

Precificação do risco de liquidez no mercado acionário brasileiro

Pricing of liquidity risk in the Brazilian stock market

Gabriel Augusto de Carvalho[†]

João Eduardo Ribeiro[‡]

Hudson Fernandes Amaral^{*}

Juliano Lima Pinheiro^{**}

Laise Ferraz Correia^{***}

Resumo Esse estudo teve como objetivo testar o desempenho do modelo de cinco fatores proposto por Fama e French (2015) acrescido de um fator para o risco de liquidez no contexto do mercado acionário brasileiro para, em seguida, verificar se o risco de liquidez das ações é precificado no mercado de capitais brasileiro. Para tanto, utilizou-se uma amostra composta por 385 ações negociadas na B3 entre junho de 1999 e junho de 2017, sendo testada a inclusão de um fator para o risco de liquidez, representado pela illiquidez ajustada e pelo *turnover* padronizado, no modelo de Fama e French (2015). Os resultados obtidos nos modelos estimados indicaram que a liquidez é um fator de risco precificado pelos investidores no mercado brasileiro, haja vista a melhora do desempenho do modelo de Fama e French (2015) após a inclusão do fator para o risco de liquidez.

Palavras-chave: Risco de liquidez; Liquidez de mercado; Precificação de ativos; Modelo de cinco fatores de Fama e French.

Código JEL: G11, G12.

Abstract This study tests the performance of the five-factor model proposed by Fama and French (2015), adding a factor for liquidity risk, in the Brazilian stock market. We then verify whether the liquidity risk of shares is valued in the Brazilian capital market. Our sample consists of 385 shares traded on the B3 between June 1999 and June 2017. We test the inclusion of a factor for liquidity risk, represented by adjusted illiquidity and standardized turnover, in the Fama and French (2015) model. Improved performance of the Fama and French (2015) model after including the additional factor indicates that liquidity is a risk factor on which investors in the Brazilian market put a price.

Keywords: Liquidity risk; Market liquidity; Asset pricing; Fama and French five factors model.

JEL Code: G11, G12.

Submitted on July 7, 2020. Revised on January 20, 2021. Accepted on April 20, 2021. Published online in June 2021. Editor in charge: Alan de Genaro.

[†]Centro Federal de Educação Tecnológica de Minas Gerais, Brazil: ga09carvalho@gmail.com.

[‡]Centro Federal de Educação Tecnológica de Minas Gerais, Brazil: joaoribeiro.cco@gmail.com.

^{*}Centro Universitário Unihorizontes, Brazil: hfamara1.cepead@gmail.com.

^{**}Universidade Federal de Minas Gerais, Brazil: jlp@gold.com.br.

^{***}Centro Federal de Educação Tecnológica de Minas Gerais, Brazil: laiseferraz@gmail.com.

1. Introdução

A liquidez de mercado, definida por [Black \(1971\)](#) como a facilidade de se negociar um ativo sem grandes depreciações e custos para que o negócio aconteça, é um tema que vem sendo amplamente analisado desde o estudo de [Amihud e Mendelson \(1986\)](#). Esses autores, ao documentarem uma relação côncava e negativa entre liquidez e retorno, revelaram que as ações menos líquidas são, em geral, negociadas com um deságio em seu valor.

A partir das proposições de [Amihud e Mendelson \(1986\)](#), e de suas evidências empíricas, diversos estudos foram desenvolvidos com a intenção de testar a relação entre a liquidez de mercado e o retorno das ações. Por um lado, análises da microestrutura do mercado acionário norte-americano, tais como [Datar et al. \(1998\)](#), [Amihud \(2002\)](#), [Acharya e Pedersen \(2005\)](#) e [Liu \(2006\)](#) observaram uma relação inversa entre liquidez e retorno. Por outro, estudos que incluíram mercados emergentes em sua amostra, como [Amihud et al. \(2015\)](#), [Correia et al. \(2008\)](#), [Jun et al. \(2003\)](#) e [Machado e Medeiros \(2011\)](#), não encontraram resultados homogêneos quanto ao sentido da associação entre liquidez e retorno. Essa divergência de resultados pode ser decorrente das peculiaridades dos mercados emergentes, que são caracterizados por uma elevada concentração nas negociações e por maiores custos de transação, além de possuírem um menor nível de integração com a economia global ([Jun et al., 2003](#)).

Como argumenta [Lesmond \(2005\)](#), a despeito de os mercados emergentes proporcionarem maiores retornos, que são explicados por seus elevados riscos, os ganhos dos investidores podem ser comprometidos pela baixa liquidez dos títulos negociados nesses mercados. Todavia, como afirmam [Leite et al. \(2018\)](#), a maior parte dos estudos sobre precificação de ativos são desenvolvidos a partir de amostras de ativos negociados em mercados desenvolvidos. Daí provém a relevância de se considerar um fator para o risco de liquidez nos modelos de precificação de ativos, principalmente no contexto dos mercados emergentes.

Nesse sentido, o objetivo desta pesquisa foi duplo e consistiu em (i) testar o poder explicativo e, por consequência, o desempenho do modelo de cinco fatores proposto por [Fama e French \(2015\)](#) acrescido de um fator para o risco de liquidez no contexto do mercado acionário brasileiro para, em seguida, (ii) verificar se o risco de liquidez das ações (fator de risco sistêmico) é precificado no mercado de capitais brasileiro – ou seja, para verificar se os investidores pagam um preço maior por ativos com menor exposição ao risco de liquidez.

Desse modo, este estudo contribui com a literatura ao explorar conjunta-

mente a temática do risco de liquidez e a precificação de ativos a partir de novos modelos, especificamente o modelo de [Fama e French \(2015\)](#), em que são adicionados o investimento e a lucratividade ao seu modelo anterior de três fatores. Destaca-se também o uso da medida proposta por [Kang e Zhang \(2014\)](#) como *proxy* para a liquidez, sendo essa uma versão ajustada da medida de [Amihud \(2002\)](#), apontada como mais adequada para o contexto dos mercados emergentes.

A relevância desta pesquisa reside na pertinência de se buscar entender o impacto do risco de liquidez na tomada de decisão dos atores financeiros, considerando-se a natureza sistêmica desse tipo de risco, que não poderia ser eliminado pelo processo de diversificação dos portfólios. Nesse contexto, o investidor racional precisaria balancear os custos de transação oriundos da iliquidez, de acordo com o horizonte temporal de seus investimentos. ([Amihud e Mendelson, 1986, 1991](#)).

Além desta introdução, este artigo compreende outras quatro seções. A segunda seção é dedicada à fundamentação teórica. A terceira seção é voltada à apresentação dos procedimentos metodológicos. Na sequência, a quarta seção é dedicada à apresentação e à discussão dos resultados encontrados e, por fim, na quinta seção, são feitas considerações sobre os impactos dos resultados observados nesta pesquisa.

2. Referencial teórico

O *Capital Asset Pricing Model* (CAPM), derivado dos trabalhos de [Sharpe \(1964\)](#), [Lintner \(1965\)](#) e [Mossin \(1966\)](#), representa um marco na literatura sobre precificação de ativos ao descrever o retorno dos ativos a partir de um único fator, o coeficiente beta, que representa a sensibilidade do retorno do ativo às variações no retorno da carteira de mercado. Posteriormente, a partir de anomalias documentadas na literatura, foram propostos novos modelos teóricos de estrutura multifatorial, tais como, o *Intertemporal Capital Asset Pricing Model* (ICAPM) de [Merton \(1973\)](#) e a *Arbitrage Pricing Theory* (APT) de [Ross \(1976\)](#).

Fundamentados na estrutura teórica da APT e nas evidências empíricas quanto às anomalias do modelo CAPM, surgiram os modelos de precificação com variáveis fundamentalistas. [Fama e French \(1992\)](#), realizaram o teste de um modelo fatorial que incluiu um conjunto de variáveis fundamentalistas para além do coeficiente beta do modelo CAPM. Em suma, as evidências empíricas observadas pelos autores sugeriram a existência de múltiplos fatores de risco relevantes para a precificação de ativos.

Posteriormente, [Fama e French \(1993\)](#) propuseram o modelo de três fatores, composto, além do prêmio de mercado do CAPM, pelas variáveis ta-

manho e *book-to-market*, as quais se mostraram mais relevantes em Fama e French (1992). Na evolução desses modelos, Carhart (1997) propôs adicionar um quarto fator ao modelo de Fama e French (1993) para captar o efeito momento. Recentemente, considerando as anomalias investimento e lucratividade, Fama e French (2015) incorporaram-nas ao seu modelo de três fatores, desenvolvendo, dessa forma, o modelo de cinco fatores. Esse modelo gerou novas discussões a respeito da precificação de ativos e, por ser objeto deste estudo, será apresentado e discutido mais detalhadamente na seção seguinte.

2.1 Modelo de cinco fatores de Fama e French

De acordo com Fama e French (2015), o seu modelo de três fatores não explica as variações dos retornos esperados das variáveis investimento e lucratividade. Por esse motivo, incorporam a ele dois novos fatores construídos a partir dessas variáveis. Fama e French (2015) fundamentaram-se nos resultados de Titman et al. (2004), que encontraram uma relação negativa entre investimento e retorno esperado, e de Novy-Marx (2013), que documentaram uma relação positiva entre lucratividade e retorno.

O modelo de três fatores incorporava: (i) o prêmio de mercado; (ii) o fator SMB – diferença entre os retornos dos portfólios de ações de pequenas e grandes capitalização de mercado; e (iii) o fator HML – diferença entre os retornos dos portfólios de ações de empresas de alto e baixo índice *book-to-market*. Para captar os efeitos da lucratividade e do investimento, Fama e French (2015) adicionaram dois novos fatores a esse modelo: (iv) RMW – diferença entre o portfólio formado pelas ações de alta e baixa lucratividade; e (v) CMA – diferença entre os retornos dos portfólios composto pelos ativos de baixo e altos níveis de investimento. A equação 1 descreve o modelo de cinco fatores.

$$R_i - R_f = \alpha_i + \beta_i (R_m - R_f) + s_i \text{SMB} + h_i \text{HML} + r_i \text{RMW} + c_i \text{CMA} + \varepsilon_i. \quad (1)$$

Fama e French (2015) testaram a eficiência de seu novo modelo em explicar o retorno médio de portfólios de ações listadas na NYSE, AMEX e NASDAQ. Em estudo subsequente, Fama e French (2017) testaram o modelo de cinco fatores em mercados internacionais da América do Norte, Europa, Japão e Ásia-Pacífico. Em ambos os estudos, Fama e French (2015, 2017), o modelo de cinco fatores foi superior aos desenvolvidos anteriormente.

