apenas pelos dados,

sem um embasamento teórico por trás. Isto seria consequência de desdobramentos futuros à partir dos dados que expomos aqui.

O trabalho tem como ambição principal reportar um novo fato empírico. Desenvolvimentos mais avançados, principalmente no que tange a explicação do efeito, são introdutoriamente tentados no capítulo de resultados, mas sempre sob a ressalva de que não é o propósito principal.

Este trabalho contribuí com um novo fato na relação entre política monetária e a estrutura a termo, mais especialmente, nos juros mais curtos (aproximadamente até um ano)¹. O trabalho mostra a existência de comportamentos padrões diferentes em diferentes ciclos monetários. Comparamos o efeito condicionando no tipo de identificação feita. Isto é, sob a ótica das duas dimensões (descritas em maiores detalhes na metodologia), comparamos os efeitos de surpresa/não surpresa e ciclos de aperto/afrouxamento. Ainda adicionamos um terceiro condicionante, o do tipo de surpresa, isto é, “timing” ou magnitude.

O desafio óbvio de reportar nossa evidência empírica é um muito comum à ciência econômica. Primeiro, como identificar um ciclo surpreendente? Além do mais, se de fato for verificada alguma inconsistência, como separar mudanças nos juros futuros causadas pelo efeito “desnorteamento” de mudanças decorrentes de novos eventos na economia? Ou ainda, como argumentar que as discrepâncias não foram consequência de algum outro prêmio?² Queremos, ultimamente, quantificar este efeito. Ressaltamos, entretanto, que a preocupação de primeira ordem deste trabalho será mostrar fatos empíricos.

O mapa deste trabalho é o seguinte. Na próxima seção faremos uma breve revisão de literatura, citando algumas tentativas próximas ao que se propõe aqui, de estudar algumas propriedades da estrutura a termo da taxa de juros. Isto é, de forma generalizada, o que pode influir no processo de formação de expectativas da estrutura a termo da taxa de juros. Na seção três iremos explicitar a metodologia que utilizamos na busca pelas evidências empíricas. Em destaque aqui está nossos critérios para a identificação de surpresas e o algoritmo (único, para todos os casos) para a análise de cada ciclo de políticas monetárias. Isto nos deu a oportunidade de obter uma base de

¹ Utilizamos taxas até um ano por motivos metodológicos. Maiores justificativas na capítulo III.

² Sempre podemos chamar o efeito “desnorteação” de um tipo de prêmio por si só. Entretanto, o objetivo é distinguir este prêmio dos demais e além do mais, se existe algum padrão de comportamento sob as condições necessárias para o cenário na qual nossa conjectura se baseia.

dados grande de ciclos monetários a um custo muito menor do que se feita sob a análise discricionária e manual de casos individualmente. De certa forma, esse método também nos deixou amarrados para sermos justos e usar os mesmos critérios em todos os casos. Na seção quatro mostraremos de fato como foi feita a implementação da metodologia, usando como exemplo a ciclo de afrouxamento monetária iniciado em meados de 2011 no Brasil, que foi o caso representativo que motivou este trabalho. Por ser o caso padrão, ficará escancaradamente evidente como nossas hipóteses funcionam e como nossos critérios conseguem captar de forma justa os eventos que procuramos. Evidentemente que, para o painel que nos propusermos a montar, alguns eventos captados por nosso algoritmo não serão casos de “livro-texto” em relação nossos critérios e hipóteses, tal como o caso representativo. Observações e justificativas desta ordem já terão sido feitas no capítulo da metodologia, além da forma como qual tratamos tais casos. Na seção subsequente, apresentamos os resultados do painel de ciclos monetários. Mostramos as distribuições geradas, ao condicionar os ciclos monetários e complementamos a análise visual com testes estatístico não-paramétricos. Por fim, concluímos o trabalho.

II. Revisão de Literatura

Faremos agora uma breve revisão de literatura. Muito embora este trabalho almeja achar um fato empírico novo, no qual não foi achado trabalhos anteriores que se assemelham em método e/ou resultados objetivados, a simbiose entre expectativas de mercado e política monetária é amplamente explorada, das mais diversas formas. Isto é ainda mais verdadeiro na onda recente de políticas monetárias inovadoras, onde o canal de expectativas ganhou ainda mais importância como força motriz por trás da eficácia das atuações dos bancos centrais (sobretudo dos países desenvolvidos). Segue uma relação de trabalhos que exploram o tópico de forma similar a qual tentamos fazer aqui.

Hamilton *et al* (2009) estimam a forma com o qual agentes de mercados modelam a função de reação do banco central, ou seja, tentam estimar a forma com a qual formam suas expectativas. Os achados são de que, entre 1994 e 2007, as respostas à para inflação se tornaram mais vigorosas, enquanto que menos peso é dado ao produto.

Gaião e Moura (2012) também fazem algo similar ao que propomos aqui, ao analisar efeitos sobre a curva de juros perante surpresas macroeconômicas em geral, não se restringindo aos anúncios de política monetária como propomos. Entre os quatro tipos de surpresas relevantes, inclui-se a surpresa de política monetária. Conforme o desenvolvimento teórico preveria, é verificada evidência de que alto risco de inflação e economia aquecida empinam a curva de juros brasileira.

Minella e Sobrinho (2009) estimam um modelo semi-estrutural para a economia brasileira, tentando identificar os principais canais de transmissão de política monetária. Nosso interesse aqui não está na modelagem da economia em si e sim na confirmação de que, para a economia brasileira, um choque monetário (via alteração na taxa básica) afeta o produto principalmente pelo canal dos domicílios (consumo), enquanto que a dinâmica da inflação é majoritariamente explicada pelo canal das expectativas. Nunca é demais lembrar que, sobretudo em regimes de meta de inflação, as expectativas de inflação vão se refletir na curva de juros, na esperança de que a autoridade monetária faça valer seu dever de protetor da moeda. Estas informações serão relevantes sobretudo quando analisarmos o caso representativo, do ciclo de afrouxamento monetário iniciado em meados de 2011 no Brasil.

Alia-se à essas informações o trabalho de Guillen e Tabak (2008) que caracterizam a estrutura a termo das taxas de juros brasileiros. Os autores acham evidência empírica de que os prêmios são explicados pelas condições de liquidez internacional, composição da dívida pública e, o que mais nos interessa, sobretudo juntando com os resultados de Minella e Sobrinho (2009), volatilidade da inflação.

Clarida *et al* (1998) mensuram uma regra *forward looking* de política monetária, distinguindo entre dois períodos: antes e após o mandato de Paul Volcker no Federal Reserve. O resultado obtido é que a política monetária no segundo período foi mais competente em lidar com a inflação. Um dos motivos pelo qual os autores atribuem essa diferença é o simples desconhecimento do FED e economistas em geral quanto da dinâmica da inflação com as expectativas, como também da inexistência do trade-off entre inflação e produto no longo prazo.

Schmidt e Nautz (2010) provavelmente fazem algo mais próximo ao que propomos aqui. Os autores investigam as fontes dos erros de previsão dos agentes do mercado financeiro (os “*experts*”, citando diretamente os autores). A diferença na metodologia empregada é que é usada informação qualitativa para as variáveis de expectativa, algo que tentamos evitar aqui. Ainda assim, o resultado obtido é que os “*experts*” consistentemente cometem erros de mensuração da função de reação do banco central (no caso, é o Banco Central Europeu, BCE). Entretanto, os autores acham evidência de que as previsões melhoraram sistematicamente após o BCE se tornar mais transparente.³ A relevância destes achados para o nosso caso está no fato de que nossa amostra inclui, preponderantemente, ciclos monetários para regimes de metas de inflação, isto é, quando os bancos centrais em geral passaram a atuar de forma transparente.

Tomamos como gancho esta discussão para justificar o motivo pelo qual praticamente restringimos nossa amostra para ciclos monetários após o estabelecimento do regime de metas de inflação nos países. Conforme discutimos em nossa descrição de metodologia, surge uma natural disponibilidade de dados quando em períodos de regime de metas de inflação. Com o regime de metas, os bancos centrais passaram a dar muito mais valor e analisar as expectativas de inflação, que por sua vez seriam

³ O evento que marca esta mudança de postura é uma clarificação por parte do BCE quanto a estratégia de política monetária, em Maio de 2003.

(simultaneamente) refletidas nas expectativas de mercado quanto aos juros futuros, uma vez que passou a ser o principal instrumento de política monetária. Com isso, estabelece-se um jogo no mercado financeiro, onde prever corretamente a inflação implicaria em conseguir estimar a regra implícita do banco central, que por sua vez implicava em bons investimentos ao prever corretamente futuras decisões do banco central. Este efeito se tornou ainda mais agudo quando os próprios bancos centrais se deram conta da importância em serem previsíveis e transparentes, dando início a um comportamento padrão dos bancos centrais que seguiam o regime de metas de inflação, uma espécie de “código de conduta de transparência”, que inclui entrevistas coletivas, divulgação de relatórios e atas das reuniões, onde os agentes de mercado tentam decifrar a linguagem do banco central⁴ para prever corretamente futuras decisões. Entretanto, nem sempre o banco central consegue ser transparente e/ou o mercado entende o linguajar dos bancos centrais. Nestes eventos ocorrem as surpresas; neste contexto entra este trabalho.

⁴ É prática comum no mercado financeiro, por exemplo, os investidores compararem duas atas de reuniões consecutivas, olhando as diferenças frase a frase, tentando captar alguma mudança de postura do banco central.

III. Metodologia

I. Observações Iniciais

Nesta seção descrevemos como analisamos os eventos de ciclos monetários. Primeiro, mostramos como identificamos os potenciais ciclos monetários. Uma vez com os candidatos em mãos, podemos explicitar os critérios utilizados para a separação entre casos de surpresa e não surpresa. Dissecando mais ainda, explicitamos o critério utilizado para separar entre os dois tipos de surpresa, isto é, entre surpresas de “timing” e surpresas de magnitude. Finalmente, poderemos então descrever como criamos um algoritmo para utilizar os critérios acima adotados para criar um painel dos diversos eventos de ciclos monetários. Uma vez com o painel em mãos, conseguimos testar a hipótese principal do trabalho, isto é, do comportamento “errôneo” (este comportamento ficará claro no capítulo de resultados) das taxas de juros esperadas para taxas de no máximo de um ano, conforme justificamos ao fim desta seção. Fomos especialmente detalhista nesta seção, pois envolve um alto grau de discricionariedade de critérios.

II. Identificação dos Ciclos Monetários

Este trabalho se propõe a estudar o que ocorre em diferentes tipos de ciclos monetários, onde a diferença entre ciclos pode ocorrer em duas dimensões: o movimento inicial do ciclo (afrouxamento ou aperto monetário) e a expectativa do mercado perante o início do ciclo (isto é, caso surpresa ou não surpresa). Portanto, é importante termos uma definição para o que consideraremos um ciclo monetário. Retroativamente, é fácil ver quais foram os ciclos monetários que de fato ocorreram, uma vez que sabemos as decisões do Banco Central. Poderíamos simplesmente fazer isso. Vale notar, entretanto, que mesmo dessa forma é impossível escapar à necessidade de se definir um ciclo. Caso o Banco Central não mexa nos juros por uma reunião, mas volte a mexer na mesma direção na reunião subsequente, será parte do mesmo ciclo ou não?

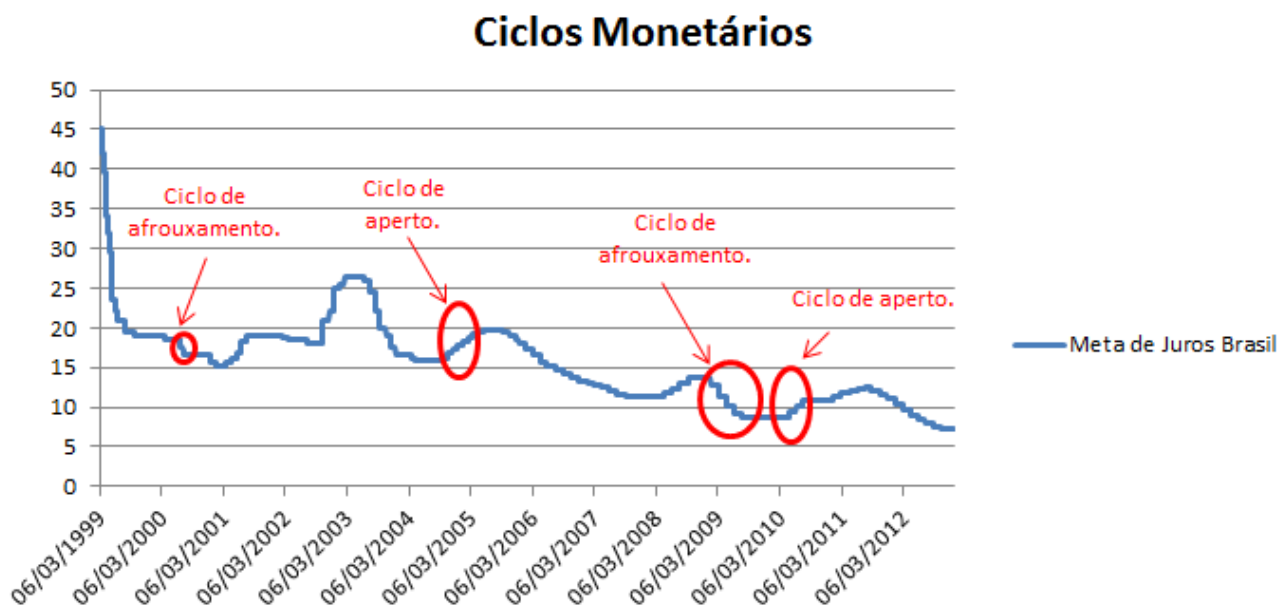
Utilizaremos um critério para início de ciclo onde não seja necessário saber se de fato se sucedeu, no sentido intuitivo da palavra “ciclo”, um ciclo monetário posteriormente, (isto é, se de fato houve decisões do Banco Central na mesma direção por algum número de reuniões). O motivo para tal é que, uma vez que queremos obter resultados que podem trazer à luz implicações para implementação de política e/ou

decisão de investimento, não faria sentido escolher à priori ciclos que de fato de realizaram, uma vez que é irreal (e de fato não se observa muito na prática) agentes do mercado financeiro afirmando com certeza a ocorrência de um ciclo monetário no futuro. Existe incerteza e especulação o suficiente ao redor de uma reunião de decisão de política monetária, o que dirá de um “ciclo” de reuniões. No mundo ideal, como em tudo no que se refere à previsão, queremos identificar o efeito apenas com informações do presente e passado. Isto não seria possível se na nossa definição de ciclo condicionássemos também a informação das decisões futuras do Banco Central. Além do mais, mesmo que não se tenha sucedido um ciclo, antes de olharmos para os dados, gostaríamos de ver também o efeito surpresa, que pode ser significativo por si só.

Com isso em mente, uma definição simples e que atende às nossas necessidades será a seguinte: definimos a reversão⁵ para um novo ciclo como uma decisão contrária (exceto manutenção da taxa de juros) àquela feita na passada. No caso da manutenção de juros, o ciclo permanece o mesmo. Entretanto, caso haja manutenção de juros por 100 dias, inicia-se um novo ciclo. Isto é, caso o Banco central inicie um ciclo de afrouxamento, fique 100 dias sem mexer nos juros e volte e afrouxar, temos então dois ciclos distintos. Observe que as decisões de manutenção de juros pertencem ao primeiro ciclo.

Essa definição nos ajuda nos seguintes aspectos. Como gostaríamos, evita que precisemos saber, no instante da divulgação da nova taxa o que ocorrerá nas próximas reuniões. Segundo, evita ao máximo que entremos em detalhe quanto ao número de reuniões. Além do mais, duas reuniões apenas pode sim ser um ciclo monetário, que seja um ciclo curto (ou até uma reunião, um ciclo “instantâneo”). Além do mais, preserva os casos únicos de surpresa e os ciclos de fato (no sentido intuitivo), isto é, poderemos ver os eventos no qual de fato se sucederam decisões na mesma direção do banco central. Abaixo segue um gráfico ilustrativo do que seriam os ciclos monetários, para o caso do Brasil. Os destaques realçam os eventos em que não há alteração de juros e os ciclos curtos.

⁵ Dizemos reversão pois definimos os ciclos monetários à partir de uma sequência de valores da meta do Banco Central. Evidentemente existe um ponto de partida; o início é simplesmente ditado pela disponibilidade de dados. Entretanto, como se verá, existe uma natural restrição para período onde é possível obter os dados, que ocorre quando passa a vigorar o regime de metas de inflação.



III. Identificando a Surpresa

Já que queremos inicialmente separar os ciclos monetários que iniciam com surpresa daqueles que não iniciam com surpresa, o primeiro passo é naturalmente saber o que iremos tratar como surpresa. Como aqui é a primeira etapa que envolve alguma decisão discricionária de critérios, julgamos importante ser um pouco mais detalhista. Obviamente, gostaríamos de identificar uma surpresa como aquele evento onde as expectativas (fato *ex-ante*) são ‘marcadamente’ diferentes daquele que se realizou (fato *ex-post*). Seremos mais rigorosos posteriormente para explicar como mediremos algo ‘marcadamente’ diferente. Vale observar que diversos critérios poderiam ser adotados; poderíamos utilizar alguma pesquisa de mercado que mede expectativas (como por exemplo, o boletim FOCUS do Banco Central do Brasil). Poderíamos usar algum método de interpolação para inferir a decisão esperada à partir das taxas à termo. Ou então, utilizar algum tipo de modelagem retroativa, de forma a inferir, qual deveria ser a expectativa em certo instante de tempo, dadas as condições de variáveis relevantes (tal como Hamilton *et al* (2009)). Por fim, podemos utilizar alguma *proxy* direta que mede expectativas de mercado. Optamos pela última opção.

Descartamos a primeira pois envolve uma escolha, fora do nosso controle, de agentes de mercado que “formam as expectativas”. As outras opções podem se tornar demasiadamente complexa (com componentes de *back-testing*), produzindo resultados altamente questionáveis. O motivo pelo preferimos olhar para uma *proxy* de expectativas de mercado é bastante natural no nosso caso. Primeiro, temos certeza de utilizar uma taxa que sumaria as expectativas do mercado como um todo. Também, é inquestionável e evidente que as taxas negociadas hoje contêm como componente principal os juros que vigorará futuramente. Além disso, em se tratando de juros futuros, existe um mercado muito líquido e discutivelmente homogêneo entre diversos países. Isto é ainda mais verdadeiro para o caso de países que adotaram no fim de década de 90 e início dos anos 2000 o regime de metas de inflação. A alta liquidez e ampla variedade de maturidade nos dará flexibilidade para medir os diversos efeitos. Por exemplo, como veremos, na identificação da surpresa em si, utilizaremos a taxa de juros negociados para 30 dias.

