

Uma Análise da Eficiência no Mercado Acionário Brasileiro

An Analysis on the Brazilian Stock Market Efficiency

Thiago Cyfer Goularte^a 

Rodrigo Lanna Franco da Silveira^b 

Resumo: O objetivo deste trabalho é investigar a existência de previsibilidade dos retornos de curto prazo no mercado de ações brasileiro entre 1995 e 2016. Avalia-se, ainda, a relação entre previsibilidade e variações da liquidez dos ativos, explorando-se, também, se o primeiro fator sofre influências de crises econômicas e do tamanho das empresas emissoras. Para isso, aplicam-se testes da hipótese de independência serial e análises de regressão. Conclui-se que inexistência de previsibilidade permeando toda a série de retornos, exceto para portfólios de empresas menores. Contudo, há ocorrência não aleatória de subperíodos em que essa previsibilidade existe. Essa ocorrência está relacionada à crise do *subprime*, mas não às flutuações da liquidez ou às recessões domésticas.

Palavras-chave: Eficiência de mercado. Previsibilidade. Liquidez. Crises.

Abstract: The purpose of this work is to investigate the existence of short-term return predictability in the Brazilian stock market between 1995 and 2016. The relationship between predictability and liquidity is also evaluated, in addition to exploring whether predictability is influenced by economic crises and companies' size. Using serial independence tests and regression analysis, results indicated that there is no predictability in the Brazilian stock market, except for portfolios of smaller companies. However, findings suggested a non-random occurrence of subperiods in which predictability exists, linked to the subprime crisis, but not to liquidity fluctuations nor domestic recessions.

Keywords: Market efficiency. Predictability. Liquidity. Crisis.

JEL Classification: G14.

1 Introdução

O debate acadêmico sobre a possibilidade de eficiência informacional do mercado acionário é um dos temas predominantes da área de finanças. Essa efi-

a Universidade de São Paulo (USP), Faculdade de Economia, Administração, Contabilidade e Atuária (FEA/SP), Departamento de Economia. São Paulo, São Paulo, Brasil.

b Universidade Estadual de Campinas (UNICAMP), Instituto de Economia (IE). Campinas, São Paulo, Brasil.

ciência pode ser definida como a propriedade dos preços de mercado dos ativos refletirem, na média, a melhor estimativa de seu valor fundamental.

O tema é relevante para reguladores que buscam formas de incentivar (ou desestimular) comportamentos benéficos (maléficos) ao desenvolvimento do mercado. O assunto também é importante para a comunidade acadêmica, considerando-se as divergências entre arcabouços teóricos a respeito da possibilidade de eficiência informacional do mercado acionário – com consequências para os modelos desenvolvidos e conclusões a respeito do comportamento do mercado. Ademais, essa temática é de interesse à comunidade de investidores. A eficiência informacional de mercado possui implicações na existência de padrões de comportamento dos retornos de títulos (LIM; BROOKS, 2011), influenciando as estratégias adotadas por esses agentes.

Nesse debate, a compilação de evidência a respeito da previsibilidade de retornos de ativos em curto prazo é importante, pois a inexistência de tal previsibilidade está associada à eficiência informacional do mercado. Essa associação é válida para diversos modelos econômicos – notadamente os coerentes com a hipótese de mercados eficientes (HME). Além disso, a evolução no tempo dessa propriedade e a análise de seus determinantes passaram a ganhar maior espaço na literatura (URQUHART; MCGROARTY, 2016; CHORDIA; ROLL; SUBRAHMANYAM, 2008, 2011; KIM; LIM; SHAMSUDDIN, 2011). Nesse sentido, a imprevisibilidade pode até ser compatível com a existência de subperíodos em que haja dependência serial dos retornos – desde que essas ocorrências sejam, em si, aleatórias.

Ademais, a identificação de fatores que influenciem a previsibilidade dos retornos pode auxiliar a explicar eventuais ineficiências do mercado. Aqui são estudados os seguintes fatores: liquidez dos ativos negociados, tamanho da empresa emissora do ativo e ocorrência de crises financeiras domésticas e internacionais.

A iliquidez de um ativo está diretamente associada ao custo de sua execução imediata (AMIHUD; MENDELSON, 1986) e, portanto, o risco de uma ação se tornar ilíquida está diretamente associado ao risco incorrido na sua aquisição (PASTOR; STAMBAUGH, 2003). Logo, a associação desse risco e o conteúdo informacional dos preços dos ativos é importante para a escolha de estratégias de investidores. A atuação de reguladores também pode influenciar a liquidez dos ativos negociados no mercado – tornando também para, esses agentes, essencial o entendimento dos efeitos da liquidez na eficiência informacional dos preços.

A análise da relação entre o tamanho das empresas emissoras de ações e as propriedades citadas da série de retornos é especialmente interessante ao mercado brasileiro por dois motivos. Primeiro, pela escassez desse tipo de análise para o período recente – apesar de, para o mercado internacional, haver ampla evidência de que portfólios de empresas menores são mais previsíveis (LO; MACKINLAY, 1988; GRIFFIN; KELLY; NARDARI, 2010). Segundo, a evidência empírica a respei-

to dessa relação pode indicar possíveis caminhos para a construção de modelos de precificação que levem em conta eventual heterogeneidade na eficiência informacional dos preços de diferentes ativos.

Nesse contexto, este artigo investiga empiricamente a existência de previsibilidade dos retornos de curto prazo no mercado de ações brasileiro entre 1995 e 2016. Quatro hipóteses a respeito do comportamento desse mercado são formuladas: a) inexistência de previsibilidade que permeie a série de retornos de curto prazo (semanais); b) a ocorrência de previsibilidade em determinados subperíodos não está relacionada às variações da liquidez dos ativos na série de tempo; c) essa mesma ocorrência não se relaciona com alterações no contexto econômico, como crises domésticas e internacionais; e d) não há variação nas inferências a respeito das alíneas a, b e c conforme o tamanho das empresas emissoras dos ativos. Empregam-se testes de hipótese de independência serial da série para verificar a hipótese da alínea a. As hipóteses das alíneas b e c são testadas por análises de regressão relacionando medidas da previsibilidade dos retornos, liquidez e *dummies* para períodos de crise. Por fim, comparam-se os resultados das alíneas a, b e c entre portfólios formados por tamanho para se verificar a alínea d.

Com essa abordagem, o presente artigo traz importantes inovações. Até onde é do conhecimento dos autores, este é o primeiro trabalho a analisar a relação entre liquidez, tamanho da empresa emissora e imprevisibilidade de retornos de curto prazo em um mercado emergente utilizando o resultado de testes em *rolling window* e análises de regressão. Embora haja trabalhos relacionando o efeito de crises econômicas com as variações na imprevisibilidade de retornos ao longo do tempo, esta pesquisa inova ao realizar tal análise para o mercado brasileiro, utilizando a metodologia explanada.

2 Revisão de Literatura

Esta seção apresenta uma revisão da literatura acerca do tema proposto, priorizando trabalhos que: a) realizem testes robustos, considerando séries que não sejam independentemente e identicamente distribuídas (IID); b) utilizem retornos com periodicidade semanal ou de menor frequência; c) testem múltiplos mercados, com foco em países emergentes.

A literatura internacional a respeito dos testes da previsibilidade de retornos de mercados acionários, abarcando a hipótese a é extensa. Em geral, observa-se que não há consenso a respeito de tal hipótese, nem mesmo no que se refere aos mercados emergentes. Ang e Weber (2018), por exemplo, empregam um teste de razão de variância para os retornos diários de um índice do mercado sul-coreano entre 2006 e 2015, encontrando resultados em desacordo com a hipótese a. Charles e Darné (2009a), por sua vez, utilizam testes de razão de variância para os re-

tornos diários de portfólios de quatro mercados latino-americanos (além do Brasil) entre 1993 e 2007, concluindo que ao menos três deles não confirmam a hipótese α . Charles e Darné (2009b) usam um método semelhante para concluir que o mercado chinês de ativos de classe A está de acordo com α , mas o de ativos de classe B não. Adicionalmente, Hoque, Kim e Pyun (2007) aplicam testes de razão de variância para retornos semanais de carteiras de mercado de oito mercados do leste asiático entre 1990 e 2004, concluindo que seis deles estão em desacordo com α . Lagoarde-Segot e Lucey (2008) utilizam o teste de razão de variância múltipla de Chow e Denning (1993) para retornos diários de índices de sete mercados do Oriente Médio e norte da África entre 1998 e 2004, estando os resultados de acordo com α para quatro deles. Por fim, Borges (2010) utiliza um método semelhante para avaliar mercados europeus, concluindo que dois deles estão em desacordo com α para o período 1993-2007.

Para o mercado brasileiro, estudos que contemplam amostra anterior à adoção do Plano Real, em 1994, apontam evidência em desacordo com α . Um exemplo disso é o trabalho de Torres, Bonomo e Fernandes (2002), que emprega testes de razão de variância e de McLeod-Li para uma amostra de retornos diários e semanais entre 1986 e 1998. Charles e Darné (2009a) e Grieb e Reyes (1999) obtêm resultados semelhantes, considerando os períodos 1993-2007 e 1989-1995, respectivamente. Por outro lado, trabalhos com período amostral posterior a 1994 estão de acordo com α – Ishikawa *et al.* (2016), Dourado e Tabak (2014), Sampaio (2013) e Ely (2011).

