

UNIVERSIDADE FEDERAL DE PERNAMBUCO
CENTRO DE CIÊNCIAS SOCIAIS APLICADAS
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA - PIMES

A RELAÇÃO ENTRE ILIQUIDEZ E O RETORNO DAS AÇÕES NO BRASIL

Recife-PE

2019

GUILHERME CANAVARRO DA FONSECA

A RELAÇÃO ENTRE ILIQUIDEZ E O RETORNO DAS AÇÕES NO BRASIL

Tese de doutorado submetida ao Programa de Pós-Graduação em Economia, da Universidade Federal de Pernambuco (PIMES/UFPE), sob a orientação do Prof. Dr. Francisco de Sousa Ramos e co-orientação do Prof. Dr. José Lamartine Távora Júnior, como requisito parcial à obtenção do título de doutor em Economia.

Recife

2019

Catálogo na Fonte
Bibliotecária Ângela de Fátima Correia Simões, CRB4-773

F676r

Fonseca, Guilherme Canavarro da

A relação entre iliquidez e o retorno das ações no Brasil / Guilherme Canavarro da Fonseca. - 2019.

59 folhas: il. 30 cm.

Orientador: Prof. Dr. Francisco de Sousa Ramos e Coorientador Prof. Dr. José Lamartine Távora Júnior.

Tese (Doutorado em Economia) – Universidade Federal de Pernambuco, CCSA, 2019.

Inclui referências.

1. Iliquidez. 2. Mercado de ações. 3. Séries temporais. I. Ramos, Francisco de Sousa (Orientador). II. Távora Júnior, José Lamartine (Coorientador). III. Título.

330 CDD (22. ed.)

UFPE (CSA 2019 – 065)

UNIVERSIDADE FEDERAL DE PERNAMBUCO
CENTRO DE CIÊNCIAS SOCIAIS APLICADAS
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA
PIMES/PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA

PARECER DA COMISSÃO EXAMINADORA DE DEFESA DE TESE DO
DOUTORADO EM ECONOMIA DE:

GUILHERME CANAVARRO DA FONSECA

A Comissão Examinadora composta pelos professores abaixo, sob a presidência do primeiro, considera o Candidato Guilherme Canavarro da Fonseca **APROVADO**.

Recife, 11/03/2019.

Prof. Dr. Francisco de Sousa Ramos
Orientador

Prof. Dr. José Lamartine Távora Junior
Examinador Interno

Prof. Dr. Ricardo Chaves Lima
Examinador Interno

Prof. Dr. Fernando Pontual de Souza Leão Júnior
Examinador Externo

Prof. Dr. Cristovão de Souza Brito
Examinador Externo

AGRADECIMENTOS

Agradeço primeiro aos professores do PIMES e do Departamento de Economia da UFPE que ao longo dos últimos 10 anos, desde a graduação, me auxiliaram a chegar até aqui, e fica registrado o agradecimento especial ao Professor Lamartine, sem o apoio dele não teria chegado ao fim desta intensa jornada.

Agradeço também a minha família, especialmente os meus pais Marcos e Fátima e a minha esposa Fernanda, pelo carinho e dedicação que tiveram comigo. Também não poderia deixar de agradecer os meus grandes amigos da jornada da vida que deram apoio, sustentação e inspiração. Meus amigos são fonte de crescimento contínuo durante toda a minha caminhada e seria injusto citar alguns nomes e esquecer outros.

Agradeço ao Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq) pelo fomento a minha pesquisa e ao Programa de Pós-Graduação em Economia da UFPE (PIMES/UFPE) que ofereceu robusta estrutura durante todo o curso.

RESUMO

Este trabalho tem como objetivo investigar a existência de um prêmio por iliquidez no mercado brasileiro de ações. Utilizando a mesma medida de iliquidez, de Amihud (2002), para a análise de corte transversal, em painel e de séries temporais, mostrou-se na análise *cross section* com transformação logarítmica do modelo que o retorno esperado das ações no Brasil cresce o quão mais ilíquido for o ativo. No modelo de dados em painel com efeitos fixos, os resultados se mostraram significativos nas variáveis de iliquidez, do Beta, do nível de dividendos, e do retorno passado. A *dummy* cambial mostrou-se estatisticamente significativa e com coeficiente positivo, ou seja, o câmbio flutuante afetou positivamente o retorno das ações no Brasil. Alternativamente, as variáveis de iliquidez inverso do volume e *bid ask spread* apresentaram resultados semelhantes no modelo ao apresentado pela variável de iliquidez de Amihud, no entanto, o inverso do turnover apresentou comportamento não significativo. Já a análise por séries temporais mostrou que o efeito da iliquidez do mercado em relação ao excesso de retorno esperado das ações não é relevante no Brasil, uma vez que mudanças na iliquidez esperada do mercado não afetaram, ex ante o excesso de retorno das ações durante o tempo. Porém, a iliquidez inesperada tem um efeito negativo e estatisticamente significativo sobre o retorno contemporâneo das ações. O trabalho também dividiu as empresas em portfólios pela capitalização de mercado das companhias, e constatou que a liquidez esperada continua com efeitos estatisticamente não significativos para todos os quintis analisados, e que a liquidez inesperada é estatisticamente significativa em todos os quintis e tem maiores efeitos nas empresas de menor porte. O fator de risco-país (EMBI+) despontou com coeficiente positivo e estatisticamente significativo a um nível de 10%. Já a variável *dummy* janeiro mostrou-se irrelevante, assim como o diferencial da taxa curva de juros americana de longo prazo versus de curto prazo.

Palavras-chave: Iliquidez. mercado de ações. retorno. séries temporais. corte transversal. dados em painel.

ABSTRACT

This paper aims to investigate the existence of a premium for illiquidity in the Brazilian stock market. Using the same measure of illiquidity, from Amihud (2002), for the analysis of cross-sectional, panel and time series, it was shown in the cross section analysis with logarithmic transformation of the model that the expected return of stocks in Brazil grows as the more illiquid the asset. In the panel data model with fixed effects, the results were significant in the variables of illiquidity, the Beta, the level of dividends, and the past return. The foreign exchange dummy was statistically significant and with a positive coefficient, that is, the floating exchange regime positively affected the stock return in Brazil. Alternatively, the variables of inverse volume liquidity and bid ask spread presented similar results in the model presented by the Amihud illiquidity variable, however, the inverse of the turnover presented non-significant behavior. The time series analysis, however, showed that the effect of market illiquidity in relation to expected excess returns is not relevant in Brazil, since changes in the expected illiquidity of the market did not affect ex ante the excess of stock returns during the time. However, unexpected illiquidity has a negative and statistically significant effect on the contemporary return of stocks. The study also divided firms into portfolios by market capitalization of companies, and found that the expected liquidity continues to have statistically insignificant effects for all the quintiles analyzed, and that unexpected liquidity is statistically significant across all quintiles and has major effects on small caps companies. The country risk factor (EMBI +) showed a positive and statistically significant coefficient at a level of 10%. The January dummy variable proved to be irrelevant, as did the differential of the long-term versus short-term american interest rate curve.

Keywords: Illiquidity. stock market. return. time series. cross-section. panel data.

LISTA DE QUADROS

Quadro 1 – Resumo dos Modelos.....	24
------------------------------------	----

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 - Matriz de Correlação das Variáveis do Modelo Amihud (2002).....	36
Tabela 2 - Resultados da regressão de corte transversal do retorno das ações em relação à iliquidez e outras características.....	37
Tabela 3 - Resultados da regressão de corte transversal do retorno das ações em relação à iliquidez e outras características, com variáveis sofrendo transformação logarítmica, conforme Busse e Hefeker (2007).....	38
Tabela 4 - Testes do modelo em Painei.....	39
Tabela 5 - Resultados do Painei com efeitos fixos do ln do retorno das ações em relação à iliquidez e outras características.....	40
Tabela 6 - Comparativo dos Resultados do Painei com efeitos fixos do retorno das ações em relação à iliquidez e outras características.....	41
Tabela 7 - Resultados do Painei com efeitos fixos do ln do retorno das ações em relação à iliquidez e outras características.....	42
Tabela 8 - O efeito da iliquidez no retorno esperado das ações.....	43
Tabela 9 - O efeito da iliquidez no retorno esperado das ações, para portfólios ordenados por tamanho das empresas.....	45
Tabela 10: O efeito da iliquidez no retorno esperado das ações, para portfólios ordenados por tamanho das empresas, controlado pelos fatores risco-país e diferencial da curva de juros americana.....	46

SUMÁRIO

1. INTRODUÇÃO	8
1.1 OBJETIVOS E HIPÓTESES DO TRABALHO	10
1.2 JUSTIFICATIVA DO TEMA E INEDITISMO DA PESQUISA.....	11
1.3 ESTRUTURA DO TRABALHO.....	12
2. REFERENCIAL TEÓRICO	13
2.1 CONCEITOS DE LIQUIDEZ	13
2.2 ESTUDOS DE LIQUIDEZ NO MUNDO	15
2.3 ESTUDOS DE ILIQUIDEZ NO BRASIL.....	20
3. METODOLOGIA.....	24
3.1 MEDIDAS DE ILIQUIDEZ	24
3.2 RELAÇÃO DO RETORNO DAS AÇÕES COM A ILIQUIDEZ	25
3.2.1 ANÁLISE EM CORTE TRANSVERSAL	25
3.2.2 ANÁLISE EM PAINEL	27
3.2.2.1 Incluindo uma <i>Dummy</i> Cambial.....	27
3.2.2.2 Medidas Alternativas de Iliquidez.....	28
3.2.3 ANÁLISE EM SÉRIE TEMPORAL	30
3.2.3.1 O efeito da iliquidez no retorno do mercado	31
3.2.3.2 O efeito da iliquidez no retorno de portfólios divididos por capitalização de mercado das empresas	33
3.2.3.3 O efeito da iliquidez no retorno das ações controlado pelo risco país e prêmio da curva de juros americana	34
3.4 Base de Dados e Softwares.....	35
4. APRESENTAÇÃO E ANÁLISE DOS RESULTADOS	36
4.1 Resultados do modelo em corte transversal e em dados em painel	36
4.2 Resultados do modelo de série temporal	42
4.2.1 O EFEITO DA ILIQUIDEZ DE MERCADO NO EXCESSO DE RETORNO ESPERADO DO MERCADO DE AÇÕES	42
4.2.2 O EFEITO DA ILIQUIDEZ DE MERCADO NO EXCESSO DE RETORNO DOS PORTFÓLIOS COM BASE NO TAMANHO DAS EMPRESAS	44

5. CONSIDERAÇÕES FINAIS.....	48
REFERÊNCIAS	52

1. INTRODUÇÃO

O principal objetivo da presente tese é estudar a relação entre a iliquidez das ações brasileiras e seus respectivos retornos. Há vasta evidência empírica da existência e da magnitude do prêmio de iliquidez no mercado de ações, porém pouco se sabe a respeito para o mercado brasileiro. Para efetuar os testes que visam indicar a existência do prêmio de iliquidez nas ações brasileiras, replicou-se a metodologia de Amihud (2002), com adaptações ao mercado local.

Procura-se identificar se há no Brasil a relação positiva entre a iliquidez esperada do mercado e o retorno futuro das ações, e se a iliquidez inesperada de mercado tem um impacto negativo no retorno contemporâneo das ações, tais relações foram encontradas em Amihud (2002) para o mercado americano. Porém, Harris (2018), utilizando dados mais recentes encontrou que apenas a iliquidez inesperada influencia os indicadores de retorno das ações.

Sharpe (1964) e Lintner (1965), inspirados nos trabalhos de Markowitz (1952) e de Tobin (1958), desenvolveram o modelo alcunhado *Capital Asset Pricing Model* – CAPM, amplamente utilizado na precificação de ativos de risco, para calcular seus retornos. O CAPM é modelo de fator único de risco, qual seja, o Beta que é o fator de explicação da diferença de retorno exigido entre os ativos. A partir de tal arcabouço, diversos autores passaram a testar empiricamente a acurácia do CAPM, como Fama e MacBeth (1973), e encontraram evidências de que as variações nos retornos esperados dos ativos poderiam ser explicadas por outras variáveis.

Assim sendo, Fama e French (1993), sugerem através do modelo de 3-fatores agregar novas variáveis ao CAPM, constituindo um modelo multifatorial que utiliza as características das empresas como fatores de risco, quais sejam: beta de mercado, conforme o CAPM, tamanho da empresa definido pelo valor de mercado da companhia; e o valor patrimonial/valor de mercado (B/M), definido pela razão entre o valor contábil e o de mercado da empresa.

Posteriormente, ganhou destaque o desenvolvimento de Carhart (1997) que incorporou o fator de risco momento, onde foram encontradas evidências empíricas para afirmar a superioridade de tal modelo (4-fatores) em relação ao modelo de 3-fatores e ao CAPM, na explicação dos retornos.

Paralelamente, a liquidez tem sido objeto de estudo de vários acadêmicos. O artigo seminal de Amihud e Mendelson (1986), abriu o caminho para uma vasta quantidade de estudos que sugerem que a liquidez é um fator relevante na explicação dos retornos das ações. Amihud e Mendelson (1986), Brennan e Subrahmanyam (1996), Brennan, Chordia e Subrahmanyam

(1998), Datar, Naik e Radcliffe (1998), Liu (2006) mostram, através da utilização de medidas diferentes para a liquidez, que há uma relação negativa entre liquidez e o retorno dos ativos. Ou seja, quanto mais ilíquido o ativo maior o retorno esperado.

Por sua vez, liquidez é um conceito amplo e que não pode ser observado diretamente, é descrito como um conceito multidimensional sendo a habilidade de negociar grandes quantidades de ativos, rapidamente, a um baixo custo e com pequeno impacto nos preços (BLACK, 1971; LIU, 2006). Assim sendo, por tal definição, verificam-se pelo menos quatro dimensões compondo a liquidez: i) quantidade; ii) velocidade; iii) custo e iv) impacto nos preços. Dificuldade e custos para transacionar um título com pouca liquidez significam maiores riscos para o investidor, que demanda um retorno maior para tal ativo a luz da hipótese de aversão ao risco dos investidores (Machado & Medeiros, 2012).

Muitas aproximações da liquidez já foram propostas, tais como: o *bid-ask spread*, volume financeiro transacionado e índices que combinavam retornos e volume, com o objetivo de mensurar o grau de liquidez dos ativos.

Geralmente, em momentos de calma do mercado, a liquidez dos ativos é um conceito marginalizado na análise dos investidores. Contudo, nos momentos de maior *stress*, onde ocorre, de maneira imprevisível, a ampliação da aversão ao risco, que a iliquidez dos ativos sobressalta e se amplia.

Uma vez que haja uma redução da liquidez do sistema como um todo, faz-se necessário que o investidor desfaça posições, componha caixa e ajuste o enquadramento de risco. Sendo isto verdade, existe um prêmio intrínseco nos ativos que visam remunerar este risco adicional, o risco de iliquidez.

A preocupação com a liquidez dos mercados é crescente. Após a queda abrupta que atingiu as bolsas de valores em outubro de 1987, as crises financeiras da Ásia em 1997 e da Rússia em 1998, notou-se uma extraordinária falta de liquidez a nível mundial. A partir desses eventos, a liquidez de mercado passou a preocupar as autoridades monetárias, os bancos de investimento e os pesquisadores em finanças. No entanto, a maioria dos estudos feitos analisa o efeito da liquidez apenas nos mercados mais desenvolvidos e, observando-se isso, decidiu-se, com a presente tese, investigar essa relação de uma maneira mais profunda no Brasil.

O mercado de ações brasileiro é, em termos de liquidez, um mercado extremamente concentrado. Um exemplo desta concentração está na formação do índice Bovespa, onde menos de 70 (setenta) ações representam 80% (oitenta por cento) do volume de negócios. Neste

sentido, o mercado brasileiro tem características típicas de mercados emergentes, nos quais muitas ações apresentam baixa liquidez.

1.1 Objetivos e hipóteses do trabalho

O trabalho procura analisar a relação entre retorno das ações e a liquidez em dois diferentes contextos:

No primeiro, é empregado um modelo de corte transversal. Posteriormente é utilizada a mesma base e modelo, mas os dados são elencados como um painel, a fim de considerar as especificidades de cada ação durante o tempo. Utiliza-se a medida de liquidez de Amihud (2002) como indicador de liquidez, tal medida é composta pela razão entre o retorno absoluto diário e o volume negociado na moeda local.

Seguindo a metodologia Fama e Macbeth (1973), é desenvolvido um modelo *cross-sectional* que faz uma regressão dos retornos mensais das ações contra a variável de liquidez, as relacionadas ao risco (beta e volatilidade dos retornos) e as variáveis de controle (*dividend yield*, retornos passados e tamanho das empresas). O principal objetivo é analisar a influência da variável de liquidez no retorno mensal.

