

LIQUIDEZ E EFICIÊNCIA: EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS NO MERCADO DE AÇÕES BRASILEIRO

Resumo

O presente estudo avaliou o impacto da evolução da liquidez na forma fraca de eficiência do mercado acionário brasileiro no período 1995-2016. Esta análise indicou que há relação positiva entre a liquidez e eficiência para os portfólios que: (i) são bem diversificados; ou (ii) envolvem os ativos mais líquidos e de empresas de maior tamanho. Para ações de empresas menores, contudo, não observou-se relação entre liquidez e eficiência, além da hipótese de eficiência ter sido rejeitada, contrariamente ao previsto pela Hipótese de Mercados Eficientes. Esta evidência conforma com a interpretação da liquidez como sinal do *investor sentiment* do mercado.

Palavras-chave: mercado de ações, liquidez, eficiência de mercado.

Abstract

This study evaluated the impact of liquidity on the weak-form efficiency of the Brazilian stock market during the 1995-2016 period. A positive relationship between liquidity and efficiency was found for portfolios that: (i) are well-diversified; (ii) are composed by the most liquid or largest issuers stocks. For smaller companies, however, no evidence was found of that relationship, and the hypothesis of market efficiency was rejected for the portfolios of these assets, contrary to the Efficient Market Hypothesis prediction. This evidence is in agreement with the interpretation of liquidity as a sign of investor sentiment defended by Behavioral Finance theorists.

Keywords: stock market, liquidity, market efficiency.

1. INTRODUÇÃO

Desde a teoria da Preferência pela Liquidez de Keynes (1936), a importância da liquidez para a precificação de ativos passou a assumir papel mais relevante na análise da dinâmica de diferentes mercados. Contudo, apenas décadas depois, tal análise se voltou aos mercados de capitais, sendo o trabalho de Amihud e Mendelson (1986) uma das referências no tema. Desde então, uma significativa quantidade de estudos sobre a liquidez no mercado de capitais surgiu, tratando geralmente tal conceito como a capacidade de negociar grandes quantidades de um ativo rapidamente, com baixo custo e sem interferência nos preços (Pastor e Stambaugh, 2003).

Diversos estudos na área de finanças, focados em *asset pricing*, têm explorado os efeitos da liquidez na dinâmica de precificação dos ativos negociados nos mercados de capitais. Diante de uma situação de falta de liquidez, os retornos esperados e realizados dos ativos seriam influenciados, já que existiria um custo associado à sua execução imediata (de compra ou venda). Pesquisas empíricas têm apontado para a existência de um prêmio pela iliquidez tanto em mercados de capitais desenvolvidos (Amihud e Mendelson, 1986; Datar *et al*, 1998; Pastor e Stambaugh, 2003) quanto emergentes (Bekaert *et al*, 2007), incluindo o mercado brasileiro (Machado e Medeiros, 2011 e 2012). Desta forma, o argumento da inseparabilidade dos custos de liquidez de outros fatores explicativos da precificação dos ativos tem obtido evidência (Jacoby *et al*, 2000).

A relação da liquidez com outras características dos ativos também tem sido avaliada. Um caso notório é a análise da relação entre a liquidez de uma ação e o tamanho da firma emissora, identificando que, de modo geral, ações de empresas maiores são mais líquidas (Amihud, 2002; Pastor e Stambaugh, 2003; Machado e Medeiros, 2011 e 2012). Pesquisas ainda apontam para indícios de que as variações da liquidez e dos retornos de ações de empresas menores são mais sensíveis a mudanças na liquidez do mercado (Pastor e Stambaugh, 2003; Machado e Medeiros, 2011). Coloca-se, então, a importância do fator de co-movimento da liquidez de diversas ações de um mesmo mercado. Chordia *et al* (2000), por exemplo, tiveram evidências de que, ao longo do tempo, a liquidez do mercado como um todo e da indústria de atuação de uma determinada firma influencia a liquidez do título, mesmo que não haja alteração aparente nos fundamentos específicos da empresa.

Outro aspecto que vem sendo explorado pela literatura tem base na influência da liquidez na eficiência dos mercados. De um lado, com base na Hipótese de Mercados Eficientes (HME), diversos autores apontam que um aumento da liquidez dos ativos eleva as possibilidades de arbitragem, resultando numa maior eficiência dos mercados (Chordia *et al*, 2014; Chordia *et al*, 2008; Lucena e Figueiredo, 2004). Por outro lado, pesquisas que utilizam as Finanças Comportamentais (FC) como referencial teórico questionam a relação positiva entre liquidez e eficiência. Além da existência de limitações existentes no processo de arbitragem que desestimulariam a atuação dos arbitradores (Shleifer e Vishny, 1997, *apud* Chordia *et al*, 2014), vieses de cognição dos agentes poderiam levar a uma menor eficiência de mercado diante de um aumento da liquidez (Shleifer, 2000; Baker e Stein, 2004).

Neste contexto, o presente artigo tem o objetivo de avaliar a evolução da liquidez no mercado de ações da Bolsa de Valores, Mercadorias e Futuros (BM&FBOVESPA) no período 1995-2016, observando o seu impacto sobre a eficiência de mercado. Busca-se também verificar se a relação entre liquidez e eficiência no período permeia as ações listadas independentemente do tamanho da empresa emissora. Tal análise contribui para o debate a respeito dos efeitos da variação da liquidez ao longo do tempo na eficiência do mercado, sobre o qual há dissenso. A escassez de análises empíricas deste tipo para o mercado brasileiro na literatura amplia ainda a importância da proposta deste estudo.

Adicionalmente, análises empíricas de mercados emergentes proporcionam oportunidade ímpar para o entendimento da relação entre variação da liquidez e eficiência, já que efeitos da liquidez no mercado devem ser mais claramente observáveis em momentos de grande variabilidade, que ocorrem mais frequentemente nestes mercados (Bekaert *et al*, 2007).

De forma a atingir o objetivo proposto, o artigo está organizado em quatro seções, além desta introdução. Na primeira, realiza-se uma revisão de literatura acerca dos trabalhos que tratam de questões associadas à liquidez nos mercados de capitais, especialmente relacionadas à precificação dos ativos. Neste último aspecto, debate-se a diferença de interpretação sobre a dinâmica de precificação proposta pela Hipótese de Mercados Eficientes e pela corrente teórica das Finanças Comportamentais. Em seguida, apresenta-se a metodologia da análise, sendo esta baseada na medida de Amihud (2002) para mensurar a liquidez e a estimação da razão de variância para medir a eficiência de forma fraca. Na terceira etapa, os resultados são apontados e avaliados e, por fim, as conclusões são apresentadas.

2. REVISÃO DE LITERATURA

Nesta seção, serão avaliadas as interpretações das duas principais correntes teóricas do campo de finanças sobre a eficiência no processo de precificação dos ativos nos mercados financeiros e como a liquidez influencia esta questão. Tal análise passará pelas premissas adotadas por cada escola, pelos resultados empíricos previstos e encontrados em trabalhos prévios, e, por fim, pelas implicações destas visões sobre os resultados empíricos do presente estudo.

