

Universidade de Brasília
Faculdade de Administração, Contabilidade e Economia
Departamento de Economia

ARTHUR DE BRITO BALDINI

Monografia:

Impactos das reuniões do Comitê de Política Monetária nas empresas que compõem o Ibovespa

Brasília-DF

2020

ARTHUR DE BRITO BALDINI

Impactos das reuniões do Comitê de Política Monetária nas empresas que compõem o Ibovespa

Monografia apresentada junto ao curso de Economia da Universidade de Brasília, como requisito parcial para conclusão do curso de Ciências Econômicas.

Orientador: Prof. Dr. Paulo César Coutinho

Brasília-DF

2020

Resumo

O Brasil, em 2016, passou por um período de grande instabilidade política e econômica, passando por fortes mudanças no governo e nas políticas adotadas por ele. Neste mesmo ano, foi dado início a um movimento de queda consistente na taxa de juros, que, coincidentemente ou não, foi acompanhado de uma valorização do Ibovespa. Com o objetivo de analisar se há algum efeito significativo das reuniões do Comitê de Política Monetária sobre os preços das ações que compõem o índice do Ibovespa, foi utilizada a técnica do estudo de eventos. Seguindo a metodologia clássica, foram selecionadas 20 empresas aleatoriamente que foram analisadas no decorrer de 10 reuniões do Copom. Após a obtenção dos retornos anormais e dos retornos anormais acumulados, não foi possível achar evidências robustas de que as reuniões têm algum efeito significativo sobre os preços das empresas do Ibovespa. Os resultados obtidos contrastados com as previsões feitas pelo mercado financeiro acerca da taxa de juros, levam a crer que tais previsões são tomadas pelos agentes econômicos como informações públicas disponíveis e que estas são agregadas aos preços das ações em datas anteriores às que estão situadas ao redor das reuniões do Copom. Esse resultado apresenta evidências favoráveis a eficiência de mercado na sua forma semiforte, para o caso analisado.

Sumário

1.Introdução.....	5
2.Revisão Bibliográfica.....	9
2.1 - Definição da Janela de Eventos.....	9
2.2 - Critério de Seleção	10
2.3 - Retornos Normais e Anormais	10
2.4 - Modelos Explicativos	11
2.4.1 - Retornos Ajustados à Média	11
2.4.2 - Modelo de Mercado (Mínimos Quadrados Ordinários)	12
2.4.3 - Capital Asset Pricing Model.....	13
2.5 - Retornos Anormais Acumulados (CAR)	13
2.6 - Eficiência de Mercado	14
2.7 - Efeito Surpresa e o Caso Americano	15
2.8 - Procedimentos de Testes	16
Brown-Warner (1985)	16
Patell (1976).....	17
Rank Test (Corrado 1992, Cowan 1992)	18
3.Metodologia.....	19
4.Análise Empírica.....	21
4.1 – Análise dos Retornos Anormais Médios Diários	21
4.2 - Análise dos Retornos Anormais Acumulados (CAR's)	27
4.3 - Gráficos dos Retornos Anormais Acumulados (CAR's).....	29
5.Conclusão	34
6.Referências Bibliográficas.....	36
7.Apêndice A - Código em R	38

1.Introdução

O estudo de eventos, introduzido pela primeira vez por Dolley (1933), é uma ferramenta utilizada para estimar se houve uma reação significativa do mercado financeiro com relação a uma ocorrência específica. A técnica do estudo de eventos é de grande valia tanto para acadêmicos quanto para profissionais que trabalham no mercado financeiro, já que ela possibilita a identificação de como novas informações são agregadas aos preços de ativos em diversos mercados e para diferentes ocorrências.

Choques no preço do petróleo, eleições, alterações na lei, fusões entre empresas, atentados terroristas, guerras, o surgimento de doenças altamente contagiosas e mudanças em variáveis macroeconômicas (taxa de juros, déficit ou superávit primário e câmbio, por exemplo), são acontecimentos que podem sinalizar aos investidores alterações nos fluxos de caixa esperados de empresas e na curva de juros futuros, aumentando a volatilidade nos preços tanto de títulos de renda fixa, quanto de ações.

No âmbito das variáveis econômicas, eventos que poderiam afetar a precificação de ações e títulos no mercado financeiro podem ter sua origem tanto na política fiscal, quanto na política monetária. A depender da política fiscal adotada pelo governo, os investidores podem exigir prêmios maiores ou menores para comprar títulos públicos. Além disso, mudanças na política monetária causam alterações na dinâmica econômica, como nas decisões de consumo e investimento, precificação de títulos públicos e até mesmo no câmbio.

A taxa de juros é o instrumento mais comumente utilizado para manter a inflação sob controle e, assim, evitar a perda do poder de compra da moeda de um país. Há casos de autoridades monetárias (como o Federal Reserve¹, por exemplo) que buscam não somente o controle dos preços da economia, mas também uma meta de desemprego. É o chamado mandato duplo da autoridade monetária.

No caso brasileiro, a instituição responsável pela definição da taxa básica de juros da economia é o Banco Central, que através do Copom (Comitê de Política Monetária), realiza reuniões periódicas que definem se alterações na taxa Selic devem ocorrer ou não. O Banco Central, ao alterar a taxa de juros, busca a estabilidade monetária

¹ <https://www.federalreserve.gov/aboutthefed/pf.htm>

do país, isto é, que a inflação fique alinhada com a meta definida pelo Conselho Monetário Nacional.

Vilarinho, C. e Meurer, R. (2017), em um estudo que buscou definir qual o sinal da relação entre a política monetária e a taxa de câmbio analisaram a política monetária brasileira entre os anos 2004 e 2016, apresentando evidências de que as variáveis têm uma relação positiva. Já Nunes, C. V., Holland, M. & Silva, C. G. (2011), examinaram o efeito da taxa de juros na estrutura a termo da curva de juros, descobrindo, então, que as expectativas do mercado de renda fixa estão bem comportadas à política monetária do Banco Central.

No Brasil, pôde-se observar uma escalada na taxa de juros no período entre 17/04/13 e 29/07/15, quando durante sucessivas reuniões do Copom a Selic passou de 7,25%a.a para 14,25%a.a² (Histórico das taxas de juros, site do Banco Central), um movimento para conter a alta da inflação que, medida pelo Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo, subiu de forma vertiginosa de 5,91% em 2013, para 10,67% em 2015. Além disso, conforme dados disponibilizados pelo Banco Mundial³, o país atravessou um momento de forte desaceleração econômica, passando de um crescimento do PIB de 3% em 2013, para 0,5% em 2014, -3,54% em 2015 e -3,3% em 2016, consolidando o cenário de crise. Nota-se, no entanto, que na 202ª reunião do Copom, iniciou-se um movimento de queda na taxa de juros básica da economia, passando de 14,25%a.a para 14%a.a, em 19/10/16, e se estabilizando em 6,5%a.a na 213ª reunião, em 21/03/18.

O índice Ibovespa é um importante indicador do desempenho médio das empresas brasileiras, tendo sido afetado de forma intensa pela crise econômica que se alastrou no país, especialmente nos anos de 2015 e 2016. No início de 2013, o índice Ibovespa estava cotado aos 62.550⁴ pontos e foi precificado, três anos depois em Janeiro de 2016, aos 37.046 pontos, acompanhando o cenário de crise no Brasil. Houve, no entanto, uma reversão de tendência no Ibovespa em 2016, fazendo com que o índice terminasse o ano aos 60.227 pontos, apesar do crescimento negativo da economia brasileira no ano.

² <https://www.bcb.gov.br/controleinflacao/historicotaxasjuros>

³ <https://data.worldbank.org/>

⁴ <https://br.tradingview.com/symbols/BMFBOVESPA-IBOV/>

O ano de 2016 foi, portanto, um ano de fortes mudanças na economia brasileira. No começo do ano o Ibovespa passava pelo seu momento mais difícil desde 2009, ao passo que no final do mesmo ano o índice estava com uma valorização de mais de 38%. Fortes mudanças políticas ocorreram no Brasil naquele ano. Impeachment de uma presidente, novos ministros, política e equipes econômicas diferentes, um cenário que provavelmente contribuiu para a forte valorização do índice no ano. Coincidentemente, ou não, o mesmo ano no qual o Ibovespa apresentou uma forte valorização foi o ano em que as taxas de juros começaram a cair de forma sistemática no Brasil.

As reuniões do Copom representam eventos de ocorrência conhecida, cujo resultado é objeto de estimação por diversos agentes que atuam no mercado financeiro. O desenvolvimento de ferramentas para a previsão da nova taxa de juros é algo recorrente e a previsão correta da nova taxa pode representar grandes ganhos para fundos e investidores que se posicionarem de maneira apropriada. Os investimentos que são imediatamente impactados pela nova direção da política monetária são os investimentos de renda fixa, pois a precificação desses títulos está diretamente ligada a taxa de juros básica da economia.

O impacto da taxa de juros nos investimentos de renda variável é, no entanto, de identificação mais complexa, pois a precificação de ações no mercado financeiro é feita a partir do fluxo de caixa esperado das empresas e a mudança na política monetária não indica de imediato se haverá algum efeito da nova taxa de juros e qual a sua grandeza. Tomazzia, E. C. e Meurer, R. (2009) analisando o período de 1999 a 2008, mostram que as indústrias de bens de consumo duráveis, veículos e construção civil são afetadas em maior grau por mudanças na política monetária, ao passo que a indústria de bens não duráveis apresentou uma reação mais suave a mudanças na política monetária do que outros setores da economia.

É sabido, no entanto, que investidores tentam se antecipar a mudanças que possam afetar os seus rendimentos, de forma a se protegerem de prejuízos ou de ampliar lucros. A determinação de se a mudança na política monetária é percebida pelos investidores em geral é de grande importância e caso essa mudança gere algum efeito relevante nos preços das ações, é interessante que se conheça quando essa informação será incorporada ao preço da ação, pois dessa forma será possível para os investidores em geral se posicionarem da maneira que julgarem adequada no tempo correto.

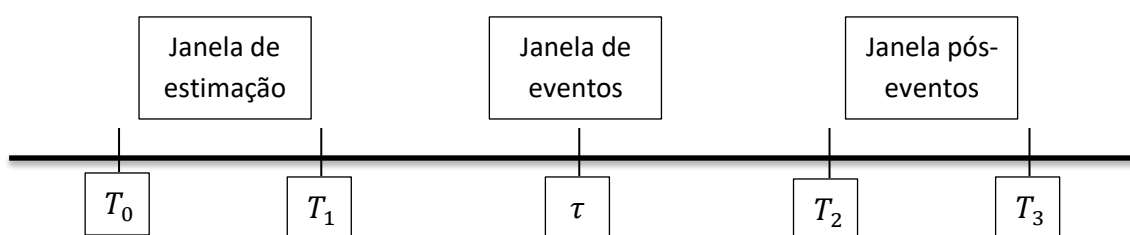
Caso o mercado financeiro tenha a capacidade de aproximar suas posições de forma a antecipar as decisões do Copom, espera-se que os preços das ações em geral não sejam afetados de maneira relevante pela mudança na orientação da política monetária, já que a informação da mudança na política monetária estaria disponível antes da reunião. No entanto, se a partir do anúncio da nova política monetária forem observadas maiores volatilidades nas ações, haverá evidência de que o mercado financeiro estaria agregando informações aos preços das ações somente após o anúncio do Copom, sem haver antecipação. O objetivo do presente estudo é utilizar a técnica do estudo de eventos para determinar se há alguma reação significativa no mercado acionário brasileiro aos anúncios de mudança na taxa de juros, feitos pelo Copom.