A eficiência do modelo de cinco fatores também foi testada nos mercados emergentes. Zaremba e Czapkiewicz (2017) utilizam cinco países emergentes da Europa como amostra e verificaram a superioridade do modelo de cinco fatores frente aos modelos anteriores. Foye (2018) analisou o desempenho desse modelo em uma amostra de 18 países emergentes. Se, por um lado,

os seus resultados mostraram que o modelo de cinco fatores teve um melhor poder de explicação para o retorno dos ativos nas regiões da Europa Oriental e da América Latina, por outro, na Ásia, o desempenho do modelo de três fatores se revelou superior.

Similarmente, [Leite et al. \(2018\)](#) ao estudarem uma amostra de 12 mercados emergentes, destacaram que, apesar do pior desempenho dos modelos em explicar os retornos dos ativos em países emergentes, quando comparado aos países desenvolvidos, o resultado verificado por [Fama e French \(2015\)](#) repetiu-se. Isto é, o poder explicativo dos modelos elevou-se com a inclusão dos fatores para a lucratividade e investimento.

No Brasil, novos estudos foram desenvolvidos com o objetivo de testar o modelo de [Fama e French \(2015\)](#) em sua estrutura original e com a presença de novos fatores. [Vieira et al. \(2017\)](#), por exemplo, testaram a capacidade de precificação setorial do modelo de cinco fatores e, apontaram para uma importância maior do fator relacionado ao investimento em três dos cinco setores da economia estudados. Já [Siqueira et al. \(2017\)](#) adicionaram aos modelos de três, quatro e cinco fatores, um fator destinado a capturar o risco de informação assimétrica. Esses autores verificaram que a combinação dos fatores mercado, tamanho, lucratividade, investimento e risco informacional é a que melhor explica a variação dos retornos de portfólios de ações negociadas na B3.

2.2 A liquidez de mercado como anomalia

[Amihud e Mendelson \(1986\)](#) sugeriram que a liquidez de mercado é precificada pelos agentes, isto é, ações com menor liquidez são negociadas com um deságio em seu valor. Como resultado, esses autores observaram uma relação côncava e crescente entre o retorno e a iliquidez.

A partir das evidências empíricas de [Amihud e Mendelson \(1986\)](#), novos estudos foram desenvolvidos com o propósito de testar a relevância de se adicionar a liquidez de mercado aos modelos de precificação de ativos. No mercado acionário norte-americano, por exemplo, [Datar et al. \(1998\)](#), [Amihud \(2002\)](#), [Acharya e Pedersen \(2005\)](#) e [Liu \(2006\)](#) observaram que a liquidez é precificada pelos investidores, sendo observada por esses autores uma relação inversa entre liquidez e retorno esperado. Por outro lado, [Eleswarapu e Reinganum \(1993\)](#) ao estudarem a presença de sazonalidades no prêmio de liquidez no contexto da precificação de ativos, encontraram que o prêmio de liquidez permanece estatisticamente significativo apenas quando considerados dados referentes ao mês de janeiro de cada ano do período amostral.

Em estudos desenvolvidos com dados de mercados emergentes, os resultados também apontam para a precificação do risco de liquidez. No entanto, a

direção da relação encontrada entre liquidez e retorno não é homogênea entre os estudos. Se, por um lado, há evidências empíricas, por exemplo, [Machado e Medeiros \(2011\)](#) e [Amihud et al. \(2015\)](#), que encontraram uma relação negativa entre a liquidez e os retornos das ações em mercados emergentes, por outro, há estudos, tais como, [Jun et al. \(2003\)](#), [Correia et al. \(2008\)](#) e [Perobelli et al. \(2016\)](#), que, diferentemente do que foi observado por [Amihud e Mendelson \(1986\)](#), encontraram uma relação positiva e significativa entre liquidez e retorno. Como possível explicação para essa associação positiva entre retorno e liquidez, [Jun et al. \(2003\)](#) sugerem o menor nível de integração desses mercados com a economia global. Para esses autores, os mercados emergentes são caracterizados por maiores custos de transação e por uma alta concentração de investidores nas negociações. As divergências entre os resultados dos estudos que buscam investigar a liquidez como uma anomalia de mercado evidenciam a necessidade de se continuar pesquisando o tema, principalmente em mercados emergentes, como o brasileiro.

Especificamente no contexto brasileiro, [Correia et al. \(2008\)](#) testaram se os retornos das ações no mercado brasileiro podem ser explicados por sua liquidez. Os seus resultados revelaram uma relação positiva entre o índice *turnover* – medida de liquidez empregada no estudo – e o retorno. O sentido dessa associação se manteve inalterado quando os autores utilizaram a quantidade de negócios e o volume como *proxies* de liquidez. Essas evidências corroboram as de [Jun et al. \(2003\)](#), mas estão em desacordo com a relação proposta por [Amihud e Mendelson \(1986\)](#).

[Machado e Medeiros \(2011\)](#); [Machado e de Medeiros \(2012\)](#) e [Machado e Machado \(2014\)](#) são exemplos de estudos que também testaram a existência de um prêmio de liquidez em amostras de ações listadas na B3. Os resultados desses estudos sugeriram que existe um prêmio de liquidez no mercado brasileiro, independentemente da *proxy* utilizada para representar a liquidez.

Nessa mesma perspectiva, [Leal \(2018\)](#) avaliou a influência da liquidez na precificação dos ativos em uma amostra de empresas listadas na B3. Seus resultados revelaram que a liquidez influencia na precificação dos ativos e explica uma parcela incremental da variação do retorno dos ativos. Os autores encontraram uma relação inversa e significante entre liquidez e retorno.

Recentemente, [Ganz et al. \(2019\)](#) empregaram os modelos CAPM, três e cinco fatores para analisar se a liquidez de mercado afeta no retorno exigido pelos investidores no mercado acionário brasileiro. Esses autores observaram uma melhora na significância dos coeficientes dos modelos estimados para carteiras de ações de elevada capitalização de mercado e de alta liquidez. Assim, por meio do modelo de cinco fatores, mostraram que empresas grandes e líquidas apresentam retornos maiores do que empresas menores e líquidas.

Percebe-se, portanto, que a liquidez de mercado é uma anomalia amplamente explorada no contexto da precificação de ativos. Conquanto, permanece como uma questão aberta no campo das finanças, dado os resultados divergentes encontrados entre os estudos desenvolvidos em mercados emergentes. Desse modo, é esperado que haja novos estudos, como este, cujo intuito seja contribuir para entendimento acerca da influência da liquidez de mercado sobre o retorno esperado dos ativos.

3. Metodologia

3.1 Amostra e dados

A população deste estudo abrangeu todas as ações negociadas na B3 entre 1º junho de 1999 e 30 de junho de 2017. Destaca-se que o horizonte temporal dos dados disponíveis é outra peculiaridade dos mercados emergentes. À medida em que [Fama e French \(2015\)](#) empregam dados para o período entre 1963 e 2013, estudos como [Leite et al. \(2018\)](#) e [Machado e Medeiros \(2011\)](#); [Machado e de Medeiros \(2012\)](#) utilizam uma janela temporal menor para o teste de modelos em mercados emergentes. Esse aspecto decorre do processo tardio de estruturação desses mercados e acarreta a redução da confiabilidade dos resultados obtidos.

Para a composição da amostra, tal como destacado por [Fama e French \(1992\)](#), foram desconsideradas as ações das empresas financeiras, devido à interpretação diferenciada de seu nível de endividamento em relação às demais empresas. Na sequência, em virtude da limitação de dados, foram consideradas em cada ano do período amostral apenas as ações de empresas cujas informações descritas a seguir estavam disponíveis na base de dados: (a) Patrimônio Líquido positivo e Valor de Mercado em 31 de dezembro do ano anterior, sendo adotada uma tolerância de 30 dias anteriores para o valor de mercado; (b) Ativo Total em 31 de dezembro dos dois anos anteriores a formação do portfólio; (c) Lucro Operacional em 31 de dezembro do ano anterior a formação do portfólio; (d) Valor de Mercado em 30 de junho, com tolerância de 30 dias anteriores; (e) Ações que possuíssem cotações mensais consecutivas e pelo menos um negócio no mês, para o período de 12 meses anteriores e posteriores da data de formação dos portfólios.

Após esses filtros, a amostra final foi composta por 385 ações, sendo que os dados necessários para o desenvolvimento dos modelos estudados foram coletados na plataforma de informações financeiras *Bloomberg*. A distribuição desses ativos em cada ano do período amostral é apresentada na Tabela 1. Destaca-se que, para cada ano, foram analisadas, em média, 181 ações; com mínimo de 109 ações em 2000 e máximo de 233 ações em 2012.

Tabela 1
Composição da amostra

ano	número de ativos	ano	número de ativos
2000	109	2009	229
2001	119	2010	231
2002	123	2011	223
2003	128	2012	233
2004	141	2013	224
2005	144	2014	215
2006	161	2015	201
2007	178	2016	192
2008	211	2017	197

4. Medidas de liquidez

A liquidez é uma variável multidimensional. [Amihud e Mendelson \(1991\)](#) destacam quatro componentes do custo de iliquidez de um ativo: *bid-ask spread*; custos de impacto de mercado; custos de procura e de atraso; e custos de transação diretos. Essa configuração a torna uma variável não observável diretamente, sendo necessário o uso de *proxies* para a mensuração da liquidez de mercado de uma ação.

Tal como destacado por [Amihud \(2002, 2019\)](#), as *proxies* para a liquidez podem apresentar desempenhos distintos em diferentes situações de mercado. Além disso, [Amihud \(2002\)](#) também destaca que no contexto dos mercados emergentes se faz necessário o uso de medidas de baixa frequência para a liquidez, dado que a limitação dos dados disponíveis inviabilizaria o estudo de longas séries temporais com medidas de alta frequência.

