

## **RISCO DE LIQUIDEZ E PRECIFICAÇÃO DE ATIVOS: EVIDÊNCIAS NO MERCADO ACIONÁRIO BRASILEIRO**

**GABRIEL AUGUSTO DE CARVALHO**

CENTRO FEDERAL DE EDUCAÇÃO TECNOLÓGICA DE MINAS GERAIS (CEFET/MG)

**JOÃO EDUARDO RIBEIRO**

UNIVERSIDADE FEDERAL DE MINAS GERAIS (UFMG)

**HUDSON FERNANDES AMARAL**

CENTRO UNIVERSITÁRIO UNIHORIZONTES - MG

**JULIANO LIMA PINHEIRO**

UNIVERSIDADE FEDERAL DE MINAS GERAIS (UFMG)

**LAISE FERRAZ CORREIA**

CENTRO FEDERAL DE EDUCAÇÃO TECNOLÓGICA DE MINAS GERAIS (CEFET/MG)

Agradecimento à órgão de fomento:

Agradecemos ao CEFET-MG, ao CEPEAD/UFMG e à CAPES

# RISCO DE LIQUIDEZ E PRECIFICAÇÃO DE ATIVOS: EVIDÊNCIAS NO MERCADO ACIONÁRIO BRASILEIRO

## 1 INTRODUÇÃO

Com base nas proposições de Amihud e Mendelson (1986), e em suas evidências empíricas, diversos estudos foram desenvolvidos com a intenção de testar a relação entre a liquidez de mercado e o retorno de ativos. Por um lado, análises da microestrutura do mercado acionário norte-americano, tais como, Datar, Naik e Radcliffe (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, Hameed, Kang e Zhang (2015), Correia, Amaral e Bressan (2008), Jun, Marathe e Shawky (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, Klotzle, Pinto e Silva (2018), a maior parte dos estudos sobre precificação de ativos são desenvolvidos no contexto dos mercados desenvolvidos. Percebe-se, portanto, a oportunidade de se contribuir com a literatura em finanças ao explorar a temática do risco de liquidez em economias emergentes, mais especificamente, no mercado de capitais brasileiro.

Nesse sentido, o objetivo desta pesquisa foi verificar se a liquidez das ações é um fator de risco sistemático precificado no mercado de capitais brasileiro. De modo mais específico, foi testada a inclusão de um fator para o risco de liquidez no modelo de cinco fatores proposto por Fama e French (2015). 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 de ativos em portfólios. Nesse contexto, o investidor racional precisaria balancear os custos de transação oriundos da iliquidez, de acordo com o horizonte temporal de seus investimentos. Se os investidores precificam o risco de liquidez dos títulos e demandam retornos maiores de ativos menos líquidos, o custo de capital das empresas será aumentado e, por consequência, seu valor de mercado será reduzido. (Amihud & Mendelson, 1986, 1991).

## 2 REFERENCIAL TEÓRICO

### 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 e Xie (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.

$$R_i - R_f = \alpha_i + \beta_i(R_m - R_f) + s_iSMB + h_iHML + r_iRMW + c_iCMA + \varepsilon_i \quad (1)$$

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. Os resultados evidenciaram um padrão de retorno médio relacionado ao tamanho, *book-to-market*, lucratividade e investimento com poder explicativo dos retornos entre 71% e 94%. Fama e French também testaram o modelo de cinco fatores em mercados internacionais da América do Norte, Europa, Japão e Ásia-Pacífico (Fama & French, 2017), e revelaram que o principal problema do modelo são as ações de pequena capitalização de mercado (*microcaps*), uma vez que os seus retornos se comportam como os de empresas que investem agressivamente, mesmo que possuam baixa lucratividade. No entanto, 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. Leite et al. (2018) testaram os modelos de três, quatro e cinco fatores em 12 mercados emergentes, e 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 para o 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, Maia, Klotzle e Pinto (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, Amaral e Correia (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

Os estudos que combinam microestrutura de mercado e precificação de ativos sugerem que a liquidez de mercado seja uma importante anomalia a ser considerada. Amihud e Mendelson (1986), em estudo seminal sobre o tema, 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. Ou seja, para verificar se os investidores do mercado exigem um prêmio pelo risco de liquidez. 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, por outro, há estudos, tais como, Jun et al. (2003), Correia et al. (2008) e Perobelli, Fama e Sacramento (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. 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.