2.Revisão Bibliográfica

Conforme Campbell, Lo e Mackinlay (1997) a técnica do estudo de eventos evoluiu desde a sua primeira versão, tendo a metodologia que é utilizada ainda hoje sido desenvolvida por Ball R. e Brown P. (1968) e Fama E. (1969). Uma das metodologias mais populares para a condução de um estudo de eventos é a proposta por Campbell, Lo e Mackinlay (1997), que é composta pelos seguintes passos: definição da janela de eventos, critério de seleção, retornos normais e anormais, procedimento de estimação, procedimento de testes, resultados empíricos e interpretações e conclusões.

2.1 - Definição da Janela de Eventos

O primeiro passo de um estudo de eventos é a definição do evento sobre o qual será feito o estudo em questão. Para o caso de reuniões do Copom essa definição é facilitada, o calendário está sempre disponível no site do Banco Central, mas há casos em que a definição do momento exato que o mercado percebeu a ocorrência do evento é dificultada, sendo necessária a criação de um intervalo de dias para a realização do estudo. De acordo com Campbell, Lo e Mackinlay (1997), a data de ocorrência desse evento é definida como $\tau = 0$, temos assim $\tau = T_1 + 1$ até $\tau = T_2$, como a janela do evento, $\tau = T_0 + 1$ até $\tau = T_1$, como a janela de estimação e $\tau = T_2 + 1$ até $\tau = T_3$, como o período pós-evento.



Para um evento qualquer no momento $\tau = 0$, define-se:

$L_1 = T_1 - T_0$ Como o período de estimação dos retornos normais;

$L_2 = T_2 - T_1$ Como a janela de eventos;

$L_3 = T_3 - T_2$ Como o período pós-eventos.

2.2 - Critério de Seleção

O critério de seleção de empresas para o estudo de eventos pode ser subjetivo, caso o estudo deseje avaliar o impacto de um evento em uma empresa ou setor específico. Entretanto, caso o desejo do pesquisador seja o de se obter o efeito de um evento no mercado de forma geral, é recomendado que se opte pela seleção aleatória de empresas, de forma a evitar efeitos de um setor específico. Deve-se atentar, no entanto, para que as companhias selecionadas tenham um mínimo de dados suficientes para a realização da estimação dos retornos normais e anormais.

2.3 - Retornos Normais e Anormais

Conforme Khotari, S.P. e Warner, J.B (2007), o estudo de eventos consiste em definir o efeito de um evento específico no comportamento do valor de mercado de uma ou mais empresas ao redor desse acontecimento extraordinário. Para determinar efeitos adversos nos preços das ações devemos primeiro estimar os retornos normais das ações no período anterior ao evento em questão. Há diversas técnicas de estimação dos retornos normais de ações, como os retornos ajustados à média, modelo de mercado, Capital Asset Pricing Model (CAPM) e Arbitrage Pricing Theory (APT).

Após a definição da janela do evento em questão e da estimação dos retornos normais, obtêm-se os retornos anormais, que conforme os já citados Khotari, S.P. e Warner, J.B (2007) são dados por:

$$A_{i,t} = R_{i,t} - K_{i,t} \quad (1)$$

Onde $A_{i,t}$ representa o retorno anormal de uma dada ação i em um período de tempo t , que é obtido pela diferença entre o retorno do evento em questão $R_{i,t}$ e o retorno normal da ação denotado por $K_{i,t}$.

Há duas maneiras de se calcular o retorno amostral de uma ação, a capitalização discreta e a contínua. A utilização da capitalização contínua implica que os preços das ações reagem de forma incessante a novas informações nos mercados, enquanto a capitalização discreta pressupõe que novas informações são agregadas em momentos distintos aos preços das ações. O preço de uma ação ou título i , no momento t , na forma discreta é calculado como:

$$\Delta P_t = \frac{P_t - P_{t-1}}{P_{t-1}}$$

O cálculo para retorno contínuo é feito da seguinte maneira:

$$\Delta P_t = \ln\left(\frac{P_t}{P_{t-1}}\right)$$

Conforme Rostagno e Soares (2002), a utilização da capitalização discreta faz com que os retornos amostrais apresentem assimetria na sua distribuição. Os autores mostram que a capitalização contínua, não apresenta tais problemas e se aproxima da distribuição normal.

A escolha da periodicidade dos retornos em um estudo de eventos é crucial. Brown e Warner (1983) analisam o poder e confiabilidade da utilização de retornos diários e mensais. A utilização da cotação diária de ações apresenta distanciamento da distribuição normal, problema que não é observado com a utilização da cotação mensal. Esse distanciamento, no entanto, pode ser sanado com a adição de um número maior de observações. Outro fato relevante é que a utilização de cotações diárias no estudo de eventos permite análises mais poderosas do que quando são utilizadas cotações mensais, para os mesmos modelos de retornos normais.

2.4 - Modelos Explicativos

2.4.1 - Retornos Ajustados à Média

Conforme Campbell, Lo e Mackinlay (1997), essa técnica consiste na estimação dos retornos normais como sendo a média simples dos retornos passados. É o modelo mais simples de estimação, dado por:

$$R_{i,t} = \mu_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

$$E(\varepsilon_{i,t}) = 0 \quad \text{var}(\varepsilon_{i,t}) = \sigma_{\varepsilon_{i,t}}^2$$

Substituindo os retornos normais (2) na equação (1), temos que:

$$A_{i,t} = R_{i,t} - \bar{R}_i \quad (3)$$

A simplicidade do modelo faz com que ele tenha um desempenho inferior ao do modelo de mercado, apresentando uma baixa capacidade de inferência em eventos nos quais as datas se sobrepõem.

2.4.2 - Modelo de Mercado (Mínimos Quadrados Ordinários)

Neste método, conforme Campbell, Lo e Mackinlay (1997), a forma de estimar os retornos normais da ação se dá pela regressão linear simples do retorno da ação i , sobre o retorno do mercado, denotado por $r_{m,t}$, para um período t , de forma que:

$$K_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 r_{m,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

$$E(\varepsilon_{i,t}) = 0 \quad \text{Var}(\varepsilon_{i,t}) = \sigma_{i,t}^2$$

Onde $K_{i,t}$ é o retorno normal estimado da ação, $r_{m,t}$ é o retorno da carteira do mercado e $\varepsilon_{i,t}$ é o termo de erro da equação. No caso da estimação desse modelo para o Brasil, pode-se utilizar como retorno de mercado o índice do Ibovespa. O estimador $\hat{\beta}_1$ é calculado como sendo a covariância dos retornos da ação i com relação aos retornos de mercado sobre a variância do mercado, assim, para o período L_1 , temos que:

$$\hat{\beta}_1 = \frac{\sum_{\tau=T_0+1}^{T_1} (R_{i,t} - \bar{R}_i)(r_{m,t} - \bar{r}_m)}{\sum_{\tau=T_0+1}^{T_1} (r_{m,t} - \bar{r}_m)^2}$$

Como demonstrado anteriormente, o retorno anormal da ação em um evento será dado pela diferença entre o retorno do evento e o retorno normal calculado para a ação:

$$A_{i,t} = R_{i,t} - K_{i,t}$$

Substituindo $\hat{K}_{i,t}$ na equação, temos que os retornos anormais são calculados da seguinte maneira:

$$A_{i,t} = R_{i,t} - \hat{\beta}_0 - \hat{\beta}_1 r_{m,t} \quad (5)$$

Ainda conforme Campbell, Lo e Mackinlay (1997), “Sob a hipótese nula, condicional aos retornos de mercado da janela de eventos, os retornos anormais serão normalmente distribuídos com uma média condicional zero e variância $\sigma^2(\widehat{AR}_{i,t})$, onde”:

$$\sigma^2(\widehat{AR}_{i,t}) = \sigma_{\varepsilon_i}^2 + \frac{1}{L_1} \left[1 + \frac{(r_{m,t} - \bar{r}_m)^2}{\widehat{\sigma}_m^2} \right]$$

Observa-se que à medida que L_1 se torna maior, o segundo termo tende a zero, fazendo com que a variância seja igual à $\sigma_{\varepsilon_i}^2$ quando L_1 tende ao infinito. Sob a hipótese nula de que o evento não possui qualquer efeito sobre a variação de preços de uma ação i , temos que a distribuição da amostra dos retornos anormais é:

$$\widehat{AR}_{i,t} \sim N(0, \sigma^2(\widehat{AR}_{i,t}))$$

O modelo de mercado é bem especificado e possui um poder elevado para realização de inferências, quando se trata de um estudo de eventos. Conforme Brown e Warner (1983), outras tentativas de sanar um eventual viés do β estimado produziram modelos com poder similar ao modelo de mercado.

2.4.3 - Capital Asset Pricing Model

De forma similar ao modelo de mercado, o Capital Asset Pricing Model, abreviado como CAPM, formulado por Sharpe (1964), é uma regressão linear simples de uma ação ou carteira i sobre o prêmio pelo risco do mercado com relação à taxa de juros livre de risco. O prêmio pelo risco é calculado como a diferença entre o retorno de mercado $r_{t,m}$ e o retorno do ativo sem risco r_f , temos, portanto, a seguinte configuração:

$$K_{i,t} = r_f + \beta_i(r_{t,m} - r_f) \quad (6)$$

Substituindo a estimação de retornos normais CAPM (6) na equação (1), obtemos os retornos anormais:

$$A_{i,t} = R_{i,t} - r_f - \beta_i(r_{t,m} - r_f) \quad (7)$$

O modelo CAPM sofre, no entanto, alguns problemas com relação a sua confiabilidade empírica. Friend e Blume, (1970) concluem que a relação entre o beta de uma ação e o seu retorno médio é mais horizontal do que o previsto pelo modelo, fazendo com que as estimativas do CAPM para ações de beta elevado sejam altas demais e para ações de beta reduzido sejam baixas demais.

2.5 - Retornos Anormais Acumulados (CAR)

Quando não se tem exatidão de quando o evento ocorreu ou se deseja avaliar o efeito do evento em uma determinada janela de tempo, é necessário utilizar os retornos anormais acumulados. Para isso obtém-se as médias dos retornos anormais das empresas

em questão e soma-se para o período da janela de eventos, obtendo-se assim a média dos retornos anormais acumulados. De forma a respeitar as delimitações temporais escolhidas para a análise, conforme Camargos e Barbosa (2003), o intervalo acumulado estará situado no seguinte intervalo:

$$T_1 < t_1 \leq t_2 \leq T_2$$

Conforme A. C. MacKinlay (1997):

$$CAR_i(t_1, t_2) = \sum_{t=t_1}^{t_2} AR_{i,t}$$

$$\overline{AR}_t = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N AR_{i,t} \quad \overline{CAR}(t_1, t_2) = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N CAR_i(t_1, t_2)$$

Onde $CAR_i(t_1, t_2)$ representa os retornos anormais acumulados para a ação i na janela de eventos entre t_1 e t_2 , \overline{AR}_t é a média dos retornos anormais para i ações no dia t e \overline{CAR} representa a média dos retornos anormais acumulados de i ações para a janela de eventos, compreendida entre t_1 e t_2 .