[Machado e Medeiros \(2011\)](#); [Machado e de Medeiros \(2012\)](#) destacam a importância do uso de diferentes *proxies* para a liquidez no desenvolvimento dos estudos como uma forma de se avaliar suas múltiplas dimensões. O emprego de diferentes medidas para a liquidez também gera como benefício a possibilidade de se acompanhar o seu comportamento nas diversas circunstâncias de mercado observadas ao longo da janela temporal utilizada. Desse modo, para o desenvolvimento desta pesquisa, optou-se pela adoção de duas medidas para a mensuração da liquidez das ações.

A primeira *proxy* – iliquidez ajustada de [Kang e Zhang \(2014\)](#) – foi proposta como uma forma de ajustar a iliquidez de [Amihud \(2002\)](#) pelo número de dias sem transação do ativo no período. [Kang e Zhang \(2014\)](#) argumentaram que a medida de [Amihud \(2002\)](#) perde eficiência em mercados emergentes, visto que nesses mercados é comum os ativos ficarem vários dias sem transações. A medida, nomeada de $AdjIlli_{i,t}$, pode ser expressa conforme a

equação (2).

$$\text{AdjIlliq}_{i,t} = \left[\ln \left(\frac{1}{N_{i,t}} \sum_{d=1}^{N_{d,t}} |R_{i,d}| \text{Vol}_{i,d} \right) \right] \times (1 + \text{ZeroVol}_{i,t}), \quad (2)$$

em que $\text{AdjIlliq}_{i,t}$ é o retorno absoluto obtido pela ação i no ano t , em relação ao volume de negociação nesse mesmo período, ajustado pelos dias nos quais não ocorreram negociações com a ação i ; $N_{i,t}$ é o número de dias nos quais ocorreram negociações com a ação i no ano t ; $|R_{i,d}|$ é o retorno absoluto da ação i no dia d ; $\text{Vol}_{i,d}$ é o volume negociado da ação i no dia d ; e $\text{ZeroVol}_{i,t}$ é a porcentagem de dias sem negociação para a ação i no ano t .

A segunda *proxy* empregada para mensurar a liquidez é o índice *turnover* padronizado (TP), proposto por Liu (2006). O valor dessa variável foi ajustado pelos dias sem negociação do ativo nos últimos 12 meses; com isso essa medida pode ser descrita matematicamente pela equação (3).

$$\text{TP}_{i,t} = \left[X + \frac{1/Z}{11.000} \right] \times \frac{21 \times 12}{Y}, \quad (3)$$

em que $\text{TP}_{i,t}$ é o índice *turnover padronizado* para a ação i no ano t ; X é o número de dias sem negociação nos últimos 12 meses; Y é o número de dias com negociação no mercado nesse mesmo período; Z é o *turnover* dos 12 meses anteriores, calculado como a soma do *turnover* diário do período, sendo que o *turnover* diário é dado pela razão entre o número de ações negociadas no dia e o número de ações em circulação ao final do dia.

Na equação (3), Liu (2006) sugere a adoção do deflator de 11.000 para o cálculo do índice para um período de 12 meses. Esse valor é adotado de modo que $0 < (1/Z)/11.000 < 1$ para todas as ações da amostra. O termo $(21 \times 12)/Y$ é utilizado para padronizar o número de dias com negociações no mês em 21 e, assim, tornar essa medida de liquidez comparável ao longo do tempo.

A Tabela 2 apresenta as estatísticas descritivas para as duas *proxies* de liquidez. Os valores foram calculados tomando-se a amostra geral de estudo, ou seja, foi considerada a liquidez de todos os ativos incorporados em cada ano do período amostral. Ressalta-se que ambas as *proxies* adotadas são medidas de iliquidez, ou seja, valores menores indicam níveis maiores de liquidez dos ativos.

Na Tabela 3 apresenta-se a evolução da média da liquidez das ações que compõem a amostra, em cada ano, para cada uma das *proxies* de liquidez utilizadas. Quando representada pela iliquidez ajustada, a liquidez média apresentou o menor valor ($\text{AdjIlliq} = -10,72$) no ano de 2002, ao passo que

Tabela 2
Estatísticas descritivas

	AdjIlliq	TP
média	-12,4705	35,2132
desvio padrão	3,2951	61,1321
coeficiente de variação	-0,2642	1,7361
mínimo	-22,0148	0,0000
máximo	0,6757	996,0317
assimetria	0,2931	2,8648
curtose	-0,1575	22,4884

Nota: Estatísticas descritivas estimadas a partir da amostra completa, ou seja, foi considerada a liquidez de todas as ações incorporadas na amostra em cada ano do período amostral. A AdjIlliq refere-se à *proxy* proposta por Kang e Zhang (2014), ao passo que o TP se refere à medida de Liu (2006). As medidas foram calculadas anualmente de maneira individual para cada ação, tendo como base para o cálculo a janela entre julho do ano anterior e junho do ano corrente.

o maior (AdjIlliq = -13,28) foi em 2017. Quando utilizada a *proxy turnover* padronizado, a menor liquidez média (TP = 57,67) foi no ano de 2003, enquanto a maior (TP = 20,80) foi em 2015. Para todo o período amostral, quando utilizada a iliquidez ajustada, observou-se uma liquidez média de -12,4705; quando utilizado o *turnover* padronizado, a liquidez média foi 35,2132. Destaca-se ainda que, em linha com a afirmação de Amihud (2002, 2019), as medidas se comportaram de maneira diferente ao longo do tempo, sendo que em apenas 4 anos do período em estudo as *proxies* apresentaram variação na mesma direção.

De forma geral, a liquidez das ações se elevou no decorrer do período amostral. Essa evolução foi, possivelmente, proporcionada pelo crescimento do mercado de capitais brasileiro. Dados da B3 (2020a,b) mostram que o número de investidores pessoa física passou de 85.249 (em 2002) para 619.625 (em 2017) e, posteriormente, para 1.945.607 (em 2020). Da mesma forma, o Ibovespa, principal indicador do desempenho médio das ações listadas na B3, saltou de 15.259,20 pontos (em 2002) para 76.402,08 (em 2017) e, adiante, para 115.645,34 (em 2019).

4.1 Modelo econométrico estimado

Este trabalho fundamenta-se na literatura sobre precificação de ativos e sobre microestrutura de mercado para testar uma versão do modelo de Fama e French (2015) acrescida de um fator para o risco de liquidez (IML). O modelo aqui proposto é descrito pela equação (4). A regressão foi estimada duas vezes, de modo a considerar o fator IML construído a partir de cada uma das

Tabela 3
Médias anuais

ano	Adjllliq	TP
2000	-10,90	45,47
2001	-11,04	46,60
2002	-10,72	52,28
2003	-10,84	57,67
2004	-11,60	51,09
2005	-12,17	49,18
2006	-12,37	49,79
2007	-12,66	39,88
2008	-12,94	28,98
2009	-11,99	35,66
2010	-13,10	30,11
2011	-13,14	30,58
2012	-12,72	33,90
2013	-13,05	29,92
2014	-13,10	23,58
2015	-12,98	20,80
2016	-12,73	23,08
2017	-13,28	23,89

Nota: Média da liquidez das ações incorporadas na amostra em cada ano do período amostral. A Adjllliq refere-se à *proxy* proposta por Kang e Zhang (2014), ao passo que o TP se refere à medida de Liu (2006). As medidas foram calculadas anualmente de maneira individual para cada ação, tendo como base para o cálculo a janela entre julho do ano anterior e junho do ano corrente.

medidas de liquidez consideradas.

$$R_{i,t} - RF_t = \alpha_i + \beta_i (RM_t - RF_t) + s_i SMB_t + h_i HML_t + r_i RMW_t + c_i CMA_t + l_i IML_t + \varepsilon_{i,t}, \quad (4)$$

em que : $R_{i,t}$ é o retorno do portfólio i no mês t ; RF_t é o retorno do ativo livre de risco; RM_t é o retorno do portfólio de mercado; SMB_t é o diferencial de retorno entre portfólios compostos pelas ações de pequena e de grande capitalização de mercado; HML_t é o diferencial de retorno entre portfólios formados pelas ações de elevado e de baixo índice *book-to-market*; RMW_t é o diferencial de retorno entre os portfólios formados pelas ações de alta e de baixa lucratividade operacional; CMA_t é o diferencial de retorno entre portfólios formados pelas ações de baixo e de elevado nível de investimento; IML_t é o diferencial de retorno entre portfólios constituídos pelas ações de baixa liquidez e pelas ações de elevada liquidez de mercado.

Para a estimação e teste dos modelos foi empregada a metodologia de regressão em dois passos, conforme proposto por Fama e MacBeth (1973). Nesse procedimento os modelos do primeiro passo são estimados por meio de regressões de séries temporais, tendo os fatores como variáveis indepen-

dentes. Os coeficientes angulares obtidos a partir das regressões do primeiro passo são então empregados como variáveis independentes para as regressões do segundo passo (*cross-section*).

Adiante são detalhados os métodos empregados para a construção dos portfólios e para o cálculo dos seus retornos (variáveis dependentes dos modelos do primeiro e segundo passos); bem como para a construção dos fatores empregados como variáveis independentes nos modelos do primeiro passo. Por fim, destaca-se que os procedimentos necessários para a construção dos fatores, estimação dos modelos e testes estatísticos foram realizados em linguagem de programação *Python* e *R*.

4.1.1 Variáveis independentes

Para a construção das variáveis independentes dos modelos, ou fatores *right-hand-side* (RHS), foi adotada uma estratégia similar à de [Fama e French \(2015\)](#). Para tanto, em cada ano t , as ações foram ranqueadas de forma crescente pelo valor de mercado de junho de t e divididas em dois grupos, a partir do valor mediano. Com isso, foram constituídos os grupos *small* (S) e *big* (B), sendo o primeiro composto pelas ações com capitalização abaixo da mediana do valor de mercado da amostra; e o segundo grupo, pelas ações com capitalização acima desse valor.