Em seguida, a base de dados é encarada como uma base de dados em painel, com o objetivo de tentar obter melhores resultados do que no modelo de corte transversal.

Ademais, é testado se outras de liquidez têm um ajuste melhor ao retorno das ações do que a variável de liquidez de Amihud. Por fim, acrescenta-se uma *dummy* de regime cambial, a fim de auferir a relevância da mudança de regime cambial no Brasil no retorno das ações.

O segundo contexto, é de uma análise em série temporal. Com o objetivo de averiguar a assertiva de que o excesso de retorno esperado é uma função crescente da liquidez de mercado esperada, seguiu-se a metodologia de French, Schwert, Stambaugh (1987), que testou o efeito do risco sobre o retorno esperado, e de Amihud (2002) que testou o efeito da liquidez sobre o retorno esperado.

Neste sentido, o trabalho apresenta dois testes de hipóteses, (i) a maior liquidez esperada do mercado implica um maior excesso de retorno ex-ante das ações, (ii) o efeito da liquidez inesperada de mercado no retorno inesperado contemporâneo das ações deve ser negativo.

Uma vez que há alta correlação positiva entre liquidez da ação e tamanho da empresa, outro ponto de análise do trabalho é o impacto do nível de liquidez e de sua volatilidade sobre o excesso de retorno de portfólios selecionados por níveis de capitalização de mercado das empresas.

Intuitivamente espera-se que os agentes vão preferir ações mais líquidas às ilíquidas, logo deveriam pagar um prêmio para assumir iliquidez, o que faria com que as ações mais líquidas tivessem retornos menores. Neste sentido, Liu (2006) pontua que ativos com baixa liquidez podem exigir maior custo de transação e maior rentabilidade para seduzir investidores. Um ativo com baixo grau de liquidez possui maior custo de transação, dificultando a sua imediata negociação.

Nesta etapa, o objetivo é analisar dois testes de hipóteses:

- (i) Se os coeficientes da variável iliquidez esperada do modelo serão positivos, e diminuirão em relação a uma maior capitalização de mercado (*size*).
- (ii) Se os coeficientes da variável iliquidez inesperada do modelo serão negativos, e aumentam em relação aos portfólios de maior capitalização de mercado (*size*)

Por fim, o trabalho busca encontrar os efeitos da iliquidez no retorno das ações, após acrescentar ao modelo as variáveis risco país (*EMBI+*) e prêmio da curva de juros americana do título de longo prazo contra o título de curto prazo.

1.2 Justificativa do tema e ineditismo da pesquisa

Lee (2011) pontua que, até o momento, a importância potencial da liquidez não foi explorada de forma extensiva em mercados internacionais como foi no mercado americano. Notadamente, no caso de mercados emergentes, como o Brasil, os estudos são mais escassos.

O Brasil, apresentou inúmeros problemas de natureza macroeconômica, como a hiperinflação anterior ao plano real. Tais problemas acabam por contaminar a base de dados, e faz com que o pesquisador brasileiro tenha menos tempo de dados para trabalhar na análise. Recentemente o plano real completou 25 anos, de forma que começa a fazer sentido tomar a base de dados do retorno das ações em série temporal, pois há uma quantidade maior de dados.

Os modelos de Amihud (2002) replicados no presente trabalho, nunca foram trabalhados a fundo para o Brasil. Apenas, Vieira et al. (2015), utilizaram a variável de iliquidez de Amihud para uma análise do comportamento da liquidez ao longo do tempo no Brasil com dados em painel. Ademais, Jun, Marathe e Shawky (2003), avaliaram diversos mercados emergentes, incluindo o Brasil, a análise destes autores revelaram que o sinal do índice *turnover* apresentado pelo Brasil é positivo e estatisticamente significativo, porém os autores não se aprofundam no caso brasileiro.

Por fim, as peculiaridades incluídas nos modelos do caso brasileiro, como a inserção do fator de risco-país (*EMBI+*) na análise em série temporal, e a inclusão da variável de *dummy cambial* no modelo dados em painel, são um ineditismo da presente pesquisa.

1.3 Estrutura do trabalho

O presente trabalho está dividido, além do atual capítulo introdutório, nos seguintes capítulos: (i) Capítulo – II – referencial teórico que é dedicado à fundamentação teórica do tema e revisão bibliográfica. (ii) Capítulo III - descrição da metodologia utilizada para embasar as análises feitas; (iii) Capítulo IV – apresentação dos resultados obtidos; e (iv) Capítulo V – considerações finais, apresenta as conclusões do presente estudo.

2. REFERENCIAL TEÓRICO

Este capítulo abarca a definição de liquidez pela literatura e a revisão dos estudos realizados pelo mundo e no Brasil, acerca deste tema. Desta feita, o capítulo se divide em três partes: definição de liquidez, estudos sobre liquidez no mercado internacional e estudos sobre liquidez no mercado brasileiro.

2.1 Conceitos de Liquidez

No dicionário, liquidez é definida como a facilidade com que um ativo é negociado e convertido em dinheiro (Houaiss & Villar, 2001). Referido significado está alinhado com o pensamento de Demsetz (1968) e Amihud e Mendelson (1986), que definem a liquidez de mercado como o custo incorrido para a execução imediata de uma ordem de compra ou venda de um ativo.

Hicks (1962) credita a origem do termo liquidez ao conceito econômico cunhado por Keynes. Este apresentou o conceito da velocidade de circulação do dinheiro em seu livro *A Treatise on Money* (1930) e, portanto, antes de sua Teoria da Preferência pela Liquidez, desenvolvida em seu livro Teoria Geral do Emprego, do Juro e do Dinheiro, publicada em 1936. Hicks define que o grau de liquidez de um ativo anda *pari passu* o seu valor esperado, ou seja, um aumento na preferência de liquidez seria expresso por um aumento no grau de certeza do valor esperado. A liquidez neste caso, não seria uma quantidade monetária, mas um índice de risco.

Demsetz (1968) formulou o *bid-ask spread* como medida para mensurar a iliquidez de um ativo, conceito este que foi bem aceito e bastante empregado na literatura. Um ativo com maior liquidez terá uma menor diferença entre o preço de compra (*bid*) e de venda (*ask*), o que permitirá uma menor variação no momento de executar um negócio.

Por sua vez, Black (1971) descreve as características de um mercado líquido, conforme o autor um mercado será considerado líquido se atender as quatro condições prévias, listadas a seguir:

- Há preços de compra e venda para investidores que desejam negociar uma pequena quantidade do ativo imediatamente;
- A diferença entre os preços de compra e venda (*spread*), deve permanecer pequeno;

- A negociação de grandes quantidades de um ativo poderá ser feita ao longo de determinado período, por preços que não difiram significativamente do preço corrente de mercado;
- Grandes quantidades podem ser negociadas imediatamente, porém a negociação se dá mediante a presença de um prêmio ou desconto que varia de acordo com o tamanho do negócio realizado.

Segundo Amihud e Mendelson (1986), a liquidez de mercado pode ser descrita como o custo da imediata execução de uma ordem de compra ou venda, e a liquidez de mercado é medida pelo *bid-ask spread*, ou seja, a diferença entre o preço de compra e o preço de venda do ativo no mercado, conforme proposto originalmente por Demsetz (1968).

Em um estudo pioneiro, Amihud e Mendelson (1986) desenvolveram um modelo teórico no qual foi aplicada a estrutura CAPM (*Capital Asset Pricing Model*) a fim de auferir o papel da liquidez na precificação dos ativos utilizando uma amostra de dados do período de 1961 a 1980. Os resultados encontrados sugerem uma relação positiva entre retorno e iliquidez.

A liquidez não é diretamente observável e possui diferentes aspectos que não são mensurados por meio de uma única variável. Por conseguinte, os estudos acadêmicos têm sido trabalhados mediante utilização de diversas *proxies* para mensuração da liquidez, cada uma com o objetivo de capturar partes de suas diferentes dimensões. (MACHADO e MEDEIROS, 2011).

Uma das *proxies* de liquidez bastante utilizada na literatura é o índice *turnover*, que conforme descrito por Bruni e Famá (1998), é dado pela divisão do número de ações negociadas pelo total de ações emitidas pela empresa. Entre os estudos que utilizam essa medida para a liquidez, é possível mencionar os trabalhos de Datar, Naik e Radcliffe (1998); Chan e Faff (2003); Machado e Medeiros (2011); e Vieira, Justen Júnior e Righi (2015).

Além dessas duas principais variáveis apresentadas acima, é possível citar diversas outras, como: volume negociado e volatilidade, empregados por Jun, Marathe e Shawky (2003), Vieira *et al.* (2007), Donato (2011), Machado e Medeiros (2012); e quantidade de títulos e quantidade de negócios, conforme empregado por Liu (2006), Vieira *et al.* (2007) e Machado e Medeiros (2012).

A importância da liquidez torna-se ainda mais evidente em momentos de crise, como na crise financeira mundial desencadeada em 2008. Em tais momentos, os investidores avessos ao risco preferem investir em ativos menos arriscados e mais líquidos (LIU, 2006).

Outro momento crítico da história recente que desencadeou uma avalanche de estudos a respeito da liquidez dos mercados, notadamente em períodos de crise, foi a quebra do LTCM (*Long Term Capital Management*), em 1998. Tal fundo, gerido pelos notórios Myron Scholes e Robert Merton, baseava sua estratégia em explorar anomalias nos mercados globais a fim de obter retornos positivos, com a sua quebra houve impactos relevantes nos mercados globais.

Excesso de alavancagem e má gestão de liquidez foram os principais motivos para o colapso do fundo, que acarretou um efeito em cascata que reduziu drasticamente a liquidez nos mercados globais na época. Tal situação levou a academia a se debruçar mais atentamente a questão da liquidez e seus efeitos nos mercados, disseminando vários estudos abrangendo tal temática.

2.2 Estudos de liquidez no Mundo

Por volta da década de 1980, foram desenvolvidos os primeiros estudos com o objetivo de investigar a influência da liquidez na precificação de ativos, ocasião em que muitas pesquisas apontaram resultados que a liquidez afeta o retorno acionário.

Amihud & Mendelson (1986) foram dois entre os primeiros pesquisadores a pesquisar o papel da liquidez na precificação de ativos, sugerindo uma relação positiva entre retorno e iliquidez. Os autores avaliaram o mercado americano de ações no período de 1961 a 1980, e aplicaram a estrutura do CAPM (*Capital Asset Pricing Model*).

A base teórica para a formulação da relação entre liquidez e retorno dos ativos se suporta na hipótese de aversão ao risco dos investidores. A aversão ao risco faz com que os investidores requeiram maiores retornos como forma de compensação pelos maiores níveis de risco. De maneira análoga, os investidores tendem a preferir investir em ativos líquidos, que podem ser negociados rapidamente e com um baixo custo de transação. Desta feita para atrair os investidores, os ativos com menor liquidez devem oferecer um maior retorno esperado. Em resumo, os retornos esperados dos ativos são função decrescente da liquidez (AMIHUD; MENDELSON, 1986; 1988; 1991).

Amihud e Mendelson (1986) encontram evidências de que há um prêmio pela liquidez, pois os resultados dos retornos foram significativamente afetados pelo indicador de liquidez *bid-ask spread*.

Conforme Amihud e Mendelson (1991), o efeito liquidez é análogo ao efeito risco sobre os ativos de capital, pois os investidores exigem maiores níveis de retorno tanto para realizar investimentos em ativos menos líquidos quanto para investir em ativos mais voláteis, uma vez

que para abrir mão da liquidez e da segurança e assumir custos maiores, os investidores exigiriam um prêmio para realizar tal investimento. Assim, investimentos com liquidez menor devem oferecer retornos esperados mais altos para atrair investidores.

Após a quebra do LCTM, Fama e French (1992) apresentaram um estudo que colocou em questionamento o modelo de precificação de ativos de Sharpe (1964), Lintner (1965) e Black (1972), que por muito tempo guiaram o modo como acadêmicos e investidores pensavam sobre a relação de risco e retorno.

Fama e French em seus testes encontram que a relação entre o excesso de retorno das ações e os seus betas desaparece para o período de 1963 a 1990. Após isso, eles concluem que o tamanho da empresa e a relação valor patrimonial e valor da empresa, juntamente com o beta, são fatores suficientes para explicar o excesso de retorno dos ativos, tal estudo abriu portas para uma série de trabalhos investigarem possíveis melhorias ao modelo CAPM.

Brennan e Subrahmanyam (1996) utilizam diversas técnicas empíricas de precificação de ações e estudo da microestrutura do mercado para examinar a relação entre retorno e liquidez. Especificamente, eles estimam a medida de liquidez através de dados intradiários das transações e custos fixos, utilizando os fatores de Fama e French (1992) para fazer ajustes ao risco. Os autores encontraram evidências de que a falta de liquidez, devido a informações assimétricas, afeta a taxa de retorno esperado das empresas e consequentemente os seus preços.

Datar, Naik e Radcliffe (1998) analisaram, conforme a literatura precedente, se os retornos são negativamente relacionados à liquidez, contudo empregando como medida de liquidez o *turnover* (quantidade de ações negociadas dividida pelo total de ações em circulação). Os resultados mostraram que o retorno de uma ação é uma função decrescente da taxa de *turnover*, inclusive, após a inserção de variáveis de controle, como: tamanho da firma, índice *book-to-market* e o beta da firma.

Chordia, Subrahmanyam e Anshuman (2001) utilizam a evidência de que o nível de liquidez afeta os retornos das ações e formulam a hipótese de que o segundo momento da liquidez deveria ser positivamente relacionado com o retorno das ações. Tal observação acabaria por gerar uma nova noção aos agentes de que existe risco associado às flutuações na liquidez. Assim sendo, os autores analisaram a relação entre retornos esperados e o nível de liquidez.

Os resultados encontrados por Chordia, Subrahmanyam e Anshuman foram contrários às suas hipóteses iniciais, ou seja, foi encontrada uma forte e surpreendente relação negativa entre os retornos de ações e a variação do volume de negociação. . Esse efeito se manteve após

diversos testes de robustez e se mostrou estatisticamente e economicamente significativa. Com isso, foi possível observar a importância das variáveis relacionadas à atividade de negociação na explicação do retorno esperado das ações.

Amihud (2002) propõe como medida de liquidez a relação entre retorno absoluto diário de uma dada ação e seu volume transacionado neste mesmo dia, tal métrica ganhou a alcunha de medida de liquidez de Amihud. Ao utilizar os dados do mercado americano, concluiu-se que as expectativas com relação à liquidez do mercado influenciam a formação das expectativas dos retornos das ações, principalmente daquelas de empresas de menor porte. Ademais, os resultados também relevaram que a iliquidez tem um efeito positivo e significativo sobre os retornos esperados.

O efeito do beta é positivo e significativo, todavia, torna-se insignificante quando o tamanho é incluído no modelo, porém os betas em tal trabalho foram calculados para portfólios baseados em tamanho, o que torna o resultado esperado. O desvio padrão dos retornos e o *dividend yield* apresentaram coeficientes negativos. O coeficiente negativo do *dividend yield* pode ser negativo em virtude da possibilidade de que ele possa estar repercutindo o efeito de fatores de risco não observados (companhias menos arriscadas podem optar por maiores *dividend yield*).

Com o intuito de constatar a proposição de que o excesso de retorno esperado é uma função crescente da iliquidez de mercado esperada, o autor adotou a metodologia de French, Schwert, Stambaugh (1987), que testou o efeito do risco sobre o retorno esperado. A iliquidez esperada foi estimada por um modelo autorregressivo.

Os resultados indicaram que a iliquidez esperada tem um efeito positivo e significativo sobre o excesso de retorno esperado (retorno da ação menos do título público), ou seja, embutido no excesso de retorno esperado de um ativo, além do prêmio de risco, há uma parcela de prêmio para iliquidez da ação. O resultado encontrado foi confirmado nos estudos de Pastor e Stambaugh (2003) e Acharya e Pedersen (2005)

Pastor e Stambaugh (2003) investigaram a influência da liquidez de mercado sobre a precificação dos ativos americanos no período de 1966 a 1999, obtendo como resultado que ativos mais suscetíveis ao risco de liquidez possuem retornos esperados maiores, e que os maiores declínios no nível de liquidez ocorreram em períodos de instabilidade financeira.

Acharya e Pedersen (2005) desenvolveram um modelo que busca incrementar o CAPM com fatores de sensibilidade à liquidez do mercado, denominado CAPM ajustado. Os testes

empíricos utilizam a medida proposta por Amihud (2002) como proxy da liquidez do mercado e são capazes de ajustar os dados com maior precisão do que o uso do CAPM tradicional. Os testes empíricos confirmam que ativos com maior sensibilidade a choques de iliquidez possuem, em média, maiores retornos. O modelo ainda aponta que choques positivos na liquidez, se persistentes, estão associados a baixos retornos contemporâneos e retornos futuros elevados.