Quanto à hipótese b , relativa à inexistência de relação entre previsibilidade em subperíodos e liquidez dos ativos, Chordia, Roll e Subrahmanyam (2008) analisam a razão de variância de retornos intradiários da New York Stock Exchange (Nyse) em três períodos: o de *tick size*¹ de um oitavo de dólar – o menos líquido (1993-1997); o período intermediário de *tick size* de 1/16 de dólar (1997-2001); e o período de decimalização do *tick size* (2001-2002) – o mais líquido. Os autores comparam as razões de variância das janelas temporais, concluindo pela menor previsibilidade dos retornos no período de maior liquidez. Resultados semelhantes são encontrados usando-se amostras mais abrangentes da Nyse (CHUNG; HRAZDIL, 2010a) e da Nasdaq (CHUNG; HRAZDIL, 2010b). Chordia, Roll e Subrahmanyam (2011) e Chordia, Subrahmanyam e Tong (2014) também relacionam o aumento da liquidez com a queda da previsibilidade dos retornos da Nyse entre 1993 e 2008. Ademais, a evidência da influência da liquidez de ativos em sua precificação – mesmo que isso não signifique necessariamente aumento na eficiência

1 *Tick size* é o menor movimento de preço que pode ser representado por uma cotação. Exemplo: se o *tick size* é de um oitavo de dólar, o valor mínimo para enviar uma ordem de negociação com valor acima de US\$ 1 é de US\$ 1 1/8 (US\$ 1,125).

do mercado – já é observada em estudos anteriores para o mercado brasileiro (SATURNINO; LUCENA; SATURNINO, 2017).

Há também evidência de que a ocorrência de grandes crises financeiras e recessões é outro fator contextual que pode influenciar a previsibilidade de retornos – contrariando a hipótese *c* deste estudo. Lim, Brooks e Kim (2008) encontram evidência da existência dessa relação analisando o efeito da crise asiática dos anos 1990 nos mercados acionários dos Tigres Asiáticos. O estudo de Kim, Lim e Shamsuddin (2011) chega a conclusões semelhantes via análises de regressão para relacionar as crises do mercado americano com a previsibilidade dos retornos dos índices de seu mercado acionário em uma amostra que abrange a maior parte do século XX. Hill e Motegi (2019) apontam na mesma direção ao analisarem o efeito da Guerra do Iraque e da Grande Recessão nos mercados americano e britânico, mas não encontram relação entre crise e eficiência para os mercados chinês e japonês.

Por fim, a investigação a respeito da hipótese *d*, relativa ao efeito tamanho das empresas na previsibilidade dos retornos, é escassa para o mercado brasileiro. Porém, há ampla evidência em mercados internacionais de que portfólios de ações de empresas menores possuem maior previsibilidade de seus retornos. Em geral, essa hipótese é testada a partir de testes da imprevisibilidade de uma amostra de retornos em portfólios formados de acordo com o tamanho da empresa emissora. Exemplos de trabalhos, nesse sentido, são os de: Lo e Mackinlay (1988), que aplicam testes de razão de variância para a Nyse entre 1962 e 1985; Griffin, Kelly e Nardari (2010), que utilizam um método semelhante para analisar 28 mercados desenvolvidos e 28 emergentes entre 1994 e 2005. Para o mercado brasileiro, indica-se o estudo de Torres, Bonomo e Fernandes (2002), que encontra evidência de haver dependência linear de retornos semanais (mas não de diários) em portfólios com maior participação de empresas menores, em acordo com o apontado na literatura internacional.

3 Dados

A pesquisa utiliza dados de todas as ações negociadas na Brasil, Bolsa e Balcão (B3) entre janeiro de 1995 e dezembro de 2016. O período foi escolhido de forma a refletir o cenário após a estabilização de preços promovida pelo Plano Real. Além disso, com vista à formação de carteiras com diferentes formas de ponderação, foram coletados dados mensais de capitalização de mercado das empresas emissoras dessas ações. Todos os dados foram obtidos no sistema Economática®, sendo deflacionados pelo Índice Geral de Preços – Disponibilidade Interna (IGP-DI). Foram incluídas, mensalmente nas carteiras, empresas que satisfizeram os seguintes critérios:

(1) caso a empresa tenha ações ordinárias e preferenciais, apenas aquela com maior volume negociado no mês foi considerada; BDRs (*Brazilian Depositary Receipts*) foram desconsiderados da análise; (2) apresentar simultaneamente volume negociado maior do que zero e cotação de fechamento disponível na base de dados em cada uma das semanas do mês de análise²; (3) apresentar valor disponível de capitalização da empresa para o mês de junho anterior ao mês de análise³; (4) caso o mês de análise seja o primeiro em que uma ação possua dados válidos, esta ação foi retirada da análise – assim, ações que foram lançadas na B3 após janeiro/95 só foram selecionadas para a amostra no seu segundo mês de negociação.

Os critérios (1) e (2) seguem, de forma geral, os adotados por Torres, Bonomo e Fernandes (2002). Estes são necessários para evitar a influência de valores não-disponíveis nas medidas de dependência serial de retornos. O critério (3) se faz necessário para que os ativos possam ser classificados nas carteiras formadas de acordo com o tamanho da empresa. Por fim, o critério (4) evita distorções nos retornos de portfólios causadas pela entrada de um novo ativo ao longo do mês analisado⁴.

A partir da seleção dos ativos, foram formados dois portfólios de mercado. O portfólio *Value-Weighted* (VW) ponderou a participação dos ativos de acordo com a capitalização da empresa emissora no final do mês de junho anterior ao mês de análise. Já o portfólio *Equal-Weighted* (EW) considera em sua composição pesos iguais para todas as ações. Os ativos considerados na amostra foram também divididos em quintis de acordo com a capitalização de mercado da companhia, de modo a formar cinco portfólios ordenados pelo tamanho das empresas, sendo *Size1* a carteira formada pelas de tamanho menor e *Size5*, pelas de tamanho

2 Em semanas de mudança de mês, os indicadores de cada portfólio são calculados conforme o seguinte exemplo: tome a semana que começa no dia 25/02/2016 e termina em 02/03/2016. O retorno dos dias 25 a 29 é calculado para cada portfólio conforme sua definição a partir dos filtros para o mês de fevereiro. O retorno dos dias 1º e 2 de março, para cada portfólio, é calculado conforme sua definição a partir dos filtros para esse mês. A composição conjunta desses retornos calculados forma o retorno de cada carteira para a semana de 25/02/16 a 02/03/16. A semana é considerada parte do mês de análise em que possui maior quantidade de dias (no exemplo, em fevereiro, pois há cinco dias nesse mês).

3 O mês de junho é geralmente utilizado para aferir a capitalização de mercado das empresas por não ser período de ocorrência de anomalias identificadas na literatura – como efeito de janeiro e o *drift* do valor de mercado após anúncio dos resultados contábeis.

4 Um exemplo ilustra como esse tipo de distorção ocorreria. Suponha-se que um portfólio possua três ativos (i_1 , i_2 e i_3) em dezembro/2016, com peso igual para cada ativo na determinação da cotação média do portfólio. Considere-se, ainda, que o preço dos ativos (P) foi constante ao longo do mês, $P_{i1} = 1$, $P_{i2} = 2$ e $P_{i3} = 3$. Contudo, suponha-se que o IPO do ativo i_3 tenha ocorrido durante o mês, e ele só tenha passado a ser negociado a partir de 15/12/2016. Caso não seja aplicado o filtro (4), entre 14/12/2016 e 15/12/2016, o valor do portfólio passará de $1,5 \left((1 + 2) / 2 \right)$ para $2 \left((1 + 2 + 3) / 3 \right)$, mesmo sem ter havido nenhuma alteração na cotação dos ativos individualmente. Para evitar esse tipo de distorção, o filtro (4) se faz necessário.

maior.⁵ O peso de cada ativo nos portfólios formados por tamanho é igual, similarmente à ponderação da carteira EW.

4 Metodologia

Esta seção detalha a metodologia utilizada, e é dividida em quatro subseções. A primeira descreve os testes da hipótese nula de imprevisibilidade de retornos utilizados no presente estudo. A segunda detalha a construção das medidas relativas de previsibilidade de retornos. A terceira subseção indica as formas de mensuração de liquidez utilizadas, enquanto a quarta subseção descreve as equações e métodos econométricos utilizados nas análises de regressão realizadas.

4.1 Testes da Imprevisibilidade de Retornos

Os retornos semanais dos portfólios foram calculados em tempo contínuo (log-retornos), considerando-se que cada semana se inicia na quinta-feira anterior e se encerra na quarta-feira.⁶

Quanto à escolha da periodicidade semanal para o cálculo dos retornos, destaca-se que ainda representa o curto prazo e minimiza as dificuldades de inferência sobre a distribuição dos retornos de ativos que tenham frequência de negociação baixa. Como um dos objetivos deste estudo é relacionar propriedades dos retornos com a liquidez, é importante que os dados analisados tenham periodicidade mais extensa do que a diária, mas que ainda reflita retornos em curto prazo.