Correia et al. (2008) verificam se os retornos das ações no mercado brasileiro podem ser explicados por sua liquidez de mercado. Os seus resultados revelaram uma relação positiva entre o índice *turnover* – medida de liquidez empregada no estudo – e 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).

Nessa mesma perspectiva, Leal (2018) avaliou a influência da liquidez na precificação de ativos em uma amostra de ações listadas na B3. Para tanto, utilizou os modelos de Fama e French (1993), Carhart (1997) e Keene e Peterson (2007). Seus resultados revelaram que a liquidez influencia na precificação dos ativos e explica uma parcela incremental da variação dos retornos, sendo observada uma relação inversa e significativa entre liquidez e retorno.

Recentemente, Ganz, Ames e Jacintho (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. Os dados necessários para o desenvolvimento dos modelos estudados foram coletados na plataforma de informações financeiras *Bloomberg*. Para a composição da amostra, tal como destacado por Fama e French (1992), foram desconsideradas as ações das empresas financeiras, devido a 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 possuíam 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. 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.

### 3.2 Medidas de Liquidez

Dado o caráter multidimensional da liquidez, optou-se pela adoção de duas *proxies* para sua mensuração. A primeira *proxy* adotada é a Iliquidez Ajustada proposta por Kang e Zhang (2014). A medida, nomeada de AdjIlli*q*<sub>*i,t*</sub>, pode ser expressa conforme a Equação 2.

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

Em que: AdjIlli*q*<sub>*i,t*</sub> 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*<sub>*i,t*</sub> é o número de dias nos quais ocorreram negociações com a ação *i* no ano *t*; |*R*<sub>*i,d*</sub>| é o retorno absoluto da ação *i* no dia *d*; *Vol*<sub>*i,d*</sub> é o volume negociado da ação *i* no dia *d*; e Zero*Vol*<sub>*i,t*</sub> é a porcentagem de dias sem negociação para a ação *i* no ano *d*.

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 da ação nos últimos 12 meses. Essa medida pode ser descrita conforme a Equação 3.

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

Em que: TP<sub>*i,t*</sub> 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 1 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.

Tabela 1  
Estatísticas Descritivas

	AdjIlli <i>q</i>	TP
Média	-12,4705	35,2132
Desvio Padrão	3,2951	61,1321
Coefficiente de Variação	-0,2642	1,7361
Mínimo	-22,0148	0,0000
Máximo	0,6757	996,0317

### 3.2 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 medidas de liquidez consideradas.

$$R_{i,t} - RF_t = \alpha_i + \beta_i(RM_t - RF_t) + s_iSMB_t + h_iHML_t + r_iRMW_t + c_iCMA_t + l_iIML_t + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

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). 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*. A Tabela 2 detalha o procedimento empregado para a construção dos fatores.

Tabela 2

#### 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	$IML = (SI + BI)/2 - (SL + BL)/2$

Além dos fatores, os modelos 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 retorno mensal 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).

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 das ações. 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 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.

No primeiro passo da metodologia de Fama e MacBeth (1973), utilizou-se o teste de Gibbons, Ross e Shanken (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 subperíodos iguais de 108 meses, a saber: julho/2000 a junho/2009; e julho/2009 a junho/2018.