2.1. Liquidez e a Hipótese de Mercados Eficientes

A HME, resumida no trabalho seminal de Fama (1970), define um mercado eficiente como aquele que reflete totalmente a informação disponível em um determinado momento, mesmo que não seja certo que esta informação esteja disponível para todos os participantes do mercado. Tal análise é feita a partir de três premissas principais: i) existência de um grande número de agentes racionais competindo ativamente pela maximização de seus lucros; ii) mercado não sujeito a fricções (como custos de transação, impostos, etc.), o que favorece um reposicionamento dos agentes a partir de qualquer alteração na sua percepção a respeito dos fundamentos do ativo; iii) disponibilidade de informação sem custo, o que evita distorções na precificação por assimetria de informação (Fama, 1995; Lo, 2005).

Três tipos de eficiência de mercado são tratados na literatura. A forma fraca de eficiência considera que toda a informação contida nos preços históricos dos ativos se reflete em seus preços presentes. Já, na forma semiforte, toda a informação disponível ao público se reflete nos preços correntes dos ativos (não apenas as informações de preços

passados). Por fim, na forma forte, toda a informação, tanto pública quanto privada, é absorvida plenamente nos preços dos ativos (Elton *et al*, 2012). Embora todas as três formas sejam tratadas na literatura, os termos relativos à eficiência de mercado deste estudo terão base na forma fraca de eficiência.

A partir da HME, os preços de mercado dos ativos refletiriam as expectativas de seu valor intrínseco com base nas informações dos retornos passados disponíveis. Isto porque os agentes racionais maximizadores de utilidade utilizariam qualquer informação disponível a respeito dos fundamentos do título para se reposicionarem no mercado, gerando pressões de oferta e demanda do ativo que levariam seu preço ao seu valor intrínseco pelos mecanismos de mercado. Desta forma, a HME pretende ser uma descrição aproximada da dinâmica de precificação dos mercados de capitais (Fama, 1991 e 1995).

Esta implicação da HME produz diversas previsões empiricamente testáveis. Uma é especialmente de interesse para este estudo: a de que as mudanças de preço dos ativos seriam independentes no curto prazo, tornando o nível de preços não mais previsível do que o caminho de uma série de números aleatórios acumulados (Fama, 1965). Isto ocorreria pois, pela própria natureza da informação, seu comportamento futuro seria imprevisível, bem como as mudanças no valor intrínseco dos ativos. Uma gama de pesquisas analisou empiricamente esta previsão em diversos mercados de capitais pelo mundo, com resultados que apontam para indícios da validade desta conjectura proposta na HME (Ayadi e Pyun, 1994; Urrutia, 1995; Lucena e Figueiredo, 2004; Mobarek e Fiorante, 2014).

Quanto à interpretação da liquidez para a HME, destaca-se seu papel como custo de transação para os agentes. Assim, quanto maior a liquidez, menores seriam os custos de transação, estimulando operações de arbitragem e possibilitando que os agentes operem levando os preços correntes em direção a seus fundamentos mais facilmente (Boehmer e Kelley, 2009; Chordia *et al*, 2008). A ausência de liquidez para determinados ativos é ainda interpretada por alguns autores como um sinal de assimetria informacional. As negociações de investidores com informação privada criariam custos de liquidez para os agentes desinformados, já que os primeiros teriam vantagem na obtenção de retornos sobre os últimos (Chung e Hrazdil, 2010; Brennan e Subrahmanyam, 1996).

2.2. Liquidez e Finanças Comportamentais

A corrente teórica de Finanças Comportamentais (FC) se desenvolveu tendo como base o arcabouço da área de Economia Comportamental desenvolvido mais estruturadamente na Teoria do Prospecto de Kahneman e Tversky (1979) e na identificação movimentações dos preços de mercados de capitais que violariam a HME, com destaque para o trabalho

pioneiro de Shiller (1981). Devido a esta distinta base teórica, as premissas e resultados previstos desta linha de pensamento divergem da HME.

De acordo com a linha de FC, os mercados não seriam eficientes no sentido defendido pela HME devido à imprecisão das premissas desta hipótese. A partir de evidência experimental na área da psicologia, sumarizada em Kahneman e Riepe (1998), haveria vieses sistemáticos da tomada de decisão de ao menos alguns dos agentes (em geral denominados *noise traders*) com relação à premissa de racionalidade maximizadora da HME, tornando esta proposição imprecisa para descrever o comportamento dos mercados (Shleifer, 2000). Mais importante, estas heurísticas¹, que diferenciam um *noise trader* de um investidor racional, seriam sistemáticas. Esta afirmação desarmaria o possível contra-argumento de defensores da HME de que, mesmo com a existência de *noise traders*, eles negociariam aleatoriamente, cancelando assim seu efeito sobre o preço de mercado (Shleifer, 2000).

Um possível contra-argumento favorável à HME admite a existência de um mercado formado por *noise traders* e agentes racionais, em que estes últimos negociariam contra o *mispricing* gerado pelos primeiros. Este processo evitaria que ativos com fundamentos semelhantes tivessem precificação distinta (Shleifer, 2000), pois os arbitradores negociariam posições compradas e vendidas de ativos com *mispricing* até que o preço de mercado dos ativos retornasse a seu valor intrínseco. Uma das maneiras utilizadas pelas FC para rebater este argumento é que a atividade de arbitragem seria limitada por fatores como: a possível indisponibilidade de substitutos do ativo arbitrado; a imperfeição de substitutos existentes; as limitações na capacidade de tomada de risco de agentes para arbitrar; o possível risco de piora do *mispricing* do ativo arbitrado antes de sua correção, gerando risco de perdas no curto prazo para arbitradores; a possibilidade dos próprios arbitradores não serem totalmente racionais, por exemplo, por limitações cognitivas (Shleifer, 2000); e as fricções de mercado, como restrições a *short-sales*, que podem limitar o poder de arbitradores negociarem suas posições (Baker e Stein, 2004). Em suma, a atividade de arbitradores no mundo real envolveria risco e, portanto, seria limitada, abrindo possibilidade para que os preços de mercado possam ter desvios sistemáticos do valor fundamental dos ativos.

De tal forma a linha de FC prevê que, em um mercado com *noise traders* e limites para a ação de arbitradores racionais, dentre estes as fricções de mercado, os preços de mercado mostrariam desvios sistemáticos, relevantes e persistentes com relação ao valor intrínseco dos ativos (Shleifer, 2000). Portanto, um modelo teórico que busque descrever acuradamente a dinâmica de precificação de mercado de capitais deveria levar em conta estas premissas, e não as da HME.

¹ Estas heurísticas por vezes são denominadas conjuntamente como *investor sentiment* (Shleifer, 2000).

