

O *Quantitive Easing* influenciou no retorno do mercado financeiro brasileiro? Uma análise por estudo de eventos e testes lineares e não lineares

Adilson Giovanini
Doutorando em economia - UFSC.
Email: adilstoneconomia@gmail.com;

Kleverton Clovis De Oliveira Saath
Mestre em economia - UFSC
Email:klevertonsaath1995@hotmail.com

Prof. Dr. Helberte João França Almeida
Email: helberte.almeida@ufsc.br.

Área: Macroeconomia

Resumo

Perante a crise do Subprime, bancos centrais de diversos países utilizaram o *quantitative easing* (QE) para estimular a economia. O QE consiste na expansão da base monetária por meio da compra de ativos privados. Diante disto, este estudo utiliza a abordagem de estudo de eventos e diferentes testes lineares e não lineares para identificar a influência do QE sobre os retornos de treze indicadores do mercado financeiro brasileiro. Os resultados encontrados indicam que, independente do teste realizado, há fortes evidências de que o QE influenciou no retorno dos ativos. Contudo, a primeira fase do *quantitative easing* teve maior efeito sobre os ativos do que as demais fases.

Palavras - Chaves: *Quantitative Easing*; Estudo de Eventos; Retornos Anormais; testes lineares e não lineares; Índice Bovespa.

Abstract

Faced with the subprime crisis, central banks in several countries have used quantitative easing (EQ) to stimulate the economy. The QE consists of the expansion of the monetary base through the purchase of private assets. Therefore, this study use the approach of event studies and different linear and nonlinear tests to identify the influence of QE on the returns of thirteen Brazilian financial market indicators. The results indicate that, regardless of the test performed, there is strong evidence that QE influenced the return of assets. However, the first phase of quantitative easing had a greater effect on assets than the other phases.

Keywords: *Quantitative Easing*; Event Study; Abnormal Returns; Linear and nonlinear tests; Bovespa Index.

JEL: E50; E52; E58; G12

1 Introdução

Diante da crise financeira do Subprime, que ocorreu no período 2007 - 2008, diferentes bancos centrais (Estados Unidos, Japão, Reino Unido e Zona do Euro) recorreram à política fiscal e monetária para estimular as suas respectivas economias. Contudo, a expansão fiscal e os cortes sucessivos na taxa de juros (*zero lower bound*) não foram suficientes para mudar o ambiente recessivo criado pela crise financeira (HARA, 2014). Diante destes fatos, os bancos centrais dos Estados Unidos, do Reino Unido e da zona do Euro adotaram política monetária não convencional (*Quantitative Easing*) para tentar recuperar o crescimento econômico (MEIER, 2009).

O *Quantitative Easing* (QE) consiste na expansão da base monetária por meio da compra de ativos privados (dívida pública, empréstimos comerciais ou ações). A política de intervenção via QE, adotada pelo Banco Central dos Estados Unidos (FED), se dividiu em três fases. A primeira fase (QE1) teve como alvo o mercado de hipotecas, que foi o mais afetado pela crise. Assim, o FED concentrou suas ações na compra das dívidas das agências securitizadas e de ativos lastreados em hipotecas. Por sua vez, na segunda fase (QE2), o FED recorreu à compra de títulos privados para reduzir a taxa de juros de longo prazo. Por fim, na terceira fase (QE3), o FED novamente comprou os títulos de agências securitizadas no mercado imobiliário com o objetivo de garantir maior liquidez à economia norte-americana (FAWLEY; NEELY, 2013).

Embora o QE tenha por finalidade alcançar variáveis internas (taxa de desemprego, PIB, atividade econômica, etc.), seu efeito transbordamento alcançou as economias emergentes. Segundo Fratzscher, Duca e Straub (2013), os fluxos internacionais oriundos das políticas monetárias não convencionais dos países desenvolvidos ocasionaram nos países emergentes apreciação das moedas, bolha no preço dos ativos e desequilíbrios financeiros. Ademais, Morgan (2011) afirma que 40% do aumento da base monetária realizada pelo Q1 vazou em forma de saídas de capital privado, para o Q2 esta quantidade chega a um terço.

A hipótese defendida neste estudo é que o QE levou os investidores a realocarem os seus portfólios investindo no Brasil e isto resultou em retornos anormais no mercado financeiro brasileiro. Para avaliar esta influência do QE, realizado pelo FED, sobre o mercado financeiro brasileiro, utiliza-se duas abordagens, a saber: i) estudo de eventos; ii) e a aplicação de testes que buscam identificar a presença de estruturas de dependências lineares e não lineares nas séries de retornos dos principais indicadores do mercado financeiro brasileiro¹.

A justificativa para a utilização da metodologia de estudo de eventos é encontrada em Fama et al. (1969). Segundo o autor, esta metodologia pode ser utilizada para testar se as ocorrências de fenômenos específicos resultam em retornos anormais no mercado financeiro. Para confirmar os resultados obtidos no estudo de eventos, utilizam-se testes (LuJung Box Portmanteau; Teste Rums; Taxa de variância; Taxa múltipla de variância; ARCH-LM; BDS; e Teste H) que identificam a presença de estruturas de dependências lineares e/ou não lineares nas séries de retorno dos ativos financeiros.

A motivação para este estudo se deve ao fato de que a literatura de QE e seus efeitos nos indicadores financeiros brasileiros é pouca explorada. Assim, apenas dois estudos mensuram o impacto que esta intervenção econômica exerceu sobre os ativos brasileiros. Barroso, Silva e Sales (2013), afirmam que o QE resultou em entrada excessiva de capital, e conseqüentemente uma apreciação cambial, aumento dos preços no mercado de ações e em boom no mercado de crédito. Por sua vez, Hara (2014) utiliza um modelo VAR e identifica que o QE influenciou no comportamento do câmbio brasileiro. Diante desta lacuna na literatura econômica, o presente estudo se faz necessário.

Além desta introdução, este trabalho encontra-se estruturado da seguinte maneira. A seção 2 traz uma revisão da literatura sobre a política de intervenção do QE e seus efeitos transbordamentos nas economias em desenvolvimento. Em seguida, a seção 3 apresentará a metodologia utilizada para avaliar os efeitos do QE sobre os ativos financeiros brasileiros. Posteriormente, a seção 4 mostrará os resultados encontrados para o estudo de eventos e também para os testes lineares e não lineares realizados. Por fim, na seção 5 serão realizadas algumas considerações finais.

2 O *Quantitative Easing*

Em face da crise financeira global que emergiu após a quebra do Lehman Brothers, setembro de 2008, e alcançou a economia de diversos países, os governos e bancos centrais destas nações adotaram

¹ Krishnamurthy e Vissing-Jorgensen (2011), Neely (2010), Glick e Leduc (2012) e Gagnon et al. (2011)

uma variedade de medidas econômicas (fiscal e monetária) visando estabilizar as condições financeiras e sustentar a demanda agregada (BERNANKE, 2010).

Uma das medidas monetárias adotadas foi a utilização de política monetária convencional, isto é, visando a recuperação do crédito e da liquidez dos seus respectivos países, bancos centrais reduziram a taxa de juros da economia. Desta forma, a taxa de juros nominal no Reino Unido que era de cinco (5) pontos percentuais em outubro de 2008 caiu para 0.5 pontos percentuais em março de 2009. Este movimento na queda de juros, também foi registrado na economia norte americano, que teve sua taxa de juros reduzida de 5.25 pontos percentuais para 0,5 em menos de seis meses (HARA, 2014).

Como resultado destes cortes sucessivos nas taxas de juros, estas se tornaram próximas de zero (zero lower bound). Todavia, Meier (2009), salienta que os juros baixos e o ambiente recessivo que emergiu da crise financeira mostraram que os instrumentos tradicionais de política monetária não seriam eficientes para estimular a economia. Diante deste quadro, bancos centrais adotaram políticas monetárias não convencionais (Quantitative Easing).