Com isso em mente, nossa identificação de surpresa prossegue da seguinte hipótese, que explica o porquê utilizamos a taxa de 30 dias. Tendo em vista que os bancos centrais costumam se reunir a uma frequência de cada 45 dias (como no caso do Banco Central do Brasil) ou no máximo mensal (o Federal Reserve, por exemplo, fazia nove reuniões em alguns anos), estaremos supondo que a taxa de 30 dias que deve vigorar logo antes da decisão de política monetária a ser anunciada, deve ser essencialmente a taxa que o Banco Central irá escolher como meta, isto é, a expectativa do mercado para a decisão do Banco Central.⁶ Sendo mais rigoroso, estas taxas negociam uma média das taxas que se realizarão durante a maturidade do contrato em questão (nesse caso, 30 dias). Então teríamos, logo antes da reunião, apenas um dia de taxa conhecida, sem qualquer incerteza.

Duas observações sobre esta afirmação. Primeiro, é evidente que os Bancos Centrais não impõem a taxa de juros com algum tipo de “cláusula”. A decisão de política monetária se refere a uma meta, que é atingida por meio de operações de mercado aberto. Negligenciamos essa diferença aqui. A segunda observação se refere ao fato de que muitas vezes os contratos não negociam diretamente a meta da taxa básica de juros da economia e sim, uma taxa que segue fielmente a meta. Entretanto, existem casos onde há um descolamento entre estas duas, tornando a relação entre política monetária e suas

⁶ Supomos aqui a ausência de prêmios por liquidez ou termo nesta taxa, que é razoável dado a baixa maturidade e a usual alta liquidez nestes mercados.

expectativas por intermédio deste mercado de derivativos menos confiável. Um exemplo deste caso é o descolamento entre a taxa CDI e a meta da taxa SELIC, ocorrido no mercado brasileiro no fim de 2012 e início de 2013.⁷ Iremos discutir desdobramentos e as consequências deste tipo de problema para nosso algoritmo de identificação mais adiante.

Chamemos então (e utilizaremos essa denominação no restante do trabalho) da taxa sabida sem incerteza (isto é, antes da decisão do banco central) de taxa velha. Para o restante do contrato, vigorará uma taxa para qual só existe uma expectativa, que será conhecida após a decisão do banco central. Chamemos esta de taxa nova. O que afirmamos anteriormente é que, apesar de haver um dia de taxa velha na duração do contrato, a taxa negociada para 30 dias ainda assim será uma boa *proxy* para a expectativa da taxa futuramente (mais do que isso, que vigorará no dia seguinte), uma vez que haverá 29 dias de taxa nova incorporada na média da taxa negociada no presente.

É intuitivo supor que apenas um dia de taxa velha (de um total de 30) não deveria poluir demasiadamente nossa *proxy* (nossa *proxy* estará subestimada no caso de um aperto monetário e superestimada no caso de um afrouxamento monetário). O que importa não é que a taxa esteja poluída e sim, se afeta a identificação da surpresa. De fato, mostramos que não é um problema. Uma vez que os bancos centrais costumam alterar os juros em múltiplos de 25 *basis points* (b.p.), caso não houvesse surpresa, a taxa de 30 dias deveria se alterar de um dia para outro (para cima ou para baixo, dependendo da direção da decisão) em aproximadamente⁸

$$1/30 * D,$$

onde D é a decisão do banco central⁹. Por outro lado, caso houvesse surpresa, todas as taxas negociadas no dia da reunião¹⁰ deverão sofrer uma correção. Ou seja, haverá uma

⁷ Uma das supostas explicações deste deslocamento era o baixo volume no mercado de certificados de depósitos interfinanceiros (CDI), que tornava a manipulação por parte das grandes instituições financeiras desta taxa mais viável. De forma grosseira, tais instituições, tomando emprestado à uma taxa menor do que a meta da SELIC, poderiam ganhar este spread. Entre o fim de 2012 e início de 2013, chegou-se a observar o CDI negociando à aproximadamente 20 *basis points* abaixo da meta da SELIC. Na época deste trabalho, o BCB pondera a possibilidade de utilizar cobranças de compulsórios para desestimular a utilização do CDI. Existem também propostas na Bolsa de Mercadorias e Futuros (BM&F) a utilização de um contrato que negocie diretamente a taxa SELIC, meta do Banco Central do Brasil.

⁸ Por simplicidade, supomos que a cotação da taxa negociada do derivativo se dê de forma linear. Para pequenas taxas, é uma boa aproximação para taxas cotadas geometricamente.

⁹ D=+25 b.p. ou D=-25 b.p., por exemplo.

¹⁰ Utilizamos o termo “dia da reunião” como sinônimo de véspera da decisão. Existem diferenças institucionais importantes aqui. Maiores detalhes sobre como lidamos com ela serão dados mais adiante nesta seção.

alteração causada pela atualização da taxa velha (tal como no caso sem surpresa), mas haverá outro componente causado pela correção da má medição do mercado da taxa nova. Portanto, haverá uma correção de

$$1/30 * D + 29/30 * (D - M),$$

onde M é a medição do mercado (suas expectativas) da decisão. Portanto, é neste sentido que afirmamos que a diferença é marcadamente maior, onde o termo $29/30 * (D - M)$ é marcadamente maior para conseguirmos captar a diferença entre os dois casos. De fato, é o que se observa na prática, conforme um exemplo numérico que daremos adiante.

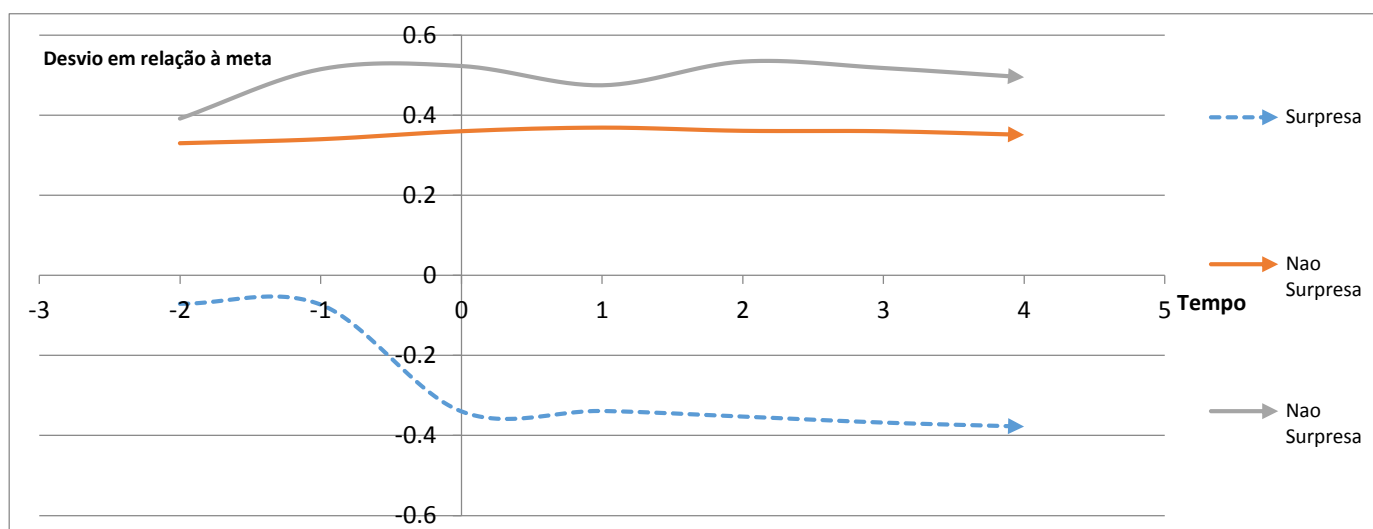


Gráfico 3.2 – Surpresa vs Não Surpresa

No gráfico acima, o eixo-y mede o desvio em relação à meta (em p.p.), isto é, o desvio da taxa de 30 dias em relação à meta antiga (taxa velha) do banco central. Ainda não estamos preocupados no valor deste desvio (isto determinará, como veremos adiante, se estamos diante de uma surpresa de timing ou magnitude), mas sim com sua mudança ao longo do tempo. A data D0 no gráfico é o primeiro dia da taxa nova. Observe como, no caso da surpresa (linha tracejada), há uma queda abrupta no desvio em relação à meta. Esta queda abrupta é justamente esse ajuste “marcante” na taxa, que ocorre pois os agentes estavam com a expectativa errada; foram surpreendidos. Observe ainda como a linha verde sofre um ajuste; todavia, não é grande o suficiente para ser considerado uma surpresa.

Uma última ressalva antes de descrever o exemplo. Muitas vezes (provavelmente é mais a regra do que exceção), o próprio mercado está incerto em fazer uma previsão para a decisão de política monetária. Com isso, a taxa negociada será uma expectativa (no sentido estatístico) das possíveis decisões de política monetária que os diferentes

agentes de mercado estão ponderando. Assim, podemos observar no dia da reunião uma taxa negociada com um acréscimo de 15 b.p., por exemplo, da taxa atual (isto é, taxa velha). Isto significa, grosso modo, que o mercado está na dúvida da manutenção da taxa atual ou de um aumento de 25 b.p. na reunião, com uma probabilidade um pouco maior para o aumento (note que negligenciamos a poluição da taxa velha). Uma chance de 50% seria o caso do acréscimo em 12.5 b.p.. A rigor, tampouco poderíamos afirmar isso, já que a não conseguimos medir a variabilidade das expectativas. Implícito aqui está, portanto, a suposição de que a taxa de 30 dias sempre representa uma expectativa oriunda de variância mínima, isto é, se a medição do mercado é de 12,5 b.p., estamos supondo que a previsão do mercado está entre aumento de 25 b.p. ou nenhuma mudança na taxa.

Agora o exemplo numérico e nossa justificativa final para validar nosso método de identificação de surpresa. Utilizaremos o caso brasileiro para mostrar a metodologia deste primeiro passo, uma vez que o caso brasileiro também é utilizado no caso representativo na próxima seção. Uma vez identificado a reunião do Comitê de Política Monetária do Banco Central do Brasil (COPOM e BCB, respectivamente) à qual da início de um novo ciclo, vamos supor que observamos, as seguintes taxas (todas anualizadas e faremos assim no restante do trabalho, exceto dito o contrário):

Tipo de Taxa	Taxa Observada
Contrato de 30 Dias no Dia da Reunião	8,625%
Taxa Velha (meta antiga do BCB)	8,500%
Taxa Nova (meta nova do BCB, após reunião)	9,000%

Tabela 3.3 – Exemplo de Ciclo Surpreendente

Pela notação anterior, temos que $D = 9,00\% - 8,50\% = 50$ b.p. e $M = 8,625\% - 8,50\% = 12,5$ b.p..

Ou seja, o mercado esperava um aumento de 25 b.p. na decisão de política monetária com probabilidade $\frac{1}{2}$. A taxa que o Banco Central decidiu foi diferente até de 25 b.p. e, portanto, não há dúvidas de que ocorreu a surpresa. Observe que omitimos a taxa de 30 dias do dia posterior e isso foi proposital; sabemos que o valor que ela assume deve ser próximo de 9,00%, uma vez que não há novas reuniões do Banco Central nos próximos 30 dias. Utilizando os critérios acima, temos que a taxa nova deveria sofrer o ajuste:

$$1/30*(50 \text{ b.p.}) + 29/30*(50\text{b.p.}-12,5\text{b.p.}) \cong +37,9 \text{ b.p.}$$

Assim, o novo contrato de 30 dias um dia após a reunião negocia por:

$$8,625 + 37,9 \text{ b.p.} \approx 9,004\%$$

Evidentemente que esta conta, com números tão redondos, nos dá algo muito próximo ao que esperamos. Mas o fato é que a realidade não diverge tanto deste exemplo.

O número mais importante deste exemplo é o +37,9 b.p., pois nosso critério de surpresa será adotado com base na magnitude dessa correção. O quão grande deve ser esse valor para considerarmos uma surpresa? Para termos uma noção de grandeza, podemos replicar o exemplo acima sem que tenha havido surpresa. Note, entretanto, que o fato do mercado aplicar uma probabilidade de mudança¹¹ complica nossa tarefa. Novamente vem aqui a questão da variabilidade das expectativas. Talvez metade do mercado espere um aumento de 50b.p. e a outra metade uma queda de 25b.p., donde em média a taxa negocia por:

$$(1/2)*(+50 \text{ b.p.})+(1/2)*(-25 \text{ b.p.}) = -12.25 \text{ b.p.},$$

parecido com a medição do mercado (M) do exemplo acima.

Essa hipótese de variabilidade mínima das expectativas não é muito forte; o mercado financeiro faz tamanha vigília no comportamento do banco central, em meio à atas, relatórios da autoridade monetária e estudo independente da conjuntura econômica que é muito raro haver discordância muito escandalosa em relação à decisão da autoridade monetária.

Voltando então ao exemplo, o caso onde há 50% de probabilidade é, à princípio, o mais polêmico, pois ocorre que metade do mercado foi surpreendido e metade não foi (note que dois cenários possíveis implicam nisso; um onde o Banco Central não muda a meta e outro onde ele altera a meta em 25 b.p.). Supondo que a meta se altere em 25 b.p., a nossa correção será de +12,9 b.p. no contrato de 30 dias. Será isto uma mudança “marcante”? Novamente, vem aqui uma escolha metodológica altamente discricionária.

Julgamos que um banco central transparente deve ser capaz de conseguir transmitir seus objetivos e seus próximos movimentos com quase 100% de certeza. Afinal, isto é o que o código de conduta recente de política monetária prescreve, sobretudo sob o arcabouço do regime de metas para inflação. Com isso, julgamos um

¹¹ Isto porque existe incerteza quanto à decisão do Banco Central. Caso não houvesse, não poderíamos testar a hipótese de surpresa em primeiro lugar!

evento onde metade é surpreendido como uma grande surpresa. Isto sugere que devemos adotar um critério onde o limiar do ajuste seja menor do que +12,9 b.p.. De agora em diante, chamaremos este limiar de ϵ , pela coincidência natural com a forma com que é utilizada na matemática, como critério da norma entre números, justamente o que fazemos aqui (pois, como explicitaremos adiante, nosso critério se resumirá em comparar a taxa de 30 dias no dia da reunião e no dia posterior).

Considere então a tabela abaixo. Ainda sob o contexto do exemplo numérico dado anteriormente, consideramos diversas possibilidades de expectativas para averiguar como a taxa de ajuste se comporta. Nesta espécie de “simulação de Monte-Carlo” de decisões do Banco Central e expectativas de mercado, conseguiremos ver como se comporta a taxa de ajuste como parâmetro da taxa de 30 dias observada e da decisão do Banco Central. Consideramos desde expectativa de nenhuma alteração na política monetária até um aperto de 50 b.p., quando o banco central sobe o juros em 25 b.p. e 50 b.p. de fato.

Taxa Antiga	Taxa Nova	Expectativa Mercado (30 Dias Pré)	Medição Mercado (M)	Movimento BC em p.p. (D)	Ajuste das Expectativas (em p.p.)	Ajuste da Taxa (em b.p.)
8,50	8,75	8,50	0,00	0,25	0,25	25,00
8,50	8,75	8,55	0,05	0,25	0,20	20,17
8,50	8,75	8,60	0,10	0,25	0,15	15,33
8,50	8,75	8,65	0,15	0,25	0,10	10,50
8,50	8,75	8,70	0,20	0,25	0,05	5,67
8,50	8,75	8,75	0,25	0,25	0,00	0,83
8,50	8,75	8,80	0,30	0,25	-0,05	-4,00
8,50	8,75	8,85	0,35	0,25	-0,10	-8,83
8,50	8,75	8,90	0,40	0,25	-0,15	-13,67
8,50	8,75	8,95	0,45	0,25	-0,20	-18,50
8,50	8,75	9,00	0,50	0,25	-0,25	-23,33
8,50	9,00	8,50	0,00	0,50	0,50	50,00
8,50	9,00	8,55	0,05	0,50	0,45	45,17
8,50	9,00	8,60	0,10	0,50	0,40	40,33
8,50	9,00	8,65	0,15	0,50	0,35	35,50
8,50	9,00	8,70	0,20	0,50	0,30	30,67
8,50	9,00	8,75	0,25	0,50	0,25	25,83
8,50	9,00	8,80	0,30	0,50	0,20	21,00
8,50	9,00	8,85	0,35	0,50	0,15	16,17
8,50	9,00	8,90	0,40	0,50	0,10	11,33
8,50	9,00	8,95	0,45	0,50	0,05	6,50
8,50	9,00	9,00	0,50	0,50	0,00	1,67

Tabela 3.4 – “Simulação de Monte-Carlo” de Ciclos Supreendentes

Novamente, aqui fazemos a mesma suposição quanto a questão da variabilidade das expectativas. A última coluna é que estamos interessados. Nos concentraremos no primeiro caso, onde o Banco Central mexe em 25 b.p. (as primeiras onze linhas); o caso abaixo é análogo. Observe que se utilizarmos um ϵ de 10 b.p., apenas dois casos não seriam considerados surpresa; quando a expectativa de mercado é exatamente 8,75 e quando é 8,70. Um terceiro caso está perto deste limiar, onde o ajuste da taxa é de 10,50 b.p.. Note entretanto, que este caso é justamente muito próximo do caso onde há

uma separação de 50% nas expectativas de mercado (que seria a expectativa de 8,625), que de fato julgamos ser surpreendente.

Mas o importante é notar que, para os demais casos, a taxa de ajuste difere rapidamente do nosso ϵ , donde a identificação de surpresa não deve ser polêmica. Assim, usando um ϵ de 10 b.p., como justificamos acima e requeríamos, apenas não será considerado surpresa quando quase não há incerteza quanto à decisão do Banco Central (apenas dois episódios, possivelmente três, dos onze cenários considerados acima). É confortante o fato de que, como veremos no capítulo de resultados, mesmo com este critério aparentemente rígido, aproximadamente dois terços dos eventos monetários analisados são de não surpresa.

O ϵ adotado, portanto, foi de 0,1, onde no exemplo anterior, no qual metade do mercado é surpreendido, é de fato considerado uma surpresa.

No exemplo acima, omitimos o caso onde o Banco Central não mexe na meta da taxa de juros. O motivo para isso foi proposital. Apesar de possível que o mercado espere um aumento mas seja surpreendido com uma não mudança, nós excluimos tais casos de nossa base. O motivo para tal é que estamos não só interessados na condição de surpresa e não surpresa, mas também em ver o que ocorre em ciclos de alta e ciclos de baixa.

Finalmente, a partir da discussão acima, note que podemos temo então extrair um critério sucinto que identifica um ciclo monetário surpreendente. Uma condição necessária e suficiente para a ocorrência da surpresa é que a diferença entre o 30 dias antes do anúncio e após o anúncio devem ser maior do que nosso ϵ . Observe que este diferença é justamente o ajuste a qual nos referimos acima.

IV. Diferenças Institucionais

Com nossos critérios de identificação de surpresa, poderíamos já explicar o algoritmo utilizado para gerar o painel. Entretanto, é válido neste ponto citar alguns percalços que enfrentamos no que se refere às diferenças institucionais de condução de política monetária entre países.

A principal delas se refere à forma na qual o comitê de política se reúne e como a decisão é anunciada. No Brasil, por exemplo, a reunião tem duração de dois dias, onde a taxa nova é anunciada ao fim do segundo dia, após fechamento de mercado. No início do dia seguinte, o banco central já passar a conduzir as operações de mercado aberto com

a taxa nova. Já o Federal Reserve anuncia a taxa nova no meio do dia (em pleno pregão), conduzindo desde então as operações de mercado aberto com a taxa nova.

