

PONTIFÍCIA UNIVERSIDADE CATÓLICA DO RIO DE JANEIRO

DEPARTAMENTO DE ECONOMIA

MONOGRAFIA DE FINAL DE CURSO

**Uma Análise dos Impactos da Comunicação do Banco  
Central do Brasil Sobre o Mercado Cambial**



João Pedro da Silva Nogueira

No. de matrícula: 1612593

Orientador: Carlos Viana de Carvalho

Coorientador: Márcio Garcia

Julho 2021

PONTIFÍCIA UNIVERSIDADE CATÓLICA DO RIO DE JANEIRO

DEPARTAMENTO DE ECONOMIA

MONOGRAFIA DE FINAL DE CURSO

**Uma Análise dos Impactos da Comunicação do Banco  
Central do Brasil Sobre o Mercado Cambial**

João Pedro da Silva Nogueira

No. de matrícula: 1612593

Orientador: Carlos Viana de Carvalho

Coorientador: Márcio Garcia

Julho 2021

**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 nesse trabalho são de responsabilidade única e exclusiva do autor**

## **Agradecimentos**

À minha família, em especial os meus pais, pelo amor e carinho.

Aos meus orientadores, Carlos Viana e Márcio Garcia, pela disponibilidade e pelas contribuições na confecção deste trabalho.

À PUC-Rio e ao Departamento de Economia pela preocupação em oferecer, sempre, uma educação de excelência.

*“Within our mandate, the ECB is prepared to do whatever it takes to preserve the Euro. And believe me, it will be enough.”*

(Mario Draghi)

**Sumário**

<b>1</b>	<b>INTRODUÇÃO</b>	<b>8</b>
<b>2</b>	<b>COMUNICAÇÃO</b>	<b>10</b>
<b>3</b>	<b>DADOS</b>	<b>16</b>
<b>3.1</b>	<b>Surpresas Macroeconômicas</b>	<b>17</b>
<b>4</b>	<b>METODOLOGIA</b>	<b>21</b>
<b>5</b>	<b>RESULTADOS</b>	<b>24</b>
<b>5.1</b>	<b>Testes Adicionais</b>	<b>25</b>
<b>6</b>	<b>CONCLUSÃO</b>	<b>30</b>
	<b>REFERÊNCIAS</b>	<b>32</b>
	<b>APÊNDICE</b>	<b>36</b>

## **Lista de Tabelas**

Tabela 1: Estatísticas Descritivas	14
Tabela 2: Teste ARCH-LM	20
Tabela 3: Resultados	22
Tabela 4: Resultados – Antes e durante a Crise de 2008	24
Tabela 5: Resultados – Crise no Brasil	27
Tabela 6: Resultados da Estimação em Dois Períodos – Equação da Média	33
Tabela 7: Resultados da Estimação em Dois Períodos – Equação da Variância	34

## **Lista de Figuras**

Figura 1: Surpresa Padronizada da Meta da Taxa SELIC	16
Figura 2: Surpresa Padronizada do IPCA	16
Figura 3: Surpresa Padronizada dos FED Funds	17
Figura 4: Surpresa Padronizada do CPI	17
Figura 5: Surpresa Padronizada da Taxa de Desemprego	18

## 1 Introdução

A decisão do *Federal Open Market Committee* (FOMC), em fevereiro de 1994, de anunciar pela primeira vez as suas decisões sobre política monetária por meio de um comunicado à imprensa iniciou um movimento de bancos centrais ao redor do mundo que, buscando maior transparência em suas decisões, passaram a dar maior importância à sua comunicação.

Enquanto esse processo foi guiado, inicialmente, pela ideia de que bancos centrais independentes devem prestar contas à sociedade em retribuição a autonomia que lhes é garantida, também se sustentou em todo um arcabouço teórico, que sugeria que maior transparência traria maior efetividade às decisões de política monetária. Noção essa que foi posta à prova posteriormente com o presidente do *Federal Reserve* (FED), Alan Greenspan, buscando ativamente influenciar as expectativas dos agentes por meio dos comunicados emitidos pela instituição.

No Brasil, esse processo se traduziu na criação do Comitê de Política Monetária (COPOM), em 1996, que passou a definir a condução da política monetária no país. Com a adoção do sistema de metas para a inflação, em 1999, o Banco Central do Brasil (BCB) deu outro passo nesse sentido, uma vez que o regime se caracteriza pela necessidade da autoridade monetária de explicitar seus objetivos e planos para alcançá-los. Hoje, os principais meios de comunicação do BCB são o comunicado da decisão da meta da taxa SELIC, a ata das reuniões do COPOM e o Relatório de Inflação.

A ata do COPOM é divulgada até 6 dias úteis após a realização da reunião. Apresenta uma atualização da conjuntura econômica vigente e perspectivas para a economia brasileira e internacional. Além disso, descreve quais fatores econômicos foram relevantes para decisão de juros do comitê e quais fatores deverão ser considerados nas decisões futuras. Já o Relatório de Inflação, que é divulgado trimestralmente, analisa desenvolvimentos recentes da economia, além de apresentar perspectivas para desenvolvimentos futuros, com ênfase nas perspectivas para a inflação.

A maneira como a divulgação desses instrumentos de comunicação afeta os preços de ativos financeiros, bem como as diversas variáveis macroeconômicas, tem sido o objeto de estudo de um crescente número de artigos. Compreender esses efeitos é fundamental para determinar o que constitui uma estratégia de comunicação ótima e se esta, de fato, contribui para a gestão de política monetária.



Nesse sentido, o presente trabalho busca entender os efeitos da comunicação de política monetária, tanto do BCB quanto do FED, sobre o mercado cambial no Brasil. Para isso, utiliza-se de metodologia similar a Connoly e Kohler (2004), Reeves e Sawicki (2007) e Janot e El-Jaick (2012), na qual verificam-se, simultaneamente, por meio da estimação de um modelo da família GARCH, os efeitos da comunicação sobre a média e a variância da taxa de câmbio.

Esses efeitos são capturados, na média, por meio de variáveis que buscam quantificar a surpresa que variações inesperadas de indicadores macroeconômicos causam nos agentes de mercado, e na variância, por meio de variáveis binárias que buscam verificar o comportamento da volatilidade do ativo nos dias em que houve comunicação.

Adicionalmente, testa-se a hipótese, proposta em Égert e Kocenda (2014) e Caporale *et al.* (2018), de que, diante de crise financeiras, a taxa de câmbio em países emergentes se torna mais responsiva à comunicação de política monetária doméstica.

O trabalho está organizado da seguinte forma: a segunda seção revisa a literatura sobre comunicação dos bancos centrais, enquanto as duas seções seguintes descrevem, respectivamente, os dados e a metodologia utilizados no trabalho. A quinta seção apresenta os resultados obtidos e a sexta conclui o trabalho.

## 2 Comunicação

A literatura econômica vem buscando entender os efeitos da comunicação de política monetária nos mercados financeiros desde a década de 1980. Hardouvelis (1984) e Engel e Frankel (1984), preocupados em entender os impactos de anúncios de expansões monetárias sobre o mercado de câmbio, são exemplos de trabalhos pioneiros na área. A motivação principal por trás destes estudos, bem como de outros que também abordam este tema, está em entender uma das questões fundamentais da teoria econômica como um todo. Da hipótese dos mercados eficientes, formalizada por Fama (1970), vem a noção de que os preços dos ativos reagem diretamente a este tipo de anúncio e as surpresas que proporcionam. Logo, entender os impactos da comunicação dos bancos centrais é, em parte, entender o processo de formação de preços e tem fortes implicações para a compreensão do funcionamento da economia como um todo.

Ainda assim, a literatura sobre o tema não começou a se desenvolver, de fato, até a década de 1990. Como notado em Blinder *et al.* (2008), a crença predominante até então era de que os bancos centrais deveriam dizer o mínimo possível sobre suas decisões. No entanto, os esforços por transparência empreendidos por bancos centrais ao redor do mundo, mencionados na seção anterior, levaram a uma inflexão neste pensamento e motivaram as instituições a adotar novas formas de comunicar suas decisões e a disponibilizar mais informações ao público. Estas, por sua vez, levaram a um maior interesse de pesquisadores pelo tema, bem como uma maior compreensão dos efeitos causados pela comunicação dos bancos centrais e dos mecanismos por quais estes efeitos se materializam.

A mudança de postura dos bancos centrais teve, em parte, motivação na ideia de que a comunicação poderia ser um instrumento efetivo de política monetária. Woodford (2005), por exemplo, argumenta que a essência da política monetária é controlar as expectativas dos agentes e nenhum instrumento seria melhor para fazê-lo do que a comunicação do banco central. Bernanke (2004), em discurso para membros da *American Economic Association*, sumariza o que se entende desta relação: num mundo ideal, no qual o banco central possui um mandato de política monetária bem definido e no qual os agentes financeiros são altamente eficientes e bem informados, bastaria aos agentes observar os dados econômicos disponíveis para construir expectativas perfeitamente racionais sobre o curso das ações do banco central no futuro. No entanto, no mundo real, os agentes financeiros não possuem tanta informação quanto os bancos centrais. Na

verdade, adquirir informação é um processo custoso e demorado, de tal forma que diferentes agentes adquirem conjuntos de informação diferentes e, por conseguinte, diferem em suas previsões sobre o estado da economia. O papel da comunicação dos bancos centrais estaria, então, em reduzir a assimetria de informação existente, removendo o custo da aquisição de informação, “ancorando” as expectativas dos agentes à realidade e garantindo o bom funcionamento da economia.