A expressão Quantitative Easing foi utilizada para descrever a política do banco central Japonês no período de 2001 a 2006. Esta medida consiste na compra de ativos privados, expandindo a base monetária. Em outras palavras, o banco central cria moeda que irá utilizar para compras de títulos (dívida pública, empréstimos comerciais ou ações), no objetivo de aumentar a liquidez da economia e assim, estimular a economia.

Segundo Breedon, Chadha e Waters (2012), apesar do QE ser amplamente usada por diversos bancos centrais, a sua efetividade é altamente controversa. Assim, os autores salientam que para a política do QE ter sucesso é crucial que os mecanismos de transmissão da política monetária estejam funcionando, de modo que as alterações na liquidez da economia se reflitam no nível de atividade. Neste contexto, Bernanke (2012), afirma que quatro canais de transmissão se destacam na tentativa de explicar o mecanismo em que o QE pode afetar o preço dos ativos, a saber: equilíbrio do portfólio, liquidez, expectativas e sinalização.

O canal de equilíbrio do portfólio ocorre quando o FED modifica as taxas de juros de curto prazo, e esta influencia na quantidade de títulos disponíveis e modifica toda a estrutura de taxas de juros, em virtude das relações financeiras existentes entre os ativos mostradas pela estrutura a termo da taxa de juros. Como os ativos financeiros não são substitutos perfeitos no portfólio dos investidores, as mudanças nos juros levam estes a alterarem a sua composição².

No canal liquidez, o FED recorre ao QE para comprar títulos de longo prazo, o que aumenta as reservas bancárias. Em decorrência disto, a liquidez dos investidores se eleva, o que reduz o prêmio dos títulos que possuem liquidez mais elevada. Contudo, dado que os investidores possuem preferência por liquidez, o aumento dos recursos a disposição destes, reduz o custo da iliquidez e aumenta o rendimento nos ativos mais líquidos (JOYCE; TONG; WOODS, 2011).

O canal das expectativas ou canal da inflação: o QE é uma política expansionista que pode levar à formação de expectativas de inflação mais elevada no futuro. Estas expectativas se refletem na taxa de juros, pois os investidores passam a exigir juros mais elevados (HARA, 2014). A expectativa de inflação mais elevada também pode levar os investidores a revisarem as suas expectativas de risco. Estes optam por aplicar em ativos estrangeiros que possuem risco mais elevado, mas pagam prêmio maior.

Sinalização: os anúncios do FED são utilizados para sinalizar ao mercado as medidas que ele pretende adotar e informa a trajetória futura que a taxa de juros deve trilhar. De acordo com Bauer e Rudebusch (2014), os anúncios de compra de títulos privados (QE) reduzem as expectativas de rendimento de longo prazo. A menor expectativa pode estimular os investidores a procurarem aplicações mais rentáveis em outros países.

Diversos estudos mostram que o QE influenciou no comportamento das variáveis econômicas e financeiras. Entre estes, se destacam Gagnon et al. (2011) que analisaram o efeito do QE sobre as reservas federais dos USA. Os resultados encontrados por estes autores indicaram que as compras do FED, realizadas entre dezembro de 2008 e março de 2010, afetaram o comportamento da taxa de juro de longo prazo deste país. Seguindo raciocínio análogo, D'Amico e King (2010) e Hamilton e Wu (2012) encontraram evidências de que estas intervenções reduziram as taxas de juro de médio e longo prazo dos Estados Unidos.

Em adição, Neely, Weller e Ulrich (2009) mostraram que o QE teve repercussões importantes em taxas de juros internacionais de longo prazo e no valor à vista do dólar. Por sua vez, Gagnon et al. (2011), Krishnamurthy e Vissing-Jorgensen (2011), Meaning e Zhu (2011) e Joyce, McLaren e Young (2012) encontraram fontes evidências de que a primeira fase de intervenção teve maior efeito na economia do

² Bernanke (2010) e Joyce, Tong e Woods (2011).

que as demais fases. Em relação ao efeito desta política sobre o mercado financeiro, [Krishnamurthy e Vissing-Jorgensen \(2011\)](#) e [Neely, Weller e Ulrich \(2009\)](#) verificaram que o QE afetou os rendimentos do capital e as taxas de retorno dos títulos corporativos. Os resultados encontrados sugerem que o QE1 exerceu impacto positivo sobre os títulos corporativos negociados nos Estados Unidos.

[Joyce, Tong e Woods \(2011\)](#) avaliou os efeitos do QE realizado pelo Reino Unido. Estes investigaram a influência que esta política teve sobre os preços dos ativos no país. Os autores concluem que o QE reduziu os rendimentos dos títulos do governo em aproximadamente 100 pontos base no longo prazo. [Neely, Weller e Ulrich \(2009\)](#) utilizaram a metodologia de estudo de eventos para identificar o efeito do QE sobre o câmbio. Os resultados encontrados indicam que o QE resultou em depreciação do dólar frente ao dólar canadense e ao yen.

Conforme visto, diversos estudos mostram que o QE influenciou nas taxa de juros e no rendimento dos ativos financeiros. A próxima seção apresenta a metodologia que será utilizada para identificar se esta política monetária não convencional também influenciou no retorno dos principais indicadores do mercado financeiro brasileiro.

3 Metodologia

3.1 Dados

Os dados utilizados para avaliar se o QE influenciou no comportamento do mercado financeiro brasileiro foram obtidos na base de dados do Economática. Para tanto, a análise considerou o preço de fechamento de 13 indicadores financeiros no período entre 02 de fevereiro de 2007 à 25 de julho de 2015, totalizando uma amostra com 2100 observações. Os indicadores utilizados foram: Índice IBOVESPA; Índice Utilidade Pública (UTIL); Índice Energia Elétrica (IEE); Índice Consumo (ICON); Índice Financeiro (IFNX); Índice Industrial (INDX); Índice Materiais Básicos (IMAT); Índice de Sustentabilidade Empresarial (ISE); Índice Governança Corporativa - Novo Mercado (IGC-NM); Índice Governança Corporativa Trade (IGCT); Índice de Ações com Tag Along Diferenciado (ITAG); Índice Valor BM&FBOVESPA (IVBX 2) e o Índice Dividendos BM&FBOVESPA (IDIV).

3.2 Evento Analisado

Como referido acima, o FED utilizou o QE para aumentar a liquidez da economia norte-americana. Esta intervenção pode ser dividida em três etapas distintas: QE1, QE2 e QE3. O QE1 pode ser dividido em duas intervenções, a saber: i) Em 25 de novembro de 2008, o FED anuncia a compra de mais de 500 bilhões em títulos lastreados em hipotecas (Mortgage-Backed Security - MBS) e 100 bilhões de dólares em títulos emitido por agências estatais (GSEs); ii) em 18 de março de 2009, o FED anuncia a compra de 300 bilhões de dólares em títulos de longo prazo, 750 bilhões de dólares em MBS e 100 bilhões em títulos das agências estatais.

Por sua vez, o QE2 também pode ser discriminado em duas etapas: i) em 27 de agosto de 2010, o FED confirmou sua intenção de reinvestir o pagamento do principal proveniente de títulos comprados na rodada anterior; ii) no dia 3 de novembro de 2010, o FED comprou 600 bilhões de dólares em títulos de longo prazo do governo americano.

Em 13 de setembro de 2012, inicia-se o QE3. Neste dia, o FED anuncia a compra de 40 bilhões de dólares por mês dos títulos lastreados em hipotecas MBS. Posteriormente, em 12 de dezembro de 2012, o FED anuncia a compra não esterilizada (sem venda de títulos públicos) de 45 bilhões de dólares por mês em títulos de longo prazo. A figura 1 sintetiza os eventos analisados.