Ainda conforme A. C. MacKinlay (1997), obtém-se as variâncias dos retornos anormais médios e dos retornos anormais cumulativos médios, da seguinte maneira:

$$var(\overline{AR}_t) = \frac{1}{N^2} \sum_{i=1}^N \sigma_{\varepsilon_i}^2 \quad var(\overline{CAR}(t_1, t_2)) = \frac{1}{N^2} \sum_{i=1}^N \sigma_i^2(t_1, t_2)$$

2.6 - Eficiência de Mercado

Fama (1991) define a hipótese dos mercados eficientes como o total reflexo das informações disponíveis no preço de uma ação ou título. De forma mais didática, essa definição nos diz que todos os agentes econômicos racionais tentam prever o valor futuro de uma ação ou título, com o objetivo de obter o maior lucro possível e que para isso todas as informações estão disponíveis. Assim, por meio das negociações de diversos agentes, competindo para ter o maior lucro, o preço de mercado das ações ou títulos representaria seu valor real.

Conforme Fama (1970), dentro dessa definição inicial, há três classificações para a hipótese dos mercados eficientes:

i) Hipótese fraca: os preços dos títulos refletem somente as informações de preços passados.

ii) Hipótese semiforte: os preços dos títulos refletem os preços passados e informações públicas de fácil acesso, como notícias e anúncios de resultados.

iii) Hipótese forte: os preços refletem não somente os preços passados e as informações públicas disponíveis, mas também informações as quais os agentes econômicos não têm acesso.

Com relação a um estudo de eventos sobre impactos dos anúncios do Copom sobre as empresas do Ibovespa, a hipótese de mercado eficiente a ser testada seria a hipótese semiforte. A disponibilidade de técnicas que prevejam a nova política monetária permite a geração de informações que estão disponíveis aos agentes do mercado financeiro que, a partir da aplicação dessas técnicas, agregam as informações aos preços das ações. As previsões feitas acerca da nova política monetária se comportariam, neste caso, como uma informação pública disponível. Há de se observar, no entanto, que é necessário que as previsões com relação a nova política monetária consigam se aproximar da realidade de forma minimamente satisfatória e com uma frequência de acertos aceitável, de forma que faça sentido para os agentes do mercado financeiro agregarem as informações provenientes das previsões aos preços das ações.

2.7 - Efeito Surpresa e o Caso Americano

Bernanke B. e Kuttner K. (2005) mostram em sua análise dos impactos da política monetária sobre o mercado financeiro americano que é necessário calcular os efeitos surpresa da decisão de política monetária, ou seja, o efeito não captado pela expectativa dos agentes. Para isso, eles utilizam os preços dos contratos futuros um dia antes do anúncio da mudança da política monetária como sendo a informação internalizada no preço das ações pelos agentes econômicos. Define-se:

$$\Delta i^e = \Delta i - \Delta i^u$$

Onde:

Δi^e : é a mudança esperada na taxa de juros;

Δi : é a mudança efetiva na taxa de juros;

Δi^u : é a variação inesperada pelos agentes econômicos na taxa de juros.

Os autores acham evidências fortes de respostas consistentes do mercado financeiro americano às mudanças na política monetária. Para cada corte inesperado de 0,25% da taxa básica de juros, foi detectado um aumento associado de 1% nos preços de grandes empresas. Também foram encontradas evidências de que surpresas na política monetária afetam setores da economia com intensidades distintas. Os setores de tecnologia e telecomunicações seriam afetados em metade da intensidade para a grandeza calculada para grandes empresas, enquanto o setor de energia não sofreria impactos significativos decorrentes da mudança na política monetária.

2.8 - Procedimentos de Testes

Feitas as estimações dos retornos normais e anormais, pode-se realizar o procedimento de significância estatística do evento em questão sobre o preço das ações das empresas. Há duas abordagens populares para o testar a hipótese nula: a abordagem paramétrica e a abordagem não paramétrica. A primeira abordagem necessita que a amostra utilizada para estimar os retornos normais siga uma distribuição estatística normal, do contrário as inferências realizadas poderiam sofrer vieses relevantes, o que contaminaria a análise, tornando o processo inferencial não confiável.

De forma distinta da primeira abordagem, a inferência estatística não paramétrica não é tão restrita, podendo ser realizada sem grandes comprometimentos sem que a amostra siga uma distribuição normal, por exemplo, o que não é raro no mercado financeiro, dada a natureza aleatória (ou estocástica) das cotações dos preços das ações em geral. O presente estudo irá abordar 3 testes estatísticos já empregados em artigos clássicos de estudos de eventos, sendo 2 testes paramétricos e 1 teste não paramétrico.

Brown-Warner (1985)

Proposto por Brown e Warner (1985), o teste estatístico para um evento em um dia qualquer é dado por:

$$\theta_1 = \bar{A}_t / \hat{S}(\bar{A}_t)$$

Onde,

$$\bar{A}_t = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N A_{i,t}$$

$$\hat{S}(\bar{A}_t) = \sqrt{\sum_{t=T_0+1}^{t=T_1} (\bar{A}_t - \bar{\bar{A}})^2 / L_1 - 1}$$

$$\bar{\bar{A}} = \frac{1}{L_1} \sum_{t=T_0+1}^{t=T_1} \bar{A}_t$$

Para múltiplos dias, temos:

$$\theta_2 = \frac{\sum_{t=t_1}^{t=t_2} \bar{A}_t}{\left(\sum_{t=t_1}^{t=t_2} \hat{S}^2(\bar{A}_t)\right)^{\frac{1}{2}}}$$

Desde que as médias dos retornos anormais sejam independentes, identicamente distribuídas e normais, o teste seguirá a distribuição t-Student. A vantagem desse teste está na sua simplicidade e facilidade para implementação, embora a necessidade de que tantas condições sejam satisfeitas certamente apresenta um desafio.

Patell (1976)

Outro teste comumente utilizado em estudos de eventos é o proposto por Patell (1976). O autor padroniza os retornos anormais, para depois obter o teste:

$$\theta_3 = \frac{\sum_{i=1}^N SR_{iE}}{\sqrt{\sum_{i=1}^N \frac{T_i - 2}{T_i - 4}}}$$

SR_{iE} é a padronização do erro predito, de forma que:

$$SR_{iE} = \frac{u_{i,t}}{s_i \sqrt{C_{i,t}}}$$

Onde $u_{i,t}$ é uma função independentemente distribuída, calculada pelo autor, s_i é o desvio padrão dos resíduos e $C_{i,t}$ representa o aumento da variância induzida fora do período de estimação.

Rank Test (Corrado 1992, Cowan 1992)

Corrado (1992) faz um ranqueamento dos retornos anormais, de forma que:

$$K_{i,t} = \text{rank}(A_{it}), \quad t = T_0 + 1, \dots, T_2$$

Após o ranqueamento, o autor faz uma padronização dividindo os ranques obtidos de uma empresa i , pelo seu número de observações disponíveis, denotados por M_i , assim:

$$U_{i,t} = \frac{K_{it}}{(1 + M_i)}$$

O autor sinaliza que sem a padronização dos retornos o teste estatístico pode ser mal especificado. Assim, temos o teste estatístico:

$$\theta_4 = \frac{1}{\sqrt{N}} \sum_{i=1}^N \frac{(U_{i0} - \frac{1}{2})}{S(U)}$$

Onde,

$$S(U) = \sqrt{\frac{1}{L_1 + L_2} \sum_{i=T_0+1}^{T_2} \left[\frac{1}{\sqrt{N_t}} \sum_{t=1}^{N_t} (U_{i,t} - 1/2) \right]^2}$$

Sendo que N_t representa o número de observações disponíveis para N empresa, na data t . Para testar os retornos anormais cumulativos médios, usamos a seguinte configuração, conforme Cowan (1992):

$$\theta_5 = d^{\frac{1}{2}} \frac{\bar{K}_D - \frac{L_1 + L_2}{2}}{\left[\sum_{t=1}^{L_1+L_2} \frac{(\bar{K}_t - \frac{L_1 + L_2}{2})^2}{L_1 + L_2} \right]^{\frac{1}{2}}}$$

Onde, K_D é o ranque médio dentre as n ações e d dias da janela de eventos, \bar{K}_t é o ranque médio dentre as n ações no dia t para os L_1+L_2 dias do período de estimação somado a janela de eventos. A fração $\frac{(L_1+L_2)}{2}$ representa o termo central do ranqueamento.

3. Metodologia

Seguindo a metodologia exposta na revisão bibliográfica, foram definidos como eventos as reuniões do Copom entre 01/01/2017 e 24/03/2018, o que dá um total de 10 eventos. O objetivo do estudo é testar se houve retornos anormais estatisticamente significantes nas empresas do Ibovespa em geral ao redor dos eventos selecionados, além de verificar a hipótese semiforte de eficiência de mercado. A seleção de empresas foi feita de maneira aleatória, dessa forma é possível evitar um viés de seleção setorial ou de empresas que possuem maior ou menor volume de negociação.

Acessando o site da B3, é possível ter acesso a lista de empresas que compõem a carteira teórica do Ibovespa, as quais foram atribuídos números aleatórios, dos quais 20 foram sorteados para compor a amostra a ser analisada pelo estudo. Além disso, para obter a expectativa de mudança na meta da Selic, foram utilizados os dados do boletim Focus anteriores as reuniões do COPOM, onde estão disponíveis as expectativas de mercado das 5 instituições financeiras com maior taxa de acerto em previsões com relação a diversas variáveis, inclusive a meta da Selic para a próxima reunião.

Para estimar os retornos normais foi escolhido o modelo de mercado, por sua simplicidade e poder explicativo, como já observado na revisão bibliográfica, sendo utilizada uma amostra de 150 pregões anteriores a cada evento para as ações selecionadas. Após a obtenção de todos os retornos normais e anormais, bem como dos retornos anormais acumulados, foi feito o procedimento de inferência estatística que utilizou 3 métodos: Brown-Warner (1985), Patell (1976) e Rank Test (Corrado 1992; Cowan 1992).

Foram escolhidos 4 intervalos para calcular os retornos anormais acumulados das janelas de eventos, sendo eles: (-3,+3), (-5,+5), (-7,+7) e (-10,+10). Para testar os retornos anormais de dias específicos, foi utilizada uma janela de cinco dias posteriores ao evento e 5 dias anteriores ao evento, totalizando 11 dias analisados. Todos os cálculos foram realizados utilizando o software Excel e a linguagem de programação R, bem como o Yahoo Finance⁵ para a obtenção dos dados necessários.

⁵ <https://finance.yahoo.com/>

Empresa	Setor	Código	Participação no Ibovespa (%)
Banco do Brasil S.A.	Financeiro / Intermediários Financeiros / Bancos	BBAS3	2,574
Qualicorp Consultoria e Corretora de Seguros S.A.	Saúde / Serv.Méd.Hospitalares	QUAL3	0,43
Localiza Rent a Car S.A.	Consumo Cíclico / Diversos / Aluguel de carros	RENT3	1,619
Itau Unibanco Holding S.A.	Financeiro / Intermediários Financeiros / Bancos	ITUB4	6,517
Cogna Educação S.A.	Consumo Cíclico / Diversos / Serviços Educacionais	COGN3	0,703
BB Seguridade Participações S.A.	Financeiro / Previdência e Seguros / Seguradoras	BBSE3	1,021
Metalúrgica Gerdau S.A.	Materiais Básicos / Siderurgia e Metalurgia / Siderurgia	GOAU4	0,291
B2W - Ccompanhia Digital	Consumo Cíclico / Comércio / Produtos Diversos	BTOW3	1,35
B3 S.A. - Brasil. Bolsa. Balcão	Financeiro / Serviços Financeiros Diversos	B3SA3	6,924
Rumo S.A.	Bens Industriais / Transporte / Transporte Ferroviário	RAIL3	1,268
Via Varejo S.A.	Consumo Cíclico / Comércio / Eletrodomésticos	VVAR3	1,494
WEG S.A.	Bens Industriais / Máquinas e Equipamentos	WEGE3	2,543
Multiplan - Empreendimentos Imobiliários S.A.	Financeiro / Exploração de Imóveis / Exploração de Imóveis	MULT3	0,337
CIA Energética de Minas Gerais - CEMIG	Utilidade Pública / Energia Elétrica / Energia Elétrica	CMIG4	0,606
Hypera S.A.	Saúde / Comércio e Distribuição / Medicamentos e Outros Produtos	HYPE3	0,755
Petróleo Brasileiro S.A. Petrobrás	Petróleo. Gás e Biocombustíveis / Exploração. Refino e Distribuição	PETR4	5,545
MRV Engenharia e Participações S.A.	Consumo Cíclico / Construção Civil / Incorporações	MRVE3	0,296
Klabin S.A.	Materiais Básicos / Madeira e Papel / Papel e Celulose	KLBN11	0,783
Ecorodovias Infraestrutura e Logística S.A.	Bens Industriais / Transporte / Exploração de Rodovias	ECOR3	0,131
Cyrela Brazil Realty S.A.	Consumo Cíclico / Construção Civil / Incorporações	CYRE3	0,389

Tabela 1: Empresas selecionadas aleatoriamente para o estudo de eventos. Obtidas por meio de consulta ao site da B3 (http://www.b3.com.br/pt_br/market-data-e-indices/indices/indices-amplos/indice-ibovespa-ibovespa-composicao-da-carteira.htm). Elaborada pelo autor.