A conclusão de Bernanke (2004) é reforçada por outros autores. Eusepi e Preston (2010), constroem modelos teóricos para demonstrar que um banco central capaz de comunicar seus objetivos e os meios que utilizará para alcançá-los é capaz, também, de atuar de maneira mais eficiente na estabilização da economia. Ehrmann *et al.* (2012), analisam dados de 12 países diferentes e verificam que um banco central que comunica suas intenções de maneira efetiva, clara e transparente é capaz de reduzir a dispersão das expectativas de mercado, levando as previsões a convergir para um ponto comum. Fujiwara (2005), Bauer *et al.* (2006) e Swanson (2006) são alguns outros autores que exploram o impacto da comunicação dos bancos centrais na formação das expectativas dos agentes.

Enquanto entender que a comunicação dos bancos centrais é efetiva em enviar sinais aos agentes é uma tarefa importante, também é interessante investigar como esses sinais são compreendidos pelo mercado. Neste sentido, também tem se desenvolvido uma parte da literatura que busca entender o impacto direto da comunicação dos bancos centrais nos mercados financeiros. O estudo destes mercados provê uma situação única para análises empíricas sobre o tema, uma vez que é possível argumentar que, nas janelas de tempo adotadas nestes trabalhos, os preços reagem exclusivamente aos sinais enviados pelos bancos centrais.

Rosa (2011) investiga os efeitos de anúncios e comunicados do FED sobre índices de preço e volatilidade nos Estados Unidos. Seus resultados apontam que retornos de *equity* estão particularmente sujeitos à influência de comunicados do FED, com até 90% da variação observável do S&P 500 podendo ser atribuída a estes.

O resultado de Rosa (2011) corrobora os achados de Gürkaynak *et al.* (2005), que fazem análise similar. Ao dividir os efeitos da comunicação em dois fatores diferentes, os autores concluem que a surpresa provocada por anúncios macroeconômicos inesperados não é suficiente para explicar as variações de mercado. Apontam, então, que

o outro fator deve ser a divulgação de comunicados, que projetam caminhos futuros para a política monetária.

Kohn e Sack (2003) verificam um aumento na volatilidade da curva de juros após a divulgação de comunicados do FOMC e após testemunhos perante o Congresso do então presidente do FED, Alan Greenspan. Enquanto aqueles seriam responsáveis por mudanças nos juros de curto a médio prazo, estes estariam associados a variações de toda a curva de juros. No entanto, não encontram efeitos sobre o mercado de ações.

Reeves e Sawicki (2007) implementam metodologia similar para estudar dados de mercados no Reino Unido e também encontram efeito significativo da publicação de minutas das reuniões do comitê de política monetária e do relatório de inflação trimestral sobre juros de curto prazo. Os autores especulam que a ausência de efeito sobre as taxas de médio e longo prazo sugere que os mercados britânicos atribuem menor importância a comunicação do banco central, em comparação aos americanos

Uma crítica possível à metodologia de Kohn e Sack (2003) é de que o estudo da volatilidade deixa mais perguntas do que as responde (Blinder *et al.*, 2008). Este tipo de análise não permite verificar se a comunicação foi efetiva em mover os preços na direção desejada. Também não esclarece se o aumento na volatilidade reflete um aumento ou uma diminuição na incerteza, que é dominada pelo efeito imediato da divulgação da notícia. Dessa forma foram diversos os pesquisadores que buscaram também quantificar a comunicação.

Ehrmann e Fratzscher (2007), por exemplo, classificam as declarações de membros dos comitês de política monetária do FED, do *Bank of England* e do Banco Central Europeu numa escala de -1 a 1. Os valores negativos foram atribuídos a declarações que indicavam perspectiva de crescimento baixo e os valores positivos a declarações que indicavam perspectiva de crescimento alto. Declarações que foram consideradas neutras receberam valor 0.

Rosa e Verga (2007), por outro lado, classificam as declarações de membros do Banco Central Europeu numa escala de -2 a 2. Os valores negativos foram atribuídos a declarações consideradas expansionistas e os valores positivos a declarações consideradas contracionistas. Como em Ehrmann e Fratzscher (2007), declarações consideradas neutras receberam valor 0.

Embora estas medidas sejam altamente subjetivas, permitem aos pesquisadores entender se diferentes estratégias de comunicação movem os mercados de maneiras diferentes. Tanto Ehrmann e Fratzscher (2007), quanto Rosa e Verga (2007) concluem que o conteúdo das declarações envia sinais relevantes aos mercados e que os bancos centrais tem a capacidade de reforçar o efeito de suas decisões por meio da sua estratégia de comunicação.

Jansen e De Haan (2005) são outros autores que buscam codificar a comunicação. Seu estudo é interessante, pois inclui também a análise do efeito da comunicação sobre a taxa de câmbio Euro-Dólar. A proximidade entre política monetária e valor externo da moeda significa que é possível, ao menos no curto prazo, atribuir variações na taxa de câmbio à comunicação dos bancos centrais. Jansen e De Haan (2005) confirmam esta hipótese ao verificar que declarações de oficiais do Banco Central Europeu levam a um aumento na volatilidade da taxa de câmbio Euro-Dólar.

Resultado parecido é encontrado por Conrad e Lamla (2010). Os autores estudam o impacto das declarações de integrantes do Banco Central Europeu durante a conferência de imprensa dada após a reunião do conselho de política monetária. Dividindo os efeitos da conferência de imprensa em três (decisão sobre juros, comunicado introdutório e respostas aos jornalistas), os autores verificam que a taxa de câmbio Euro-Dólar responde fortemente a surpresas sobre a taxa de juros e a comentários sobre o nível de preços.

Hayo e Neuenkirch (2009), por sua vez, tentam entender como as taxas de câmbio Dólar Canadense-Dólar e Dólar Canadense-Euro reagem a anúncios de política monetária, tanto os do *Bank of Canada*, quanto os do FED. O que verificam é que as taxas respondem a discursos e comunicados de política monetária de ambas as instituições. Segundo os autores, os movimentos estariam relacionados a um estreitamento (dilatação) das relações comerciais entre os países em resposta às notícias macroeconômicas.

Rossi e Wolf (2020), investigam os efeitos da comunicação do FED sobre 4 moedas: Euro, Franco Suíço, Peso Mexicano e Real. No total, a comunicação do FED foi responsável por cerca de 40% das variações na amostra. Dos 598 “eventos de comunicação” considerados, aproximadamente um quinto afetou as quatro moedas. Nestes, o que se destaca é que apenas em uma ocasião as quatro moedas reagiram na mesma direção. O Euro e o Franco Suíço foram as moedas que apresentaram maior sincronia, enquanto que as moedas de Brasil e México apresentaram movimentos

dessincronizados. Além disso, verificaram que, nestes dois países, as variações na taxa de câmbio são melhor explicadas pela comunicação do FED, do que pela dos bancos centrais locais.

Garcia *et al.* (2016), também verificam dominância da comunicação externa na variação da taxa de câmbio Real-Dólar. Segundo os autores, a reação da taxa de câmbio a anúncios do COPOM e do FOMC é imediata, mas somente a segunda persiste por mais de 20 minutos. Além disso, surpresas nos anúncios do FOMC são responsáveis por aumentar o volume de transações no mercado de câmbio.

Goyal e Arora (2012), para a Índia, apontam que fatores externos são o principal determinante na taxa de câmbio Rúpia-Dólar, mas que a comunicação do banco central indiano é bem sucedida em reduzir a volatilidade da taxa. Em particular, discursos das autoridades monetárias são o instrumento de comunicação mais efetivo. Comunicados explicando mudanças na condução da política tem um efeito adverso, ainda que pouco significativo. Os autores concluem que este resultado indica que a estratégia de comunicação do banco central indiano é ineficiente.

Égert e Kocenda (2014) analisam o impacto da comunicação dos bancos centrais da República Tcheca, Hungria e Polônia. Os autores dividem sua amostra em duas, com a finalidade de verificar se o impacto da comunicação dos bancos centrais sofre alguma alteração durante o período da crise financeira de 2008. O resultado encontrado indica que, enquanto somente a moeda polonesa respondia à comunicação no período pré-crise, durante o período de crise todas as moedas passaram a responder fortemente aos comunicados dos bancos centrais.

Caporale *et al* (2018), embora não diferenciem a comunicação dos bancos centrais de outras notícias macroeconômicas, encontram resultado similar para uma série de países emergentes. Durante a maior parte do período amostral observado, notícias macroeconômicas tem pouco ou nenhum impacto sobre a volatilidade da taxa de câmbio. No entanto, durante o período da crise financeira de 2008, há forte evidência estatística de que a divulgação de notícias macroeconômicas é causadora de variações no câmbio.

Apesar da ampla gama de estudos sobre comunicação que foram apresentados, a literatura sobre o tema em economias emergentes e, em especial, o Brasil, ainda não é tão vasta. Além do já mencionado trabalho de Garcia *et al.* (2016), são mencionadas as contribuições de Janot e El-Jaick (2012) e Ramos e Portugal (2014), que se utilizam,

respectivamente, das metodologias de Reeves e Sawicki (2007) e Gürkaynak *et al.* (2005) para estudar os impactos da comunicação do BCB sobre os mercados financeiros no país. O presente trabalho pretende contribuir para a crescente literatura sobre comunicações de bancos centrais no Brasil ao investigar o efeito das comunicações do BCB e do FED sobre o mercado cambial no país. Além disso, incorpora as análises sobre comunicação em períodos de crise, feitas por Égert e Kocenda (2014) e Caporale *et al* (2018).

### 3 Dados

Para verificar o efeito da comunicação do BCB sobre o mercado cambial, observam-se os retornos diários<sup>1</sup> de contratos futuros de dólar, negociados pela B3, no período entre 6 de novembro de 2001 e 28 de dezembro de 2018, totalizando 4.252 observações diárias. A escolha pela análise de contratos futuros, ao invés de uma análise das negociações no mercado à vista, justifica-se pelo baixo volume de transações neste. Por conta de restrições regulatórias, a maioria das operações de câmbio realizadas no Brasil ocorrem no mercado futuro, de forma que este mercado lidera a formação da taxa de câmbio no país (Ventura e Garcia, 2012).