3.3 Estudo de eventos

De acordo com [Fama \(1970\)](#), a eficiência dos mercados significa que qualquer informação nova é transmitida imediatamente para o preço do ativo. Deste modo, a hipótese de mercados eficientes fornece os subsídios necessários para a mensuração do impacto provocado por uma nova informação sobre o mercado financeiro. A metodologia utilizada neste estudo para avaliar os efeitos do QE sobre os índices do Ibovespa é a literatura denomina de “estudo de eventos”. Esta metodologia de trabalho já foi amplamente utilizada em trabalhos anteriores como o de [Brown e Warner \(1980\)](#) e [Lo e MacKinlay \(1988\)](#).

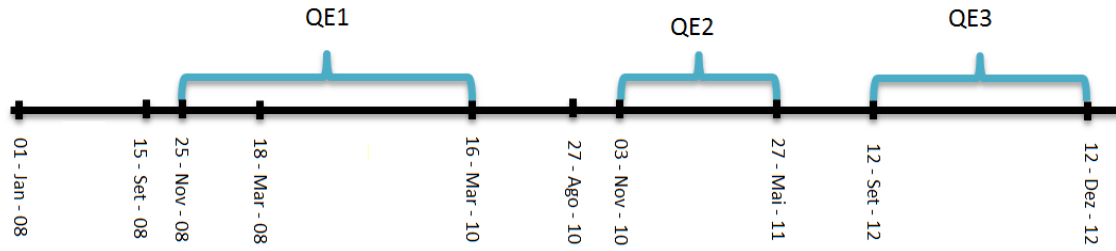


Figura 1 – Intervenções realizadas pelo FED

Para a elaboração deste estudo definem-se o evento compreendido e o objeto de análise. O evento estudado será a política do *quantitative easing* adotada pelo banco central dos Estados Unidos e os objetos de análise serão o índices do ibovespa.

Após a definição do evento e dos objetos a serem estudados, o próximo passo é encontrar o retorno normal destes ativos, retorno este que consiste em ser o retorno caso o evento não ocorra. Posteriormente, faz-se necessário identificar os retornos anormais no período compreendido da janela de evento específico que está sendo analisado. A ideia de tal estudo é verificar se os retornos dos ativos no dia do evento são anormais, ou seja, diferente do retorno normal e estatisticamente significativa. Caso isto ocorra, pode-se concluir que o evento possui impacto no retorno do ativo.

A janela de retornos anormais foi definida como o período de intervenção do FED, adicionada a 10 dias anteriores e 10 dias posteriores ao evento. Assim, pode-se identificar se os agentes antecipam e ou reagem à intervenção do FED. O retorno anormal é definido por:

$$RA_{it} = R_{it} - E(R_{it}), \quad (1)$$

no qual RA denota o retorno anormal do ativo; R é o retorno observado do ativo; $E(R)$ é o retorno esperado do ativo; i denota o ativo; e t o período analisado. Para avaliar o retorno esperado, considera-se que existe uma relação linear entre o retorno do mercado e o retorno do ativo. Precisamente:

$$E(R_{j,t}) = \alpha_t + \beta_j R_{m,t}, \quad (2)$$

sendo α e β estimados via mínimos quadrados ordinários (MQO) correspondente aos dados da janela de estimação anterior ao evento. Posteriormente, calcula-se o retorno anormal médio para as janelas de eventos. Formalmente:

$$AR_t = \frac{1}{N} \sum_{j=1}^N RA_{i,t}. \quad (3)$$

Em posse dos retornos anormais médios acumulados, realiza-se o teste t para verificar se estes são estatisticamente diferentes do retorno normal. A estatística T é dada por

$$T = \frac{AR_t}{S_{it}}. \quad (4)$$

3.4 Testes lineares e não lineares

O objetivo do presente estudo é avaliar se o QE afetou o retorno dos índices do Ibovespa. Para tanto, utiliza-se da metodologia de estudo de eventos. Com a finalidade de garantir maior solidez aos resultados encontrados no estudo de eventos, utilizam-se também diversos testes sobre os retornos no período do evento para identificar a presença de estruturas de dependências lineares e não lineares. Caso estes testes apontam para a presença de linearidade e/ou não linearidade nos períodos em que o estudo de eventos indica a ocorrência de retornos anormais, tem-se as evidências necessárias sobre a robustez dos resultados encontrados pelo estudo de eventos. Caso contrário, o resultado do estudo de eventos passa a ser questionado.

3.4.1 Testes Lineares

Teste Runs

O teste Runs é um teste não paramétrico e tem por finalidade avaliar se uma série de observações ao longo do tempo é aleatória e independente. Para este fim, o teste baseia-se na análise da sequência de mudanças consecutivas nos retornos. Quando a sequência é positiva, ela é uma *run* positiva, se a sequência é negativa, ela é uma *run* negativa e caso a sequência seja zero ela é uma *run* zero. A *run* esperada é o número de mudanças observadas no retorno se este é gerado por um processo aleatório. Se a *run* atual é próxima da *run* esperada há evidências de que os retornos são gerados por um ruído branco. O número de *runs* esperados é definido por:

$$ER = \frac{X(X-1) - \sum_{i=1}^3 c2_i}{X}, \quad (5)$$

sendo X o número total de runs; e c_i o número de mudanças no retorno para cada categoria de sinal. O run esperado possui distribuição normal, para valores grandes de X .

3.4.2 Teste da Taxa de variância

O teste da taxa de variância é capaz de distinguir aleatoriedade entre vários processos estocásticos em análise. Dada à hipótese de que o processo gerador de dados do retorno do ativo, R_t , é um ruído branco, a variância de $R_t + R_{t-1}$ deve ser duas vezes a variância de R_t (LO; MACKINLAY, 1988). Formalmente:

$$VR(2) = \frac{Var[R_t(2)]}{2Var[R_t]} = Var[R_t + R_{t-1}] =$$

$$\frac{2Var[R_t] + 2Cov[R_t, R_{t-1}]}{2Var[R_t]}, \quad (6)$$

$$VR(2) = 1 + \rho(1), \quad (7)$$

no qual $\rho(1)$ é o coeficiente de correlação de primeira ordem dos retornos R_t . Um processo ruído branco possui autocorrelação igual a zero, o que implica que $VR(2) = 1$. Este teste pode ser estendido para qualquer número de períodos. Precisamente:

$$VR(q) = \frac{Var[R_t(q)]}{qVar[R_t]} = 1 + 2 \sum_{k=1}^{q-1} \left(1 - \frac{k}{q}\right) \rho^k, \quad (8)$$

em que $R_t(k) = R_t + R_{t-1} + \dots + R_{t-k+1}$ e $\rho(k)$ é o coeficiente de autocorrelação de ordem k th, sendo $VR(q) = 1/q$.

A estatística do teste robusta à presença de heterocedasticidade é definida por:

$$Z^*(q) = \frac{VR(q) - 1}{\phi^*(q)^{\frac{1}{2}}}, \quad (9)$$

que segue distribuição normal assintoticamente. De acordo com o teste, os retornos são passeios aleatórios quando a razão de variâncias é um (1).