A partir dos grupos *small* e *big*, as ações foram ranqueadas novamente, de maneira independente, de acordo com os valores das outras variáveis empregadas neste estudo. Em seguida, foram divididas em três grupos com base nos percentis 30 e 70. Após esse procedimento, foram obtidos seis portfólios para cada variável empregada no segundo ranqueamento.

Para o *book-to-market*, foram formados os portfólios *high* (H), *neutral* (N) e *low* (L), empregados na construção do fator HML (*high minus low*). Para a lucratividade, foram compostos os portfólios *robust* (R), *neutral* (N) e *weak* (W), utilizados na formação do fator RMW (*robust minus weak*). Para o investimento, compuseram-se os portfólios *conservative* (C), *neutral* (N) e *aggressive* (A), empregados na formação do fator CMA (*conservative minus aggressive*).

Por fim, as ações foram ranqueadas para cada uma das *proxies* de liquidez adotadas e, então, foram formados os grupos *liquid* (L), *neutral* (N) e *illiquid* (I). Esses portfólios foram empregados na construção do fator IML (*illiquid minus liquid*). Com isso, têm-se os fatores $IML_{AdjIlliq}$ e IML_{TP} referentes à liquidez ajustada e ao *turnover* padronizado, respectivamente.

Para que as novas informações fossem incorporadas na composição das carteiras, o procedimento de formação dos portfólios foi feito em junho de cada ano do período de 2000 a 2017. Com isso, os retornos mensais de

Tabela 4
Construção dos fatores

variável	classificação	fator
tamanho	mediana	$SMB_{B/M} = (SH + SN + SL)/3 - (BH + BN + BL)/3$
		$SMB_{Luc} = (SR + SN + SW)/3 - (BR + BN + BW)/3$
		$SMB_{Inv} = (SC + SN + SA)/3 - (BC + BN + BA)/3$
		$SMB = (SMB_{B/M} + SMB_{Luc} + SMB_{Inv})/3$
<i>book-to-market</i>	percentis 30 e 70	$HML = (SH + BH)/2 - (SL + BL)/2$
lucratividade	percentis 30 e 70	$RMW = (SR + BR)/2 - (SW + BW)/2$
investimento	percentis 30 e 70	$CMA = (SC + BC)/2 - (SA + BA)/2$
liquidez	percentis 30 e 70	$IML = (SI + BI)/2 - (SL + BL)/2$

cada portfólio foram calculados de julho do ano t a junho do ano $t + 1$, sendo considerada uma ponderação pelo valor de mercado de cada ativo, em relação ao valor de mercado total da carteira. A Tabela 4 detalha o procedimento empregado para a construção dos fatores.

Além dos fatores supracitados, os modelos do primeiro passo também incorporam o prêmio pelo risco de mercado, que foi obtido pela diferença entre o retorno mensal da *proxy* para a carteira de mercado e o da taxa de juros do ativo livre de risco. Como *proxy* da carteira de mercado, foram considerados os retornos mensais, ponderados pelo valor de mercado mensal, de um portfólio composto pelas ações da amostra analisada em cada ano do período amostral. Como *proxy* da taxa de juros livre de risco, adotou-se a rentabilidade mensal do Certificado de Depósito Interbancário (CDI) durante o período amostral.

4.1.2 Variáveis dependentes

Para a formação dos portfólios *left-hand-side* (LHS), foi adotada uma adaptação da estratégia empregada por Fama e French (2015). Esse ajuste mostrou-se necessário para garantir uma diversificação mínima do portfólio. Conforme apontado por Sanvicente e Bellato (2004), portfólios com menos de 6 ações não seriam suficientemente diversificados.

A constituição dos portfólios LHS foi realizada por meio de um duplo ranqueamento dos ativos. Ao final desse processo, formaram-se cinco conjuntos de portfólios para a estimação dos modelos. Na primeira etapa, as ações foram ordenadas pelo seu tamanho e então divididas em quartis. Em seguida, cada um desses quartis foram ordenados por uma segunda variável: *book-to-market*; investimento; lucratividade; iliquidez ajustada; e *turnover* padronizado. por fim, esses quartis foram novamente divididos em quartis.

Esse procedimento produziu 16 portfólios para cada variável considerada

na segunda classificação, gerando um total de 80 portfólios. O número de ações nesses portfólios oscilou entre o mínimo de 6 ações e o máximo de 16 ações (média de 11,31 ações em cada portfólio). As variáveis dependentes dos modelos do primeiro passo foram, então, calculadas como o excesso de retorno desses portfólios em relação ao CDI, sendo os retornos dos portfólios ponderados pelo valor de mercado dos ativos que os compuseram. Para os modelos do segundo passo, a variável dependente foi representada pela média do excesso de retorno de cada um desses 80 portfólios ao longo do período amostral.

4.2 Testes de validação e de robustez dos modelos

No primeiro passo da metodologia de [Fama e MacBeth \(1973\)](#), utilizou-se o teste de [Gibbons et al. \(1989\)](#) – (GRS) – para avaliar o desempenho dos modelos em explicar os retornos dos portfólios empregados como variável dependente no modelo – portfólios LHS.

Para verificar se as estimativas obtidas no segundo passo da metodologia [Fama e MacBeth \(1973\)](#) violam os pressupostos subjacentes aos modelos econométricos, foram conduzidos os seguintes testes-diagnóstico: (i) Fator de Inflação da Variância (FIV), para verificar a presença de multicolinearidade; (ii) Breusch-Pagan, para heteroscedasticidade; e (iii) Durbin-Watson, para autocorrelação.

Por fim, para verificar a robustez dos resultados, a estimação dos modelos foi refeita desconsiderando-se os dados referentes ao mês de janeiro e também com a divisão da amostra em dois sub-períodos iguais de 108 meses, a saber: julho/2000 a junho/2009; e julho/2009 a junho/2018.

5. Análise e discussão dos resultados

5.1 Estatísticas descritivas dos retornos dos portfólios LHS

Na Tabela 5 são apresentadas a média e o desvio padrão do excesso de retorno dos portfólios LHS. Em cada painel, são exibidos os valores para um grupo diferente de portfólios, sendo eles organizados de acordo com a variável utilizada para efetuar o segundo ranqueamento do processo de formação dos portfólios. A relevância dessa análise consiste em identificar possíveis padrões no excesso de retorno médio dos portfólios em relação às variáveis consideradas no estudo.

A verificação da presença do efeito tamanho – tendência de se observar retornos maiores à medida em que se consideram portfólios compostos por ações de menor capitalização de mercado – é feita ao se analisar cada coluna com as médias nos painéis da Tabela 5. Os resultados obtidos para a amostra

deste estudo corroboram os de [Fama e French \(2015\)](#), uma vez que se observa uma tendência de decrescimento do excesso de retorno à medida que se eleva o tamanho das empresas que compõem os portfólios. Quando comparados os quartis extremos, verifica-se que os portfólios *small* apresentam sempre um maior excesso de retorno em relação aos *big*.

Nas linhas com as médias em cada painel da Tabela 5 observa-se a relação que se estabelece entre o excesso de retorno e a variável utilizada no segundo ranqueamento do procedimento de formação dos portfólios. No painel (a) dessa tabela, a característica utilizada para efetuar o segundo ranqueamento foi o índice *book-to-market*. Assim como em [Fama e French \(2015\)](#), observa-se uma tendência de crescimento dos retornos médios dos portfólios à medida que são compostos por ações de maiores valores de *book-to-market*. Ressalta-se que o grupo *small* exibiu o maior diferencial de excesso de retorno médio entre os portfólios *low* e *high book-to-market*: o retorno passou de 0,6283% a 1,2245%. Para o grupo *big*, o retorno passou de -0,2074% a -0,0436%.

No painel (b) da Tabela 5 são apresentadas as estatísticas descritivas do excesso de retorno para os portfólios formados segundo tamanho e investimento. Para esses portfólios, não foi possível observar uma associação clara entre o retorno médio e o nível de investimento. Para os quartis *small* e (2) da primeira coluna (ranqueamento por tamanho), houve crescimento no excesso de retorno entre as carteiras *low* e *high* investimento – ver primeira e segunda linhas do painel (b). Ao contrário, para os quartis (3) e *big* (por tamanho) o retorno dos portfólios *high* foi menor em comparação com os *low*. Esse resultado diverge de [Fama e French \(2015\)](#), que observaram excessos de retornos médios superiores para os portfólios *low* para todos os grupos de tamanho.

No painel (c) da mesma tabela, têm-se os resultados para os portfólios que consideraram a lucratividade no segundo ranqueamento. Assim como em [Fama e French \(2015\)](#), verifica-se uma tendência de crescimento no excesso de retorno médio entre os grupos *low* e *high* lucratividade. A maior diferença foi observada para o grupo *small*: o retorno cresceu de 0,7133% no portfólio *low* lucratividade para 1,5375% no portfólio *high*.

Nos painéis (d) e (e) da Tabela 5 são apresentados os resultados para os portfólios formados considerando a liquidez das ações no segundo ranqueamento, mensurada pela AdjIlliq e pelo TP, respectivamente. Cabe destacar inicialmente que os *rankings* foram invertidos devido ao fato de que AdjIlliq e TP são medidas de iliquidez. Desse modo, os portfólios do quarto quartil (*high*) são compostos pelas ações de maior liquidez e os portfólios do primeiro quartil (*low*) pelas ações menos líquidas. Os resultados para o excesso de retorno médio evidenciam uma relação inversa entre retorno e liquidez, uma vez que os portfólios *low* apresentaram retornos superiores aos dos port-

fólios *high*. A única exceção foi observada nos portfólios do grupo *small* subdivididos segundo a *proxy* Adjllliq – painel (d) –, em que o portfólio *high* apresentou o maior retorno médio.

Por fim, são analisados os desvios padrão do excesso de retorno dos portfólios LHS. Observa-se uma tendência de crescimento do desvio padrão conforme se consideram ações de menor capitalização de mercado na formação dos portfólios. Esse resultado indica que essas ações são mais arriscadas que as grandes; e justifica o efeito tamanho que foi observado entre todos os grupos de portfólios LHS. Em relação às variáveis do segundo ranqueamento, os portfólios formados de acordo com tamanho e lucratividade – painel (c) – foram os que apresentaram uma associação mais forte, dado que, quando se avaliam separadamente os grupos de tamanhos iguais, verifica-se que todos os portfólios *low* apresentaram desvios padrão maiores do que os dos grupos *high* lucratividade.