Neste contexto, as mudanças de preço dos ativos no curto prazo não seriam independentes, apresentando algum tipo de previsibilidade e, conseqüentemente, o nível de preços teria comportamento distinto de um passeio aleatório. Isto ocorreria pelo fato dos desvios de racionalidade dos *noise traders* serem sistemáticos, gerando padrões também sistemáticos na precificação de ativos. Há uma série de estudos empíricos que apontaram indícios da validade deste postulado de FC em mercados de capitais de diversos países (Aitken, 1998; Lo e Mackinlay, 1988; Shaik e Maheswaran, 2017; Torres *et al*, 2002).

Quanto à interpretação da liquidez para a FC, destaca-se seu papel como indicador do *investor sentiment* (Baker e Stein, 2004), ou seja, de crenças de investidores a respeito dos retornos e riscos futuros não relacionadas à informação disponível sobre os fundamentos do ativo (Baker e Wurgler, 2007). Um aumento de liquidez, por exemplo, seria um indicador de maior otimismo não justificado pela informação disponível dos investidores, e não necessariamente um gerador de maior eficiência para o mercado pela diminuição dos custos de transação incorridos.

3. METODOLOGIA

3.1. Medidas de liquidez

Uma primeira questão metodológica dos estudos sobre liquidez na área de Finanças é a medição desta variável, dado que não há uma única medida que capture todos os seus aspectos diretamente. A liquidez reflete o impacto do fluxo de ordens de negociação no preço, ou seja, o desconto (prêmio) que o vendedor (comprador) de um ativo deve pagar para conseguir se desfazer (adquirir) de uma determinada quantidade de um ativo (Amihud, 2002). Desta maneira, espera-se que maior liquidez esteja associada: (i) a um *bid-ask spread* baixo, de modo que o desconto (prêmio) pago para negociar uma unidade do ativo seja pequeno; (ii) uma baixa relação entre o volume de transações e a mudança nos preços, de modo que o desconto (prêmio) para negociar grandes quantidades do ativo seja pouco impactado pelo montante negociado do ativo. Esta segunda relação é explorada por Kyle (1985), que propõe que, pelo fato dos *market makers* não conseguirem distinguir o fluxo de ordens de agentes informados e *noise traders*, eles ajustariam o preço como uma função crescente da assimetria nos fluxos de ordem, já que esta seria um indicativo de negociação por agentes informados.

Goyenko *et al* (2009) analisaram diversas medidas de liquidez utilizadas na literatura, considerando tanto o aspecto de impacto do volume negociado nos preços quanto o *spread* efetivo. Os autores concluem que, dentre as medidas computacionalmente mais simples, a medida de iliquidez de Amihud (2002) é a que tem a melhor performance geral, o que justifica sua adoção neste artigo. O indicador de iliquidez de Amihud (2002) mensal de um ativo é dado conforme a equação (1) abaixo:

$$ILLIQ_{i,m} = \frac{1}{D_{i,m}} \sum_{t=1}^{D_{i,m}} \frac{|r_{i,t}|}{VOL_{i,tm}} \quad (1)$$

onde a iliquidez do ativo i no mês m ($ILLIQ_{i,m}$) é medida pela média da razão entre o retorno absoluto diário do ativo ($|r_{i,t}|$) e o volume financeiro diário negociado do ativo ($VOL_{i,t}$) no mês em questão. $D_{i,m}$ representa a quantidade de dias em que o ativo foi negociado no mês. Desta forma, esta medida pode ser interpretada como a resposta de preços a 1 R\$ de volume negociado do ativo (Amihud, 2002).

3.2. Medidas da forma fraca de eficiência

Como já ressaltado anteriormente, o presente estudo testa se há relação entre a liquidez e a eficiência de precificação no mercado brasileiro. Para tal, serão calculados primeiramente os retornos diários e a cada dois dias conforme as equações (2) e (3) abaixo, respectivamente:

$$r_{i,t} = \ln(P_{i,t}) - \ln(P_{i,t-1}) \quad (2)$$

$$r_{i,t(q=2)} = r_{i,t} + r_{i,t-1} \quad (3)$$

onde $P_{i,t}$ é o preço do ativo i no dia t , corrigido por eventuais proventos pagos, incluindo dividendos.

Posteriormente, será avaliado o quanto estes retornos condizem com o comportamento teórico de um mercado eficiente. De acordo com Fama (1995), desvios dos retornos de ações com relação a um comportamento de passeio aleatório podem indicar previsibilidade de retornos não relacionados aos fundamentos da empresa emissora, caracterizando ineficiência. Logo, quanto mais próximo o comportamento dos preços ao de um passeio aleatório, maior será a eficiência do mercado em questão no período analisado (Fama, 1965, 1995).

Para testar a conformidade dos retornos diários com a eficiência de mercado, será calculada a razão de variância, nos moldes formalizados por Campbell *et al* (1997) e utilizados em diversos estudos - Torres *et al* (2002), Aitken (1998), Lo e Mackinlay (1988) e Chordia *et al* (2011). A razão de variância dos retornos diários de um ativo i , VR_i , é definida como:

$$VR_{i,(q=2)} = \frac{var|r_{i,t(q=2)}|}{2var|r_{i,t}|} \quad (4)$$

Este método se beneficia do fato de que, em um passeio aleatório, a variância dos retornos de médio prazo deve ser q vezes maior do que a variância dos retornos de curto prazo, onde q é a quantidade de intervalos de tempo de curto prazo contidos no médio prazo (Chordia *et al*, 2011). Como a análise proposta neste projeto compara a variância diária com a de dois dias, q é igual a dois.

As razões de variância de cada ativo ou portfólio i por período analisado foram calculadas utilizando os estimadores de variância consistentes formalizados em Campbell *et al* (1997, p. 53), conforme as equações (5) e (6):

$$\text{Var}[\widehat{r}_{i,t(q=2)}] = \frac{1}{2(2n-1)(1-\frac{2}{2n})} \sum_{t=2}^{2n} (r_{i,t(q=2)} - 2\widehat{\mu}_t) \quad (5)$$

$$\text{Var}[\widehat{r}_{i,t}] = \frac{1}{(2n-1)} \sum_{t=1}^{2n} (r_{i,t} - \widehat{\mu}_t) \quad (6)$$

Em que, $\widehat{\mu}_t$ é a média amostral de retornos diários do ativo i no período analisado e a quantidade de dias com dados válidos de cotação é igual a $2n+1$. Vale ressaltar que a razão de variância estatisticamente igual à unidade é característica de preços com comportamento condizente a um passeio aleatório. Razões de variância maiores do que um indicam autocorrelação positiva dos retornos, enquanto valores menores do que um indicam autocorrelação negativa (Lo e Mackinlay, 1988; Charles e Darne, 2009).