3.4.3 Teste de Taxa de Variância Múltipla

De acordo com Chow e Denning (1993), este teste corrige algumas limitações do teste de taxa de variância. Um conjunto de taxas de variância múltiplas, para determinado número de períodos, são testadas para determinar se, conjuntamente, a taxa de variância múltipla é igual à 1. A hipótese nula testa se o retorno do ativo é ruído branco, isto é, $M_r = (qi) = VR(q) - 1 - 0$. Para um grupo de m testes, esta pode ser generalizada por:

$$\{M_r(q)|i = 1, 2, \dots, m\}. \quad (10)$$

As hipóteses testadas são:

$$H_{0i} = M_r = 0 \forall i = 1, 2, \dots, m, \quad (11)$$

$$H_{0i} = M_r \neq 0 \forall i = 1, 2, \dots, m, \quad (12)$$

Portanto, valores estatísticos acima de 1.96 (valor absoluto), rejeitam a hipótese nula.

3.5 Testes Não-lineares

Nas últimas décadas, os estudos sobre o mercado financeiro foram dominados por ferramentas que identificam a existência de relações lineares entre o retorno dos ativos financeiros. Assim, diferentes testes (auto-regressivo; ruído branco; igualdade das variâncias e raiz unitária) recorrem a modelos lineares para verificar os retornos dos ativos. Todavia, [Saadi, Gandhi e Elmawazini \(2006\)](#) e [Lim, Brooks e Hinich \(2006\)](#) salientam que os ativos financeiros podem não apontar correlação linear, mas podem apresentar dependência não-linear. Desta forma, a aplicação de testes de estacionariedade lineares é inadequada se o verdadeiro processo gerador de dados (PGD) for um processo não-linear. Portanto, o modelo linear só é válido quando os testes de não-linearidade não encontram nenhuma evidência de que os ativos são afetados por não-linearidades ([LIM; HINICH; LIEW, 2003](#)).

Diante do exposto acima, realiza-se alguns testes não lineares nos dados. Contudo, antes de realizar os testes para identificar a presença de estruturas de dependência não-linear é preciso remover a dependência linear existente entre os retornos. Assim, o modelo AR(p) é utilizado. O número ótimo de defasagens é escolhido através dos critérios de informação de Akaike e Schwarz. O teste de Ljung-Box é utilizado para confirmar a eliminação da dependência linear existente entre os retornos. Posteriormente, realizam-se os testes de dependência não lineares (ARCH – LM; BDS; H).

3.5.1 Teste ARCH-LM

O teste ARCH-LM verifica se a magnitude dos resíduos apresenta correlação com os resíduos passados. Este teste é baseado no R² da seguinte regressão auxiliar ([ENGLE, 1982](#)).

$$R_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^M \alpha_i R_{t-i}^2 + \epsilon_t, \quad (13)$$

que possui distribuição Qui-quadrado. Se os resíduos tiverem uma estrutura ARCH, rejeitar a hipótese nula, as volatilidades dos resíduos apresentam correlação serial.

3.5.2 Teste BDS

Desenvolvido por de [Grassberger e Procaccia \(1983\)](#), este teste é utilizado para testar se as variáveis que compõem a série são independente e identicamente distribuídas (i.i.d). Este teste pode detectar várias situações em que as variáveis não são iid, tais como: estacionariedade, não linearidade e caos determinísticos.

O teste BDS usa a dimensão de correlação de [Grassberger e Procaccia \(1983\)](#) para realizar um teste para uma amostra de n observações x_1, \dots, x_n , que contenha m dimensões e possui distância ϵ . A correlação integral, $C_m(n, \epsilon)$, é estimada conforme segue:

$$C_m(n, \epsilon) = \frac{2}{(n-m)(n-m+1)} \sum_{s=1}^{n-m} \sum_{t=s+1}^{n-m+1} I_m(x_s, x_t, \epsilon), \quad (14)$$

em que n é o tamanho da amostra, m é a dimensão aninhada e ϵ é a diferença máxima entre pares de observações contadas na estimação da correlação integral. A estatística de teste é:

$$W_m(\epsilon) = \sqrt{\frac{n}{\hat{V}_m}} (C_m(n, \epsilon) - C_1(m, \epsilon)^m). \quad (15)$$

O teste BDS considera que a variável aleatória $\sqrt{n}(C_m(n, \epsilon) - C_1(n, \epsilon)^m)$ converge para uma distribuição normal assintoticamente para todo processo iid. O teste BDS tem por hipótese nula a igualdade entre as séries. Portanto, valores estatísticos acima de 1.96 (valor absoluto), rejeitam a hipótese nula.

3.6 Teste H

De acordo com Saadi, Gandhi e Elmawazini (2006) e Lim, Brooks e Hinich (2006), para realizar o teste H divide a serie de retornos em janelas não sobrepostas, assim, se o tamanho da janela é igual a n , a k -ésima janela é definida como:

$$\{R(t_{k+1}), R(t_{k+1} + 1), \dots, R(t_{k+1} + n - 1)\}, \quad (16)$$

Por sua vez, a próxima janela é definida pela seguinte sequência:

$$\{R(t_k)R(t_k + 1), \dots, R(t_k + n - 1)\}, \quad (17)$$

em que $t_{k+1} = t_k + n$. no qual $t_k + 1 = t_k + n$. A hipótese nula para cada janela é que o retorno é um processo estacionário com bicovariância igual a zero, ou seja, é um ruído branco. A hipótese alternativa é que o processo é aleatório, mas apresenta alguns períodos nos quais a bi covariância não é zero, $C_{rrr}(r, s) = E[R(t)R(t+r)R(t+s)]$ com $0 < r < s < L$, em que L é o numero de defasagens. Para a construção da estatística de teste, os retornos devem ser padronizados, formalmente:

$$Z(t) = \frac{R(t) - m_r}{s_r}, \quad (18)$$

em que m_r e s_r são a média e o desvio padrão, respectivamente, da amostra que compõe a janela. O coeficiente de bicorrelação, $C_{zz}(r)$ para r defasagens é definido por:

$$C_{zzz}(r, s) = (n - s)^{-1} \sum_{t=1}^{n-s} Z(t)Z(t+r)Z(t+s), \quad (19)$$

$$H = \sum_{s=2}^L \sum_{r=1}^{s-1} G^2(r, s), \quad (20)$$

sendo r é o número de defasagens. Por sua vez, $G(r, s)$ é definido por:

$$G(r, s) = (n - s)^{\frac{1}{2}} C_{zzz}(r, s), \quad (21)$$

com $0 \leq r \leq s$. O teste H possui distribuição Qui-quadrado com $(L - 1)(L/2)$ graus de liberdade.

4 Resultados Encontrados

Esta seção se encontra dividida em duas subseções. Inicialmente, na subseção 4.1 apresenta os resultados encontrados para o estudo de eventos. Posteriormente, a subseção 4.2 traz os resultados obtidos para testes lineares e não lineares.

4.1 Resultados do Estudo de Eventos

A Tabela 1 apresenta os resultados encontrados para o teste do estudo de eventos. Desta forma, observa-se que os agentes conseguiram prever a realização do QE dias antes do evento ocorrer e isto impactou no Índice Utilidade Pública (UTIL). Assim, este índice apresentou retorno anormal negativo para dois períodos, $t - 3$ e $t - 2$.

Os valores encontrados pelo estudo de eventos indicam que o QE também influenciou no comportamento do Índice Energia Elétrica (IEE), resultando em retorno anormal negativo. Para este índice, os agentes conseguiram antecipar que o FED iria realizar o QE e reagiram com dois períodos de antecedência. De modo análogo, o estudo de eventos está indicando que o QE resultou em retorno anormal positivo no Índice Consumo (ICON) com 9 períodos de antecedência.

Por sua vez, o Índice Financeiro (IFNX) apresentou retornos anormais positivos com oito dias de antecedência a realização do QE e também para seis dias após o anúncio da intervenção. Uma possível explicação para esta ocorrência é devido ao fato de que os investidores aplicaram maiores recursos em ativos deste índice ocasionando uma maior volatilidade.

