Efeitos do pregão eletrônico sobre a eficiência e a volatilidade condicional no mercado de ações brasileiro (Electronic trading effects on the efficiency and conditional volatility of the Brazilian stock market)

Leandro Maciel[†]

Rosangela Ballini[‡]

Resumo

A automatização das Bolsas de Valores consiste em uma das principais reestruturações realizadas nos mercados de capitais globais nas últimas décadas, caracterizada pela substituição de sistemas viva voz de pregão por sistemas eletrônicos. Este artigo avalia os efeitos da automatização da B3, que passou a adotar um sistema totalmente eletrônico de pregão a partir de outubro de 2005, sobre a eficiência e sobre a volatilidade condicional dos retornos do IBovespa, o principal índice do mercado acionário brasileiro. A análise empírica indicou a rejeição da hipótese de passeio aleatório para os períodos anterior e posterior da adoção do sistema eletrônico de pregão na B3, assim como a presença de regimes distintos de volatilidade. Após a automatização da Bolsa, verificou-se um aumento na dependência linear dos retornos do IBovespa, o que sugere um efeito negativo sobre a eficiência informacional do mercado de ações brasileiro. Por outro lado, nesse mesmo período, é evidenciada uma redução na persistência de longo prazo da volatilidade condicional em resposta a choques nos retornos.

Palavras-chave: Negociação eletrônica; Passeio aleatório; Eficiência de mercado; Volatilidade condicional.

Código JEL: G14, C58.

Abstract

Stock exchange automation, characterized by the replacement of floor trading systems by electronic trading systems, is one of the main restructuring processes observed in global capital markets in recent decades. This paper investigates the effects of automation in the São Paulo Stock Exchange (B3), which adopted an electronic trading system in October 2005. Empirical analysis of the Bovespa index rejects the random walk hypothesis for the periods before and after B3 automation, and provides evidence of distinct volatility regimes. After automation, there is an increase in the linear dependence of IBovespa returns, suggesting a negative effect of automation on the Brazilian stock market's efficiency. On the other hand, in the same period, there is evidence for a reduction in the long-term persistence of conditional volatility, in response to shocks to returns.

Keywords: Electronic trading; Random walk; Market efficiency; Conditional volatility.

JEL Code: G14, C58.

1. Introdução

A crescente liberalização financeira, em conjunto com o respectivo aumento da integração e possibilidade de diversificação de investimentos em economias desenvolvidas e emergentes, intensificou a competitividade entre os principais mercados globais (Boamah, 2017; Bounakri, Couharde e Raymond, 2016; Ahmed, 2016). Neste processo, os mercados de capitais, sobretudo, passaram por mudanças significativas em suas microestruturas visando uma maior transparência nas transações (Amini, Gebka, Hudson e Keasey, 2013). Nas últimas décadas, os expressivos avanços no desenvolvimento de tecnologias de informação contribuíram para o aprimoramento da eficiência informacional em mercados organizados, o que gerou um aumento no volume de negociações realizadas, i.e., um aumento na liquidez (Sensoy e Tabak, 2016).

Submetido em 04 de agosto de 2018. Revisado em 12 de abril de 2019. Aceito em 13 de abril de 2019. Publicado online em outubro de 2019. Editor responsável: João Caldeira.

[†](Autor correspondente) Universidade Federal de São Paulo, Brasil. E-mail: maciel.leandro@unifesp.br

[‡]Universidade Estadual de Campinas, Brasil. E-mail: ballini@unicamp.br

Uma das principais reestruturações nos mercados de capitais consiste na substituição do sistema de pregão viva voz pelo sistema de pregão eletrônico, processo conhecido como automatização das bolsas de valores. No pregão viva voz, os operadores recebem as ordens de negociação das mesas de operação das corretoras e as implementam em salas de negociações dentro das bolsas de valores. Neste caso, apenas os ativos com maior liquidez são negociados. Por outro lado, no pregão eletrônico as ordens das mesas de operações das corretoras, ou dos *home brokers* (instrumento que permite a negociação de títulos pela internet), são registradas eletronicamente através de terminais conectados a um servidor central que se encarrega de fechar os negócios e informá-los às corretoras. No sistema de pregão eletrônico, todos os papéis listados nas bolsas podem ser negociados.

A implementação de sistemas eletrônicos de negociação pelas principais bolsas de valores resultou em um intenso debate entre acadêmicos e agentes de mercado sobre as vantagens e desvantagens da adoção de tal tecnologia. Grossman e Miller (1986), Miller (1991), Massim e Phelps (1994), e Venkataraman (2001), por exemplo, afirmam que sistemas eletrônicos de pregão reduzem a liquidez dos mercados e elevam os custos de transação das operações. Por outro lado, autores que defendem a utilização do pregão eletrônico consideram que tal tecnologia promove uma redução na diferença entre os preços de compra e venda (*bid-ask spread*) e um aumento no volume das transações, em contraposição ao sistema viva voz de negociações. Blennerhassett e Bowman (1998), Frino, McNish e Toner (1998), Grünbichler, Longstaff e Schwartz (1994) ainda afirmam que a utilização de sistemas eletrônicos de pregão acelera o processo de descoberta de preços em mercados à vista e futuro, enquanto Domowitz (1993) sugere um aumento na assimetria informacional em processos de descoberta de preços quando da adoção de sistemas eletrônicos de pregão.

Nessa discussão, Pirrong (1996) e Vila e Sandmann (1996) argumentam que, a princípio, não há razões para assumir uma relação de superioridade entre os sistemas de pregão viva voz e eletrônico, uma vez que as fontes de liquidez nos dois casos são distintas. Gilbert e Rijken (2006) ainda mostraram que os determinantes dos *spreads* são diferentes nestes dois sistemas de negociação. Tais estudos sugerem que os efeitos dos sistemas eletrônicos de negociação nos *spreads* podem variar de acordo com o mercado em questão.

Freund, Larrain e Pagano (1997) e Freund e Pagano (2000) estudaram a eficiência de mercado nas bolsas de Nova York e Toronto antes e depois da implementação de sistemas de negociação eletrônicos. Os autores apontaram que, em geral, o nível de eficiência informacional não se alterou após a automatização das bolsas. Resultados similares para o mercado de ações do Canadá também foram obtidos por Alexeev e Tapon (2011).

Com base em simulações, Domowitz (1990) evidenciou que, em mercados de ações e opções, a negociação eletrônica afeta negativamente a liquidez. Em contrapartida, Beelders e Massey (2002) indicaram que o índice do mercado futuro da bolsa de Joanesburgo tornou-se mais informativo após a introdução do pregão eletrônico, efeito oposto verificado pelos autores quando o índice do mercado futuro de ouro foi avaliado, i.e., uma redução do potencial informativo do índice após a automatização das transações. Ainda considerando mercados de derivativos, Fung, Lien, Tse e Tse (2005) apontam que, de acordo com o índice de futuros Hang-Seng, fatores como o anonimato nas transações e a maior rapidez na execução das ordens de compra e venda no pregão eletrônico atraíram agentes com um maior nível de informação no mercado de futuros, o que contribuiu para a liquidez do mercado.

Utilizando dados dos mercados futuros de Londres, Hong Kong e Sydney, Aitken, Frino, Hill e Jarnecic (2004) indicaram que a introdução do sistema eletrônico de negociação resultou em: redução nos *spreads*, maiores níveis de liquidez e diminuição nos custos de transação, em relação ao período em que o pregão era viva voz. Entretanto, os autores afirmam que os *spreads* são mais sensíveis à volatilidade dos preços quando da implementação dos pregões eletrônicos.

Liao, Lee e Suen (2008) estudaram os efeitos da adoção do sistema eletrônico de negociação sobre a volatilidade do preço futuro de petróleo. Verificou-se que a automatização das negociações teve impacto significativo sobre a variabilidade dos retornos, que passou a ser mais influenciada por efeitos de persistência do que por de agrupamentos de volatilidade.

Considerando o mercado de futuros das notas do Tesouro norte-americano de 10 anos, Orlowski (2015) aponta que a mudança para sistemas de negociação eletrônicos resultou em um substancial aumento no volume

de títulos transacionados. Entretanto, nenhuma alteração no padrão de volatilidade das notas foi verificada.

Por outro lado, Al-Khouri e Al-Ghazawi (2008) investigaram o impacto da implementação de sistemas de negociação eletrônicos sobre a volatilidade e a liquidez no mercado de capitais da Jordânia. Os resultados evidenciaram uma redução no nível da volatilidade com a utilização do sistema eletrônico, assim como um aumento da liquidez. Conclusões similares para o mesmo mercado foram encontradas no trabalho de Maghyreh (2005) que, adicionalmente, afirma não ter verificado alteração no nível de eficiência informacional da bolsa antes e depois da automatização dos processos de negociação de títulos.