Dois testes da hipótese nula da imprevisibilidade de retornos foram aplicados às séries analisadas: teste de razão de variância automático com *wild bootstrapping* (WBAVR), proposto por Kim (2009), e teste de forma espectral generalizada (FEG), apresentado por Escanciano e Velasco (2006). A estatística WBAVR é uma modificação do teste de razão de variância de Lo e Mackinlay (1988), calculada conforme a equação (1):

$$WBAVR_{(q^*)} = \sqrt{T/q^*} [\widehat{VR}_{(q^*),T} - 1] / \sqrt{2} \quad (1)$$

$$VR_{(q^*),T} = \frac{Var(\sum_t^{t+q-1} r_t)}{q^* \cdot Var(r_t)} \quad (2)$$

5 A quantidade de ativos de cada carteira formada por tamanho variou entre 26, em janeiro de 1999 e de 2003, e 62, em junho de 2008, ou seja, as amostras são suficientemente grandes para não invalidar a inferência estatística.

6 A adoção dessa janela de tempo evita a influência de um possível efeito calendário no qual são observados maiores (menores) retornos na sexta-feira (segunda-feira) frente aos demais dias da semana (ELTON *et al.*, 2010; MALAQUIAS; MAMEDE, 2015).

em que q^* é um horizonte temporal ótimo (isto é, retorno de q semanas) escolhido a partir do método *data-driven* sugerido por Kim (2009), e T é o tamanho da amostra analisada. A distribuição da estatística de teste WBAVR é estimada por *wild bootstrapping*. Uma vantagem da utilização de WBAVR é que a estimação da razão de variância (VR) da série analisada é seu subproduto. VR pode indicar a direção de uma eventual autocorrelação: se for positiva, $VR_q > 1$; se negativa, $VR_q < 1$. A validade dessa afirmação se beneficia da propriedade de que, se os retornos não forem autocorrelacionados, a variância dos retornos de médio prazo deve ser q vezes maior do que a variância dos retornos de curto prazo (equação (2)),⁷ em que q é a quantidade de intervalos de tempo de curto prazo contidos no médio prazo (CAMPBELL; LO; MACKINLAY, 1997).

Já o FEG é uma generalização do teste espectral de Durlauf (1991), a partir da observação de que a imprevisibilidade de retornos implica que sua função espectral generalizada será igual a um em todas as frequências. Como a distribuição de FEG depende do processo gerador da série testada, Escanciano e Velasco (2006) propõem que ela também seja estimada por *wild bootstrapping*. Essa estatística é calculada conforme equação (3):

$$FEG = \sum_{l=1}^{T-1} \frac{(T-l)}{(l \cdot \pi)^2} \sum_{t=l+1}^T \sum_{s=l+1}^T \exp(-0,5(r_{t-l} - r_{s-l})) \quad (3)$$

A principal distinção dos testes está na sua hipótese nula: a do FEG é de que a série é serialmente (tanto linear quanto não linearmente) independente, enquanto a do WBAVR é de que a série é linearmente independente. Kim (2009) e Escanciano e Velasco (2006) demonstram que os testes possuem maior poder do que outras alternativas apresentadas na literatura para testar suas hipóteses nulas. Ademais, esses testes são robustos à presença de variações na distribuição condicional dos retornos – o que é importante dada a vasta evidência de heterocedasticidade condicional nesse tipo de série (CONT, 2001).⁸

7 Para a demonstração dessa proposição, ver Lo e Mackinlay (1988).

8 Realizaram-se testes preliminares para verificar se era plausível a hipótese das séries de retornos serem IID. Essa hipótese é mais restritiva do que a dos testes WBAVR e FEG, pois supõe que, além de serialmente independentes, os retornos são identicamente distribuídos. O teste Jarque-Bera rejeita a hipótese de os retornos terem distribuição normal para todos os portfólios analisados. Como amostras de uma série IID tendem assintoticamente a ter distribuição normal, esse resultado é indicio contrário à hipótese da série ser IID. Foram também aplicados os testes BDS (BROCK *et al.*, 1996) – para dimensões m com valores entre dois e cinco e σ = um desvio padrão – e de Ljung Box – para autocorrelação em até 10 lags. Os resultados corroboraram a proposição de que a série analisada não é IID. Esse resultado é coerente com a heterocedasticidade condicional das séries de retornos.

4.2 Medida Relativa da Previsibilidade dos Retornos

Como já citado, o conceito de eficiência informacional de forma fraca do mercado acionário costuma estar relacionado à propriedade de imprevisibilidade da série de retornos, nos modelos coerentes com a HME. Todavia, Campbell, Lo e Mackinlay (1997) propõem tomar a eficiência como um conceito relativo ao invés de absoluto e binário. Assim, ao invés de afirmar que um mercado é ou não eficiente, poder-se-ia afirmar que determinado mercado é mais ou menos eficiente do que outro, ou que um mercado se tornou mais ou menos eficiente ao longo do tempo. A partir dessa abordagem, é de interesse deste artigo verificar a evolução da previsibilidade dos retornos – e, assim, da eficiência informacional do mercado. Para isso, é necessária a utilização de uma medida relativa (e não binária) dessa propriedade da série. Seguindo abordagens empíricas com objetivos semelhantes, utilizou-se aqui o p -valor dos testes WBAVR e FEG como essa medida (LIM; LUO; KIM, 2013; DOURADO; TABAK, 2014; KIM; LIM; SHAMSUDDIN, 2011).

O p -valor de um teste pode ser interpretado como uma medida do grau em que os dados empíricos conformam para o padrão previsto pela hipótese nula do teste (GREENLAND *et al.*, 2016). Assim, maiores (menores) p -valores indicarão maior (menor) conformidade da série para o comportamento previsto pela hipótese nula, presumindo que as premissas dessa hipótese estejam corretas. Seguindo-se essa perspectiva, a evolução do p -valor no tempo será utilizada como variável na análise de regressão que testará se o nível relativo de previsibilidade dos retornos está relacionado com a liquidez do mercado. Essa abordagem para explicar as relações da previsibilidade com determinados aspectos do mercado tem se tornado mais comum em estudos recentes (URQUHART; MCGROARTY, 2016).

Foram, então, construídas séries de p -valores da seguinte maneira: definiu-se cada subperíodo X_t como uma janela de n semanas contida no período amostral do estudo. Calculou-se o p -valor do WBAVR e do FEG para cada janela X_t , de forma que $X_1 = \{1, 2, \dots, n\}$, $X_2 = \{2, 3, \dots, n + 1\}$, $X_3 = \{3, 4, \dots, n + 2\}$, etc., até que $t + n - 1 = T$, em que T é a quantidade de semanas disponível para toda a amostra (DOURADO; TABAK, 2014; KIM; LIM; SHAMSUDDIN, 2011). Apesar de não haver teoria estatística para a escolha de n (TIMMERMANN, 2008), Kim (2009) e Escanciano e Velasco (2006) demonstram, a partir de simulações de Monte Carlo, que o poder dos testes WBAVR e FEG pode ser baixo quando $n < 100$. Utilizando-se essa informação e o fato de 104 semanas serem equivalentes a dois anos, o que ajuda a dar um senso intuitivo para interpretação, definiu-se que $n = 104$.

Essa abordagem é nomeada, na literatura, de *rolling window*. Uma das vantagens da *rolling window* é a ampliação da quantidade de mensurações das estatísticas analisadas, possibilitando capturar mais precisamente as alterações das variáveis de interesse ao longo do tempo (LIM; BROOKS, 2011). As séries de p -valores

de WBAVR e de FEG calculadas em *rolling window* foram nomeadas de p_{WBAVR} e p_{FEG} , respectivamente.

4.3 Liquidez e sua Mensuração

Na literatura de *asset pricing*, o conceito de liquidez pode ser definido como a capacidade de negociar uma quantidade significativa de um ativo a um baixo custo rapidamente (HOLDEN; JACOBSEN; SUBRAHMANYAM, 2014; PASTOR; STAMBAUGH, 2003). Essa medida possui três dimensões: a) tempo: refere-se à rapidez com a qual se pode negociar o ativo em questão; b) custo de se transacionar o ativo no mercado; c) quantidade: relaciona-se ao fato de que, em um mercado (ou para um ativo) líquido, deve ser fácil negociar grandes quantidades dos ativos (HOLDEN; JACOBSEN; SUBRAHMANYAM, 2014).

Um conceito, que deriva da relação entre as dimensões custo e tempo, é o de custo de transação, que abrange a possibilidade de se transacionar rapidamente um ativo a baixo custo. Na prática, refere-se a custos atrelados a comissões, processamento de ordens de negociação ou à possível diferença entre as ofertas de compra e venda disponíveis no mercado (*bid-ask spread*), obrigando o agente a fazer a oferta de compra (venda) a um preço mais alto (baixo) do que o valor de mercado do ativo antes da transação (AMIHU; MENDELSON, 1986).