Por essa razão, foram utilizadas duas formas de medir a eficiência da precificação. A primeira, seguindo raciocínio semelhante ao de Chordia *et al* (2011), foi a diferença absoluta entre a razão de variância estimada e a unidade.

$$DVR_{i(q=2)} = |1 - VR_{i(q=2)}| \quad (7)$$

Assim, espera-se que quanto menor o valor de DVR , maior seja a proximidade da razão de variância calculada com a unidade, e, logo, mais próximo o comportamento da série com o de um passeio aleatório. Vale ressaltar que a medida DVR não é medida absoluta que possa indicar se um mercado é ou não eficiente, mas sim um indicador associado ao aumento de *trading* baseado em informações, uma das características de um mercado eficiente (Chordia *et al*, 2011). Além disso, para que se possa comparar a eficiência de um mercado ao longo do tempo, é ideal que cada período analisado na medida DVR tenha a mesma quantidade de observações analisadas, já que a quantidade de observações influencia no quanto as estimativas (5) e (6) convergem em probabilidade para seus valores verdadeiros, influenciando assim a estimativa de $VR_{i(q=2)}$ e, conseqüentemente, o indicador DVR .

A segunda medida de eficiência utilizada é a estatística de teste $M_{2(q=2)}$ robusta à heterocedasticidade de Lo e Mackinlay (1988), a qual é calculada da seguinte maneira (Campbell *et al*, 1997, p. 51):

$$M_{2(q=2)} = \frac{\sqrt{2n}(VR_{i(q=2)}-1)}{\sqrt{\widehat{\delta}_1}} \quad (8)$$

onde $\widehat{\delta}_1 = \frac{\sqrt{2n} \sum_{t=2}^{2n} (r_{i,t} - \widehat{\mu})^2 (r_{i,t-1} - \widehat{\mu})^2}{[\sum_{t=1}^{2n} (r_{i,t} - \widehat{\mu})^2]^2}$ (8.1)

e $M_{2(q=2)}$ tende assintoticamente a uma distribuição normal padrão. Assim, sob a hipótese nula de que o comportamento dos preços segue um passeio aleatório, a estatística de teste estaria fora da região crítica de uma distribuição normal padrão.

Contudo, Kim (2006) demonstrou através de simulações de Monte Carlo que a utilização de um método de *wild bootstrapping* para estimar a partir dos dados disponíveis a distribuição da estatística $M_{2(q=2)}$ aumenta o poder do teste, em especial para amostras pequenas. Este método pode ser conduzido seguindo-se os passos: i) forma-se uma amostra *bootstrap* de N observações em que $P_{i,t}^* = \eta_{i,t} P_{i,t}$ onde $\eta_{i,t}$ é uma sequência aleatória com distribuição normal padrão e N é a quantidade de observações de preço disponíveis na amostra; ii) calcula-se a estatística $M_{2(q=2)}^*$ para a série $P_{i,t}^*$; iii) repete-se os passos (i) e (ii) mil vezes, de forma a formar uma distribuição *bootstrap* da estatística de teste $M_{2(q=2)}^*$. A adoção de distribuição normal padrão para o parâmetro η e a repetição dos passos (i) e (ii) mil vezes são recomendações de Kim (2006) que foram seguidas neste artigo. A lógica deste método é que a distribuição dos resultados da estatística $M_{2(q=2)}^*$ seja utilizada para cálculo do *p-valor*, ao invés da distribuição normal padrão.

3.3. Dados

A presente pesquisa fez uso de dados diários de todas as ações negociadas na BM&FBOVESPA no período 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. Coletou-se também dados mensais de capitalização de mercado das empresas emissoras destas ações. Todos os dados foram deflacionados pelo Índice Geral de Preços – Disponibilidade Interna (IGP-DI) e coletados do sistema Económica em 27 de janeiro de 2017. Foram incluídos mensalmente na amostra os dados que satisfizeram os critérios abaixo:

- (i) No caso da empresa ter ações ordinárias e preferenciais em negociação, apenas aquela que possui maior volume negociado no mês é considerada. BDRs são desconsideradas da análise.
- (ii) A ação deve possuir volume negociado maior do que zero em ao menos 35% dos dias de pregão do mês.
- (iii) O ativo deve possuir valor disponível de capitalização da empresa para o mês de junho anterior ao mês de análise.

- (iv) Após a aplicação dos critérios (i) a (iii), são retirados da análise as ações que tenham *turnover* no primeiro percentil superior e inferior de cada mês².

Os critérios (i) e (ii) se assemelham aos adotados por Torres et al (2002) na sua análise da razão de variância. O critério (iii) se faz necessário para que os ativos possam ser classificados nas carteiras formadas de acordo com o tamanho da empresa. Por fim, o critério (iv) busca eliminar *outliers* que possam distorcer a análise, como costuma ser feito em análises dos efeitos da liquidez em *asset pricing* (Amihud, 2002).

Três subperíodos de seis anos foram formados para análise: 1995-2000, 2001-2006 e 2011-2016³. Os períodos foram escolhidos de maneira que a quantidade de observações em cada um seja semelhante, de modo a tornar a medida *DVR* comparável entre os períodos. Em cada um destes subperíodos, foram formadas carteiras de mercado com a média simples dos ativos (*carteira EW – Equal Weighted*) e com a média ponderada pela capitalização de mercado da empresa emissora no mês de junho imediatamente anterior ao mês analisado (*carteira VW – Value Weighted*).

Além disso, foram formadas cinco carteiras de acordo com o tamanho da capitalização de mercado do mês de junho imediatamente anterior ao mês de análise (*carteiras Size1 a Size5*), de maneira que cada um destes portfólios contenha 1/5 das empresas analisadas no mês. Com isso, a quantidade de ativos de cada carteira de tamanho variou entre um mínimo de 27, em janeiro de 1999, e 54, em dezembro de 2011.

Todas as carteiras supracitadas foram formadas mensalmente de acordo com os critérios (i) a (iv) descritos acima. Assim, o *ILLIQ* mensal de cada portfólio p formado por I ativos foi calculado da seguinte maneira:

$$ILLIQ_{p,m} = \sum_{i=1}^{i=I} w_{i,m} \times ILLIQ_{i,m} \quad (9)$$

onde $w_{i,m} = MKTCAP_{i,jun} / \sum_{i=1}^I MKTCAP_{i,jun}$ se a carteira for a *VW* e $w_{i,m} = 1/I$, caso contrário. $MKTCAP_{i,jun}$, por sua vez é a capitalização de mercado do mês de junho imediatamente anterior ao mês m .

Observa-se ainda que o *ILLIQ* de cada subperíodo de seis anos foi calculado como a média simples dos *ILLIQ* mensais do intervalo em questão. Os dados de cotação $P_{i,t}$ utilizados para cálculo das estatísticas *DVR* e $M_{2(q=2)}$ foram obtidos pela cotação média⁴ dos ativos da carteira i no dia t .