Para o mercado de Singapura, Naidu e Rozeff (1994) sugerem que a automatização das negociações está associada com um aumento no volume transacionado, no nível de volatilidade e na liquidez. Além disso, os autores afirmam que aumentos na eficiência do mercado de ações são verificados por meio da redução da correlação serial dos retornos dos ativos após a adoção do sistema eletrônico de pregão.

Recentemente, Dutta, Essaddam, Kumar e Saadi (2015) investigaram a eficiência informacional e as mudanças na volatilidade condicional das ações transacionadas na bolsa de valores de Toronto nos períodos anterior e posterior da implementação do sistema eletrônico de negociações. Os autores mostraram que a eficiência informacional foi negativamente afetada pela automatização da bolsa, o que resultou em um aumento da dependência linear e não linear dos retornos, assim como em uma elevação no nível de persistência da volatilidade. Resultados similares também foram encontrados por Assaf (2006).

Não existe, portanto, um consenso na literatura a respeito dos efeitos da adoção de sistemas eletrônicos de pregão em bolsas de valores sobre a eficiência de mercado, liquidez e sobre a volatilidade dos ativos. Neste contexto, o presente artigo tem como objetivo avaliar os efeitos da automatização das negociações no mercado de ações do Brasil, uma vez que ainda há escassez de estudos na literatura que considerem o caso brasileiro. Além disso, sendo o mercado financeiro, em particular o mercado de capitais, um ambiente que permite e viabiliza a transferência de recursos financeiros entre os agentes econômicos poupadores, que dispõem de recursos, e aqueles que deles necessitam e, portanto, uma importante fonte de financiamento para projetos de investimento ou necessidade de caixa das empresas, o estudo de mecanismos que promovam a liquidez em tais mercados mostra-se de considerável importância para a economia como um todo.

Particularmente, com a quinta maior bolsa de valores do mundo e uma capitalização de mercado em torno de US\$ 13 bilhões, é preciso salientar que o mercado de capitais brasileiro possui grande destaque no cenário global. Por exemplo, em dezembro do ano de 2016, o saldo do investimento estrangeiro na bolsa brasileira atingiu o patamar recorde de US\$ 15,4 bilhões, evidenciando o Brasil como potencial destino de capitais para a composição de portfólios de investidores estrangeiros. Desta forma, dada a importância da B3¹, a avaliação dos efeitos da automatização da Bolsa é de grande relevância.

Este artigo avalia a eficiência informacional e o padrão da volatilidade condicional no mercado de ações da B3 antes e depois da adoção do sistema totalmente eletrônico de negociações. Com base no IBovespa, principal indicador do desempenho médio das ações de maior liquidez negociadas na Bolsa brasileira, a metodologia deste estudo consiste na condução de testes de eficiência de mercado, com base na série de retornos do índice, para verificação de tendências na correlação serial e na sua dinâmica não linear antes e depois da automatização da bolsa. Por fim, o padrão de volatilidade é avaliado com base em modelos de variância condicional da família GARCH, e por meio de modelos GARCH com mudanças de regime de Markov.

As contribuições deste artigo podem ser destacadas a seguir. O presente trabalho consiste em um estudo empírico pioneiro que busca avaliar conjuntamente a eficiência informacional e a volatilidade condicional na B3 antes e depois da adoção de um sistema de negociação totalmente eletrônico. A literatura, em geral, considera a eficiência informacional e volatilidade no mercado de capitais no Brasil separadamente, sem distinguir os períodos para mensurar os possíveis efeitos da automatização da Bolsa (Carvalho, Suen e Gallo, 2016; Asai e Brugal, 2013; Montes e Tiberto, 2012; Costa e Vasconcelos, 2003). Além disso, é examinada a dinâmica não linear dos retornos por meio da volatilidade condicional nos casos de negociação em pregões viva voz e

¹Em referência às letras iniciais de Brasil, Bolsa, Balcão, B3 é a bolsa de valores oficial do Brasil, que surgiu sob o formato atual após a fusão da Bolsa de Valores, Mercadorias e Futuros de São Paulo (BM&FBovespa) com a Central de Custódia e de Liquidação Financeira de Títulos (CETIP), aprovada pela Comissão de Valores Mobiliários (CVM) e pelo Conselho Administrativo de Defesa Econômica (CADE) em 22 de março de 2017.

eletrônico, inclusive em uma abordagem com mudanças de regime, ainda não evidenciada nos trabalhos da literatura. Por fim, assim como apontado por Dutta et al. (2015), a importância em se examinar dinâmicas não lineares em séries temporais financeiras recai sobre aspectos teóricos e empíricos. A evidência de dependência não linear tem implicações importantes para acadêmicos e agentes de mercado em geral. Para acadêmicos, não linearidades em séries financeiras implicam na possível inadequação de modelos estatísticos tradicionais para precificação de ativos que assumem formas lineares, assim como na aplicação de testes de eficiência de mercado, testes de causalidade, testes de estacionariedade e co-integração. Do ponto de vista prático, a evidência de dependências não lineares afeta a previsibilidade de séries temporais financeiras, que tem sido considerada usualmente por abordagens lineares. Ademais, modelos não lineares apresentam importantes implicações para técnicas de gerenciamento de carteiras, operações de *hedge* e precificação de derivativos, como também permitem um melhor desempenho fora da amostra do ponto de vista preditivo. Por fim, a avaliação dos efeitos sobre a dinâmica no mercado acionário da automação da Bolsa permite uma melhor compreensão de um ambiente que se mostra como um canal importante para a alocação de recursos entre os agentes financeiros no sentido de ampliar a liquidez e o volume transacionado.

Após essa introdução, o presente artigo está estruturado como segue. A Seção 2 apresenta a metodologia, que inclui testes de eficiência de mercado, correlação serial nos retornos, e na estimação da volatilidade por meio de modelos de variância condicional da família GARCH e modelos GARCH com mudanças de regime de Markov. Os dados e as estatísticas descritivas são apresentados na Seção 3. A análise empírica para o IBovespa é apresentada na Seção 4. Por fim, na Seção 5 as conclusões sumarizam os principais resultados e indicam tópicos para pesquisa futura.

2. Metodologia

Para avaliar os efeitos da adoção do sistema eletrônico de pregão no mercado de ações brasileiro por meio da série dos retornos do índice IBovespa, em termos de eficiência de mercado e padrão da volatilidade condicional, a metodologia deste artigo consiste no estudo da hipótese de passeio aleatório (*random walk hypothesis*) na B3, na implementação de testes de não linearidade, e na modelagem da variância condicional.

2.1 Hipótese de passeio aleatório

De acordo com Fama (1970), em um mercado eficiente, os preços refletem todas as informações relevantes disponíveis, o que resultaria da não existência de retornos anormais. Nesse caso, os preços dos ativos são independentes, cujas flutuações aleatórias são um mecanismo de resposta à novas informações. Estratégias de *trading* baseadas em informações passadas, portanto, não seriam capazes de gerar excessos de retornos (Samuelson, 1965). Na taxonomia de Fama (1970), um mercado eficiente em sua forma fraca apresenta um conjunto de informações que inclui somente o histórico de preços ou retornos. Se o nível de retorno considerado normal for constante, esta definição implicará em um passeio aleatório para o (log do) preço de um ativo como melhor modelo para descrever o comportamento dos retornos. O teste do modelo de passeio aleatório vem sendo amplamente estudado na literatura de finanças empíricas, pois analisar tal propriedade é necessária para verificar a hipótese de mercado eficiente na sua forma fraca.

É possível considerar três tipos de passeio aleatório: Passeio Aleatório I, II, e III. Um modelo de Passeio Aleatório I, ou processo estritamente aleatório, define que as variações nos preços (i.e., retornos) são independentes e identicamente distribuídas (i.i.d. – *independent and identically distributed*). Caso os retornos sejam independentes, mas não identicamente distribuídos, tratamos do modelo de Passeio Aleatório II. Por fim, ao relaxar as duas hipóteses do modelo I, constitui-se o modelo de Passeio Aleatório III, mais geral e frequentemente testado na literatura empírica, conhecido como processo de ruído branco, em que no processo incluem-se erros dependentes e não correlacionados.