Ademais, o Índice Industrial (INDX) apresentou retornos anormais positivos e negativos para cinco períodos em análise, a saber: nove dias de antecedência ao QE (positivo); três dias de antecedência (positivo); dois dias de antecedência (negativo); oito dias após a política de intervenção (positivo); e dez dias após (positivo). Ao observar a Tabela 1, observa-se que este índice foi o mais afetado pela política do QE. Dado que o setor industrial é consideravelmente afetado pela política monetária, este resultado mostra que os investidores tentaram prever o preço destes ativos, considerando o impacto que a nova política teria sobre ele. Como a realização desta política envolvia incerteza elevada, isto acabou refletindo no valor do índice, fazendo com que os investidores revissem sucessivas vezes qual seria o impacto da política. Assim, a maior incerteza existente entre os investidores acabou contagiando o índice, provocando o aumento em sua volatilidade.

No que diz respeito ao Índice de Materiais Básicos (IMAT), verifica-se que o mesmo apresentou retorno anormal negativo para sete dias após a política de intervenção do QE e também retorno anormal positivo para 10 dias posteriores. Os resultados mostram uma desvalorização elevada dos preços destes ativos que compõe o índice e sua correção após dois dias.

O Índice de Sustentabilidade Empresarial (ISE) apresentou retorno anormal positivo para seis dias após a política de intervenção do FED. Por sua vez, o Índice Governança Corporativa - Novo Mercado (IGC-NM) apresentou retorno anormal positivo para nove e sete dias de antecedência a política do QE e também para seis dias após a política de intervenção. Tal resultado sinaliza que os investidores avaliaram que o QE teria um efeito positivo sobre os ativos que compõem este índice.

O Índice de Governança Corporativa Trade (IGCT) apresentou três retornos anormais positivos para o período em análise. Assim, o índice apresentou retorno anormal positivo para nove e sete dias antes do QE, e também para seis dias após. Tal resultado indica que as empresas que possuem governança corporativa diferenciada foram positivamente afetadas pelo QE.

Por sua vez, o Índice de Ações com Tag Along Diferenciado (ITAG) apresentou retorno anormal positivo para nove dias de antecedência a política monetária não convencional do QE e também para seis dias após. Este resultado sinaliza que as empresas que oferecem melhores condições para os acionistas minoritários também foram positivamente afetadas pelo QE.

Em suma, verifica-se que a política de intervenção do QE afetou dez dos três indicadores analisados. Além disso, a maioria dos resultados foram retornos anormais positivos e com antecedência, isto é, os preços dos ativos elevaram e os agentes reagiram com antecedência à política do QE. Assim, apesar de existir elevada incerteza entre os investidores sobre qual seria o impacto do QE sobre os ativos brasileiros, estes precificaram de forma diferenciada o impacto desta política sobre os índices que compõem o mercado financeiro brasileiro. O fato do INDX ser o índice mais afetado indica que os investidores possuíam elevada incerteza sobre qual seria o impacto desta política sobre o lado real da economia, setor industrial, utilidade pública e materiais básicos (que estavam determinando o dinamismo nacional no período). Contudo, os investidores criaram expectativas favoráveis para a grande maioria dos índices, sendo isto válido principalmente para os ativos de empresas pertencentes ao mercado financeiro e para as que possuem melhores indicadores de governança.

Tabela 1 – Resultados encontrados pelo teste t para o estudo de eventos

Período	UTIL	IEE	ICON	IFNX	INDX	IMAT	ISE	IGC	IGCT	ITAG	IVBX2	IDIV
-10	-0.07	-0.03	-0.11	-0.30	-0.69	-0.22	-1.01	-0.81	-0.48	-0.74	0.07	0.07
-9	-0.18	0.59	1.84*	0.30	2.31*	0.40	1.28	2.88*	2.43*	2.11*	1.36	0.98
-8	1.37	0.92	0.90	1.77*	0.10	-1.54	0.70	0.45	0.73	1.33	1.10	1.43
-7	0.28	0.14	0.57	0.37	0.73	0.97	1.63	2.07*	1.84*	1.41	0.68	0.25
-6	0.66	0.81	-0.66	-0.17	-1.17	0.51	0.15	-0.83	-0.41	-0.57	0.64	0.70
-5	0.00	0.13	1.03	-0.89	1.17	0.12	-0.33	-0.63	-1.46	-0.60	0.62	0.94
-4	0.74	0.38	0.04	-1.22	-0.76	0.44	-0.26	-1.13	-1.61	-1.07	0.47	1.59
-3	-1.92*	-1.16	1.55	-0.77	1.65*	0.23	-1.19	-0.64	-1.26	-0.46	-0.17	-0.25
-2	-3.56*	-2.99*	-0.10	1.27	-1.76*	-0.39	0.08	-0.74	0.06	-0.37	-1.15	-0.93
-1	0.30	-0.04	-1.15	0.51	0.84	1.47	0.85	0.21	0.09	0.84	0.61	0.43
0	-0.45	-0.39	-0.28	0.57	0.21	0.53	0.08	0.21	0.47	0.52	-0.23	0.99
1	-1.02	-0.02	1.10	0.30	1.08	0.01	-0.17	1.30	0.98	0.96	-0.36	-0.08
2	-0.12	-0.10	-0.10	0.30	-0.14	0.38	1.31	0.53	0.88	0.04	0.11	1.02
3	-0.46	-0.34	-0.76	-0.15	0.89	0.94	1.00	-0.22	-0.89	-0.31	0.28	-0.28
4	0.18	0.03	-0.15	0.98	-0.07	-0.12	0.89	-0.58	-0.47	0.77	0.38	0.47
5	0.27	0.41	-0.15	-0.38	1.08	0.15	0.48	0.57	0.28	0.31	0.26	0.00
6	0.36	0.04	0.09	1.96*	1.08	0.53	2.18*	2.59*	2.11*	2.65*	0.56	1.37
7	0.79	0.71	1.10	-0.53	-0.22	-2.09*	0.46	0.24	-0.92	-0.02	1.17	0.27
8	0.19	-0.25	0.85	-0.64	2.23*	1.57	1.48	0.28	0.18	-0.23	1.22	1.44
9	-0.02	0.40	-0.27	0.33	0.84	0.76	-0.14	1.14	0.69	0.91	-0.61	0.14
10	-0.68	-0.79	1.01	-1.28	1.82*	2.15*	-0.62	0.55	0.85	-0.13	-0.67	-0.95

Tabela 2 – Testes adicionais realizados

Teste	UTIL	IEE	IBOV	ICON	IFNX	INDX	IMAT
Runs	-1.26	-1.37	0.72	-0.02	-0.69	-0.79	-0.08
Teste	ISE	IGC	IGCT	ITAG	IVBX2	IDIV	
Runs	-1.21	-0.59	-1.03	-1.70	-0.20	-1.62	

4.2 Resultados dos testes lineares e não lineares

Os testes lineares (Runs, Taxa de Variância e Taxa de Variância Múltipla) são estimados para cada índice utilizando 2100 observações de retornos diários de cada ativo para o período entre 02/01/2007 e 30/06/2015.

A Tabela 2 apresenta os resultados encontrados para o teste Runs. Ao analisar os resultados, verifica-se que todas as séries são estacionárias, uma vez que o rum esperado (ER) é inferior ao valor encontrado na distribuição normal com nível de confiança de 95% (1,96). Portanto, os dados indicam que os índices analisados apresentam dependência linear.

O teste de Taxa de Variância, Tabela 3, corrobora com o resultado encontrado para o teste Runs indicando que a hipótese nula de que os retornos dos ativos são um ruído branco é fortemente rejeitada para nível de significância de 5%. O resultado encontrado reforça a presença de dependência linear nos treze índices estudados.