² O *turnover* é calculado da seguinte forma: $T_{i,m} = VOL_{i,m} / MKTCAP_{i,jun}$, onde VOL_m é o volume negociado do ativo i no mês m analisado, e $MKTCAP_{i,jun}$ é a capitalização de mercado do ativo i no mês de junho imediatamente anterior ao mês m .

³ O período de 2007 a 2010 foi excluído da análise, pelo fato de conter o auge da última grande crise financeira internacional, o que pode influenciar a eficiência do mercado em maneiras diversas que não são o foco da presente análise.

⁴ Mais uma vez, no caso da carteira *VW* esta média é ponderada pelo tamanho da empresa emissora.

4. ANÁLISE DOS RESULTADOS

As estatísticas descritivas do logaritmo natural da medida de iliquidez *ILLIQ* e do retorno mensal das carteiras de mercado *EW* e *VW* podem ser observadas na Tabela 1. Tais informações são apresentadas por período de análise (1995-2000, 2001-2006, 2011-2016 e 1995-2016) e de acordo com o tamanho das empresas, sendo *Size1* a carteira com companhias de menor tamanho e *Size5* a de empresas de maior tamanho.

Destaca-se primeiramente que, em todos os subperíodos estudados, as carteiras de maior tamanho tiveram menor valor de *LNILLIQ* do que as carteiras de menor tamanho, indicando que este primeiro grupo de papéis possui maior liquidez. Não surpreendentemente, a carteira de mercado *VW*, que dá maior peso às maiores empresas, também teve liquidez maior do que a carteira *EW* em todos os subperíodos. Esta observação está de acordo com a possibilidade levantada por Amihud (2002), de que o tamanho da firma seja uma *proxy* de sua liquidez na dinâmica de precificação dos ativos.

Verifica-se ainda queda na média e na mediana de *LNILLIQ* ao longo do tempo para todas as carteiras analisadas, indicando um crescimento da liquidez ao longo do período entre 1995 e 2016⁵.

⁵ Vale notar que, como detalhado na nota de rodapé 3, o período entre 2007 e 2010 não foi considerado nesta análise.

Tabela 1: Evolução da variável *LNILLIQ* e dos retornos por portfólio e período analisado

Portfólio	Período			
	1995-2000	2001-2006	2011-2016	1995-2016
Painel A: média de <i>LNILLIQ</i>				
<i>Size1</i>	-2,5523	-2,7686	-3,5321	-3,2604
<i>Size2</i>	-4,7512	-5,2743	-5,7278	-5,4689
<i>Size3</i>	-5,8901	-6,2854	-7,4512	-6,6943
<i>Size4</i>	-7,0462	-7,9118	-8,2212	-7,8275
<i>Size5</i>	-8,8843	-10,1420	-10,9743	-10,0583
Mercado (VW)	-7,2830	-8,1123	-8,9140	-8,3179
Mercado (EW)	-3,9283	-4,2060	-4,9688	-4,6595
Painel B: mediana de <i>LNILLIQ</i> mensal				
<i>Size1</i>	-2,6102	-3,0295	-3,4193	-3,3432
<i>Size2</i>	-4,8417	-5,3233	-5,5964	-5,4919
<i>Size3</i>	-5,9911	-6,3085	-7,4156	-6,6419
<i>Size4</i>	-7,1808	-7,9717	-8,1063	-7,8252
<i>Size5</i>	-9,0076	-10,0454	-11,1239	-9,9775
Mercado (VW)	-7,4063	-8,1859	-8,9270	-8,3899
Mercado (EW)	-3,9725	-4,4913	-4,8566	-4,7418
Painel C: média de retorno mensal				
<i>Size1</i>	-0,0253	-0,0140	-0,0374	-0,0252
<i>Size2</i>	-0,0162	0,0228	-0,0322	-0,0088
<i>Size3</i>	-0,0251	0,0012	-0,0185	-0,0137
<i>Size4</i>	-0,0051	0,0381	-0,0247	0,0014
<i>Size5</i>	-0,0055	-0,0052	-0,0199	-0,0072
Mercado (VW)	-0,0086	0,0192	-0,0184	-0,0009
Mercado (EW)	-0,0224	0,0182	-0,0269	-0,0099

Painel D: mediana de retorno mensal

<i>Size1</i>	-0,0281	-0,0210	-0,0328	-0,0255
<i>Size2</i>	-0,0171	0,0040	-0,0310	-0,0132
<i>Size3</i>	-0,0228	-0,0077	-0,0233	-0,0132
<i>Size4</i>	-0,0021	0,0248	-0,0165	-0,0018
<i>Size5</i>	0,0107	0,0041	-0,0140	0,0041
Mercado (<i>VW</i>)	-0,0011	0,0140	-0,0192	0,0000
Mercado (<i>EW</i>)	-0,0164	0,0067	-0,0284	-0,0086

Nota: os painéis A e B reportam a média e mediana do *LNILLIQ* mensal, e os painéis C e D a média e mediana dos retornos mensais, respectivamente. Os portfólios *Size1* à *Size5* são formados por ordem crescente da capitalização de mercado da empresa emissora no mês de junho anterior ao mês analisado; a carteira Mercado *EW* é formada por todos os ativos analisados no estudo, com peso igual para cada ativo (*equal-weighted*), enquanto a carteira *VW* distribui os pesos de cada ativo conforme a capitalização de mercado da empresa emissora no mês de junho anterior ao mês analisado (*value-weighted*).

Quanto aos retornos, salienta-se que, de modo geral, as carteiras de maior tamanho obtiveram maiores retornos, embora o padrão não seja tão claro em todos os subperíodos analisados quanto no caso de *LNILLIQ*. Esta observação está em consonância com o efeito tamanho favorável às empresas de maior tamanho, fato já observado por outros estudos a respeito do mercado brasileiro (Machado e Medeiros, 2011). Nota-se ainda que todas as carteiras analisadas obtiveram seus maiores retornos no subperíodo 2001-2006, refletindo o bom momento do mercado de capitais brasileiro neste período.

4.1. Estimativas de Razão de Variância

A Tabela 2 reporta os resultados das estimativas de razão de variância, calculadas conforme equação (2), e das estatísticas $M_{2(q=2)}$ e *DVR* associadas. De acordo com os resultados obtidos, as carteiras de maior tamanho tiveram, em geral, menor rejeição à hipótese nula (H_0) de passeio aleatório dos preços e menores valores de *DVR*, indicando que a precificação de empresas de maior tamanho é mais eficiente. Contudo, o período 2001-2006 teve maior quantidade de carteiras sem rejeição da hipótese nula do que o período 2011-2016, indicando que o aumento da eficiência de precificação ao longo do tempo pode não ter ocorrido de maneira monotônica para todo o mercado.

Na carteira de mercado *VW*, nota-se claro aumento da eficiência de precificação ao longo dos três subperíodos pela diminuição monotônica do *DVR* e pelo fato de H_0 não ser rejeitado tanto em 2001-2006 quanto em 2011-2016. Já a

carteira EW apresentou menor valor de DVR no período 2001-2006, mas também não houve rejeição da hipótese de que o comportamento dos preços segue um passeio aleatório nos dois últimos subperíodos.