Jun, Marathe e Shawky (2003), ao avaliarem diversos mercados emergentes, utilizaram várias *proxies* para a liquidez, quais sejam: o índice *turnover*, o volume de negociação em dinheiro e a razão *turnover* /volatilidade. Observou-se uma relação linear e positiva com o retorno, não importando qual a *proxy* de liquidez empregada.

Realizou-se uma análise de dados em painel agrupados para todos os países da amostra. Ademais, foi realizado outro agrupamento por classificação geográfica (Ásia, Oriente Médio e África, América Latina, Europa), analisando o efeito da liquidez país por país. As estatísticas fornecidas revelaram que o sinal do *índice turnover* apresentado pelo Brasil é positivo e estatisticamente significativo. Conforme os autores, uma possível explicação para a associação positiva entre a liquidez e a rentabilidade é o baixo nível de integração entre os mercados emergentes e os globais.

O ponto em questão é o de que, se os mercados emergentes não estão completamente integrados à economia global, a falta de liquidez não funcionará como fator de risco, logo, os retornos não serão necessariamente menores para mercados líquidos.

Martínez et al. (2005) analisam para o mercado de capitais espanhol, em modelo de corte transversal, a variação dos retornos médios com os betas estimados através de medidas de liquidez. Considerando uma amostra de retornos diários e mensais de todas as ações negociadas no mercado espanhol de janeiro de 1991 a dezembro de 2000, chegou-se à conclusão que existe um prêmio de liquidez no mercado acionário espanhol.

Uma nova medida de liquidez é proposta por Liu (2006), que verificou a existência de um prêmio de liquidez significativo e robusto em uma longa série de ações negociadas no período de janeiro de 1963 a dezembro de 2003. A variável desenvolvida procura compreender a multidimensionalidade da liquidez, notadamente, a quantidade negociada, a velocidade e o custo de negociação. Utilizando como proxy para a liquidez o *turnover* padronizado e ajustado para o volume de dias sem negociação, o autor demonstra que para períodos inferiores a 12 meses, ativos de baixa liquidez geram retornos esperados significativamente superiores aos retornos gerados por ativos altamente líquidos.

Hwang e Lu (2007) empregando dados da Inglaterra, mostram que há uma grande diferença no retorno de ações líquidas e ilíquidas. Ademais, o prêmio de liquidez para o mercado inglês pode ser explicado por um CAPM com a inclusão de um argumento de liquidez. Tal estudo considera uma nova medida de liquidez, a qual é adaptada de Amihud (2002), e leva em conta não só o retorno absoluto das ações, mas também a variável giro.

Bekaert, Harvey e Lundblad (2007) utilizaram a técnica VAR (*vector auto regressive*) coletando dados para 19 países emergente, incluindo Brasil e Argentina, para o período entre 1993 e 2003. Suas conclusões seguem na mesma linha dos trabalhos anteriores, indicando a capacidade da medida de liquidez de prever retornos e de que choques não antecipados de liquidez são correlacionados com retornos futuros.

Zhang, Tian e Wirjanto (2007) investigam a existência do risco sistemático de liquidez no mercado chinês. Os resultados demonstram que, em equilíbrio, o risco de liquidez é significativamente precificado. O risco de liquidez continua significativa, após o controle pelos fatores de risco de mercado, do tamanho e do preço/valor patrimonial.

Hearn, Strange e Piesse (2010) analisaram quatro mercados africanos: África do Sul, Quênia, Egito e Marrocos. Para tanto, empregaram a medida de liquidez proposta por Amihud (2002) e um modelo de precificação baseado no modelo de três fatores de Fama e French (1993), porém aumentado com o uso de fatores de liquidez e variáveis de controle para o tamanho da firma. O modelo se ajustou de maneira mais eficiente aos dados do que o CAPM original nos quatro mercados e confirmam a sensibilidade à liquidez como um fator significativo no modelo de precificação.

Loukil et al (2010) descrevem para ações locais da bolsa de Túnis, analisadas no período de 1998 a 2003, a existência de prêmio de liquidez. De maneira análoga, Salehi et al (2011) encontraram um prêmio semelhante para a bolsa de Teerã. Já Puksamatanan (2011) chegou à conclusão que a adição ao modelo de 3 fatores de Fama e French do fator de liquidez melhora o poder explicativo do modelo para o mercado tailandês.

Lee (2011) testa empiricamente o modelo desenvolvido por Acharya e Pedersen (2005) utilizando uma amostra composta aproximadamente 30 mil ações de 50 países negociadas entre os anos de 1988 e 2007. O prêmio de liquidez é precificado independentemente do risco de mercado, inclusive após a inclusão das variáveis de controle: tamanho e *book to market*. Ademais, o autor concluiu que o prêmio de liquidez precificado varia entre os países dependendo de seu desenvolvimento geográfico, econômico e político.

Lischewski e Voronkova (2012) investigaram o mercado polonês, no período de janeiro de 1996 a março de 2009, a fim de verificar se além dos fatores mercado, tamanho e *book to market*, a liquidez afeta a precificação do risco. Os autores utilizaram o modelo CAPM e o modelo dos três fatores proposto por Fama e French (1993), incluindo e não incluindo o fator liquidez. Os resultados encontrados indicam que os fatores: mercado, tamanho e *book to market* afetaram a precificação do risco, no entanto, não oferecem suporte para a hipótese de a liquidez ser um fator de precificação do risco.

Amihud et al (2013) encontraram novos resultados que mostraram que a relação negativa entre choques de iliquidez no mercado e o retorno realizado das ações que é mais forte para as menores e menos líquidas empresas.

Butt e Virk (2015) utilizam o índice de iliquidez de Amihud (2002), para relatar evidências de que existe um substancial prêmio de risco relacionado ao risco de iliquidez no mercado finlandês, e que o modelo CAPM adaptado a liquidez performa melhor do que o simples modelo CAPM.

Trabalhos mais recentes, como Amihud e Noh (2018), testam o fator de iliquidez das carteiras mais ilíquidas versus mais líquidas, para uma ampla base de anos de 1947 até 2017, e obtiveram como resultados que o retorno ajustado ao risco foram positivos e significantes para o fator iliquidez.

Drienko, Smith e Reinbnitz (2018) replicam o trabalho de Amihud (2002), com uma base de dados mais atualizada e encontraram que o efeito iliquidez continua positivo e significativo durante todo o período estimado.

Harris & Amato (2018) também realizaram uma revisita ao trabalho de Amihud (2002), replicando e estendendo tal estudo. Encontraram que a importância da iliquidez como fator vem perdendo importância ao longo dos anos, e que apenas o componente inesperado da iliquidez continua afetando fortemente o retorno das ações, permanecendo estatisticamente significativo.

Por fim, os autores fazem uma análise adicional substituindo a variável de iliquidez de Amihud (2002), por outras variáveis de iliquidez consideradas mais simples, tais como o inverso do volume médio negociado do ativo, e chegam a conclusão de que tais variáveis produzem informações tão boas quanto as produzidas pela variável de Amihud.

2.3 Estudos de Iliquidez no Brasil

No que tange aos estudos sobre liquidez e sua relação com o excesso de retorno das ações no mercado brasileiro há uma ampla avenida a ser percorrida. Pioneiros em tal estudo no Brasil, o trabalho de Bruni e Famá (1998) teve por objetivo analisar a relação entre a liquidez de uma ação e o seu retorno, tendo por base todas as ações negociadas na BOVESPA (Bolsa de Valores de São Paulo) entre os anos de 1988 e 1996.

Os autores encontraram a presença de uma relação negativa e significativa entre o retorno e a liquidez, mensurada pela negociabilidade média da ação, para tanto partiram da premissa de que o risco sistemático (conforme enunciado no modelo CAPM) e a liquidez (conforme explanado por Amihud e Mendelson) estão relacionados com o retorno.

Sanvicente e Minardi (1998) utilizaram o índice de negociabilidade com dados quadrimestrais, coletados entre 1994 e 1998, e os resultados mostraram maiores retornos justamente nas ações de maior liquidez, não havendo prêmio por falta de liquidez.

Nagano, Merlo e da Silva (2003), buscaram evidências para determinar se o modelo CAPM se aplica no mercado acionário brasileiro, ou se seria necessário incluir novas variáveis ao modelo. Seus testes incluíram dentre as variáveis o índice de negociabilidade, representando a liquidez.

Os autores utilizaram dados dos anos de 1995 a 2000 das empresas do Ibovespa, excluindo as empresas financeiras. Foram encontradas evidências de que a liquidez é significativa na explicação dos retornos e de que há um prêmio pela falta de liquidez.

Minardi, Sanvicente e Monteiro (2006) estudaram a existência de um prêmio de liquidez na Bovespa através da análise do *bid-ask spread*. Concluem que, no Brasil, assim como nos Estados Unidos, a relação entre iliquidez e *bid-ask spread* é positiva. Além disso, no uso de 10 (dez) portfólios ordenados *pelo bid-ask spread*, a regressão de seus retornos contra o prêmio em excesso do mercado e, ainda, à medida do *spread* indicam a existência de um prêmio por liquidez, em especial para as ações nos três primeiros e menos líquidos portfólios.

Vieira e Milach (2007) analisaram o comportamento das medidas de liquidez e iliquidez em 12 (doze) modelos de regressão múltipla, em período compreendido entre janeiro de 1995 e junho de 2005, utilizando o método proposto por Fama e Macbeth (1973). A maioria dos coeficientes das variáveis de liquidez não foram significativos, apenas as variáveis relacionadas à iliquidez foram significativas. Com exceção dos meses de janeiro, com a finalidade de avaliar o “efeito janeiro”, as análises continuaram não significantes.

Correia, Amaral e Bressan (2008) analisaram, através de regressões lineares múltiplas para o período de 1995 a 2004, a relação entre os retornos das ações negociadas no Bovespa e

a liquidez. Como *proxy* para liquidez utilizaram *turnover*, volume e quantidade de negócios, apresentando resultados que mostraram uma relação linear e positiva entre os retornos e a liquidez nas ações, e, por isso, não houve um prêmio de liquidez.

Machado e Medeiros (2010) analisam para o período de 1995 a 2008 a existência de um prêmio de liquidez no mercado brasileiro. Posteriormente, acrescentam a liquidez no modelo de precificação de ativos a fim de verificar se ela explica parte das variações dos retornos das ações. Os autores encontraram que há prêmio de liquidez e que a liquidez tem poder explicativo inserido no modelo de cinco fatores de Fama e French..

Mendes Vieira, Ceretta e Lopes da Fonseca (2011), utilizaram as variações na quantidade de títulos, negócios e volume financeiro, como medidas de liquidez. Os autores encontraram significância na influência da liquidez na precificação dos ativos no período de análise, compreendido entre janeiro de 2000 e junho de 2008. Os resultados mostraram que o retorno dos ativos é influenciado positivamente pelo retorno do índice Bovespa e pelas variações de liquidez.

Musa (2012) analisou doze medidas de liquidez, dentre as mais recorrentes adotadas na literatura internacional. Após análise prévia avançou com os indicadores menos correlacionados entre si: Índice de Negociabilidade da BM&FBOVESPA, *Turnover*, Return-to-Volume e Coeficiente de Variação do Volume Financeiro. O autor confirmou a existência de prêmio pela liquidez estatisticamente significativa no mercado acionário brasileiro. Ademais, os resultados indicaram a existência de relação consistente e negativa entre o retorno das carteiras e a liquidez das ações e relação positiva entre a volatilidade da liquidez e o retorno das carteiras.

Machado e Machado (2014) analisaram se o modelo de dois fatores desenvolvido por Liu (2006) explica as variações dos retornos das ações no mercado acionário brasileiro. O exame foi para todas as empresas com ações listadas na BM&FBOVESPA, no período de 1995 a 2008. Como resultados principais, foi percebida uma melhora no poder explicativo do modelo de dois fatores em relação ao CAPM e um desempenho muito similar ao do modelo de três fatores.

Kunkel, Ceretta, Vieira, Silveira & Righi (2014) estudaram o comportamento temporal da liquidez no mercado acionário brasileiro no período de janeiro de 1995 a abril de 2012. Para tanto, utilizaram a medida de iliquidez de mercado proposta por Amihud (2002) e o Modelo Autorregressivo com Mudança de Regime Markoviana (MS-AR). Os autores constaram que a liquidez atual é influenciada por seu comportamento em períodos anteriores, sendo que quanto

maior a intensidade das variações na liquidez, menor é o grau de influência dos períodos passados na negociabilidade dos ativos, o que evidencia a maior dificuldade de prever o comportamento da liquidez de mercado em momentos de instabilidade.

Vieira, Justen Júnior e Righi (2015) analisaram a influência da liquidez no retorno das ações no mercado acionário brasileiro, também utilizando a medida de iliquidez de mercado proposta por Amihud (2002), além das medidas tradicionais, como o volume financeiro, a quantidade de negócios, o *bid ask spread* e o *turnover*.

Os autores utilizaram dados de dezembro de 1994 a abril de 2010 de ações negociadas na BM&FBOVESPA. Os resultados obtidos possibilitaram concluir que a iliquidez de mercado esperada, assim como a variável *spread*, apresentam impacto positivo e estatisticamente significativo no retorno das ações. Já a iliquidez inesperada de mercado, bem como a variável quantidade de negócios, tem impacto negativo e estatisticamente significativo no retorno.

Percebe-se que os estudos sobre a iliquidez do mercado de ações no Brasil e o retorno das ações é tema recente na literatura, no qual a própria bibliografia ainda está em fase de amadurecimento e enriquecimento empírico, afinal os dados apresentam resultados ambíguos, e em certos casos conflitantes com o observado na literatura empírica internacional e no arcabouço teórico. Portanto, emerge a necessidade de se continuar estudando esta temática, que pelos estudos analisados mostram a importância e relevância que o tema tem dentro do estudo das finanças.

3. METODOLOGIA

A seguir, será apresentada a metodologia empregada neste trabalho, que consiste em uma análise *cross-section* a respeito da existência do prêmio de iliquidez no mercado brasileiro de ações, que é transposta para uma análise de dados em painel. Na sequência foi introduzida uma variável *dummy* com a finalidade de captar o efeito da mudança de regime macroeconômico no câmbio. Por fim, é feita uma apreciação de séries temporais para determinar o efeito de choques inesperados de iliquidez no retorno das ações.