Neste estudo, considerou-se a medida de custo de transação proposta por Lesmond, Ogden e Trzcinka (1999), denominada ZEROS. Esse indicador se baseia na proporção de dias em que não tenha sido realizada nenhuma negociação do ativo analisado. A intuição é que, em situações em que o custo de transação for alto, o agente negociará o ativo apenas se o retorno esperado da negociação for alto suficiente para cobrir esse custo. Logo, uma alta proporção de dias sem negociação estará associada a altos custos de transação.

Como este estudo também avalia a relação entre iliquidez e dependência serial dos retornos ao longo do tempo, faz-se necessário que as medidas de liquidez sejam também calculadas em *rolling window*. O cálculo do indicador de custos de transação em *rolling window* ($RZEROS_{xt}$) para cada carteira de ativos c analisada é definido conforme a equação (4):

$$RZEROS_{xt,c} = \frac{1}{n} \sum_t^{t+n-1} ZEROS_{t,c} \quad (4)$$

$$ZEROS_{t,c} = \sum_{d=1}^D \frac{ZEROS_{d,c}}{D} \quad (5)$$

$$ZEROS_{d,c} = \sum_{i=1}^I w_{i,d} \cdot d0_{i,d} \quad (6)$$

$$d0_{i,d} = \begin{cases} 1, & \text{se o ativo } i \text{ não teve volume negociado no dia } d, \\ 0, & \text{caso contrário.} \end{cases} \quad (7)$$

A cada janela X_t , a medida de custos de transação foi calculada como a média aritmética móvel da medida de $ZEROS_t$ das t semanas que a compõem. $ZEROS_t$, por sua vez, é a média da medida de custos de transação diária ($ZEROS_d$) da carteira ao longo dos D dias de pregão da semana. O termo w da equação (6) é um ponderador da representatividade do ativo i na carteira, composta por I ativos. Para a carteira de mercado VW, $w_{i,d} = W_{i,d} / W_d$, em que $W_{i,d}$ é a capitalização de mercado do ativo i no fim do mês de junho anterior ao período analisado, e W_d é a capitalização total do portfólio no mesmo período. Para os demais portfólios, $w_{i,d} = 1/I_d$.

Outro importante conceito derivado da liquidez é o de impacto em preços (*price impact*). Refere-se à possibilidade de transacionar rapidamente grandes quantidades de um ativo, assim, incluindo as dimensões quantidade e tempo. Na prática, esse conceito se refere a quanto o mercado consegue absorver grandes ordens de compra (venda) (AMIHUUD, 2002; KYLE, 1985). O exemplo a seguir ilustra esta questão: se um agente deseja vender 100 unidades de um ativo i , e a melhor oferta disponível no mercado é de compra de 100 ou mais unidades a um preço de R\$ 5, o agente realizará a transação que deseja a esse preço. Se, por outro lado, a melhor oferta disponível de compra for de 50 unidades a R\$ 5, e a segunda maior oferta for de compra de 50 unidades a R\$ 4, o agente incorrerá em uma perda financeira com relação ao preço de mercado (R\$ 5) se vender as 100 unidades do ativo que deseja, além de causar um decréscimo subsequente no próprio preço de mercado do ativo.⁹ A alteração no preço gerada por essa operação, que se traduz em custo para o agente que vendeu o ativo, é o que se chama de impacto em preço. Esse conceito é mensurado pela medida de Amihud (2002), que é calculada em *rolling window*, conforme equação (8):

$$RAMIHUUD_{Xt,c} = \frac{1}{n} \sum_t^{t+n-1} AMIHUUD_{t,c} \quad (8)$$

9 Para simplificar, supõe-se, aqui, que R\$ 5 também seja o preço de mercado do ativo no momento imediatamente anterior ao da transação.

$$AMIHU_{t,c} = \sum_{d=1}^D \frac{AMIHU_{d,c}}{D} \quad (9)$$

$$AMIHU_{d,c} = \sum_{i=1}^I w_{i,d} \cdot \frac{|r_{i,d}|}{VOL_{i,d}} \quad (10)$$

A medida de impacto em preço parte da razão entre o retorno absoluto de cada ativo i que compõe a carteira ($|r_{i,d}|$) e seu volume financeiro negociado ($VOL_{i,d}$), ponderados por $w_{i,d}$ – este definido como na equação (6). Todas essas medidas foram calculadas para cada carteira de ativos c analisada. Dessa forma, a medida de Amihud pode ser interpretada como a resposta média do preço a R\$ 1 de volume negociado do ativo no período analisado (AMIHU, 2002).

O estudo de Goyenko, Holden e Trzcinka (2009) foi levado em conta na escolha das medidas apresentadas nesta seção. Os autores compararam indicadores propostos na literatura para dados de baixa frequência – isto é, que não são *intraday* – quanto à sua capacidade de explicar aspectos de liquidez medidos com dados de transações intradiárias. Concluiu-se que a medida de Amihud (2002) está entre as de melhor desempenho para medir o impacto em preço dentre as computacionalmente mais simples de serem aplicadas. Essa é ainda uma das poucas medidas analisadas pelos autores que não perde correlação com a liquidez intradiária no período mais recente.

Já quanto a ZEROS, apesar de Goyenko, Holden e Trzcinka (2009) apontarem que outras medidas de custos de transação podem ser mais eficientes de modo geral,¹⁰ quatro razões levam à sua adoção: a) o desempenho de ZEROS é satisfatório para representar, para portfólios em horizontes anuais, o *spread* realizado, uma medida intradiária de custos de transação; b) ZEROS está entre as medidas que não perde correlação com a liquidez intradiária no período mais recente; c) a facilidade computacional da mensuração; d) a mensuração ser possível independentemente da ocorrência de negociações, ao contrário do que ocorre com outras medidas concorrentes. Este último fator é importante para a análise de mercados emergentes, já que nestes o *nontrading* tende a ser particularmente expressivo (BEKAERT; HARVEY; LUNDBLAD, 2007).

10 Ou seja, considerando-se diferentes horizontes de tempo de comparação das medidas e diferentes *benchmarks* intradiários de custos de transação.

4.4 Análises de Regressão

Para se avançar na análise da previsibilidade dos retornos no mercado brasileiro e dos fatores que a influenciam, realizou-se a regressão da medida de previsibilidade de retornos (ver seção 4.2) contra as medidas de liquidez (ver seção 4.3), crises econômicas e variáveis macroeconômicas de controle. As crises econômicas são representadas por variáveis *dummy*, construídas a partir da definição dos períodos da crise do *subprime* e das recessões domésticas do NBER's Business Cycle Dating Committee (2017) e do Comitê de Datação de Ciclos Econômicos – Codace (2017), respectivamente. De acordo com essas fontes, o período da crise do *subprime* data de 01/12/2007 a 30/06/2009 e há seis recessões domésticas, com duração entre 2 e onze trimestres. Ambas as *dummies* de crise assumem valor unitário apenas em *rolling windows* que tenham ao menos metade de seus dias coincidindo com os períodos de crise.

As análises de regressão incluíram duas variáveis macroeconômicas de controle: inflação, representada pelo Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) e taxa de retorno livre de risco, medida pelo Sistema Especial de Liquidação e Custódia, taxa Selic, deflacionada pelo IPCA. Para cada janela X_t , o IPCA e a Selic deflacionada foram calculados, analogamente, à construção das demais séries em *rolling window*. Os valores resultantes foram anualizados. Essas séries calculadas em *rolling window* foram referidas como $RIPCA_{X_t}$ e $RSELICD_{X_t}$.

Essas variáveis foram escolhidas para controle por refletirem fundamentos econômicos que podem gerar padrões de previsibilidade dos retornos reais da seguinte forma: movimentos da inflação podem influenciar os retornos reais realizados no curto prazo, em especial se forem inesperados, variando quanto a inflação desconta do retorno nominal obtido para cálculo dos retornos reais; movimentos da taxa livre de risco afetam o custo de oportunidade de se investir em ativos de risco, como ações. A escolha dessas variáveis de controle segue a mesma linha de trabalhos recentes semelhantes (KIM; LIM; SHAMSUDDIN, 2011).

Por fim, foram aplicados os testes ADF e KPSS de raiz unitária em cada série incluída na análise de regressão – à exceção das *dummies* – para análise de sua estacionariedade. A aplicação dos testes indicou que *RAMIHUD*, *RZEROS* e *RSELLICD* não se mostraram estacionários, devendo ser tomados em primeira diferença para a análise de regressão. A regressão a ser estimada toma, então, a seguinte forma:

$$\hat{p}_{X_t, B, c} = \beta_0 + \beta_1 \Delta RAMIHUD_{X_t, c} + \beta_2 \Delta RZEROS_{X_t, c} + \beta_3 SUBPRIME_{X_t} + \beta_4 RECESSAO_{X_t} + \beta_5 RIPCA_{X_t} + \beta_6 \Delta RSELLICD_{X_t} + \varepsilon_{X_t} \quad (11)$$

em que B é elemento do conjunto de estatísticas de teste de independência serial de retornos ($\{WBAVR, FEG\}$), c é elemento do conjunto de portfólios analisados ($\{Size1, Size2, Size3, Size4, Size5, EW, VW\}$), X_t é elemento da série em *rolling window* e ε_{xt} é o resíduo da regressão. As estimativas foram feitas por mínimos quadrados ordinários (MQO). Como é comum que haja autocorrelação nos resíduos de regressões de séries construídas em *rolling window*, os erros padrões do teste t de significância de cada um dos coeficientes foram calculados pelo estimador robusto à heterocedasticidade e autocorrelação de erros até o 12º lag de Newey-West. Adicionalmente, para se testar a robustez dos resultados, também foram estimadas regressões excluindo o termo $\Delta RZEROS$ ou o termo $\Delta RAMIHUD$ – dado que ambos são medidas de liquidez. Assim, evitou-se que coeficientes estatisticamente nulos para algum dos parâmetros relacionados a esses fatores influenciassem na inferência a respeito da significância dos demais coeficientes estimados.