Nosso algoritmo tenta driblar tais efeitos institucionais. Definimos o dia que passa a vigorar a taxa nova de data D_0 (conforme gráfico 3.2 acima). Utilizamos uma regra que capta qual deve ser nosso data D_0 , para cada ciclo monetário que analisamos. Chamemos de $D-1$ a data do anúncio da taxa nova (observe que este pode ou não coincidir ou não com o dia que passa a valer a taxa nova). Pegamos a data que atende ao seguinte critério:

$$D_0 = \arg \min_{\text{Data}} \{ \text{Abs}(\text{Overnight de } D_i - \text{Taxa Nova}) \}, \text{ caso } D_0 \leq D-1 + 4;$$

$$D_0 = D-1 + 1 \text{ Dia, caso contrário}$$

Ou escrevendo por extenso:

$D_0 =$ Data da Menor Diferença Entre Taxa Overnight e Taxa Nova, caso esteja data
esteja em uma janela de até 4 dias a frente;
Data de Anúncio da Taxa Nova +1 Dia; caso contrário

Isto é, ou tomamos a data posterior ao anúncio da taxa nova ou tomamos a data que está minimizando a diferença entre o overnight e a meta anunciada pelo Banco Central. Em mercados líquidos e bem organizados, é de se supor que taxa do overnight convirja em uma velocidade suficientemente rápida para a taxa nova para que consigamos captar a data caso ao anúncio seja feito em pleno pregão.¹²

Restringimos a nossa janela de datas possíveis para até 4 dias a frente pois é bem possível que a data que minimize a diferença esteja mais a frente (uma vez que a taxa nova é um número fixo, enquanto que a taxa negociada no overnight tem uma pequena volatilidade). Entretanto, como sabemos que a volatilidade é bem pequena (que geralmente ocorre por um fator aleatório) e que quatro dias é tempo suficiente para convergência da taxa do overnight, caso a minimização se dê, digamos, seis dias à frente, saberemos que a data que de fato procuramos estará pelo menos quatro dias a frente. Implícito aqui está a suposição de que o banco central não anuncia sua decisão com mais de quatro dias de antecedência, o que é bastante razoável.

¹² Nossa base de dados obtém a taxa de fechamento de cada contrato.

Vale notar que, mesmo com esse critério, talvez possamos captar data D0 como sendo a data quatro dias a frente, enquanto o correto seria um dia a frente, como no caso brasileiro. Entretanto, este caso não nos preocupa, uma vez que não nos prevenirá de captar a surpresa, já que a taxa de 30 dias antes do anúncio é sabida com certeza e ela pouco deve se alterar em um curto período de 4 dias (sobretudo não havendo outras reuniões em até 30 ou 34 dias). Além do mais, como queremos testar uma hipótese que se refere a taxas mais longas (começando em três meses até um ano), caso estejamos de fato certos, estas diferenças residuais entre datas devem ter efeitos de segunda ordem.

V. Surpresas de ‘Timing’ e Surpresas de Magnitude

Dentro do nosso conjunto de eventos de ciclos monetários surpreendentes, diferenciamos entre dois casos. Um é onde o mercado é surpreendido na magnitude da decisão do Banco Central (magnitude). O outro é quando o mercado é surpreendido quanto ao período de atuação do Banco Central (‘timing’).

Lembremos a nossa condição para surpresa. É necessário e suficiente que a diferença entre os 30 dias seja maior que o ϵ que especificamos. O exemplo dado na seção II deste capítulo é um exemplo de surpresa de magnitude. Caso o mercado não espere uma mudança na meta, mas haja uma de fato, teremos uma surpresa de timing (o outro caso de surpresa de timing, quando o banco central muda a meta quando não há expectativa de mudança é descartado, conforme já justificamos). Note que em ambos os casos, a taxa de 30 dias também deve mudar, pois deve haver um ajustamento na taxa qualquer que seja a surpresa (por isso o motivo que explicitamos acima que a diferença entre a taxa de 30 dias é condição necessária e suficiente). Observamos então que a diferença entre uma surpresa de timing e magnitude pode ser identificada (conforme nossa definição) na diferença da taxa de 30 dias e a taxa velha. Este diferença nos dirá se o mercado de fato espera por uma mudança nos juros ou não.

A argumentação aqui é análoga à que fizemos na seção II na diferença entre a taxa de 30 dias pré-reunião e pós-reunião. A magnitude dessa diferença nos dirá se o mercado espera ou não uma diferença. Novamente, com o mercado muitas vezes aplicando uma probabilidade de mudança, teremos que discricionariamente impor uma divisão entre os casos de timing e magnitude, isto é, para qual diferença

consideraremos que o mercado espera uma mudança e para qual não espera uma mudança. Fazendo um exercício semelhante ao da tabela 3.4, adotamos o mesmo ϵ do caso anterior. Isto é, se a medição do mercado (M), conforme terminologia da seção II, for maior do que 0,1, consideramos que o mercado espera uma mudança. O ϵ da seção II chamamos de ϵ 30 Dias (pois se refere à diferença entre a taxa de 30 dias) e o ϵ desta seção chamamos de ϵ Overnight (pois se refere à expectativa de mudança ou não de taxa de um dia para o outro).

Existe uma maneira alternativa de olhar para a diferença entre surpresas de timing e magnitude. Observe que pela nossa definição, uma surpresa de timing nada mais é do que uma surpresa de magnitude quando o mercado não espera mudança. Logo, o caso de surpresa de timing é um caso particular de surpresa de magnitude. Neste sentido, todos nossos casos de surpresa serão de magnitude, mas estamos apenas separando os casos quando o mercado não espera mudança. Esta clarificação é válida, pois se pode argumentar que existem eventos onde ambos os tipos de surpresas estão presentes. De fato, é bem provável que isto ocorra em diversos casos, sobretudo lembrando que a taxa negociada resume a probabilidade que diversos agentes de mercados, com opiniões diferentes, quanto à atuação de política monetária. Portanto, quando este for o caso, denominaremos a surpresa como surpresa de timing. Abaixo segue um gráfico ilustrativo do que é observado em cada tipo de surpresa.

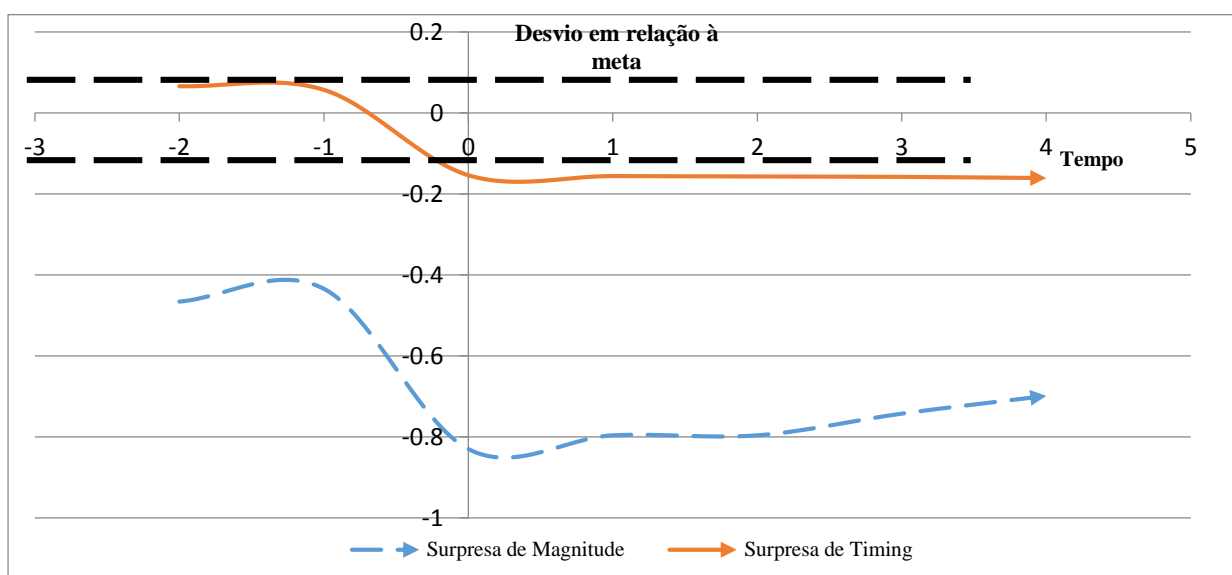


Gráfico 3.5 – Surpresa de Timing vs Surpresa de Magnitude

Observe que ambos os casos seguem o padrão da surpresa conforme especificamos no gráfico 3.2. O caso agora é que estamos interessados na magnitude do desvio da taxa de 30 dias em relação à meta. No caso de surpresa de timing, esta diferença é menor do que 0,1 e conforme especificamos, o mercado não espera mudança. Entretanto, observando a trajetória de ajuste, houve uma queda na data D0 em praticamente -25 b.p., ou seja, o mercado não esperava mudança, mas houve uma queda de 25 b.p..

A surpresa de magnitude é análoga, exceto que, como podemos observar pelo gráfico, havia uma expectativa de queda, uma vez que o desvio em relação à meta era negativo e em módulo, maior do que 0,1. A expectativa era próxima de -50 b.p. mas posterior a data D0, caiu para -80 b.p., ou seja, o BC provavelmente cortou 25 b.p. a mais do que esperado pelo mercado. Uma maneira gráfica de identificar a surpresa de timing é que a trajetória antes da data D0 deve estar dentro de uma banda de 10 b.p. do eixo-x, conforme indicado pelas linhas tracejadas pretas. Os demais casos (fora dessa banda) são surpresas de magnitude.

Por último, ressaltamos novamente que também poderia ser adotado um critério natural para separação de surpresas na ausência de cortes/subidas na meta quando algum tipo de corte é esperado. Entretanto, nossa preocupação de primeira ordem é lidar com ciclos de afrouxamento e aperto monetário (sem contar serem processos mais frequentes).

VI. Implementação dos Critérios

Vamos expor aqui de forma superficial como programamos o algoritmo que gerou o nosso painel. Primeiro vale justificar o motivo pelo qual tomamos essa postura nesse trabalho, ao invés da análise caso a caso.

O motivo óbvio para isso é em termos de custo. A análise *ad-hoc* sofre de ser muito mais trabalhosa e sem necessariamente gerar uma contrapartida melhor. Inevitavelmente haveria ainda mais discricionariedade quanto a critérios utilizados. Como a hipótese sendo testada se refere a um padrão de comportamento, caso o efeito testado seja de fato de primeira ordem, devemos observar resultados sem ter que nos preocupar com as particularidades de cada caso. Afinal, estamos falando de conceitos

bastante gerais e fundamentais em termos de teoria econômica: formação de expectativas e taxas de juros. Portanto, o método automatizado para gerar o painel amarrará nossas mãos em termos de implementação de critérios justos e permitirá obter diferentes painéis rapidamente. Caso queiramos alterar algum parâmetro (como por exemplo, os épsilons), não necessitamos fazer a análise toda de novo, que tornaria este trabalho impraticável.

Agora o algoritmo. Os dois primeiros passos já foram explicados: identificamos unicamente um ciclo monetário pela sua data e o país¹³ (identificação do ciclo, seção I do capítulo) e data D0 de cada ciclo (data onde passa a vigorar a taxa nova, seção III do capítulo). Com isso em mente, pegamos a curva de juros¹⁴ de 4 dias antes da data D0 e até 4 dias depois da data D0 (a justificativa para esta janela está mais adiante). Em nossa planilha, calculamos então as diferenças relevantes:

- $Abs(\text{Taxa 30 Dias D-1} - \text{Taxa 30 Dias D0})$ (1)
- $Abs(\text{Taxa 30 Dias D-1} - \text{Taxa Antiga})$ (2)

Com base nessas diferenças, temos os seguintes subcasos:

- Surpresa de Timing se (1) > Épsilon 30 Dias e (2) > Épsilon Overnight,
- Surpresa de Magnitude se (1) > Épsilon 30 Dias e (2) < Épsilon Overnight,
- Nenhuma surpresa se (1) < Épsilon 30 Dias, para todo valor de (2).

Abs() se refere ao valor absoluto.

A próxima etapa consiste em obter os dados que para testar nossa hipótese principal. Para isso, independentemente de ter havido surpresa ou não (isto porque, queremos ter um “contra factual”), obtemos os juros esperados para três meses, seis meses, nove meses e um ano (a justificativa para estas maturidades na próxima seção). Por fim, calculamos a média geométrica e média simples dos juros overnight realizados para três meses, seis meses, nove meses e um ano. Rigorosamente falando, deveríamos

¹³ Dado a probabilidade quase nula de termos dois ciclos monetários de países diferentes iniciando no mesmo dia (e de fato nossa identificação de ciclos não gerou nenhum destes casos), podemos até supor que um ciclo pode ser unicamente identificado por sua data.

¹⁴ Fonte Bloomberg. Mais detalhes, ver Apêndice A – Fonte de Dados.

ver como é cotada a taxa em cada contrato de juros. Na prática, observamos uma diferença desprezível entre a média simples e geométrica, provavelmente porque utilizamos um período curto (até um ano) e as taxas são, em gerais, baixas. Entretanto, damos preferência para utilizar a média geométrica, pois simulamos um investidor que aplicasse todo dia no overnight contra uma taxa prefixada no instante da mudança da taxa velha para a taxa nova.

VII. Erros “Tipo I e Tipo II” Na Identificação

Fazemos aqui uma observação quanto à uma pequena falha que temos na identificação do tipo de surpresa. Não nos preocupamos demasiadamente pois, como veremos, nossos resultados principais decorrem do condicionante ciclo de alta/baixa, sem contar que a identificação de surpresa/não-surpresa ainda é feita sem maiores problemas.

A questão aqui é a seguinte. Nos referimos no início deste capítulo que a taxa overnight deve ser muito próxima, se não “colada” na meta de juros do banco central. Entretanto, também ressaltamos que podem haver descolamentos eventuais entre as duas taxas, tal como o exemplo entra a taxa CDI e o taxa SELIC a qual nos referimos também anteriormente. Com isso, surge a dúvida: uma vez que a taxa do contrato de derivativos é geralmente indexada à taxa utilizada no overnight, para medir se o mercado espera ou não uma mudança, devemos ver a diferença com relação à meta ou a taxa overnight? Nossa decisão foi de tirar a diferença com relação à meta e justificamos abaixo.

Primeiro, vamos ver o que ocorre caso a caso. Em períodos em que as taxas são “coladas”, não há problemas e fazemos a identificação correta. Suponhamos agora que nosso algoritmo esteja analisando um período onde a taxa overnight costuma rodar abaixo da meta dos juros do banco central (como foi o caso da taxa CDI e taxa SELIC supracitada). Ao tirarmos a diferença entre a taxa de 30 dias e a meta, estaríamos superestimando a expectativa de mudança do mercado caso a expectativa seja de queda ou subestimando a mudança caso a expectativa seja de alta. Fazendo uma analogia com a teoria de inferência estatística, o primeiro caso seria uma espécie de erro de tipo I, uma vez que inferiríamos uma expectativa de mudança com maior probabilidade quando de fato não havia nenhuma (o “falso positivo”). No segundo caso, estaríamos

sofrendo o análogo ao erro de tipo II, identificando como um caso onde o mercado não espera uma mudança, quando na realidade havia sim uma expectativa de alteração (o “falso negativo”).

Talvez um exemplo torne isso mais claro. Suponha que a meta de juros seja de 7%, enquanto que a taxa atrelada overnight rode com um spread de aproximadamente 20 b.p. abaixo. A taxa overnight roda então em torno de 6,8%. Suponha agora dois cenários; um onde o mercado espera uma queda de 25 b.p. e um onde o mercado espera um aumento de 25 b.p.. Note então que, dado que o contrato de 30 dias está atrelado à taxa overnight, e não à meta, temos que o 30 dias na véspera da taxa nova no caso da expectativa de queda vai rodar em torno de 6,55% ($6,8\% - 25 \text{ b.p.} = 6,55\%$). A tabela abaixo sumaria a informação:

	Meta Antiga	Overnight	30 Dias Antes da Taxa Nova	Medição do Mercado (M) (Expectativa Inferida)	Expectativa de Fato
Caso de Expectativa de Queda	7%	6,8%	6,55%	$6,55\% - 7\% = -$ 45 b.p.	-25 b.p.
Caso de Expectativa de Alta	7%	6,8%	7,05%	$7,05\% - 7\% =$ 5 b.p.	+25 b.p.

Tabela 3.6 – Erros Tipo I e Tipo II

A quarta coluna mede o critério que utilizamos (diferença para meta) enquanto que a última coluna diz a expectativa de fato. Observe o que ocorre no caso em que uma queda é esperada. A medição que inferimos é uma expectativa de queda de -50 b.p., que ocorre justamente devido ao spread entre a taxa overnight e a meta, uma vez que tiramos a diferença em relação à meta. Este é o erro tipo I; estamos inferindo uma expectativa de corte adicional que não existe de fato. O caso da expectativa de alta é análogo; não inferimos mudança, como fica evidenciado pela nossa medição de apenas 5 b.p. (note que é menor que nosso ϵ overnight). O caso onde a taxa overnight costuma rodar acima é simétrica; o erro tipo I ocorre na expectativa de alta e erro tipo II ocorre na expectativa de baixa.

Agora resta responder, porque escolhemos esse método, se estamos sujeitos a tais erros? O primeiro atenuante é de que não nos preocupamos na magnitude em si da expectativa de mudança. Poderíamos em tese querer medir isso; entretanto este não é o

objetivo principal deste trabalho, sem contar o problema já mencionado de não conseguirmos medir variabilidade de expectativas. Portanto, teremos problemas em ver a diferença em relação à meta somente em casos quando a expectativa de mudança é a mínima (de 25 b.p.) e que não conseguimos inferir a expectativa. No caso do exemplo acima, o problema só é causado na expectativa de alta, já que na expectativa de baixa conseguimos captar que o mercado espera uma queda (apenas erramos a magnitude, que não afeta em nada). Caso a expectativa de mudança seja maior (digamos 50 b.p.), o spread não afetará nenhuma identificação. Por fim, qualquer spread que venha a causar os erros aqui citados costumam ser homogêneos entre as taxas pré de 30 dias de um dia para o outro. Logo, a identificação de surpresa fica inalterada. Além disso, sempre conseguimos identificar manualmente os casos em que incorremos nos erros “tipo I ou tipo II”. Em resumo, a diferença em relação à meta basicamente é o suficiente, pois nos dará na maioria dos casos a direção correta das expectativas.

O problema em tirar a diferença em relação à própria taxa overnight (que neutralizaria os erros supracitados, uma vez que costuma caminhar junto com a taxa pré de 30 dias, isto é, sofrer os mesmos choques) é que esta taxa possui alguma volatilidade, que em períodos podem se tornar demasiadamente prejudiciais, levando à identificações paradoxais. Isto ocorre sobretudo devido à questões de liquidez e estados de estresse do mercado financeiro. Os exemplos abaixo ilustram o problema em utilizar a taxa overnight. Os exemplos abaixo ainda ilustram como casos de crise também atrapalham nossa identificação (uma vez que são justamente nestes episódios que a taxa overnight passa a ter maior volatilidade).