O quadro 1 abaixo resume os modelos testados no presente trabalho, apresentando as característica e variáveis de cada um deles:

Quadro 1: Resumo dos Modelos Estudados

Modelo	Característica	Variáveis Independentes	Variável Dependente
Modelo 1	Corte Transversal	Constante; Beta; ILLIQMA; R100; R100YR; InSIZE; SDRET; DIVYLD	Retorno de Ação
Modelo 2	Corte Transversal	Constante; Beta; ILLIQMA; R100; R100YR; SDRET; DIVYLD	Retorno de Ação
Modelo 3	Corte Transversal	Constante; Beta; ILLIQMA; R100; R100YR; DIVYLD	Retorno de Ação
Modelo 4	Corte Transversal	Constante; InBeta; InILLIQMA; InR100; InR100YR; InSIZE; InSDRET; InDIVYLD	Retorno de Ação
Modelo 5	Corte Transversal	Constante; InBeta; ILLIQMA; InR100; InR100YR; InDIVYLD	Retorno de Ação
Modelo 6	Painel com efeitos fixos	Constante; InBeta; InILLIQMA; InR100; InR100YR; InSIZE; InSDRET; InDIVYLD	Retorno de Ação
Modelo 7	Painel com efeitos fixos	Constante; InBeta; InILLIQMA; InR100; InR100YR; InDIVYLD	Retorno de Ação
Modelo 8	Painel com efeitos fixos	Constante; InBeta; InILLIQMA; InR100; InR100YR; InDIVYLD; Dummy Câmbio	Retorno de Ação
Modelo 9	Painel com efeitos fixos	Constante; InBeta; InBid Ask; InR100; InR100YR; InDIVYLD; Dummy Câmbio	Retorno de Ação
Modelo 10	Painel com efeitos fixos	Constante; InBeta; InInverso do Volume; InR100; InR100YR; InDIVYLD; Dummy Câmbio	Retorno de Ação
Modelo 11	Painel com efeitos fixos	Constante; InBeta; InInverso do Turnover; InR100; InR100YR; InDIVYLD; Dummy Câmbio	Retorno de Ação
Modelo 12	Série Temporal	Constante; InMILLIQ; InMILLQ(U); JANDUM	Excesso de Retorno de Mercado
Modelo 13	Série Temporal	Constante; InMILLIQ; InMILLQ(U); JANDUM	Excesso de Retorno de Mercado do 1º quintil
Modelo 14	Série Temporal	Constante; InMILLIQ; InMILLQ(U); JANDUM	Excesso de Retorno de Mercado do 2º quintil
Modelo 15	Série Temporal	Constante; InMILLIQ; InMILLQ(U); JANDUM	Excesso de Retorno de Mercado do 3º quintil
Modelo 16	Série Temporal	Constante; InMILLIQ; InMILLQ(U); JANDUM	Excesso de Retorno de Mercado do 4º quintil
Modelo 17	Série Temporal	Constante; InMILLIQ; InMILLQ(U); JANDUM	Excesso de Retorno de Mercado do 5º quintil
Modelo 18	Série Temporal	Constante; InMILLIQ; InMILLQ(U); JANDUM; EMBI+; TERM	Excesso de Retorno de Mercado
Modelo 19	Série Temporal	Constante; InMILLIQ; InMILLQ(U); JANDUM; EMBI+; TERM	Excesso de Retorno de Mercado do 1º quintil
Modelo 20	Série Temporal	Constante; InMILLIQ; InMILLQ(U); JANDUM; EMBI+; TERM	Excesso de Retorno de Mercado do 2º quintil
Modelo 21	Série Temporal	Constante; InMILLIQ; InMILLQ(U); JANDUM; EMBI+; TERM	Excesso de Retorno de Mercado do 3º quintil
Modelo 22	Série Temporal	Constante; InMILLIQ; InMILLQ(U); JANDUM; EMBI+; TERM	Excesso de Retorno de Mercado do 4º quintil
Modelo 23	Série Temporal	Constante; InMILLIQ; InMILLQ(U); JANDUM; EMBI+; TERM	Excesso de Retorno de Mercado do 5º quintil

Fonte: Elaboração Própria

3.1 Medidas de Iliquidez

A principal medida de iliquidez utilizada no presente estudo é calculada com dados diários de retorno e de volume das ações, disponíveis para todo o período compreendido no estudo do início de 1995 até o final de 2018.

Conhecido como Medida de Iliquidez de Amihud, a iliquidez da ação é definida como a proporção média do retorno diário absoluto da ação dividido pelo volume em reais negociado no dia da respectiva ação, $|R_{i,yd}|/VOLR_{i,yd}$. $R_{i,yd}$, ou seja, é o retorno da ação i, no dia “d”, do ano “y”, e o $VOLR_{i,yd}$ é o volume diário negociado em reais da ação i, no dia “d”, do ano “y”.

Tal proporção fornece a variação percentual do preço por real de volume diário negociado, de forma que é uma proposição de iliquidez alinhada com o conceito de Kyle (1985),

que privilegia o impacto do fluxo de compras no preço do ativo. Portanto, o estudo de corte transversal implica para cada ação i a seguinte média anual de iliquidez:

$$ILLIQ_{iy} = \frac{1}{D_{iy}} \sum |R_{iyd}| / VOLR_{iyd} \times (10^6), \quad (3.1)$$

Onde D_{iy} é o número de dias com dados disponíveis para a ação i no ano “ y ”.

A medida de liquidez de Amihud $ILLIQ_{iy}$ foi calculada para cada ação i no ano “ y ” com base nos dados diários, conforme (3.1) e multiplicado por 10^6 .

Conforme Amihud (2002), a iliquidez média do mercado de ações em cada ano é calculada:

$$AILLIQ_y = \frac{1}{N_y} \sum_{t=1}^{N_y} ILLIQ_{iy} \quad (3.2)$$

Onde N_y é o número de ações no ano “ y ” que passaram pelas premissas da secção 3.4; e $AILLIQ_y$ é a iliquidez média do mercado de ações no ano “ y ”.

Como a iliquidez média do mercado varia conforme os anos, a variável $ILLIQ_{iy}$ é substituída na estimação do modelo (3.4), adiante apresentado, a fim de expurgar tal efeito, de forma que a medida de iliquidez utilizada no modelo é:

$$ILLIQMA_{iy} = \frac{ILLIQ_{iy}}{AILLIQ_y} \quad (3.3)$$

3.2 Relação do retorno das ações com a Iliquidez

Nesta parte do trabalho, primeiramente é replicado para as ações negociadas no Brasil o modelo *cross-section* de Amihud (2002). Ademais, a base de dados possui características de dados em painel (séries para cada indivíduo da *cross-section* em análise), assim sendo, é testado como se comportam os resultados considerando as características individuais das ações não especificadas na regressão. Por fim, é testado se a variável que mensura iliquidez de Amihud é a que melhor explica o retorno das ações no mercado brasileiro, ou se outras variáveis de iliquidez, tais como o inverso do volume negociado, o *bid-ask spread* e o *turnover* da ação apresentam melhores resultados.

3.2.1 Análise em Corte Transversal

O efeito da iliquidez no retorno das ações negociadas na Bolsa de Valores de São Paulo (BOVESPA) é examinado para o período de 1997-2018. O modelo segue o procedimento usual do método de Fama e MacBeth (1973). Trata-se de um modelo de corte transversal, seguindo a metodologia de Amihud (2002), onde $m = 1, 2, \dots, 12$; e $y = 1996, 1997, \dots, 2018$ (em um total de 276 meses), de forma que o retorno mensal das ações é função das características da ação:

$$R_{imy} = k_{omy} + \sum_{j=1}^J k_{jmy} X_{ji,y-1} + U_{imy} \quad (3.4)$$

Onde R_{imy} é o retorno da ação i no mês m do ano y , $X_{ji,y-1}$ é a característica j da ação i , estimada com os dados do ano $y-1$ e conhecidos pelos investidores no começo do ano y . O coeficiente k_{jmy} mede os efeitos da característica j no retorno esperado, e U_{imy} é o resíduo, foram utilizadas as mesmas características da metodologia adotada por Amihud (2002).

Conforme Fama e MacBeth (1973), o retorno das ações de cada mês do ano são regredidos com as características da ação, apresentadas a seguir, oriundas dos dados do ano anterior. A regressão mensal do modelo (3.4) produz 276 estimativas para cada coeficiente k_{jmy} , $j = 0, 1, 2, \dots, J$.

A média e o desvio padrão dos 276 coeficientes k_{jmy} ($j = 0, 1, 2, \dots, J$) estimados foram calculados para cada característica j , seguido pelo teste t , cuja hipótese nula é de que o coeficiente tem média zero.

Seguindo a nomenclatura de Amihud (2002), o modelo inclui a necessidade de calcular as seguintes características das ações (j) para todos os ativos:

$ILLIQMA_{iy}$: Medida de Ilíquidez da ação i no ano “ y ”, conforme (3.3).

$\beta_{ia_{iy}}$: É o Beta dos últimos 12 meses da ação i no ano fechamento do ano “ y ”. O Beta é o coeficiente de risco específico da empresa com relação a um índice de mercado que represente de maneira adequada o mercado acionário como um todo.

O beta (β) é o coeficiente de risco específico da ação de uma empresa com relação a um índice de mercado. Para o cálculo do Beta, Martelanc et al (2012), afirmam que no caso de avaliação de empresas que sejam listadas, o beta da ação é calculado com a regressão de seus retornos diários em relação ao índice de mercado selecionado durante um ou dois anos anteriores à data-base da avaliação. Portanto, o cálculo do Beta é feito da seguinte forma:

$$\beta_j = \frac{Cov(R_j, R_m)}{\sigma^2(R_m)} \quad (3.5)$$

Onde:

β_j : beta da empresa de capital aberto j ;

$Cov(R_j, R_m)$: covariância entre os retornos do ativo j e da carteira de mercado;

$\sigma^2(R_m)$: variância dos retornos da carteira de mercado.

$SDRET_{iy}$: É dado pela volatilidade do retorno diário da ação i no ano “ y ” (multiplicado por 10^2).

$R100_{iy}$: É o retorno acumulado da ação i durante os últimos 100 pregões do ano “ y ”, calculado como o retorno diário composto durante esse intervalo.

$R100YR_{iy}$: É o retorno acumulado da ação i no ano y, excluindo os dados dos últimos 100 pregões antes do final do ano.

$DIVYLD_{iy}$: É a soma dos dividendos anuais distribuídos pela ação i ao longo do ano “y”, dividido pelo preço da ação no último dia de negociação do ano.

$lnSIZE_{iy}$: É a capitalização de mercado (valor de mercado) da ação i mensurado em escala logarítmica, medido através da multiplicação do preço da ação pelo número de ações em circulação da companhia, ambos observados no último dia de negociação do ativo no ano “y”.

Posteriormente, foram testados os modelos através da transformação logarítmica aplicada em Busse e Hefeker (2007), a fim de encontrar uma melhor especificação dos resultados. Tal transformação logarítmica fornece um bom ajuste para transformar as variáveis com valores negativos, e consiste na seguinte fórmula:

$$y = \ln(x + \sqrt{x^2 + 1}) \quad (3.6)$$

3.2.2 Análise em Painei

A base de dados contém o correspondente a 31.983 (trinta e um mil, novecentas e oitenta e três) observações, divididos em 23 (vinte e três) anos, de um total de 377 (trezentos e setenta e sete) empresas, cuja média é de 85 (oitenta e cinco) empresas por ano na base de dados. Portanto, os dados utilizados no corte transversal a secção anterior que replicam Amihud (2002) apresentam informações que se caracterizam como dados em painel, ou seja, tratam-se de amostras independentes que foram coletadas para diferentes períodos de tempo.

Assim, pode-se observar, essencialmente, três formas de simplificar e ajustar um modelo de dados em painel: Modelo *Pooled*, Modelo de Efeitos Fixos e Modelo de Efeitos Aleatórios. No primeiro modelo, o intercepto é igual para toda a amostra, isto é, adota-se que todos os elementos da amostra apresentam comportamento análogo. Já o Modelo de Efeitos Aleatórios, adota a premissa de que a influência do comportamento do indivíduo ou o efeito do tempo não podem ser conhecidos. Por fim, o Modelo de Efeitos Fixos fundamenta-se na premissa de que os coeficientes da regressão podem variar de indivíduo para indivíduo ou no tempo.

Os testes F e de Breusch-Pagan (1979) testam a hipótese nula do modelo *pooled* contra as alternativas de efeitos fixos e aleatórios, respectivamente. O teste de Hausman (1978) testa a hipótese nula de efeitos aleatórios contra efeitos fixos.

3.2.2.1 Incluindo uma *Dummy* Cambial

No período que compreende 1995 a 2018, a economia brasileira valeu-se da utilização de dois tipos de regimes cambiais, com vistas à estabilização monetária e ao fortalecimento macroeconômico. São eles o Câmbio Fixo e o Câmbio flutuante. (CAPLACE & LIMA, 2006).

Franco (1999) pontua que o primeiro consiste em um regime onde o Banco Central impõe ao mercado um valor fixo para manter a paridade entre a moeda nacional frente a moeda estrangeira - no caso do Brasil o dólar americano. Dornbusch et al. (2009) descreve o modelo de Âncora Cambial. Trata-se de um regime fundamentado em mini bandas cambiais, onde “as taxas de câmbio flutuam dentro de bandas limitadas onde possibilitem a intervenção governamental, caso a taxa de câmbio cruze o limite da banda”.

Na primeira fase do Plano Real o Brasil adotou a Âncora Cambial como modelo de troca comercial com o resto do mundo. Contudo, devido aos eventos internacionais, em janeiro de 1999, as autoridades monetárias brasileira alteraram a política cambial estabelecendo o câmbio flutuante (CAPLACE & LIMA, 2006).

Com relação ao regime de Câmbio Flutuante, é um regime onde o Banco Central não estabelece um valor determinado, e dessa forma não se compromete com a paridade entre a moeda doméstica e a estrangeira, deixando sob a responsabilidade do mercado a definição do valor de uma moeda em relação à outra. Segundo Franco (1999) este tipo de regime é regido pelas leis de oferta e procura por moeda estrangeira que determinará, a todo instante, a paridade ou não entre os valores de duas moedas.

Tal mudança de regime macroeconômico constitui importante marco na história econômica brasileira, de forma que a introdução de um regressor cujo coeficiente seja 0 no período de câmbio fixo, e 1 no período de câmbio flutuante, pode constituir bom elemento explicativo adicional ao retorno das ações.

3.2.2.2 Medidas Alternativas de Iliquidez

A medida de iliquidez introduzida por Amihud conseguiu atingir um grande impacto na literatura de finanças. Tal atratividade decorre da simplicidade da medida e do fato de, computacionalmente, a medida não requerer dados a respeito das transações, além de ser uma variável de fácil interpretação.

Tais vantagens não indicam que necessariamente a medida de Amihud é a melhor para mensurar o nível de iliquidez da ação ou do mercado. Outras medidas de iliquidez podem

fornecer estimativas tão boas quanto ou até melhores. Nesta parte do trabalho, será comparada a medida de iliquidez proposta por Amihud (2002) com outras medidas simples de iliquidez (*bid ask spread*, *inverso do turnover* e *inverso do volume negociado*), a fim de determinar qual tem o maior poder explicativo para o retorno das ações.

Amihud e Mendelson (1986), Vieira et al. (2007) e Fang et al. (2009) utilizaram a variável independente *spread* em seus estudos de liquidez, que consiste na diferença entre a melhor oferta de compra (*bid*) e a melhor oferta de venda (*ask*) para uma determinada ação, também conhecido como *bid-ask spread*. A fim de melhor parametrizar a comparação entre ações com diferentes níveis de preço, é feita uma ponderação pelo preço médio entre o *bid* e o *ask*.

Portanto, para o cálculo desta variável a diferença entre a oferta de compra e venda também foi dividida pela média dos seus preços, conforme demonstrado pela equação abaixo:

$$Bid\ Ask\ Spread_{iy} = \frac{1}{D_{iy}} \sum \frac{|Bid_{i,d} - Ask_{i,d}|}{(Bid_{i,d} + Ask_{i,d})/2} \quad (3.7)$$

$Bid\ Ask\ Spread_{i,d}$ é o valor absoluto da diferença entre a melhor oferta de compra da ação *i* e a melhor oferta de venda no dia “*d*”, em relação ao preço médio entre a melhor compra (*bid*) e a melhor venda (*ask*); $Ask_{i,d}$ é o preço, da melhor venda da ação *i*, no pregão do dia “*d*”; $Bid_{i,d}$ é Preço da melhor compra da ação *i*, no pregão do dia “*d*”, D_{iy} é o número de dias com dados disponíveis para a ação *i* no ano *y*.

Já a variável independente inverso do *turnover* é definida conforme abaixo:

$$I.Turnover_{iy} = \frac{1}{D_{iy}} \sum \frac{(Ações\ em\ Circulação_{iyd} * P_{iyd})}{VOL_{iyd}} \quad (3.8)$$

Onde o inverso do *turnover* é o inverso do somatório do percentual do número de ações em circulação da empresa *i* que trocaram de mãos ao longo do ano “*y*”, demonstrando o giro das ações da empresa entre os investidores. Tal variável foi utilizada como proxy de liquidez nos estudos de Bruni e Famá (1998), Jun, Marathe e Shawky (2003), Vieira et al. (2007), Correia e Amaral (2008), Machado e Medeiros (2012), dentre outros.

Por fim, o inverso do volume financeiro é a média da soma de todos os valores financeiros negociados no ano “*y*” pela ação *i*, multiplicado por 10^6 , a variável volume foi utilizada como variável independente nos trabalhos de Jun et al. (2003), Vieira ET al. (2007), Donato (2011), Machado e Medeiros (2012).

$$Inverso\ do\ Volume_{iy} = \frac{1}{D_y} \sum 1/VOLR_{iyd} \quad (3.9)$$

Onde D_y é o número de dias com negócios na Bovespa no ano “y”, e o $VOLR_{iyd}$ é o volume diário negociado em reais da ação i, no dia “d”, do ano “y”.

Para as três proposições alternativas que mensuram iliquidez no modelo, o procedimento da etapa 3.3.1 se repete, qual seja: realizar a regressão de dados em painel do retorno das ações em relação à iliquidez e as outras características das ações.

3.2.3 Análise em Série Temporal

Nesta parte do trabalho, procurou-se avaliar o efeito ao longo do tempo da iliquidez no excesso de retorno esperado do mercado, retorno das ações menos o retorno do CDI, também conhecido como *equity risk premium*.