## 4 ANÁLISE E DISCUSSÃO DOS RESULTADOS

### 4.1 Estatísticas Descritivas dos Retornos dos Portfólios LHS

Na Tabela 3 são expostas a média e o desvio padrão do excesso de retorno, a fim de observar como essa variável se comportou para diferentes níveis das variáveis que serviram de base para realizar o duplo ranqueamento e, assim, formar os portfólios LHS. 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 3. Os resultados obtidos para a amostra deste estudo corroboram os de Fama e French (2015), uma vez que se observa uma tendência de decréscimo 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, observa-se a relação que se estabelece entre o excesso de retorno e a variável utilizada no segundo ranqueamento na 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) 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), 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) são apresentados os resultados para os portfólios formados segundo tamanho e liquidez, mensurada pela Adjlliq e pelo TP, respectivamente. Destaca-se inicialmente que os *rankings* foram invertidos devido ao fato de que Adjlliq e TP são medidas de iliquidez. Desse modo, os portfólios do quarto quintil (*high*) são compostos pelas ações de maior liquidez e os portfólios do primeiro quintil (*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 portfólios *high*. A única exceção foi observada nos portfólios do grupo *small* subdivididos segundo a proxy Adjlliq – Painel (d) –, em que o portfólio *high* apresentou o maior retorno médio.

Tabela 3

**Estatística descritiva para o excesso de retorno dos portfólios**

<b>Painel (a): Portfólios formados por tamanho - book-to-market</b>								
	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
<b>Painel (b): Portfólios formados por tamanho - investimento</b>								
	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
<b>Painel (c): Portfólios formados por tamanho - lucratividade</b>								
	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
<b>Painel (d): Portfólios formados por tamanho - Adjlliq</b>								
	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

Continua

**Painel (e): Portfólios formados por tamanho - TP**

	Média				Desvio padrão			
	Low	2	3	High	Low	2	3	High
<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

**4.2 Estatísticas Descritivas dos Portfólios RHS (Fatores)**

Na Tabela 4 são expostas as estatísticas descritivas dos fatores construídos para a estimação dos modelos – portfólios RHS. 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).

Por um lado, as estimativas da Tabela 4 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, Fabozzi e Tan (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 construído 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.

Tabela 4

**Estatística descritiva dos retornos mensais dos fatores**

	$R_m - R_f$	SMB	HML	CMA	RMW	$IML_{AdjIliq}$	$IML_{TP}$
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
Coefficiente 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

A Tabela 5 apresenta a matriz de correlação dos fatores RHS. Observa-se que a correlação positiva mais forte é entre os fatores CMA e HML (0,61). Em oposição, a correlação negativa mais forte ocorre entre os fatores HML e RMW (-0,51). Verifica-se um baixo coeficiente de correlação (0,14) entre os fatores de liquidez ( $IML_{TP}$  e  $IML_{AdjIliq}$ ). Esse resultado sugere que esses fatores captam dimensões diferentes da liquidez. Por fim, destaca-se que os fatores com as correlações mais fortes com  $IML_{AdjIliq}$  e  $IML_{TP}$  são, respectivamente, HML e Mercado ( $R_m - R_f$ ).

Tabela 5

**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

**4.3 Regressões do Primeiro Passo – Desempenho dos Modelos de Precificação**

Na Tabela 6 exibem-se os resultados das estatísticas empregadas para avaliar o desempenho dos modelos de precificação estimados. Desse modo, em cada Painel, 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, que tem a hipótese nula de que o conjunto dos interceptos do modelo de precificação estimado para os portfólios LHS é estatisticamente 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, 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. 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). Em oposição, os modelos apresentaram um pior desempenho para os portfólios formados considerando a  $Illiquidez$  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 6 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  $A|a_i|$  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  $IML_{AdjIlliq}$ .

Na Tabela 6 também é apresentada a dispersão dos interceptos dos modelos em relação ao retorno esperado para um grupo de portfólios LHS –  $A|\alpha_i|/A|r_i|$ . O numerador dessa medida é a média absoluta dos interceptos –  $A|\alpha_i|$  – 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  $i$ . Conforme destacam Fama e French (2015), essa estatística mostra quanto dos retornos dos portfólios LHS permanecem não explicados pelos modelos. Ou seja, valores menores de  $A|\alpha_i|/A|r_i|$  significam que o modelo deixou uma menor parcela dos retornos médios sem explicação.

Os resultados para a estatística  $A|\alpha_i|/A|r_i|$  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  $IML_{TP}$ . Os portfólios ranqueados segundo tamanho e investimento compõem 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 Ilquidez 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.