País	Data do Ciclo Monetário	Meta Antes (p.p.)	Meta Depois (p.p.)	Diferença entre Taxa Pré 30 Dias Antes E 30 Dias Após (p.p.)	Diferença entre Taxa Pré 30 Dias Antes – Meta Antiga (p.p.)
EUA	07/10/2008	2	1,5	-0,15375	2,14
Brasil	13/10/2002	18	21	-2,2393	3,5866

Tabela 3.7 – Casos de Crise

Como se pode verificar no Apêndice C, os casos acima foram retirados diretamente da base obtida à partir do nosso algoritmo e estão destacados ao fim da tabela.

O primeiro episódio é um ciclo monetário de afrouxamento iniciado pelo Federal Reserve logo após a quebra do banco Lehmann Brothers. É um típico exemplo onde as taxas dos derivativos devem estar sendo negociadas em níveis anormais, devido à estresse do mercado financeiro. A taxa overnight acompanhava a tendência da taxa pré de 30 dias, girando no dia anterior em torno de 4% e subindo após o afrouxamento para níveis acima de 5% (a taxa de 30 dias pode ser inferida da tabela acima observando sua diferença em relação à meta). Com isso, observar a diferença entre a taxa de 30 dias e a taxa overnight não representa nada no nosso contexto de identificação. É impossível prever a relação entre a taxa overnight e a taxa pré de 30 dias em períodos anormais. É possível argumentar que ambas sofrerão choques semelhantes. De fato isto é verdade, mas mesmo nestes casos, é preferível tirar a diferença em relação à meta, uma vez que conseguimos identificar quais serão os episódio anormais, conforme fizemos no exemplo. Mesmo em casos de menor crise, sobretudo em casos idiossincráticos de cada país, obtemos resultados igualmente estranhos, o que justifica a utilização da própria meta e não da taxa overnight para nossa identificação.

Observe que, mesmo olhando para a diferença entre a taxa pré e a meta indicaria que o mercado espera uma alta por parte do banco central! Ou seja, mesmo tirando a diferença com relação à meta obtemos resultados paradoxais. Este é outro problema que enfrentamos, no qual aproveitamos o exemplo para ilustrar. Evidentemente, isto é algo completamente irreal; se alguma coisa, é de se esperar que em período de tamanho estresse, o banco central proveria liquidez para o sistema (que de fato fez, conforme indicado pelas metas antes e depois). O que explica então essa observação? Novamente, as taxas pré negociavam à prêmios altíssimos, devido ao estresse financeiro. À época, o famoso “TED Spread”, a diferença entre as taxas de empréstimos interbancários e títulos de curto prazo a dívida americana, encontrava-se em níveis historicamente altos, indicando o problema de liquidez.

Vale observar que de um dia para o outro, a taxa pré de 30 dias subiu adicionais 15 b.p., conforme indica a quinta coluna. Neste caso, não indica qualquer resposta em relação à política monetária. Imaginando um cenário absurdo onde o mercado de fato esperasse de fato um aperto de 200 b.p., segundo nosso método de identificação preveria, este ajuste deveria ser da ordem de -250 b.p., uma vez que o banco central afrouxou em 50 b.p..

O caso do Brasil explicitado também é análogo. Conseguimos identificar que havia de fato uma expectativa de subida correta (o que não ocorreria se utilizássemos a taxa overnight); o paradoxo aqui está no fato de que a taxa pré de 30 dias subiu mais de 200 b.p. de um dia para o outro. O contexto da época eram as eleições presidenciais brasileiras em 2002, onde diante da iminente vitória do candidato Lula havia grande incerteza quanto ao futuro da política econômica que vinha bem comportada no governo anterior.

Portanto, além da questão dos erros tipo I e II, diante de casos de crise escancaradamente identificados, tais como ambos acima, decidimos por excluí-los de nossa amostra.

VIII. Restrição de Amostra

Como antecipado na revisão de literatura, nossa amostra foi praticamente restringida para períodos para quando os bancos centrais seguiam o regime de metas para inflação. O curioso é que, apesar de parecer uma decisão discricionária em primeira instância, esta restrição surgiu naturalmente durante o processo de montagem do painel de ciclos monetários.

Como discutido na revisão de literatura, os mercados de juros futuros se tornaram mais líquidos após o estabelecimento deste “jogo de previsão” por parte dos investidores dos mercados financeiros quanto às decisões dos bancos centrais. Com isso, ao aplicarmos o algoritmo acima para os diversos mercados para um período onde não havia metas de inflação, surgiram naturalmente alguns gargalos.

Primeiro, simplesmente os dados, principalmente no que se refere aos derivativos de juros, são muito mais escassos para períodos pré-metas de inflação. Adiciona-se à isso que o regime de meta para juros como instrumento de política monetária passou a ser consistentemente utilizado junto com o regime de metas de inflação, sobretudo no que se refere à transparência de política monetária. Além disso, apesar da meta de juros estar disponível para um período mais longo do que as taxas dos derivativos, muitas delas são estimadas, já que os bancos centrais não a divulgavam explicitamente. Portanto, isso dificulta em muito a identificação de ciclos monetários, uma vez que nosso algoritmo de identificação de ciclos funciona perfeitamente, desde que a série da meta da taxa de juros do banco central seja algo como uma função escada (tal como o

gráfico 3.1). Isto ocorre pois fica difícil identificar um movimento do Banco Central se há volatilidade na própria meta.

IX. Testando Nossa Hipótese

Iremos, essencialmente, comparar esperado com realizado, verificando se existe alguma diferença sistemática nesta discrepância ao condicionarmos nossa amostra para eventos específicos, sumariadas no interior da tabela abaixo:

Tipos de Ciclos Possíveis

	Ciclo de Aperto	Ciclo de Afrouxamento
Sem Surpresa	Ciclo de Aperto Sem Surpresa	Ciclo de Afrouxamento Sem Surpresa
Surpresa de Timing	Ciclo de Aperto Com Surpresa de Timing	Ciclo de Afrouxamento Com Surpresa de Timing
Surpresa de Magnitude	Ciclo de Aperto Com Surpresa de Magnitude	Ciclo de Afrouxamento Com Surpresa de Magnitude

Tabela 3.8 – Ciclos Monetários Possíveis

Nossa conjectura maior está na discrepância da taxa de um ano, uma vez que é o maior período para qual acreditamos haver a possibilidade para algum ajustamento. O motivo pelo qual não utilizamos maturidades maiores é simplesmente porque isto abre a possibilidade de que eventos exógenos à nossa conjectura afetem as variáveis de interesse (isto é, os juros de fato realizados).

Um exemplo típico é o caso do ataque às torres gêmeas em 2001 nos Estados Unidos. Aquele evento deu início a um ciclo forte de afrouxamento monetário. Caso tivéssemos, anteriormente, identificado o início de um ciclo surpreendente, é evidente que haveria uma discrepância notável entre os juros então esperados com os juros realizados. Entretanto, a maior parte desta discrepância se deveria aos ataques das torres gêmeas e a subsequente queda dos juros e não, como queremos mostrar, devido ao evento de surpresa e/ou ciclo de aperto/afrouxamento.

É evidente que ainda incorremos nesse tipo de perigo para qualquer maturidade. Ainda assim, quanto mais curto, mais prevenido estamos. A janela a qual iremos

verificar os juros realizados deve ser longa o suficiente para que as taxas de juros tenham tempo de se ajustar. Além do mais, como já argumentado, se o efeito que conjecturamos for de fato sistemático, uma amostra suficientemente grande deve conseguir identificar este efeito, uma vez que choques como o ataque às torres gêmeas podem ser supostos descorrelacionados com o efeito surpresa e com os demais choques que podem ter ocorrido em demais eventos de ciclos monetários. Assim, o efeito de tais choques exógenos serão mitigados quanto maior for nossa amostra, pois a hipótese usual adicional é de que tais choques sejam, em média, nulos.

Por fim, veremos como a distribuição das discrepâncias se comporta, sobretudo ao condicionar para diferentes ciclos monetários. A ideia é verificar se existe algum comportamento sistemático nestas distribuições. Além de uma análise visual, faremos testes não-paramétricos para comparar estas distribuições. Mais detalhes serão dados no Capítulo V.

IV. Caso Representativo – Afrouxamento Monetário do Banco Central do Brasil em Agosto de 2011

I. Contexto Econômico e Observações

Em meados de 2011, o Brasil já parecia mostrar alguma recuperação do choque advindo da crise financeira eclodida em 2008. Em 2010 o país cresceu 7,5%, mas a inflação percorria trajetória preocupante, em torno de 5,91%. Em 2011, havia incerteza quanto ao rumo de política monetária. Por um lado, o mercado de trabalho estava apertado, mas a inflação elevada e crescimento do PIB sofrendo sucessivas reavaliações para baixo (de fato, no em 2011 cresceu apenas 2,7%). Era o cenário clássico onde a política monetária possuía objetivos distintos, para ser alcançado com apenas um instrumento (é bem verdade, entretanto, que por mandato, o Banco Central brasileiro deve apenas atingir a meta de inflação; os motivos pelo qual isso não ocorre na prática foge do escopo deste trabalho). Subir os juros arrefeceria atividade; cortá-los traria ainda mais incerteza quanta a convergência para a meta de inflação.

Em uma notícia às vésperas da reunião de Agosto de 2011, um economista fez o seguinte comentário quanto às apostas no mercado financeiro de queda nos juros para a próxima decisão do banco central (que ocorreria em uma semana): “Essa é uma aposta um tanto irracional. Temos inflação ainda elevada e um mercado de trabalho forte, que mostra taxa de desemprego rondando mínimas históricas”.¹⁵ O próprio título da notícia é sugestivo: “apos pregao instavel juros fecham sem direcao definida.” Reproduzimos a notícia inteira no Apêndice B.

Exatamente uma semana depois, o Banco Central anunciou corte de 50 b.p. na meta da taxa básica de juros. A notícia do corte também é reproduzida no Apêndice B, mas repetimos aqui o título da notícia: “Copom surpreende e corta Selic em 0,50 ponto para 12%”.¹⁶ Este é o evento estereótipo que caracteriza nosso estudo (de fato, foi o evento motivador).

Vale observar que nesse caso, não havia incerteza quanto quanto à decisão do banco central: a maior parte do mercado apostava em manutenção de juros. Poderia ser o contrário: alta variabilidade de expectativas. O ponto é que não condicionamos nossos

¹⁵ Ver Apêndice B e bibliografia.

¹⁶ Ver Apêndice B e bibliografia.

eventos ao estado de incerteza do mercado antes da reunião; à variância das expectativas ou situação econômica à época. O que nos interessa é se houve ou não surpresa. Inclusive, apesar de não ser nossa preocupação de primeira ordem, é possível obter uma *proxy* para o tamanho da surpresa, se for o caso: a magnitude da diferença entre a taxa de 30 dias antes e depois da reunião. Note, entretanto, que isso supõe variância mínima das expectativas, conforme discutimos na metodologia. Lembramos que, se a taxa negociada de fato representa uma probabilidade, então essa “quantificação de surpresa” poderia, em tese, captar o tamanho da surpresa quanto à média das expectativas. Entretanto, por essa via não é possível averiguar o estado de incerteza, isto é, a variabilidade das expectativas.

A tabela e o gráfico abaixo resumiria o evento:

Tipo de Taxa	Valor (em %)
30 Dias Antes	12,292
30 Dias Após	11,896
Meta Antes	12,500
Meta Depois	12,000
Overnight antes	12,390
Overnight Depois	11,880
Diferença entre 30 Dias Antes	-0,208

Tabela 4.1 – Dados para Identificação

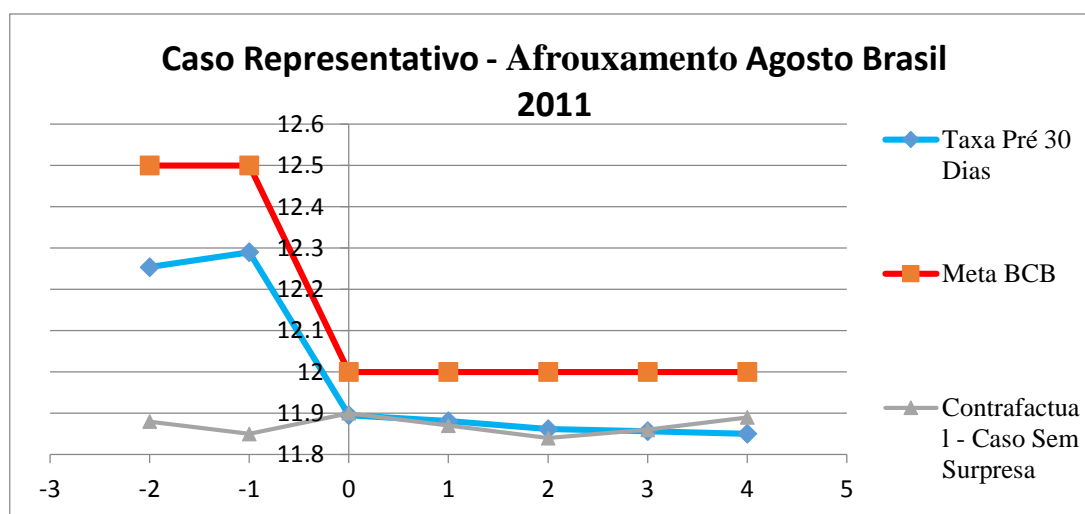


Gráfico 4.2 – Identificação de Surpresa

Não se deixe enganar pela aparente correlação entre a taxa pré de 30 dias e a meta do banco central. Na realidade, isto ocorre justamente porque existe a surpresa. No caso em que não houvesse a surpresa, conforme descrevemos na identificação, a taxa pré de 30 dias deveria ser relativamente estável no nível em que se deu o afrouxamento da política monetária após a reunião. Apenas para fins visuais, incluímos uma linha fictícia de taxa pré de 30 dias (em verde) do que deveria ser observado caso não houvesse surpresa.

Uma segunda observação que vale ser feita (e motivo pelo qual incluímos os valores da taxa overnight na tabela) é o spread entre a taxa CDI e a meta de juros do banco central, que descrevemos na metodologia. Observe que, ao tirarmos a diferença entre a taxa pré de 30 dias antes da reunião com a meta antiga, observamos uma falsa expectativa de queda (de aproximadamente 25 b.p.). Incurremos aqui no chamado “erro tipo I” descrito na metodologia. O atenuante é que ainda identificamos a surpresa. Dessa forma, identificamos este episódio como uma surpresa de magnitude, quando na realidade seria de timing (uma vez que os agentes não esperavam mudança). Como veremos mais detalhadamente no próximo capítulo, isto é especialmente prejudicial pois nossas observações para surpresas de timing são extremamente escassas. Por outro lado, nossos principais resultados não advêm propriamente do condicionante surpresa ou não surpresa e sim, se o ciclo foi de fato um de baixa ou de alta.

II. Análise dos Dados

Vamos proceder da forma como descrevemos nosso algoritmo de identificação de eventos. Primeiro, observamos que o último movimento que não manutenção do banco central tinha sido uma subida. Logo, uma vez que o banco central cortou juros, temos que damos início à um novo ciclo monetário.

Agora olhamos para a taxa de 30 dias antes da reunião. Observe que, conforme discutimos acima, parece haver uma expectativa de queda, diferentemente do que a notícia que reproduzimos acima sugere. Vamos analisar este episódio usando esta informação à nosso favor, mesmo que não o façamos de forma generalizada.

Lembremos que a taxa CDI vinha sendo negociada sistematicamente abaixo da taxa básica de juros (quando na realidade, esperaria-se que fosse muito próxima).¹⁷

O mercado, evidentemente, incorpora esta discrepância na negociação dos juros futuros. Portanto, considerando que a taxa negociada nos futuros negociam aproximadamente 20 b.p. abaixo, vemos que na realidade, podemos dizer que esta taxa de 30 dias antes da reunião “pela taxa básica de juros” seria 12.492; ou seja, praticamente sem expectativa de queda, conforme a notícia revela. É instigante o fato de não ser ainda mais próximo de 12,5, uma vez que o consenso era de manutenção de juros. Entretanto, se voltarmos para a segunda notícia reproduzida no apêndice B, e citando novamente: “A maioria -18 instituições- projetava estabilidade [dos juros] nesse patamar até o fim deste ano, enquanto 2 viam queda.” É relativamente confortante ver que as taxas parecem conseguir captar essa minoria que apostavam em uma queda.

A diferença entre a taxa de 30 dias antes e depois é claramente maior do que 0,1, donde o ciclo de fato inicia com uma surpresa. Analogamente, conforme já observamos, a diferença entre a taxa de 30 dias e a meta indica uma falsa surpresa de magnitude.

Dessa forma, nosso ciclo monetário está plenamente caracterizado. Um ciclo de afrouxamento, que se inicia com surpresa de magnitude. Destacamos que a caracterização independe do que ocorreu nas próximas reuniões e o fato de que a especificidade do mercado brasileiro não afetou nossa identificação de surpresa; apenas o tipo de surpresa.

O próximo passo consiste na comparação entre as taxas esperadas e realizadas. Reproduzimos os resultados abaixo:

Tipo de Taxa	Valor (em %)
Taxa Pré para 1 Ano	10,606
Realizado 1 Ano (Média Geométrica)	9,831
Realizado 1 Ano (Média Simples)	9,840
Taxa Pré para 9 Meses	10,606

¹⁷ Para mais detalhes, ver a discussão na introdução e nota de rodapé 3 da metodologia.

Realizado 9 Meses (Média Geométrica)	10,447
Realizado 9 Meses (Média Simples)	10,452
Taxa Pré para 6 Meses	10,606
Realizado 6 Meses (Média Geométrica)	11,557
Realizado 6 Meses (Média Simples)	11,558
Taxa Pré para 3 Meses	10,606
Realizado 3 Meses (Média Geométrica)	11,636
Realizado 3 Meses (Média Simples)	11,636

Tabela 4.3 – Dados para Testar a Hipótese

Estes resultados isoladamente não representam muito. Reproduzimos apenas para mostrar os dados que estaremos analisando. A única maturidade em que não parece haver uma grande discrepância entre esperado e realizado é de 9 meses. Observe ainda a semelhança entre as média geométricas e média simples ocorre mesmo com taxas relativamente altas. Conforme explicitamos na metodologia, optamos pelo uso da média geométrica, apesar de parecer haver pouca diferença. Na próxima seção mostramos o painel gerado pela generalização dessa análise para diversos ciclos monetários. Mostramos resultados mais gerais e testamos eventuais diferenças entre as distribuições.

V. Resultados

I. Observações Preliminares

Expomos aqui os principais resultados que conseguimos extrair do painel gerado. Como a própria geração do painel foi grande parte do esforço deste trabalho (e motivo pelo qual fomos detalhista na metodologia), replicamos os dados essenciais para identificação no Apêndice C (juntamente com algumas observações). Como pode ser verificado no apêndice, foram identificados poucos casos de surpresa de timing. Portanto, salve dito o contrário, quando nos referirmos à surpresa neste capítulo, estamos nos referindo à surpresas de magnitude.