Para mensurar a comunicação dos bancos centrais, foi construída uma base de dados contendo variáveis binárias que assumem valor igual a 1 nos dias de divulgação de Atas do COPOM e Relatórios de Inflação, por parte do BCB, e de FOMC *Minutes*, por parte do FED e valor 0 nos demais dias. No caso do FED, inclui-se ainda uma variável referente aos dias nos quais o presidente da instituição discursou em eventos públicos ou testemunhou perante o Congresso<sup>2</sup>.

Table 1: Estatísticas Descritivas

Statistic	N	Mean	St. Dev.	Min	Max
$R_t$	4,255	0.0001	0.011	-0.140	0.065
Ata do COPOM	4,256	0.037	0.188	0	1
Relatório de Inflação	4,256	0.016	0.127	0	1
FOMC Minutes	4,256	0.032	0.177	0	1
Chairman Speech	4,256	0.070	0.256	0	1
Meta SELIC - %a.a.	4,256	13.149	4.549	6.500	26.500
IPCA - Var.% Mensal	206	0.514	0.383	-0.230	3.020
FED Funds Target - %a.a. <sup>1</sup>	4,256	1.456	1.560	0.250	5.250
CPI - Var.% Mensal	206	0.169	0.389	-1.920	1.220
Taxa de Desemprego (EUA)	205	6.198	1.775	3.700	10.200

<sup>1</sup>Para fins de simplificação, considera-se, neste trabalho, apenas a banda superior da meta

A Tabela 1 apresenta as estatísticas descritivas das principais variáveis de interesse. O período amostral inclui 155 dias em que houve divulgação de Ata do COPOM e 70 em que houve divulgação de Relatório de Inflação, além de 138 dias em que o FOMC divulgou as minutas de suas reuniões e 301 dias em que o presidente do FED discursou em eventos públicos.

<sup>1</sup> Dados por  $R_t = \ln\left(\frac{S_t}{S_{t-1}}\right)$ , onde  $S_t$  é o preço do contrato futuro na data  $t$

<sup>2</sup> Dados extraídos de: <https://www.federalreserve.gov/newsevents/speeches.htm>



### 3.1 Surpresas Macroeconômicas

As expectativas dos agentes de mercado sobre os diferentes indicadores macroeconômicos refletem suas expectativas para a economia como um todo. Uma diferença do valor observado para o valor esperado, chamada surpresa, pode sinalizar uma mudança no panorama econômico, levando os agentes a reavaliar suas posições no mercado.

Nesse sentido, também foram incluídas na base de dados, informações sobre a divulgação de alguns indicadores macroeconômicos. Para o Brasil, os indicadores incluídos foram a taxa SELIC, divulgada pelo COPOM, e o Índice de Preço ao Consumidor Amplo (IPCA), divulgado pelo IBGE. Para os EUA, os indicadores incluídos foram o *FED Fund Target* (FED Funds), divulgado pelo FOMC, o *Consumer Price Index* (CPI), divulgado pelo *Department of Labor Statistics*, e a taxa de desemprego, também divulgada pelo *Department of Labor Statistics*.

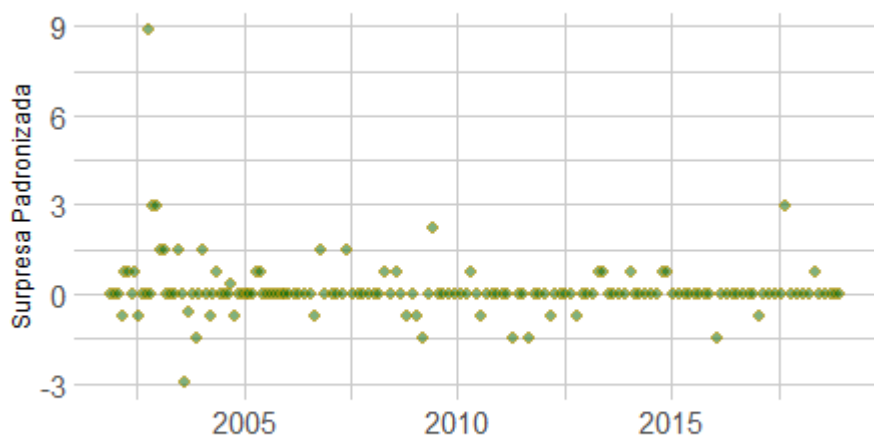
As decisões de juros, do COPOM e do FOMC, são os anúncios de política monetária mais relevantes em seus respectivos países. Enquanto que os índices de preço ao consumidor (IPCA e CPI) e a taxa de desemprego nos EUA, são anúncios relevantes para prever a trajetória futura de política monetária, uma vez que se relacionam diretamente aos mandatos de cada instituição.

O efeito surpresa é calculado de acordo com a metodologia proposta por Balduzzi *et al.* (2001):

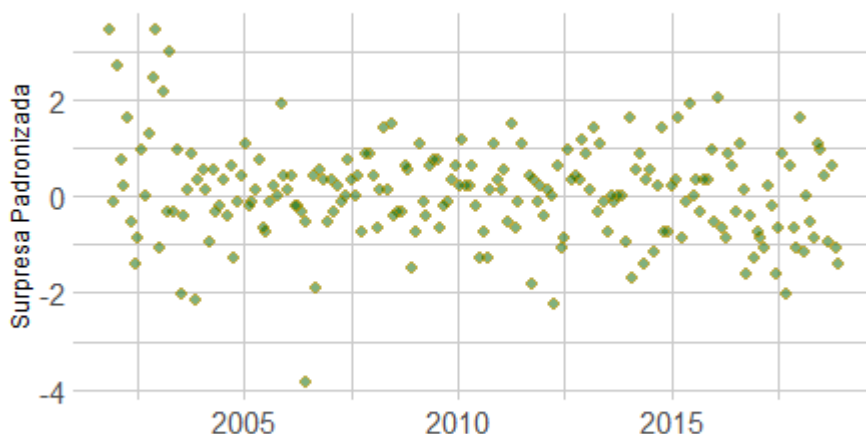
$$S_{kt} = \frac{A_{kt} - E_{kt}}{\sigma_k} \quad (3.1.1)$$

Na qual,  $A_{kt}$  é o valor anunciado para o indicador  $k$ ,  $E_{kt}$  é a mediana das expectativas de mercado sobre este indicador e  $\sigma_k$  é o desvio-padrão da série de diferenças entre ambos. A divisão pelo desvio-padrão permite que se compare a magnitude da surpresa entre diferentes indicadores. A variável  $t$  é uma variável discreta, que indica a data em que cada indicador foi divulgado.

As expectativas de mercado no Brasil são extraídas da pesquisa FOCUS, que é divulgada semanalmente pelo BCB, contendo a mediana, a média e o desvio-padrão das previsões dos agentes de mercado para diferentes indicadores. As expectativas de mercado sobre os indicadores americanos são retiradas da *Bloomberg*.

**Figura 1 - Surpresa Padronizada da Meta da SELIC**

*Desvio-padrão = 0.3386*

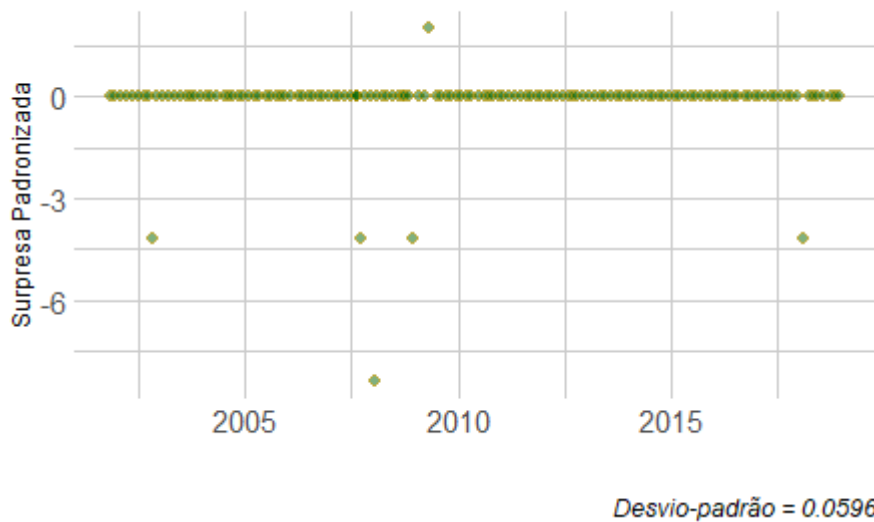
**Figura 2 - Surpresa Padronizada do IPCA**

*Desvio-padrão = 0.0936*

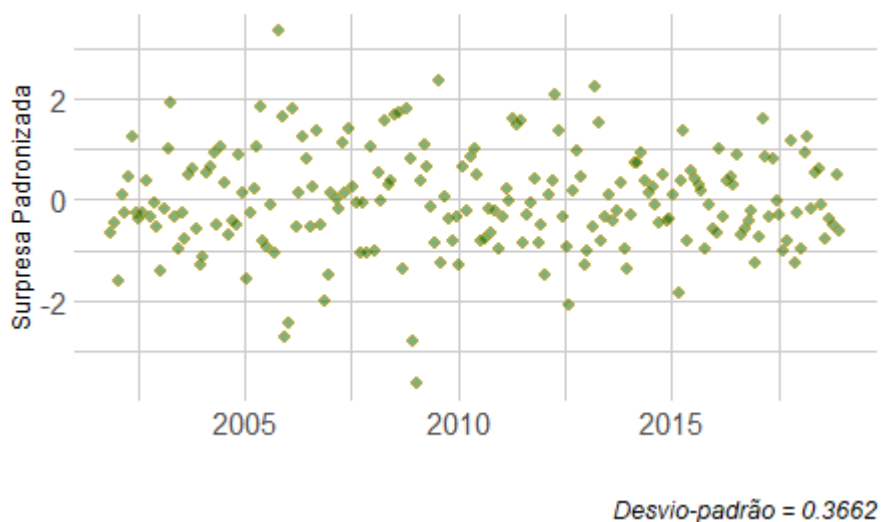
As Figuras 1 e 2 mostram as surpresas padronizadas das variáveis domésticas. Observa-se que o mercado consegue antecipar boa parte das decisões da meta da taxa SELIC. Das 155 decisões do COPOM analisadas, 92 foram antecipadas completamente, enquanto que dentre as demais, a maioria se concentra no intervalo entre -2 e 2 desvios-padrões. Em apenas 6 ocasiões, a surpresa excedeu este intervalo, com destaque para a surpresa de mais de 8 desvios padrões após a reunião emergencial do dia 14 de outubro de 2002.