Segundo Harvey (1993), modelos não lineares para a modelagem de variações de preços podem apresentar propriedades de passeio aleatório, embora sejam dependentes e identicamente distribuídos. Nesse contexto, dada a crescente evidência de pesquisas teóricas e empíricas indicando que variações de preços são inerentemente não lineares, a confirmação de retornos não correlacionados não constitui condição suficiente para um

mercado eficiente. Neste trabalho, é avaliada a hipótese de retornos i.i.d., assertiva mais restritiva da hipótese de passeio aleatório, sendo a mais apropriada para testar a hipótese de eficiência de mercado.

Seja P_t o preço de um ativo no instante t , e $p_t \equiv \log P_t$ um processo estocástico definido pela seguinte relação recursiva:

$$p_t = \mu + p_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (1)$$

Os retornos capitalizados continuamente para o período $t - 1$ são, portanto, expressos como:

$$r_t \equiv \Delta p_t = \mu + \varepsilon_t, \quad (2)$$

em que μ corresponde ao parâmetro esperado da variação de preços (ou *drift*) e ε_t o termo de erro.

A expressão em (2) descreve um modelo de passeio aleatório com deslocamento (*drift*). Sob a hipótese de passeio aleatório, o deslocamento deve ser significativamente igual a zero, a distribuição dos retornos deve ser estacionária ao longo do tempo, $r_t \sim I(0)$, e o termo de erro deve ser composto por variáveis aleatórias i.i.d. (independente e identicamente distribuídas). O modelo em (2) é estimado usando mínimos quadrados ordinários, e a significância estatística da estimativa do parâmetro μ é então verificada. Para avaliar a hipótese de estacionariedade, testes de raiz unitária como os de Dickey-Fuller Aumentado – ADF (Dickey e Fuller, 1979), KPSS (Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin, 1992) e testes de raiz unitária com presença de quebras estruturais (Perron, 2006) são considerados.

O teste de independência serial linear dos retornos não consiste em condição necessária ou suficiente para não rejeitar ou rejeitar a hipótese de passeio aleatório. No caso dos retornos do IBovespa (antes ou depois da automatização da bolsa) se mostrarem correlacionados serialmente, tal resultado não necessariamente implica que o mercado de ações do Brasil é ineficiente. O problema de autocorrelação espúria pode existir devido a fatores institucionais como transações não sincronizadas, que podem induzir atrasos no ajuste de preços no processo de negociação (Lo e MacKinlay, 1990; Campbell, Grossman e Jiang Wang, 1993). Como esse efeito de autocorrelação, dada a não sincronia de preços, é relativamente observado em períodos curtos de tempo, é esperado que a correlação seja persistente na série de retornos diários do índice. No caso das variações de preços se apresentarem estatisticamente não correlacionadas, não necessariamente podemos inferir a eficiência do mercado. Os retornos podem estar linearmente não correlacionados mas ainda apresentar dependências não lineares ao longo do tempo. Portanto, o impacto da automatização da Bolsa é analisado em termos de estacionariedade, linearidade e não linearidade dos retornos antes e depois da implementação do sistema eletrônico de pregão.

2.2 Testes de não linearidade

A evidência empírica da não linearidade dos retornos sugere que a suposição i.i.d. é de fundamental importância para o estudo da hipótese de eficiência de mercado. Para testar a hipótese de que os retornos são i.i.d., é considerado o teste BDS, proposto por Brock, Dechert e Scheinkman (1987), que se constitui de um teste não paramétrico cuja hipótese nula indica que a série em questão é i.i.d., contra a hipótese alternativa, não especificada, para a série de retornos. O teste é baseado no conceito de integral de correlação, que se caracteriza por ser uma medida de correlação espacial em espaços m -dimensionais, desenvolvida por Grassberger e Procaccia (1983). Seja $\{y_t\}$, $t = 1, 2, \dots, T$, uma série temporal e $y_t^m = (y_t, y_{t-1}, \dots, y_{t-m+1})$ um ponto no espaço euclidiano a m dimensões, a integral de correlação mede o quociente entre o número de pares de pontos (y_t^m, y_s^m) , com $y_s^m = (y_s, y_{s-1}, \dots, y_{s-m+1})$, cuja distância entre os pontos é menor que δ , e o número total T^2 de pares (y_t^m, y_s^m) . A rejeição da hipótese nula é consistente com alguns tipos de dependência verificados nas séries dos retornos, que podem ser originados de processos lineares estocásticos, não estacionários, estocásticos não lineares, ou de sistemas não lineares determinísticos (Brock, Hsieh e LeBaron, 1991).

Conforme apontado por Hsieh (1991), a dependência linear pode ser incorporada por meio da estimação de um modelo autoregressivo (AR), escolhido por meio da minimização do critério de informação de Schwarz (BIC). Portanto, a rejeição de hipótese de i.i.d. dos retornos filtrados por um modelo AR pode ser o resultado de um processo estocástico não linear ou de um sistema determinístico não linear. Entretanto, o teste BDS não é capaz de distinguir não linearidade determinística ou estocástica. Neste artigo, assim como em Dutta et al.

(2015), é considerado o caso estocástico para o estudo dos retornos antes e depois da automatização da bolsa. Para descrever as séries dos retornos com base em uma abordagem não linear, modelos da família GARCH são considerados.

2.3 Volatilidade condicional

Como abordagem não linear para modelagem dos retornos, modelos da família GARCH (Bollerslev, 1986) são muito populares em séries temporais financeiras por descreverem adequadamente propriedades como excesso de curtose e agrupamentos de volatilidade. Podemos assumir que o processo gerador dos retornos é expresso por um modelo autoregressivo de ordem q da forma:

$$r_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^q \beta_i r_{t-i} + \varepsilon_t \sigma_t, \quad (3)$$

em que o modelo é condicional às informações até o instante $t-1$, $\mathcal{I}_{t-1}$, e ε_t é uma sequência de variáveis aleatórias i.i.d. com média zero. Aqui, σ_t^2 representa a variância condicional do retorno no tempo t . A variância σ_t^2 pode ser descrita por um modelo GARCH, que consiste em um processo de variância condicional simétrico, em que o sinal dos distúrbios aleatórios é ignorado. Muitos estudos empíricos mostram que um modelo GARCH(1,1) apresenta um ajuste parcimonioso para séries de retornos de ações (Baillie e Bollerslev, 1989). Um modelo GARCH(1,1) pode ser descrito como:

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 r_{t-1}^2 + \theta \sigma_{t-1}^2. \quad (4)$$

De acordo com Black (1976), efeitos de alavancagem (*leverage effects*) indicam que a volatilidade condicional apresenta respostas distintas a retornos positivos e negativos, o que indica a assimetria dos retornos. Tabak e Guerra (2007), por exemplo, evidenciam a existência de assimetrias na volatilidade para o mercado de ações do Brasil. Dessa forma, para levar em consideração a assimetria na série dos retornos, modelos TARCH (*Threshold ARCH*), desenvolvidos por Zakoian (1994), são considerados. Particularmente, um modelo TARCH(1,1) pode ser descrito como:

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 r_{t-1}^2 + \gamma D_{t-1} r_{t-1}^2 + \theta \sigma_{t-1}^2, \quad (5)$$

em que D_{t-1} é uma variável binária tal que $D_{t-1} = 1$ quando $r_{t-1} < 0$ (choques negativos) e $D_{t-1} = 0$ quando $r_{t-1} \geq 0$ (choques positivos). Se o parâmetro γ é estatisticamente significativo, o efeito de assimetria é confirmado. Com base nas séries dos resíduos padronizados dos modelos de volatilidade condicional, é verificado, por meio do teste BDS, se a não linearidade das séries foi incorporada pelo modelo estimado.

Por fim, para verificar, de uma outra forma, a ocorrência de alterações no padrão da volatilidade condicional dos retornos do IBovespa após a automatização da B3, um modelo GARCH com mudanças de regime de Markov (*Markov Regime Switching GARCH – MRS-GARCH*) é estimado. Modelos com mudanças de regime são caracterizados por permitir que alguns, ou todos, os parâmetros mudem para cada regime (ou estado) de acordo com um processo de Markov, que é regido por uma variável de estado, denotada por s_t . A abordagem representa uma mistura de distribuições com características diferentes, dos quais o modelo extrai o valor atual da variável, de acordo com o estado (não observado), que poderia ter determinado o seu valor (Hamilton 1989). Sendo novamente r_t os retornos no instante t , com média nula e serialmente não correlacionados, uma especificação geral de um modelo MSR-GARCH pode ser representada como:

$$r_t | (s_t = k, \mathcal{I}_{t-1}) \sim \mathcal{F}(0, \sigma_{k,t}^2, \xi_k), \quad (6)$$

em que $\mathcal{F}(0, \sigma_{k,t}^2, \xi_k)$ é uma distribuição contínua com média nula, variância condicional $\sigma_{k,t}^2$, com parâmetros adicionais de forma (e.g. assimetria) definidos no vetor ξ_k .