Conforme enunciado em capítulos anteriores, queremos verificar a existência ou não de um comportamento errôneo das taxas de juros pré-fixadas com relação àquelas que foram de fato realizadas no período, restringindo para no máximo taxas pré de 1 ano. Lembramos aqui o motivo pelo qual fixamos esse período. Quanto mais longa a taxa, maior a probabilidade de que fatores externos (que ocorrem no período de realização da taxa) afetem a taxa realizada. Isto dificulta, portanto, a identificação do efeito surpresa/ciclo da decisão de política monetária. Talvez fosse possível alongar um pouco mais a taxa que utilizamos, para até um ano e meio talvez. Entretanto, a grande maioria dos dados disponíveis não nos permite utilizar tais maturidade intermediárias, ocorrendo um pulo da maturidade de um ano para dois anos (em alguns casos até maiores). Não negamos que a taxa de um ano também possa ser influenciada por fatores externos. Entretanto, utilizando uma amostra relativamente boa, temos a esperança de mitigar o efeito de choques exógenos. Esta é a hipótese usual de que tais fatores externos (ou choques) que afetam a taxa realizada tem “média zero”. Antes de explicitar os resultados principais, iniciamos com mais uma observação sobre a identificação de surpresas, que na realidade se tornou um resultado que surgiu “acidentalmente”.

II. Resultado “Acidental”

Resta fazer uma última observação, à princípio metodológica, mas que como se verá, já pode ser considerado um resultado do trabalho. Esta se refere à identificação de surpresas, sobretudo de magnitude. Até agora, omitimos um fato importante do que queremos dizer sobre a surpresa da decisão monetária. Observe que, independentemente

de ser um ciclo de alta ou de baixa, uma surpresa de magnitude pode ocorrer de duas formas: o mercado pode superestimar ou subestimar a decisão da autoridade monetária.

Para clarificar, usemos um exemplo. O mercado pode estar esperando um movimento de alta do banco central, digamos um alta de 50 b.p.. Suponha então que o banco central anuncie que decidiu subir apenas 25 b.p.. Nosso algoritmo, sem ambiguidades, captaria isto como um ciclo monetário de alta, iniciado sob as condições de uma surpresa de magnitude. Entretanto, note que o mesmo ocorreria se o banco central tivesse, ao invés, anunciado uma subida de 75 b.p.! No primeiro, houve subestimação, no segundo, superestimação. Seria natural querer distinguir ambos os casos, pois de fato são eventos bastantes diferentes. Isto é ainda mais verdadeiro para um trabalho que almeja testar hipóteses sobre expectativas de taxas futuras.

O fato mais surpreendente, entretanto, é que ao observar o painel gerado, ocorreram apenas dois casos onde um ciclo de alta surpreendente foi acompanhado de uma surpresa de superestimação de subida (ou seja, onde o banco central aumentou menos do que o esperado) e apenas um caso de ciclo de baixa surpreendente que foi acompanhado de uma surpresa de superestimação de corte (ou seja, onde o banco central cortou menos do que esperado). Alia-se à isso os possíveis “erros tipo I e II” descritos na metodologia, dado que a ocorrência destes tipos de eventos foram baixas, é bem possível que estes sejam casos falso positivos. De fato, como mostramos no apêndice C, a diferença entre o ajustamento da taxa (isto é, a diferença entre as taxas de 30 dias) e da expectativa antes do anúncio da nova taxa (isto é, diferença entre o 30 dias na véspera da decisão e a taxa spot) sugerem isto.

Logo, um primeiro resultado que podemos tirar é que o banco central, quando surpreende, geralmente é com valores mais extremos na sua decisão. Os dados que identificamos que não seguem esta regra (mas que lembramos, parecem ser falso positivos) estão destacados ao fim da tabela de dados no Apêndice C.

A forma com o qual isto já é considerado um resultado justifica o motivo pelo qual expomos este fato aqui e não na metodologia. Poderíamos querer usar o evento superestimação/subestimação como mais um condicionante de ciclo monetário. Entretanto, como se viu, surgiu naturalmente nos dados uma assimetria nesta dimensão. Não foi, como poderia ter sido, uma restrição à priori e tampouco, mais um condicionante de ciclos monetários.

Não entraremos na discussão aqui, mas seria interessante aliar este fato com a obtenção ou não das metas (sobretudo de inflação) da autoridade monetária, além da relação com a literatura de inconsistência intertemporal.

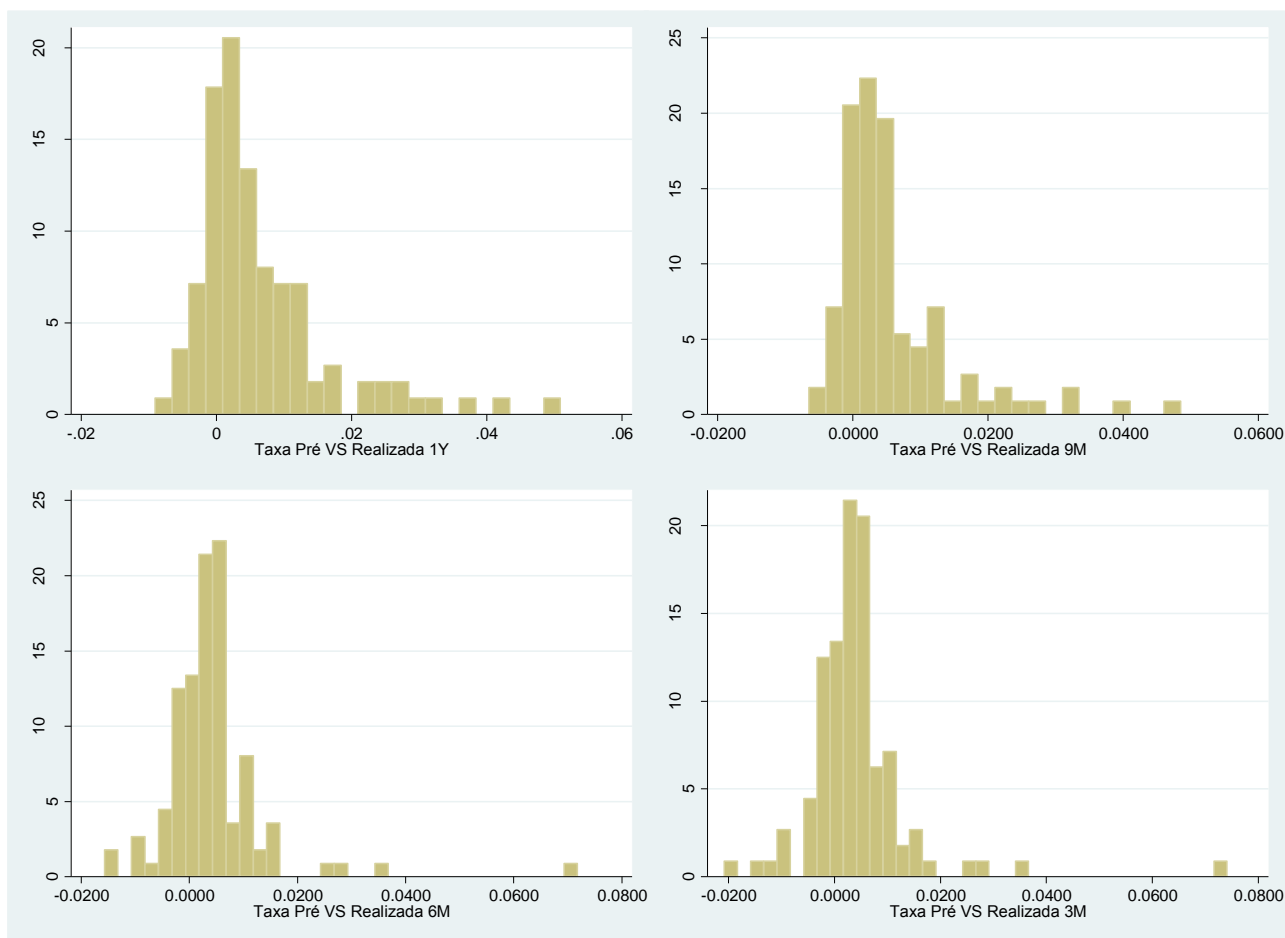
III. Inspeção Visual dos Dados – Surpresa e Movimento Inicial do Ciclo

A análise que se segue será feita em duas partes. Primeiro mostramos as distribuições que obtemos entre a discrepância da taxa pré contra a taxa realizada (sempre tiramos a diferença “taxa pré – taxa realizada”). Esta inspeção visual e menos formal dos dados guiará (no sentido que justificará) e será complementado por testes estatísticos não-paramétricos que faremos para testar as conjecturas que formamos após inspecionar as distribuições.

Ficara mais claro agora o que queremos dizer com comportamento errôneo das taxas de juros realizadas, em relação àquela pré-fixada no momento de decisão de política monetária. Que a diferença entre taxa pré e taxa realizada fosse ou não diferente em episódio de surpresa e não surpresa e/ou ciclos de alta e baixa já é um fato interessante de verificar e é algo que de fato fizemos, conforme mostramos mais adiante. Se a distribuição desta diferença fosse diferente nos diferentes subcasos, teríamos evidência de um comportamento particular nestes episódios. Obviamente a forma com o qual este comportamento é errôneo é de interesse também fundamental.

A conjectura inicial (e motivadora, antes de olhar para os dados) deste trabalho é de que este comportamento se daria da seguinte forma. As diferenças entre taxa pré e realizada seriam maiores nos casos de surpresa do que não surpresa (por isso utilizamos o termo “errôneo”). Uma afirmação quase equivalente seria dizer que estas discrepâncias possuiriam uma variância maior. Com isso em mente, seria ainda interessante verificar se havia alguma particularidade em casos onde a surpresa era do tipo de magnitude ou de “timing”. Aqui, vale todas as ressalvas feitas na metodologia.

Sem ainda condicionar os ciclos monetários, segue as distribuições das discrepâncias para as maturidades analisadas. O eixo-x está em porcentagem (na forma decimal) e o eixo-y em porcentagem (na forma %).

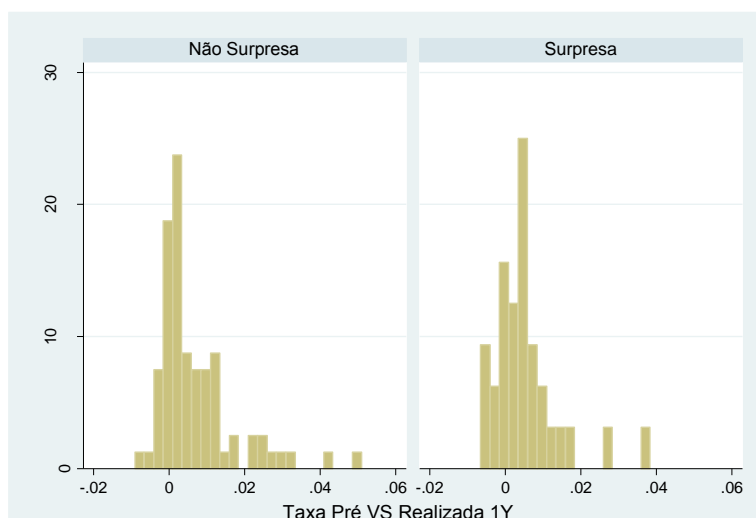


Histograma 5.1 – Histogramas Gerais

Estes histogramas ainda não separam entre casos de surpresa e não surpresa (e tampouco em tipo de ciclo ou tipo de surpresa). Primeiro, notamos que a moda de todas as distribuições ficam próximas de zero, que sugere que o mercado financeiro consegue muitas vezes dar um bom predictor para a média de taxa de juros futuras. Além disso, chamamos atenção para uma certa assimetria na distribuição, onde a taxa realizada costuma ser persistentemente menor que a taxa pré.

Esta assimetria não é inteiramente surpreendente. É bem estabelecido que o mercado não só remunera um prêmio pelo termo, mas também pela menor liquidez (e em muitos casos, a liquidez está positivamente correlacionado com a maturidade relativa ao overnight; de fato as distribuições parecem se “inclinarem” mais para direita conforme as maturidades crescem). Essa assimetria, portanto, está evidenciando tais prêmios.

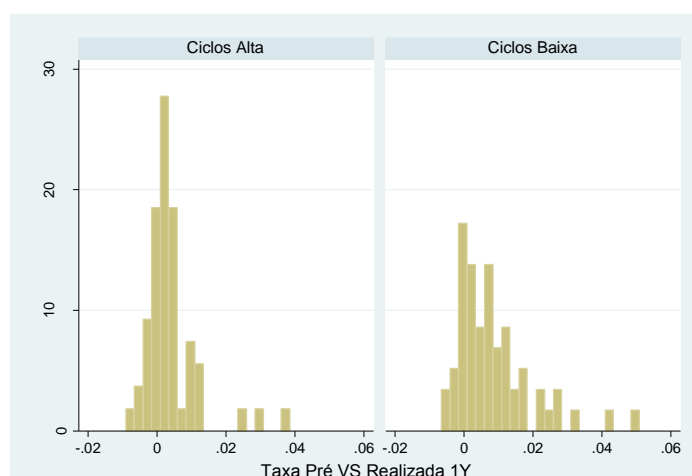
Procedemos então para analisar as diferenças entre casos de surpresa e casos de não surpresa. O histograma abaixo separa entre casos de surpresa e não-surpresa. No restante do capítulo, faremos a análise para maturidade de um ano. Para não poluir demais a exposição, omitimos os gráficos análogos para as outras maturidades.



Histograma 5.2 – Surpresa vs Não Surpresa 1Y

Como se pode verificar, as distribuições são semelhantes, com uma ligeira diferença de que casos de surpresa parecem gerar uma distribuição menos assimétrica. Isto poderia ser evidência de que, sob ciclo monetário surpreendente, a presença deste prêmio não seria tão óbvia. Isto sugere um teste de média entre casos de surpresa e não-surpresa e além disso, um teste para a assimetria das distribuições.

Repetimos então o exercício acima, mas agora condicionando para ciclos de alta e ciclos de baixa. Segue abaixo os histogramas (novamente para maturidade de um ano).



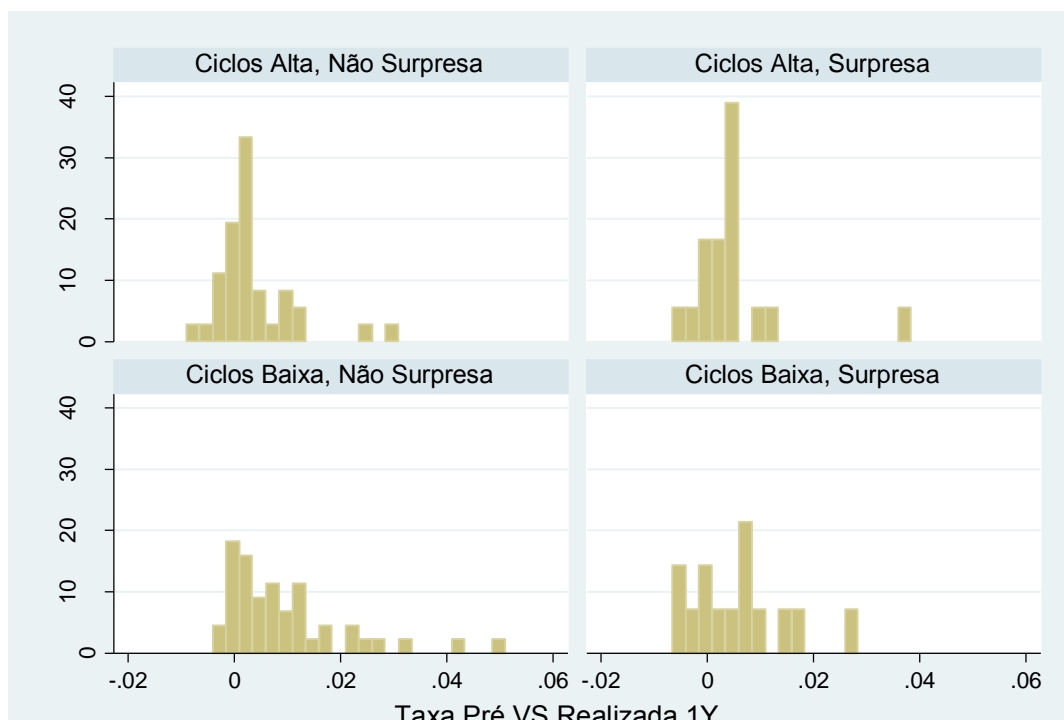
Histograma 5.3 – Ciclos Alta vs Ciclos Baixa 1Y

Agora parece surgir uma diferença mais marcante entre as distribuições. Ciclos de baixa parecem possuir uma variância maior. É importante ressaltar que, a princípio, esse fato não é óbvio. Independentemente do ciclo ser de alta ou de baixa, o mercado precifica a taxa pré igualmente em ambos os casos. Não se deixe enganar pelo fato de que ciclos de baixa deveriam ser seguidos por taxas realizadas menores; em tese, a taxa pré deveria incorporar de alguma forma as taxas futuras. A princípio, seria de se esperar que o tipo de discrepância entre taxa pré e realizada em ambos subcasos fosse homogênea.

Lembramos que nossa preocupação de primeira ordem é mostrar os fatos empíricos e as explicações propostas a seguir são especulativas. Com isso em mente, note então que o ocorre em um ciclo de baixa surpreendente. Lembrando que ciclos de baixas surpreendentes ocorrem com uma queda maior do que esperada, então a taxa pré antes da surpresa deve estar mais alta do que deveria, donde a taxa realizada será menor, o que, a princípio, explica a maior incidência (relativa) de diferenças positivas no histograma de ciclos de baixa acima. Um fato entretanto, ainda instiga mais análise: surpresas de ciclo de alta causariam um efeito simetricamente oposto ao caso de ciclo de baixa. Se esta análise fosse inteiramente legítima, deveríamos observar o maior incidência de discrepâncias negativas para ciclos de alta, pois aqui sim a taxa pré deveria embutir uma taxa menor. Uma possível explicação é que observamos mais surpresas para ciclos de baixa. Entretanto, como se pode verificar no apêndice C, este não é o caso (inclusive, temos mais casos de surpresa para ciclos de alta).

A não corroboração destes fatos com o histograma acima sugere um processo de ajustamento mais complexo. Por exemplo, no ato de surpresa, pode haver um efeito “overshooting” na direção do ciclo monetário (digamos, um ‘empinamento’ precipitado da curva de juros), que reverteria o efeito acima. Mais uma vez, aliar uma teoria aos fatos aqui expostos foge do escopo deste trabalho e estamos apenas levantando algumas possibilidades; o objetivo aqui são ideias para guiar nossos testes estatísticos. Por fim, vale notar que a existência do prêmio à termo ou por liquidez ainda está presente, independentemente do fato o ciclo ser de baixa ou de alta.