Tabela 6

**Estatísticas descritivas para as regressões do primeiro passo**

<b>Painel (a): Portfólios formados por tamanho - book-to-market</b>						
	GRS	p-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 + $IML_{AdjIlliq}$	1,6168	0,0673	0,2451	0,3637	0,6228	0,6482
5 fatores + $IML_{TP}$	1,0205	0,4367	0,1941	0,2558	0,4932	0,6475
<b>Painel (b): Portfólios formados por tamanho - investimento</b>						
	GRS	p-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 + $IML_{AdjIlliq}$	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
<b>Painel (c): Portfólios formados por tamanho - lucratividade</b>						
	GRS	p-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 + $IML_{AdjIlliq}$	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
<b>Painel (d): Portfólios formados por tamanho - AdjIlliq</b>						
	GRS	p-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 + $IML_{AdjIlliq}$	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
<b>Painel (e): Portfólios formados por tamanho - TP</b>						
	GRS	p-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 + $IML_{AdjIlliq}$	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

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  $IML_{AdjIlliq}$ .

#### 4.4 Análise de Robustez

Para se verificar a robustez dos resultados, os modelos foram estimados novamente, com diferentes composições para o período amostral. Na Tabela 7 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 o fator para a liquidez. A única exceção foi observada para o modelo de cinco fatores com adição do fator  $IML_{AdjIlliq}$ , cujos 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).

Tabela 7

#### Teste do Efeito Janeiro

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

Na sequência, a Tabela 8 apresenta os resultados para o teste GRS dos modelos estimados com a segmentação do período amostral em dois subperíodos 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.

Tabela 8

**Teste de subamostras**

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

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 7 (Teste do Efeito Janeiro), para os quais o 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  $IML_{AdjIlli}$ .

#### 4.5 Regressões do Segundo Passo

Nesta subsecção 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 dos retornos de cada um dos 80 portfólios LHS e como variáveis independentes, os coeficientes de sensibilidade associados aos fatores obtidos nas regressões do primeiro passo.

Inicialmente são destacados os resultados dos testes de diagnóstico para as regressões estimadas. Foram observados valores entre 1,0074 e 1,2013 para a estatística FIV das variáveis explicativas utilizadas nos modelos, sendo um indicativo da inexistência de multicolinearidade nos modelos estimados. Do mesmo modo, as estatísticas de teste de Durbin-Watson para detectar a autocorrelação e de Breusch-Pagan, a heteroscedasticidade exibiram p-valores de 0,3566 a 0,9959, não permitindo rejeitar as suas hipóteses nulas em nenhum dos modelos estimados. Isto é, não foram detectados problemas de autocorrelação e heteroscedasticidade.

Na Tabela 9, 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 *b*, *s*, *h*, *r*, *c*, e *i*, respectivamente. E os interceptos dos modelos são designados por *Int*.

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 modelos 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 inclusão do fator  $IML_{TP}$  foi capaz de elevar o coeficiente de determinação do modelo ( $R^2$ ), que passou de 0,7904 para 0,7954. A inclusão do fator  $IML_{AdjIlli}$  reduziu o  $R^2$  para 0,7880.

No que concerne a 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  $IML_{AdjIlli}$ , 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.

Tabela 9

#### Resultados das regressões *cross-section* dos modelos

	Int	b	s	h	r	c	i	$R^2$ ajustado
5 fatores								
Coef	1,6842	-1,5953	0,9569	0,2459	0,8319	-0,3227		0,7904
p-val	0,0000	0,0000	0,0000	0,1063	0,0000	0,0745		
5 fatores + $IML_{AdjIlli}$								
Coef	1,6793	-1,5898	0,9504	0,2652	0,8119	-0,3188	0,5079	0,7880
p-val	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
p-val	0,0000	0,0000	0,0000	0,1503	0,0000	0,0370	0,0056	

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.

## 5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este artigo teve como objetivo verificar se a liquidez das ações é um fator de risco sistemático precificado no mercado de capitais brasileiro, isto é, verificar se há evidências de um prêmio de liquidez. De modo mais específico, foi testada a inclusão de um fator para o risco de liquidez no modelo de cinco fatores proposto por Fama e French (2015) e, então, analisado o poder explicativo do modelo como um todo. 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  $IML_{AdjIlliq}$  e  $IML_{TP}$  a partir das *proxies* Ilquidez 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 a regressão de 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  $IML_{AdjIlliq}$ , revelando-se mais adequado para compor o modelo de seis fatores aqui proposto.