6. Estatísticas descritivas dos portfólios RHS (Fatores)

Analisadas as características e os retornos dos portfólios LHS utilizados nos modelos, na Tabela 6 são expostas as estatísticas descritivas dos fatores RHS – variáveis independentes dos modelos do primeiro passo.

Em relação ao retorno médio, enquanto o fator SMB apresentou o maior excesso de retorno médio entre todos os fatores (1,0118%), o CMA exibiu o menor (-0,2339%). Além disso, observa-se que, quando considerado o nível de significância de 5%, apenas o fator SMB apresentou média estatisticamente significativa (p -valor = 0,0002). Se considerado o nível de significância de 10%, os fatores para a liquidez IML_{TP} e $IML_{Adjllliq}$ também se mostrariam significativos.

Por um lado, as estimativas da Tabela 6 não estão em consonância com as documentadas por Fama e French (2015) para o mercado norte-americano. Os retornos médios dos seus fatores mostraram-se menores do que os aqui relatados, além de serem estatisticamente significativos. Diferem-se, também, dos resultados de Machado e Medeiros (2011), que encontraram significância estatística para o retorno médio dos fatores mercado, *book-to-market* e liquidez (construída a partir do volume). Por outro, são semelhantes às encontradas por Cakici et al. (2013) e Leite et al. (2018), que analisaram amostras de ações negociadas em mercados emergentes.

No que concerne, especificamente, aos fatores de liquidez, Machado e Medeiros (2011) observaram um retorno médio de 0,144 para o fator construído a partir do *turnover* padronizado, valor inferior ao observado neste estudo. Lam e Tam (2011), por sua vez, ao estudarem a bolsa de valores de Hong Kong, documentaram um retorno médio de 1,4878 para o fator cons-

Tabela 5
Estatística descritiva para o excesso de retorno dos portfólios

Panel (a): portfólios formados por tamanho – *book-to-market*

	média				desvio padrão			
	<i>low</i>	2	3	<i>high</i>	<i>low</i>	2	3	<i>high</i>
<i>small</i>	0,6283	0,7479	1,2883	1,2245	9,0958	7,2112	8,5259	8,3615
2	0,8003	1,1964	1,2731	1,1684	9,7085	7,3857	6,4569	7,8637
3	0,1093	0,6143	0,7733	0,6589	7,8111	7,3569	6,3576	6,9286
<i>big</i>	-0,2074	0,3408	0,0751	-0,0436	6,8563	6,4643	6,7823	8,2476

Panel (b): portfólios formados por tamanho – investimento

	média				desvio padrão			
	<i>low</i>	2	3	<i>high</i>	<i>low</i>	2	3	<i>high</i>
<i>small</i>	0,9194	0,8899	1,0298	1,1299	10,3165	8,0992	7,0775	7,8900
2	0,5513	0,9000	2,3075	0,8781	7,5442	6,8176	11,6002	7,8758
3	1,0195	0,5824	0,4386	0,0215	6,1764	5,6148	8,5467	7,8744
<i>big</i>	-0,1485	0,0612	0,1954	-0,2409	6,2798	6,9890	7,8054	7,3244

Panel (c): portfólios formados por tamanho – lucratividade

	média				desvio padrão			
	<i>low</i>	2	3	<i>high</i>	<i>low</i>	2	3	<i>high</i>
<i>small</i>	0,7133	0,5371	1,1001	1,5375	11,0607	8,2689	7,1791	9,1018
2	1,0558	0,1879	1,0740	1,6508	8,4190	7,3227	7,3292	8,0901
3	0,1861	0,6985	0,6813	0,6143	7,8665	6,8050	5,8545	7,4440
<i>big</i>	-0,3330	-0,2507	-0,1379	0,4332	8,0764	7,8854	7,4460	6,2816

Panel (d): portfólios formados por tamanho – Adjllliq

	média				desvio padrão			
	<i>low</i>	2	3	<i>high</i>	<i>low</i>	2	3	<i>high</i>
<i>small</i>	1,2052	0,8865	0,7589	1,3727	11,2398	6,8265	6,8390	8,4091
2	1,5237	0,9195	0,9250	0,9934	10,7921	6,8510	6,8463	8,3749
3	0,6218	0,8728	0,8079	0,0429	7,7647	6,3800	6,7819	7,2285
<i>big</i>	0,4483	0,3484	-0,2024	-0,0989	6,4588	6,3344	6,5534	7,1937

Panel (e): portfólios formados por tamanho – TP

	média				desvio padrão			
	<i>low</i>	2	3	<i>high</i>	<i>low</i>	2	3	<i>high</i>
<i>small</i>	1,7823	1,3981	0,6106	0,6709	8,4408	7,7849	7,2625	9,4720
2	1,6762	0,7492	1,2502	0,5944	6,9211	6,9788	9,7588	8,2898
3	1,1515	0,5254	0,2124	0,3555	6,2365	7,6642	6,4174	7,9835
<i>big</i>	0,2651	0,0316	0,1725	-0,1663	6,7488	6,5419	6,7053	8,0575

Tabela 6
Estatística descritiva dos retornos mensais dos fatores

	$R_m - R_f$	SMB	HML	CMA	RMW	IML _{AdjIlliq}	IML _{TP}
média	0,2569	1,0118	0,2836	-0,2339	0,5356	0,6795	0,6203
desvio padrão	6,0212	3,9345	5,6064	4,6150	5,0234	5,5094	5,0538
coef. de variação	23,4420	3,8886	19,7718	-19,7265	9,3784	8,1079	8,1470
assimetria	-0,5622	0,2503	-0,6958	-0,8229	0,3928	2,8672	-0,5604
curtose	1,8405	0,0688	4,3451	3,6583	2,7277	20,6046	2,8137
estatística t	0,6269	3,7795	0,7433	-0,7450	1,5671	1,8127	1,8040
p -valor	0,5314	0,0002	0,4581	0,4571	0,1186	0,0713	0,0726

Tabela 7
Correlação entre os fatores

	$R_m - R_f$	SMB	HML	RMW	CMA	IML _{AdjIlliq}	IML _{TP}
$R_m - R_f$	1,00						
SMB	-0,22	1,00					
HML	0,07	-0,02	1,00				
RMW	-0,23	-0,09	-0,51	1,00			
CMA	-0,12	0,04	0,61	-0,41	1,00		
IML _{AdjIlliq}	-0,25	0,25	-0,42	0,25	-0,22	1,00	
IML _{TP}	-0,37	-0,13	-0,08	0,16	0,07	0,14	1,00

truído a partir da iliquidez de Amihud (2002), e de 0,4284 para o fator *turnover* padronizado, ambos superiores aos aqui observados. Nesse caso, apenas o fator construído a partir da iliquidez de Amihud (2002) revelou-se estatisticamente significativo.

Com o intuito de avaliar se os fatores RHS representam dimensões de risco sistêmico distintas, foram analisadas as correlações entre os fatores. Sendo assim, na Tabela 7 são apresentadas as correlações entre o excesso de retorno dos fatores. Em relação à intensidade das correlações, observa-se que a correlação positiva mais forte é entre CMA e HML (0,61). Em oposição, a correlação negativa mais forte ocorre entre HML e RMW (-0,51).

Dado o caráter multidimensional da liquidez, é importante que se analise a correlação entre os dois fatores empregados para mensurar o seu efeito. Nesse sentido, verificou-se um baixo coeficiente de correlação (0,14) entre os fatores IML_{TP} e IML_{AdjIlliq}. Tal resultado sugere que os fatores captam dimensões distintas da liquidez. Sendo assim, é fundamental que seja o modelo seja testado com a inclusão de cada um dos fatores, de modo a se verificar qual a sua influência no poder explicativo e os seus efeitos sobre a significância dos outros fatores componentes. Por fim, destaca-se que os fatores com as correlações mais fortes com IML_{AdjIlliq} e IML_{TP} são, respectivamente, HML e Mercado ($R_m - R_f$).

7. Regressões do primeiro passo – desempenho dos modelos de precificação

Na Tabela 8 exibem-se os resultados das estatísticas empregadas para avaliar o desempenho dos modelos de precificação estimados. Conforme destacado por Fama e French (2015), a avaliação de um modelo de precificação de ativos passa pela análise de sua capacidade de explicar o excesso de retorno dos portfólios LHS. Desse modo, em cada painel da Tabela 8, apresentam-se os resultados encontrados para um grupo diferente de portfólios LHS. Dado que nesta pesquisa os modelos foram estimados em três composições diferentes de fatores, o interesse maior reside na análise de qual grupo de fatores melhor se ajusta a amostra analisada.

A primeira estatística empregada é o teste GRS. A hipótese nula do teste GRS é de que o conjunto dos interceptos do modelo de precificação estimado para os portfólios LHS é igual a zero. Ou seja, o modelo explica completamente o excesso de retorno dos portfólios. Com base nesse teste, o melhor modelo é aquele que possui a menor estatística de teste e o maior p -valor.

Conforme pode ser observado na Tabela 8, a adição de um fator para o risco de liquidez elevou o poder preditivo dos modelos de precificação. O modelo de maior p -valor para o teste GRS é sempre aquele que considera um dos fatores de liquidez em sua composição. Quando comparados os resultados para os diferentes fatores de liquidez, em geral, o modelo de maior p -valor é o que inclui o fator construído a partir do *turnover* padronizado. A única exceção foi observada para os portfólios formados segundo tamanho e lucratividade – painel (c) –, para os quais, o modelo com o fator $IML_{AdjIlliq}$ apresentou maior p -valor (0,0795).

Quando comparados os resultados entre os diferentes grupos de portfólios LHS, observa-se que, em todos os casos, sempre houve a ocorrência de pelo menos um modelo para o qual a hipótese nula do teste GRS não pode ser rejeitada (p -valor > 0,05). O melhor desempenho foi observado para o modelo de cinco fatores acrescido do fator IML_{TP} quando os portfólios foram formados segundo tamanho e $AdjIlliq$ (0,4805), haja vista seu maior p -valor. Em oposição, os modelos apresentaram um pior desempenho para os portfólios formados considerando a iliquidez ajustada no segundo ranqueamento, para os quais o maior p -valor foi observado para o modelo de cinco fatores acrescido do fator $IML_{AdjIlliq}$ (0,0795).