A segunda coluna da Tabela 4 apresenta os valores encontrados para o Teste de Taxa de Variância Múltipla. Por sua vez, a terceira coluna apresenta os valores encontrados para a estatística z e por fim, a quarta coluna apresenta o p -valor do teste realizado. Ao analisar os resultados do teste, verifica-se que nenhuma das séries analisadas é um ruído branco, uma vez que o p -valor encontrado é próximo à zero para todas as séries. Portanto, como registrado nos dois testes anteriores, os índices apresentam dependência linear.

A Tabela 5 apresenta o modelo selecionado pelo critério de informação de Schwarz (BIC). Conforme apresentado na metodologia, este procedimento é necessário e tem por finalidade eliminar a dependência linear existente entre os retornos de uma série financeira. O BIC indicou que um modelo AR(1) elimina a relação em média existente entre os retornos da grande maioria das séries analisadas. Contudo, ICON, IFNX e ISE, devem ser modeladas com um AR(3). Além disso, UTIL e IGCT devem ser modelados através de um modelo ARMA(1,1).

O teste de Ljung Box indica que todos os resíduos gerados pelos modelos estimados são estacionários. Este resultado indica que os modelos AR(p) ou ARMA (p,q) especificados conseguiram eliminar toda a dependência linear existente entre os retornos das séries financeiras. Portanto, os resíduos podem ser utilizados para testar a presença de não linearidade nas séries.

Em posse da estimação do modelo ARMA (p, q), com os valores de p e q apresentados na Tabela 5, realizou-se o teste ARCH, Tabela 6. Os valores encontrados para este teste indicam que o retorno de todas as séries analisadas foi influenciado pela presença de estruturas de dependência não lineares, uma vez que o p -valor é próximo à zero.

Com relação ao teste BDS, Tabela 7, verifica-se que os p -valores é próximo à zero para os retornos de todos os ativos considerados. Este resultado, novamente, indica a presença de estruturas de dependência não lineares em todos os índices analisadas.

A Tabela 8 apresenta os resultados encontrados para o teste H. Este teste foi realizado para 70 janelas, com 30 observações cada. As janelas foram escolhidas com cuidado, de modo que nenhuma das intervenções do FED via QE ficasse nas 5 observações iniciais ou nas 5 observações finais da janela.

A segunda e a terceira coluna da Tabela 8 mostram o número e o percentual de janelas, respectivamente, nas quais o teste H indicou a ocorrência de não-linearidades. Os índices IMAT, IGCT e o IVBX2 foram os ativos para os quais menos se observa a ocorrência de não-linearidades, apenas em 3 janelas cada. Por outro lado, o IEE, o IFNX, o INDX e o ISE foram os índices que mais foram influenciados pela ocorrência de eventos não lineares, 6 vezes cada.

A quarta coluna da Tabela 8 indica em quais janelas o FED interviu no mercado via QE e se o teste H indicou a ocorrência de não linearidade. De acordo com o teste H, o UTIL é o índice que mais foi influenciado pelo QE, sendo encontrada formação de estruturas de dependência não lineares nas duas

Tabela 3 – Taxa de variância

	IBOV			IGCT		
Período	VR*	Estatística z	p-valor	VR	Estatística z	p-valor
2	0.4968	-11.54	0	0.511	-10.54	0
4	0.2432	-9.771	0	0.2496	-9.093	0
8	0.1186	-7.68	0	0.1205	-7.229	0
16	0.0576	-5.653	0	0.059	-5.343	0
	ICON			IMAT		
Período	VR	Estatística z	p-valor	VR	Estatística z	p-valor
2	0.5048	-10.92	0	0.5236	-11.48	0
4	0.2436	-9.287	0	0.2628	-9.942	0
8	0.1185	-7.317	0	0.1237	-7.922	0
16	0.0587	-5.441	0	0.0605	-5.879	0
	IDIV			INDX		
Período	VR	Estatística z	p-valor	VR	Estatística z	p-valor
2	0.4764	-10.9	0	0.5129	-10.41	0
4	0.2492	-8.898	0	0.2535	-8.87	0
8	0.1158	-7.134	0	0.1205	-7.027	0
16	0.0572	-5.286	0	0.059	-5.221	0
	IEE			ISE		
Período	VR	Estatística z	p-valor	VR	Estatística z	p-valor
2	0.4951	-11.47	0	0.5143	-10.24	0
4	0.2574	-9.482	0	0.2494	-8.877	0
8	0.1193	-7.734	0	0.1226	-7.041	0
16	0.0606	-5.781	0	0.0603	-5.2	0
	IFNX			ITAG		
Período	VR	Estatística z	p-valor	VR	Estatística z	p-valor
2	0.5347	-10.28	0	0.514	-10.37	0
4	0.2663	-9.321	0	0.2548	-8.939	0
8	0.1286	-7.599	0	0.1235	-7.153	0
16	0.0618	-5.627	0	0.06	-5.284	0
	IGC			IVBX2		
Período	VR	Estatística z	p-valor	VR	Estatística z	p-valor
2	0.5114	-10.4	0	0.4863	-10.72	0
4	0.2506	-8.942	0	0.2477	-8.736	0
8	0.121	-7.129	0	0.1156	-6.889	0
16	0.0588	-5.271	0	0.0564	-5.063	0
	UTIL					
Período	VR	Estatística z	p-valor			
2	0.4933	-11.46	0			
4	0.2571	-9.471	0			
8	0.1211	-7.724	0			
16	0.0598	-5.839	0			

* VR é a Taxa de Variância.

Tabela 4 – Teste de Taxa de Variância Múltipla

	IBOV			IFNX		
Período	VR*	Estatística z	p-valor	VR	Estatística z	p-valor
2.00	0.50	-11.54	0.00	0.53	-10.28	0.00
4.00	0.24	-9.77	0.00	0.27	-9.32	0.00
8.00	0.12	-7.68	0.00	0.13	-7.60	0.00
16.00	0.06	-5.65	0.00	0.06	-5.63	0.00
	ICON			IGC		
Período	VR	Estatística z	p-valor	VR	Estatística z	p-valor
2.00	0.50	-10.92	0.00	0.51	-10.40	0.00
4.00	0.24	-9.29	0.00	0.25	-8.94	0.00
8.00	0.12	-7.32	0.00	0.12	-7.13	0.00
16.00	0.06	-5.44	0.00	0.06	-5.27	0.00
	IDIV			IGCT		
Período	VR	Estatística z	p-valor	VR	Estatística z	p-valor
2.00	0.48	-10.90	0.00	0.51	-10.54	0.00
4.00	0.25	-8.90	0.00	0.25	-9.09	0.00
8.00	0.12	-7.13	0.00	0.12	-7.23	0.00
16.00	0.06	-5.29	0.00	0.06	-5.34	0.00
	IEE			IMAT		
Período	VR	Estatística z	p-valor	VR	Estatística z	p-valor
2.00	0.50	-11.47	0.00	0.52	-11.48	0.00
4.00	0.26	-9.48	0.00	0.26	-9.94	0.00
8.00	0.12	-7.73	0.00	0.12	-7.92	0.00
16.00	0.06	-5.78	0.00	0.06	-5.88	0.00
	ISE			INDX		
Período	VR	Estatística z	p-valor	VR	Estatística z	p-valor
2.00	0.51	-10.24	0.00	0.51	-10.41	0.00
4.00	0.25	-8.88	0.00	0.25	-8.87	0.00
8.00	0.12	-7.04	0.00	0.12	-7.03	0.00
16.00	0.06	-5.20	0.00	0.06	-5.22	0.00

* VR é a Taxa de Variância Múltipla.