4. Análise Empírica

A análise das 10 reuniões do Copom, rendeu 5 tabelas que foram destinadas à análise de dias individuais nas janelas de eventos e 2 tabelas para análise dos retornos anormais cumulativos. Além disso, foram confeccionados 10 gráficos para melhor visualização dos retornos anormais acumulados e 2 tabelas, uma destinada à descrição dos resultados estatísticos e outra com a finalidade de mensurar o efeito surpresa da política monetária.

4.1 – Análise dos Retornos Anormais Médios Diários

A tabela 2 mostra os testes estatísticos conduzidos ao redor das duas primeiras reuniões do COPOM da amostra selecionada. Para a primeira reunião, houve significância estatística em três dias anteriores a reunião, sendo que no dia anterior ao evento os três testes apontaram retornos anormais médios estatisticamente significantes, ao nível de 10% para o teste de Brown-Warner (1985) e 5% para o teste de Patell (1976) e para o teste de ranque (Cowan, 1992; Corrado, 1992). Após a reunião, foram detectados retornos anormais médios significantes pelo teste de Patell (1976), em dois dias ao nível de 10% e em um dia ao nível de 5%.

Já na segunda reunião, houve significância estatística para o teste de Patell (1976) ao nível de 5% e para o teste de ranque (Cowan, 1992; Corrado, 1992) ao nível de 10%, em um dia antes do evento e três dias após, respectivamente. A ocorrência de retornos anormais antes e depois do evento poderia estar de alguma forma relacionada ao anúncio da nova política monetária pelo Copom, mas as evidências ainda são fracas.

Retornos anormais médios estatisticamente significantes poderiam representar a agregação de informações aos preços das ações da amostra. No caso da temática analisada, isto é, o impacto das reuniões do Copom nas cotações das ações do Ibovespa, a informação que seria agregada ao preço seria a nova taxa de juros.

Espera-se que caso o mercado financeiro não seja surpreendido pela nova política monetária, os retornos anormais médios estatisticamente significantes sejam observados, em sua maioria, em datas anteriores às reuniões, ou até mesmo que não sejam observados retornos estatisticamente significantes, tendo o mercado agregado a informação de mudança na Selic em datas anteriores as analisadas.

Evento	Janela de Eventos	Brown-Warner	Significância	Patell	Significância	Rank	Significância
11/01/2017	04/01/2017	1,466		2,214	**	1,953	*
	05/01/2017	-1,357		2,223	**	2,029	**
	06/01/2017	0,431		0,888		0,781	
	09/01/2017	0,431		0,619		0,811	
	10/01/2017	-1,899	*	2,291	**	2,174	**
	11/01/2017	-0,493		1,078		0,868	
	12/01/2017	1,476		1,883	*	0,765	
	13/01/2017	-1,314		2,006	**	1,607	
	16/01/2017	-0,134		0,541		0,571	
	17/01/2017	0,722		1,424		0,963	
	18/01/2017	-1,543		1,955	*	1,283	
	22/02/2017	15/02/2017	-0,308		0,252		0,196
16/02/2017		0,049		0,441		0,119	
17/02/2017		-0,185		0,471		0,415	
20/02/2017		-0,598		1,256		1,089	
21/02/2017		1,639		1,994	**	1,689	*
22/02/2017		-0,827		0,701		0,715	
23/02/2017		0,481		0,746		0,596	
24/02/2017		0,965		0,967		1,037	
01/03/2017		0,931		0,749		0,222	
02/03/2017		1,085		2,044	**	1,697	*
03/03/2017	-0,072		0,170		0,372		

Tabela 2: Testes estatísticos dos retornos anormais médios nas janelas de eventos das reuniões que ocorreram nos dias 11/01/2017 e 22/02/2017. Níveis de significância: (*) 10%, (**) 5% e (***) 1%. Elaborada pelo autor.

Na tabela 3 para a reunião do dia 12/04/2017, não houve nenhum dia com retornos anormais médios diferente de zero, ou seja, não foi possível rejeitar a hipótese nula em nenhuma ocasião. No evento ocorrido no dia 31/05/2017, também não foram detectados retornos anormais significantes que pudessem sugerir alguma relação entre a reunião do Copom e a variação do preço das ações.

Evento	Janela de Eventos	Brown-Warner	Significância	Patell	Significância	Rank	Significância
12/04/2017	05/04/2017	0,529		0,976		0,879	
	06/04/2017	0,941		1,131		0,752	
	07/04/2017	-0,392		0,433		0,241	
	10/04/2017	0,066		0,215		0,139	
	11/04/2017	0,793		1,311		1,007	
	12/04/2017	0,574		0,437		0,628	
	13/04/2017	0,318		0,075		0,214	
	17/04/2017	0,502		1,432		0,846	
18/04/2017	1,232		1,177		0,834		

	19/04/2017	0,307	0,244	0,184
	20/04/2017	0,381	0,329	0,564
	24/05/2017	0,909	1,443	0,716
	25/05/2017	-0,551	1,074	0,710
	26/05/2017	-0,517	0,500	0,418
	29/05/2017	0,466	0,562	0,556
	30/05/2017	-0,958	-0,973	-1,058
31/05/2017	31/05/2017	0,274	0,087	0,246
	01/06/2017	0,843	1,544	1,153
	02/06/2017	0,460	0,565	0,502
	05/06/2017	-0,568	1,088	-0,73
	06/06/2017	0,029	0,078	0,016
	07/06/2017	0,548	1,057	0,956

Tabela 3: Testes estatísticos dos retornos anormais médios nas janelas de eventos das reuniões que ocorreram nos dias 12/04/2017 e 31/05/2017. Níveis de significância: (*) 10%, (**) 5% e (***) 1%. Elaborada pelo autor.

Na tabela 4 observa-se novamente, a prevalência de retornos anormais médios um dia antes da reunião do dia 26/07/2017, mas dessa vez apenas os testes de ranque (Cowan, 1992; Corrado, 1992) e Patell (1976) rejeitaram a hipótese nula, ambos a um nível de significância de 1%. No período que sucedeu a reunião, somente o teste de Patell (1976) produziu resultados estatisticamente significantes. Já para a reunião do dia 06/09/2017, somente foram observados retornos anormais médios significantes no período que sucedeu a reunião.

Evento	Janela de Eventos	Brown-Warner	Significância	Patell	Significância	Rank	Significância
	19/07/2017	0,228		0,475		0,016	
	20/07/2017	0,779		1,854	*	1,544	
	21/07/2017	0,485		1,134		0,877	
	24/07/2017	0,011		0,099		0,028	
	25/07/2017	-1,134		2,766	***	2,698	***
26/07/2017	26/07/2017	0,383		0,665		0,569	
	27/07/2017	-0,148		0,580		0,497	
	28/07/2017	-0,001		0,053		0,289	
	31/07/2017	-0,701		1,707	*	1,427	
	01/08/2017	-0,879		1,813	*	1,289	
	02/08/2017	0,784		2,111	**	1,644	
	30/08/2017	0,172		0,532		0,514	
	31/08/2017	-0,177		0,539		0,492	
06/09/2017	01/09/2017	-0,321		0,726		0,838	
	04/09/2017	0,222		0,571		0,165	
	05/09/2017	0,482		1,313		1,539	
	06/09/2017	-0,573		1,492		0,796	

08/09/2017	0,375	0,958	1,565
11/09/2017	-0,531	1,015	1,019
12/09/2017	-0,689	1,650	* 1,762 *
13/09/2017	-0,295	0,538	0,517
14/09/2017	0,991	2,379	** 1,876 *

Tabela 4: Testes estatísticos dos retornos anormais médios nas janelas de eventos das reuniões que ocorreram nos dias 26/07/2017 e 06/09/2017. Níveis de significância: (*) 10%, (**) 5% e (***) 1%. Elaborada pelo autor.

Seguindo na análise dos resultados, a tabela 5 mostra que ao redor da reunião do dia 25/10/2017, foram detectados retornos anormais médios anteriores ao evento pelo teste de ranque (Cowan, 1992; Corrado, 1992) ao nível de 10% cinco dias antes do evento, e pelo teste de Patell (1976) ao nível de 1% na mesma data do teste de ranque e ao nível de 10% três dias depois da reunião.

No dia 06/12/2017, ocasião da 211ª reunião do Copom, dois dias apresentaram retornos anormais antes do evento, conforme o teste de Patell (1976) e apenas um dia foi estatisticamente significativo conforme o teste de ranque. Até o momento é possível observar a prevalência de retornos anormais ao redor de alguns dos eventos analisados, mas isso não significa que exista relação do evento com a significância estatística dos testes.

Evento	Janela de Eventos	Brown-Warner	Significância	Patell	Significância	Rank	Significância
25/10/2017	18/10/2017	1,262		2,745	***	1,932	*
	19/10/2017	-0,325		1,076		1,013	
	20/10/2017	0,360		0,919		0,636	
	23/10/2017	-0,272		0,822		0,493	
	24/10/2017	-0,244		0,611		0,903	
	25/10/2017	0,046		0,118		0,170	
	26/10/2017	-0,185		0,602		0,320	
	27/10/2017	-0,132		0,162		0,330	
	30/10/2017	-0,588		1,680	*	1,222	
	31/10/2017	0,227		0,341		0,313	
	01/11/2017	0,297		0,806		0,576	
06/12/2017	29/11/2017	0,216		0,344		0,325	
	30/11/2017	-0,235		0,573		0,181	
	01/12/2017	-0,025		0,033		0,322	
	04/12/2017	-1,011		2,167	**	1,664	*
	05/12/2017	0,765		1,783	*	1,567	
	06/12/2017	0,262		0,534		0,412	
	07/12/2017	-0,482		1,647	*	1,062	

08/12/2017	-0,049	0,511	0,429
11/12/2017	-0,365	1,016	0,697
12/12/2017	-0,751	1,378	1,477
13/12/2017	0,227	0,604	0,409

Tabela 5: Testes estatísticos dos retornos anormais médios nas janelas de eventos das reuniões que ocorreram nos dias 25/10/2017 e 06/12/2017. Níveis de significância: (*) 10%, (**) 5% e (***) 1%. Elaborada pelo autor.