Para tanto, o teste segue a metodologia de French et al. (1987), que testou os efeitos do risco no excesso de retorno das ações. A iliquidez esperada é estimada por um modelo autoregressivo, e diante das estimativas são realizados dois testes de hipóteses:

- (i) O excesso de retorno das ações (ex-ante) é função crescente da iliquidez esperada;
- (ii) A iliquidez inesperada tem um efeito negativo no retorno contemporâneo das ações.

A primeira afirmação de que ao longo do tempo a iliquidez esperada do mercado afeta positivamente o retorno em excesso esperado das ações, está alinhada com a proposição da etapa anterior do trabalho, no estudo de corte transversal, de que há uma relação positiva entre o retorno das ações e a iliquidez delas.

A segunda proposição decorre de que, se os investidores anteciparem uma maior iliquidez no mercado, eles irão precificar as ações de forma a oferecerem um maior retorno esperado, o que fará o preço das ações caírem no momento do choque. Tal situação sugere que parte do excesso de retorno das ações, comumente interpretado como “*risk premium*”, inclui um prêmio pela iliquidez.

Na sequência, avaliou-se a influência da iliquidez no retorno de portfólios divididos pela capitalização de mercado das companhias. Posteriormente, adicionou-se como fatores da regressão múltipla o risco-país (EMBI+) e o diferencial de juros americano de longo prazo para o de curto prazo (TERM), a fim de testar se tais fatores afetam o excesso de retorno das ações.

3.2.3.1 O efeito da iliquidez no retorno do mercado

Nesta parte do trabalho, há uma aplicação do modelo de séries temporais utilizado no trabalho de Amihud (2002), onde as atenções estão voltadas no efeito da iliquidez do mercado no índice de retorno das ações durante o tempo.

Conforme Amihud (2002) a iliquidez esperada do mercado afeta positivamente o retorno futuro das ações; já a iliquidez inesperada de mercado tem um impacto negativo no retorno contemporâneo das ações.

A fim de identificar esses dois efeitos, primeiramente é caracterizada a iliquidez do mercado como um todo, através da agregação da medida de iliquidez específica das ações que compõem o mercado, a variável *ILLIQ*. A Iliquidez mensal é conhecida por *MILLIQ_m*, que é a média da iliquidez de todas as ações, representado pelo retorno absoluto das ações dividido pelo volume das ações, dado por $|R_{idm}|/VOLR_{idm}$, que é a medida de iliquidez da ação *i* no dia *d* do mês “*m*”.

Utilizando o modelo autorregressivo AR(1), pode-se decompor o logaritmo desta variável em um componente previsto e em um componente residual. É identificada a iliquidez atual inesperada com o componente residual da regressão, e a iliquidez esperada com a iliquidez defasada em todo o mercado, que em uma regressão AR (1) é uma transformação linear do componente previsto. Em seguida, é feita a regressão do excesso de retorno do mercado com a expectativa de iliquidez e a iliquidez corrente inesperada, a fim de identificar os dois efeitos.

Portanto, o efeito ex-ante da iliquidez do mercado no excesso de retorno das ações é descrito conforme o modelo abaixo:

$$E(RM_{my} - Rf_{m,y} | \ln MILLIQ_{m,y}^E) = f_0 + f_1 \ln MILLIQ_{m,y}^E \quad (3.10)$$

Onde, RM_{my} é o retorno mensal de mercado para o mês “*m*” do ano “*y*”, do portfólio composto por todas as ações analisadas, atribuindo-se peso igual; $Rf_{m,y}$ é a taxa livre de risco, caracterizada pelo CDI do mês “*m*” no ano “*y*”; e $\ln MILLIQ_{m,y}^E$ é a iliquidez esperada do mercado para o mês “*m*” do ano “*y*” baseado nas informações de *m-1*, e é calculada através da média da medida de iliquidez de cada uma das ações, $ILLIQ_{imy}$, excluindo-se os 1% extremos da distribuição para cada ano *y*. A hipótese é de que $f_1 > 0$.

Os investidores preveem a iliquidez esperada do mês “*m*” do ano “*y*” baseados na informação disponível no mês “*m-1*”, assim sendo, a iliquidez do mercado oriunda do modelo autoregressivo é:

$$\ln MILLIQ_{m,y} = e_0 + e_1 \ln MILLIQ_{m-1,y} + v_{m,y} \quad (3.11)$$

Onde e_0 e e_1 são os coeficientes e v_m é o resíduo.

Aplica-se o teste de Chow, de modo a verificar se os parâmetros estimados do modelo são estáveis ao longo do tempo.

No começo do mês “m” do ano “y”, os investidores determinam a iliquidez esperada para o mês, com base nas informações do mês “m-1”, assim sendo:

$$\ln MILLIQ_{m,y}^E = e_0 + e_1 \ln MILLIQ_{m-1,y} \quad (3.12)$$

Os investidores estabelecem preços de mercado no início do mês “m” do ano “y” que gerarão o retorno esperado para o mês. O modelo é:

$$(RM - RF)_{m,y} = f_0 + f_1 \ln MILLIQ_{m,y}^E + \mu_{m,y} \quad (3.13)$$

Substituindo (3.12) em (3.13), temos:

$$(RM - RF)_{m,y} = g_0 + g_1 \ln MILLIQ_{m-1,y} + \mu_{m,y} \quad (3.14)$$

Onde $g_0 = f_0 + f_1 e_0$ e $g_1 = f_1 e_1$. O modelo acima apresenta o coeficiente g_1 enviesado para cima, porém, conforme Amihud (2002) tal viés pode ser eliminado acrescentando ao modelo o resíduo $v_{m,y}$, oriundo de (3.11).

Assim sendo, pode-se elaborar o modelo a ser testado, atribuindo como a iliquidez inesperada de mercado o valor residual da equação (3.11), dado pelo valor residual $v_{m,y}$.

Deste modo, primeiramente é calculado o resíduo $v_{m,y}$ do modelo (3.11). Após tal procedimento, ele é utilizado no modelo (3.14) como $\ln MILLIQ_{m,y}^U$, a fim de haver estimação de g_1 e g_2 , logo:

$$(RM - RF)_{m,y} = g_0 + g_1 \ln MILLIQ_{m-1,y} + g_2 \ln MILLIQ_{m,y}^U + g_3 JAMDUM_{m,y} + w_{m,y} \quad (3.15)$$

Onde, $JAMDUM_m$, é a variável *dummy de Janeiro*, já que alguns trabalhos apontam que, ao excluir os resultados dos meses de janeiro, o efeito da iliquidez perde bastante significância. $RM_{m,y}$ é o retorno mensal do portfólio de mercado, o qual atribui pesos iguais às ações; e $RF_{m,y}$ é o retorno mensal do ativo livre de risco, no caso brasileiro, o retorno do CDI (Certificado de Depósitos Interbancários).

O presente trabalho tem duas hipóteses para testar com este modelo, quais sejam:

H-1: $g_1 > 0$. Uma maior liquidez esperada do mercado implica um maior excesso de retorno ex-ante das ações

H-2: $g_2 < 0$. O efeito da iliquidez inesperada de mercado no retorno inesperado contemporâneo das ações deve ser negativo.

Tal afirmação, da hipótese H-2, decorre da equação (3.11). No modelo autoregressivo (3.11) é esperado que a maior iliquidez de um ano aumente a expectativa de iliquidez do ano seguinte, desde que $e_1 > 0$, condição essa natural de um modelo AR(1). Tal proposição toma como premissa que os fluxos de caixa corporativos se comportem, sem alterações, conforme as expectativas. Assim sendo, um aumento da expectativa de iliquidez deveria causar um aumento ex-ante do retorno das ações, para tanto, o preço das ações precisa cair em resposta ao aumento da iliquidez inesperada.

3.2.3.2 O efeito da iliquidez no retorno de portfólios divididos por capitalização de mercado das empresas

Em casos extremos de incremento da iliquidez, como na quebra do Banco *Lehman Brothers* em 2008, ocorre o que se convencionou chamar no mercado de “*flight to quality*”. Tais eventos fazem com que os investidores retirem capital alocado em ativos menos líquidos e busquem ativos mais líquidos, o que, conseqüentemente, ocasiona um declínio menor nos preços das ações mais líquidas.

Tal constatação, empírica, sugere a existência de dois efeitos no retorno das ações quando a iliquidez esperada do mercado aumenta:

- (i) Uma queda no preço das ações e um aumento do retorno esperado, para todas as ações;
- (ii) Substituição de ativos menos líquidos por ativos mais líquidos, o que acarreta que os ativos mais ilíquidos tenham uma queda mais acentuada nos preços.

Há na literatura evidências de elevada correlação positiva entre liquidez individual da ação e sua capitalização de mercado. Desta feita, o mesmo modelo da seção anterior é estimado, porém, no lugar do retorno da carteira de mercado com ponderação igual das ações individuais, é calculado os retornos excedentes de cada uma das cinco carteiras de quintis das ações da Bovespa, e os portfólios passam a ser classificados com base na capitalização de mercado das ações (*size*).

Adotou-se a divisão das carteiras em cinco quintis, ao invés de dez decis, pois nos anos iniciais da análise existiriam carteiras com poucas ações se fosse adotada a divisão em decis, por isso a escolha de elaborar cinco carteiras.

$$(RSZ_i - Rf)_{m,y} = g_0^i + g_1^i \ln MILLIQ_{m-1,y} + g_2^i \ln MILLIQ_{m,y}^U + g_3^i JAMDUM_{m,y} + \mu_{i,m,y} \quad (3.16)$$

Onde, RSZ_i é o retorno do portfólio *size*-quintil *i*. A estimação é realizada para os portfólios *i*= 1,2,3,4 e 5 (capitalização de mercado decresce em *i*). O portfólio quando *i*=1,

representa a carteira de ações de maior capitalização do mercado, por conseguinte, quando $i=5$, analisa-se a carteira das empresas de menor capitalização de mercado.

Os testes de hipóteses para esta fase do trabalho são os seguintes:

(H-SZ1): Os coeficientes g_1^i no modelo (3.16) devem ser positivos, e diminuir em relação a capitalização de mercado (*size*): $0 < g_1^1 < g_1^2 < g_1^3 < g_1^4 < g_1^5$

(H-SZ2): Os coeficientes g_2^i no modelo (3.16) devem ser negativos, e aumentar em relação à capitalização de mercado (*size*): $0 > g_2^1 > g_2^2 > g_2^3 > g_2^4 > g_2^5$.

Tais resultados sugeririam que os efeitos da iliquidez de mercado afetam mais fortemente as pequenas do que as grandes firmas, tanto para o lado bom (iliquidez esperada de mercado) quanto para o lado ruim (choque inesperado de iliquidez).

3.2.3.3 O efeito da iliquidez no retorno das ações controlado pelo risco país e prêmio da curva de juros americana

Boudoukh et al. (1993) estudaram o efeito do prêmio na curva a termo dos juros americanos sobre o excesso de retorno das ações. Conforme Keim and Stambaugh (1986); Fama and French, (1989); Fama (1990), dois prêmios de rendimento de títulos têm efeito positivo nos retornos das ações *ex ante* ao longo do tempo, quais sejam: o excesso de rendimento em título corporativos mais arriscados (*high yield*) vis a vis títulos *high grade* (alta nota de crédito) e o prêmio de rendimento dos títulos públicos americanos de longo prazo menos o de curto prazo.

Nesta parte do trabalho, pretende-se substituir a variável do excesso de rendimento em títulos corporativos americanos, pela variável EMBI+ Brasil (*Emerging Market Index Plus Brasil*) calculado pelo JP Morgan, que serve como referência para o risco soberano brasileiro. Popularmente, o EMBI+ é conhecido nos noticiários como risco-país.

Conforme estudo de Garcia e Didier (2003), o risco-país é um determinante fundamental do piso da taxa de juros doméstica – que, por sua vez, se constitui em uma das variáveis macroeconômicas decisivas na determinação do nível da atividade e do emprego.

Segundo Bone (2004), o risco-país refere-se ao impacto que as políticas econômicas do governo soberano exercem sobre as finanças e competitividade das instituições domiciliadas na sua jurisdição.

O EMBI+ calcula o incremento de retorno que se espera que os investidores exijam a fim de assumir o risco soberano de investir em títulos do governo brasileiro vis a vis o risco assumido ao investir em títulos públicos americanos. O indicador é calculado em pontos base,

onde cada ponto base significa um incremento de 0,01% ao ano da remuneração exigida pelo investidor em relação ao investimento no título público americano.

O *term yield premium* (TERM) é definido como:

$$TERM_m = YLONG_m - YTB3_m \quad (3.17)$$

Onde:

$YLONG_m$ é o *yield* do título público americano (*Treasury bond*) de 30 anos.

$YTB3_m$ é o *yield* do título público americano (*Treasury bills*) de 3 meses.

A seguir, são apresentados os testes dos efeitos da falta de liquidez sobre os retornos excedentes das ações após o controle dos efeitos desses dois prêmios de rendimento.

$$(RM - RF)_{m,y} = g_0 + g_1 \ln MILLIQ_{m-1,y} + g_2 \ln MILLIQ_{m,y}^U + g_3 JAMDUM_{m,y} + \alpha_1 TERM_{m-1,y} + \alpha_2 EMBI_{m-1,y} + w_{m,y} \quad (3.18)$$

A hipótese é de que a falta de liquidez esperada tem um efeito positivo sobre o retorno em excesso das ações ex-ante, o que implica que $g_1 > 0$ e $g_2 < 0$. Além disso, os efeitos positivos dos prêmios de prazo e de risco soberano implicam $\alpha_1 > 0$ e $\alpha_2 > 0$.

3.4 Base de Dados e Softwares

As ações das empresas que estão aptas a compor o estudo no ano “y” são as que apresentaram negociação em todos os pregões regulares da Bovespa no ano “y-1”. Foram utilizados dados entre janeiro de 1995 e dezembro de 2018, totalizando 24 anos completos de amostra. Tal corte temporal foi adotado, a fim de trabalhar apenas com o período de estabilidade monetária, após a adoção do Real como papel-moeda, conforme argumentação de Machado e Medeiros (2007).

A pesquisa utilizou o software estatístico *Stata* e dados extraídos do banco de dados do sistema Economatica, do *World Bank* e do *Federal Reserve* (FED), quais sejam: (i) cotação diária do preço de fechamento das ações, preço máximo e mínimo intradiário, (ii) volume diário negociado em reais por ação, (iii) dividendos pagos no ano (iv) Número de Ações em Circulação (*shares outstanding*) da Ação no fechamento do mês, (v) Valor de Mercado das empresas no fechamento do ano, (vi) Retorno Diário do Certificado de Depósitos Bancários (CDI), (vii) taxa de juros do *T-Bill* (3 meses) e *Treasury Bond* (30 anos), (viii) indicador *EMBI+ Brazil* (risco-brasil).

4. APRESENTAÇÃO E ANÁLISE DOS RESULTADOS

Nesse capítulo serão apresentados e analisados os resultados das regressões feitas a partir da estratégia empírica apresentada na metodologia. Na primeira parte serão apresentados os resultados do estudo de corte transversal e a proposição de analisar os dados em painel com estimador de efeitos fixos. Na segunda parte serão apresentados os resultados do estudo com dados em série temporal para o mercado de ações no Brasil.

4.1 Resultados do modelo em corte transversal e em dados em painel

No modelo de corte transversal, todos os retornos mensais em cada ano foram regressados com as características da ação do ano anterior, conforme metodologia de Fama & MacBeth (1973). O modelo estima para os 276 (duzentos e setenta e seis) meses, um conjunto de 276 (duzentos e setenta e seis) coeficientes k_{jmy} , $m=1,2,...,12$ e $y = 1996, 1997, 1998, ..., 2018$. A média e o desvio padrão são calculados para os 276 (duzentos e setenta e seis) coeficientes estimados, para na sequência ser realizado o teste t com hipótese nula de média zero para os coeficientes.

A matriz de correlações, tabela 1 abaixo, mostra que, de maneira geral, o grau de correlação entre as variáveis é baixo, com exceção da $\text{Corr}(ILLIQMA; \ln Size) = -0,6926$ e da $\text{Corr}(Beta; SDRET) = 0,4280$. Tais resultados, encontram suporte na literatura teórica, uma vez que, as ações mais líquidas tendem a ser as emitidas pelas maiores empresas do mercado, e, em regra, as ações de menor valor de mercado tendem a ser menos negociadas. Ademais, a variável *Beta* é uma variável de mesma natureza da *SDRET*, uma vez que o *Beta* mede a sensibilidade de um ativo em relação ao comportamento de uma carteira que represente o mercado, e o *SDRET* mede a volatilidade das ações da companhia.