5 Análise de Resultados

Os resultados dos testes da imprevisibilidade de retornos e a estimativa de razão de variância (VR) aplicados a toda a amostra são reportados na Tabela 1. As hipóteses nulas dos testes WBAVR e FEG são rejeitadas a 5% apenas para a carteira *Size1*, que apresenta VR significativamente menor do que um. Em todos os outros casos, a hipótese α não é rejeitada, ou seja, não há evidência de previsibilidade de retornos de curto prazo que permeie todo o período analisado para as carteiras de mercado e de empresas maiores. Todavia, rejeita-se a hipótese d pelos testes indicarem existência de dependência da forma linear para o portfólio de empresas menores. Além disso, o valor de VR aponta que essa autocorrelação é negativa. Esta afirmação está em desacordo com trabalhos semelhantes para o mercado acionário brasileiro, como Torres, Bonomo e Fernandes (2002). Os autores analisam uma amostra entre 1986 e 1998, encontrando autocorrelação positiva de portfólios com maior peso para empresas menores. Analisando um período mais recente, no entanto, Ely (2011) aponta que a direção da autocorrelação pode variar bastante a depender da inclusão de empresas de certos setores na análise – a partir de amostra entre 1999 e 2008.

Frisa-se, ainda, que, como a rejeição da hipótese nula do teste FEG pode ser devida tanto à dependência serial linear quanto à não linear, os resultados não possibilitam inferir se há dependência serial não linear para o portfólio *Size1*. Pelo mesmo motivo, a rejeição da hipótese nula no teste WBAVR para a carteira *Size4* não pode ser considerada como evidência conclusiva da existência de previsibilidade de retornos para esse portfólio, pois a dependência serial de retornos deveria implicar rejeição da hipótese nula também no teste FEG, o que não ocorre para esse portfólio.

Tabela 1 – Estatísticas de teste de previsibilidade de retornos semanais para o período entre janeiro de 1995 e dezembro de 2016

Estatística	Size1	Size2	Size3	Size4	Size5	EW	VW
WBAVR	-2,14* [0,042]	-0,56 [0,514]	-0,66 [0,490]	3,00* [0,032]	-0,59 [0,630]	1,62 [0,126]	0,38 [0,662]
FEG	[0,020]*	[0,288]	[0,530]	[0,307]	[0,390]	[0,390]	[0,500]
	0,85	0,97	0,96	1,21	0,97	1,10	0,98

Fonte: Elaboração própria.
Nota: As hipóteses nulas são sempre de independência serial da série de retornos. Além do valor da estatística do teste, é reportado entre colchetes o *p*-valor de cada teste. A significância da estatística a 1% e a 5% é indicada por ** e *, respectivamente. A estatística VR estimada, que é igual à unidade sob a hipótese nula do teste WBAVR, também é reportada.

As Figuras 1 e 2 reportam as séries dos indicadores de liquidez dos portfólios. Observa-se um aumento da liquidez para todos os portfólios analisados entre o período inicial e o final – em especial a partir dos anos 2000. Isso está de acordo com o comportamento de outras variáveis associadas à liquidez, como o volume financeiro médio diário negociado na B3, que era de menos de R\$ 1 bilhão, antes de 2001, e passou a R\$ 7 bilhões em 2016 (B3, 2017). Além disso, os portfólios de empresas maiores são, em média, mais líquidos que os de empresas menores, o que é coerente com a evidência internacional (AMIHUD; MENDELSON, 1986).

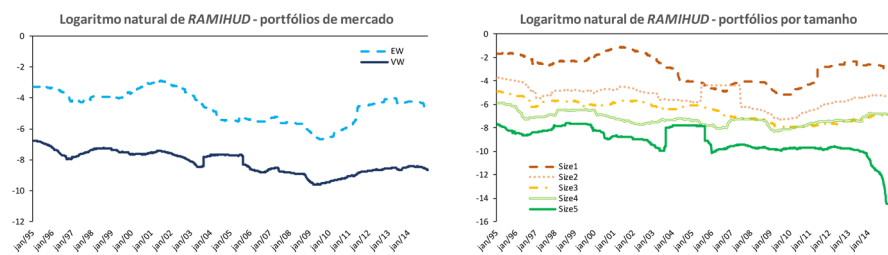


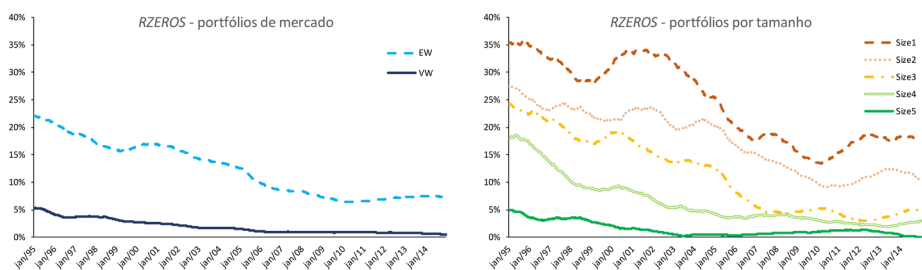
Figura 1 – Evolução de *RAMIHUD* em escala logarítmica

a) Portfólios de mercado

b) Portfólio por tamanho

Fonte: Elaboração própria.

Figura 2 – Evolução de indicador *RZEROS*



a) Portfólios de mercado

b) Portfólio por tamanho

Fonte: Elaboração própria.

Nota: As datas dos gráficos são as de início de cada *rolling window*.

Tabela 2 – Resultados da análise de regressão

Painel A: p_{WBAVR} como variável dependente							
Variável	Size1	Size2	Size3	Size4	Size5	EW	VW
$\Delta RAMIHU$	5,53 (1,76)	-93,75 (-1,99)*	-8,06 (-0,02)	-99,94 (-0,15)	-3165,2 (-2,27)*	-18,83 (-1,41)	902,40 (0,56)
$\Delta RZEROS$	74,68 (3,54)**	-53,96 (-1,66)	-63,17 (-1,65)	221,43 (5,73)**	99,90 (1,34)	90,93 (1,32)	252,73 (1,69)
$\Delta RSELICD$	40,44 (1,89)	-76,15 (-2,46)*	-46,28 (-1,71)	-31,40 (-1,28)	38,72 (2,07)*	-22,09 (-0,88)	19,11 (1,01)
$RIPCA$	-3,52 (-3,08)**	-7,07 (-4,54)**	0,08 (0,05)	0,10 (0,08)	-0,59 (-0,42)	-1,02 (-0,77)	-1,50 (-1,42)
$RECESSAO$	0,10 (1,75)	-0,08 (-1,11)	0,08 (0,49)	-0,21 (-3,46)**	0,12 (1,76)	-0,17 (-2,56)*	0,14 (2,04)*
$SUBPRIME$	0,11 (1,43)	-0,50 (-3,63)**	0,15 (0,86)	-0,45 (-9,11)**	0,19 (2,35)*	-0,45 (-7,51)**	-0,43 (-9,26)**
Constante	0,68 (7,09)**	0,97 (7,94)**	0,36 (3,06)**	0,50 (4,98)**	0,55 (4,61)**	0,52 (19,19)**	0,57 (6,48)**
R^2 ajustado (%)	19,98	34,58	5,51	27,28	9,75	18,54	26,00
Estatística F	44,35**	92,78**	11,13**	66,15**	19,77**	40,53**	62,01**
Painel B: p_{FEG} como variável dependente							
Variável	Size1	Size2	Size3	Size4	Size5	EW	VW
$\Delta RAMIHU$	5,13 (2,65)**	65,44 (1,87)	-210,24 (-0,68)	-60,59 (-0,16)	-483,37 (-0,36)	42,46 (3,52)**	127,11 (0,09)

Continua...

...Conclusão.