Por fim, a tabela 6 mostra que no evento do dia 07/02/2018, o teste de Patell (1976) detectou retornos anormais médios estatisticamente significantes ao nível de 5% em dois dias antes da ocorrência do evento e o teste de Brown-Warner (1985) um dia antes da reunião, ao nível de 10%. Já para a reunião do dia 21/03/2018, no período de onze dias analisados, não houve nenhum dia com retornos anormais médios estatisticamente significantes.

Os cálculos realizados nesta seção foram repetidos para as janelas de 3 dias, 7 dias e 10 dias, obtendo-se resultados similares aos encontrados para os intervalos dispostos nas tabelas, de forma que a interpretação para todas as combinações de janelas de eventos exploradas neste estudo permanece a mesma.

Evento	Janela de Eventos	Brown-Warner	Significância	Patell	Significância	Rank	Significância	
07/02/2018	31/01/2018	0,440		0,404		0,053		
	01/02/2018	1,585		2,051	**	1,356		
	02/02/2018	0,266		0,846		0,870		
	05/02/2018	0,234		0,116		0,162		
	06/02/2018	-1,824	*	2,376	**	1,282		
	07/02/2018	1,324		1,441		1,170		
	08/02/2018	-0,704		0,903		0,846		
	09/02/2018	-1,487		1,224		0,691		
	14/02/2018	-0,606		-1,142		1,231		
	15/02/2018	0,142		-0,177		-0,222		
	16/02/2018	-0,081		0,902		0,081		
	21/03/2018	14/03/2018	-0,102		0,061		0,288	
		15/03/2018	0,396		0,317		0,128	
16/03/2018		-0,452		0,960		0,156		
19/03/2018		0,503		0,928		0,487		
20/03/2018		-0,020		0,351		0,309		
21/03/2018		-0,196		0,448		0,611		
22/03/2018		0,113		0,491		0,352		
23/03/2018		-0,552		1,538		1,240		
26/03/2018		-0,207		0,489		0,046		
27/03/2018		0,293		0,940		0,767		

28/03/2018 0,010 0,254 0,313

Tabela 6: Testes estatísticos dos retornos anormais médios nas janelas de eventos das reuniões que ocorreram nos dias 07/02/2018 e 21/03/2018. Níveis de significância: () 10%, (**) 5% e (***) 1%. Elaborada pelo autor.*

O teste de Patell (1976) foi o que mais rejeitou a hipótese nula, sendo estatisticamente significativa em 20% dos 110 dias analisados, o que poderia indicar uma má especificação do teste, dado o alto nível de rejeição da hipótese nula. O teste de Brown-Warner (1985) provou ser mais rigoroso, rejeitando a hipótese nula em somente dois dias analisados. Na análise não paramétrica, o teste de ranque (Cowan, 1992; Corrado, 1992), rejeitou a hipótese nula em 10 dias do total analisado.

Teste/Significância	*	**	***	Total
Brown-Warner	1,82%	0,00%	0,00%	1,82%
Patell	8,18%	10,00%	1,82%	20,00%
Rank Test	6,36%	1,82%	0,91%	9,09%

Tabela 7: distribuição dos níveis de significância obtidos no estudo. Elaborada pelo autor.

Uma maneira de elucidar se os retornos anormais médios anteriores a uma reunião do Copom são uma antecipação do mercado à nova política monetária, é analisar a expectativa do mercado antes da reunião em questão. A tabela 8, mostra as expectativas de mercado expressas pelo Top 5 da Pesquisa Focus, que é um relatório que agrega as projeções das cinco instituições financeiras com as maiores taxas de acertos.

Note que em apenas uma mudança de política monetária, houve uma surpresa relevante para o mercado, da ordem de 0,27%. No evento em que esta surpresa ocorreu, também se observa que em 6 dos 11 dias analisados houve retornos anormais médios significantes, a maior quantidade dentre todos os eventos analisados. Nas outras 4 ocorrências de surpresa do mercado, os valores são praticamente residuais e em 5 reuniões não há diferença entre o previsto pelo mercado e a mudança efetiva na taxa de juros.

Data	Meta Selic Expectativa de Mercado	Meta Selic Efetiva	Surpresa
11/01/2017	13,27%	13,00%	-0,27%
22/02/2017	12,20%	12,25%	0,05%
12/04/2017	11,26%	11,25%	-0,01%
31/05/2017	10,29%	10,25%	-0,04%
26/07/2017	9,29%	9,25%	-0,04%
06/09/2017	8,25%	8,25%	0,00%
25/10/2017	7,50%	7,50%	0,00%
06/12/2017	7,00%	7,00%	0,00%

07/02/2018	6,75%	6,75%	0,00%
21/03/2018	6,50%	6,50%	0,00%

Tabela 8: Efeito surpresa, calculado pela subtração da expectativa do mercado da meta efetivamente definida pelo COPOM. A expectativa de mercado foi obtida pelo boletim Focus, onde antes de uma reunião do Copom as 5 instituições financeiras com maior taxa de acerto nas previsões de mercado dão sua expectativa sobre a mudança da política monetária. Elaborada pelo autor. Link: <https://www.bcb.gov.br/controleinflacao/focustop5ranking>

Em síntese, observa-se que na maioria das reuniões houve a prevalência de retornos anormais médios estatisticamente diferentes de zero em pelo menos algum dia da janela de eventos. Estabelecer uma ligação entre esses retornos anormais médios e a reunião, no entanto, não é uma tarefa simples. A mera existência de retornos estatisticamente significantes ao redor de uma reunião do Copom não significa que eles têm relação com ela.

A hipótese de que retornos anormais médios significantes antes das reuniões significariam o ajuste por parte do mercado dada a política monetária futura encontra evidências fracas com a utilização da análise diária dos retornos. Isso também vale para a prevalência de retornos anormais estatisticamente significantes após os eventos, a mera existência deles não significa uma agregação de informações depois do anúncio da nova política monetária.

4.2 - Análise dos Retornos Anormais Acumulados (CAR's)

A tabela 9 agrega os resultados obtidos dos testes estatísticos das primeiras 5 reuniões do Copom. Note que para nenhum intervalo adotado como janela de eventos houve significância estatística, não sendo possível rejeitar a hipótese nula de que os retornos anormais acumulados médios se distanciam da amostra de forma acentuada.

Evento	CAR	Tamanho da Janela	Brown-Warner	Significância	Rank Test	Significância
11/01/2017	(-3,+3)	7	-0,573		-1,136	
	(-5,+5)	11	-0,668		-0,983	
	(-7,+7)	15	-0,518		-0,485	
	(-10,+10)	21	-0,219		0,000	
22/02/2017	(-3,+3)	7	0,915		0,577	
	(-5,+5)	11	0,953		0,817	
	(-7,+7)	15	1,369		1,108	
	(-10,+10)	21	1,225		0,991	
12/04/2017	(-3,+3)	7	1,149		1,196	
	(-5,+5)	11	1,583		1,556	
	(-7,+7)	15	1,022		0,997	

	(-10,+10)	21	1,485	1,380
31/05/2017	(-3,+3)	7	-0,011	0,163
	(-5,+5)	11	0,282	0,415
	(-7,+7)	15	-0,008	0,242
	(-10,+10)	21	-0,393	0,299
26/07/2017	(-3,+3)	7	-0,446	-1,298
	(-5,+5)	11	-0,058	-0,459
	(-7,+7)	15	-0,199	-0,755
	(-10,+10)	21	-0,118	-0,535

Tabela 9: Testes estatísticos dos retornos anormais médios acumulados, para as cinco primeiras reuniões do COPOM, no período analisado pelo estudo. Foram utilizados 4 intervalos de dias úteis. Níveis de significância: (*) 10%, (**) 5% e (***) 1%. Elaborada pelo autor.

Esse resultado está em sintonia com o que foi exposto pela tabela 8, que calculou a surpresa do mercado com relação a política monetária. A mudança na política monetária por já ser esperada pelo mercado, provavelmente já havia sido precificada, o que apresenta evidências favoráveis a hipótese semiforte de mercado eficiente, na qual os agentes econômicos agregaram aos preços das ações as informações das previsões feitas com relação a nova taxa de juros (informações públicas disponíveis).

A tabela 10, em convergência com a anteriormente apresentada, não apresentou significância estatística para nenhum dos intervalos analisados. É possível que a utilização de técnicas de inferência estatística e de modelos preditivos cada vez mais avançados gerem estimativas relativamente confiáveis (basta notar a alta taxa de acertos das previsões na tabela 8), de forma que o mercado financeiro as toma como reais para a negociação de ações e títulos, motivo que poderia explicar a ausência de retornos anormais significantes ao redor dos eventos analisados.

Erros nas previsões poderiam ensejar algum tipo de ajuste nos preços das ações dada a surpresa no resultado da reunião, mas este não foi o caso observado neste artigo. No único caso de surpresa relevante do mercado com relação a política monetária anunciada, não foi possível obter significância estatística de que os retornos anormais acumulados das empresas são diferentes de zero.

Evento	CAR	Tamanho da Janela	Brown-Warner	Significância	Rank Test	Significância
06/09/2017	(-3,+3)	7	-0,407		-0,439	
	(-5,+5)	11	-0,104		0,071	
	(-7,+7)	15	-0,059		0,043	
	(-10,+10)	21	-0,182		-0,327	

25/10/2017	(-3,+3)	7	-0,393	-0,758
	(-5,+5)	11	0,134	-0,100
	(-7,+7)	15	-0,575	-1,068
	(-10,+10)	21	-0,679	-0,786
06/12/2017	(-3,+3)	7	-0,359	-0,878
	(-5,+5)	11	-0,436	-0,940
	(-7,+7)	15	-0,077	-0,313
	(-10,+10)	21	-0,170	-0,590
07/02/2018	(-3,+3)	7	-1,060	-0,641
	(-5,+5)	11	-0,214	-0,158
	(-7,+7)	15	-0,965	-0,636
	(-10,+10)	21	-0,000	-0,274
21/03/2018	(-3,+3)	7	-0,308	-0,524
	(-5,+5)	11	-0,065	-0,182
	(-7,+7)	15	-0,095	-0,286
	(-10,+10)	21	0,018	-0,080

Tabela 10: Testes estatísticos dos retornos anormais médios acumulados, para as cinco últimas reuniões do COPOM, no período analisado pelo estudo. Foram utilizados 4 intervalos de dias úteis. Níveis de significância: () 10%, (**) 5% e (***) 1%. Elaborada pelo autor.*

4.3 - Gráficos dos Retornos Anormais Acumulados (CAR's)

Com o objetivo de melhor elucidar os resultados obtidos na análise estatística, foram confeccionados gráficos que mostram a evolução dos retornos anormais acumulados no período de 21 dias (-10,+10), para cada uma das reuniões da amostra. A análise gráfica permite uma melhor visualização de possíveis tendências dos retornos anormais acumulados médios à medida que o evento se aproxima e de como eles se comportam com o passar da reunião.

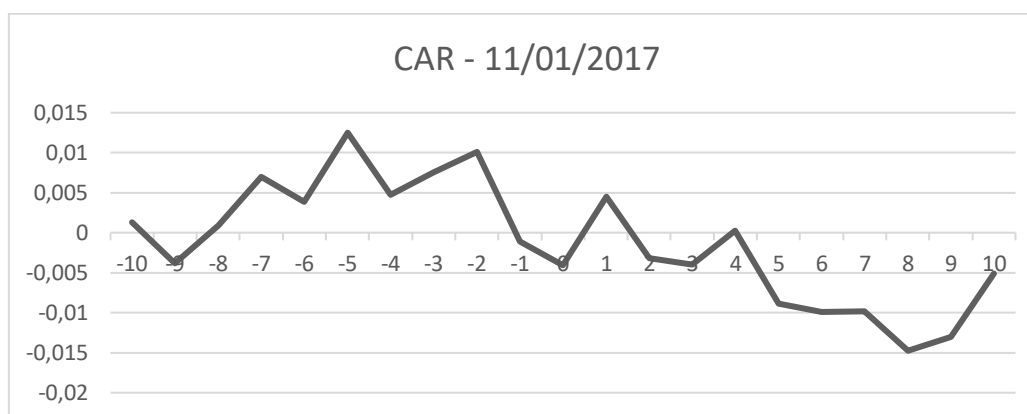


Gráfico 1: retornos anormais cumulativos médios, para a reunião do dia 11/01/2017. Elaborada pelo autor.