As surpresas em relação ao IPCA foram mais frequentes, mas apenas em algumas ocasiões excederam o intervalo entre -2 e 2 desvios-padrões, a grande maioria no período inicial da amostra, entre os anos de 2002 e 2003.

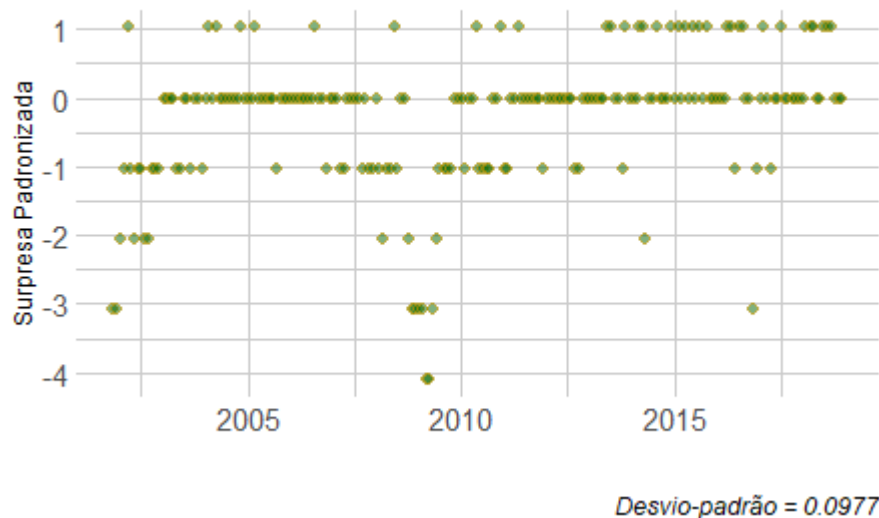
**Figura 3 - Surpresa Padronizada dos FED Funds**



**Figura 4 - Surpresa Padronizada do CPI**



**Figura 5 - Surpresa Padronizada da Taxa de Desemprego**



As Figuras 3 a 5 mostram as surpresas padronizadas das variáveis externas. O mercado conseguiu antecipar a grande maioria das decisões de juros do FOMC. Os agentes foram surpreendidos em apenas 6 ocasiões, sendo estas concentradas majoritariamente no período entre 2007 e 2008. A maior surpresa, de -8 desvios-padrões, ocorreu após uma reunião do comitê que não estava agendada previamente, no dia 21 de janeiro de 2008, na qual foi anunciado um corte de 75 pontos bases na taxa de juros, o maior em 24 anos.

As surpresas em relação ao CPI apresentam dispersão similar ao seu equivalente brasileiro, com a maioria das surpresas concentradas no intervalo entre -2 e 2. Enquanto que a surpresa em relação a taxa de desemprego se mantém entre -1 e 1 desvio-padrão para a maior parte da amostra, com a maioria das observações fora deste intervalo ocorrendo no período pós-crise financeira de 2008.

#### 4 Metodologia

Como mencionado na seção anterior, opta-se por mensurar a comunicação dos bancos centrais por meio de variáveis binárias, que assumem valor 0, nos dias em que não são registrados eventos de comunicação, ou 1, nos dias em que tais eventos são registrados. Esta abordagem tem uma implicação importante para a construção do modelo que se pretende estimar. Como não se distingue entre comunicados cujo conteúdo é considerado positivo e comunicados cujo conteúdo é considerado negativo, é possível que os efeitos contrários se anulem na estimação, sugerindo, incorretamente, que os resultados não são estatisticamente significantes.

Para mitigar essa preocupação, adota-se, inicialmente, metodologia similar a Kohn e Sack (2003) e Reeves e Sawicki (2007), que consiste em verificar se, nos dias em que há comunicação, houve aumento ou diminuição na volatilidade dos retornos do ativo de interesse. Formalmente, esta hipótese pode ser verificada por meio da estimação das seguintes equações:

$$\varepsilon_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1} \Phi_i BCB_{it} + \sum_{i=1} \rho_j FED_{it} + \eta_t \quad (4.1)$$

Onde  $\varepsilon_t^2$  é o quadrado dos resíduos da regressão dos retornos do ativo controlando para surpresas macroeconômicas e indicadores externos, descrita pela equação (4.2);  $BCB_{it}$  é a variável *dummy* que captura a comunicação do BCB; e  $FED_{it}$  é a variável *dummy* que captura a comunicação do FED.

A equação (4.1) equivale a comparar a variância do preço do ativo entre dias em que há comunicação e dias em que não há comunicação. Antes de estimá-la, no entanto, deve-se garantir que inexistem outros fatores afetando a variável de interesse. Para isso, é necessário introduzir variáveis de controle a estimação dos retornos do ativo. Formalmente, este processo é descrito pela seguinte equação:

$$r_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^2 \beta_i r_{t-i} + \beta_3 \Delta EMBI_{t-1} + \beta_4 \Delta DXY_t + \beta_5 \Delta MSCI_t + \sum_{k=6}^n \beta_k S_{kt} + \varepsilon_t \quad (4.2)$$

Onde  $r_t$  é o retorno diário do contrato futuro de dólar;  $r_{t-i}$  é um termo autorregressivo;  $\Delta EMBI_{t-1}$  é a variação diária do *Emerging Market Bond Index Plus*<sup>3</sup> (EMBI+), defasada em 1 dia para evitar problemas de endogeneidade;  $\Delta DXY_t$  é a variação

---

<sup>3</sup> Índice de risco dos países emergentes calculado pelo Banco *JP Morgan*. Mudanças de percepção do risco-país tendem a afetar o fluxo de capitais para os países emergentes, impactando a taxa de câmbio.

diária do *Dolar Index*<sup>4</sup>;  $\Delta MSCI_t$  é a variação diária do *MSCI Emerging Markets Currency Index*<sup>5</sup>; e  $S_{kt}$  é a surpresa macroeconômica, descrita pela equação (3.1.1), provocada pela divulgação do indicador  $k$ .

A estimação em dois períodos permite que se capture a volatilidade implícita dos retornos financeiros. Uma abordagem mais direta, no entanto, pode ser adotada por meio da implementação de modelos de heteroscedasticidade condicional, que estimam simultaneamente uma equação para a média dos retornos e para a variância dos resíduos da equação da média. Para verificar se a implementação de um destes modelos é recomendada, é preciso regredir a equação (4.2) pelo método dos mínimos quadrados ordinários e aplicar o teste do Multiplicador de Lagrange para heterocedasticidade condicional autorregressiva (ARCH-LM) nos seus resíduos.

Table 2: Teste ARCH-LM

Defasagem	Estatística de Teste	P-Valor
4	6.117,437	0
8	2.596,699	0
12	1.701,644	0
16	1.263,695	0
20	1.006,323	0
24	835,797	0

O teste, que tem como hipótese nula ( $H_0$ ) a ausência de heterocedasticidade condicional, consiste em regredir os erros ao quadrado em relação a uma constante e aos erros defasados ao quadrado até uma ordem  $q$  e multiplicar o  $R^2$  dessa regressão pelo número de observações na amostra ( $n$ ). Se o valor da multiplicação excede o valor da distribuição qui-quadrado ( $\chi^2$ ) com  $q$  graus de liberdade, deve-se rejeitar  $H_0$ . Na Tabela 2, são apresentados os resultados do teste ARCH-LM para defasagens de diferentes ordens. Como se observa na tabela, a hipótese nula é rejeitada para todas as defasagens, indicando a necessidade de se utilizar um modelo de heterocedasticidade condicional.

Dentre os modelos que assumem heterocedasticidade condicional, estão os modelos do tipo ARCH e GARCH, propostos, respectivamente, por Engle (1982) e Bollerslev

<sup>4</sup> Índice que mede o desempenho do dólar frente moedas de outros países desenvolvidos. Deve capturar movimentos da taxa de câmbio que sejam referentes ao fortalecimento e/ou enfraquecimento do dólar.

<sup>5</sup> Índice que mede o desempenho de uma cesta de moedas de países emergentes frente ao dólar. Foi recalculado, a partir de informações disponíveis publicamente, para excluir o Real. Deve capturar movimentos da taxa de câmbio que sejam comuns às economias emergentes (e.g. mudanças na percepção de risco de se investir em países emergentes).