Na Tabela 8 são apresentadas também as médias dos valores absolutos dos interceptos do modelo em determinado grupo de portfólios LHS – $A|a_i|$. Quanto menor o valor dessa estatística, menor é a parcela do excesso de retorno que permaneceu sem ser explicada pelo modelo. O resultado para $A|a_i|$

Tabela 8
Estatísticas descritivas para as regressões do primeiro passo

Painel (a): portfólios formados por tamanho – <i>book-to-market</i>						
	GRS	<i>p</i> -valor	$A \alpha_i $	$s(\alpha)$	$A \alpha_i /A r_i $	R^2
5 fatores	1,1243	0,3348	0,2044	0,3008	0,5194	0,6390
5 fatores + IML _{Adjllliq}	1,6168	0,0673	0,2451	0,3637	0,6228	0,6482
5 fatores + IML _{TP}	1,0200	0,4367	0,1941	0,2558	0,4932	0,6475
Painel (b): portfólios formados por tamanho – investimento						
	GRS	<i>p</i> -valor	$A \alpha_i $	$s(\alpha)$	$A \alpha_i /A r_i $	R^2
5 fatores	1,5387	0,0894	0,2582	0,3269	0,5426	0,6093
5 fatores + IML _{Adjllliq}	1,5143	0,0976	0,2441	0,3016	0,5130	0,6174
5 fatores + IML _{TP}	1,4534	0,1208	0,2844	0,3830	0,5977	0,6168
Painel (c): portfólios formados por tamanho – lucratividade						
	GRS	<i>p</i> -valor	$A \alpha_i $	$s(\alpha)$	$A \alpha_i /A r_i $	R^2
5 fatores	1,6763	0,0538	0,2601	0,3290	0,5714	0,6078
5 fatores + IML _{Adjllliq}	1,5715	0,0795	0,2615	0,3121	0,5745	0,6150
5 fatores + IML _{TP}	1,7425	0,0418	0,2895	0,3589	0,6358	0,6173
Painel (d): portfólios formados por tamanho – Adjllliq						
	GRS	<i>p</i> -valor	$A \alpha_i $	$s(\alpha)$	$A \alpha_i /A r_i $	R^2
5 fatores	1,4871	0,1074	0,2547	0,2915	0,6520	0,5915
5 fatores + IML _{Adjllliq}	1,3405	0,1760	0,2555	0,3288	0,6543	0,6182
5 fatores + IML _{TP}	0,9797	0,4805	0,2266	0,2521	0,5803	0,6000
Painel (e): portfólios formados por tamanho – TP						
	GRS	<i>p</i> -valor	$A \alpha_i $	$s(\alpha)$	$A \alpha_i /A r_i $	R^2
5 fatores	1,8666	0,0256	0,3606	0,4469	0,7635	0,6031
5 fatores + IML _{Adjllliq}	1,8876	0,0235	0,3606	0,4552	0,7636	0,6105
5 fatores + IML _{TP}	1,2487	0,2344	0,2640	0,3213	0,5590	0,6314

Nota: As colunas GRS e *p*-valor referem-se aos resultados para o teste de [Gibbons et al. \(1989\)](#). As colunas $A|\alpha_i|$ e R^2 referem-se, respectivamente, à média dos valores absolutos dos interceptos e dos coeficientes de determinação dos modelos. A coluna $s(\alpha)$ apresenta o desvio-padrão dos valores dos interceptos dos modelos. Por fim, a coluna $A|\alpha_i|/A|r_i|$ expõe o valor médio absoluto dos interceptos sobre o valor médio absoluto do retorno médio da carteira *i* menos a média dos retornos de todas as carteiras formadas a partir das mesmas variáveis consideradas na construção da carteira *i*.

é outra evidência favorável à adição de um fator para o risco de liquidez no modelo de Fama e French (2015). Contudo, não houve consenso nos resultados dessa estatística, tendo em vista que, para os portfólios formados segundo tamanho e lucratividade – painel (c) –, o modelo de cinco fatores apresentou a menor média (0,2601).

A média da estatística $A|a_i|$ para o fator IML_{TP} é outro indicativo da sua superioridade (em relação ao $IML_{AdjIlliq}$), uma vez que o modelo que incorporou esse fator de liquidez apresentou o menor valor de $A|a_i|$ em três casos. A exceção foi o grupo de portfólios LHS ranqueado segundo tamanho e investimento – painel (b) –, para o qual o modelo com o menor valor para essa estatística (0,2441) considerava o fator $IML_{AdjIlliq}$.

Outra estatística exibida na Tabela 8 é a dispersão dos interceptos dos modelos em relação ao retorno esperado para um grupo de portfólios LHS – $A|a_i|/A|r_i|$. O numerador dessa medida é a média absoluta dos interceptos ($A|a_i|$) e o denominador ($A|r_i|$), o valor absoluto da média dos desvios dos retornos de cada carteira i em relação à média dos retornos de todas as carteiras LHS formadas a partir das mesmas variáveis consideradas na construção da carteira i . Como descrito por Fama e French (2015), essa estatística mostra quanto dos retornos dos portfólios LHS permanecem não explicados pelos modelos fatoriais. Ou seja, valores menores de $A|a_i|/A|r_i|$ significam que o modelo deixou uma menor parcela dos retornos médios sem explicação.

Os resultados para a estatística $A|a_i|/A|r_i|$ foram similares aos observados para as médias dos valores absolutos dos interceptos. Em geral, o menor valor para essa estatística foi observado para modelos com a inclusão de um fator de liquidez, sendo os resultados novamente favoráveis ao fator IML_{TP} . O grupo de portfólios que considerou o investimento no segundo ranqueamento compõe o único grupo que apresentou um resultado favorável ao fator de liquidez $IML_{AdjIlliq}$.

Por fim, o R^2 médio dos modelos para os grupos de portfólios LHS também mostra que a adição de um fator para a liquidez eleva o poder preditivo do modelo de Fama e French (2015). O R^2 médio, ao contrário das estatísticas anteriores, apresentou valores favoráveis ao fator $IML_{AdjIlliq}$. O modelo que incluía esse fator apresentou o maior R^2 médio para os portfólios que consideraram o *book-to-market*, o investimento e a iliquidez ajustada no segundo ranqueamento – painéis (a), (b) e (d), respectivamente. Destaca-se, todavia, que todos os valores médios de R^2 dos modelos se revelaram próximos a 60%, não se diferindo muito entre eles.

Em suma, os resultados das estatísticas descritivas para as regressões do primeiro passo indicam que a liquidez de mercado é um fator de risco precificado pelos investidores no mercado acionário brasileiro. Desse modo, a

adição de um fator para a liquidez foi capaz de elevar o poder preditivo do modelo de Fama e French (2015). Quanto aos fatores de liquidez testados, os resultados indicaram que o fator IML_{TP} gerou maior ganho no poder preditivo dos modelos para os portfólios LHS, se comparado ao $IML_{Adjllliq}$.

7.1 Análise de robustez

Para se verificar a robustez dos resultados das regressões do primeiro passo, os modelos foram estimados novamente, com diferentes composições para o período amostral. Inicialmente, suprimiram-se da amostra os dados referentes aos meses de janeiro de todos os anos analisados. Na sequência, subdividiu-se o período amostral em dois.

Na Tabela 9 são apresentados os resultados para os modelos estimados desconsiderando-se os dados referentes ao mês de janeiro – teste do efeito janeiro. Observa-se que, em geral, não se rejeita a hipótese nula do teste GRS para os modelos que incluem um fator para o risco de liquidez. A única exceção foi observada para o modelo de cinco fatores com adição do fator $IML_{Adjllliq}$, quando os portfólios foram formados segundo tamanho e *book-to-market* – painel (a) –, para o qual a hipótese nula foi rejeitada (p -valor de 0,0371).

Esses resultados contradizem os de Eleswarapu e Reinganum (1993), que encontraram um prêmio de liquidez positivo e estatisticamente significativo apenas para o mês de janeiro, sendo o prêmio de liquidez estatisticamente igual a zero nos demais meses. Desse modo, não foi observada a presença do efeito janeiro para a amostra estudada, em linha com os resultados de Liu (2006), Machado e Medeiros (2011) e Lam e Tam (2011).

Na Tabela 10 são apresentados os resultados para o teste GRS dos modelos estimados com a segmentação do período amostral em dois sub-períodos iguais. Essa estimativa tem como objetivo principal verificar se o poder preditivo dos modelos, com a inclusão de um fator de risco de liquidez, se alterou ao longo do tempo. Os resultados da estatística GRS para as subamostras evidenciaram que, via de regra, os modelos apresentaram um melhor desempenho na segunda metade do período amostral (maiores p -valores para o teste GRS). Tem-se, assim, um indicativo de que o poder preditivo dos modelos se elevou ao longo do tempo no mercado brasileiro. Destaca-se que esse foi um período marcado pelo crescimento do mercado de capitais no Brasil (B3, 2020a,b).