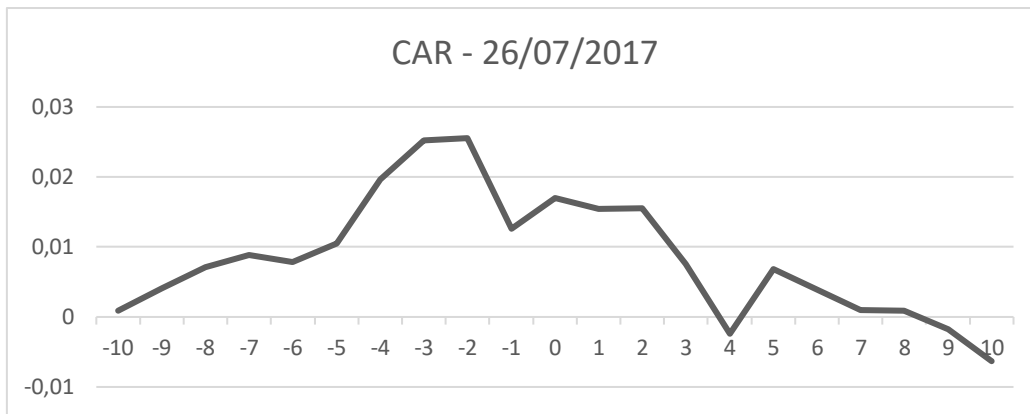


Gráfico 2: retornos anormais cumulativos médios, para a reunião do dia 26/07/2017. Elaborada pelo autor.

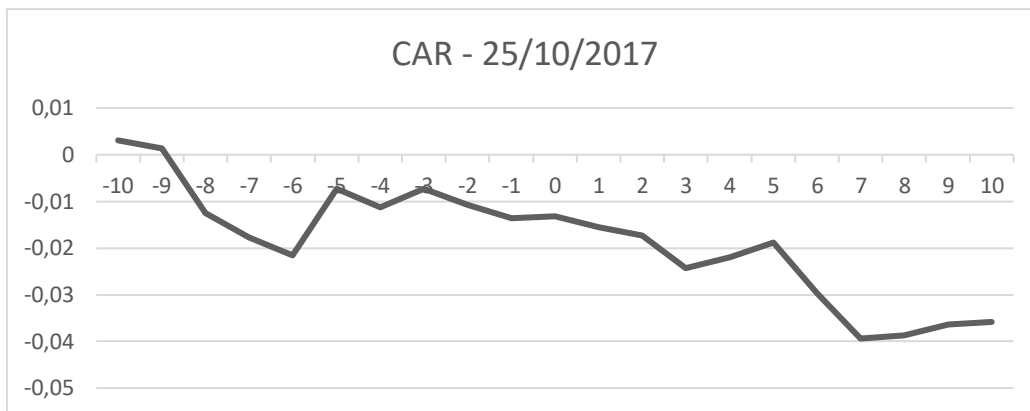


Gráfico 3: retornos anormais cumulativos médios, para a reunião do dia 25/10/2017. Elaborada pelo autor.

Nos gráficos das reuniões dos dias 11/01/2017, 26/07/2017, 25/10/2017, 06/12/2017 e 21/03/2018, não há uma tendência clara na acumulação dos retornos anormais a medida que se aproxima das datas dos eventos, nem após a ocorrência destes, o que está em sintonia com os resultados observados. Em alguns destes eventos foram observados retornos anormais médios estatisticamente significantes, mas como na análise dos retornos acumulados não foi possível se obter nenhum resultado relevante, não há evidências sólidas de que os eventos têm relação com a variação nos preços das ações.

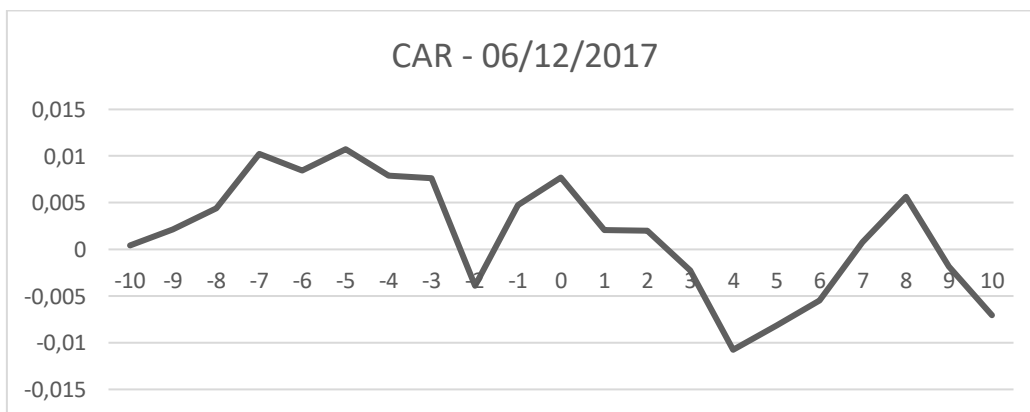


Gráfico 4: retornos anormais cumulativos médios, para a reunião do dia 06/12/2017. Elaborada pelo autor.

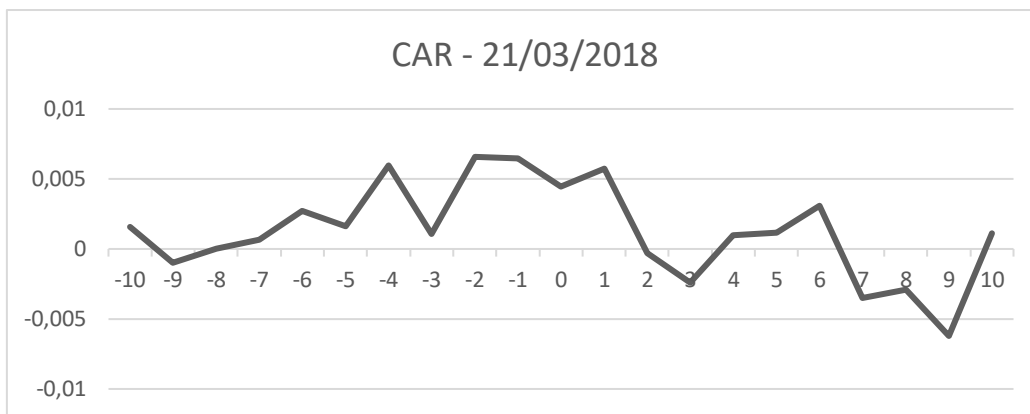


Gráfico 5: retornos anormais cumulativos médios, para a reunião do dia 21/03/2018. Elaborada pelo autor.

Na reunião do dia 06/09/2017, nota-se uma queda brusca nos retornos anormais acumulados após a ocorrência do evento, movimento detectado pelos testes estatísticos de Patell (1976) e pelo teste de ranque (Cowan, 1992; Corrado, 1992), aos níveis de 10% 3 dias depois do evento para os dois testes e, 5 dias depois da reunião, ao nível de 5% para o primeiro teste e 10% para o segundo. De qualquer forma, apesar destes dias apresentarem significância estatística, a análise dos retornos anormais acumulados não rendeu resultados similares, dificultando a conexão da reunião com o movimento observado no gráfico.

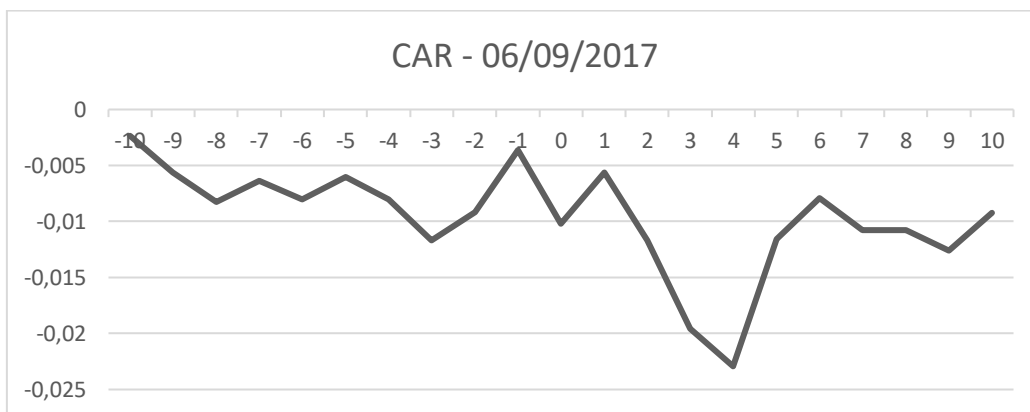


Gráfico 6: retornos anormais cumulativos médios, para a reunião do dia 06/09/2017. Elaborada pelo autor.

Na reunião do dia 12/04/2017, observa-se uma tendência crescente a medida que os retornos anormais são acumulados, dando-se a ideia que tal movimento possa ser fruto da expectativa relacionada ao anúncio da nova política monetária. A análise estatística detalhada, no entanto, mostra que tal movimento carece de evidências que possam ligá-lo à reunião do Copom.

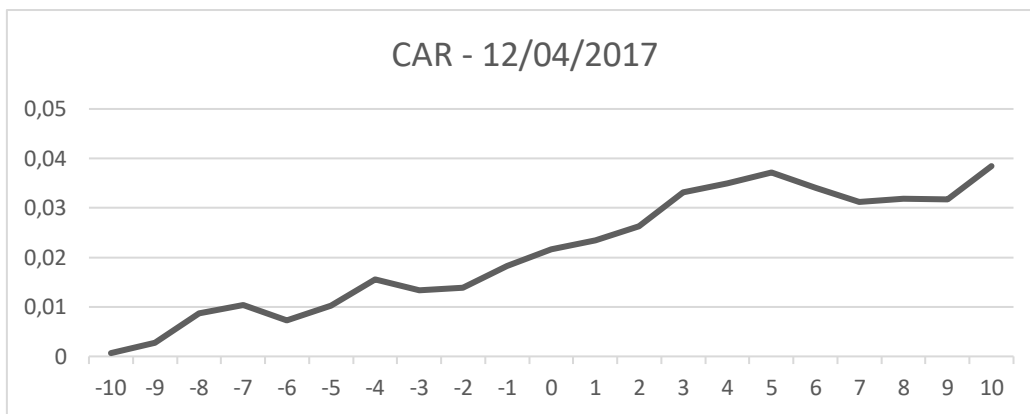


Gráfico 7: retornos anormais cumulativos médios, para a reunião do dia 12/04/2017. Elaborada pelo autor.