(1986), nos quais os resíduos da série temporal,  $\varepsilon_t$ , são modelados como uma função do desvio-padrão dos resíduos,  $\sigma_t$ , e de uma série subjacente de resíduos,  $z_t$ , de modo que:

$$\varepsilon_t = z_t \sigma_t \sim (0, \sigma_t^2) \quad (4.2)$$

A variância,  $\sigma_t^2$ , dos retornos do ativo pode, então, ser escrita como função de uma constante, defasagens dos resíduos da série temporal (termos ARCH) e suas realizações passadas (termos GARCH), bem como de variáveis explicativas, como as que representam a comunicação dos bancos centrais. Formalmente, a equação da variância pode ser escrita como:

$$\sigma_t^2 = \gamma_0 + \sum_{m=1}^p \alpha_m \varepsilon_{t-m}^2 + \sum_{n=1}^q \beta_n \sigma_{t-n}^2 + \text{dummies} \quad (4.3)$$

Alguns autores, como Connoly e Kohler (2004) e Jansen e De Haan (2005), utilizam, o modelo EGARCH (GARCH exponencial), proposto por Nelson (1991). A vantagem deste modelo sobre o modelo GARCH padrão é que não impõe restrições de não-negatividade aos parâmetros do modelo de forma que é capaz de capturar o efeito, conhecido na literatura como volatilidade assimétrica, em que notícias positivas e negativas têm impactos diferentes sobre a trajetória futura da volatilidade.

Pelo critério de Akaike, a forma funcional do modelo que apresentou melhor desempenho foi o EGARCH (1,1), que será o modelo utilizado neste trabalho<sup>6</sup>. Sua equação da variância pode ser escrita formalmente como:

$$\ln \sigma_t^2 = \gamma_0 + \alpha_1 z_{t-1} + \rho_1 |z_{t-1}| + \beta_1 \ln \sigma_{t-1}^2 + \text{dummies} \quad (4.4)$$

Onde o coeficiente  $\alpha_1$  determina se há assimetria na volatilidade. Se  $\alpha_1 > 0$ , choques positivos têm maior impacto na volatilidade. Se  $\alpha_1 < 0$ , choques negativos têm maior impacto. E se  $\alpha_1 = 0$ , não há assimetria. A equação da média é a mesma que foi descrita em (4.2).

---

<sup>6</sup> Os resultados da estimação em dois períodos se encontram disponíveis no Apêndice.

## 5 Resultados

A Tabela 3 apresenta os resultados da estimação<sup>7</sup> do modelo EGARCH. Na equação da média, as variações diárias do EMBI+, do *Dollar Index* e da cesta de moedas de países emergentes apresentaram significância estatística. O sinal positivo destas variáveis indica que um aumento na percepção de risco-país, o fortalecimento do dólar e depreciações cambiais em outros países emergentes levam a uma depreciação do câmbio.

Table 3: Resultados

Equação da Média	
Constante	-0.0003*** (0.0001)
AR(1)	-0.0204 (0.0183)
AR(2)	-0.0370*** (0.0118)
$\Delta EMBI_{t-1}$	0.0065* (0.0035)
$\Delta DXY$	0.3751*** (0.0274)
$\Delta MSCI$	0.3940*** (0.0292)
$S_{SELIC,t}$	-0.0001 (0.0007)
$S_{IPCA,t}$	-0.0003 (0.0005)
$S_{FEDFunds,t}$	0.0014* (0.0008)
$S_{CPI,t}$	0.0000 (0.0005)
$S_{Unemployment,t}$	0.0003 (0.0006)
Equação da Variância	
Constante	-0.1756*** (0.0223)
ARCH(1)	-0.0863*** (0.0119)
GARCH(1)	0.9812*** (0.0025)
EGARCH(1)	0.2143*** (0.0208)
Ata do COPOM	-0.0292 (0.0874)
Relatório de Inflação	-0.0592 (0.1036)
FOMC Minutes	0.0416 (0.0917)
Chairman Speeches	-0.0303 (0.0410)
Distribuição dos Erros	
Graus de Liberdade	6.9875*** (0.6324)
Log likelihood	14442.4933
AIC	-6.7695
BIC	-6.7397

\*\*\*p < 0.01; \*\*p < 0.05; \*p < 0.1

<sup>7</sup> A estimação foi realizada assumindo que os erros possuem uma distribuição *t* de student, desta forma é apresentado, também, um parâmetro referente a esta distribuição. A distribuição *t* é mais apropriada para capturar os *clusters* de volatilidade.



Dentre as surpresas macroeconômicas, somente a surpresa em relação aos FED Funds foi estatisticamente significativa, ao nível de 10%. Seu coeficiente positivo indica que este tipo de surpresa leva a uma depreciação cambial, o que é compatível com outros resultados encontrados na literatura, como Garcia *et al.* (2016), que apontam que um aumento inesperado na taxa de juros americana, fortalece o dólar frente às outras moedas, retirando liquidez de mercados emergentes.

Na equação da variância, o termo de assimetria é positivo e significativo ao nível de 1%, indicando a existência de assimetria em choques positivos. O termo GARCH também foi positivo e significativo, indicando a persistência de choques na volatilidade. Por outro lado, nenhuma das *dummies* de comunicação é estatisticamente significativa.

A pouca responsividade da taxa de câmbio à comunicação do BCB e às surpresas macroeconômicas domésticas, não é particularmente surpreendente, tendo sido observada anteriormente no Brasil (Janot e El-Jaick, 2012; Garcia *et al.*, 2016) e em outros países emergentes (Kohlscheen, 2013; Rossi e Wolf, 2020). Não há no entanto consenso sobre a causa desta desconexão entre política monetária e taxa de câmbio. Possíveis razões citadas são a elevada participação de investidores estrangeiros no mercado de câmbio (García *et al.*, 2016) e questões fiscais<sup>8</sup>.

### 5.1 Testes Adicionais

Embora os resultados encontrados sejam consistentes com a literatura existente, alguns autores, como Égert e Kocenda (2014) e Caporale *et al.* (2018), apontam que em períodos de incerteza elevada, como a Crise Financeira de 2008, tanto a divulgação de indicadores macroeconômicos, quanto a comunicação dos bancos centrais domésticos passou a ser relevante para explicar movimentos nas taxas de câmbio de países emergentes<sup>9</sup>. Para testar se este efeito ocorreu, também, no Brasil, divide-se a amostra em dois subperíodos: o primeiro referente ao período pré-crise, entre janeiro de 2004 e

---

<sup>8</sup> Ver Alberola *et al.* (2021) para uma discussão aprofundada sobre o tema.

<sup>9</sup> Égert e Kocenda (2014) estudam os impactos da comunicação dos bancos centrais de República Tcheca, Hungria e Polônia, enquanto Caporale *et al.* (2018) estudam o impacto da divulgação de notícias macroeconômicas nos seguintes países: República Tcheca, Hungria, Polônia, Egito, Argentina, Coreia do Sul e Nigéria

dezembro de 2007; e outro referente ao período de crise, entre janeiro de 2008 e junho de 2009<sup>10</sup>. A Tabela 4 apresenta os resultados das estimações para esses subperíodos.

No período pré crise, o comportamento da taxa de câmbio se assemelha àquele da amostra completa. Na equação da média, são estatisticamente significantes e positivas as variações diárias do EMBI+, do *Dollar Index* e da cesta de moedas de países emergentes, além da surpresa em relação aos FED Funds. Na equação da variância, nenhuma das *dummies* de comunicação apresenta significância estatística.

Table 4: Resultados: Antes e durante a Crise de 2008

	(2004-2007)	(2008-2009)
<b>Equação da Média</b>		
Constante	-0.0009*** (0.0001)	-0.0007*** (0.0002)
AR(1)	-0.0458** (0.0216)	-0.1266*** (0.0308)
AR(2)	-0.0761*** (0.0262)	-0.0995*** (0.0307)
$\Delta EMBI+_{t-1}$	0.0106** (0.0050)	0.0176 (0.0121)
$\Delta DXY$	0.2021*** (0.0358)	0.6125*** (0.0590)
$\Delta MSCI$	0.2324*** (0.0550)	0.3637*** (0.0646)
$S_{SELIC,t}$	-0.0004 (0.0003)	-0.0009 (0.0025)
$S_{IPCA,t}$	-0.0002 (0.0010)	-0.0005 (0.0019)
$S_{FEDFunds,t}$	0.0029*** (0.0011)	0.0021 (0.0025)
$S_{CPIA}$	0.0002 (0.0010)	-0.0034 (0.0022)
$S_{Unemployment,t}$	0.0012 (0.0008)	0.0030** (0.0015)
<b>Equação da Variância</b>		
Constante	-0.3940*** (0.0824)	-0.3360* (0.1834)
ARCH(1)	-0.1400*** (0.0290)	0.0030 (0.0575)
GARCH(1)	0.9600*** (0.0082)	0.9668*** (0.0196)
EGARCH(1)	0.2906*** (0.0414)	0.3558*** (0.0918)
Ata do COPOM	-0.2604 (0.1716)	0.1247 (0.3423)
Relatório de Inflação	0.2335 (0.2268)	-0.5579 (0.4251)
FOMC Minutes	-0.0042 (0.1828)	-0.0349 (0.3250)
Chairman Speeches	0.1288 (0.0903)	0.3452** (0.1698)
<b>Distribuição dos Erros</b>		
Graus de Liberdade	14.0446** (5.6471)	8.8503** (3.8061)
N	992	373
Log likelihood	3498.0604	1174.2497
AIC	-7.0122	-6.1890
BIC	-6.9134	-5.9787

\*\*\*p < 0.01; \*\*p < 0.05; \*p < 0.1

<sup>10</sup> A subdivisão é a mesma que foi adotada por Égert e Kocenda (2014). O segundo subperíodo equivale ao período no qual, segundo o *National Bureau of Economic Research*, os EUA estiveram em recessão.