Painel B: p_{FEG} como variável dependente							
$\Delta RZEROS$	23,11 (1,48)	3,11 (0,16)	-24,90 (-1,09)	78,04 (2,13)*	0,77 (0,01)	103,19 (2,17)*	-52,44 (-0,57)
$\Delta RSELICD$	-3,22 (-0,22)	-31,63 (-2,39)*	-24,43 (-1,31)	-34,79 (-2,15)*	-24,14 (-1,62)	-14,81 (-0,87)	-48,60 (-3,77)**
$RIPCA$	-0,79 (-1,31)	-1,52 (-2,36)*	-1,71 (-2,17)**	-0,16 (-0,22)	0,10 (0,15)	-1,45 (-1,82)	-0,27 (-0,38)
$RECESSAO$	-0,04 (-1,10)	-0,09 (-1,96)	0,05 (1,41)	-0,10 (-2,10)*	-0,01 (-0,34)	-0,05 (-0,97)	-0,03 (-0,80)
$SUBPRIME$	-0,07 (-1,11)	-0,17 (-4,48)**	-0,01 (-0,08)	-0,21 (-5,37)**	-0,04 (-0,92)	-0,25 (-7,83)**	-0,30 (-9,45)**
Constante	0,49 (10,13)**	0,43 (8,73)**	0,43 (7,53)**	0,39 (6,62)**	0,41 (7,88)**	0,50 (8,25)**	0,45 (8,21)**
R^2 ajustado (%)	2,46	9,57	4,61	9,72	0,84	10,43	13,72
Estatística F	5,38**	19,39**	11,07**	19,70**	2,46*	21,23**	28,63**

Fonte: Elaboração própria.

Nota: A tabela reporta os resultados das regressões estimadas de acordo com a equação **11**. A variável dependente está discriminada no título de cada painel. Além dos coeficientes estimados, são reportadas, entre parênteses, as estatísticas t calculadas pelo estimador de Newey-West, robusto à heterocedasticidade e à autocorrelação dos erros até o 12º lag. A significância das estatísticas a 1% e a 5% é indicada por ** e *, respectivamente.

Para as carteiras de mercado, em nenhuma das estimações, os coeficientes das medidas associadas à iliquidez dos ativos foram significantes e negativos ao mesmo tempo. Isso indica que cenários de aumento de liquidez (menor valor das medidas de iliquidez) não estão linearmente relacionados a maior conformidade de um dado subperíodo às hipóteses nulas dos testes. Assim, a evidência indica que o aumento da liquidez em um subperíodo da amostra não torna menor a dependência serial da série de retornos. Em um dos casos (carteira EW para regressões de p_{FEG}), houve significância dos coeficientes das variáveis de liquidez, sendo a relação encontrada positiva, o que poderia indicar que maior liquidez estaria relacionada à maior previsibilidade de retornos. Para as carteiras de mercado VW, todavia, em nenhum dos casos os coeficientes de liquidez foram significativos. Assim, considerando-se o cenário geral das quatro regressões estimadas (com p -valores dos dois testes para as carteiras EW e VW), conclui-se que não há evidência forte de relação entre as *proxies* de liquidez e o nível de previsibilidade dos retornos na amostra analisada.

Essa evidência se assemelha as de estudos recentes aplicados a mercados emergentes. Lim e Brooks (2010), por exemplo, relacionam uma estatística basea-

da no teste de bicornelrelação com diversas variáveis explicativas (entre elas, *proxies* de liquidez) via análise de regressão. A análise é feita para retornos diários entre 1995 e 2005 de índices de ações de 50 países, sendo 27 emergentes. Os autores não encontram evidência de que a diferença de liquidez entre países influenciaria a previsibilidade de seus retornos. Hiremath e Narayan (2016) avaliam o mercado indiano entre 1991 e 2013, utilizando estatística baseada no expoente de Hurst para medir a previsibilidade de retornos. A conclusão dos autores está em linha com a do presente estudo.

Não obstante, há contraste dos resultados aqui obtidos com estudos que tratam de mercados desenvolvidos (CHORDIA; ROLL; SUBRAHMANYAM, 2008, 2011; CHORDIA; SUBRAHMANYAM; TONG, 2014; CHUNG; HRAZDIL, 2010a, 2010b). Alguns fatores, porém, possivelmente explicam a diferença dos resultados obtidos neste trabalho e nos citados. Além de focarem em mercados desenvolvidos, as pesquisas citadas possuem métodos distintos, em que se comparam indicadores de previsibilidade, a partir de dados *intraday*, antes e após uma quebra estrutural que promova o aumento de liquidez.

Por outro lado, a variável *subprime* é significativa (com coeficiente negativo) em todas as regressões de portfólios de mercado, havendo evidência forte de que nesse período exacerbou-se a previsibilidade dos retornos semanais. Isso indica que a variabilidade dos *p*-valores dos testes não é aleatória já que está relacionada a este momento de crise, sendo consistente com a evidência reportada na literatura. Kim, Lim e Shamsuddin (2011) constataam, via análise de regressão, a influência de diversas bolhas e crises na previsibilidade de retornos do mercado acionário americano desde o início do século XX. Os autores também fizeram uso do WBAVR e do FEG como medida da previsibilidade relativa dos retornos. Em complemento, Lim, Brooks e Kim (2008) mediram a previsibilidade de retornos a partir de um teste de bicornelrelação, encontrando influência da crise asiática de 1997 em diversos mercados dessa região.

Para a variável de recessões domésticas, houve significância no modelo com p_{WBAVR} como variável dependente. Contudo, o sinal dos coeficientes para as carteiras EW e VW são opostos, tornando a identificação da direção do efeito de recessões domésticas difícil de distinguir. Para o modelo p_{FEG} , o coeficiente se mostrou insignificante. Portanto, em geral, não se pode afirmar que as recessões domésticas influenciaram com direção bem definida a previsibilidade dos retornos de carteiras de mercado. A mesma afirmação vale para as variáveis macroeconômicas de controle, para as quais também não há relação significativa e com coeficiente com sinal comum nas regressões estimadas.

Para os portfólios formados de acordo com o tamanho de cada empresa, também há poucos padrões distinguíveis. Em seis das dez regressões estimadas, houve alguma medida de liquidez significativa – carteiras *Size1*, *Size2*, *Size4* e *Size5*

para p_{WBAVR} e carteiras *Size1* e *Size4* para p_{FEG} . Mesmo assim, em quatro dos casos, o coeficiente indica que alta liquidez diminui o p -valor do teste da hipótese nula de imprevisibilidade dos retornos. Ou seja, aumentos de liquidez estariam relacionados a maior previsibilidade de retornos nesse caso. Para os demais casos, no entanto, a relação seria oposta. Essa variação no sinal do efeito da liquidez parece fazer pouco sentido do ponto de vista teórico. Para as demais variáveis da regressão também não há padrão facilmente observável.

Interessa aqui observar em detalhe os resultados do portfólio *Size1*, dado que foi o único para o qual se rejeitou a hipótese α nos testes WBAVR e FEG. Em cada uma das regressões reportadas, uma das variáveis de liquidez foi significativa para explicar a variabilidade da variável dependente. Contudo, o coeficiente nesses casos foi sempre positivo, indicando que o aumento da liquidez poderia aumentar a previsibilidade de retornos, mais uma vez contradizendo a hipótese de que a falta de liquidez seria uma causadora da previsibilidade de retornos. Além dessas, apenas a inflação foi significativa, para o modelo com P_{WBAVR} como dependente. Nessa regressão, chegou-se ao entendimento de que cenários de maior inflação estariam relacionados à maior previsibilidade dos retornos, o que pode indicar algum descasamento sistemático entre os retornos de ativos de empresas menores e a inflação – dado que se considera retornos deflacionados como base para o presente estudo. Mesmo assim, como a mesma variável não foi significativa para a regressão de p_{FEG} , pode-se qualificar a evidência empírica de significância dessa variável na previsibilidade dos retornos de *Size1* como fraca. Conclui-se, assim, que não há evidência forte de que as variáveis estudadas (inclusive a liquidez) diminuem a previsibilidade dos retornos de portfólios de pequeno tamanho.

Vale observar que a robustez das conclusões apresentadas foi testada de diversas maneiras: a) estimaram-se modelos *probit*, tendo como variável dependente uma binária indicando a significância a 5% da rejeição da hipótese nula dos testes de imprevisibilidade; b) utilizaram-se diferentes valores de interações de *bootstrap* no cálculo dos p -valores utilizados como variável dependente das regressões (500 e 1000 interações para o WBAVR e 300 e 500 interações para o FEG); c) calculou-se o estimador de erros padrões de Newey-West robustos até o 24º *lag*, além das estimativas robustas até o 12º *lag* reportadas. O teste de α busca avaliar se as conclusões obtidas são robustas à especificação do modelo. Já o teste de b visa garantir que a existência de alguma aleatoriedade na determinação das variáveis dependentes das regressões, intrínseca ao fato de WBAVR e FEG se utilizarem de procedimento de *bootstrap*, não esteja afetando o resultado. Por fim, o teste de c garante que a significância encontrada das variáveis não está sendo afetada por autocorrelação dos erros de alta ordem. Os resultados obtidos corroboraram as evidências apresentadas.

6 Considerações Finais

O presente artigo buscou avançar nas análises sobre a hipótese de eficiência de mercado, considerando o mercado acionário brasileiro no período entre 1995 e 2016. Os resultados apontam que retornos de curto prazo foram imprevisíveis de maneira geral – à exceção do portfólio de ações de empresas menores. Neste caso, encontrou-se autocorrelação negativa persistente dos retornos, que não foi atenuada por aumentos na liquidez do portfólio. Apesar da imprevisibilidade encontrada para a maioria dos portfólios – quando se analisa o período amostral como um todo – houve ocorrência não aleatória de subperíodos de maior previsibilidade. Tais ocorrências não estiveram relacionadas às variações na liquidez dos ativos negociados no mercado, porém se apresentaram associadas às alterações no contexto econômico internacional, como a crise do *subprime*.