Tabela 5 – Modelo ARMA(p,q) selecionado

Indicador	p	q	BIC	Ljung Box
UTIL	1	1	2.849.268	0.60
IEE	1	0	2.848.679	0.91
IBOV	1	0	2.849.136	0.67
ICON	3	0	2.850.135	0.56
IFNX	3	0	2.847.501	0.94
INDX	1	0	2.851.748	0.62
IMAT	1	0	2.845.970	0.46
ISE	3	0	2.847.345	0.92
IGC	1	0	2.850.965	0.95
IGCT	1	1	2.845.173	0.52
ITAG	1	0	2.845.273	0.53
IVBX2	1	0	2.844.239	0.36
IDIV	1	0	2.847.763	0.51

Tabela 6 – Testes ARCH-LM

Teste	UTIL	IEE	IBOV	ICON	IFNX	INDX	IMAT
ARCH-LM	76.13	61.08	74.51	63.25	84.55	88.44	44.83
Teste	ISE	IGC	IGCT	ITAG	IVBX2	IDIV	
ARCH-LM	142.44	89.90	106.16	99.58	87.92	48.11	

Tabela 7 – Teste BDS

	IBOV			IFNX		
Período	BDS	z-Statistic	p-valor	BDS	z-Statistic	p-valor
2	0.01	7.75	0.00	0.02	9.30	0.00
3	0.03	10.66	0.00	0.04	11.92	0.00
4	0.04	12.30	0.00	0.05	13.80	0.00
5	0.05	13.69	0.00	0.06	15.40	0.00
6	0.05	15.33	0.00	0.06	16.90	0.00
	ICON			IGC		
Período	BDS	z-Statistic	p-valor	BDS	z-Statistic	p-valor
2	0.02	8.81	0.00	0.02	9.47	0.00
3	0.04	12.16	0.00	0.04	12.36	0.00
4	0.05	14.14	0.00	0.06	14.72	0.00
5	0.06	15.82	0.00	0.07	16.64	0.00
6	0.06	17.44	0.00	0.07	18.77	0.00
	IDIV			IGCT		
Período	BDS	z-Statistic	p-valor	BDS	z-Statistic	p-valor
2	0.02	8.44	0.00	0.02	8.92	0.00
3	0.04	12.33	0.00	0.04	11.79	0.00
4	0.05	14.63	0.00	0.05	14.09	0.00
5	0.06	16.73	0.00	0.06	15.98	0.00
6	0.07	18.94	0.00	0.07	17.99	0.00
	IEE			IMAT		
Período	BDS	z-Statistic	p-valor	BDS	z-Statistic	p-valor
2	0.02	11.74	0.00	0.02	8.16	0.00
3	0.04	14.85	0.00	0.03	10.59	0.00
4	0.06	16.12	0.00	0.04	12.29	0.00
5	0.06	17.39	0.00	0.05	13.37	0.00
6	0.07	18.99	0.00	0.05	14.79	0.00
	ISE			INDX		
Período	BDS	z-Statistic	p-valor	BDS	z-Statistic	p-valor
2	0.02	10.07	0.00	0.02	10.11	0.00
3	0.04	13.03	0.00	0.04	13.17	0.00
4	0.06	15.38	0.00	0.06	15.72	0.00
5	0.07	17.35	0.00	0.07	17.63	0.00
6	0.07	19.44	0.00	0.07	19.65	0.00
	ITAG			IVBX2		
Período	BDS	z-Statistic	p-valor	BDS	z-Statistic	p-valor
2	0.02	10.03	0.00	0.02	10.90	0.00
3	0.04	12.75	0.00	0.04	13.96	0.00
4	0.06	14.91	0.00	0.06	16.40	0.00
5	0.06	16.66	0.00	0.07	18.33	0.00
6	0.07	18.48	0.00	0.07	20.27	0.00
	UTIL					
Período	BDS	z-Statistic	p-valor			
2	0.02	11.43	0.00			
3	0.04	14.48	0.00			
4	0.06	15.91	0.00			
5	0.06	17.56	0.00			
6	0.07	19.45	0.00			

Tabela 8 – Teste H: resultados encontrados

Ativo	Janelas	Janelas (%)	Quantitative Easing, janelas significativas
UTIL	5	7%	25/08/2008, 18/03/2009 e 12/09/2012
IEE	6	9%	25/08/2008 e 12/09/2012
IBOV	4	6%	25/08/2008
ICON	5	7%	25/08/2008
IFNX	6	9%	25/08/2008
INDX	6	9%	25/08/2008
IMAT	3	4%	25/08/2008
ISE	6	9%	25/08/2008
IGC	4	6%	25/08/2008
IGCT	3	4%	25/08/2008
ITAG	5	7%	25/08/2008
IVBX2	3	4%	25/08/2008
IDIV	5	7%	25/08/2008

intervenções do FED via QE1 e a primeira intervenção do FED via QE3. Por sua vez, o IEE foi o segundo indicador financeiro mais influenciado pelas intervenções não convencionais realizadas pelo FED, as duas intervenções do FED via QE1 levaram à formação de estruturas de dependência não-lineares neste índice.

Em suma, pode-se afirmar que o teste H realizado neste estudo encontrou resultado semelhante aos encontrados por [Gagnon et al. \(2011\)](#), [Krishnamurthy e Vissing-Jorgensen \(2011\)](#), [Meaning e Zhu \(2011\)](#) e [Joyce, Tong e Woods \(2011\)](#), isto é, os indicadores financeiros analisados foram afetados pela primeira etapa do QE1, mas não foram afetados pelas demais intervenções. A principal explicação para este acontecimento é que o primeiro anúncio do QE realizado pelo FED em 25 de agosto de 2008 gerou incerteza no mercado financeiro. Como esta política nunca tinha sido realizada, os agentes tinham muitas dúvidas em relação ao modo como o FED iria operacionalizar e também em relação aos efeitos que ela exerceria sobre o mercado. Uma vez que os agentes tenham adaptado à nova realidade, as demais intervenções realizadas pelo FED não causaram surpresa.

5 Considerações Finais

O banco central dos Estados Unidos (FED) utilizou a compra de ativos privados como alternativa a política monetária tradicional (aumento/redução dos juros) na tentativa de aumentar a liquidez da economia e, através do aumento da oferta de moeda, estimular o crescimento econômico e acabar com o quadro recessivo no qual a economia americana se encontrava. Ao comprar títulos de dívida privada, o FED acaba concorrendo com os agentes privados. Estes, para manter a sua rentabilidade realocam as suas carteiras, através da adição de ativos que possuem maior risco e maior maturidade.

A hipótese defendida é que o QE resultou em redirecionamento dos investidores americanos, que passaram a aplicar parte de seus recursos em ativos oferecidos pelo Brasil. A baixa expectativa de crescimento da economia americana e o medo de inflação, provocado pela política monetária expansionista, estimularam os investidores a realocarem seus portfólios. Desta forma, os ativos com maior risco/retorno oferecidos pelo Brasil se tornaram atrativos.

Os resultados encontrados corroboraram parcialmente a hipótese levantada. Os testes Runs, Taxa de Variância e Taxa de Variância Múltipla indicam a presença de estruturas de dependência lineares nas séries de retornos analisadas. Por sua vez, o teste ARCH-LM e o teste BDS apontam para a presença de estruturas de dependência não lineares. O estudo de eventos indicou que o QE influenciou no retorno de alguns dos indicadores financeiros analisados. Todavia, o teste H indica que apenas a primeira fase do QE1 resultou na formação generalizada de estruturas de dependência não lineares nos diversos indicadores de mercado considerados. As únicas exceções encontradas foram no IEE, que foi influenciado pela segunda etapa do QE1, e o UTIL, que foi influenciado pela segunda etapa do QE1 e pela primeira etapa do QE3.