No período de crise, no entanto, são observadas algumas diferenças. Na equação da média, são significantes, ao nível de 1%, e positivas a variação diária do *Dollar Index* e da cesta de moedas de países emergentes, enquanto a variável referente às surpresas na taxa de desemprego nos Estados Unidos é positiva e significativa, ao nível de 5%. É possível interpretar este resultado como sendo consequência do contexto de crise nos EUA, que justifica o fato de um indicador de desempenho da economia real seja mais importante do que os de política monetária. Um aumento inesperado da taxa de desemprego sinalizaria ao mercado que a economia ainda não entrara em recuperação e que a crise se estenderia. Dado o papel da economia americana na economia global, uma extensão da crise seria um motivo para os agentes se desfazerem de ativos mais arriscados, como o Real, causando sua depreciação<sup>11</sup>.

Na equação da variância, a *dummy* referente à discursos do presidente do FED apresentou significância estatística, ao nível de 5%. O coeficiente positivo sugere que, neste período, os discursos do presidente do FED, Bem Bernanke, foram responsáveis por aumentar a volatilidade da taxa de câmbio. Como em Kohn e Sack (2003), este resultado é interpretado como evidência de que estes discursos produziram notícias relevantes ao mercado, no entanto, não fica claro se a reação que estas notícias provocaram é fruto de uma comunicação ineficiente ou apenas uma reação exagerada do mercado às declarações do presidente<sup>12</sup>. As demais *dummies* não apresentaram significância estatística.

Embora tenha se observado uma pequena mudança na dinâmica de resposta da taxa de câmbio durante o período de crise, não se observou o efeito esperado de ganho de relevância das variáveis domésticas. Uma possível explicação é que, pela crise ter se concentrado nos EUA, fatores externos seriam mais relevantes de qualquer maneira. Além disso, é possível questionar se as mudanças observadas são, de fato, evidência de uma mudança estrutural ou se são apenas consequência da baixa quantidade de eventos de comunicação na amostra observada<sup>13</sup>.

---

<sup>11</sup> Jäggi *et al.* (2019) encontram movimento parecidos, mas de sinal contrário, nas moedas da Suíça e do Japão, no mesmo período. Como estas moedas tem status de porto seguro, parece razoável supor que houve um movimento de *flight-to-safety* (i.e. agentes migram de ativos arriscados para ativos seguros).

<sup>12</sup> Uma outra explicação possível é que os discursos, que ocorreram, em sua maioria, em eventos pré-agendados, foram realizados em dias em que o mercado estava mais volátil, de forma que o efeito capturado é endógeno.

<sup>13</sup> No período entre 2008 e 2009, a amostra contém 12 divulgações da Ata do COPOM, 6 do Relatório de Inflação, 12 das minutas do FOMC e 37 discursos do presidente do FED. O mesmo vale para as surpresas macroeconômicas (Ver Apêndice).

Para mitigar essas preocupações, o modelo foi estimado, também, para um terceiro subperíodo, entre junho de 2013 e maio de 2016. Considera-se a revisão da nota da dívida pública brasileira, anunciada pela *Standard & Poor's* no mês de junho de 2013, uma sinalização a investidores estrangeiros e locais do início de um declínio da economia brasileira, que duraria até maio de 2016. Se, em períodos de crise, a taxa de câmbio reage de maneira diferente a notícias domésticas, esse intervalo, por incluir uma quantidade maior de eventos de comunicação<sup>14</sup> e por abranger uma crise exclusivamente brasileira, deve ser capaz de capturar esse efeito.

A única diferença no modelo estimado é que foi retirada a variável referente as surpresas nos FED Funds, uma vez que o mercado antecipou todas as decisões ocorridas no período. Para não perder possíveis efeitos gerados pela divulgação da decisão, foi adicionada à equação da variância uma variável *dummy*, que assume valor 1 nos dias em que a decisão do FOMC é publicada. A Tabela 5 apresenta os resultados da estimação.

Na equação da média, como anteriormente, são estatisticamente significativas e positivas as variações diárias do EMBI+, do *Dollar Index* e da cesta de moedas de países emergentes. Dentre as surpresas, a variável referente a taxa SELIC apresentou significância estatística, ao nível de 1%. Seu coeficiente foi negativo, indicando que aumentos inesperados da taxa de juros levam a apreciação do câmbio.

Na equação da variância, a *dummy* referente a dias de divulgação de decisões do FOMC foi negativa e significativa, ao nível de 5%. Este resultado indica que decisões que vão de acordo com o esperado pelo mercado reduzem a volatilidade do câmbio, como esperado. Nenhuma das *dummies* de comunicação apresentou significância estatística.

Dado que apenas a variável referente a taxa SELIC foi estatisticamente significativa neste subperíodo, parece ser mais plausível atribuir esse resultado ao movimento observado por Carvalho *et al.* (2013)<sup>15</sup>, do que a um aumento da importância das variáveis domésticas diante de um período de crise, como sugerido por Égert e Kocenda (2014).

De fato, o resultado encontrado é compatível com a sugestão de Ramos e Portugal (2014) de que durante a gestão de Alexandre Tombini no comando do BCB, que coincide

---

<sup>14</sup> A amostra contém 24 divulgações de Ata do COPOM, 12 divulgações do Relatório de Inflação, 24 minutos do FOMC e 36 discursos do presidente do FED.

<sup>15</sup> Os autores sugerem que houve uma perda de credibilidade na comunicação do BCB durante a gestão de Tombini, de forma que surpresas na taxa SELIC tiveram efeitos mais acentuados sobre as expectativas dos agentes.

com a amostra analisada, por conta de uma relação inversa entre surpresas na taxa SELIC e as expectativas de inflação, surpresas do tipo causavam um fortalecimento do Real, frente ao dólar.

Table 5: Resultados: Crise no Brasil

(2013-2016)	
Equação da Média	
Constante	0.0001 (0.0003)
AR(1)	-0.0552** (0.0254)
AR(2)	-0.0544 (0.0363)
$\Delta EMBI_{t-1}$	0.0234* (0.0136)
$\Delta DXY$	0.3862*** (0.0780)
$\Delta MSCI$	0.6971*** (0.0968)
$S_{SELIC,t}$	-0.0049*** (0.0018)
$S_{IPCA,t}$	0.0001 (0.0014)
$S_{CPI,t}$	-0.0009 (0.0015)
$S_{Unemployment,t}$	-0.0015 (0.0013)
Equação da Variância	
Constante	-0.0651*** (0.0162)
ARCH(1)	-0.0440** (0.0201)
GARCH(1)	0.9925*** (0.0002)
EGARCH(1)	0.0936*** (0.0080)
Ata do COPOM	0.2219 (0.2027)
Relatório de Inflação	0.1697 (0.2082)
Decisão do FOMC	-0.4531** (0.2094)
FOMC Minutes	-0.0932 (0.2290)
Chairman Speeches	0.0533 (0.0738)
Distribuição dos Erros	
Graus de Liberdade	13.8308** (5.6470)
N	740
Log likelihood	2397.3871
AIC	-6.4254
BIC	-6.3009

\*\*\*p < 0.01; \*\*p < 0.05; \*p < 0.1

## 6 Conclusão

Este trabalho analisou o impacto da comunicação do BCB sobre o mercado de câmbio no Brasil. Para tal, verificou-se, por meio da estimação de um modelo EGARCH, o efeito da divulgação de comunicados oficiais do BCB e do FED sobre a volatilidade dos retornos de contratos futuros de dólar. Surpresas na divulgação de indicadores macroeconômicos e variações diárias de indicadores de risco foram incluídas no modelo como variáveis de controle.

Na amostra completa, nenhuma das variáveis relacionadas a comunicação de política monetária do BCB se mostrou estatisticamente significativa. Dentre as variáveis externas, a única que se mostrou capaz de afetar a taxa de câmbio foi a variável referente a surpresas na divulgação da taxa de juros americana, os FED Funds.

Para testar se, em períodos de incerteza elevada (i.e., períodos de crise), a taxa de câmbio passa a reagir a anúncios e à comunicação de política monetária doméstica, como sugerem alguns autores (Égert e Kocenda, 2014; Caporale *et al.*, 2018), reestimou-se o modelo para sub períodos amostrais: dois que buscaram reproduzir o período avaliado por Égert e Kocenda (2014) e um terceiro que busca capturar um período no qual a economia brasileira esteve em declínio e, posteriormente, em recessão.

No primeiro, abrangendo o período entre 2004 e 2007, os resultados foram semelhantes aos da amostra completa, com apenas as surpresas nos FED Funds influenciando a taxa de câmbio. No sub período referente a Crise de 2008, não houve mudança no que tange as variáveis internas. No entanto, observou-se que a taxa de câmbio parou de reagir à variações surpresas nos FED Funds, passando a reagir à surpresas na taxa de desemprego americana. Esse resultado pode ser explicado pelo contexto de crise, no qual notícias sobre o desempenho da economia real se tornam mais relevantes do que notícias de política monetária.

Adicionalmente, no sub período da Crise de 2008, também se verificou que os discursos do presidente do FED foram responsáveis por adicionar volatilidade ao mercado de câmbio. A interpretação deste resultado não é totalmente clara, mas entende-se que os discursos foram capazes de produzir informações relevantes aos agentes de mercado.

No sub período entre 2013 e 2016, as variáveis externas deixaram de ser estatisticamente significantes. Dentre as variáveis domésticas, apenas a referente a

surpresas na taxa SELIC foi estatisticamente significativa. Por conta de evidência na literatura de que os mercados passaram a responder de maneira diferente a surpresas durante esse sub período (Carvalho *et al.*, 2013; Ramos e Portugal, 2014), esse resultado parece estar mais relacionado a uma perda de credibilidade do BCB, do que ao período de crise, propriamente dito.

De maneira geral, os resultados parecem indicar que a comunicação do BCB tem efeito limitado sobre a taxa de câmbio. Este resultado difere do encontrado em países desenvolvidos, o que reforça a necessidade de estudos adicionais sobre o tema. Para trabalhos futuros, recomenda-se explorar a relação entre a composição da dívida pública no Brasil e o efeito da comunicação do BCB sobre a taxa de câmbio.