Além disso, assume-se que as variáveis latentes s_t , definidas no espaço discreto $\{1, \dots, K\}$, evolui de acordo com uma cadeia de Markov estacionária de primeira ordem com matriz de probabilidade $P = \{p_{i,j}\}_{i,j=1}^K$, em

que $p_{i,j} = \Pr[s_t = j | s_{t-1} = i]$. Denota-se o conjunto de informações até o instante $t - 1$ como $\mathcal{I}_{t-1}$. De acordo com a parametrização de $F(\cdot)$, temos

$$E[r_t^2 | s_t = k, \mathcal{I}_{t-1}] = \sigma_{k,t}^2, \quad (7)$$

ou seja, $\sigma_{k,t}^2$ é a variância de r_t condicional a realização de s_t e o conjunto de informações $\mathcal{I}_{t-1}$.

Nesse artigo, considera-se que a variância condicional de r_t segue um modelo GARCH(1,1). Portanto, condicional ao regime $s_t = k$, a variância $\sigma_{k,t}^2$ é especificada como uma função dos retornos passados e de um vetor θ_k regime-dependente de parâmetros:

$$\sigma_{k,t}^2 = f_{\sigma^2}(y_{t-1}, \sigma_{k,t-1}^2, \theta_k), \quad (8)$$

em que $f_{\sigma^2}(\cdot)$ é uma função que define o processo de variância condicional e garante sua positividade. Portanto, para um modelo GARCH(1,1), $f_{\sigma^2}(\cdot)$ é definida como:

$$\sigma_{k,t}^2 = \alpha_{k,0} + \alpha_{k,1}r_{t-1}^2 + \theta_k\sigma_{k,t-1}^2, \quad (9)$$

em que $\alpha_{k,0} > 0$, $\theta_k \geq 0$ e $\alpha_{k,1} + \theta_k < 1$ ($k = 1, \dots, K$). Portanto, nesse caso, temos $\theta_k = (\alpha_{k,0}, \alpha_{k,1}, \theta_k)'$.

São várias as formas funcionais para a função de distribuição condicional $F(\cdot)$. Os parâmetros do modelo MRS-GARCH são estimados por meio do método de máxima verossimilhança. Para mais detalhes dos modelos MRS-GARCH, ver Hamilton (1989), Kim e Nelson (1999) e Hamilton e Susmel (1994).

2.4 Histórico institucional das negociações da B3

No Brasil, na B3, antiga Bovespa (Bolsa de Valores de São Paulo), em 1990, foi implantado o primeiro sistema de negociação eletrônico, denominado CATS (*Computer Assisted Trading System*), que operou até 1997, quando foi substituído pelo sistema Mega Bolsa, que ampliou consideravelmente a capacidade de processamento de negócios. O Mega Bolsa permitiu agentes autorizados a enviar ordens de compra ou venda remotamente, por meio de terminais. No fim da década de 1990 também foram lançados pela Bolsa os serviços de *home broker* e *after-market*.

Entretanto, mesmo com esses sistemas, as ordens ainda eram executadas na Bolsa utilizando tanto o pregão viva voz quanto o sistema de negociação eletrônico. Em 30 setembro de 2005, no segmento de ações, o último pregão viva voz na B3 (ainda Bovespa) foi realizado. A partir de então a Bolsa tornou-se totalmente eletrônica. Mais recentemente, a partir de junho de 2015, a B3 (na época BM&FBovespa, resultado da união da Bovespa com a Bolsa de Mercadorias e Futuros, BM&F) substituiu o sistema Mega Bolsa para um único sistema, o Puma, marcando o fim do processo de migração tecnológica de todas as plataformas de negociação. Sigla para Plataforma Unificada Multiativos, o Puma foi desenvolvido pela B3 em conjunto com uma empresa americana, *CME Group*, e já estava em funcionamento desde agosto de 2011 no mercado de derivativos. A migração para a plataforma Puma se deu com o intuito de se obter ganhos tecnológicos e de agilidade das operações, assim como garantir uma maior segurança.

3. Dados e estatísticas descritivas

A base de dados é composta pelos valores diários de fechamento do IBovespa para o período de 1 de outubro de 2002 a 30 de setembro de 2008, o qual contém três anos antes da data de automatização da B3, de 01 de outubro de 2002 a 30 de setembro de 2005, e os três anos posteriores, em um total de 1.488 observações.

A seleção dessa janela temporal se justifica por dois fatores. O primeiro deles é que, apesar de estudos empíricos de dinâmicas não lineares requererem uma base de dados com uma grande quantidade de observações, como por exemplo dados intra-diários, tais dados, de acordo com Hsieh (1991), apresentam dependências causadas por microestruturas de mercado, facilmente detectadas pelo teste BDS. Em segundo lugar, a recente crise norte-americana das hipotecas *Subprime* afetou significativamente o mercado de ações do Brasil, de forma que a amostra selecionada exclui o período de desvalorização do IBovespa correspondente à crise, uma vez que poderia afetar os resultados. Tal abordagem para seleção da amostra também é adotada por Dutta et al. (2015). Os dados foram coletados junto à B3.

Tabela 1

estatísticas	período total	antes da automatização	depois da automatização
média	0,0011	0,0017	0,0006
desvio padrão	0,0178	0,0168	0,0188
mediana	0,0019	0,0019	0,0016
curtose	4,9345	3,6038	5,6848
assimetria	-0,2904	-0,2015	-0,3361
mínimo	-0,0983	-0,0634	-0,0983
máximo	0,0914	0,0615	0,0914
Jarque Bera	252,5975	16,4251	235,5494
probabilidade	0,0010	0,0021	0,0010
no. observações	1488	749	739

Estatísticas descritivas do IBovespa para o período total da amostra (1 de outubro de 2002 a 30 de setembro de 2008), para os períodos antes da automatização (1 de outubro de 2002 a 30 de setembro de 2005) e depois da automatização (3 de outubro de 2005 a 30 de setembro de 2008).

Os retornos do índice de preços do IBovespa, r_t , são calculados da seguinte forma:

$$r_t = \log \left(\frac{P_t}{P_{t-1}} \right), \quad (10)$$

em que P_t e P_{t-1} são os valores do índice nos instantes t e $t - 1$, respectivamente.

A tabela 1 apresenta as estatísticas descritivas das séries dos retornos do IBovespa para todo o período, e para as sub-amostras dos períodos anterior e posterior a automatização da Bolsa. As Figuras 1 e 2 apresentam os retornos diários do IBovespa, as funções de autocorrelação (FAC) e autocorrelação parcial (FACP), e o quantil-quantil (*QQ-plot*) dos retornos do IBovespa para o período anterior e posterior a automatização da Bolsa, respectivamente. A distribuição dos retornos do IBovespa é negativamente assimétrica antes e depois da automatização, enquanto a curtose é maior para os retornos no período após a automatização. O teste Jarque-Bera e os *QQ-plots* do IBOVESVA indicam que os retornos não são normalmente distribuídos antes e depois da automatização. Os agrupamentos de volatilidade tendem a ser mais aparentes no período após a implementação do sistema eletrônico de pregão na B3, assim como nesse mesmo período a correlação dos retornos é significativa para alguns dos *lags* considerados.

Como as análises desse estudo envolvem testes estatísticos para as séries dos retornos no período anterior e posterior a automatização da B3, uma limitação consiste na comparação de séries temporais em períodos distintos, sobretudo se há, por exemplo, mudança no processo gerador das séries. Portanto, o teste não paramétrico de Kolmogorov-Smirnov foi aplicado (Drew, Glen e Leemis, 2000). O resultado do teste, com uma estatística de 0,0412 e respectivo p -valor 0,5448, indicou a não rejeição da hipótese nula: de que as séries dos retornos do IBovespa, antes e após a automação da Bolsa, são de uma população com mesma distribuição. Nesse sentido, não há evidências de que possíveis alterações no comportamento dos retornos do IBovespa, com a automatização da Bolsa, possam ser resultantes, por exemplo, de mudança do processo gerador da série.