Juntar os dois critérios e observar os ciclos condicionando a cada um dos quatro eventos monetários possíveis pode iluminar um pouco mais essa discussão. Segue abaixo os histogramas:



Histograma 5.4 – Surpresa/Não Surpresa vs Ciclos Alta/Baixa 1Y

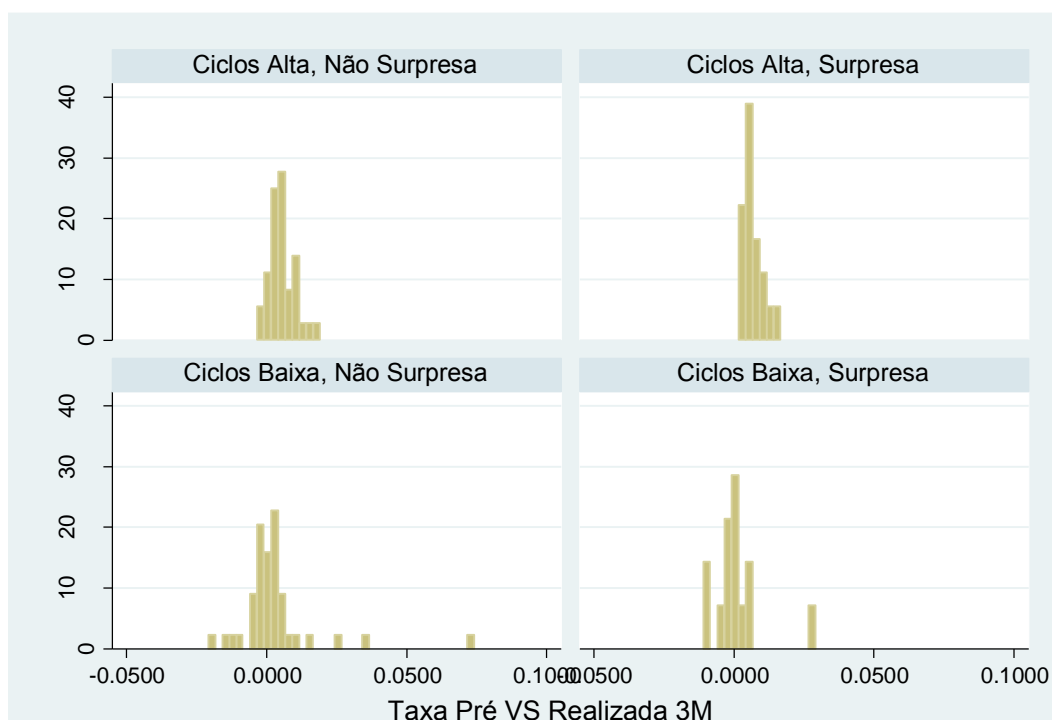
Dos histogramas acima, vemos que a maior diferença entre distribuições de fato vem do fato do ciclo ser de alta ou de baixa, permanecendo semelhantes entre si seja em casos de surpresa ou não (conforme os histogramas anteriores sugeririam). Ressaltamos que condicionar cada vez mais os ciclos monetários nos ajuda a evitar o chamado “paradoxo de Simpson”.

Ciclos de alta surpreendente vão exatamente no raciocínio sugerido anteriormente; uma vez que as surpresas ocorrem com uma expectativa de subida menor do que a de fato ocorrida, faz sentido aqui a predominância de discrepâncias negativas. Na mesma linha, quando não há surpresa, parece preponderar os prêmios por maturidade/liquidez.

Já os casos de ciclos de baixa não parecem tão óbvios. Na ausência de surpresa, tal como no ciclo de alta, parece preponderar também os prêmios usuais, que faz algum sentido. Em eventos surpreendentes, a semelhança visual da distribuição praticamente com uma distribuição uniforme é instigante, ainda que corrobore o fato intuitivo (acima descrito) de que ciclos de baixa surpreendentes dão origem à taxas pré maiores que realizadas. Uma possível explicação poderia ser o baixo número de observações, mas temos aproximadamente 50% de casos de aperto e de afrouxamento (inclusive,

ligeiramente maior para afrouxamento). É discutível, mas é possível que a maior variância de ciclos de baixa parece advir preponderantemente do evento da surpresa. Entretanto, o fato mais importante é que parece que os processos de ajustamento por trás das distribuições entre ciclos de alta e ciclos de baixa parecem ser distintos, com a surpresa possivelmente tendo um papel adicional, intraciclos de alta/baixa.

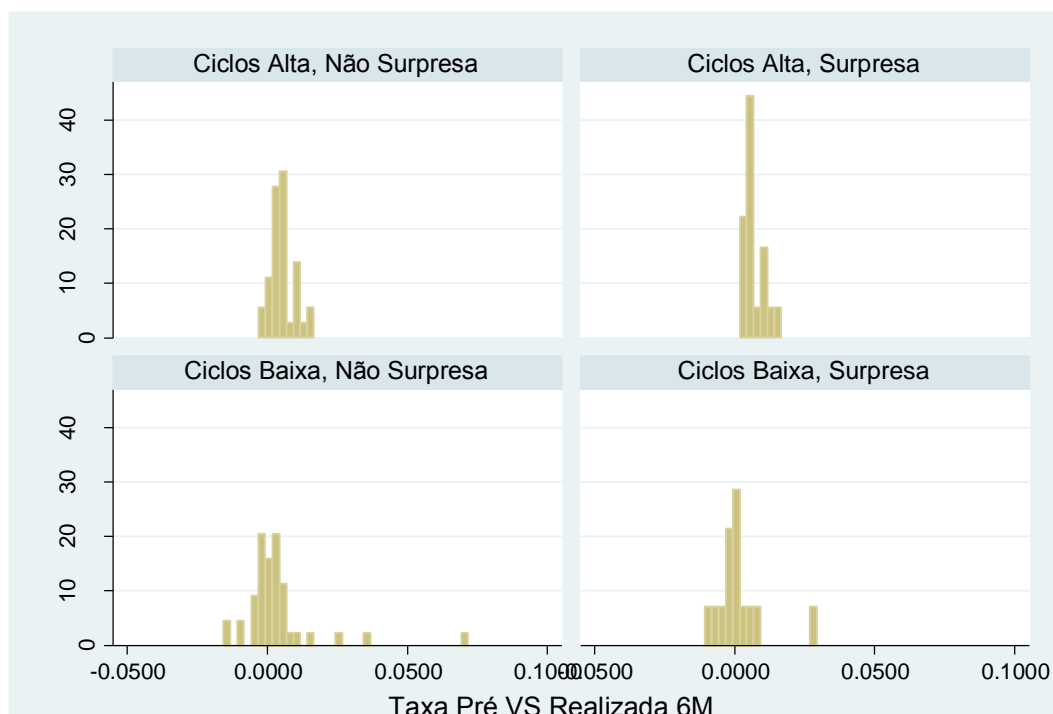
Neste ponto é válido replicar as distribuições para as demais maturidades, uma vez que obtemos distribuições distintas. Segue abaixo as distribuições para três meses:



Histograma 5.5 – Surpresa/Não Surpresa vs Ciclos Alta/Baixa 3M

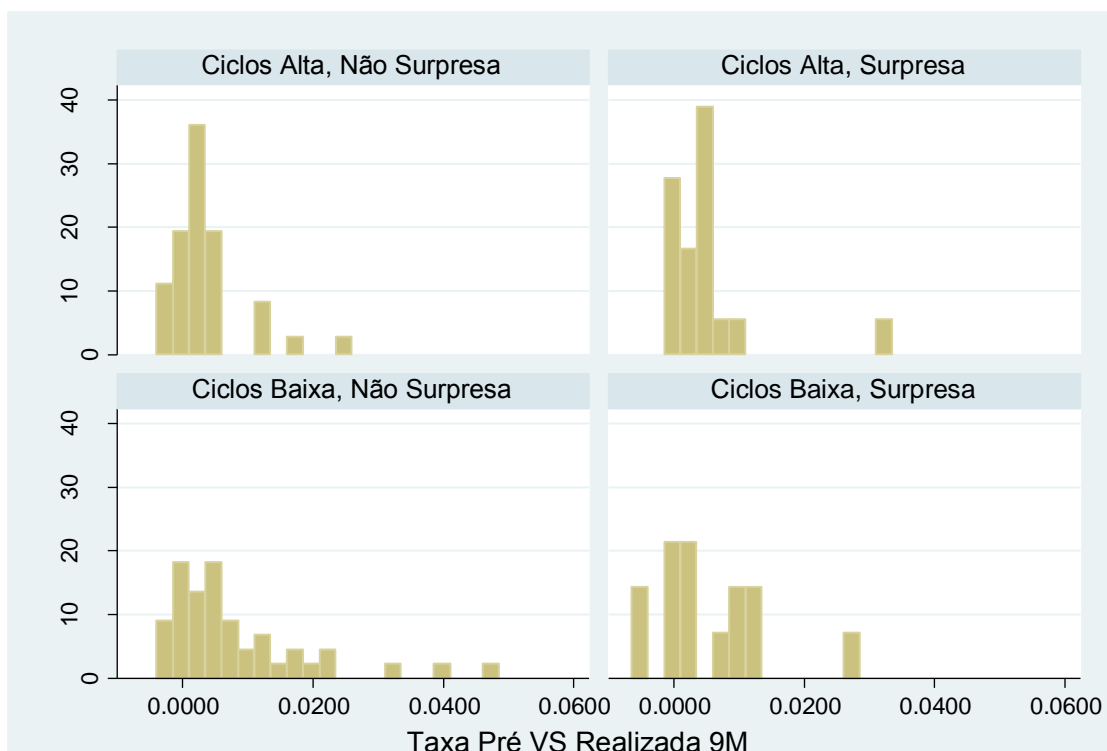
Observe que os gráficos são relativamente semelhantes; sendo simétricos em torno de zero, salve o caso de ciclo de alta surpreendente, com forte assimetria positiva. Isto sugere que no curto prazo (que, no nosso contexto, leia-se três meses) não parece haver efeitos. A assimetria positiva em ciclos de alta com surpresa é surpreendente, mas atenuada pela proximidade de zero.

Para a maturidade de 6 meses, as distribuições são muito parecidas com a de 3 meses, donde seguem as mesmas observações.



Histograma 5.6 – Surpresa/Não Surpresa vs Ciclos Alta/Baixa 6M

Vale ressaltar que a semelhança entre as distribuições aumentam as possibilidades de que os resultados especulativos achado para a maturidade de um ano seja algo puramente espúrio, uma vez que é natural e incontestável que maiores erros ocorram em períodos mais longos. Entretanto, isto é atenuado pelo fato de que as distribuições para 9 meses, por sua vez, são muito semelhantes com as de 1 ano. Segue abaixo.



Histograma 5.7 – Surpresa/Não Surpresa vs Ciclos Alta/Baixa 9M

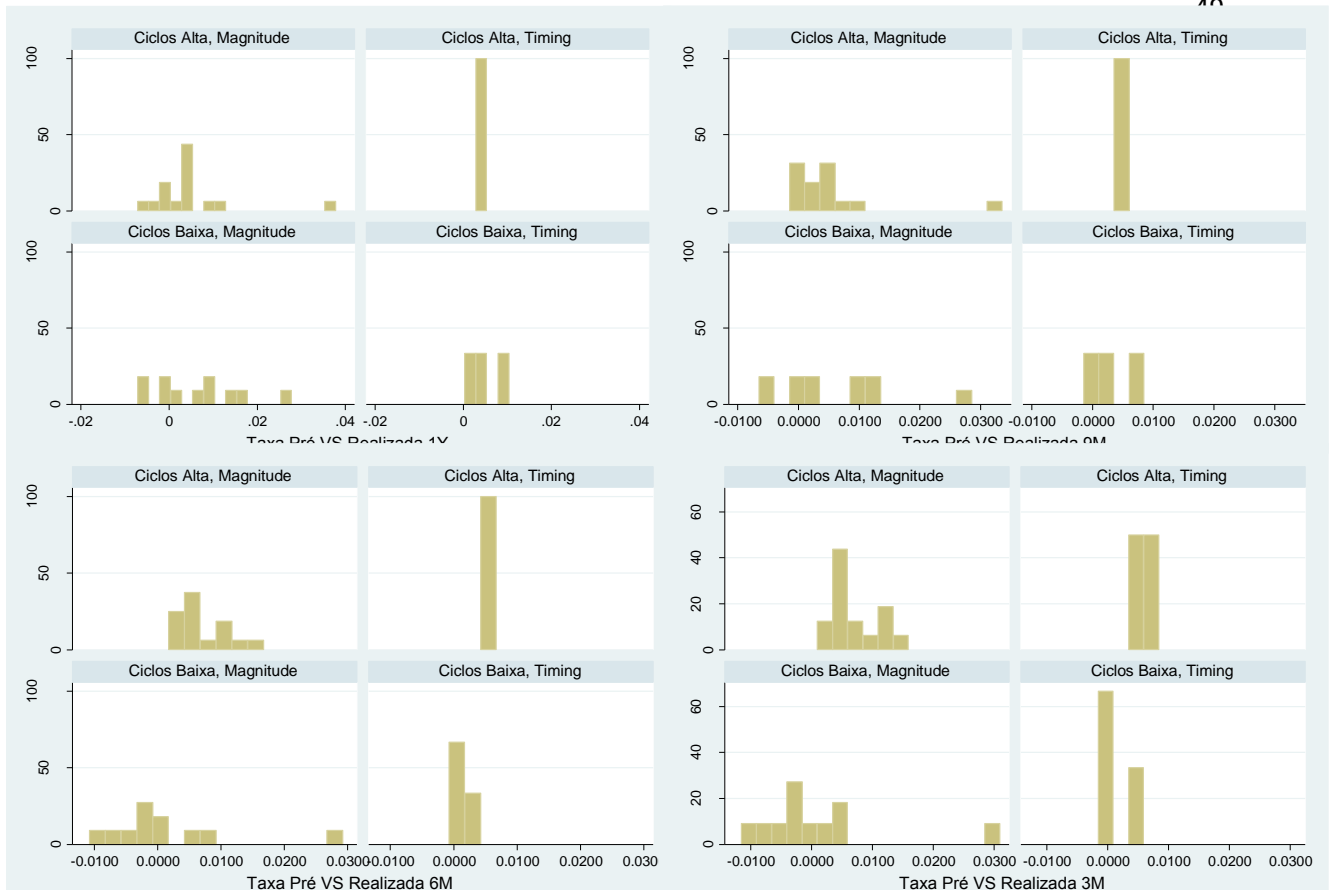
Em resumo, parece de fato haver uma diferença no ajustamento por trás destes quatro cenários, mais visível a partir de 9 meses após o início do ciclo monetário.

IV. Inspeção Visual dos Dados – Tipos de Surpresa

Por último e como era almejado no início do trabalho, queremos também ver se é possível aprofundar ainda mais os condicionantes de ciclos monetários, separando agora entre as surpresas de magnitude e surpresa de timing. Entretanto, a análise aqui fica prejudicada devido ao baixo número de eventos no qual foram identificados surpresas de timing (cinco eventos apenas). Antes de ficar decepcionado com a coleta de dados, podemos tomar isso como uma evidência preliminar de que o mercado, quando erra o movimento da autoridade monetária, geralmente erra no tamanho do movimento, mas não na direção e/ou momento do movimento.

Entretanto, vale uma ressalva antes de tomar essa conclusão precipitadamente. Além das ressalvas metodológicas, lembramos que analisamos as decisões monetárias que iniciam o ciclo. As decisões intraciclos monetários não são analisados, de forma que é bem possível que surpresas de timing estivessem mais presentes dentro de um ciclo monetário. Por exemplo, é bem possível conjecturar que as surpresas de timing costumam ocorrer quando o mercado tenta adivinhar quando o banco central irá encerrar seu ciclo de afrouxamento ou aperto (vide, por exemplo, as sucessivas especulações quanto ao término do programa de ‘quantitative easing’ por parte do Federal Reserve). Adiciona-se à isso os erros tipo I e tipo II descritos na metodologia, onde vimos que afeta sobretudo no tipo de surpresa identificado. Fica aqui uma então uma primeira grande falha do método aqui empregado para identificação de ciclos monetários, conforme mencionamos na conclusão sendo um dos principais pontos de melhora futura.

Devido ao baixíssimo número de observações para surpresas de timing, a análise aqui é ainda mais especulativa do que as foram feitas até agora. Com isso em mente, segue abaixo as distribuições.



Histograma 5.8 – Surpresa Timing/Magnitude vs Ciclos Alta/Baixa Todas as Maturidades

Como se pode ver, analisar as distribuições de surpresa de timing seria algo muito ingênuo. Portanto, restringimos nossos comentários para surpresas de magnitude. De forma (muito) geral, notamos que a surpresa de magnitude para ciclos de baixa parece gerar um espalhamento maior nas discrepâncias. Além disso, ela parece ser assimétrica, mais frequentemente negativa para maturidades mais curtas. Vale notar que para 9 meses e 1 ano, a distribuição volta a assumir uma forma mais simétrica, mas parece ainda haver maior variância. No caso de ciclos de altas, não parece haver um padrão identificável.

Isto sugere que a conjectura inicial (motivacional) do trabalho não é plenamente refutada; isto é, é possível de que sob certas condições, um evento de surpresa pode gerar uma sistemática nos erros da taxa pré. No caso em questão, as condições seriam um ciclo de baixa iniciado sob surpresa de magnitude, para taxas curtas.

Isto encerra esta primeira análise dos dados. Na próxima seção, a ideia é sair do terreno de pura especulação para algo mais concreto, com significância estatística.

V. Testes Não-Paramétricos

Para tornar nossas observações sobre as distribuições mais convincentes, é válido aplicar alguns testes estatísticos das hipóteses que formamos à partir da inspeção visual dos dados. Uma vez que as distribuições geradas aqui são desconhecidas, gostaríamos de utilizar o procedimento mais geral possível, mesmo que isso envolva a obtenção de intervalos brandos e regras de rejeição pouco potentes. Portanto, nosso método aqui consiste em utilizar três testes não-paramétricos; dois para testar a (des)igualdade das distribuições (o teste de Kolmogorov-Smirnov e de Mann-Whitney) e outro para testar se a média das distribuições é zero (o teste de postos sinalizados de Wilcoxon; complementar aos testes das distribuições).

Iniciamos testando a igualdade entre distribuições. Fazemos primeiro o teste de Kolmogorov-Smirnov, que para nosso caso argumentamos ser mais apropriado, uma vez que ele permite captar diferenças mais gerais entre distribuições, enquanto que o teste de Mann-Whitney é mais sensível à mudanças na mediana. A discussão do capítulo anterior discute variância e assimetria das distribuições, que até podem se refletir na mediana, mas sob condições muito especiais. Nos referimos aqui à discussão quanto ao conceito antigo/tradicional da relação entre assimetria e mediana, isto é, quando assimetria positiva implica em mediana menor que média e vice-versa; isto pode não ser verdade, sobretudo em distribuições multimodais e distribuições discretas onde o próprio conceito tradicional de mediana fica dúvida, que ocorre quando a área à esquerda e direita da mediana são divergentes. Como queremos sempre o procedimento mais geral possível, consideramos os resultados do teste de Mann-Whitney secundários.