Tabela 2: Estimativas de Razão de Variância, estatísticas $M_{2(q=2)}$ e DVR

Portfólio	Período			
	1995-2000	2001-2006	2011-2016	1995-2016
Painel A: estimativas de $VR_{(q=2)}$ e estatística $M_{2(q=2)}$				
<i>Size1</i>	0,87*** (-3,18)	0,77*** (-2,92)	0,72*** (-7,06)	0,81*** (-5,84)
<i>Size2</i>	0,89*** (-3,11)	0,85*** (-3,93)	1,14** (2,03)	0,92*** (-3,78)
<i>Size3</i>	0,85*** (-2,94)	0,99 (-0,21)	1,15*** (4,25)	0,93** (-2,23)
<i>Size4</i>	1,07** (1,96)	1,01 (0,20)	1,08* (1,70)	1,07** (2,37)
<i>Size5</i>	1,06* (1,78)	1,04 (1,19)	1,00 (-0,08)	1,05** (2,23)
Mercado (VW)	1,08** (2,08)	1,01 (0,36)	1,01 (0,21)	1,04** (2,05)
Mercado (EW)	0,91*** (-2,62)	0,96 (-1,33)	1,06 (1,41)	0,98 (-1,13)
Painel B: estimativa de DVR				
<i>Size1</i>	0,13	0,23	0,28	0,19
<i>Size2</i>	0,11	0,15	0,14	0,08
<i>Size3</i>	0,15	0,01	0,15	0,07
<i>Size4</i>	0,07	0,01	0,08	0,07
<i>Size5</i>	0,06	0,04	0,00	0,05
Mercado (VW)	0,08	0,01	0,01	0,04
Mercado (EW)	0,09	0,04	0,06	0,02

Nota: no painel A, apresentam-se as estimativas de razão de variância dos retornos de cada um dos portfólios analisados em cada subperíodo. As estatísticas de teste $M_{2(q=2)}$ de Lo-Mackinlay estão relatadas em parênteses. O p -valor da estatística foi calculado utilizando a estimativa de distribuição de $M_{2(q=2)}$ por *wild bootstrap* sugerida por Kim (2006). A significância da estatística a 1%, a 5% e a 10% é indicada por ***, ** e *, respectivamente. O painel B indica a estimativa de DVR , calculado conforme equação (7), para cada portfólio e subperíodo analisado.

Verifica-se também que o *DVR* das carteiras de menor tamanho (*Size1* e *Size2*) cresceu ao longo dos subperíodos, indicando uma diminuição da eficiência de precificação destas carteiras ao longo do tempo. Para estas duas carteiras, rejeita-se a hipótese de passeio aleatório para todos os subperíodos analisados, havendo indícios de autocorrelação negativa dos retornos, pelo fato das estimativas de *VR* serem menores do que um⁶. As carteiras *Size3* e *Size4*, por sua vez apresentaram comportamento inconclusivo para a relação entre liquidez e eficiência. Já a carteira com os maiores ativos, *Size5*, apresentou *DVR* decrescente ao longo dos subperíodos, denotando crescimento monotônico da eficiência.

Em suma, observa-se que, ao longo de todo o período, as empresas maiores, que são as mais líquidas, claramente obtiveram aumento da eficiência de sua precificação. Contudo, isto não é verdadeiro para as empresas menores. Já, para as empresas de tamanho médio, a evidência não é conclusiva.

4.2. Relação entre liquidez e eficiência de ativos individuais

Dada a evidência parcialmente inconclusiva a respeito da relação entre liquidez e eficiência, testou-se esta relação para ativos individuais. Para isso, foram mantidos em cada subperíodo da base de dados apenas os papéis que satisfizessem os critérios (i) a (iv) descritos na seção 3.3 para todos os meses do subperíodo analisado. Desta forma, os ativos escolhidos tendem a possuir grande percentual de dias com negociação no subperíodo, o que é importante para a estimação do *DVR* de maneira que os dados de diferentes ativos sejam comparáveis.

O *LNILLIQ* de cada ativo *i* em cada subperíodo *s* foi calculado da seguinte maneira:

$$LNILLIQ_{i,s} = \ln \left(\frac{1}{M} \sum_{m=1}^{m=M} ILLIQ_{i,m} \right) \quad (10)$$

onde *M* é igual à quantidade de meses contida no subperíodo em questão. Foi também estimado o *DVR* de cada ativo em cada subperíodo analisado.

A Tabela 3 apresenta as estatísticas descritivas das variáveis *LNILLIQ* e *DVR* entre os ativos analisados em cada subperíodo. Nota-se que, semelhantemente ao já visto nas Tabelas 1 e 2, os ativos analisados dos períodos mais recentes tendem a apresentar maior liquidez. Além disso, verifica-se que a maior eficiência ainda está concentrada no período intermediário de liquidez, de 2001 a 2006.

⁶ A estimativa de *VR* para a carteira *Size2* no subperíodo 2011-2016 é a única exceção a este caso.

Tabela 3: Estatísticas descritivas de *LNILLIQ* e *DVR* da amostra de ativos selecionada.

		Período		
		1995-2000	2001-2006	2011-2016
	OBS	33	53	121
<i>LNILLIQ</i>	Média	-9,3844	-10,7372	-11,5005
	Mediana	-9,4113	-10,9863	-12,2542
	Desvio Padrão	2,9807	2,7885	3,4576
<i>DVR</i>	Média	0,08	0,05	0,06
	Mediana	0,07	0,04	0,04
	Desvio Padrão	0,06	0,04	0,07

Nota: os cálculos relativos à média, mediana e desvio padrão têm base na amostra de ativos que satisfaz os critérios (i) a (iv), detalhados na seção 3.3, em todos os meses de cada subperíodo analisado.

Para tornar mais robustas as inferências quanto à relação estudada, estimou-se um modelo de regressão linear por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), com erros padrão robustos à heterocedasticidade, para verificar se há relação entre *LNILLIQ* e *DVR*. Deste modo, foi feita uma estimação para cada subperíodo analisado da regressão dada conforme equação (11), com resultados dispostos na tabela 4:

$$DVR_{i,s} = \widehat{\beta}_{0,s} + \widehat{\beta}_{1,s}LNILLIQ + \widehat{\beta}_{2,s}(LNILLIQ^2) + \varepsilon_{i,s} \quad (11)$$

Tabela 4: Regressões de dados empilhados de eficiência em função da iliquidez de ativos individuais

		Período			
		1995-2000	2001-2006	2011-2016	Total
	OBS	33	53	121	207
<i>LNILLIQ</i>		0,0572***	0,0352**	0,0576***	0,0497***
		(6,39)	(2,04)	(4,23)	(5,59)
<i>LNILLIQ</i> ²		0,0028***	0,0016**	0,0022***	0,0019***
		(5,53)	(2,14)	(3,70)	(4,86)
<i>D</i> ₁					-0,1093***
					(-3,03)

$D_1 \times LNIL$				-0,0094*** (-3,13)
Constante	0,3472*** (8,77)	0,2326** (2,44)	0,4142*** (5,46)	0,3663*** (7,34)
Estat. F	22,72***	2,54*	19,00***	12,57***
R^2	48,24%	12,96%	48,45%	40,93%

Nota: os resultados das regressões estimadas têm base na equação (11) para ativos selecionados de cada subperíodo analisado. Na regressão dos dados empilhados de toda a subamostra selecionada, foi incluída uma variável binária para identificar o período 2001-2006, além de sua interação com $LNILLIQ$. Entre parênteses constam os valores das estatísticas t da estimativa associada a cada regressor, calculadas com erro padrão robusto à heterocedasticidade. Os coeficientes estimados e a estatística F dos modelos tem significância a 1%, a 5% e a 10% é indicada por ***, ** e *, respectivamente.