Figura 1

Retornos, função de autocorrelação (FAC) e autocorrelação parcial (FACP) e *QQ-plot* dos retornos do Ibovespa no período de 1 de outubro de 2002 a 30 de setembro de 2005, anterior a automatização da B3.

Figura 2

Retornos, função de autocorrelação (FAC) e autocorrelação parcial (FACP) e *QQ-plot* dos retornos do Ibovespa no período de 3 de outubro de 2005 a 30 de setembro de 2008, posterior a automatização da B3.

4. Resultados empíricos

A hipótese de passeio aleatório dos retornos do índice é testada antes e após a implementação do sistema eletrônico de negociações das ações. A tabela 2 apresenta as estimativas de mínimos quadrados do termo constante em (2). Os resultados indicam que a média dos retornos antes da automatização da B3 é significativamente diferente de zero, resultado esse inconsistente com a hipótese de passeio aleatório. Após a adoção do sistema eletrônico de negociação, o intercepto pode ser considerado estatisticamente igual a zero.

Sob a hipótese de passeio aleatório, a distribuição dos retornos deve ser estacionária ao longo do tempo. Além disso, como mudanças estruturais podem causar a rejeição da hipótese de um processo i.i.d. para os retornos, mostra-se relevante avaliar a estacionariedade antes e depois da automatização da Bolsa. A tabela 3 compreende os resultados das estatísticas dos testes de raiz unitária ADF, KPSS e de Perron (2006), sendo este último o que permite avaliar a presença de quebras estruturais nas séries. A ordem dos modelos de raiz unitária foi determinada de acordo com o critério de informação Bayesiano (BIC). A 1% de significância, os resultados dos testes sugerem que as séries dos retornos do IBovespa são estacionárias antes e após a adoção de um sistema totalmente eletrônico para negociação de ações na B3.

Embora tal resultado seja consistente com a hipótese de passeio aleatório, é necessário explorar a estrutura de dependência das séries dos retornos, uma vez que testes de raiz unitária não avaliam previsibilidade (Dutta et al., 2015). Conforme já apresentado nas Figuras 1 e 2, as funções de autocorrelação (FAC) e autocorrelação parcial (FACP) indicam uma correlação serial significativa em alguns *lags* (1, 3, 10 e 12 *lags*) apenas para a série dos retornos do IBovespa no período após a automatização da Bolsa. Entretanto, a evidência de uma relação temporal linear pode ser espúria, portanto, a discussão da hipótese de independência deve considerar não só dependências lineares, como também não lineares.

Para testar a hipótese de retornos i.i.d. antes e após a automatização da B3, o teste BDS é empregado. As tabelas 4 e 5 apresentam as estatísticas do teste BSD para dimensões m de 2 a 8, e para valores de δ de 0,5 a 2 desvios padrão, para as séries dos retornos do IBovespa antes e após o período de implementação do sistema eletrônico de negociações, respectivamente². Os resultados para os períodos anterior e posterior

²Para a série dos retornos do IBovespa antes da automação, o teste BDS foi aplicado para dimensões m de 2 a 15 pois a rejeição da

Tabela 2

período	estimativa $\hat{\mu}$	erro padrão	p -valor
antes da automatização	0,0017*	0,0006	0,0065
depois da automatização	0,0006	0,0007	0,3875

Estimativas dos modelos de regressão de passeio aleatório com deslocamento (*drift*) para o IBovespa para os períodos antes e após a automatização da B3. Nota: (*) Significativo a 1%.

Tabela 3

testes	modelos	antes da automatização	depois da automatização
ADF	sem intercepto e tendência	-26,2589*	-28,6652*
	intercepto	-26,5032*	-28,6784*
	tendência + intercepto	-26,5096*	-28,7202*
KPSS	intercepto	0,1333*	0,2617*
	tendência + intercepto	0,0525*	0,1145*
Perron	sem intercepto e tendência	-26,2589*	-29,4532*
	intercepto	-26,9724*	-29,6167*
	tendência + intercepto	-27,0116*	-29,6722*

Estatísticas dos testes de raiz unitária ADF, KPSS e Perron com presença de quebras estruturais para as séries dos retornos do IBovespa antes e depois da automatização da B3. Nota: (*) Significativo a 1%.

Tabela 4

m	δ	estatística	p -valor	δ	estatística	p -valor	δ	estatística	p -valor
2	0,5	-0,4336	0,6646	1,5	-0,8305	0,4062	2	0,4877	0,6257
3	0,5	-0,7145	0,4749	1,5	-0,9069	0,3644	2	0,2866	0,7744
4	0,5	-0,4119	0,6804	1,5	-0,0288	0,9770	2	1,2210	0,2221
5	0,5	-0,5906	0,5548	1,5	0,1194	0,9050	2	1,1014	0,2707
6	0,5	-0,0526	0,9581	1,5	0,7026	0,4823	2	1,7958	0,0725
7	0,5	-0,1077	0,9142	1,5	1,1231	0,2614	2	2,2768	0,0228
8	0,5	3,2369	0,0012	1,5	1,5825	0,1135	2	2,7302	0,0063
9	0,5	2,4484	0,0144	1,5	1,9605	0,0499	2	3,1331	0,0017
10	0,5	-0,1562	0,8759	1,5	1,8608	0,0628	2	2,8720	0,0041
11	0,5	-4,1850	0,0000	1,5	2,0594	0,0395	2	3,0754	0,0021
12	0,5	-3,6267	0,0003	1,5	2,1389	0,0324	2	3,1616	0,0016
13	0,5	-3,2618	0,0011	1,5	2,0528	0,0401	2	2,7847	0,0054
14	0,5	-2,8494	0,0044	1,5	2,2491	0,0245	2	2,9912	0,0028
15	0,5	-2,5053	0,0122	1,5	2,4846	0,0130	2	3,2061	0,0013

Estatísticas do teste BDS para os retornos do IBovespa no período anterior a automatização da B3.

Tabela 5

m	δ	estatística	p -valor	δ	estatística	p -valor	δ	estatística	p -valor
2	0,5	1,9040	0,0569	1,5	4,1540	0,0000	2	5,5117	0,0000
3	0,5	4,1195	0,0000	1,5	5,8075	0,0000	2	6,7731	0,0000
4	0,5	5,6434	0,0000	1,5	6,7199	0,0000	2	7,4605	0,0000
5	0,5	6,8971	0,0000	1,5	7,6668	0,0000	2	8,1991	0,0000
6	0,5	7,8199	0,0000	1,5	8,5958	0,0000	2	8,8188	0,0000
7	0,5	9,5024	0,0000	1,5	9,4269	0,0000	2	9,3708	0,0000
8	0,5	11,8274	0,0000	1,5	9,9760	0,0000	2	9,6262	0,0000

Estatísticas do teste BDS para os retornos do IBovespa no período posterior a automatização da B3.

a automatização da Bolsa rejeitam a hipótese de independência e igualdade na distribuição dos retornos do IBovespa a um nível de significância de 1%. Além disso, no período anterior da automatização, a hipótese de retornos i.i.d. é rejeitada apenas para altas dimensões m do teste BDS, o que pode indicar uma maior dependência de longo prazo dos retornos nesse recorte temporal, enquanto no período posterior a hipótese é rejeitada para todos os distintos parâmetros do teste.

Rejeitada a hipótese de Passeio Aleatório I para os retornos do IBovespa antes e após o período de automatização da Bolsa, avaliamos a estrutura de dependência das séries. O teste BDS pode ser utilizado para sistemas com dependências lineares e não lineares. Conforme verificado na Figura 2, há indícios de que os retornos do IBovespa, após a automatização da Bolsa, apresentam correlação serial (dependência linear). Portanto, o teste de Ljung e Box (1978) foi aplicado para testar a hipótese nula de ausência de autocorrelação nos retornos do IBovespa antes e após a adoção do sistema eletrônico de pregão. A Figura 3 apresenta o p -valor do teste de Ljung-Box para diferentes defasagens, de forma que se pode perceber, para a série dos retornos antes da automação, a não rejeição da hipótese nula de ausência de autocorrelação enquanto, para os retornos correspondentes ao período posterior a automação da B3, a autocorrelação é significativa a 10% para as defasagens 1, 3, 11, 12 e 13.

Dessa forma, a série dos retornos após o período de automatização da B3 são filtradas para remoção de dependência serial, para então os resíduos serem testados para a possibilidade de dependência não linear. Um modelo autoregressivo de ordem k , $AR(k)$, é então estimado para remoção da linearidade da série dos retor-

hipótese nula de i.i.d. é mais evidente para valores de m maiores que 8. Para os demais casos, manteve-se m de 2 a 8 uma vez que para valores maiores os resultados se mantinham os mesmos.