## Referências

ALBEROLA, E.; CANTÚ, C.; CAVALLINO, P.; MIRKOV, N. (2021). Fiscal regimes and the exchange rate. BIS Working Papers No 950, Bank for International Settlements.

BALDUZZI, P.; ELTON, E. J.; GREEN, T. C. Economic news and bond prices: Evidence from the US treasury market. **Journal of Financial and Quantitative Analysis**, 36, n. 4, p. 523-543, Dec 2001. Article.

BAUER, A; EINSENBEIS, R; WAGGONER, D; ZHA, T. (2006). "Transparency, expectations, and forecasts," Working Paper Series 637, European Central Bank

BERNANKE, B. "Fedspeak". Remarks at the Meetings of the American Economic Association, San Diego. 2004. Disponível em: <https://www.federalreserve.gov/boarddocs/speeches/2004/200401032/default.htm>.

Acesso em: 14 de outubro de 2020

BLINDER, A. S.; EHRMANN, M.; FRATZSCHER, M.; DE HAAN, J. *et al.* Central Bank Communication and Monetary Policy: A Survey of Theory and Evidence. **Journal of Economic Literature**, 46, n. 4, p. 910-945, Dec 2008. Review.

BOLLERSLEV, T. Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity. **Journal of Econometrics**, 31, n. 3, p. 307-327, 1986.

CAPORALE, G. M.; SPAGNOLO, F.; SPAGNOLO, N. Exchange rates and macro news in emerging markets. **Research in International Business and Finance**, 46, p. 516-527, Dec 2018. Article.

CARVALHO, C.; CORDEIRO, F; VARGAS, J. Just Words? A quantitative analysis of the communication of the central bank of Brazil. Texto Para Discussão n° 617, Departamento de Economia, PUC-RIO, 2013

CONNOLLY, E; KOHLER, M. News and Interest Rate Expectations: A Study of Six Central Banks. Federal Reserve Bank of Australia, Working Paper no. 04-10



CONRAD, C.; LAMLA, M. J. The High-Frequency Response of the EUR-USD Exchange Rate to ECB Communication. **Journal of Money Credit and Banking**, 42, n. 7, p. 1391-1417, Oct 2010. Article.

EGERT, B.; KOCENDA, E. The impact of macro news and central bank communication on emerging European forex markets. **Economic Systems**, 38, n. 1, p. 73-88, Mar 2014. Article.

EHRMANN, M.; EIJJFINGER, S.; FRATZSCHER, M. The Role of Central Bank Transparency for Guiding Private Sector Forecasts. **Scandinavian Journal of Economics**, 114, n. 3, p. 1018-1052, 2012. Article.

EHRMANN, M.; FRATZSCHER, M. Communication by Central Bank committee members: Different strategies, same effectiveness? **Journal of Money Credit and Banking**, 39, n. 2-3, p. 509-541, Mar-Apr 2007. Article.

ENGEL, C.; FRANKEL, J. WHY INTEREST-RATES REACT TO MONEY ANNOUNCEMENTS - AN EXPLANATION FROM THE FOREIGN-EXCHANGE MARKET. **Journal of Monetary Economics**, 13, n. 1, p. 31-39, 1984. Article.

ENGEL, R.F. Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation. **Econometrica**, 50, n. 4, p. 987-1007, 1982.

EUSEPI, S.; PRESTON, B. Central Bank Communication and Expectations Stabilization. **American Economic Journal-Macroeconomics**, 2, n. 3, p. 235-271, Jul 2010. Article.

FAMA, E. F. EFFICIENT CAPITAL MARKETS - REVIEW OF THEORY AND EMPIRICAL WORK. **Journal of Finance**, 25, n. 2, p. 383-423, 1970. Article.

FUJIWARA, I. Is the central bank's publication of economic forecasts influential? **Economics Letters**, 89, n. 3, p. 255-261, Dec 2005. Article.

GARCIA, M. G. P.; MEDEIROS, M. C.; SANTOS, F. L. The high frequency impact of macroeconomic announcements on the Brazilian futures market. **Brazilian Review of Econometrics**, 36, n. 2, p. 185-222, Nov 2016.

GOYAL, A.; ARORA, S. The Indian exchange rate and Central Bank action: An EGARCH analysis. **Journal of Asian Economics**, 23, n. 1, p. 60-72, 01/01/January 2012 2012. Article.

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

HARDOUVELIS, G. A. MARKET PERCEPTIONS OF FEDERAL-RESERVE POLICY AND THE WEEKLY MONETARY ANNOUNCEMENTS. **Journal of Monetary Economics**, 14, n. 2, p. 225-240, 1984. Article.

HAYO, B.; NEUENKIRCH, M. (2012), DOMESTIC OR U.S. NEWS: WHAT DRIVES CANADIAN FINANCIAL MARKETS?. *Economic Inquiry*, 50: 690-706

JÄGGI A., SCHLEGEL, M. & ZANETTI, A. (2019) Macroeconomic surprises, market environment, and safe-haven currencies. *Swiss J Economics Statistics* **155**, 5.

JANOT, M; EL-JAICK, D. S. M. (2012). O impacto da comunicação do banco central do Brasil sobre o mercado financeiro. *Trabalhos para Discussão*, nº 265, Banco Central do Brasil.

JANSEN, D. J.; DE HAAN, J. Talking heads: the effects of ECB statements on the euro-dollar exchange rate. **Journal of International Money and Finance**, 24, n. 2, p. 343-361, Mar 2005. Article; Proceedings Paper.

KOHLSCHEEN, E. The Impact of Monetary Policy on the Exchange Rate: A High Frequency Exchange Rate Puzzle in Emerging Economies. **Journal of International Money and Finance**, 44, p. 69, 2014.

KOHN, D. L.; SACK, B. Central bank talk: does it matter and why? *Finance and Economics Discussion Series*, Federal Reserve Board, 2003

NEELY, C. J. A Survey of Announcement Effects on Foreign Exchange Volatility and Jumps. **Federal Reserve Bank of St Louis Review**, 93, n. 5, p. 361-384, Sep-Oct 2011. Article.

NELSON, D.B. Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns – A New Approach. **Econometrica**, 59, n. 2, p. 347-370, 1991.

RAMOS, P.Z.; PORTUGAL, M. S. O poder da comunicação do Banco Central: avaliando o impacto sobre juros, bolsa, câmbio e expectativas de inflação. Texto para discussão PPGE UFRGS, 2014.

REEVES, R.; SAWICKI, M. Do financial markets react to Bank of England communication? **European Journal of Political Economy**, 23, n. 1, p. 207-227, 01/01/January 2007 2007. Article.

ROSA, C. Words that shake traders The stock market's reaction to central bank communication in real time. **Journal of Empirical Finance**, 18, n. 5, p. 915-934, Dec 2011. Article.

ROSA, C.; VERGA, G. On the consistency and effectiveness of central bank communication: Evidence from the ECB. **European Journal of Political Economy**, 23, n. 1, p. 146-175, 01/01/January 2007 2007. Article.

ROSSI, E.; WOLFF, V. Spillovers to exchange rates from monetary and macroeconomic communications events. **Swiss National Bank Working Papers**, n. 18, p. 1-24, 2020. Article.

SWANSON, E. T. Have Increases in Federal Reserve Transparency Improved Private Sector Interest Rate Forecasts? **Journal of Money, Credit and Banking**, 38, n. 3, p. 791-819, 04/01/ 2006. research-article.

VENTURA, A; GARCIA, M. Mercados futuro e à vista de câmbio no Brasil: o rabo abana o cachorro. *Rev. Bras. Econ.* [online]. 2012, vol.66, n.1, pp.21-48

WOODFORD, M. (2005). "Central bank communication and policy effectiveness," Proceedings - Economic Policy Symposium - Jackson Hole, Federal Reserve Bank of Kansas City, issue Aug, p. 399-474

## Apêndice

## A. Resultados da Estimação em Dois Períodos

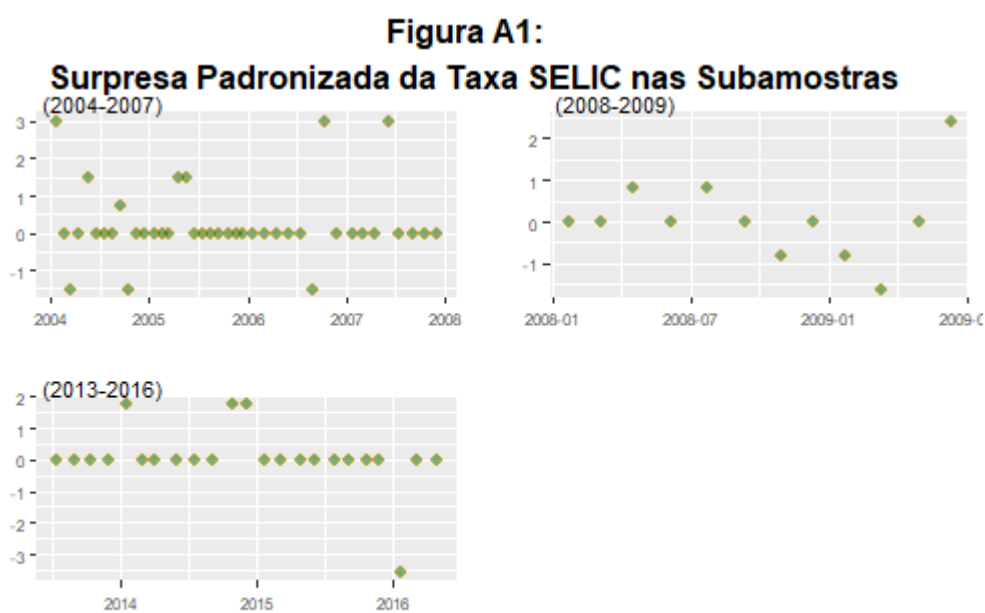
Table 6: Equação da Média

	$r_t$
AR1	-0.072*** (0.017)
AR2	-0.083*** (0.015)
Intercepto	0.0001 (0.0001)
$\Delta EMBI_{t-1}$	0.026*** (0.006)
$\Delta DXY$	0.419*** (0.032)
$\Delta MSCI$	0.464*** (0.036)
$S_{SELIC,t}$	0.001 (0.001)
$S_{IPCA,t}$	0.0005 (0.001)
$S_{FEDFunds,t}$	0.001 (0.001)
$S_{CPI,t}$	-0.001 (0.001)
$S_{Unemployment,t}$	0.001 (0.001)
Observations	4,261
Log Likelihood	13,536.640
$\sigma^2$	0.0001
Akaike Inf. Crit.	-27,049.290
Note:	*p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