Tabela 1: Matriz de Correlação das Variáveis do Modelo Amihud (2002)

Correlação	Beta	ILLIQMA	R100	R100YR	lnSIZE	SDRET	DIVYLD
Beta	1,0000						
ILLIQMA	-0,2936	1,0000					
R100	-0,0727	-0,0591	1,0000				
R100YR	-0,0099	0,0120	0,1970	1,0000			
lnSIZE	0,2192	-0,6926	0,0743	0,1855	1,0000		
SDRET	0,4280	0,2901	0,0120	-0,1511	-0,4089	1,0000	
DIVYLD	0,0096	-0,0809	0,0909	-0,0407	0,0884	-0,0651	1,0000

Fonte: Elaboração Própria

Desta forma, são apresentados os resultados para o modelo de Amihud (2002) completo, o modelo completo excluindo a variável *LnSize*, e o modelo completo excluindo as variáveis

LnSize e *SDRET*. A tabela 2 abaixo apresenta a média dos coeficientes e do teste t das estimações de corte transversal mensais que levam em consideração as características das ações no ano anterior.

Conforme Tabela 1, a correlação da variável *ILLIQMA* com *LnSize* foi a mais elevada, o que ensejou a necessidade de se verificar como se comportariam os coeficientes retirando-se a variável *LnSIZE*.

Da mesma forma, o *Beta* apresentou coeficiente negativo e não significativo no modelo completo, o que não é condizente com a teoria financeira, onde maiores *Betas* acarretam maiores retornos esperados, conforme o modelo CAPM tradicional. Com base na Tabela 1, e no arcabouço teórico de colinearidade entre as variáveis *SDRET* e *Beta*, optou-se por testar o modelo também retirando a variável *SDRET*, a fim de verificar se tal variável estaria retirando significância da variável *Beta*.

Tabela 2: Resultados da regressão de corte transversal do retorno das ações em relação à iliquidez e outras características.

Variável	Corte Transversal		
	Amihud (2002)	Sem LnSize	Sem LnSize e SDRET
Constante	-0,03074 (-2.03)	-0,00404 (1.40)	0,00857 (4.19)
Beta	-0,00478 (-1.43)	-0,00236 (-0.73)	0,00647 (2.25)
ILLIQMA	-0,00019 (-0.15)	-0,00006 (-0.42)	0,00014 (1.29)
R100	-0,00419 (-1.54)	-0,00356 (-1.33)	-0,00152 (-0.58)
R100YR	-0,00010 (-1.23)	-0,00007 (-0.90)	-0,00012 (-1.13)
lnSIZE	0,00117 (1.86)		
SDRET	0,05053 (6.32)	0,04432 (6.41)	
DIVYLD	-0,00392 (-4.53)	-0,00387 (-4.52)	-0,00437 (-4.90)

Fonte: Elaboração Própria

Os resultados mostraram um comportamento errático da variável *ILLIQMA*, o coeficiente no modelo de Amihud (2002) denotado por $k_{ILLIQmy}$ não foi estatisticamente significativo ($t=1.46$) e teve uma média de 0,00016, a significância da variável pouco evolui nos demais modelos.

Já o *Beta* que se mostrou não significativo e com sinal do coeficiente negativo no modelo completo e no modelo sem *LnSize*, virou para uma variável de coeficiente positivo e

significante, no modelo que também retirou *SDRET*, mostrando a influência da variável *SDRET* na variável *Beta*.

Enquanto isso, a variável *R100* e *R100YR*, não foram significantes, bem como *LnSIZE* quando testado. Já as variáveis *SDRET* e *DIVYLD* se mostraram significantes, e com sinais dos coeficientes em linha com os sinais encontrados na literatura, quais sejam, uma maior volatilidade acarreta em maior retorno esperado, e maiores dividendos implicam em menores retornos esperados. O coeficiente negativo da variável *DIVYLD* está relacionado a um fator de risco não observado, uma vez que companhias menos arriscadas têm maior geração de caixa que propicia um maior pagamento de dividendos.

Posteriormente, testou-se os modelos através da transformação logarítmica aplicada em Busse e Hefeker (2007), que fornece um bom ajuste para transformar as variáveis com valores negativos, sem alterar o sinal da variável. A transformação logarítmica empregada foi:

$$y = \ln(x + \sqrt{x^2 + 1}) \quad (4.1)$$

Tabela 3: Resultados da regressão de corte transversal do retorno das ações em relação à iliquidez e outras características, com variáveis sofrendo transformação logarítmica, conforme Busse e Hefeker (2007):

Variável	Corte Transversal - Com Transformação Logarítmica	
	Amihud (2002)	Sem LnSize e SDRET
Constante	-0,02965 (-2.03)	0,00956 (4.28)
lnBeta	-0,00602 (-1.45)	0,01167 (3.43)
lnILLIQMA	0,00166 (3.66)	0,00162 (4.59)
lnR100	-0,00039 (-0.13)	0,00296 (1.00)
lnR100YR	-0,00758 (-4.01)	-0,00840 (-4.38)
lnSIZE	0,00325 (4.37)	
lnSDRET	0,02316 (6.51)	
lnDIVYLD	-0,01471 (-7.18)	-0,01522 (-7.48)

Fonte: Elaboração Própria

Os resultados mostraram uma substancial melhora, tanto no modelo completo, quanto no modelo sem as variáveis LnSize e SDRET. Tais melhorias decorrem do fato da amostra conter empresas dos mais variados tamanhos, com características muito dispares das características das ações, notadamente da característica iliquidez.

A iliquidez tornou-se uma variável significativa nos dois modelos testados, com coeficientes positivos. Tal resultado condiz com a maioria dos trabalhos da literatura internacional, onde uma variação positiva na iliquidez acarreta uma variação positiva no retorno da ação. O resultado encontrado implica que uma variação percentual positiva na iliquidez da ação acarreta em uma variação percentual positiva no retorno da ação.

Outra variável que passou a ganhar significância estatística foi a LnR100YR. Porém, a variável Beta continuou mostrando-se com um comportamento não significativo e sinal negativo no modelo completo, o que demonstra a influência de SDRET que, quando removida do modelo, faz com que a variável Beta se torne significativa e tenha o sinal invertido.

Finalmente, a base de dados foi empilhada em painel. Desta forma, a base de dados utilizada contém dados em painel compostos por 377 (trezentas e setenta e sete) ações em 276 (duzentos e sessenta e seis) períodos. Nem todas essas ações estiveram presentes em todos os períodos, levando a um painel desequilibrado. Porém, isso não causa viés aos resultados obtidos, já que os modelos de painel possuem estimadores que podem lidar com tal desequilíbrio.

Realizou-se testes para saber das três formas de ajustar um modelo de dados em painel, quais sejam: modelo *pooled*, modelo de efeitos fixos e modelo de efeitos aleatórios, qual seria o modelo ideal.

Os testes F e de Breusch-Pagan (1979) testaram a hipótese nula do modelo *pooled* contra as alternativas de efeitos fixos e aleatórios, respectivamente. O teste de Hausman (1978) testou a hipótese nula de efeitos aleatórios contra efeitos fixos. Os resultados, resumidos na tabela abaixo, determinam a escolha do modelo de efeitos fixos. Ademais, realizou-se o teste de Wald para constatar a presença de heterocedasticidade. Rejeitou-se a hipótese nula de ausência de heterocedasticidade. A correção desse problema foi feita por estimações considerando erros padrão robustos.

Tabela 4: Testes do modelo em Painel

Teste de Hausman		Teste F		Breusch e Pagan		Teste de Wald	
χ^2	172.37	Teste F	45.47	χ^2	6.16	Wald χ^2	168.02
Prob > χ^2	0.0000	Prob > F	0.0000	Prob > χ^2	0.0066	Prob > χ^2	0.0000

Fonte: Elaboração Própria

Os modelos em painel com estimadores de efeito fixos obtiveram os resultados demonstrados na tabela 5 abaixo. Além do modelo de Amihud (2002) com transformação logarítmica, foram testados mais dois modelos, quais sejam: o modelo sem as variáveis LnSize

e LnSDRET, uma vez que este modelo mostrou melhor ajuste no corte transversal, e o modelo que inclui a nova variável *Dummy Câmbio* ao modelo anterior.

A variável *dummy câmbio* busca captar o efeito da mudança de regime macroeconômico que o Brasil sofreu em janeiro de 1999. Em tal ocasião, o Banco Central do Brasil mudou o regime cambial brasileiro, passando de câmbio fixo que acarretava uma fixação da cotação do real com o dólar, para o regime de câmbio flutuante que implicou na cotação do real sendo determinada por oferta e demanda, a mercado. O coeficiente foi positivo e estatisticamente significativo, de modo que pode-se concluir que a mudança do regime cambial foi benéfica para a precificação dos ativos em moeda local.

Tabela 5: Resultados do Painel com efeitos fixos do ln do retorno das ações em relação à iliquidez e outras características.

Variável	Painel com Efeitos Fixos		
	LN Amihud (2002)	Sem LnSize e LnSDRET	Sem LnSize e LnSDRET, com Dummy Câmbio
Constante	-0,02965 (-2.03)	0,01708 (5.77)	-0,00837 (-1.41)
lnBeta	-0,00602 (-1.45)	0,01802 (3.94)	0,01799 (3.87)
lnILLIQMA	0,00166 (3.66)	0,06933 (11.53)	0,00728 (11.90)
lnR100	-0,00039 (-0.13)	0,00487 (1.47)	0,00620 (1.89)
lnR100YR	-0,00758 (-4.01)	-0,01652 (-7.29)	-0,17619 (-7.50)
lnSIZE	0,00325 (4.37)		
lnSDRET	0,02316 (6.51)		
lnDIVYLD	-0,01471 (-7.21)	-0,01771 (-8.18)	-0,01814 (-8.31)
Dummy Câmbio			0,01201 (2.37)

Fonte: Elaboração Própria

A variável *lnBeta* apresentou, assim como no corte transversal, comportamento errante no modelo completo oriundo da interferência da variável *lnSDRET*; o *lnBeta* apresentou um coeficiente negativo e não significativo no modelo completo, e coeficiente positivo e estatisticamente significativo nos demais modelos.

A variável de iliquidez *lnILLIQMA* apresentou coeficientes positivos nos três modelos com efeitos fixos testados e a variável se mostrou estatisticamente significativa: modelo completo ($t=3.66$); modelo sem *lnSIZE* e sem *lnSDRET* ($t= 11.53$); e modelo sem *lnSIZE* , sem

lnSDRET e com *dummy câmbio* ($t= 11.90$). As outras características apresentaram resultados semelhantes aos encontrados no corte transversal.

Por fim, substituiu-se a variável de iliquidez de Amihud (2002) por outras variáveis representativas da iliquidez das ações, quais sejam: *Bid Ask Spread*, *Inverso do Volume* e *Inverso do Turnover*.

Os resultados são apresentados abaixo para o modelo considerado de melhor ajustamento. O modelo escolhido foi o painel com efeitos fixos sem as variáveis de *SIZE* e *SDRET*, e com a *dummy câmbio*. Os resultados são apresentados, em tabelas distintas, para o modelo com as variáveis em escala aritmética e em escala logarítmica.

Os resultados da Tabela 6 abaixo mostram que as variáveis de Iliquidez são estatisticamente significantes para as quatro alternativas analisadas. Com exceção do Beta, que perdeu significância estatística a 5% (cinco por cento) quando as variáveis de iliquidez foram *Bid Ask* e *Inverso do Turnover*, as demais características apresentaram resultados semelhantes em todos os modelos.

Tabela 6: Comparativo dos Resultados do Painel com efeitos fixos do retorno das ações em relação à iliquidez e outras características.

Variável	Painel com Efeitos Fixos - Comparativo Iliquidez			
	ILLIQMA	Bid Ask	Inverso do Volume	Inverso do Turnover
Constante	-0,00413 (-0.74)	-0,00455 (-0.86)	-0,00917 (-1.71)	-0,00324 (-0.59)
Beta	0,00784 (2.10)	0,00704 (1.89)	0,10100 (2.75)	0,00729 (1.95)
Iliquidez	0,00044 (3.77)	0,00456 (2.92)	0,00563 (4.16)	0,00002 (2.40)
R100	-0,00489 (-1.72)	-0,00026 (-1.65)	-0,00389 (-1.34)	-0,00557 (-1.96)
R100YR	-0,00026 (-1.62)	-0,00026 (-1.65)	-0,00025 (-1.56)	-0,00026 (-1.64)
DIVYLD	-0,00530 (-5.07)	-0,00532 (-5.08)	-0,00516 (-5.00)	-0,00531 (-5.07)
Dummy Câmbio	0,01201 (2.37)	0,01340 (2.73)	0,01311 (2.54)	0,01192 (2.36)

Fonte: Elaboração Própria

Já os resultados da Tabela 7 abaixo, mostram as variáveis de Iliquidez estatisticamente significantes para apenas três dos modelos analisados, perdendo significância estatística quando a medida de iliquidez foi o *logaritmo neperiano do Inverso do Volume*.

Destaca-se a melhor especificação obtida pelo modelo com as variáveis expostas em log-log, onde passaram a ter um comportamento estatisticamente significativo mais forte. Com exceção do Beta, que perdeu significância estatística a 5% (cinco por cento) quando as variáveis de iliquidez foram *Bid Ask* e *Inverso do Turnover*, as demais características apresentaram resultados semelhantes em todos os modelos.

Tabela 7: Resultados do Painel com efeitos fixos do ln do retorno das ações em relação à iliquidez e outras características.

Variável	Painel com Efeitos Fixos			
	lnILLIQMA	lnBid Ask	lnInverso do Volume	lnInverso do Turnover
Constante	-0,00837 (-1.41)	0,03583 (5.90)	-0,01099 (-1.93)	-0,00740 (-1.12)
lnBeta	0,01799 (3.87)	0,00566 (1.36)	0,02241 (4.76)	0,00906 (1.87)
Iliquidez	0,00728 (11.90)	0,00904 (10.67)	0,01043 (10.85)	-0,00027 (-0.18)
lnR100	0,00620 (1.89)	0,00378 (-1.15)	0,00448 (1.35)	0,00056 (0.17)
lnR100YR	-0,17619 (-7.50)	-0,01632 (-7.37)	-0,01689 (-7.44)	-0,01463 (-6.20)
lnDIVYLD	-0,01814 (-8.31)	-0,01898 (-8.81)	-0,01861 (-8.45)	-0,02007 (-8.72)
Dummy Câmbio	0,02684 (4.75)	0,03745 (8.12)	0,03084 (5.64)	0,01734 (3.17)

Fonte: Elaboração Própria

4.2 Resultados do modelo de série temporal

Os resultados do corte transversal e da análise em painel identificaram uma relação positiva entre o retorno das ações e a iliquidez. Nesta seção, as atenções estarão voltadas para o efeito da iliquidez de mercado no retorno do mercado ao longo do tempo. Para tanto, serão apresentados os resultados que testaram a proposição de que a iliquidez esperada do mercado afeta positivamente o retorno de mercado, representado por índices de ações. Conforme Amihud (2002) explana, a análise da iliquidez sobre o retorno implica dois efeitos, quais sejam: a iliquidez esperada de mercado deve afetar positivamente o retorno futuro das ações e a iliquidez inesperada do mercado deve afetar negativamente o retorno contemporâneo das ações.

4.2.1 O efeito da iliquidez de mercado no excesso de retorno esperado do mercado de ações

Nesta seção serão apresentados os resultados dos efeitos da iliquidez de mercado no excesso de retorno esperado das ações. A proposição a ser testada é se ao longo do tempo, a iliquidez esperada do mercado afeta positivamente o retorno esperado em excesso das ações. A iliquidez esperada é estimada por um modelo auto regressivo, e sobre a estimação são empregados dois testes de hipóteses, assim como em Amihud (2002), quais sejam:

- (i) O retorno em excesso ex-ante das ações é uma função crescente da iliquidez esperada, e
- (ii) A iliquidez inesperada tem um efeito negativo no retorno contemporâneo das ações.

A metodologia aplicada seguiu a de French et al. (1987) que testou os efeitos dos fatores de risco no excesso de retorno de mercado. Os dados têm 276 (duzentos e setenta e seis) meses e se referem ao período de 1995-2017. Conforme o modelo da equação (3.11), a iliquidez do mercado assumida adota um modelo autoregressivo - AR(1), cuja estimação segue o seguinte resultado:

$$\ln MILLIQ_m = -0.44 + 0.83 \ln MILLIQ_{m-1} + \text{Resíduo}_m \quad (3.11)$$

(t=) (-3.51) (19.66) $R^2 = 0.72$, D-W = 2.27

Aplicou-se o teste de quebras estruturais sequenciais de Bai-Perron, cujo resultado não aceitou a hipótese de quebra (teste F: 3.30 vs. Valor crítico 11.47, Bai-Perron, Econometric Journal, 2003), desse modo, a série apresenta estabilidade ao longo do tempo.