Figura 3

p-valores do teste de autocorrelação de Ljung-Box para as séries dos retornos do IBovespa nos períodos anterior e posterior a automatização da bolsa.

Tabela 6

<i>m</i>	δ	estatística	<i>p</i> -valor	δ	estatística	<i>p</i> -valor	δ	estatística	<i>p</i> -valor
2	0,5	1,6648	0,0960	1,5	3,8062	0,0001	2	4,8167	0,0000
3	0,5	3,9271	0,0001	1,5	5,7218	0,0000	2	6,4280	0,0000
4	0,5	5,5577	0,0000	1,5	6,6626	0,0000	2	7,1690	0,0000
5	0,5	6,7233	0,0000	1,5	7,6661	0,0000	2	8,0463	0,0000
6	0,5	7,6559	0,0000	1,5	8,6297	0,0000	2	8,7082	0,0000
7	0,5	9,1773	0,0000	1,5	9,4485	0,0000	2	9,2768	0,0000
8	0,5	11,7133	0,0000	1,5	11,0377	0,0000	2	9,5633	0,0000

Estatísticas do teste BDS para os resíduos de um modelo AR(1) para os retornos do IBovespa no período posterior a automatização da B3.

nos do IBovespa após a automatização. Tal procedimento não é realizado para a série dos retornos antes da automatização visto que o teste BDS já indica a rejeição da hipótese i.i.d., e como os retornos não são significativamente correlacionados serialmente, a rejeição do teste indica a presença de dependências não lineares. A identificação do modelo AR (k) é realizada de acordo com o critério de informação BIC, que indicou a parametrização $k = 1$ para a série dos retornos do IBovespa após a automatização³.

Para confirmar a presença de dependências não lineares, o teste BDS é aplicado para a série dos resíduos de um modelo AR(1) para os retornos do IBovespa após a automatização da Bolsa. A tabela 6 apresenta as estatísticas do teste BDS, que indicam a rejeição da hipótese i.i.d., o que confirma a existência de dependências não lineares na série.

Os retornos ao quadrado mensuram o segundo momento das séries e, portanto, a evidência de autocorrelação significativa indica heterocedasticidade condicional. A Figura 4 apresenta a função de autocorrelação para o quadrado dos retornos do IBovespa antes e após a automatização da B3. Pode-se perceber que a evidência de dependência não linear é maior no período após a implementação do sistema totalmente eletrônico de pregão.

Dado que a não estacionariedade e linearidade não podem ser assumidas como as causas da rejeição da hipótese de retornos i.i.d., os resultados sugerem que tal rejeição pode ser derivada de dependências não lineares nas

³O teste de Ljung-Box foi aplicado para a série dos resíduos do modelo AR(1) estimado para os retornos do IBovespa após a automação e indicou a ausência de autocorrelação significativa.

Figura 4

Função de autocorrelação (FAC) dos retornos ao quadrado do Ibovespa antes e depois da automatização da B3.

séries dos retornos. Portanto, modelos de variância condicional, como os modelos GARCH e TARCH, foram estimados para as séries dos retornos do Ibovespa nos períodos anterior e posterior a automatização da Bolsa. Os experimentos, com base no critério de informação Bayesiano (BIC), indicaram os modelos GARCH(1,1) e AR(1)-TARCH(1,1) para as séries dos retornos do Ibovespa no período anterior e posterior a automatização da Bolsa, respectivamente. A tabela 7 apresenta as estimativas dos modelos de variância condicional em que os erros seguem uma distribuição *t-Student*. Os coeficientes das equações da variância condicional se mostraram significativos em ambos os períodos analisados, o que implica na evidência dos efeitos da heterocedasticidade condicional. A presença de assimetria de volatilidade foi verificada para o período posterior a automatização da B3. A persistência da volatilidade, mensurada por $(\alpha_1 + \theta)$ no modelo GARCH e $(\alpha_1 + \frac{\gamma}{2} + \theta)$ no modelo TARCH, indica um maior grau de persistência de longo prazo no período anterior a automatização da Bolsa e, portanto, uma memória longa maior para o processo de volatilidade. Por fim, os resultados da meia-vida, definida por $\log(0,5)/\log(\alpha_1 + \theta)$ no modelo GARCH e $\log(0,5)/\log(\alpha_1 + \gamma/2 + \theta_1)$ no modelo TARCH, indicam que o tempo esperado para que um choque na volatilidade tenha seu impacto reduzido em 50% é de aproximadamente 25 dias para o Ibovespa no período anterior a automatização da Bolsa, e de aproximadamente 8 dias quando as negociações são realizadas apenas por meio do pregão eletrônico.

Para verificar se os modelos de variância condicional foram capazes de captar as estruturas não lineares presentes nas séries, o teste BSD é empregado nas respectivas séries dos resíduos dos modelos de variância condicional estimados⁴. A rejeição da hipótese i.i.d. neste caso implica que a heterocedasticidade condicional não é responsável por toda a não linearidade dos retornos. As tabelas 8 e 9 apresentam as estatísticas do teste BDS para os resíduos dos modelos de variância condicional estimados para as séries dos retornos do Ibovespa nos períodos antes e depois da automatização da B3, respectivamente. Os resultados indicam a não rejeição da hipótese de i.i.d. a um nível de significância de 1%, o que confirma que os modelos de variância condicional foram capazes de capturar toda a não linearidade das séries dos retornos em ambos os períodos e que a heterocedasticidade condicional é a causa da estrutura não linear observada.

Alternativamente, para avaliar as alterações no padrão da volatilidade condicional dos retornos do IBo-

⁴O trabalho de Brooks e Heravi (1999) indica que a distribuição assintótica da estatística do teste BDS sofre distorções quando são utilizadas as séries os resíduos de modelos de volatilidade da família GARCH para testar a hipótese i.i.d., sobretudo quando os parâmetros do teste BDS são tais que $\delta = 2$ e $m \geq 5$, uma vez que grande parte dos trabalhos empíricos consideram $\delta = 0,5$ e $m \leq 5$. Os autores inclusive sugerem a realização do teste BDS para diferentes valores desses parâmetros. Como os resultados das tabelas 8 e 9 são consistes para diferentes parametrizações de m , não há evidências acerca da adequação dos p -valores observados.

Tabela 7

coeficiente	antes da automatização GARCH(1,1)		depois da automatização TARCH(1,1)	
	estimativa	<i>p</i> -valor	estimativa	<i>p</i> -valor
β_0	0,0020	0,0006	0,00052	0,3881
β_1	—	—	−0,0161	0,0928
α_0	6,70E−06	0,1404	0,0003	0,0000
α_1	0,0337	0,0220	−0,0362	0,0858
γ	—	—	0,2670	0,0000
θ	0,9399	0,0000	0,8194	0,0000
<i>g.l.</i>	33,7102	—	10,5043	—
persistência	0,9736	—	0,9163	—
meia-vida	25,9075	—	7,9297	—
R ²	−0,0004	—	−0,0001	—
erro padrão	0,01682	—	0,0188	—
AIC	−5,3696	—	−5,2964	—
BIC	−5,3388	—	−5,2653	—
DW	1,9361	—	2,1071	—
$\mathcal{L}$	2013,2630	—	1959,3921	—

Estimativas dos modelos GARCH(1,1) e AR(1)-TARCH(1,1) para a variância condicional dos retornos do IBovespa para os períodos anterior e posterior da automatização da B3, respectivamente. Nota: DW indica a estatística Durbin-Watson, *g.l.* os graus de liberdade e $\mathcal{L}$ o valor da função log de verossimilhança.

Tabela 8

<i>m</i>	δ	estatística	<i>p</i> -valor	δ	estatística	<i>p</i> -valor	δ	estatística	<i>p</i> -valor
2	0,5	−0,4336	0,6646	1,5	−0,8305	0,4062	2	0,4877	0,6257
3	0,5	−0,7145	0,4749	1,5	−0,9069	0,3644	2	0,2866	0,7744
4	0,5	−0,4119	0,6804	1,5	−0,0288	0,9770	2	1,2210	0,2221
5	0,5	−0,5906	0,5548	1,5	0,1194	0,9050	2	1,1014	0,2707
6	0,5	−0,0526	0,9581	1,5	0,7026	0,4823	2	0,1194	0,9050
7	0,5	−0,1077	0,9142	1,5	1,1231	0,2614	2	0,7026	0,4823
8	0,5	−0,4119	0,6804	1,5	1,5825	0,1135	2	1,1231	0,2614

Estatísticas do teste BDS para os resíduos de um modelo GARCH(1,1) para os retornos do IBovespa no período anterior a automatização da B3.