Constata-se que, para os períodos de 1995-2000 e 2011-2016, os indicadores de iliquidez são significantes para explicar os desvios da razão de variância estimada com relação a unidade. Esta relação se dá no sentido esperado, pois os coeficientes positivos estimados indicam que ativos com mais iliquidez (ou seja, menor liquidez) tendem a ter razões de variância mais distantes da unidade, indicando precificação menos eficiente. No período 2001-2006, todavia, a estatística F é significativa apenas a 10%, e tanto o R^2 do modelo quanto os coeficientes de $LNILLIQ$ e $LNILLIQ^2$ são menores que nos demais subperíodos, demonstrando que a evidência da relação entre liquidez e eficiência é menos forte neste intervalo de tempo.

Para testar a robustez dos resultados obtidos, estimou-se novamente a equação (11) para toda a amostra analisada nesta seção, mas incluindo também como regressores uma variável binária para o período 2001-2006 (D_1) e uma interação desta binária com o regressor $LNILLIQ$ (D_1LNIL). Os resultados desta estimativa constam na última coluna da Tabela 4. A significância dos coeficientes D_1 e D_1LNIL a 1% e os coeficiente negativos estimados para estes regressores indicam que efetivamente, no subperíodo 2001-2006, a iliquidez é menos relevante para explicar a eficiência de precificação do que nos demais subperíodos. É possível que esta peculiaridade possa ser resultado da ação de outros fatores não analisados neste estudo que tenham elevado a eficiência do mercado naquele período.

Em suma, nota-se que, para ações individuais, quanto mais líquido é o ativo, mais eficiente tende a ser sua precificação. Nota-se também que o poder da liquidez de explicar a eficiência de precificação dos ativos é menor no subperíodo 2001-2006 do que nos demais períodos. É importante também colocar como ressalva que os critérios adotados para selecionar a subamostra analisada nesta seção privilegiam os ativos que são negociados em ao menos 35% dos dias de pregão em todos os meses do subperíodo analisado. Como o percentual de dias negociados no mês tem correlação alta e negativa (igual a -0,62) com a iliquidez dos ativos (medida por $LNILLIQ$), os ativos analisados nesta seção tendem a ser

os mais líquidos, que são justamente aqueles para os quais a relação entre liquidez e eficiência de forma fraca já aparecia mais claramente, como observado na evolução dos indicadores carteira *Size5* na seção 4.1.

5. CONSIDERAÇÕES FINAIS

O presente estudo avaliou a relação entre a eficiência de mercado da forma fraca, como entendida pela Hipótese de Mercados Eficientes (HME), e a liquidez de carteiras de ações e ativos individuais da BM&FBOVESPA, no período entre 1995 e 2016. Foi excluído da análise o período do auge da crise do *subprime*, entre 2007-2010, para que fatores específicos da crise não influenciassem os resultados. Encontrou-se evidência de que, no mercado brasileiro, os ativos mais líquidos têm precificação mais eficiente, ao menos para carteiras que abrangem o mercado como um todo ou ações de empresas maiores, que tendem a ter maior nível de liquidez. Considerando ativos individuais líquidos, a análise a cada subperíodo indica que esta relação também se mantém especialmente para os papéis que tiveram os maiores níveis de liquidez.

Todavia, para portfólios de ações de empresas menores, que tendem a ser menos líquidas, não houve evidência de relação entre a liquidez e a eficiência. Adicionalmente, para os portfólios dos dois primeiros quintis de ações de acordo com o tamanho da empresa emissora, a hipótese de eficiência de mercado foi rejeitada para todos os subperíodos analisados. Por fim, nota-se também que, apesar do subperíodo 2001-2006 ter sido aquele com mais carteiras analisadas em que a forma fraca de eficiência não pode ser rejeitada, a relação entre liquidez e eficiência foi também menos visível, sendo a evidência mais clara deste cenário o fato do modelo dado pela equação (11) não ter sido significativo a 5%. É possível que outros fatores não analisados neste estudo estejam relacionados à eficiência mais generalizada do mercado neste período.

A interpretação destes resultados à luz das teorias de finanças pode ser descrita da seguinte forma: a previsão de comportamento de curto prazo de passeio aleatório de preços da HME parece válida para descrever o comportamento dos preços do mercado brasileiro para seus ativos mais líquidos ou carteiras mais abrangentes de mercado. Isto não é surpreendente, já que uma das premissas da HME é que os mercados funcionariam sem fricções, o que pode ser uma aproximação razoável da realidade quando há alta disponibilidade de liquidez. Contudo, para ativos de empresas menores ou menos líquidos, a ação de *noise traders* pode ter influência relevante na dinâmica de precificação, e logo a interpretação da liquidez como indicador do *investor sentiment* pode ter mais sentido, como apontado pela corrente de Finanças Comportamentais.

Pesquisas futuras podem incluir análises da eficiência de mercado em períodos de grandes crises internacionais, como a ocorrida em meados de 2007. Adicionalmente, no caso específico brasileiro, extensões da presente pesquisa podem explorar a identificação de outros possíveis fatores que contribuíram para a elevação da eficiência de mercado, em especial no período 2001-2006.