Em termos da eficiência de forma fraca do mercado acionário brasileiro, interpreta-se a imprevisibilidade de retornos como característica de um mercado eficiente – dado que esta é a implicação de, ao menos, grande parte dos modelos de acordo com a HME. Para esse arcabouço teórico, métodos de negociação baseados na análise técnica não seriam capazes de garantir retornos em excesso consistentemente ao longo do tempo. Dessa forma, pode-se afirmar que o mercado acionário brasileiro foi eficiente de modo geral no período recente, mas houve subperíodos relevantes de ineficiência. Essa afirmação está em desacordo com o proposto pelos modelos da HME nos moldes aqui colocados.

Modelos da corrente de finanças comportamentais (FC) muitas vezes implicam na existência de efeitos geradores de previsibilidade de retornos de curto prazo, como o *momentum*, *overreaction* e/ou *underreaction* de *noise traders* racionalmente limitados à informação no curto prazo (HONG; STEIN, 1999; DANIEL; HIRSHLEIFER; SUBRAHMANYAM, 1998; BARBERIS; SHLEIFER; VISHNY, 1998). Esses modelos, aplicados ao horizonte semanal,¹¹ podem até ser úteis para explicar a previsibilidade encontrada durante crises internacionais como a do *subprime* ou para ativos de empresas menores, mas estão em desacordo com o resultado geral do trabalho, em especial a conformidade da evidência com a validade da hipótese α . O grande desafio aqui é explicar a razão pela qual existem períodos relevantes em que não há previsibilidade de retornos e, outros em que essa previsibilidade ocorre.

A variação da previsibilidade de retornos não estar relacionada à liquidez dos ativos negociados é particularmente importante para modelos da Teoria de Microestrutura de Mercado (TMM), que em geral tomam a ausência de liquidez como um potencial causador de ineficiência do mercado (HASBROUCK, 1996).

11 Vale notar, todavia, que, em geral, esses modelos focam na existência de previsibilidade em horizontes mensais (ou de alguns meses). Testes semelhantes aos aqui realizados para esses horizontes seriam necessários para uma afirmação mais robusta

Os resultados deste trabalho não validam tal fato. Por outro lado, o único portfólio que apresentou previsibilidade de retornos permeando todo o período analisado foi o *Size1*, que também é o menos líquido, em média.¹² Poder-se-ia argumentar que isso é coerente com a visão de que, no *cross-section*, portfólios com menor liquidez estariam mais sujeitos à previsibilidade de retornos – e menor eficiência informacional dos preços. Todavia, mesmo para *Size1*, o aumento da liquidez não diminuiu a previsibilidade de retornos, o que enfraquece esse argumento.

É claro que incluir na regressão testada *proxies* de outros fatores comuns a modelos microestrutura, como a assimetria informacional dos agentes, seria desejável para tornar mais segura a afirmação de que a liquidez não influencia a previsibilidade de retornos, pois teoricamente variações nesses outros fatores poderiam estar mascarando eventual relação entre liquidez e previsibilidade na análise de regressão. Ainda assim, o resultado relativo à liquidez encontrado indica que esses outros fatores de microestrutura devem estar de alguma maneira relacionados com eventos como a crise do *subprime*.

Já modelos coerentes com a Hipótese de Mercados Adaptativos (HMA), proposta por Lo (2004, 2005), geralmente consideram a evolução das estratégias de sobrevivência dos agentes em resposta a alterações no contexto econômico, como crises financeiras. Em geral, os agentes possuem diferentes estratégias de *trading*, que podem ser revisadas a partir dos resultados passados, mas com limitação nas possibilidades de escolha de cada agente representando a limitação em sua racionalidade (ARTHUR *et al.*, 1997; LUX; MARCHESI, 2000). Essa variação nas estratégias pode ser causadora de variação na previsibilidade de retornos ao longo do tempo, tornando a evidência aqui encontrada coerente com modelos nos moldes citados da HMA.

Algumas ressalvas com relação aos resultados obtidos são importantes. A utilização do *p*-valor dos referidos testes não é a única medida relativa da previsibilidade da série de retornos possível de ser utilizada. Apesar dos testes da robustez dos resultados apresentados na seção anterior, outros métodos de determinação da variável dependente podem ser empregados, como estatísticas derivadas da correlação serial de retornos (ITO; SUGIYAMA, 2009), bem como outras possíveis medidas construídas a partir dos próprios *p*-valores aqui analisados. Ademais, outras variáveis explicativas, tais como *book-to-market* e *momentum*, podem ser incluídas no modelo, buscando-se uma melhor explicação do padrão dos retornos das empresas nacionais, como observado por Varga e Brito (2016) e Cakici, Fabozzi e Tan (2013). A expansão da análise de regressão aqui feita de forma a incluir medidas alternativas as aqui empregadas fica como sugestão para pesquisas futuras.

12 Avaliação feita a partir da média dos indicadores *AMIHUD_t* e *ZEROS_t* de todos os portfólios para todo o período amostral analisado.

Ressalta-se, ainda, que os resultados obtidos não podem confirmar a (in) validade de quaisquer dos arcabouços teóricos (HME, FC, TMM ou HMA) aqui analisados. O que se pode apontar são propriedades desejáveis de modelos que busquem explicar o comportamento das séries de retornos. Em especial, interessa entender que fatores podem indicar a ocorrência de subperíodos de previsibilidade de retornos distinguíveis *ex ante*, ou ao menos nos estágios iniciais da ocorrência de alteração disruptiva de contexto como a crise do *subprime*. Aqui, a heterogeneidade dos agentes, seja na formação de suas expectativas (CUJEAN; HASLER, 2017), seja na escolha de suas estratégias de *trading* (LUX; MARCHESI, 2000), parece o caminho promissor para se explicar as evidências empíricas aqui encontradas. Ao menos para o horizonte semanal, a liquidez parece ser fator de menor relevância para a existência de dependência serial dos retornos. Por fim, a previsibilidade de retornos de portfólios de empresas menores ainda constitui um desafio para os modelos dos diversos arcabouços teóricos analisados. Parece improvável que essa característica esteja relacionada apenas à baixa liquidez desses portfólios. O estudo de que fatores associados a portfólios de empresas menores podem ser causadores da persistente previsibilidade de seus retornos é tema sugerido para pesquisa futura.

Referências

- ANG, W. R.; WEBER, O. The market efficiency of socially responsible investment in Korea. *Journal of Global Responsibility*, v. 9, n. 1, p. 96-110, 2018.
- AMIHUD, Y. Illiquidity and stock returns: Cross-section and time-series effects. *Journal of Financial Markets*, v. 5, n. 1, p. 31-56, 2002.
- AMIHUD, Y.; MENDELSON, H. Asset pricing and the bid-ask spread. *Journal of Financial Economics*, v. 17, n. 2, p. 31-53, 1986.
- ARTHUR, W. B *et al.* Asset pricing under endogenous expectations in an artificial stock market. *SSRN Papers*, 1996. Disponível em: <https://ssrn.com/abstract=2252>. Acesso em: 15 ago. 2017.
- B3. Banco de Dados B3. 2017. Disponível em: <http://ri.bmfbovespa.com.br/>. Acesso em: 28 ago. 2017.
- BARBERIS, N.; SHLEIFER, A.; VISHNY, R. A model of investor sentiment. *Journal of Financial Economics*, v. 49, n. 3, p. 307-343, 1998.
- BEKAERT, G.; HARVEY, C.; LUNDBLAD, C. Liquidity and expected returns: lessons from emerging markets. *Review of Financial Studies*, v. 20, n. 6, p. 1783-1831, 2007.

BORGES, M. R. Efficient market hypothesis in European stock markets. *The European Journal of Finance*, v. 16, n. 7, p. 711-726, 2010.

CAKICI, N.; FABOZZI, F. J.; TAN, S. Size, value, and momentum in emerging market stock returns. *Emerging Markets Review*, v. 16, p. 46-65, 2013.

CAMPBELL, J. Y.; LO, A. W.; MACKINLAY, A. C. *The Econometrics of Financial Markets*. Princeton: Princeton University Press, 1997.

CHARLES, A.; DARNÉ, O. Variance-ratio tests of random walk: an overview. *Journal of Economic Surveys*, v. 23, n. 3, p. 503-527, 2009a.

CHARLES, A.; DARNÉ, O. The random walk hypothesis for Chinese stock markets: evidence from variance ratio tests. *Economic Systems*, v. 33, n. 2, p. 117-126, 2009b.

CHORDIA, T.; ROLL, R.; SUBRAHMANYAM, A. Liquidity and market efficiency. *Journal of Financial Economics*, v. 87, n. 2, p. 249-268, 2008.

CHORDIA, T.; ROLL, R.; SUBRAHMANYAM, A. Recent trends in trading activity and market quality. *Journal of Financial Economics*, v. 101, n. 2, p. 243-263, 2011.