Tabela 9

<i>m</i>	δ	estatística	<i>p</i> -valor	δ	estatística	<i>p</i> -valor	δ	estatística	<i>p</i> -valor
2	0,5	−1,1208	0,2624	1,5	−1,0311	0,3025	2	−0,6746	0,4999
3	0,5	−1,3214	0,1864	1,5	−1,5821	0,1136	2	−1,4737	0,1406
4	0,5	−1,5212	0,1282	1,5	−1,3614	0,1734	2	−1,1993	0,2304
5	0,5	−1,4523	0,1464	1,5	−0,7936	0,4274	2	−0,7531	0,4514
6	0,5	−1,1890	0,2344	1,5	−0,4775	0,6330	2	−0,6203	0,5350
7	0,5	−0,5906	0,5548	1,5	−0,1453	0,8845	2	−0,3676	0,7132
8	0,5	−1,1721	0,2411	1,5	−0,0431	0,9656	2	−0,3525	0,7245

Estatísticas do teste BDS para os resíduos de um modelo AR(1)-TARCH(1,1) para os retornos do IBovespa no período posterior a automatização da B3.

Tabela 10

parâmetro	Regime $i = 1$		Regime $i = 2$	
	estimativa	p -valor	estimativa	p -valor
$\alpha_{i,0}$	0,0000	0,1134	0,0000	0,1112
$\alpha_{i,1}$	0,0145	0,1199	0,0907	0,2126
θ_i	0,9689	0,0000	0,8674	0,0000
g.l.	99,5249	0,0001	99,2381	0,0020

Estimativas de um modelo MRS-GARCH com dois regimes para a variância condicional dos retornos do IBovespa no período de outubro de 2002 a setembro de 2008.

vespa após a automatização da B3, estimou-se um modelo GARCH com mudanças de regime de Markov, MRS-GARCH. Para remover efeitos autoregressivos, a série dos retornos do IBovespa foi filtrada utilizando um modelo AR(1). Foram estimados modelos com até 5 regimes, distintas distribuições de probabilidade e, de acordo com o critério de informação BIC, selecionou-se uma parametrização com dois regimes e uma distribuição *t-Student*. As estimativas dos parâmetros do modelo MRS-GARCH com dois regimes para a série dos retornos do IBovespa são apresentadas na tabela 10, no período de outubro de 2002 a setembro de 2008, i.e. os períodos anterior e posterior a automatização. Os resultados mostram que, se o processo estiver no regime 1 (regime 2), o efeitos de choques no curto prazo, mensurado pelo parâmetro $\alpha_{1,1}$ ($\alpha_{2,1}$) sobre a volatilidade são menores (maiores), enquanto a persistência de curto prazo, representada pelo parâmetro θ_k , é maior no regime 1 do que no regime 2. Por fim, a persistência de longo prazo da volatilidade do IBovespa, dada pela soma ($\alpha_{k,1} + \theta_k$), é de 0,9834 para o regime 1 e de 0,9581 para o regime 2, o que indica uma menor persistência na volatilidade no regime 2 (tabela 10).

A matriz de transição associada ao modelo MRS-GARCH estimado é:

$$P = \begin{pmatrix} 0,9836 & 0,0096 \\ 0,0164 & 0,9904 \end{pmatrix}.$$

As probabilidades de estar em um regime e continuar neste, representadas por p_{11} e p_{22} , são de 0,9836 e 0,9904 respectivamente, ou seja, os estados seriam atratores. A Figura 5 apresenta a probabilidade suavizada dos regimes 1 e 2. Para o período anterior a automatização da B3, pode-se perceber uma maior ocorrência do regime 2, em aproximadamente 94% dos dias de negociação. No período posterior a automatização da Bolsa, não é possível verificar uma predominância de um dos regimes sobre o outro, no qual, nesse período, aproximadamente 50% das observações pertencem ao regime 1 e as demais ao regime 2. Portanto, pode-se notar que antes da automatização da B3, apenas um regime mostrava-se suficiente para descrever a volatilidade condicional do IBovespa, enquanto após a adoção de negociações totalmente eletrônicas, uma dinâmica mais complexa é observada, sendo a variância condicional melhor representada por uma mistura de distribuições condicionais, i.e. um modelo de volatilidade com dois regimes. Tais análises confirmam os resultados dos modelos GARCH a respeito da alteração do padrão da variância condicional do IBovespa após a automatização da Bolsa brasileira.

Figura 5

Probabilidade suavizada dos regimes 1 e 2 obtidas a partir de um modelo MSR-GARCH com 2 regimes para os retornos do IBovespa no período de outubro de 2002 a setembro de 2008.

5. Conclusão

Um dos principais impactos dos avanços na área de tecnologia de informação foi a reestruturação das principais Bolsas de Valores no mundo, que substituíram os sistemas viva voz de pregão por sistemas eletrônicos de negociação, fenômeno esse conhecido como processo de automatização das Bolsas. No Brasil, em 30 de setembro de 2005 realizou-se na B3 o último pregão viva voz e, a partir de então, a Bolsa passou a negociar seus títulos apenas por meio eletrônico. Um grande debate entre agentes de mercados e na literatura de finanças se intensificou a respeito das vantagens e desvantagens da adoção de sistemas eletrônicos de negociação. Este artigo avaliou o impacto da substituição do sistema viva voz pelo sistema de negociação eletrônico sobre a eficiência e a volatilidade condicional na B3. Com base nos retornos do IBovespa nos períodos anterior e posterior a automatização da Bolsa, a hipótese de passeio aleatório foi testada. As análises empíricas também consideraram as dependências não lineares dos retornos e a modelagem da volatilidade por meio de modelos de variância condicional da família GARCH. Os resultados mostraram que a hipótese de passeio aleatório para os retornos do IBovespa foi rejeitada antes e após a automatização da B3. As dependências lineares nos retornos são maiores no período depois da automatização. Além disso, nesse mesmo período, é observado um aumento na dependência não linear da série dos retornos do IBovespa. Foi verificado ainda que, após a introdução do sistema eletrônico de negociação, o padrão da volatilidade condicional é alterado. Trabalhos futuros incluem a avaliação dos impactos da automatização da Bolsa sobre aspectos da microestrutura de mercado da B3 utilizando dados intra-diários, assim como por meio da consideração de dados das principais ações negociadas na bolsa brasileira.

Referências

- Ahmed, A. D. (2016). Integration of financial markets, financial development and growth: Is Africa different?, *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money* **42**: 43–59.
- Aitken, M. J., Frino, A., Hill, A. M. e Jarneć, E. (2004). The impact of electronic trading on bid-ask spreads: Evidence from futures markets in Hong Kong, London, and Sydney, *Journal of Futures Markets* **24**(7): 675–696.