6. REFERÊNCIAS

- AMIHUD, Yakov. Illiquidity and stock returns: cross-section and time-series effects. **Journal of Financial Markets**, v. 5, n. 1, p. 31-56, 2002.
- AMIHUD, Yakov; MENDELSON, Haim. Asset pricing and the bid-ask spread. **Journal of Financial Economics**, v. 17, n. 2, p. 223-249, 1986.
- AITKEN, Brian. Have institutional investors destabilized emerging markets? **Contemporary Economic Policy**, v. 16, n. 2, p. 173-184, 1998.
- AYADI, O. Felix; PYUN, Chong Soo. An application of variance ratio test to the Korean securities market. **Journal of banking & finance**, v. 18, n. 4, p. 643-658, 1994.
- BAKER, Malcolm; STEIN, Jeremy C. Market liquidity as a sentiment indicator. **Journal of financial markets**, v. 7, n. 3, p. 271-299, 2004.
- BAKER, Malcolm; WURGLER, Jeffrey. Investor sentiment in the stock market. **The Journal of Economic Perspectives**, v. 21, n. 2, p. 129-151, 2007.
- BEKAERT, Geert; HARVEY, Campbell R.; LUNDBLAD, Christian. Liquidity and expected returns: Lessons from emerging markets. **Review of Financial Studies**, v. 20, n. 6, p. 1783-1831, 2007.
- BOEHMER, Ekkehart; KELLEY, Eric K. Institutional investors and the informational efficiency of prices. **Review of Financial Studies**, v.22, n.9, p. 3563-3594, 2009.
- BRENNAN, Michael J.; SUBRAHMANYAM, Avaniidhar. Market microstructure and asset pricing: On the compensation for illiquidity in stock returns. **Journal of Financial Economics**, v. 41, n. 3, p. 441-464, 1996.
- CAMPBELL, John Y.; LO, Andrew W.; MACKINLAY A. Craig. **The econometrics of financial markets**. Princeton, NJ: Princeton University press, 1997.
- CHARLES, Amélie; DARNÉ, Olivier. Variance-ratio tests of random walk: an overview. **Journal of Economic Surveys**, v. 23, n. 3, p. 503-527, 2009.
- CHORDIA, Tarun; ROLL, Richard; SUBRAHMANYAM, Avaniidhar. Commonality in liquidity. **Journal of Financial Economics**, v. 56, n. 1, p. 3-28, 2000.
- CHORDIA, Tarun; ROLL, Richard; SUBRAHMANYAM, Avaniidhar. Liquidity and market efficiency. **Journal of Financial Economics**, v. 87, n. 2, p. 249-268, 2008.

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

CHORDIA, Tarun; SUBRAHMANYAM, Avanidhar; TONG, Qing. 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.

CHUNG, Dennis Y.; HRAZDIL Karel. Liquidity and market efficiency: A large sample study. **Journal of Banking and Finance**, v.34, p. 2346-2357. 2010.

DATAR, Vinay T.; NAIK, Narayan Y.; RADCLIFFE, Robert. Liquidity and stock returns: An alternative test. **Journal of Financial Markets**, v. 1, n. 2, p. 203-219, 1998.

ELTON, Edwin J.; GRUBER, Martin J.; BROWN, Stephen J.; GOETZMANN William N. **Moderna teoria de carteiras e análise de investimentos**. Tradução Helga Hoffmann. Rio de Janeiro: Elsevier Editora Ltda., 2012.

FAMA, Eugene F. The behavior of stock-market prices. **The Journal of Business**, v. 38, n. 1, p. 34-105, 1965.

FAMA, Eugene. Efficient capital markets: A review of theory and empirical work. **Journal of Finance**, v. 25, n. 2, p. 383-417, 1970.

FAMA, Eugene F. Efficient capital markets: II. **Journal of finance**, v. 46, n. 5, p. 1575-1617, 1991.

FAMA, Eugene F. Random walks in stock market prices. **Financial Analysts Journal**, v. 51, n. 1, p. 75-80, 1995.

GOYENKO, Ruslan Y.; HOLDEN, Craig W.; TRZCINKA, Charles A. Do liquidity measures measure liquidity? **Journal of financial Economics**, v. 92, n. 2, p. 153-181, 2009.

JACOBY, Gady; FOWLER, David J.; GOTTESMAN, Aron A. The capital asset pricing model and the liquidity effect: A theoretical approach. **Journal of Financial Markets**, v. 3, n. 1, p. 69-81, 2000.

KAHNEMAN, Daniel; RIEPE, Mark W. Aspects of investor psychology. **The Journal of Portfolio Management**, v. 24, n. 4, p. 52-65, 1998.

KAHNEMAN, Daniel; TVERSKY, Amos. Prospect theory: An analysis of decision under risk. **Econometrica: Journal of the econometric society**, p. 263-291, 1979.

KEYNES, John Maynard. **The general theory of employment, interest and money**. New York, NY: Harcourt, Brace & Company, 1936.

KIM, Jae H. Wild bootstrapping variance ratio tests. **Economics letters**, v. 92, n. 1, p. 38-43, 2006.

KYLE, Albert S. Continuous auctions and insider trading. **Econometrica: Journal of the Econometric Society**, p. 1315-1335, 1985.

LO, Andrew W. Efficient Markets Hypothesis. **The New Palgrave Dictionary of Economics**, 2. ed. Londres: Palgrave Macmillan, 2008.

LO, Andrew W. Reconciling efficient markets with behavioral finance: the adaptive markets hypothesis. **Journal of Investment Consulting**, v.7, p. 21-44. 2005.

LO, Andrew W.; MACKINLAY, A. Craig. Stock market prices do not follow random walks: Evidence from a simple specification test. **Review of financial studies**, v. 1, n. 1, p. 41-66, 1988.

LUCENA P; FIGUEIREDO AC. Pressupostos de eficiência de mercado: Um estudo empírico na Bovespa. **Revista Eletrônica de Gestão Organizacional**, v. 2, n. 3, p. 157-168, 2004.

MACHADO M. A. V.; MEDEIROS O. R. Modelos de precificação de ativos e o efeito liquidez: Evidências empíricas no mercado acionário brasileiro. **Revista Brasileira de Finanças**, v. 9, n.3, p. 383-412, 2011.

MACHADO M. A. V.; MEDEIROS O. R. Existe o efeito liquidez no mercado acionário brasileiro? **Brazilian Business Review**, v. 9, n. 4, p. 28-51, 2012

MOBAREK, Asma; FIORANTE, Angelo. The prospects of BRIC countries: Testing weak-form market efficiency. **Research in international Business and Finance**, v. 30, p. 217-232, 2014.

PASTOR Lubos; STAMBAUGH Robert F. Liquidity Risk and Expected Stock Returns. **Journal of Political Economy**, v.111, n. 3, p. 642-685, 2003.

SHAIK, Muneer; MAHESWARAN, S. Market Efficiency of ASEAN Stock Markets. **Asian Economic and Financial Review**, v. 7, n. 2, p. 109-122, 2017.

SHILLER, Robert J. Do stock prices move too much to be justified by subsequent changes in dividends. **American Economic Review**, v.71, n.3, p. 421-436, 1981.

SHLEIFER, Andrei. **Inefficient markets: An introduction to behavioral finance**. Oxford: Oxford University Press, 2000.

SHLEIFER, Andrei; VISHNY, Robert W. The limits of arbitrage. **The journal of finance**, v. 52, n. 1, p. 35-55, 1997.

URRUTIA, Jorge L. Tests of random walk and market efficiency for Latin American emerging equity markets. **Journal of Financial Research**, v. 18, n. 3, p. 299-309, 1995.