Dado o baixo custo de replicar o teste, fizemos o teste para todos os casos possíveis. A tabela abaixo sumaria as informações dos testes, onde cada entrada da tabela indicar o p-valor do teste e a hipótese nula é naturalmente descrita pela primeira coluna. A barra vertical na hipótese nula indica que estamos fazendo o teste restringindo a amostra apenas para o caso em questão (por exemplo, Surpresa == Não Surpresa | Ciclos Alta diz que a hipótese nula é de que a distribuição de discrepâncias entre casos de surpresa e não surpresa são iguais para os eventos de ciclos de alta).

Teste de Kolmogorov-Smirnov	1Y	9M	6M	3M
Surpresa == Não Surpresa	0,7490	0,9510	0,3120	0,3120
Surpresa == Não Surpresa Ciclos Alta	0,0910	0,3280	0,1990	0,2710
Surpresa == Não Surpresa Ciclos Baixa	0,6100	0,5320	0,8640	0,7580
Ciclos Alta == Ciclos Baixa	0,0050	0,0440	0,0000	0,0000
Ciclos Alta == Ciclos Baixa Surpresa	0,0260	0,5390	0,0000	0,0000
Ciclos Alta == Ciclos Baixa Não Surpresa	0,2460	0,0480	0,0010	0,0000
Surpresa Magnitude == Surpresa Timing	0,6310	0,6310	0,5420	0,6760
Surpresa Magnitude == Surpresa Timing Ciclos Alta	0,7250	0,5630	0,4070	0,4070
Surpresa Magnitude == Surpresa Timing Ciclos Baixa	0,2750	0,3660	0,9410	0,9410

Tabela 5.9 – Teste de Kolmogorov-Smirnov

Destacamos dois pontos do teste acima. Como suspeitávamos após observar as distribuições, a grande diferença parece vir do movimento inicial do ciclo e não do fato de haver ou não surpresa. O efeito parece em grande parte ser muito significativo em um prazo mais curto; ainda assim, as maturidades mais longas não são desprovidas de significância. Observe que isto refuta à inspeção visual de que os efeitos parecem vir de prazos mais longos; tanto para três meses e seis meses obtemos distribuições diferentes em diferentes tipos de ciclos. O evento surpresa/não surpresa, como suspeitávamos desde o primeiro histograma, não parece ter um efeito significativo nas distribuições.

Por último, damos pouco valor à não-rejeição nos testes estatísticos para os tipos de surpresa. Dado o baixo número de observações, isso seria de se esperar. De fato, o próprio teste não é aconselhável nestas condições e reproduzimo-los apenas por completude.

Segue agora o teste de Mann-Whitney. Isto nos dará um pouco mais de intuição quanto à mediana das distribuições e complementamos posteriormente com o teste de média de postos sinalizados de Wilcoxon. Novamente, as entradas representam os p-valores e a primeira coluna, as hipóteses nulas, sob a mesma notação do teste anterior.

Teste de Mann-Whitney	1Y	9M	6M	3M
Surpresa == Não Surpresa	0,5075	0,6147	0,2989	0,3757
Ciclos Alta == Ciclos Baixa	0,0169	0,1493	0,0000	0,0000
Surpresa == Não Surpresa Ciclos Alta	0,5069	0,5069	0,1229	0,2158
Surpresa == Não Surpresa Ciclos Baixa	0,3541	0,4346	0,5732	0,5130
Ciclos Alta == Ciclos Baixa Surpresa	0,6761	0,9093	0,0021	0,0010
Ciclos Alta == Ciclos Baixa Não Surpresa	0,0165	0,1010	0,0013	0,0001
Surpresa Magnitude == Surpresa Timing	0,6591	0,6971	0,5165	0,5506
Surpresa Magnitude == Surpresa Timing Ciclos Alta	0,3254	0,3993	0,7787	0,8883
Surpresa Magnitude == Surpresa Timing Ciclos Baixa	0,9379	0,9379	0,4835	0,4835
Ciclos Alta == Ciclos Baixa Surpresa Magnitude	0,6930	0,9214	0,0118	0,0066
Ciclos Alta == Ciclos Baixa Surpresa Timing	0,5637	0,5637	0,0833	0,0833

Tabela 5.10 – Teste de Mann-Whitney

O resultado do teste de Kolmogorov-Smirnov se mantém; as distribuições entre ciclos de alta e ciclos de baixa parecem ser significativamente diferentes para as duas maturidades mais curtas. Interessante notar que agora, para maturidades mais longas, não conseguimos de forma geral a rejeição. Para as maturidades mais curtas, a rejeição nestas distribuições mais simétricas sugerem diferenças nas médias (conforme veremos no próximo teste).

Para as duas maturidades mais longas, o raciocínio não é mais tão óbvio. Lembrando que este teste é mais sensível à mediana, que em distribuições simétricas ou ligeiramente assimétricas, que é o nosso caso, isto em grande parte será influenciado pelo centro de gravidade da distribuição. Em distribuições simétricas, o centro se confunde com a moda, média e mediana. A rejeição no caso de Kolmogorov-Smirnov e a não rejeição aqui sugere então nossas suspeitas discutidas na seção anterior tem alguma validade, de que para prazos de 9 meses e 1 ano (distribuições de maior assimetria) as diferenças nas distribuições advém dos maiores momentos da distribuição. Um candidato natural é, obviamente, a dispersão, conforme indicamos ao longo deste capítulo.

Para finalizar, segue abaixo o teste de postos sinalizados de Wilcoxon. Teremos aqui uma melhor ideia quanto à dispersão e assimetria das distribuições, uma vez que a maioria das distribuições geradas aqui parecem possuir a moda em zero. A hipótese nula em todos os casos é que a média é igual à zero, evidentemente.

Teste de Postos Sinalizados de Wilcoxon	1Y	9M	6M	3M
Não Surpresa	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
Surpresa	0,0018	0,0002	0,0010	0,0012
Ciclos Baixa	0,0000	0,0000	0,2316	0,2977
Ciclos Alta	0,0001	0,0000	0,0000	0,0000
Não Surpresa Ciclos Baixa	0,0000	0,0000	0,1721	0,2161
Não Surpresa Ciclos Alta	0,0355	0,0001	0,0000	0,0000
Surpresa Ciclos Baixa	0,0024	0,0413	0,9250	0,9750
Surpresa Ciclos Alta	0,0139	0,0007	0,0002	0,0002
Surpresa Timing	0,0431	0,0431	0,0431	0,0431
Surpresa Magnitude	0,0088	0,0013	0,0036	0,0046
Surpresa Timing Ciclos Baixa	0,1088	0,1088	0,1088	0,1088
Surpresa Timing Ciclos Alta	0,1797	0,1797	0,1797	0,1797
Surpresa Magnitude Ciclos Baixa	0,0754	0,1095	0,7897	0,7221
Surpresa Magnitude Ciclos Alta	0,0340	0,0019	0,0004	0,0004

Tabela 5.11 – Teste de Postos Sinalizados de Wilcoxon

Como se pode verificar, rejeitamos a hipótese nula na maioria dos casos à 5% de nível de significância. Com isso, reforça-se o resultados obtidos nos testes anteriores, isto é, conforme sugerimos nas várias distribuições, de fato a maioria parece ser assimétrica e que diferenças são provenientes de momentos maiores. Observe que isso não ocorre quando separamos pelas surpresas de timing, mas isso é mais uma evidência do pouco valor que devemos dar aos nossos resultados nessa dimensão. A igualdade entre os p-valores para este caso mostra que o teste é praticamente inútil.

Vale destacar também que, como suspeitado na inspeção visual da distribuição, não conseguimos a rejeitar que a média no caso de ciclos de baixa seja em geral diferente de zero para as maturidades de 3 meses e 6 meses. Isto vai de acordo com o que o teste de Mann-Whitney sugeriria, de que diferenças nas distribuições de maturidade mais curta deveriam advir da média, uma vez que são mais simétricas. Vale ressaltar que aqui não testamos diferenças de média diretamente; os testes apenas sugerem isto, dado a rejeição de que as distribuições são iguais, aliado à não-rejeição de média igual a zero em um caso e rejeição de média igual a zero em outro. Isto não ocorre nas maturidades mais longas, reforçando os resultados de que para maturidades mais longas, as diferenças parecem vir do segundo momento em diante.

VI. Conclusão

Neste trabalho buscamos trazer à luz maiores informações sobre o comportamento das expectativas de mercado perante diferentes tipos de ciclos monetários. Para isso, buscamos uma forma “barata” (automatizada) de se analisar os ciclos monetários, de forma a maximizar o número de observações. Nesta seção, resumimos nossos resultados e damos indicações de possíveis melhoras ao trabalho feito aqui.

Analisando os dados obtidos, vimos que parece haver uma diferença na expectativa de mercado quando o ciclo monetário se inicia com uma alta ou uma baixa de juros. À primeira instância, a surpresa ou não surpresa não parece ser por si próprio um evento que altera o comportamento da discrepância entre taxas pré e taxas realizadas. Entretanto, ao condicionarmos para ciclos de alta ou baixa, o efeito surpresa parece sim surtir algum efeito. Por fim, os efeitos de longo prazo (a análise para maturidades 9 meses e 1 ano) parecem diferir daqueles de prazo mais curto (maturidades de 3 meses e 6 meses). Em geral, os efeitos são captados pelo grau de assimetria das distribuições.

Vale ressaltar também que o painel em si é um dos resultados do trabalho. Conseguimos gerar uma base de diversos ciclos monetários, em diversos períodos, sob dois condicionantes possíveis: ciclos de baixa ou alta e ciclos iniciados com surpresa ou sem surpresa. Além disso, obtivemos um separação entre os próprios tipos de surpresa embora, conforme ressaltamos ao longo do trabalho, possuí algumas falhas, decorrente da tentativa de automatizar a análise.

Surge portanto, o primeiro ponto de melhora. Conseguimos alguns resultados mesmo com a identificação de tipo de surpresa sendo prejudicada. Entretanto, permanece a motivação de identificar os efeitos dos diferentes tipos de surpresa. Vimos que as surpresas de magnitude parecem possuir algum comportamento particular. Infelizmente apenas podemos dizer que “parece”, uma vez que não temos observações suficientes de surpresa de timing para fazer uma comparação justa. Portanto, uma análise mais profunda que mitigasse o baixo número de observações de surpresas de timing, sobretudo eliminando os chamados erros de tipo I e tipo II de nossa identificação, seria de algum valor.

Um outro ponto de melhora se refere aos épsilons utilizados. Na metodologia existe uma justificativa, mas reconhecemos que é algo demasiadamente *ad-hoc*.

Certamente existe aqui um ponto de melhora. Por exemplo, poderíamos tentar “endogeneizar” o ϵ utilizado, de forma que ele reflita o desvio padrão das expectativas do mercado sendo estudado. Assim, o ϵ seria um parâmetro particular para cada país. Isto traria o potencial benefício de incorporar ainda melhor as idiosincrasias de cada mercado, tal como transparência do mercado, liquidez do instrumento do derivativo, entre outros.

Além disso, por diversas vezes no trabalho alertamos para o problema de que não conseguimos medir a variância das expectativas. Certamente, obter essa informação (ou pelo menos inferir) seria extremamente benéfica para análise aqui feita. Incorporar a variância das expectativas tornaria possível se livrar de algumas hipóteses discutíveis que fizemos no trabalho, sobretudo no que se referem à interpretação das taxas pré (principalmente a de 30 dias, utilizada para identificar a surpresa).

Outro ponto relevante a se explorar e que sequer iniciamos qualquer tentativa aqui é de analisar como o tamanho do ciclo monetário pode afetar as expectativas de juros. Observe que, a princípio, seria possível fazer tal análise com o tamanho do ciclo sendo mais um condicionante dos ciclos monetários. Neste trabalho, tentamos restringir ao máximo a informação que ocorreu após a decisão do banco central que deu início ao ciclo monetário. Por esse quesito, não analisamos o tamanho do ciclo. Todavia, é um possível caminho de extensão da análise aqui feita.

Segue agora o que julgamos serem os dois principais pontos de melhora. Primeiro, é a extensão para maiores mercados. O motivo pelo qual não o fizemos para todos os mercados possíveis (uma vez que temos um método automatizado) reside no fato de que restringimos a amostra para mercados mais organizados, onde a automatização seria possível. Possivelmente outras fontes de dados podem possuir maiores informações de outros mercados ditos “menos organizados” ou ainda, fosse possível analisar estes casos com uma análise manual. Com isso, obtemos um maior número de observações, que nunca é prejudicial. Além disso, uma análise feita independente daquela feita por aqui que chegasse a resultados semelhantes confirmariam que nosso método de identificação, apesar de automatizado, é robusto. Por mais amarrado que tentamos deixar a nossa busca de dados, sempre permanece um resto de incerteza do que teria sido obtido sob a análise manual, que é certamente a mais segura, porém a mais custosa.

O segundo grande ponto de melhora se refere à análise intraciclos. Grosso modo, aqui foi feita a comparação entre início e fim de ciclo. Não captamos qualquer efeito que possa ter ocorrido ao longo do ciclo monetário. Por exemplo, o que ocorre quando o banco central pausa seu ciclo monetário? Caso esta fosse uma pausa surpreendente, tem algum efeito particular? É bem verdade que estas análises começam a ficar demasiadamente específicas, mas é de se supor que alguma análise intraciclos pode possuir alguma informação importante. Alguma análise nesta direção seria interessante, mas que provavelmente envolveria uma análise bem menos automatizada do que a que foi feita por aqui.

VII. Referências Bibliográficas

- [1] CLARIDA, R.; GALÍ, J.; GERTLER, M.. (1998). Monetary Policy Rules and Macroeconomic Stability: Evidence and Some Theory. *The Quarterly Journal of Economics*, MIT Press, vol. 115(1), p. 147-180, Fevereiro 2000.
- [2] GUILLEN, O. T. C.; TABAK, B. M.. (2007). Characterising the Brazilian Term Structure of Interest Rates. *International Journal of Monetary Economics and Finance*, Inderscience Enterprises Ltd, vol. 2(2), p. 103-114, Janeiro 2009.
- [3] MINELLA, A.; SOUZA-SOBRINHO, N F.. Monetary Channels in Brazil through the Lens of a Semi-Structural Model. *Banco Central do Brasil, Working Paper Series 181*, Abril 2009.
- [4] HAMILTON, J. D.; PRUITT, S.; BORGER, S.. (2010). Estimating the Market-Perceived Monetary Policy Rule. *American Economic Journal: Macroeconomics*, American Economic Association, vol. 3(3), p. 1-28, Julho 2011.
- [5] SCHMIDT, S.; NAUTZ, D.. Why do financial market experts misperceive future monetary policy decisions?. *ZEW Discussion Papers 10-045*, ZEW - Zentrum für Europäische Wirtschaftsforschung / Center for European Economic Research, Julho 2010.
- [6] Taylor, J.B.. (1993). Discretion Versus Policy Rules in Practice. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 39, p. 195-214. Dezembro 1993.
- [7] GÜRKAYNAK, R.; SACK, B.; SWASON, E.. (2005). Do actions speak louder than words? the response of asset prices to monetary policy actions and statements. *International Journal of Central Banking*, vol. 1(1), p. 55-93, Maio 2005.

[8] MOURA, M.; GAIÃO, R. L.. Impact of Macroeconomic Surprises on the Brazilian Yield. *Inspere Working Paper, WPE: 288/201*, 2012

[9] CAMPOS, E.; São Paulo: 24/08/2011. Disponível em:
<http://extra.globo.com/noticias/economia/apos-pregao-instavel-juros-fecham-sem-direcao-definida-2517911.html>. Acesso em: 02/06/2013.

[10] VERSIANI, I.; COLITT; R.. Brasília: 31/08/2011. Disponível em:
<http://extra.globo.com/noticias/economia/copom-surpreende-corta-selic-em-050-ponto-para-12-2566109.html>. Acesso em: 02/06/2013.

[11] PAPPAS, P. A.; DEPUY, V.. An overview of non-parametric tests in SAS: when, why, and how. Paper TU04. Duke Clinical Research Institute, Durham, pp 1–5, 2004.

Apêndice A – Fonte de Dados

Os dados foram todos obtidos do terminal da Bloomberg. A manipulação destes foi feita em um software de planilha que se conectava ao terminal via internet. A tabela abaixo mostra quais os códigos (os “tickers”) dos instrumentos de utilizados para obter os dados.

País (nome em inglês)	Taxa Overnight	Taxa Pré 1 Mês	Taxa Pré 3 Meses	Taxa Pré 6 Meses
Brazil	BZDIOVRA Index	BCSFAPDV Curncy	BCSFPCDV Curncy	BCSFFPDV Curncy
Chile	CHIBNOM Index	CHSWA Curncy	CHSWPC Curncy	CHSWPF Curncy
USA	US000/N Index	US0001M Index	US0003M Index	US0006M Index
ECB	EONIA Index	EUR001M Index	EUR003M Index	EUR006M Index
Canada	CAONREPO Index	CDSOA Curncy	CDSOC Curncy	CDSOC Curncy
Japan	JYMUON Index	JYSOA Curncy	JYSOC Curncy	JYSOF Curncy
Australia	RBACOR Index	ADSOA Curncy	ADSOC Curncy	ADSOF Curncy
UK	BP000/N Index	BPSWSA Curncy	BPSWSC Curncy	BPSWSF Curncy
Mexico	MXBRBA Index	MXIBTIE Index	MPSWC Curncy	MPSWF Curncy
Israel	ISDR1T Curncy	TELBOR01 Index	TELBOR03 Index	TELBOR06 Index
Switzerland	TOISTOIS Index	SFSWTA Curncy	SFSWTC Curncy	SFSWTF Curncy
New Zealand	NDDR1T Index	NDSOA Curncy	NDSOC Curncy	NDSOF Curncy
Sweden	STIB1D Index	SKSWTNA Curncy	SKSWTNC Curncy	SKSWTNF Curncy
South Korea	KWCR1T Curncy	KRBO1M Index	KRBO3M Index	KRBO6M Index
South Africa	RAONON Index	JIBA1M Index	JIBA3M Index	JIBA6M Index

País (nome em inglês)	Taxa Pré 9 Meses	Taxa Pré 1 Ano	Curva de Juros	Meta de Juros
Brazil	BCSFIPDV Curncy	BCSFLPDV Curncy	YCSW0089 Index	BZSTSETA Index
Chile	CHSWPI Curncy	CHSWPI Curncy	YCSW0193 Index	CHOVCHOV Index
USA	US0009M Index	US0012M Index	YCSW0023 Index	FDTR Index
ECB	EUR009M Index	EUR012M Index	YCSW0045 Index	EURR002W Index
Canada	CDSOF Curncy	CDSO1 Curncy	YCSW0147 Index	CABROVER Index
Japan	JYSOI Curncy	JYSO1 Curncy	YCSW0195 Index	BOJDTR Index
Australia	ADSOI Curncy	ADSO1 Curncy	YCSW0159 Index	RBATCTR Index
UK	BPSWSI Curncy	BPSWS1 Curncy	YCSW0141 Index	UKBRBASE Index
Mexico	MPSWI Curncy	MPSW1A Curncy	YCSW0083 Index	MXONBR Index
Israel	TELBOR09 Index	ISSW1 Curncy	YCSW0162 Index	ISBRATE Index
Switzerland	SFSWTI Curncy	SFSWT1 Curncy	YCSW0234 Index	SZLTTR Index
New Zealand	NDSOI Curncy	NDSO1 Curncy	YCSW0198 Index	NZOCRS Index
Sweden	SKSWTNI Curncy	SKSWTN1 Curncy	YCSW0185 Index	SWRRATE Index
South Korea	N.D.	KRBO12M Index	YCMM0164 Index	KORP7D Index
South Africa	JIBA9M Index	SASW1 Curncy	YCSW0018 Index	SARPRT Index

Apêndice B – Notícias dos Casos Representativo

Notícia I.