CHORDIA, T.; SUBRAHMANYAM, A.; TONG, Q. Have capital market anomalies attenuated in the recent era of high liquidity and trading activity? *Journal of Accounting and Economics*, v. 58, n. 1, p. 41-58, 2014.

CHOW, K. V.; DENNING, K. C. A simple multiple variance ratio test. *Journal of Econometrics*, v. 58, n. 3, p. 385-401, 1993.

CHUNG, D.; HRAZDIL, K. Liquidity and market efficiency: a large sample study. *Journal of Banking and Finance*, v. 34, n. 10, p. 2346-2357, 2010a.

CHUNG, D.; HRAZDIL, K. Liquidity and market efficiency: analysis of NASDAQ firms. *Global Finance Journal*, v. 21, n. 3, pp. 262-274, 2010b.

CODACE. *Relatório do Comitê de Datação de Ciclos Econômicos*. 2017. Disponível em: <http://portalibre.fgv.br/main.jsp?lumChannelId=4028808126B9BC4C0126BEA1755C6C93>. Acesso em: 15 nov. 2017.

CONT, R. Empirical properties of asset returns: stylized facts and statistical issues. *Quantitative Finance*, v. 1, n. 2, p. 223-236, 2001.

CUJEAN, Julien; HASLER, Michael. Why does return predictability concentrate in bad times? *The Journal of Finance*, v. 72, n. 6, p. 2717-2758, 2016.

DANIEL, K.; HIRSHLEIFER, D.; SUBRAHMANYAM, A. Investor psychology and security market under- and overreactions. *The Journal of Finance*, v. 53, n. 6, p. 1839-1885, 1998.

DOURADO, G. A.; TABAK, B. M. Teste da hipótese de mercados adaptativos para o Brasil. *Revista Brasileira de Finanças*, v. 12, n. 4, p. 517-553, 2014.

DURLAUF, S. N. Spectral based testing of the martingale hypothesis. *Journal of Econometrics*, v. 50, n. 3, p. 355-376, 1991.

ELY, R. A. Returns predictability and stock market efficiency in Brazil. *Revista Brasileira de Finanças*, v. 9, n. 4, p. 571-584, 2011.

ESCANCIANO, J. C.; VELASCO, C. Generalized spectral tests for the martingales difference hypothesis. *Journal of Econometrics*, v. 134, n. 1, p. 151-185, 2006.

GOYENKO, R. Y.; HOLDEN, C. W.; TRZCINKA, C. A. Do liquidity measures liquidity? *Journal of Financial Economics*, v. 92, n. 2, p. 153-181, 2009.

GREENLAND, S. *et al.* Statistical tests, P values, confidence intervals, and power: A guide to misinterpretations. *European Journal of Epidemiology*, v. 31, n. 4, p. 337-350, 2016.

GRIEB, T. G.; REYES, M. Random walk tests for Latin American equity indexes and individual firms. *The Journal of Financial Research*, v. 22, n. 4, p. 371-383, 1999.

GRIFFIN, J. M.; KELLY, P. J.; NARDARI, F. Do market efficiency measures yield correct inferences? A comparison of developed and emerging markets. *The Review of Financial Studies*, v. 23, n. 8, p. 3225-3277, 2010.

HASBROUCK, J. Modeling market microstructure time series. *NYU Working Paper*, n. FIN-95-024, 1996. Disponível em: <https://ssrn.com/abstract=1298338>. Acesso em: 14 jul. 2017.

HILL, J. B.; MOTEGI, K. Testing the white noise hypothesis of stock returns. *Economic Modeling*, v. 76, p. 231-242, 2019.

HIREMATH, G. S.; NARAYAN, S. Testing the adaptive market hypothesis and its determinants for the Indian stock markets. *Finance Research Letters*, v. 19, p. 173-180. 2016.

HOLDEN, C. W.; JACOBSEN, S.; SUBRAHMANYAM, A. The empirical analysis of liquidity. *Foundations and Trends in Finance*, v. 8, n. 4, p. 263-365, 2014.

HONG, H.; STEIN, J. C. A unified theory of underreaction, momentum trading and overreaction in asset markets. *The Journal of Finance*, v. 54, n. 6, p. 2143-2184, 1999.

HOQUE, H. A.; KIM, J. H.; PYUN, C. S. A comparison of variance ratio tests of random walk: A case of Asian emerging stock markets. *International Review of Economics and Finance*, v. 16, n. 4, p. 488-502, 2007.

ISHIKAWA, G. *et al.* H. Caminho aleatório do Índice Bovespa: Evidências do período de 1986 a 2004. *Revista da FAE*, v. 10, n. 2, p. 89-98, 2016.

ITO, M.; SUGIYAMA, S. Measuring the degree of time-varying market inefficiency. *Economic Letters*, v. 103, n. 1, p. 62-64, 2009.

KIM, J. H. Automatic Variance Ratio Test Under Conditional Heteroskedasticity. *Finance Research Letters*, v. 6, n. 3, p. 179-185, 2009.

KIM, J. H.; LIM, K.-P.; SHAMSUDDIN, A. Stock return predictability and the adaptive market hypothesis: evidence from century-long US data. *Journal of Empirical Finance*, v. 18, n. 5, p. 868-879, 2011.

KYLE, A. S. Continuous auctions and insider trading. *Econometrica*, v. 53, n. 6, p. 1315-1335, 1985.

LAGOARDE-SEGOT, T.; LUCEY, B. M. Efficiency in emerging markets: evidence from the MENA region. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, v. 18, n. 1, p. 94-105, 2008.

LESMOND, D.; OGDEN, J.; TRZCINKA, C. A new estimate of transaction costs. *Review of Financial Studies*, v. 12, n. 5, pp. 1113-1141, 1999.

LIM, K.-P.; BROOKS, R. D. Why do emerging stock markets experience more persistent price deviations from a random walk over time? A country-level analysis. *Macroeconomic Dynamics*, v. 15, n. S1, p. 3-41, 2010.

LIM, K.-P.; BROOKS, R. D. The evolution of market efficiency over time: a survey of the empirical literature. *Journal of Economic Surveys*, v. 25, n. 1, p. 69-108, 2011.

LIM, K.-P.; BROOKS, R. D.; KIM, J. H. Financial crisis and stock market efficiency: Empirical evidence from Asian countries. *International Review of Financial Analysis*, v. 17, n. 3, p. 571-591, 2008.

LIM, K.-P.; LUO, W.; KIM, J. H. Are US stock index returns predictable? Evidence from automatic autocorrelation-based tests. *Applied Economics*, v. 45, n. 8, p. 953-962, 2013.

LO, A. W. The adaptive market hypothesis. *The Journal of Portfolio Management*, v. 30, n. 5, p. 15-29, 2004.

LO, A. W. Reconciling efficient market hypothesis with behavioral finance: the adaptive markets hypothesis. *Journal of Financial & Quantitative Analysis*, v. 39, p. 142-184, 2005.

LO, A. W.; MACKINLAY, A. C. Stock market prices do not follow random walks: Evidence from a simple specification test. *The Review of Financial Studies*, v. 1, p. 41-66, 1988.

LUX, T.; MARCHESI, M. Volatility clustering in financial markets: a microsimulation of interacting agents. *International Journal of Theoretical and Applied Finance*, v. 3, n. 4, p. 675-702, 2000.

NBER Business Cycle Dating Committee. *US Business Cycle Expansions and Contractions*. 2017. Disponível em: <http://www.nber.org/cycles/cyclesmain.html>. Acesso em: 9 ago. 2017.

PASTOR, L.; STAMBAUGH, R. Liquidity risk and expected stock returns. *Journal of Political Economy*, v. 111, n.3, pp. 642-685, 2003.

SAMPAIO, A. V. Teste de passeio aleatório no mercado financeiro brasileiro entre 2000-2010. *Revista Brasileira de Economia de Empresas*, v. 12, n. 1, p. 21-43, 2013.

SATURNINO, O; LUCENA, P; SATURNINO, V. Liquidez e valor no mercado de ações brasileiro: modelo de cinco fatores. *Revista Eletrônica de Administração*, v. 23, n. 2, p. 191-224, 2017.

TIMMERMANN, A. Elusive Return Predictability. *International Journal of Forecasting*, v. 24, n. 1, p. 1-18, 2008.

TORRES, R.; BONOMO, M.; FERNANDES, C. A aleatoriedade do passeio na Bovespa: Testando a eficiência do mercado acionário brasileiro. *Revista Brasileira de Economia*, v. 56, n. 2, p. 199-247, 2002.

URQUHART, A.; MCGROARTY, F. Are stock markets really efficient? Evidence of the adaptive markets hypothesis. *International Review of Financial Analysis*, v. 47, p. 39-49, 2016.

VARGA, G.; BRITO, R. D. The cross-section of expected stock returns in Brazil. *Revista Brasileira de Finanças*, v. 14, n. 2, p. 151-188, 2016.

Recebido em: 08/05/2019.

Aceito em: 17/10/2019.



Este é um artigo de acesso aberto distribuído sob os termos da Creative Commons Attribution CC-BY 4.0, que permite uso irrestrito, distribuição e reprodução em qualquer meio, desde que o trabalho original seja devidamente citado.