Table 7: Equação da Variância

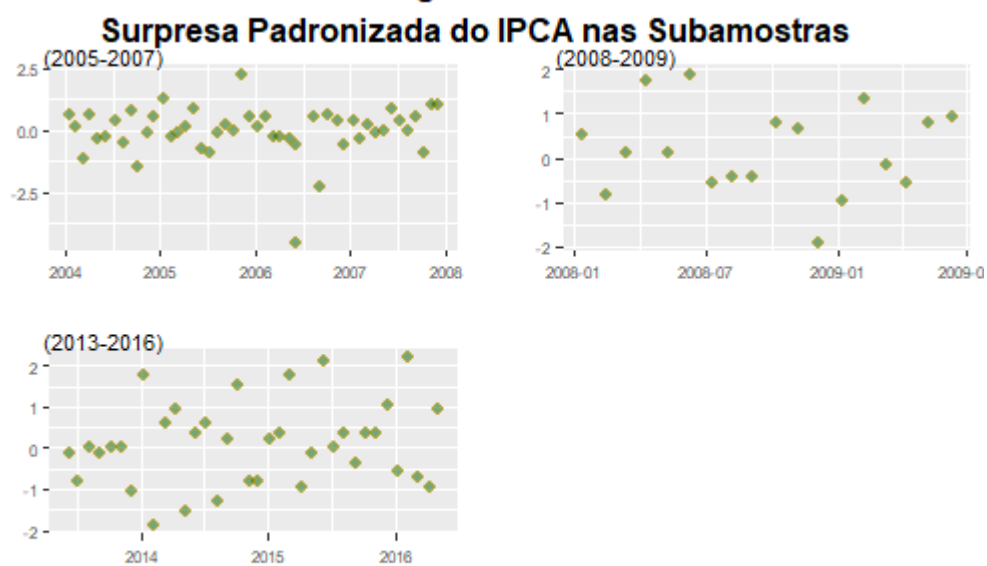
	$\epsilon_t^2$
Ata do COPOM	-0.00002 (0.00003)
Relatório de Inflação	-0.00002 (0.00005)
FOMC Minutes	-0.00001 (0.00003)
Chairman Speech	-0.00001 (0.00002)
Constante	0.0001*** (0.00001)
Observations	4,261
R <sup>2</sup>	0.0002
Adjusted R <sup>2</sup>	-0.001
Residual Std. Error	0.0004 (df = 4256)
F Statistic	0.172 (df = 4; 4256)
<i>Note:</i>	*p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

## B. Figuras Adicionais



*Nota: O eixo horizontal fornece a data de divulgação.  
O eixo vertical fornece o valor da surpresa padronizada.*

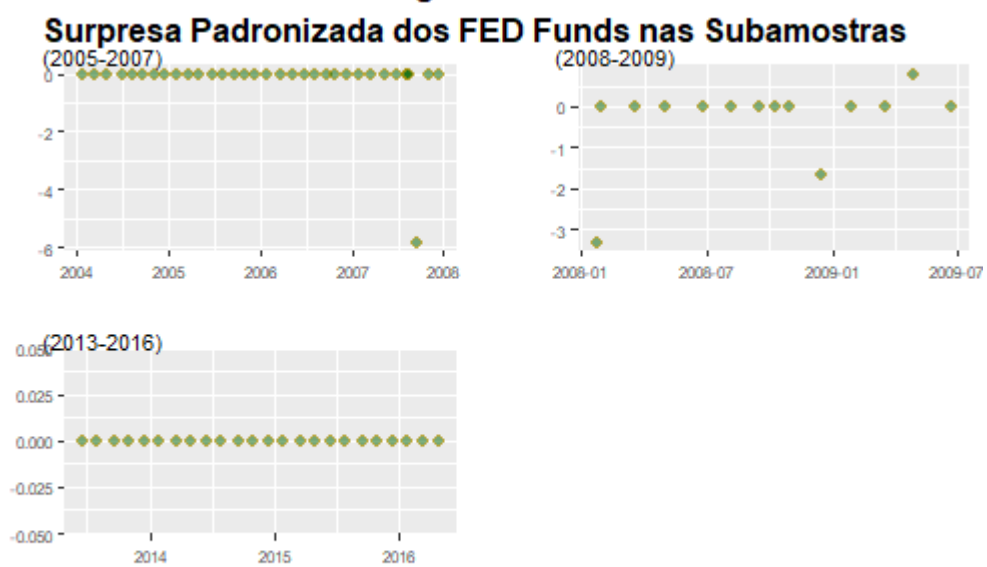


**Figura A2:**

*Nota: O eixo horizontal fornece a data de divulgação.  
O eixo vertical fornece o valor da surpresa padronizada.*

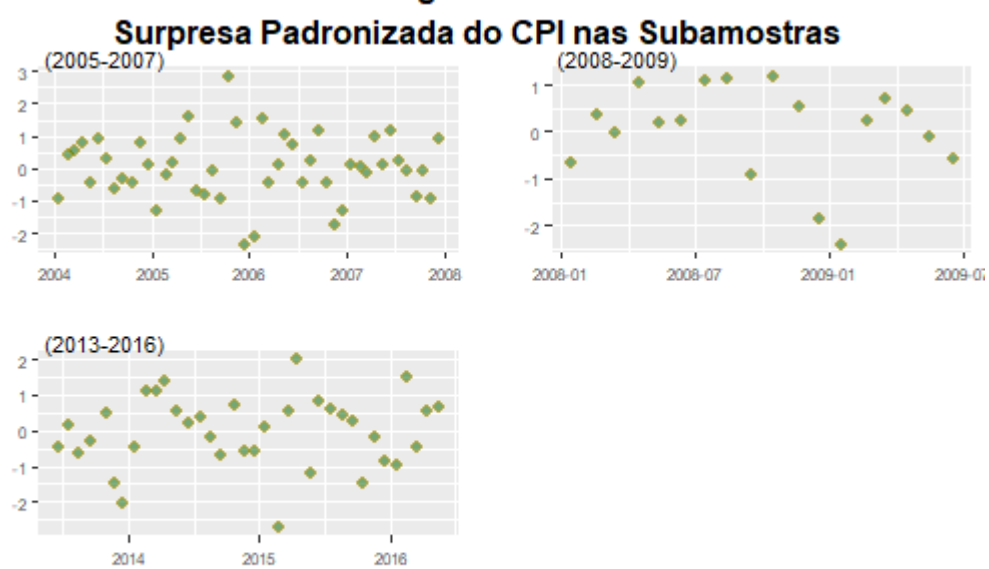


**Figura A3:**

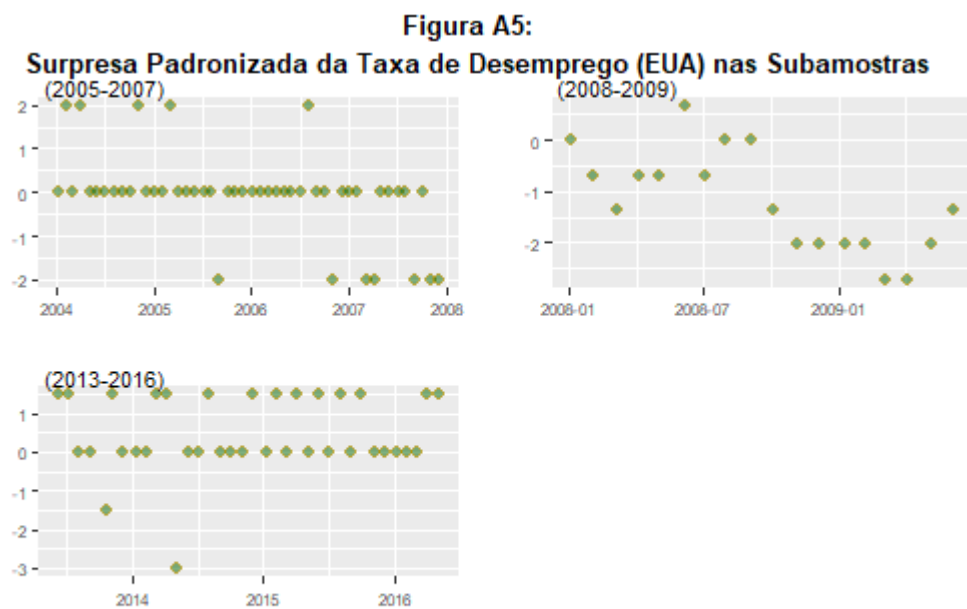


*Nota: O eixo horizontal fornece a data de divulgação.  
O eixo vertical fornece o valor da surpresa padronizada.*



**Figura A4:**

*Nota: O eixo horizontal fornece a data de divulgação.  
O eixo vertical fornece o valor da surpresa padronizada.*



*Nota: O eixo horizontal fornece a data de divulgação.  
O eixo vertical fornece o valor da surpresa padronizada.*