SÃO PAULO - Os contratos de juros futuros tiveram mais um pregão pautado pela instabilidade. As taxas começaram o dia em alta, apontaram para baixo durante parte da tarde e encerraram sem rumo definido. Os vencimentos curtos seguiram em baixa, mas os longos recuperaram prêmios de risco.

Segundo o estrategista-chefe da CM Capital Markets, Luciano Rostagno, o mercado está bastante próximo do "limite" de baixa depois da perda de mais de 1,2 ponto percentual de prêmio observada desde a abertura do mês. Daí a "indefinição".

Avaliando o comportamento dos juros no dia, Rostagno aponta que a alta da abertura esteve alinhada com a divulgação de dados melhores do que o previsto nos Estados Unidos. Já a queda se deu por conta dos dados de crédito apresentados pelo Banco Central (BC) que sugerem moderação na concessão de empréstimos.

Fora do dia a dia, Rostagno avalia que a aposta de que o Comitê de Política Monetária (Copom) corta juro já na reunião de 31 de agosto faz parte da irracionalidade que toma conta de todos os mercados.

"Essa é uma aposta um tanto irracional. Temos inflação ainda elevada e um mercado de trabalho forte, que mostra taxa de desemprego rondando mínimas históricas", pondera.

Ainda de acordo com Rostagno, apesar de toda a incerteza que marca a cena externa, o BC ainda não tem argumentos suficientes para mudar o rumo da política monetária.

Para o estrategista, um corte da Selic ainda em 2011 só seria factível se o mercado experimentasse algum evento adverso como quebra de banco europeu ou evento semelhante, com impacto direto sobre a liquidez internacional.

Rostagno acredita que, na ausência de algum evento imponderável, o BC mantém o custo do dinheiro em 12,50% até março ou abril de 2012, quando estará estará mais claro se a inflação mira o centro da meta. Assim, o BC pode passar a pensar em estimular a economia olhando para 2013.

Veja abaixo as variações, antes do ajuste final:

Até as 16h10, foram negociados 1.840.464 contratos, equivalentes a R\$ 167,65 bilhões (US\$ 82,12 bilhões), alta de 24% sobre o registrado no pregão anterior. O vencimento outubro de 2011 foi o mais negociado, com 524.179 contratos, equivalentes a R\$ 51,76 bilhões (US\$ 32,27 bilhões).

Notícia II.

Copom surpreende e corta Selic em 0,50 ponto para 12%

Reuters/Brasil Online

BRASÍLIA (Reuters) - O Comitê de Política Monetária (Copom) surpreendeu nesta quarta-feira ao reduzir a taxa básica de juros de 12,50 para 12 por cento ao ano. Citando a deterioração do cenário internacional, o Banco Central interrompeu ciclo de cinco altas seguidas da Selic que haviam resultado em um aperto de 1,75 ponto.

A decisão foi tomada por cinco votos a favor e dois pela manutenção da taxa Selic em 12,50 por cento ao ano.

"Reavaliando o cenário internacional, o Copom considera que houve substancial deterioração, consubstanciada, por exemplo, em reduções generalizadas e de grande magnitude nas projeções de crescimento para os principais blocos econômicos", afirmou o Copom em longa nota distribuída após a reunião.

Era praticamente consenso entre os agentes econômicos que o Copom manteria a Selic nesta quarta-feira. Todas as 20 instituições financeiras consultadas pela Reuters na semana passada tinham esse prognóstico. A maioria -18 instituições- projetava estabilidade nesse patamar até o fim deste ano, enquanto 2 viam queda.

Apêndice C – Base de Dados

Apêndice C – Dados Para Identificação

País	Data de Início do Ciclo	Meta Antes (em p.p.)	Meta Depois (em p.p.)	Taxa Pré 30 Dias Antes - Taxa Pré 30 Dias Após (em p.p.)	Taxa Pré 30 Dias Antes - Meta Dia Anterior à Reunião (em p.p.)	Houve Surpresa?	De qual tipo?	Ciclo de Alta ou Baixa?
Chile	12/07/2007	5,00	5,25	-0,1374	0,1996	Sim.	Magnitude.	Alta.
Chile	09/06/2008	6,25	6,75	0,0397	0,6983	Não.	Nenhum.	Alta.
Chile	08/01/2009	8,25	7,25	0,7287	-0,4483	Sim.	Magnitude.	Baixa.
Chile	14/06/2010	0,50	1,00	0,0076	0,2114	Não.	Nenhum.	Alta.
Chile	11/01/2012	5,25	5,00	0,2	-0,1533	Sim.	Magnitude.	Baixa.
USA	05/11/2002	1,75	1,25	0,00125	-0,37	Não.	Nenhum.	Baixa.
USA	24/06/2003	1,25	1,00	-0,09375	-0,23	Não.	Nenhum.	Baixa.
USA	29/06/2004	1,00	1,25	-0,02	0,34	Não.	Nenhum.	Alta.
USA	17/09/2007	5,25	4,75	0,00625	0,2525	Não.	Nenhum.	Baixa.
ECB	07/04/1999	3,00	2,50	0,002	-0,071	Não.	Nenhum.	Baixa.
ECB	03/11/1999	2,50	3,00	-0,008	0,515	Não.	Nenhum.	Alta.
ECB	09/05/2001	4,75	4,50	0,009	0,066	Não.	Nenhum.	Baixa.
ECB	29/08/2001	4,50	4,25	-0,008	-0,14	Não.	Nenhum.	Baixa.
ECB	04/12/2002	3,25	2,75	0,025	-0,235	Não.	Nenhum.	Baixa.
ECB	30/11/2005	2,00	2,25	-0,017	0,389	Não.	Nenhum.	Alta.
ECB	02/07/2008	4,00	4,25	-0,017	0,447	Não.	Nenhum.	Alta.
ECB	07/10/2008	4,25	3,75	0,008	0,876	Não.	Nenhum.	Baixa.
ECB	06/04/2011	1,00	1,25	-0,025	0,014	Não.	Nenhum.	Alta.
ECB	02/11/2011	1,50	1,25	0,001	-0,139	Não.	Nenhum.	Baixa.
ECB	04/07/2012	1,00	0,75	0,005	-0,633	Não.	Nenhum.	Baixa.

Canada	14/07/2003	3,25	3,00	0,225	-0,0225	Sim.	Timing.	Baixa.
Canada	09/07/2007	4,25	4,50	-0,01	0,2425	Não.	Nenhum.	Alta.
Canada	03/12/2007	4,50	4,25	0,0395	-0,1475	Não.	Nenhum.	Baixa.
Canada	07/10/2008	3,00	2,50	-0,0385	-0,7075	Não.	Nenhum.	Baixa.
Canada	31/05/2010	0,25	0,50	-0,0015	0,242	Não.	Nenhum.	Alta.
Japan	08/03/2006	0,15	0,00	0,0025	-0,1295	Não.	Nenhum.	Baixa.
Japan	13/07/2006	0,00	0,25	-0,012	0,252	Não.	Nenhum.	Alta.
Japan	20/02/2007	0,25	0,50	-0,006	0,2575	Não.	Nenhum.	Alta.
Japan	30/10/2008	0,50	0,30	0,044	-0,1525	Não.	Nenhum.	Baixa.
Australia	06/05/2002	4,25	4,50	-0,065	0,205	Não.	Nenhum.	Alta.
Australia	03/11/2003	4,75	5,00	-0,124	0,041	Sim.	Timing.	Alta.
Australia	28/02/2005	5,25	5,50	-0,0275	0,235	Não.	Nenhum.	Alta.
Australia	01/05/2006	5,50	5,75	-0,1207	0,1431	Sim.	Magnitude.	Alta.
Australia	06/08/2007	6,25	6,50	-0,0775	0,2	Não.	Nenhum.	Alta.
Australia	01/09/2008	7,25	7,00	0,005	-0,23	Não.	Nenhum.	Baixa.
Australia	05/10/2009	3,00	3,25	-0,0025	0,28	Não.	Nenhum.	Alta.
Australia	01/11/2010	4,50	4,75	-0,005	0,255	Não.	Nenhum.	Alta.
Australia	31/10/2011	4,75	4,50	-0,009	-0,27	Não.	Nenhum.	Baixa.
Australia	30/04/2012	4,25	3,75	-0,004	-0,504	Não.	Nenhum.	Baixa.
Australia	01/10/2012	3,50	3,25	0	-0,25	Não.	Nenhum.	Baixa.
UK	07/02/2001	6,00	5,75	0,02	-0,265	Não.	Nenhum.	Baixa.
UK	05/02/2003	4,00	3,75	0,18	-0,2	Sim.	Magnitude.	Baixa.
UK	09/07/2003	3,75	3,50	0,1575	-0,2075	Sim.	Magnitude.	Baixa.
UK	05/11/2003	3,50	3,75	-0,0325	0,205	Não.	Nenhum.	Alta.
UK	03/08/2005	4,75	4,50	0,012	-0,2375	Não.	Nenhum.	Baixa.
UK	02/08/2006	4,50	4,75	-0,1725	0,1275	Sim.	Magnitude.	Alta.
UK	09/05/2007	5,25	5,50	0,0005	0,329	Não.	Nenhum.	Alta.

UK	05/12/2007	5,75	5,50	0,029	-0,133	Não.	Nenhum.	Baixa.
UK	07/10/2008	5,00	4,50	0,079	-0,483	Não.	Nenhum.	Baixa.
Mexico	27/10/2005	9,25	9,00	0,02	0,045	Não.	Nenhum.	Baixa.
Mexico	26/04/2007	7,00	7,25	-0,25	0,45	Sim.	Magnitude.	Alta.
Mexico	25/10/2007	7,25	7,50	-0,225	0,4525	Sim.	Magnitude.	Alta.
Mexico	19/06/2008	7,50	7,75	-0,2125	0,4475	Sim.	Magnitude.	Alta.
Israel	25/09/2005	3,50	3,75	-0,04	0,34	Não.	Nenhum.	Alta.
Israel	26/10/2006	5,50	5,25	0	-0,05	Não.	Nenhum.	Baixa.
Israel	26/12/2007	4,00	4,25	0,01	0,5	Não.	Nenhum.	Alta.
Israel	23/08/2009	0,50	0,75	0	0,37	Não.	Nenhum.	Alta.
Israel	28/07/2010	1,50	1,75	0	0,27	Não.	Nenhum.	Alta.
Israel	26/01/2011	2,00	2,25	-0,06	0,21	Não.	Nenhum.	Alta.
Israel	02/10/2011	3,25	3,00	0	-0,25	Não.	Nenhum.	Baixa.
Israel	27/06/2012	2,50	2,25	0	-0,25	Não.	Nenhum.	Baixa.
Israel	31/10/2012	2,25	2,00	0	-0,25	Não.	Nenhum.	Baixa.
Brazil	20/12/2000	16,50	15,75	0,3958	-0,4341	Sim.	Magnitude.	Baixa.
Brazil	16/07/2002	18,50	18,00	-0,0055	-0,2291	Não.	Nenhum.	Baixa.
Brazil	17/06/2003	26,50	26,00	0,0115	-0,8888	Não.	Nenhum.	Baixa.
Brazil	15/09/2004	16,00	16,25	0,039	0,2422	Não.	Nenhum.	Alta.
Brazil	14/09/2005	19,75	19,50	0,012	-0,3129	Não.	Nenhum.	Baixa.
Brazil	16/04/2008	11,25	11,75	-0,1426	0,2457	Sim.	Magnitude.	Alta.
Brazil	20/01/2009	13,75	12,75	0,1806	-0,9479	Sim.	Magnitude.	Baixa.
Brazil	27/04/2010	8,75	9,50	-0,0915	0,5258	Não.	Nenhum.	Alta.
Brazil	18/01/2011	10,75	11,25	0,0013	0,3941	Não.	Nenhum.	Alta.
Brazil	30/08/2011	12,50	12,00	0,3942	-0,2103	Sim.	Magnitude.	Baixa.
Switzerland	16/09/2001	3,25	2,75	0,045	-0,48	Não.	Nenhum.	Baixa.
Switzerland	01/05/2002	1,75	1,25	0,15	-0,35	Sim.	Magnitude.	Baixa.

Switzerland	05/03/2003	0,75	0,25	0,24	-0,23	Sim.	Magnitude.	Baixa.
Switzerland	16/06/2004	0,25	0,50	-0,13	0	Sim.	Timing.	Alta.
Switzerland	07/10/2008	2,75	2,50	0,095	-0,59	Não.	Nenhum.	Baixa.
Switzerland	02/08/2011	0,25	0,00	0,0125	-0,225	Não.	Nenhum.	Baixa.
New Zealand	09/03/2005	6,50	6,75	0,0075	0,27	Não.	Nenhum.	Alta.
New Zealand	26/10/2005	6,75	7,00	0,0075	0,275	Não.	Nenhum.	Alta.
New Zealand	09/06/2010	2,50	2,75	0	0,255	Não.	Nenhum.	Alta.
New Zealand	09/03/2011	3,00	2,50	-0,001	-0,491	Não.	Nenhum.	Baixa.
Sweden	21/06/2005	2,00	1,50	0,14	-0,25	Sim.	Magnitude.	Baixa.
Sweden	24/01/2006	1,50	1,75	0	0,35	Não.	Nenhum.	Alta.
Sweden	20/06/2006	2,00	2,25	-0,01	0,355	Não.	Nenhum.	Alta.
Sweden	26/06/2007	3,25	3,50	0	0,355	Não.	Nenhum.	Alta.
Sweden	19/02/2008	4,00	4,25	-0,015	0,395	Não.	Nenhum.	Alta.
Sweden	08/07/2008	4,25	4,50	-0,0075	0,395	Não.	Nenhum.	Alta.
Sweden	14/10/2008	4,75	4,25	0,035	-0,305	Não.	Nenhum.	Baixa.
Sweden	06/07/2010	0,25	0,50	-0,05	0,295	Não.	Nenhum.	Alta.
Sweden	20/12/2011	2,00	1,75	0,018	-0,027	Não.	Nenhum.	Baixa.
Sweden	11/09/2012	1,50	1,25	-0,01	-0,165	Não.	Nenhum.	Baixa.
South Korea	10/10/2005	3,25	3,50	-0,1	0,18	Sim.	Magnitude.	Alta.
South Korea	07/06/2006	4,00	4,25	-0,01	0,23	Não.	Nenhum.	Alta.
South Korea	11/07/2007	4,50	4,75	-0,11	0,34	Sim.	Magnitude.	Alta.
South Korea	06/08/2008	5,00	5,25	-0,13	0,35	Sim.	Magnitude.	Alta.
South Korea	08/10/2008	5,25	5,00	0	0,32	Não.	Nenhum.	Baixa.
South Korea	08/07/2010	2,00	2,25	-0,15	0,23	Sim.	Magnitude.	Alta.
South Korea	16/11/2010	2,25	2,50	-0,11	0,18	Sim.	Magnitude.	Alta.
South Korea	11/07/2012	3,25	3,00	0,03	-0,12	Não.	Nenhum.	Baixa.
South Africa	11/06/2003	13,50	12,00	0,062	-0,891	Não.	Nenhum.	Baixa.

South Africa	11/08/2004	8,00	7,50	0,015	-0,189	Não.	Nenhum.	Baixa.
South Africa	13/04/2005	7,50	7,00	0	-0,107	Não.	Nenhum.	Baixa.
South Africa	07/06/2006	7,00	7,50	0	-0,1	Não.	Nenhum.	Alta.
South Africa	07/06/2007	9,00	9,50	-0,2	0,25	Sim.	Magnitude.	Alta.
South Africa	09/04/2008	11,00	11,50	-0,245	0,288	Sim.	Magnitude.	Alta.
South Africa	10/12/2008	12,00	11,50	-0,008	-0,333	Não.	Nenhum.	Baixa.
South Africa	25/03/2010	7,00	6,50	0,46	-0,1	Sim.	Timing.	Baixa.
South Africa	09/09/2010	6,50	6,00	0,045	-0,235	Não.	Nenhum.	Baixa.
South Africa	19/07/2012	5,50	5,00	0,5	-0,025	Sim.	Timing.	Baixa.
Casos Onde Banco Central Surpreende para Menos								
Mexico	15/01/2009	8,25	7,75	0,3975	0,335	Sim.	Magnitude.	Baixa.
Switzerland	14/12/2005	0,75	1,00	0,11	0,25	Sim.	Magnitude.	Alta.
South Africa	14/01/2002	9,50	10,50	-0,511	-0,284	Sim.	Magnitude.	Alta.
Casos "Crise"								
USA	07/10/2008	2,00	1,50	-0,15375	2,14	Sim.	Magnitude.	Baixa.
Brazil	13/10/2002	18,00	21,00	-2,2393	3,5866	Sim.	Magnitude.	Alta.

Observe que, nos casos onde nosso algoritmo detectou que o Banco Central surpreende para menos, parece estar presente o erro de tipo I. Por exemplo, no ciclo monetário do México, temos que existe uma expectativa de subida de aproximadamente 35 b.p.. Entretanto, houve uma queda nos juros. Observe ainda que o ajuste foi da ordem de 40 b.p., isto é, a taxa pré de 30 dias subiu de um dia para o outro em magnitude semelhante à da queda de juros. Nesse caso, parece que temos um problema nas taxas mexicanas, algum spread exógeno causando esse resultado paradoxal. O que mais parece é uma surpresa de timing, onde a diferença na taxa pré de 30 dias e a meta antiga causada pelo comportamento esquisito da taxa, quando de fato não há qualquer expectativa de queda. A diferença entre as taxas de 30 dias reforçam essa hipótese, pois nesse caso, a diferença é legítima, uma vez que qualquer spread presente deve ser homogêneo entre a taxa pré de 30 dias de um dia para o outro. Identificamos uma surpresa de magnitude, onde incorremos no “erro tipo I”, tal como no caso representativo que descrevemos. Isto reforça nosso achado de que o Banco Central costuma surpreender com mais aperto ou mais afrouxamento. O caso da Suíça é semelhante. Parece haver uma expectativa de subida, mas falsamente identificada, uma vez que a diferença entre as taxas pré de 30 dias sugerem um surpresa. Novamente o erro tipo I. Para a África do Sul, o resultado é menos paradoxal, uma vez que o ajuste na taxa pré de 30 dias está na direção correta. Mas a magnitude deste ajuste sugere ainda assim a presença de spreads que afetam a identificação. Novamente, parece ser o caso de uma surpresa de timing, identificado como surpresa de magnitude.