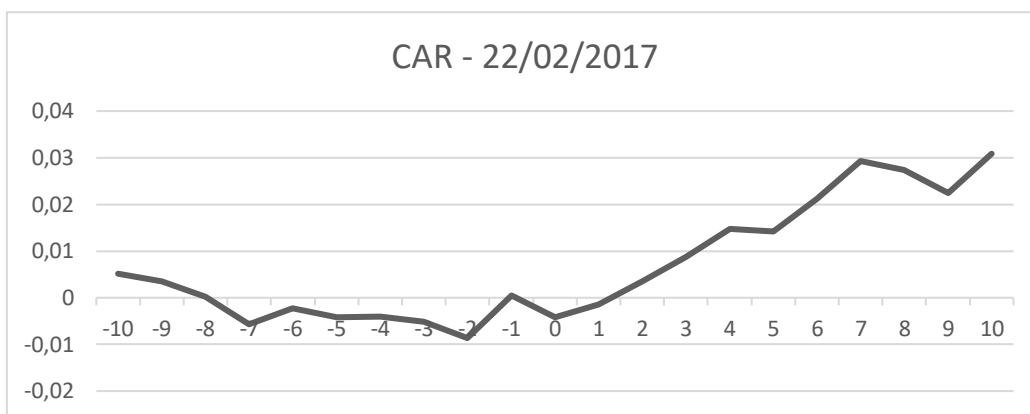


Gráfico 8: retornos anormais cumulativos médios, para a reunião do dia 22/02/2017. Elaborada pelo autor.

O gráfico 8, apresenta uma proximidade dos CAR's de zero no período que antecede a reunião do Copom e, no período pós-eventos, observa-se uma tendência positiva. Vendo apenas o gráfico, dá-se uma ideia de que após o evento os agentes econômicos estariam se ajustando à nova política monetária e agregando novas informações aos preços, hipótese já descartada após a análise estatística feita anteriormente.

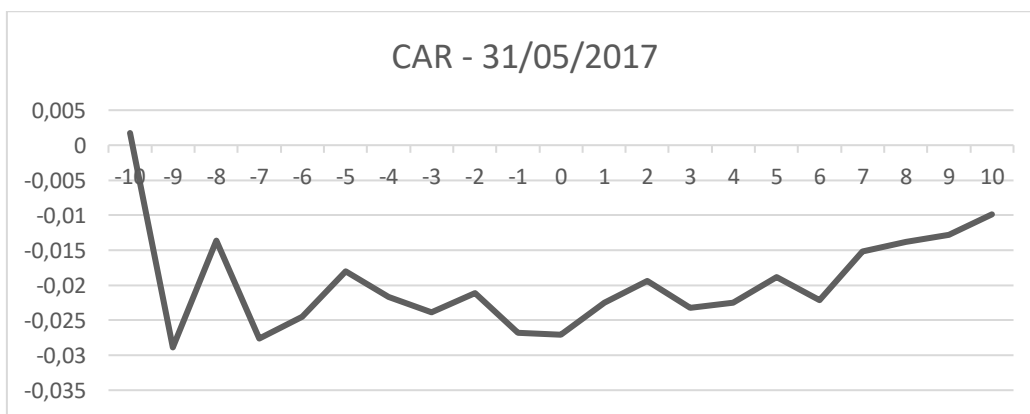


Gráfico 9: retornos anormais cumulativos médios, para a reunião do dia 31/05/2017. Elaborada pelo autor.

No gráfico 9, os retornos anormais acumulados permanecem negativos para todo o período analisado, sem um padrão claro antes ou depois da reunião, fato que está alinhado com os resultados da análise estatística. Vale ressaltar que a tendência negativa nos retornos anormais acumulados pode ter conexão com a instabilidade política elevada observada naquele mês, a proximidade entre a reunião do Copom e a ocorrência do escândalo político denominado Joesley Day⁶, dificulta a análise deste evento específico.

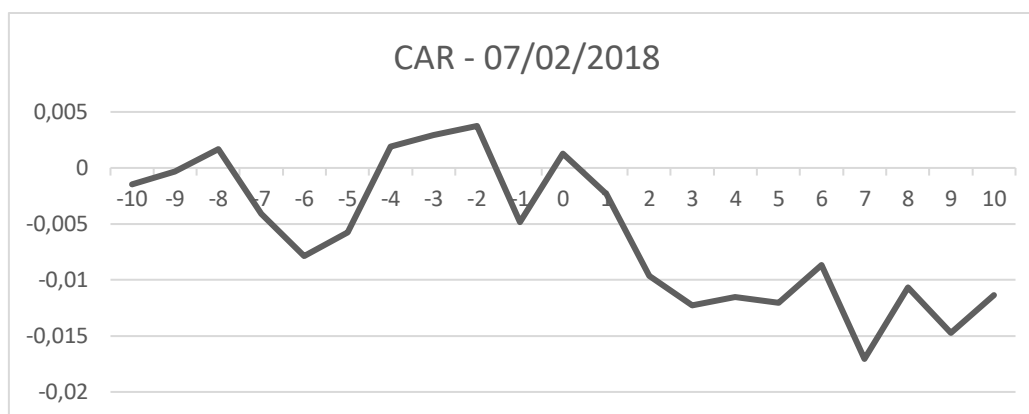


Gráfico 10: retornos anormais cumulativos médios, para a reunião do dia 07/02/2018. Elaborada pelo autor.

Por fim, temos o gráfico do dia 07/02/2018. É possível observar uma queda nos retornos anormais acumulados após a ocorrência do evento. Esse padrão seria coerente com a explicação que os agentes econômicos estariam se ajustando a nova política monetária após o anúncio feito pelo Copom, pois por algum motivo as previsões do mercado financeiro não foram corretas, o que não é verdade, como foi elucidado anteriormente, não houve surpresa do mercado com relação a política monetária nesta reunião. De qualquer maneira, para todos os intervalos explorados, não foi possível rejeitar a hipótese nula, de forma que a evidência de que os agentes econômicos estariam se ajustando ao anúncio da nova política monetária não foi demonstrada para esta data neste trabalho.

⁶ Conforme matéria disponível em:

<https://economia.uol.com.br/cotacoes/noticias/redacao/2017/05/18/dolar.htm#:~:text=O%20d%C3%B3lar%20comercial%20disparou%20nesta,forte%20interven%C3%A7%C3%A3o%20do%20Banco%20Central.>

5. Conclusão

A análise cautelosa sobre os impactos das reuniões do Copom e as consequentes decisões sobre os rumos da política monetária nas ações que compõem o Ibovespa mostrou que ao redor de muitos dos eventos analisados, houve retornos anormais médios significativos. Essa prevalência de retornos anormais médios diferentes de zero apesar de aparentar ser algum tipo de evidência de alguma movimentação de ajuste ou de antecipação com relação aos resultados dos eventos, se provou uma tese de difícil sustentação quando confrontada pelos resultados da análise dos retornos anormais acumulados.

Não foram observadas evidências consistentes e relevantes que pudessem dar robustez a tese de que as reuniões do Copom têm relevância em gerar ganhos anormais em investimento em ações de empresas que compõem o Ibovespa, pelo menos não para os períodos analisados. É bem possível que haja algum tipo de efeito relacionado ao anúncio de mudança na política monetária, mas esse efeito não foi percebido por nenhuma das técnicas empregadas no estudo.

Uma explicação para esse resultado é justamente o avanço das técnicas preditivas que são empregadas no mercado financeiro. O avanço de tais técnicas se deu de tal forma que atualmente a confiabilidade das informações geradas por elas é alta (no caso da taxa de juros), fazendo com que os investidores tenham acesso a provável taxa de juros muito antes que ela seja anunciada. Basta observar que não é incomum a existência de profissionais que já foram analistas do Banco Central trabalhando no mercado financeiro, além de muitos economistas com doutorado em universidades de renome. Isso leva a crer que as técnicas aplicadas pela autoridade monetária do país para definir a taxa de juros que irá manter a inflação na meta, não são tão diferentes das aplicadas pelos profissionais do mercado financeiro.

Os resultados estatísticos, bem como a interpretação em geral apresentam evidências que dão suporte a tese de eficiência de mercado na sua forma semiforte, para o caso das reuniões do Copom. As previsões com relação à nova taxa de juros se comportam como notícias públicas disponíveis que são incorporadas aos preços dos títulos, em um período anterior ao analisado pelo estudo, provavelmente, já que não houve consistência nos resultados dos testes que pudessem ligar de forma satisfatória as reuniões do Copom com a variabilidade acima do comum observada em alguns dias das janelas

de eventos. A identificação do momento em que as informações das previsões realizadas pelo mercado financeiro são incorporadas nos preços das ações poderia por si só ser objeto de um estudo separado.

O estudo sofre algumas limitações que podem ter afetado os resultados obtidos. A simplicidade do modelo estatístico empregado pode fazer com que os desvios observados (que vem na forma dos retornos anormais) sejam muito distantes da realidade, atrapalhando o procedimento de inferência estatística. Algumas das grandes variabilidades observadas podem ser fruto de uma má especificação do modelo de estimação de retornos normais, gerando resultados que podem aparentar ser confiáveis, mas não são.

Outro ponto que pode ser melhorado no trabalho é o emprego de técnicas estatísticas mais robustas, de forma a evitar resultados incorretos. O teste de Patell (1976), por exemplo, rejeitou a hipótese nula em um quinto dos dias testados, o que leva a questão de se o teste está bem especificado para a situação analisada. Além disso, os testes de Patell (1976) e Brown e Warner (1985) dependem que a amostra siga uma distribuição estatística específica, que não foi verificada neste estudo.

A técnica do estudo de eventos, por fim, certamente se beneficiaria do desenvolvimento de modelos de estimação de retornos normais com maior poder explicativo, de forma que os desvios capturados sejam o mais próximo da realidade possível. A criação de modelos de regressão linear com mais variáveis é certamente um desafio, já que a adição de variáveis apesar de aumentar o poder explicativo do modelo pode levar a problemas como o de endogeneidade, que não é de solução simples.

O estudo de eventos é, portanto, uma ferramenta extremamente versátil e poderosa para a análise de como acontecimentos específicos podem afetar as cotações de empresas no mercado financeiro. Apesar de todas as críticas que podem ser feitas a técnica, ela permanece sendo uma ótima ferramenta para investidores e acadêmicos que desejam testar hipóteses com relação a eventos que lhes interesse, permitindo a diversas pessoas a produção de evidências que suportem suas estratégias de investimentos ou seus trabalhos acadêmicos.