Em seguida, calcula-se a iliquidez inesperada mensal $MILLIQ_m^U$, que é o resíduo do modelo 3.11. As duas hipóteses a serem testadas no modelo apresentado em (3.15) são que:

$$(RM - RF)_{m,y} = g_0 + g_1 \ln MILLIQ_{m-1,y} + g_2 \ln MILLIQ_{m,y}^U + g_3 JAMDUM_{m,y} + w_{m,y} \quad (3.15)$$

Tabela 8: O efeito da iliquidez no retorno esperado das ações

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
Iliquidez Esperada	-0.004045	0.003551	-1.139312	0.2556
Iliquidez Inesperada	-0.028346	0.010229	-2.771284	0.0060
Dummy Janeiro	0.013511	0.020584	0.656415	0.5121
Constante	-0.012314	0.008397	-1.466501	0.1437
<i>R-squared</i>	0.054738	<i>Mean dependent var</i>		-0.000217
<i>Adjusted R-squared</i>	0.044274	<i>S.D. dependent var</i>		0.077929
<i>S.E. of regression</i>	0.076184	<i>Akaike info criterion</i>		-2.296887
<i>Sum squared resid</i>	1.572892	<i>Schwarz criterion</i>		-2.244280
<i>Log likelihood</i>	319.8220	<i>Hannan-Quinn criter.</i>		-2.275774
<i>F-statistic</i>	5.231026	<i>Durbin-Watson stat</i>		1.713221
<i>Prob(F-statistic)</i>	0.001590	<i>Wald F-statistic</i>		3.758266
<i>Prob(Wald F-statistic)</i>	0.011370			

Fonte: Elaboração Própria

Os resultados estimados, apresentados na tabela 8, mostraram um $g_1 < 0$, ou seja, momentos de maior iliquidez esperada no mercado não resultaram em maiores retornos, mas tal resultado não teve significância estatística. Isto significa que a iliquidez esperada mensurada não induz a um prêmio de risco.

Já o coeficiente da iliquidez inesperada obteve um comportamento significativo e em linha com o encontrado na literatura, $g_2 < 0$, sugerindo que a iliquidez inesperada do mercado afeta negativamente o preço das ações.

4.2.2 O efeito da iliquidez de mercado no excesso de retorno dos portfólios com base no tamanho das empresas

Amihud et al. (1990) abalizam que em situações de *crashes*, como o de out/1987, ações mais ilíquidas declinaram mais do que as menos ilíquidas. Conforme apontado por Amihud (2002), isso ocorre porque existem dois efeitos sobre o retorno das ações ocasionados, por exemplo, quando a iliquidez do mercado aumenta, quais sejam:

- (i) Uma queda do preço da ação e, por conseguinte, tudo o mais constante, implica um aumento no retorno esperado da ação, que acontece para todas as ações.
- (ii) Investidores substituem ativos mais ilíquidos por ativos menos ilíquidos, é o que se pode chamar de (“*flight to liquidity*”).

Assim, para empresas de menor capitalização de mercado, é esperado que tanto (i) quanto (ii) atuem de modo a impulsionar uma queda nas ações, por outro lado, nas ações menos ilíquidas é esperado que os dois efeitos atuem em efeitos opostos.

Portanto, a razão para este estudo de portfólios separados por capitalização de mercado, é o de investigar a existência ou não de tais efeitos no mercado brasileiro, uma vez que o Brasil apresentar um mercado de capitais emergente pode afetar os parâmetros, vis a vis os parâmetros encontrados para mercados desenvolvidos.

Todos os modelos apresentados são estimados com base no procedimento HAC, sigla para heteroscedasticidade e autocorrelação, proposto por Arellano (2003), visando obter erros robustos a tais problemas que poderiam trazer prejuízos às estimativas dos parâmetros. Na tabela 9 abaixo, são apresentados os resultados com a estatística t calculada para desvios-padrão robustos para heterocedasticidade e autocorrelação (HAC), seguindo Newey & West (1987).

Tabela 9: O efeito da iliquidez no retorno esperado das ações, para portfólios ordenados por tamanho das empresas.

	Rm-Rf	Rsz1-Rf	Rsz2-Rf	Rsz3-Rf	Rsz4-Rf	Rsz5-Rf
Constante	-0,0123 (-1.46)	-0,0010 (-0.08)	-0,0021 (-0.27)	-0,0102 (-1.16)	-0,0181 (-1,90)	-0,0276 (-2.17)
$\ln MILLIQ_{m-1}$	-0,0040 (-1.13)	-0,0005 (-0.11)	-0,0005 (-0.15)	-0,0037 (-0.98)	-0,0070 (-1.65)	-0,0079 (-1.66)
$\ln MILLIQ_m^U$	-0,0283 (-2.77)	-0,0181 (-2.22)	-0,0261 (-2.72)	-0,0218 (-2.47)	-0,0326 (-2.45)	-0,0408 (-2.72)
JANDUMm	0,0135 (0.65)	-0,0020 (-0.11)	0,0106 (-0.51)	0,0132 (0.63)	0,0086 (0.37)	0,0357 (1.15)
R²	0.054	0.017	0.046	0.033	0.057	0.073
D-W	1.71	2.03	2.01	1.66	1.63	1.56

Fonte: Elaboração Própria

Os resultados são apresentados seguindo a ordem, do portfólio com empresas de maior capitalização de mercado (Rsz1), até as empresas do quinto quintil que são os 20% de empresas com menor capitalização de mercado. Ou seja, menores números (ex: Rsz1) indica um portfólio de empresas de maior tamanho.

Tem-se que o coeficiente da iliquidez esperada g_1 é sempre negativo, porém não apresenta significância estatística. Uma possível explicação para a associação negativa entre a iliquidez e a rentabilidade é o baixo nível de integração entre os mercados emergentes e os globais.

Uma vez que os mercados emergentes não estão completamente integrados à economia global, a falta de liquidez não funcionará como fator de risco, logo, os retornos não serão necessariamente menores para mercados líquidos.

Outra possível explicação é a ausência de prêmio de risco para se investir em ações de empresas no Brasil. Verificou-se que desde o início da base dados do presente trabalho, próximo à constituição do plano real, em jan/1995, até o final da base de série temporal em dez/2017, não houve prêmio para investimento em ações no Brasil.

A média do excesso de retorno do mercado (Rm-Rf) foi negativa de -0,07% a.m., assim sendo, também um investimento teórico de 1,00 na carteira de mercado de pesos iguais montada no início da base de dados do trabalho, até o fim, renderia 12,95 (doze vírgula noventa e cinco), versus um rendimento da renda fixa, representada pelo CDI de 38,02 (trinta e oito vírgula zero dois).

O excesso de retorno do mercado é conhecido na literatura internacional como *equity risk premium* (ERP). O ERP negativo no Brasil, pode ser considerado uma anomalia do mercado brasileiro, pois a evidência empírica internacional encontra tais valores positivos com frequência. Cabe ressaltar que a base de comparação utilizada é mais longa, portanto mais confiável, em estudos internacionais.

O ERP seria o prêmio (maior rentabilidade) que o investidor recebe por estar investindo em um ativo de maior risco (volatilidade). Logo, o investidor espera um retorno maior do que a renda-fixa por tomar maior risco. Tal resultado, de ausência de excesso de retorno do mercado para se investir em ações, contaminou os demais fatores de risco do modelo de iliquidez.

Já o coeficiente da iliquidez inesperada, g_2 , é negativo e estatisticamente significativo para todos os quintis. Os resultados mostram $g_2^5 < g_2^4 < g_2^3 < g_2^1 < 0$, ou seja, o efeito da iliquidez inesperada é tanto maior quanto menor for o portfólio de empresas analisado.

Assim sendo, ações mais ilíquidas, de menor capitalização de mercado, enfrentam maiores efeitos da variação inesperada da iliquidez de mercado, sofrendo variações mais acentuadas nos seus preços quando há choques de iliquidez.

Já o teste com as variáveis EMBI+ (risco-brasil) e TERM (diferencial de juros americano de longo prazo para o de curto prazo), não apresentaram resultados de significância estatística relevantes, conforme tabela 10 abaixo, nela mais uma vez entre parênteses o teste t com erros robustos por Newey-West:

Tabela 10: O efeito da iliquidez no retorno esperado das ações, para portfólios ordenados por tamanho das empresas, controlado pelos fatores risco-país e diferencial da curva de juros americana.

	Rm-Rf	Rsz1-Rf	Rsz2-Rf	Rsz3-Rf	Rsz4-Rf	Rsz5-Rf
Constante	-0,0324 (-1.72)	-0,0230 (-1.21)	-0,0253 (-1.56)	-0,0393 (-2.10)	-0,0493 (-2.29)	-0,0254 (-0.96)
$\ln MILLIQ_{m-1}$	-0,0029 (-0.55)	-0,0003 (-0.05)	-0,0015 (-0.33)	-0,0037 (-0.67)	-0,0075 (-1.21)	-0,0019 (-0.27)
$\ln MILLIQ_m^U$	-0,0277 (-2.77)	-0,0185 (-2.15)	-0,0274 (-2.87)	-0,0217 (-2.45)	-0,0326 (-2.53)	-0,0366 (-2.53)
JANDUMm	0,0127 (0.61)	-0,0023 (-0.12)	0,0111 (0.53)	0,0129 (0.61)	0,0086 (0.38)	0,0322 (1.06)
EMBI+m-1	0,2326 (1.80)	0,2626 (1.86)	0,1879 (1.71)	0,2941 (2.22)	0,3207 (1.97)	0,1117 (0.60)
TERMm-1	0,5228 (1.29)	0,4244 (1.11)	0,4698 (1.42)	0,6406 (1.60)	0,6162 (1.29)	0,4416 (0.78)
R²	0.064	0.036	0.060	0,054	0.069	0.059
D-W	1.70	2.04	2.00	1.67	1.62	1.56

Fonte: Elaboração Própria

Assim, diante do exposto, observa-se que, os resultados das variáveis controladas de risco adicionalmente testadas não apresentaram resultados robustos, a variável TERM, do diferencial da curva de juros americana, se mostrou estatisticamente não significativo.

Contudo, o EMBI+ (risco-país) apresentou certa significância a um nível de 10% tanto para a carteira completa do mercado, quanto para todos os demais quintis, com exceção do último quintil de empresas de menor capitalização de mercado. Outrossim, o coeficiente teve um sinal positivo, o que significa que maiores níveis de risco-país acarretam um maior excesso de retorno esperado.

5. CONSIDERAÇÕES FINAIS

De acordo com Chordia, Subrahmanyam e Anshuman (2001), o entendimento da liquidez e da sua relação com as demais variáveis do mercado financeiro pode aumentar a eficácia da alocação dos recursos, uma vez que melhora a confiança dos investidores nos mercados, bem como a organização e regulação das bolsas e a administração dos investimentos.

Neste sentido, o presente trabalho preenche lacunas na investigação da relação entre iliquidez e o retorno das ações no mercado brasileiro. A análise de corte transversal é uma aplicação do trabalho de Amihud (2002) para o mercado brasileiro. Verificou-se uma forte influência da variável SDRET (volatilidade) nas estimações da variável Beta, e o modelo tal como utilizado em Amihud (2002) não obteve um bom ajuste, o coeficiente da variável ILLIQMA foi negativo e não teve significância estatística, porém no modelo sem as variáveis LnSize e SDRET, o coeficiente da iliquidez se torna positivo. O Beta teve um comportamento similar e no modelo sem LnSize e SDRET apresentou coeficiente positivo e estatisticamente significativo, conforme esperado.

Posteriormente, realizou-se transformações logarítmicas, conforme Busse e Hefeker (2007), tais modelos foram os que encontraram as melhores implicações. A transformação logarítmica fez a regressão múltipla se tornar um modelo log-log, sendo os coeficientes uma medida da elasticidade do retorno das ações, em relação às variáveis independentes.

A iliquidez, representada pela variável de iliquidez de Amihud, é positiva e estatisticamente significativa, ou seja, quanto maior a iliquidez da ação, maior é o retorno esperado. O mesmo ocorre para o LnBeta no modelo sem LnSize e sem LnSDRET, porém com a presença de LnSDRET o coeficiente do Beta inverte de sinal e perde significância.

Os dividendos apresentaram coeficientes negativos e estatisticamente significantes para todos os modelos testados. Esse resultado é deveras interessante, uma vez que, muitas estratégias em renda variável buscam investimentos em empresas que são boas pagadoras de dividendos, e tal resultado mostra que empresas que mais pagam dividendos têm um retorno inferior. Isto ocorre, pois, empresas que pagam mais dividendos, em geral, são companhias maduras e com maior geração de caixa, de sorte que o investimento nessas empresas é menos arriscado, o que implica que os investidores aceitam menores retornos potenciais para investir nessas companhias.

Na sequência, adotou-se a estratégia empírica de empilhar os dados em painel. Os testes apontaram que o modelo com estimador de efeitos fixos seria o com melhores implicações, não ignorando a heterogeneidade individual das ações.

Nesta fase do trabalho, foi introduzida a variável *dummy* câmbio referente a mudança de regime macroeconômico que o Brasil sofreu em janeiro de 1999, com a passagem do regime de câmbio fixo para o câmbio flutuante. Os resultados mostram que a mudança de regime cambial foi benéfica e estatisticamente significativa em relação ao retorno das ações.

A explicação plausível é de que como a inflação brasileira foi maior que a americana, e pela teoria da paridade do poder de compra, os movimentos de preços relativos dos bens domésticos e estrangeiros é o fator determinante da taxa de câmbio no longo prazo. Desta feita, a liberação da ancora cambial fez com que o câmbio apresentasse uma tendência secular de depreciação. Logo, a unidade de conta que mede o valor das empresas, a moeda brasileira, pode se desvalorizar, o que implicou um ajuste positivo na precificação das companhias em reais, vis a vis houvesse a permanência do câmbio fixo controlado.

A variável de iliquidez *lnILLIQMA* apresentou coeficientes positivos nos três modelos com efeitos fixos testados e se mostrou estatisticamente significativa: no modelo completo ($t=3.66$); no modelo sem *lnSIZE* e sem *lnSDRET* ($t= 11.53$); e no modelo sem *lnSIZE* , sem *lnSDRET* e com *dummy câmbio* ($t= 11.90$).

Ainda na análise com dados em painel, substituiu-se a variável de iliquidez de Amihud (2002) pelas representativas da iliquidez das ações: *Bid Ask Spread*, *Inverso do Volume* e *Inverso do Turnover*. As variáveis de Iliquidez foram estatisticamente significantes para as três alternativas analisadas. Com exceção do Beta, que perdeu significância estatística a 5% (cinco por cento) quando as variáveis de iliquidez foram *Bid Ask* e *Inverso do Turnover*, as demais características apresentaram resultados semelhantes ao modelo com *ILLQMA*.

Na etapa seguinte, a análise dos modelos por séries temporais mostrou que o efeito da iliquidez do mercado em relação ao excesso de retorno esperado das ações não é relevante no Brasil, uma vez que mudanças na iliquidez esperada do mercado não afetaram ex ante o excesso de retorno das ações durante o tempo.

Os resultados estimados mostraram um coeficiente negativo para a iliquidez esperada do mercado, em relação ao excesso de retorno das ações, ou seja, momentos de maior iliquidez esperada no mercado não resultaram em maiores retornos. Porém, este resultado não teve significância estatística.

Já o coeficiente da iliquidez inesperada obteve um comportamento significativo e em linha com o encontrado na literatura internacional, sugerindo que a iliquidez inesperada do mercado afeta negativamente o preço das ações.

Em seguida, dividiram-se as empresas em portfólios pela capitalização de mercado das companhias, a fim de analisar a influência da iliquidez nos diferentes quintis de portfólios. Tem-se que o coeficiente da iliquidez esperada é negativo para todos os quintis analisados, porém não apresenta significância estatística.

Uma possível explanação para a inesperada associação negativa entre a iliquidez e a rentabilidade é o baixo nível de integração entre os mercados emergentes e os globais. Uma vez que, os mercados emergentes não estão completamente integrados à economia global, a falta de liquidez não funcionaria como fator de risco.

Uma peculiaridade do mercado brasileiro é a inexistência de prêmio de mercado para o investimento em ações. Desde a criação do plano real, período de análise do presente trabalho, o CDI, representando o investimento em renda fixa, teve um retorno superior ao do índice Bovespa.

Este resultado, teoricamente, mostra um contrassenso, uma vez que o investimento em títulos públicos pós-fixados, apresenta grande liquidez, e no caso brasileiro, volatilidade diária dos retornos tendendo à zero. Em mercados de capitais de países desenvolvidos, há forte evidência empírica para a existência de prêmio para investir no mercado de ações. Ademais, o mercado brasileiro de renda fixa, tem uma peculiaridade adicional oriunda dos tempos de grande inflação que é a pós-fixação da rentabilidade.