- Al-Khouri, R. e Al-Ghazawi, N. (2008). The effect of electronic trading on market volatility and liquidity in emerging markets: Evidence from Amman Stock Exchange, *Journal of Derivatives & Hedge Funds* **14**(3): 222–236.
- Alexeev, V. e Tapon, F. (2011). Testing weak form efficiency on the Toronto Stock Exchange, *Journal of Empirical Finance* **18**(4): 661–691.
- Amini, S., Gebka, B., Hudson, R. e Keasey, K. (2013). A review of the international literature on the short term predictability of stock prices conditional on large prior price changes: Microstructure, behavioral and risk related explanations, *International Review of Financial Analysis* **31**(26): 1–17.
- Asai, M. e Brugal, I. (2013). Forecasting volatility via stock return, range, trading volume and spillover effects: The case of Brazil, *North American Journal of Economics and Finance* **25**: 202–213.
- Assaf, A. (2006). The stochastic volatility in mean model and automation: Evidence from TSE, *Quarterly Review of Economics and Finance* **2**(46): 241–253.
- Baillie, R. T. e Bollerslev, T. (1989). The message in daily exchange rates: A conditional-variance tale, *Journal of Business and Economics Statistics* **7**: 297–305.
- Beelders, O. e Massey, J. (2002). *The relationship between spot and futures index contracts after the introductions of electronic trading on the Johannesburg Stock Exchange*, working paper, Emory University.
- Black, F. (1976). Studies of stock price volatility changes, in: *Proceedings of the 1976 Meeting of the Business and Economic Statistics Section, American Statistical Association*, Washington DC, 177–181.
- Blennerhassett, M. e Bowman, R. G. (1998). A change in market microstructure: The switch to electronic screen trading on the New Zealand stock exchange, *Journal of International Financial Markets* **8**: 261–276.
- Boamah, N. A. B. (2017). The dynamics of the relative global sector effects and contagion in emerging markets equity returns, *Research in International Business and Finance* **39**: 433–453.
- Bollerslev, T. (1986). Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity, *Journal of Econometrics* **31**: 307–327.
- Bounakri, S., Couharde, C. e Raymond, H. (2016). Effects of financial turmoil on financial integration and risk premia in emerging markets, *Journal of Empirical Finance* **3**: 120–138.
- Brock, W. A., Dechert, W. D. e Scheinkman, J. A. (1987). *A test for independence based on the correlation dimension*, working paper, University of Wisconsin-Madison Social Systems Research Institute.
- Brock, W. A., Hsieh, D. A. e LeBaron, B. (1991). *Nonlinear Dynamics, Chaos and Instability: Statistical Theory and Economic Evidence*, MIT Press, Massachusetts.
- Brooks, C. e Heravi, S. M. (1999). The effect of (mis-specified) GARCH filters on the finite sample distribution of the BDS test, *Computational Economics* **13**: 147–162.
- Campbell, J. Y., Grossman, S. J. e Jiang Wang, J. (1993). Trading volume and serial correlation in stock return, *Quarterly Journal of Economics* **108**: 905–939.
- Carvalho, A., Suen, A. S. e Gallo, F. (2016). *Market efficiency in Brazil: Some evidence from high-frequency data*, Central Bank of Brazil Working Paper No. 431.
- Cerra, V. e Saxena, S. C. (2015). Did output recover from the Asian crisis?, IMF Staff Papers No. 52, International Monetary Fund, Washington.

- Costa, R. L. e Vasconcelos, G. L. (2003). Long-range correlations and nonstationarity in the Brazilian stock market, *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications* **1-2**(329): 231–248.
- Davig, T. (2004). Regime-switching debt and taxation, *Journal of Monetary Economics* **51**: 837–859.
- Dickey, D. A. e Fuller, W. A. (1979). Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root, *Journal of the American Statistical Association* **366**(74): 427–431.
- Domowitz, I. (1990). The mechanisms of automated trading execution systems, *Journal of Financial Intermediation* **1**: 167–194.
- Domowitz, I. (1993). Automating the price discovery process: Some international comparisons and regulatory implications, *Journal of Financial Services Research* **6**(4): 305–326.
- Drew, J. H., Glen, A. G. e Leemis, L. M. (2000). Computing the cumulative distribution function of the Kolmogorov-Smirnov statistic, *Computational Statistics and Data Analysis* **34**(1): 1–15.
- Dutta, S., Essaddam, N., Kumar, V. e Saadi, S. (2015). How does electronic trading affect efficiency of stock market and conditional volatility? Evidence from Toronto Stock Exchange, *Research in International Business and Finance* **39**: 867–877.
- Fama, E. (1970). Efficient capital markets: A review of theory and empirical work, *Journal of Finance* **25**: 383–417.
- Freund, W. C., Larrain, M. e Pagano, M. S. (1997). Market efficiency before and after the introduction of electronic trading at the Toronto Stock Exchange, *Review of Financial Economics* **6**(1): 29–56.
- Freund, W. C. e Pagano, M. S. (2000). Market efficiency in specialist markets before and after automation, *The Financial Review* **35**(3): 79–104.
- Frino, A., McInish, T. e Toner, M. (1998). The liquidity of automated exchanges: New evidence from German bund futures, *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money* **8**: 225–242.
- Fung, J., Lien, D., Tse, Y. e Tse, Y. K. (2005). Effects of electronic trading on the Hang Seng index futures market, *International Review of Economics and Finance* **14**(4): 415–425.
- Gilbert, C. L. e Rijken, H. A. (2006). How is futures trading affected by the move to a computerized trading system? Lessons from the LIFFE FTSE 100 contract, *Journal of Business Finance & Accounting* **33**(7-8): 1267–1297.
- Grassberger, P. e Procaccia, I. (1983). Measuring the strangeness of strange attractors, *Physica* **9**: 189–208.
- Grossman, S. e Miller, M. (1986). The economic costs and benefits of the proposed one minute time bracketing regulation, *Journal of Futures Markets* **6**: 141–161.
- Grünbichler, A., Longstaff, F. A. e Schwartz, E. S. (1994). Electronic screen trading and the transmission of information: An empirical examination, *Journal of Financial Intermediation* **3**(2): 166–187.
- Hamilton, J. D. (1989). A new approach to the economic analysis with of non-stationary time series and the bussines cycle, *Econometrica* **57**: 357–380.
- Hamilton, J. D. (2005). *What's real about the business cycle?*
- Hamilton, J. D. e Susmel, R. (1994). Autoregressive conditional heterocedasticity and changes in regime, *Journal of Econometrics* **64**(1-2): 307–333.

- Harvey, A. C. (1993). *Time Series Models*, Harvest Wheatsheaf, Massachusetts.
- Hsieh, D. A. (1991). Chaos and nonlinear dynamics: Application to financial markets, *Journal of Finance* **46**: 1837–1877.
- Kim, C. J. e Nelson, C. R. (1999). *State-space models with regime switching: Classical and Gibbs-sampling approaches with applications*, MIT Press, New Jersey.
- Kwiatkowski, D., Phillips, P. C. B., Schmidt, P. e Shin, Y. (1992). Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root, *Journal of Econometrics* **54**(1-3): 159–178.
- Liao, H.-C., Lee, Y.-H. e Suen, Y.-B. (2008). Electronic trading system and returns volatility in the oil futures market, *Energy Economics* **30**: 2636–2644.
- Ljung, G. e Box, G. E. P. (1978). On a measure of lack of fit in time series models, *Biometrika* **65**(2): 297–303.
- Lo, A. W. e MacKinlay, A. C. (1990). An econometric analysis of non-synchronous trading, *Journal of Econometrics* **45**: 181–211.
- Maghyereh, A. (2005). Electronic trading and market efficiency in an emergent market: The case of the Jordanian capital market, *Emerging Markets Finance and Trade* **41**(4): 5–19.
- Massimb, M. N. e Phelps, B. D. (1994). Electronic trading, market structure and liquidity, *Financial Analysts Journal* **50**(1): 39–50.
- Miller, M. (1991). *Financial Innovation and Market Volatility*, Blackwell, Oxford.
- Montes, G. C. e Tiberto, B. P. (2012). Macroeconomic environment, country risk and stock market performance: Evidence for Brazil, *Economic Modelling* **29**(5): 1666–1678.
- Naidu, N. N. e Rozeff, M. S. (1994). Volume, volatility, liquidity and efficiency of the Singapore stock exchange before and after automation, *Pacific-Basin Finance Journal* **2**(1): 23–42.
- Orlowski, L. T. (2015). From pit to electronic trading: Impact on price volatility of U.S. treasury futures, *Review of Financial Economics* **25**: 3–9.
- Parkinson, M. (1980). The extreme value method for estimating the variance of the rate of return, *Journal of Business* **53**: 61–65.
- Perron, P. (2006). Dealing with Structural Breaks, In H. Hassani, T. C. Mills e K. Patterson (Eds.), *Palgrave Handbook of Econometrics* pp. 278–352.
- Pirrong, C. (1996). Market liquidity and depth on computerized trading systems: A comparison of DTB and LIFFE bond contracts, *Journal of Futures Markets* **16**: 519–543.
- Samuelson, P. A. (1965). Proof that properly anticipated prices fluctuate randomly, *Industrial Management Review* **6**: 41–49.
- Sensoy, A. e Tabak, B. M. (2016). Dynamic efficiency of stock markets and exchange rates, *International Review of Financial Analysis* **47**: 353–371.
- Tabak, B. M. e Guerra, S. M. (2007). Stock returns and volatility: The Brazilian case, *Economia Aplicada* **3**(11): 329–346.
- Venkataraman, K. (2001). Automated versus floor trading: An analysis of execution costs on the Paris and the New York exchanges, *Journal of Finance* **4**(56): 1445–1485.

- Vila, A. F. e Sandmann, G. (1996). *Floor trading versus electronic screen trading: An empirical analysis of market liquidity in the Nikkei stock index futures markets*, working paper, London School of Economics.
- Zakoian, J.-M. (1994). Threshold heteroskedasticity models, *Journal of Economic Dynamics and Control* **18**(5): 931–95.