6.Referências Bibliográficas

- BALL, R. e BROWN, P. "An Empirical Evaluation of Accounting Income Numbers," J. Acc. Res., Autumn 1968, 6(2), pp. 159–78
- BARBOSA, Marcos Antônio; BARBOSA, Francisco Vidal, "Estudos de Evento: Teoria e Operacionalização", Caderno de Pesquisas em Administração, São Paulo, v. 10, nº3, julho/setembro 2003
- Bernanke B. e Kutner, K.N. "What Explains the Stock Market's Reaction to Federal Reserve Policy?" The Journal of Finance, Vol. LX, Nº3, Jun. 2005
- BLUME, M. Portfolio theory: a step towards its practical application. Journal of Business, v. 43, n. 2, p. 152-174, 1970.
- Brown S.J., Warner J.B. Using Daily Stock Returns, The Case of Event Studies. Journal of Financial Economics, 14:3-31, 1985
- CAMPBELL, J.Y.; LO, A.W.; MACKINLAY, A. C. The Econometrics of Financial Markets. Princeton University Press, 1997.
- Corrado, Charles J., and Terry L. Zivney. "The Specification and Power of the Sign Test in Event Study Hypothesis Tests Using Daily Stock Returns." *The Journal of Financial and Quantitative Analysis* 27, no. 3 (1992)
- Cowan A.R. Nonparametric Event Study Tests. Review of Quantitative Finance and Accounting, 2:343-358, 1992
- DOLLEY, J. C. Characteristics and Procedure of Common Stock Split-Ups. Harvard Business Review, v.11, p. 316 - 327,1933.
- FAMA, E. F. "Efficient Capital Markets: II" The Journal of Finance vol.XLVI, Nº 5, Dec. 1991.
- FAMA, E. F. ET AL. "The Adjustment of Stock Prices to New Information," Int. Econ. Rev., Feb. 1969, 10(1), pp. 1–21.
- FAMA, E. F."Efficiente Capital Markets: A review of Theory and Empirical Work" The Journal of Finance, Vol. 25, No. 2, Papers and Proceedings of the Twenty-Eighth Annual Meeting of the American Finance Association New York, N. Y. December, 28-30, 1969
- Khotari, S.P. e Warner, J.B. Handbook of Corporate Finance, North Holland 2007, 1st edition, vol.1, pág. 3-36.
- MacKinley, A.C. Event Studies in Economics and Finance. **Journal of Economic Literature**. Vol.XXXV março 1997, pág.13-39.
- Nunes, C. V., Holland, M. & Silva, C. G. (2011), 'Sinalização de política monetária e movimentos na estrutura a termo da taxa de juros no Brasil', *Economia* **12**
- Patell J.M. Corporate forecasts of earnings per share and stock price behavior: empirical tests. Journal of Accounting Research, 14(2):246- 276, 1976
- Sharpe, W. F. (1964), CAPITAL ASSET PRICES: A THEORY OF MARKET EQUILIBRIUM UNDER CONDITIONS OF RISK*. The Journal of Finance, 19: 425-442

SOARES, R. O.; ROSTAGNO, L. M.; SOARES K. T. C. Estudo de evento: o método e as formas de cálculo do retorno anormal. In: ENCONTRO NACIONAL DOS PROGRAMAS DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ADMINISTRAÇÃO, XXII, Anais... Foz do Iguaçu: ANPAD, set. 1998. 15 p.

TOMAZZIA, Eduardo Cardeal; MEURER, Roberto. O mecanismo de transmissão da política monetária no Brasil: uma análise em VAR por setor industrial. **Econ. Apl.**, Ribeirão Preto , v. 13, n. 4, p. 371-398, Dec. 2009

VILARINHO, C.; MEURER, R. Os impactos da política monetária na taxa de câmbio no Brasil: Identificação via heterocedasticidade. **Revista de Economia Contemporânea**. Rio de Janeiro vol. 21 no. 2 maio/ago, 2017.

7.Apêndice A - Código em R

```
library(estudy2)
library(quantmod)

#Cria um novo ambiente para armazenar os dados
stockData <- new.env()

Total <- c("BBAS3.SA", "QUAL3.SA", "RENT3.SA", "ITUB4.SA", "COGN3.SA",
          "BBSE3.SA", "GOAU4.SA", "BTOW3.SA", "B3SA3.SA", "RAIL3.SA",
          "VVAR3.SA", "WEGE3.SA", "MULT3.SA", "CMIG4.SA", "HYPE3.SA",
          "PETR4.SA", "MRVE3.SA", "KLBN11.SA", "ECOR3.SA", "CYRE3.SA")

#Obtém os dados da CCRO3.SA
getSymbols(Total, src="yahoo", from="2016-01-03", to="2020-10-06")

Empresas <- merge(BBAS3.SA, QUAL3.SA, RENT3.SA, ITUB4.SA, COGN3.SA,
                 BBSE3.SA, GOAU4.SA, BTOW3.SA, B3SA3.SA, RAIL3.SA,
                 VVAR3.SA, WEGE3.SA, MULT3.SA, CMIG4.SA, HYPE3.SA,
                 PETR4.SA, MRVE3.SA, KLBN11.SA, ECOR3.SA, CYRE3.SA)

Empresas <- subset(Empresas, select = c(BBAS3.SA.Close, QUAL3.SA.Close,
                                       RENT3.SA.Close, ITUB4.SA.Close,
                                       BBSE3.SA.Close, GOAU4.SA.Close,
                                       BTOW3.SA.Close, B3SA3.SA.Close,
                                       RAIL3.SA.Close, VVAR3.SA.Close,
                                       WEGE3.SA.Close, MULT3.SA.Close,
                                       CMIG4.SA.Close, HYPE3.SA.Close,
                                       PETR4.SA.Close, MRVE3.SA.Close,
                                       KLBN11.SA.Close, ECOR3.SA.Close
                                       ,
```

```

CYRE3.SA.Close, COGN3.SA.Close
))

Empresas <- na.omit(Empresas)

Empresas <- Empresas[-c(362, 422, 447, 462, 471, 474, 499), ]

Empresas <- Empresas[index(Empresas) != '2017-05-29']

CorrectEmpresas <- data.frame(data = c(as.Date("2017-05-29"),
                                     as.Date("2018-02-14"),
                                     as.Date("2019-03-06")),
                              BBAS3.SA.Close = c(28.97,35.51,47.92),
                              QUAL3.SA.Close = c(22.43,23.99,12.52),
                              RENT3.SA.Close = c(13.50,23.20,31.67),
                              ITUB4.SA.Close = c(19.22,28.73,32.86),
                              BBSE3.SA.Close = c(22.32,24.14,23.73),
                              GOAU4.SA.Close = c(4.26,6.52,6.95),
                              BTOW3.SA.Close = c(12.88,20.60,47.75),
                              B3SA3.SA.Close = c(17.63,22.65,30.20),
                              RAIL3.SA.Close = c(8.65,13.18,19.27),
                              VVAR3.SA.Close = c(3.85,7.98,4.39),
                              WEGE3.SA.Close = c(14.58,17.62,18.58),
                              MULT3.SA.Close = c(20.52,22.38,23.84),
                              CMIG4.SA.Close = c(6.20,6.25,12.38),
                              HYPE3.SA.Close = c(24.74,33.93,25.23),
                              PETR4.SA.Close = c(12.59,17.86,25.90),
                              MRVE3.SA.Close = c(10.56,12.12,13.00),
                              KLBN11.SA.Close = c(17.20,17.30,17.65),
                              ECOR3.SA.Close = c(8.60,9.63,10.57),

```

```

CYRE3.SA.Close = c(9.54,12.69,15.44),
COGN3.SA.Close = c(14.53,15.60,10.53))

CorrectEmpresas <- xts(CorrectEmpresas[, -1],
                        order.by=as.Date(CorrectEmpresas$data))

Empresas <- rbind(Empresas, CorrectEmpresas)

diffEmpresas <- diff(log(Empresas))

diffEmpresas <- na.omit(diffEmpresas)

diffEmpresas <- diffEmpresas[-c(348,349,525,526), ]

CorrectdiffEmpresas <- data.frame(data = c(as.Date("2017-05-29"),
                                           as.Date("2017-05-30"),
                                           as.Date("2018-02-14"),
                                           as.Date("2018-02-15")),
                                  BBAS3.SA.Close = c(-0.0069,0.019,0.04
6,0.0086),
                                  QUAL3.SA.Close = c(-0.0038,-0.0021,0.009
9,0.0024),
                                  RENT3.SA.Close = c(0.0048,-0.0145,0.046
,-0.0136),
                                  ITUB4.SA.Close = c(-0.005,0.0031,0.043
2,0.0002),
                                  BBSE3.SA.Close = c(0.0054,0.003,0.0144
,0.0071),
                                  GOAU4.SA.Close = c(0.0135,0.0089,0.036
3,0.0262),
                                  BTOW3.SA.Close =
c(-0.0165,-0.0099,0.0245,0.0363),

```



```

B3SA3.SA.Close =
c(-0.0052, -0.0042, 0.0188, 0.0274),
RAIL3.SA.Close =
c(-0.0148, -0.0104, 0.0249, 0.0129),
VVAR3.SA.Close =
c(0.0078, -0.0517, 0.0856, -0.0088),
WEGE3.SA.Close =
c(-0.0151, 0.0306, 0.0447, 0.0223),
MULT3.SA.Close =
c(0.0018, -0.004, 0.0288, -0.0106),
CMIG4.SA.Close =
c(-0.0065, 0.0078, 0.0344, 0.0532),
HYPE3.SA.Close = c(0.0027, 0.0086, 0.0030
7, 0.0014),
PETR4.SA.Close =
c(-0.008, -0.0155, 0.0256, 0.0078),
MRVE3.SA.Close =
c(-0.011, -0.0074, 0.0335, -0.0032),
KLBN11.SA.Close =
c(0.0058, -0.0017, 0.0046, 0.0116),
ECOR3.SA.Close =
c(0.0021, -0.0011, 0.0048, -0.0145),
CYRE3.SA.Close =
c(0.0219, -0.0081, 0.022, 0.0067),
COGN3.SA.Close =
c(-0.012, -0.0027, 0.0432, 0.0191))

CorrectdiffEmpresas <- xts(CorrectdiffEmpresas[, -1],
order.by=as.Date(CorrectdiffEmpresas$data))

diffEmpresas <- rbind(diffEmpresas, CorrectdiffEmpresas)

```

```

diffEmpresas <- zoo(diffEmpresas)

#####

#Ibovespa
getSymbols("^BVSP", src="yahoo", from="2016-01-03", to="2020-10-06")

BVSP <- subset(BVSP, select = c(BVSP.Close))

BVSP <- na.omit(BVSP)

BVSP <- BVSP[-c(471),]

CorrectBVSP <- data.frame(data = c(as.Date("2018-02-14"),
                                as.Date("2019-03-06")),
                          BVSP.Close = c(83542, 85653))

CorrectBVSP <- xts(CorrectBVSP[, -1], order.by=as.Date(CorrectBVSP$data
))

BVSP <- rbind(BVSP, CorrectBVSP)

diffBVSP<-diff(log(BVSP))

diffBVSP <- na.omit(diffBVSP)

diffBVSP2 <- zoo(subset(diffBVSP, select = c(BVSP.Close)))

#####

rm(BBAS3.SA, QUAL3.SA, RENT3.SA, ITUB4.SA, COGN3.SA,

```

```

BBSE3.SA, GOAU4.SA, BTOW3.SA, B3SA3.SA, RAIL3.SA,
VVAR3.SA, WEGE3.SA, MULT3.SA, CMIG4.SA, HYPE3.SA,
PETR4.SA, MRVE3.SA, KLBN11.SA, ECOR3.SA, CYRE3.SA)

#Estimando os retornos normais

securities_returns <- apply_market_model(
  rates = diffEmpresas,
  regressor = diffBVSP2,
  same_regressor_for_all = TRUE,
  market_model = "sim",
  estimation_method = "ols",
  estimation_start = as.Date("2017-06-14"),
  estimation_end = as.Date("2018-01-22"))

#Testes estatísticos

parametrics <- parametric_tests(list_of_returns = securities_returns,
                                event_start = as.Date("2018-01-23"),
                                event_end = as.Date("2018-02-23"))

non_parametrics <- nonparametric_tests(list_of_returns = securities_re
turns,
                                        event_start = as.Date("2018-01-
23"),
                                        event_end = as.Date("2018-02-23
"))

car_parametrics <- car_parametric_tests(list_of_returns = securities_r
eturns,

```

```

3"),
car_start = as.Date("2018-01-23"),
))
car_end = as.Date("2018-02-23")

car_nonparametr <- car_nonparametric_tests(list_of_returns = securities_returns,
car_start = as.Date("2018-01-23"),
car_end = as.Date("2018-02-23"))

#Salvando testes estatísticos
rm(parametrics, non_parametrics, car_parametrics,
car_nonparametrics, securities_returns)

#Obt
---
title: Código-Texto-Monografia.R
author: Arthur
date: '2020-12-20'
---
```