Duas possíveis explicações são levantadas para os resultados encontrados, a saber: 1) O anúncio do QE1 surpreendeu os investidores americanos. A incerteza sobre a forma como o FED conduziria estas

intervenções e os seus efeitos levaram os investidores a realocar os seus recursos para o mercado financeiro brasileiro. Contudo, a experiência obtida com a primeira intervenção do FED fez com que os agentes não reagissem de forma tão brusca nas demais intervenções realizadas. Eles se adaptaram após o primeiro anúncio do QE, sua incerteza se reduziu e eles preferiram manter ativos americanos em suas carteiras em detrimento dos ativos brasileiros para as demais intervenções do QE.

2) A primeira intervenção do FED via QE aumentou a expectativa de inflação entre os investidores, o que os estimulou a aplicarem nos ativos brasileiros. A primeira intervenção do FED não foi suficiente para estimular a economia americana e não resultou em elevação da inflação. Consequentemente, o medo de instabilidade econômica elevada se dissipou e nas demais intervenções realizadas pelo FED, as intervenções realizadas passaram a não surpreender os investidores.

Referências

- BARROSO, J. B. R.; SILVA, L. A. P. da; SALES, A. S. *Quantitative Easing and Related Capital Flows into Brazil: measuring its effects and transmission channels through a rigorous counterfactual evaluation*. [S.l.], 2013. Citado na página 2.
- BAUER, M. D.; RUDEBUSCH, G. D. Monetary policy expectations at the zero lower bound. *Available at SSRN 2334540*, 2014. Citado na página 3.
- BERNANKE, B. Monetary policy since the onset of the crisis. In: *Federal Reserve Bank of Kansas City Economic Symposium, Jackson Hole, Wyoming*. [S.l.: s.n.], 2012. v. 31. Citado na página 3.
- BERNANKE, B. S. The economic outlook and monetary policy. In: *Speech at the Federal Reserve Bank of Kansas City Economic Symposium, Jackson Hole, Wyoming*. [S.l.: s.n.], 2010. v. 27. Citado 2 vezes nas páginas 2 e 3.
- BREEDON, F.; CHADHA, J. S.; WATERS, A. The financial market impact of uk quantitative easing. *Oxford Review of Economic Policy*, Oxford Univ Press, v. 28, n. 4, p. 702–728, 2012. Citado na página 3.
- BROWN, S. J.; WARNER, J. B. Measuring security price performance. *Journal of financial economics*, Elsevier, v. 8, n. 3, p. 205–258, 1980. Citado na página 5.
- CHOW, K. V.; DENNING, K. C. A simple multiple variance ratio test. *Journal of Econometrics*, Elsevier, v. 58, n. 3, p. 385–401, 1993. Citado na página 6.
- D'AMICO, S.; KING, T. Flow and stock effects of large-scale treasury purchases. *Finance and Economics Discussion Series No.*, Elsevier, n. 52, 2010. Citado na página 3.
- ENGLE, R. F. Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of united kingdom inflation. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, JSTOR, p. 987–1007, 1982. Citado na página 7.
- FAMA, E. F. Efficient capital markets: A review of theory and empirical work*. *The journal of Finance*, Wiley Online Library, v. 25, n. 2, p. 383–417, 1970. Citado na página 4.
- FAMA, E. F. et al. The adjustment of stock prices to new information. *International economic review*, JSTOR, v. 10, n. 1, p. 1–21, 1969. Citado na página 2.
- FAWLEY, B. W.; NEELY, C. J. Four stories of quantitative easing. *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, Federal Reserve Bank of St. Louis, v. 95, n. January/February 2013, 2013. Citado na página 2.
- FRATZSCHER, M.; DUCA, M. L.; STRAUB, R. On the international spillovers of us quantitative easing. *DIW Berlin Discussion Paper*, 2013. Citado na página 2.
- GAGNON, J. et al. The financial market effects of the federal reserve's large-scale asset purchases. *International Journal of Central Banking*, v. 7, n. 1, p. 3–43, 2011. Citado 3 vezes nas páginas 2, 3 e 15.
- GLICK, R.; LEDUC, S. Central bank announcements of asset purchases and the impact on global financial and commodity markets. *Journal of International Money and Finance*, Elsevier, v. 31, n. 8, p. 2078–2101, 2012. Citado na página 2.
- GRASSBERGER, P.; PROCACCIA, I. Characterization of strange attractors. *Physical review letters*, APS, v. 50, n. 5, p. 346, 1983. Citado na página 7.
- HAMILTON, J. D.; WU, J. C. The effectiveness of alternative monetary policy tools in a zero lower bound environment. *Journal of Money, Credit and Banking*, Wiley Online Library, v. 44, n. s1, p. 3–46, 2012. Citado na página 3.
- HARA, K. Impacto das políticas monetária não convencional dos eua nas variáveis financeiras do brasil pós crise de 2008. 2014. Citado 3 vezes nas páginas 1, 2 e 3.
- JOYCE, M.; TONG, M.; WOODS, R. The united kingdom's quantitative easing policy: design, operation and impact. *Bank of England Quarterly Bulletin*, 2011. Citado 2 vezes nas páginas 3 e 15.

- JOYCE, M. A.; MCLAREN, N.; YOUNG, C. Quantitative easing in the united kingdom: evidence from financial markets on qe1 and qe2. *Oxford Review of Economic Policy*, Oxford Univ Press, v. 28, n. 4, p. 671–701, 2012. Citado na página 3.
- KRISHNAMURTHY, A.; VISSING-JORGENSEN, A. *The effects of quantitative easing on interest rates: channels and implications for policy*. [S.l.], 2011. Citado 3 vezes nas páginas 2, 3 e 15.
- LIM, K.-P.; BROOKS, R. D.; HINICH, M. Testing the assertion that emerging asian stock markets are becoming more efficient. *Available at SSRN 906515*, 2006. Citado na página 7.
- LIM, K.-P.; HINICH, M. J.; LIEW, V. K.-S. Episodic non-linearity and non-stationarity in asean exchange rates returns series. *Labuan Bulletin of International Business and Finance*, Universiti Malaysia Sabah, Labuan International Campus, v. 1, n. 2, p. 79–93, 2003. Citado na página 7.
- LO, A. W.; MACKINLAY, A. C. Stock market prices do not follow random walks: Evidence from a simple specification test. *Review of financial studies*, Soc Financial Studies, v. 1, n. 1, p. 41–66, 1988. Citado 2 vezes nas páginas 5 e 6.
- MEANING, J.; ZHU, F. The impact of recent central bank asset purchase programmes. *BIS Quarterly Review*, December, 2011. Citado 2 vezes nas páginas 3 e 15.
- MEIER, A. *Panacea, curse, or nonevent? Unconventional monetary policy in the United Kingdom*. [S.l.]: International Monetary Fund, 2009. Citado 2 vezes nas páginas 1 e 3.
- MORGAN, P. Impact of us quantitative easing policy on emerging asia. ADBI Working Paper, 2011. Citado na página 2.
- NEELY, C. J. *The large scale asset purchases had large international effects*. [S.l.]: Federal Reserve Bank of St. Louis, Research Division, 2010. Citado na página 2.
- NEELY, C. J.; WELLER, P. A.; ULRICH, J. M. The adaptive markets hypothesis: evidence from the foreign exchange market. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Cambridge Univ Press, v. 44, n. 02, p. 467–488, 2009. Citado na página 3.
- SAADI, S.; GANDHI, D.; ELMAWAZINI, K. On the validity of conventional statistical tests given evidence of non-synchronous trading and non-linear dynamics in returns generating process. *Applied Economics Letters*, Taylor & Francis, v. 13, n. 5, p. 301–305, 2006. Citado na página 7.