Por fim, ressalta-se, novamente, que os modelos que incluem a liquidez em sua especificação são aqueles com os maiores p -valores para o teste GRS. A única exceção foi para os portfólios formados segundo tamanho e *book-to-market*, painel (a) da Tabela 9 (teste do efeito janeiro), para os quais o

Tabela 9
Teste do efeito janeiro

Painel (a): portfólios formados por tamanho – <i>book-to-market</i>		
	GRS	<i>p</i> -valor
5 fatores	1,2295	0,2495
5 fatores + IML _{AdjIlliq}	1,7789	0,0371
5 fatores + IML _{TP}	1,2590	0,2285
Painel (b): portfólios formados por tamanho – investimento		
	GRS	<i>p</i> -valor
5 fatores	1,4235	0,1351
5 fatores + IML _{AdjIlliq}	1,3922	0,1500
5 fatores + IML _{TP}	1,4466	0,1250
Painel (c): portfólios formados por tamanho – lucratividade		
	GRS	<i>p</i> -valor
5 fatores	1,3454	0,1746
5 fatores + IML _{AdjIlliq}	1,2785	0,2154
5 fatores + IML _{TP}	1,4168	0,1382
Painel (d): portfólios formados por tamanho – AdjIlliq		
	GRS	<i>p</i> -valor
5 fatores	1,3800	0,1560
5 fatores + IML _{AdjIlliq}	1,3180	0,1905
5 fatores + IML _{TP}	1,0835	0,3740
Painel (e): portfólios formados por tamanho – TP		
	GRS	<i>p</i> -valor
5 fatores	1,4238	0,1350
5 fatores + IML _{AdjIlliq}	1,4660	0,1170
5 fatores + IML _{TP}	1,1026	0,3559

Nota: As colunas GRS e *p*-valor referem-se aos resultados para o teste de Gibbons et al. (1989).

modelo de cinco fatores apresentou o maior *p*-valor associado à estatística GRS. Quanto à liquidez especificamente, nos diferentes grupos de portfólios LHS, as estatísticas do teste GRS indicaram um melhor preditivo ora para os modelos com o fator IML_{TP}, ora para os modelos com IML_{AdjIlliq}.

7.2 Regressões do segundo passo

Nesta seção são apresentados os resultados para as regressões *cross-section* – segundo passo da metodologia de Fama e MacBeth (1973). Salienta-se que os modelos dessa etapa foram estimados tendo como variável dependente a média do excesso de retorno de cada um dos 80 portfólios LHS ao longo do período amostral; e como variáveis independentes, os coeficientes de sensibi-

Tabela 10
Teste de subamostras

Painel (a): portfólios formados por tamanho – <i>book-to-market</i>				
	pré 2009		pós 2009	
	GRS	<i>p</i> -valor	GRS	<i>p</i> -valor
5 fatores	1,4547	0,1361	1,2542	0,2454
5 fatores + IML _{Adjllliq}	1,8696	0,0346	1,3880	0,1670
5 fatores + IML _{TP}	1,1568	0,3191	1,1338	0,3383
Painel (b): portfólios formados por tamanho – investimento				
	pré 2009		pós 2009	
	GRS	<i>p</i> -valor	GRS	<i>p</i> -valor
5 fatores	1,1933	0,2897	0,9581	0,5084
5 fatores + IML _{Adjllliq}	1,1387	0,3341	0,9000	0,5714
5 fatores + IML _{TP}	0,9593	0,5073	1,0681	0,3976
Painel (c): portfólios formados por tamanho – lucratividade				
	pré 2009		pós 2009	
	GRS	<i>p</i> -valor	GRS	<i>p</i> -valor
5 fatores	1,7491	0,0521	1,1271	0,3438
5 fatores + IML _{Adjllliq}	1,6572	0,0713	1,0999	0,3681
5 fatores + IML _{TP}	1,7791	0,0473	1,1045	0,3640
Painel (d): portfólios formados por tamanho – Adjllliq				
	pré 2009		pós 2009	
	GRS	<i>p</i> -valor	GRS	<i>p</i> -valor
5 fatores	1,9226	0,0285	2,9676	0,0006
5 fatores + IML _{Adjllliq}	1,8485	0,0372	2,7875	0,0012
5 fatores + IML _{TP}	1,5129	0,1137	2,7869	0,0012
Painel (e): portfólios formados por tamanho – TP				
	pré 2009		pós 2009	
	GRS	<i>p</i> -valor	GRS	<i>p</i> -valor
5 fatores	1,1222	0,3482	0,8464	0,6306
5 fatores + IML _{Adjllliq}	1,0900	0,3772	0,8026	0,6789
5 fatores + IML _{TP}	0,7360	0,7501	0,7001	0,7865

Nota: As colunas GRS e *p*-valor referem-se aos resultados para o teste de Gibbons et al. (1989).

Tabela 11
Estatísticas dos testes de diagnóstico dos
pressupostos subjacentes aos modelos de regressão

Painel (a): Estatísticas FIV das variáveis explicativas das regressões do segundo passo				
Variável	5 Fatores	5 Fatores + IML _{AdjIlliq}	5 Fatores + IML _{TP}	
β	1,1099	1,2013	1,0425	
s	1,0110	1,0207	1,0074	
h	1,0135	1,0521	1,0675	
r	1,0501	1,1333	1,0707	
c	1,0605	1,0660	1,0323	
I _{AdjIlliq}		1,1588		
I _{TP}			1,1263	

Painel (b): Estatísticas dos testes de autocorrelação e heteroscedasticidade				
	DW	p-valor	BP	p-valor
5 fatores	2,5939	0,9958	5,5122	0,3566
5 fatores + IML _{AdjIlliq}	2,5942	0,9959	6,5848	0,3610
5 fatores + IML _{TP}	2,5571	0,9931	5,3204	0,5034

Nota: No painel (a) são apresentados os resultados obtidos para o fator de inflação da variância (FIV). No painel (b) são apresentadas a estatística de teste e *p*-valor calculados para os testes de Durbin-Watson (DW) e Breusch-Pagan (BP).

lidade associados aos fatores obtidos nas regressões do primeiro passo (*time series*).

Inicialmente são apresentados na Tabela 11 os resultados dos testes de diagnóstico para as regressões estimadas. Em conformidade com o apontado por Wooldridge (2010), normalmente assume-se que valores FIV superiores a 10 são indícios de que o modelo sofre com multicolinearidade. Os valores da estatística FIV exibidos na Tabela 11 sugerem que a multicolinearidade não representa um problema nos modelos estimados. Nessa tabela, verificam-se também que as estatísticas dos testes Breusch-Pagan e Durbin-Watson não permitem rejeitar as suas hipóteses nulas em nenhum dos modelos estimados. Isto é, não foram detectados problemas de autocorrelação e heteroscedasticidade em nenhum deles.

Na Tabela 12, apresentam-se os resultados dos modelos estimados: os seus parâmetros angular e linear, acompanhados dos respectivos *p*-valores; e os coeficientes de determinação (R^2). Os coeficientes de inclinação dos fatores mercado, tamanho, índice *book-to-market*, lucratividade, investimento e liquidez são identificados por γ_1 , γ_2 , γ_3 , γ_4 , γ_5 e γ_6 , respectivamente. E os interceptos dos modelos são designados por γ_0 .

Observa-se que o coeficiente do fator liquidez foi significativo em todos os modelos estimados, independente da *proxy* utilizada em sua construção. Ou seja, a liquidez de mercado revelou-se um fator consistente para os mo-

Tabela 12
Resultados das regressões *cross-section* dos modelos

	γ_0	γ_1	γ_2	γ_3	γ_4	γ_5	γ_6	R ² ajustado
5 fatores								
coef	1,6842	-1,5953	0,9569	0,2459	0,8319	-0,3227		0,7904
<i>p</i> -valor	0,0000	0,0000	0,0000	0,1063	0,0000	0,0745		
5 fatores + IML _{AdjIlliq}								
coef	1,6793	-1,5898	0,9504	0,2652	0,8119	-0,3188	0,5079	0,7880
<i>p</i> -valor	0,0000	0,0000	0,0000	0,0989	0,0000	0,0801	0,0013	
5 fatores + IML _{TP}								
coef	1,5260	-1,4219	0,9727	0,2174	0,8456	-0,3820	0,4117	0,7954
<i>p</i> -valor	0,0000	0,0000	0,0000	0,1503	0,0000	0,0370	0,0056	

Nota: coeficiente (coef), *p*-valor e coeficiente de determinação (R²) para as regressões *cross-section*, regressões do segundo passo, estimadas para os modelos analisados nesta pesquisa.

delos testados, independente da *proxy* adotada. Os dados sugerem, portanto, que os investidores do mercado brasileiro precificam o risco de liquidez das ações. Isto é, as evidências apontam para a existência de um prêmio de liquidez. Entretanto, deve-se sublinhar que apenas a adição do fator IML_{TP} foi capaz de elevar o coeficiente de determinação do modelo (R²), que passou de 0,7904 em sua estrutura original para 0,795; ao passo que a inclusão do fator IML_{AdjIlliq} reduziu o R² para 0,7880.

No que concerne à significância dos outros parâmetros, cabe destacar o fato de que o coeficiente para o fator HML não foi estatisticamente significativo em nenhum dos modelos estimados. No modelo de cinco fatores em sua estrutura original e na sua versão expandida com o IML_{AdjIlliq}, os coeficientes dos fatores HML e CMA não se mostraram estatisticamente significativos, se considerado o nível de significância de 5%. Cabe destacar, ainda, que, em todos os modelos estimados, os interceptos se mostraram altamente significativos, sugerindo que os fatores analisados não foram suficientes para explicar o excesso de retorno *cross-section* dos portfólios LHS no mercado acionário brasileiro.

Em síntese, os resultados das regressões *cross-section* indicam que os modelos de cinco e seis fatores (cinco fatores acrescido de um fator para o risco de liquidez), embora significativos, não foram capazes de explicar completamente o excesso de retorno *cross-section* dos portfólios LHS. Ou seja, seria necessária a incorporação de novos fatores nos modelos para que a variação nos retornos dos portfólios LHS pudesse ser mais bem explicada. Todavia, o fator representativo do risco de liquidez se mostrou significativo; e o modelo de cinco fatores com a adição de IML_{TP} foi o que apresentou o melhor poder

preditivo, se considerado o R^2 ajustado como métrica para avaliação.

8. Considerações finais

Este artigo teve um duplo objetivo e consistiu em (i) testar o poder explicativo e, por consequência, o desempenho do modelo de cinco fatores proposto por [Fama e French \(2015\)](#) acrescido de um fator para o risco de liquidez no contexto do mercado acionário brasileiro para, em seguida, (ii) verificar se o risco de liquidez das ações (fator de risco sistêmico) é precificado no mercado de capitais brasileiro – ou seja, para verificar se os investidores pagam um preço maior por ativos com menor exposição ao risco de liquidez.