Portanto, a inexistência de prêmio no investimento em ações da Bovespa merece uma investigação mais aprofundada de trabalhos futuros, e influenciou o efeito da iliquidez esperada no modelo.

Já o coeficiente da iliquidez inesperada é negativo e estatisticamente significativo para todos os *quintis*. Os resultados mostram o efeito da iliquidez inesperada é tanto maior quanto menor for o portfólio de empresas analisado.

Assim sendo, ações mais ilíquidas, de menor capitalização de mercado, enfrentam maiores efeitos da variação inesperada da iliquidez de mercado, sofrendo uma queda mais acentuada nos seus preços em face a choques de iliquidez.

Por fim, os testes com as variáveis *dummy* janeiro, EMBI+ (risco-Brasil) e TERM (diferencial de juros americano de longo prazo para o de curto prazo), não apresentaram resultados de significância estatística relevantes.

Como proposta de trabalhos futuros, pode-se ao invés de adotar o retorno como variável dependente, utilizar múltiplos de *valuation* para estudar se o aumento de iliquidez provoca uma diminuição no múltiplo da empresa. Ademais, pode-se testar o ajustamento da iliquidez junto

de outras variáveis independentes, em busca de uma melhor especificação para explicar o retorno das ações. Outra proposição é de que como as variáveis de iliquidez não são estritamente definidas poderiam ser estudadas outras variáveis, além das presentes neste trabalho, que possam representá-las e comparar os resultados

REFERÊNCIAS

ACHARYA, Viral V; Lasse Heje Pedersen, 2005. **Asset pricing with liquidity risk**. Journal of Financial Economics 77, 375–410.

AMIHUD, Y.; MENDELSON, H. **Asset pricing and the bid-ask spread**. Journal of Financial Economics, North-Holland, v. 17, n.2, p. 223-249, dec. 1986.

_____. **Liquidity, assets prices and financial policy**. *Financial Analysts Journal*, v.47, n.6, p. 56-66, 1991.

AMIHUD, Y., MENDELSON, H., & Heje Pedersen, L. (2013). **Market Liquidity: Asset Pricing, Risk, and Crises** . Cambridge: Cambridge University Press.

AMIHUD, Y. **Illiquidity and stock returns: cross-section of expected stock returns**. Journal of Financial Markets, Atlanta, USA, v. 5, n.1, p. 31-56, jan. 2002.

AMIHUD, Yakov; NOH, Joonki, **The Pricing of the Illiquidity Factor's Systematic Risk** (December 15, 2018).

ARELLANO, M. **Panel Data Econometrics**, Oxford: Oxford University Press, 2003.

BAI, J., PERRON, P., 2003. **Critical values for multiple structural change tests**. Econometrics Journal 6, 72-78

BEKAERT, G.; HARVEY, C.; LUNDBLAD, C. **Liquidity and Expected Returns: Lessons from Emerging Markets**, The Review of Financial Studies, Vol. 20, No. 6, pp. 1783-1831, 2007.

BLACK, F. Towards a fully automated exchange. **Financial Analysts Journal**, v. 27, n. 4, p. 29-35, 1971.

BONE, R. B. **Ratings Soberanos e Cooperativos: O rompimento do teto soberano pela Petrobrás e Repsol-YPF**. Tese (Doutorado em Economia), Instituto de Economia. Rio de Janeiro: Universidade Federal do Rio de Janeiro, 2004.

BOUDOUKH, J., Richardson, M., SMITH, T., 1993. **Is the ex ante risk premium always positive?** *Journal of Financial Economics* 34, 387–408.

BRENNAN, M. J.; CHORDIA, T.; SUBRAHMANYAM, A. Alternative factor specifications, security characteristics, and the cross-section of expected stock returns. **Journal of Financial Economics**, v.49, p.345-373, 1998

BRENNAN, M. J.; SUBRAHMANYAM, A. **Market microstructure and asset pricing: on the compensation for illiquidity in stock returns.** *Journal of Financial Economics*, v.41, p.441- 464, 1996.

BREUSCH, T.S.; PAGAN, A. R. **Simple test for heteroscedasticity and random coefficient variation.** *Econometrica*, v.47 (5), p.1287–1294, 1979.

BRUNI, A. L.; FAMÁ, R. **Liquidez e avaliação de ativos financeiros: evidências empíricas na Bovespa (1988 – 1996).** In: ENCONTRO NACIONAL DA ASSOCIAÇÃO NACIONAL DE PÓS-GRADUAÇÃO E PESQUISA EM ADMINISTRAÇÃO, 22., 1998, Foz do Iguaçu. *Anais...* Rio de Janeiro: Associação Nacional de Pós-Graduação e Pesquisa em Administração, 1998. 1 CD-Rom.

BUSSE, Matthias, HEFEKER, Carsten, 2007. **Political risk, institutions and foreign direct investment.** *European Journal of Political Economy* 23 (2), 397–415.

BUTT, H.A. and VIRK, N.S. (2015), “**Liquidity and asset prices: an empirical investigation of the Nordic stock markets**”, *European Financial Management*, Vol. 21 No. 4, pp. 672-705.

CAPACLE, Vivian Helena & LIMA, Fernando. **Política Cambial como Instrumento de Estabilização Econômica.** In: *Revista de Negócios Internacionais*, Piracicaba, 4(6): 31-37, 2006.

CARHART, Mark M. **On persistence in mutual fund performance.** *The Journal of Finance*, [S.I.], v. 52, n.1, p.57-82. March 1997

DATAR, V. T.; NAIK, N. Y.; RADCLIFFE, R. **Liquidity and stock returns: an alternative test.** Journal of Financial Markets, v.1,n.2, p.203-219, 1998

DEMSETZ, H. **The cost of transaction.** (1968). Quarterly Journal of Economics, 82, 33-53.

DONATO, L. G. **Liquidez e estrutura de capital das empresas brasileiras de capital aberto.** 2011. 92 f. Dissertação (Mestrado em Ciências) – Escola de Engenharia de São Carlos da Universidade de São Paulo, São Carlos, 2011.

DORNBUSH, Rudiger.; FISCHER, Stanley & STARTZ, Rirchard. **Macroeconomia.** 10º Edição. São Paulo: McGraw-Hill, 2009.

DRIENKO, J., Smith, T., & von Reibnitz, A. (2018). **A review of the return-illiquidity relationship.** Critical Finance Review. DOI:10.1561/104.00000052

EISFELDT, A. L. **Endogenous liquidity in asset markets.** Journal of Finance, v. 59, n. 1, p. 1-30, 2004.

FAMA, E.F., 1990. **Stock returns, expected returns, and real activity.** Journal of Finance 45, 1089–1108.

FAMA, E.F., FRENCH, K.R., 1989. **Business conditions and expected returns on stocks and bonds.** Journal of Financial Economics 25, 23–49.

FAMA, Eugene F.; FRENCH, Kenneth R.; **Common risk factors in the returns on stocks and bonds.** Journal of Financial Economics, v. 33 , p.3-56, 1993.

FAMA, E. F.; MACBETH, J. **Risk, return and equilibrium: empirical tests.** Journal of Political Economy, Chicago, v. 71, p 607-636, may./ jun. 1973.

FAMA, Eugene F.; FRENCH, Kenneth R. **A Five-factor Asset Pricing Model.** Journal of Financial Economics, v .116, n. 1, p. 1-22, 2015.

FAMA, Eugene F.; FRENCH, Kenneth R. **Dissecting Anomalies with a Five-factor Model**. The Review of Financial Studies, v. 29, n. 1, p. 69- 103, 2016.

FRENCH, K.R., Schwert, G.W., STAMBAUGH, R.F., 1987. **Expected stock returns and volatility**. Journal of Financial Economics 19, 3–29.

FANG, V. W.; NOE, T. H.; TICE, S. **Stock market liquidity and firm value**. Journal of Financial Economics, North-Holland, v. 94, p. 150-169, oct. 2009.

FRANCO, Gustavo Henrique Barroso. **O Desafio Brasileiro: Ensaio sobre Desenvolvimento**, Globalização e Moeda. Rio de Janeiro: Ed 34, 1999

GARCIA, M. G. P. ; BRANDÃO, T. G. D. . **Taxas de juros, risco cambial e risco Brasil**. Pesquisa e Planejamento Econômico, Rio de Janeiro, v. 33, n. 2, p. 253-297, 2003.

HARRIS, L.E., 1994. **Minimum price variation, discrete bid–ask spreads, and quotation sizes**. Review of Financial Studies, 7, 149–178.

HARRIS, Larry, and AMATO, Andrea, 2018. **Illiquidity and stock returns**: Cross-section and timeseries effects: A replication. This issue.

HAUSMAN, J. A. Specification tests in econometrics. Econometrica, v.46, n.6, p.1251–1271, 1978.

HEARN B, Piesse J, STRANGE R. **Market liquidity and stock size premia in emerging financial markets: The implications for foreign investment**. International Business Review. 2010 Oct;19(5):489 - 501.

HICKS, J. R. **Liquidity**. The Economic Journal, Hoboken, NJ, v.72, p.787-802, 1962.

HOUAISS, A.; VILLAR, M. S. (2001). **Dicionário Houaiss da língua portuguesa**. Rio de Janeiro: Objetiva.

IQUIAPAZA, R. A., AMARAL, H. F., BRESSAN, A. A. **Previsão Não-linear de Retornos na BOVESPA: Efeito do Volume Negociado em um modelo Auto-Regressivo de Transição Suave**. 7º Encontro Brasileiro de Finanças, São Paulo, 2007.

JUN, S., MARATHE, A.; SHAWKY, H. A. **Liquidity and stock returns in emerging equity markets**. *Emerging Markets Review*, [S.l.], v. 4, n. 1, p. 1-24, mar. 2003.

KEIM, D.B., STAMBAUGH, R.F., 1986. **Predicting returns in the stock and bond market**. *Journal of Financial Economics* 17, 357–396.

KENDALL, M.G., **Note on bias in the estimation of autocorrelation**. *Biometrika* 41, 403–404, 1954.

KEYNES, J. M. **A Treatise on Money: the applied theory of money**. Vol. II. London: Macmillan and Co Ltd, 1930.

KYLE, A., 1985. **Continuous auctions and insider trading**. *Econometrica* 53, 1315–1335.

KUNKEL, F. I. R., Ceretta, P. S., VIEIRA, K. M., SILVEIRA, V. G., & RIGHI, M. B. (2014). **Comportamento temporal da liquidez no mercado brasileiro: uma análise do período 1995- 2012 através do modelo autoregressivo de mudanças markovianas**. *Revista de Administração da UNIMEP*, 12 (2), 21-41.

LEE, K. H. **The world price of liquidity risk**. *Journal of Financial Economics*, v. 99, n. 1, p. 136–161, 2011

LINTNER, John. **The valuation of risk assets and the selection of risky investments in stock portfolios and capital budgets**. *The Review of Economics and Statistics*. [S.I.], v.47, n.1, p. 13-37, February 1965

LISCHEWSKI, J.; VORONKOVA, S. **Size, value and liquidity: Do they really matter on an emerging stock market?** *Emerging Markets Review*, v. 13, n. 1, p. 8-25, 2012.

LIU, W. **A liquidity-augmented capital asset pricing model.** *Journal of Financial Economics*, v.82, p.631-671, 2006.

MACHADO, Márcio; MEDEIROS, Otávio. **Modelos de precificação de ativos e o efeito da liquidez: evidências empíricas no mercado acionário brasileiro.** *Revista Brasileira de Finanças*. Rio de Janeiro, v.9, n.3 2007.

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

MARTELANC, Roy; PASIN, Rodrigo; CAVALCANTE, Francisco. **Avaliação de Empresas: um guia para fusões & aquisições e gestão de valor.** São Paulo: Pearson Prentice, 2012.

MARTÍNEZ, M. A.; NIETO, B.; RUBIO, G.; TAPIA, M. **Asset pricing and systematic liquidity risk: an empirical investigation of the Spanish stock market.** *International Review of Economics and Finance*, v. 14, p.81-103, 2005

MARKOWITZ, Harry M. **Portfolio selection.** *The Journal of Finance*. [S.I.], v.7, p.77-91, March 1952

MENDES VIEIRA, K.; CERETTA, P. S.; LOPES DA FONSECA, J. **Influência da variação da liquidez na precificação de ativos: análise em painel do mercado brasileiro no período de janeiro de 2000 a junho de 2008.** *Brazilian Business Review*, v. 8, n. 3, p. 41-65, 2011.

MUSSA, A.; FAMÁ, R., SANTOS, J. O. **A adição do fator de risco momento ao modelo de precificação de ativos dos três fatores de Fama & French aplicado ao mercado acionário brasileiro.** *REGE Revista de Gestão*, vol. 19, n.3, 2012.

NARAYAN, P. K.; ZHENG, X. **Market liquidity risk factor and financial market anomalies: evidence from the Chinese stock market.** *Pacific-Basin Finance Journal*, v.18, n.5, p. 509- 520, 2010.

NEWKEY, W.K., WEST, K.D. **A simple, positive semi definite, heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix.** *Econometrica* 55, 703–706, 1987.

LOUKIL, Nadia & BECHIR ZAYANI, Mohamed & OMRI, Abdelwahed. (2010). **Impact of liquidity on stock returns: An empirical investigation of the Tunisian stock market.** *Macroeconomics and Finance in Emerging Market Economies*. 3. 261-283. 10.1080/17520843.2010.498137.

PASQUARIELLO, P. **The anatomy of financial crises: evidence from the emerging ADR market.** *Journal of International Economics*, v. 76, n. 2, p. 193-207, 2008

PEREIRA, J.P. and CUTELO, T. (2013), “**Tiny prices in a tiny market: evidence from Portugal on optimal share prices**”, *European Financial Management*, Vol. 19 No. 3, pp. 579-598.

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

PUKSAMATANAN, Jitipol, **The Liquidity and Stock Returns: Empirical Evidence in Thailand** (April 5, 2011).

SHARPE, William F. **Capital asset prices: a theory of market equilibrium under conditions of risk.** *Journal of Finance*, [S.I.], v.19, p.425-443, September 1964.

SCHOLES, M., WILLIAMS, J., 1977. **Estimating betas from non-synchronous data.** *Journal of Financial Economics* 5, 309–327.

TOBIN, James. **Liquidity preference as behavior toward risk.** *The Review of Economic Studies*. [S.I.], v.25, n. 2, p.65-86, February 1958

MINARDI, A. M. A. F., SANVICENTE, A. Z., MONTEIRO, R. C., **Bid-Ask Spreads in a Stock Exchange without Market Specialists**, *Latin American Business Review*, v. 7, pp. 19 – 39, 2006.

NAGANO, M.S.; MERLO, E.M; da SILVA, M.C. **As variáveis fundamentalistas e seus impactos na taxa de retorno de ações no Brasil**. Revista FAE, vol. 6, p. 13-28, 2003.

SALEHI M, TALEBNIA G, GHORBANI B (2011). **A Study of the Relationship between Liquidity and Stock Returns of Companies Listed in Tehran Stock Exchange**, World. Appl. Sci. J., 12(9): 1403-1408

SANVICENTE, A.Z.; MINARDI, A.M.F. **A liquidez é relevante no mercado de ações?**, Resenha BM&F, n. 128, p. 35-55, 1998.

VIEIRA, K. M.; MILACH, F. T.; Pereira, B. A. D. **Medidas de liquidez/iliquidez versus retorno: uma análise do mercado brasileiro**. In: ENCONTRO NACIONAL DE ENGENHARIA DE PRODUÇÃO, 27., 2007, Foz do Iguaçu. Anais... Rio de Janeiro: ABEPRO, 2007. p. 1-10.

VIEIRA, K. M.; MILACH, F. T. **Liquidez/iliquidez no mercado brasileiro: comportamento no período 1995-2005 e suas relações com o retorno**. Revista de Administração e Contabilidade da Unisinos, v.5,n.1, p.5-16, 2008.

VIEIRA, K. M., JUSTEN JÚNIOR, A. A., & RIGHI, M. B. (2015). **O papel da liquidez e suas múltiplas dimensões no retorno das ações: um estudo com dados em painel do mercado brasileiro**. CONTEXTUS - Revista Contemporânea de Economia e Gestão, 13 (2), 7-34.

XAVIER, C. N. (2007). **A precificação da liquidez no mercado brasileiro de ações**. Dissertação (Mestrado em Economia) – Faculdade de Economia do IBMEC, São Paulo.

ZHANG, F.; TIAN, Y.; WIRJANTO, T. S. **Liquidity risk and cross-sectional returns: evidence from the Chinese stock**. 2007.