Por fim, por meio das regressões de 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, é 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 brasileiro. Conclui-se, portanto, que os investidores precificam o risco de liquidez das ações ao demandar um prêmio de liquidez no processo da tomada de decisão de investimento.

## REFERÊNCIAS

Acharya, V. V., & 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., Hameed, A., Kang, W., & Zhang, H. (2015). The illiquidity premium: International evidence. *Journal of Financial Economics*, 117(2), 350-368.
- Amihud, Y., & Mendelson, H. (1986). Asset pricing and the bid-ask spread. *Journal of Financial Economics*, 17(2), 223-249.
- Amihud, Y., & Mendelson, H. (1991). Liquidity, asset prices and financial policy. *Financial Analysts Journal*, 47(6), 56-66.
- Cakici, N., Fabozzi, F. J., & 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. *The Journal of Finance*, 52(1), 57-82.
- Correia, L. F., Amaral, H. F., & 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., & Radcliffe, R. (1998). Liquidity and stock returns: An alternative test. *Journal of Financial Markets*, 1(2), 203-219.
- Eleswarapu, V. R., & 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., & French, K. R. (1992). The cross-section of expected stock returns. *The Journal of Finance*, 47(2), 427-465.
- Fama, E. F., & 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., & French, K. R. (2015). A five-factor asset pricing model. *Journal of Financial Economics*, 116(1), 1-22.
- Fama, E. F., & French, K. R. (2017). International tests of a five-factor asset pricing model. *Journal of Financial Economics*, 123(3), 441-463.
- Fama, E. F., & 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., & Jacintho, V. G. (2019). *A Influência do Risco de Liquidez no Retorno das Ações no Mercado Brasileiro*. Anais do XIII Congresso Anpcont. São Paulo, SP.
- Gibbons, M. R., Ross, S. A., & Shanken, J. (1989). A test of the efficiency of a given portfolio. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1121-1152.
- Jun, S. G., Marathe, A., & Shawky, H. A. (2003). Liquidity and stock returns in emerging equity markets. *Emerging Markets Review*, 4(1), 1-24.
- Kang, W., & Zhang, H. (2014). Measuring liquidity in emerging markets. *Pacific-Basin Finance Journal*, 27, 49-71.
- Keene, M. A., & Peterson, D. R. (2007). The importance of liquidity as a factor in asset pricing. *Journal of Financial Research*, 30(1), 91-109.

- Lam, K. S., & 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*. Dissertação de mestrado, Fundação Getúlio Vargas, Rio de Janeiro, RJ, Brasil. Disponível: <https://bibliotecadigital.fgv.br/dspace/handle/10438/26089>.
- Leite, A. L., Klotzle, M. C., Pinto, A. C. F., & 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.
- Liu, W. (2006). A liquidity-augmented capital asset pricing model. *Journal of Financial Economics*, 82(3), 631-671.
- Machado, M. A. V., & Medeiros, O. R. (2011). Modelos de precificação de ativos e o efeito liquidez: evidências empíricas do mercado acionário brasileiro. *Revista Brasileira Finanças*, 9(3), 383-412.
- Machado, M. A. V., & Machado, M. R. (2014). Liquidez e precificação de ativos: evidências do mercado brasileiro. *BBR-Brazilian Business Review*, 11(1), 73-95.
- 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., & Sacramento, L. C. (2016). Relações entre liquidez e retorno nas dimensões contábil e de mercado no Brasil. *Revista Contabilidade & Finanças*, 27(71), 259-272.
- Sanvicente, A., & Bellato, L. (2004). *Determinação do grau necessário de diversificação de uma carteira de ações no mercado de capitais brasileiro*. In Seminários em Administração – Semead FEA-USP (p. 7). São Paulo, SP.
- Siqueira, L. S., Amaral, H. F., & 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., & 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., & 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.