Para a constituição dos portfólios LHS e dos fatores, foi adotada metodologia similar à de [Fama e French \(2015\)](#) para analisar os dados de uma amostra de ações negociadas na B3 no período 1999-2017. Para além dos fatores $R_m - R_f$, SMB, HML, RMW e CMA, que integram o modelo de cinco fatores, foram construídos os fatores de liquidez $IML_{AdjIliq}$ e IML_{TP} a partir das *proxies* liquidez ajustada e *turnover* padronizado, respectivamente. Os modelos foram, então, estimados de acordo com a metodologia de dois passos de [Fama e MacBeth \(1973\)](#).

Ao se analisar os portfólios LHS, observou-se a presença do efeito tamanho. Destaca-se também que, para os portfólios formados segundo a liquidez das ações, verificou-se um excesso de retorno médio maior para aqueles de menor liquidez, sugerindo uma relação inversa entre retorno e liquidez no mercado acionário brasileiro. Pela análise das estatísticas descritivas dos fatores RHS, destacaram-se os fatores SMB e CMA, que apresentaram o maior e o menor retorno médio, respectivamente. Além disso, apenas o fator SMB apresentou média dos retornos estatisticamente significativa.

Em relação à regressão do primeiro passo, foi observado que a liquidez é um fator precificado pelos investidores no mercado brasileiro, visto que a adição dos fatores para a liquidez melhorou o desempenho do modelo de [Fama e French \(2015\)](#). O fator IML_{TP} gerou maior ganho no poder preditivo dos modelos estimados, se comparado ao do fator $IML_{AdjIliq}$, revelando-se mais adequado para compor o modelo de seis fatores aqui proposto.

Por fim, por meio das regressões do segundo passo (*cross-section*), verificou-se que nenhum dos modelos estimados foi capaz de explicar integralmente o excesso de retorno dos portfólios LHS, o que pode ser entendido como uma limitação dos modelos. Dessa forma, seria pertinente a realização de novos testes com a incorporação de outras anomalias ao modelo. Não obstante, ressalta-se que a adição do fator IML_{TP} no modelo de cinco fatores melhorou o seu poder preditivo, se considerado o R^2 ajustado como métrica para avaliação. Nesse sentido, cumpriu-se com o objetivo desta pesquisa ao se revelar

que a liquidez de mercado das ações, representada pelo *turnover* padronizado, é um fator de risco sistemático precificado no mercado de capitais brasileiro. Conclui-se, portanto, que os investidores precificam o risco de liquidez das ações, sendo demandado um prêmio pelo risco de liquidez no processo da tomada de decisão de investimento.

Referências

- Acharya, V. V. e Pedersen, L. H. (2005). Asset pricing with liquidity risk, *Journal of Financial Economics* **77**(2): 375–410.
- Amihud, Y. (2002). Illiquidity and stock returns: cross-section and time-series effects, *Journal of Financial Markets* **5**(1): 31–56.
- Amihud, Y. (2019). Illiquidity and stock returns: A revisit, *Critical Finance Review*: **8**: 1–2.
- Amihud, Y., Hameed, A., Kang, W. e Zhang, H. (2015). The illiquidity premium: International evidence, *Journal of Financial Economics* **117**(2): 350–368.
- Amihud, Y. e Mendelson, H. (1986). Asset pricing and the bid-ask spread, *Journal of Financial Economics* **17**(2): 223–249.
- Amihud, Y. e Mendelson, H. (1991). Liquidity, asset prices and financial policy, *Financial Analysts Journal* **47**(6): 56–66.
- B3 (2020a). Histórico pessoas físicas.
URL: http://www.b3.com.br/pt_br/market-data-e-indices/servicos-de-dados/market-data/consultas/mrcado-a-vista/historico-pessoas-fisicas/
- B3 (2020b). Taxa média de crescimento.
URL: <http://bvmf.bmfbovespa.com.br/indices/ResumoTaxaMediaCrescimento.aspx?Indice=IBOV&idioma=pt-br>
- Black, F. (1971). Toward a fully automated stock exchange, part i, *Financial Analysts Journal* **27**(4): 28–35.
- Cakici, N., Fabozzi, F. J. e Tan, S. (2013). Size, value, and momentum in emerging market stock returns, *Emerging Markets Review* **16**: 46–65.
- Carhart, M. M. (1997). On persistence in mutual fund performance, *Journal of Finance* **52**(1): 57–82.

- Correia, L. F., Amaral, H. F. e Bressan, A. A. (2008). O efeito da liquidez sobre a rentabilidade de mercado das ações negociadas no mercado acionário brasileiro, *Revista de Administração e Contabilidade da Unisinos* **5**(2): 109–119.
- Datar, V. T., Naik, N. Y. e Radcliffe, R. (1998). Liquidity and stock returns: An alternative test, *Journal of Financial Markets* **1**(2): 203–219.
- Eleswarapu, V. R. e Reinganum, M. R. (1993). The seasonal behavior of the liquidity premium in asset pricing, *Journal of Financial Economics* **34**(3): 373–386.
- Fama, E. F. e French, K. R. (1992). The cross-section of expected stock returns, *Journal of Finance* **47**(2): 427–465.
- Fama, E. F. e French, K. R. (1993). Common risk factors in the returns on stocks and bonds, *Journal of Financial Economics* **33**(1): 3–56.
- Fama, E. F. e French, K. R. (2015). A five-factor asset pricing model, *Journal of Financial Economics* **116**(1): 1–22.
- Fama, E. F. e French, K. R. (2017). International tests of a five-factor asset pricing model, *Journal of Financial Economics* **123**(3): 441–463.
- Fama, E. F. e MacBeth, J. D. (1973). Risk, return, and equilibrium: Empirical tests, *Journal of Political Economy* **81**(3): 607–636.
- Foye, J. (2018). A comprehensive test of the Fama-French five-factor model in emerging markets, *Emerging Markets Review* **37**: 199–222.
- Ganz, A. C. S., Ames, A. C. e Jacintho, V. G. (2019). *A Influência do Risco de Liquidez no Retorno das Ações no Mercado Brasileiro*, Anais do XIII Congresso Anpcont.
- Gibbons, M. R., Ross, S. A. e Shanken, J. (1989). A test of the efficiency of a given portfolio, *Econometrica* **57**(5): 1121–1152.
- Jun, S. G., Marathe, A. e Shawky, H. A. (2003). Liquidity and stock returns in emerging equity markets, *Emerging Markets Review* **4**(1): 1–24.
- Kang, W. e Zhang, H. (2014). Measuring liquidity in emerging markets, *Pacific-Basin Finance Journal* **27**: 49–71.
- Lam, K. S. e Tam, L. H. (2011). Liquidity and asset pricing: Evidence from the Hong Kong stock market, *Journal of Banking & Finance* **35**(9): 2217–2230.

- Leal, M. E. (2018). *A influência da liquidez na precificação dos ativos no mercado brasileiro*, Master's thesis, Fundação Getúlio Vargas, Rio de Janeiro.
URL: <https://bibliotecadigital.fgv.br/dspace/handle/10438/26089>
- Leite, A. L., Klotzle, M. C., Pinto, A. C. F. e da Silva, A. F. (2018). Size, value, profitability, and investment: Evidence from emerging markets, *Emerging Markets Review* **36**: 45–59.
- Lesmond, D. A. (2005). Liquidity of emerging markets, *Journal of Financial Economics* **77**(2): 411–452.
- Lintner, J. (1965). The valuation of risk assets and the selection of risky investments in stock portfolios and capital budgets, *Review of Economics and Statistics* **47**(1): 13–37.
- Liu, W. (2006). A liquidity-augmented capital asset pricing model, *Journal of Financial Economics* **82**(3): 631–671.
- Machado, M. A. V. e de Medeiros, O. R. (2012). Existe o efeito liquidez no mercado acionário brasileiro?, *Brazilian Business Review* **9**(4): 28–51.
- Machado, M. A. V. e Machado, M. R. (2014). Liquidez e precificação de ativos: Evidências do mercado brasileiro, *Brazilian Business Review* **11**(1): 73–95.
- Machado, M. A. V. e Medeiros, O. R. (2011). Modelos de precificação de ativos e o efeito liquidez: Evidências empíricas do mercado acionário brasileiro, *Brazilian Review of Finance* **9**(3).
- Merton, R. C. (1973). An intertemporal capital asset pricing model, *Econometrica* **41**(5): 867–887.
- Mossin, J. (1966). Equilibrium in a capital asset market, *Econometrica* **34**(4): 768–783.
- Novy-Marx, R. (2013). The other side of value: The gross profitability premium, *Journal of Financial Economics* **108**(1): 1–28.
- Perobelli, F. F. C., Famá, R. e Sacramento, L. C. (2016). Relações entre liquidez e retorno nas dimensões contábil e de mercado no Brasil, *Revista Contabilidade & Finanças* **27**(71): 259–272.

- Ross, S. A. (1976). The arbitrage theory of capital asset pricing, *Journal of Economic Theory* **13**(3): 341–360.
- Sanvicente, A. e Bellato, L. (2004). Determinação do grau necessário de diversificação de uma carteira de ações no mercado de capitais brasileiro, *Seminários em Administração – Semead FEA-USP*, São Paulo.
- Sharpe, W. F. (1964). Capital asset prices: A theory of market equilibrium under conditions of risk, *Journal of Finance* **19**(3): 425–442.
- Siqueira, L. S., Amaral, H. F. e Correia, L. F. (2017). O efeito do risco de informação assimétrica sobre o retorno de ações negociadas na BM&FBOVESPA, *Revista Contabilidade & Finanças* **28**(75): 425–444.
- Titman, S., Wei, K. J. e Xie, F. (2004). Capital investments and stock returns, *Journal of Financial and Quantitative Analysis* **39**(4): 677–700.
- Vieira, M. D. V., Maia, V. M., Klotzle, M. C. e Pinto, A. C. F. (2017). Modelo de cinco fatores de risco: Precificando carteiras setoriais no mercado acionário brasileiro, *Revista Catarinense da Ciência Contábil* **16**(48): 86–104.
- Wooldridge, J. M. (2010). *Introdução à Econometria: Uma Abordagem Moderna*, 4th ed., Cengage Learning, São Paulo.
- Zaremba, A. e Czapkiewicz, A. (2017). Digesting anomalies in emerging European markets: A comparison of factor pricing models, *Emerging Markets Review* **31**: 1–15.