

## **Market Makers: O impacto da Introdução de Agentes de Liquidez no Mercado Acionário Brasileiro**

Gabriel Augusto de Carvalho – Bacharel em Ciências Econômicas – UFMG  
Mestrando em Administração no Centro Federal de Educação Tecnológica de Minas Gerais  
[ga09carvalho@gmail.com](mailto:ga09carvalho@gmail.com)

João Eduardo Ribeiro – Bacharel em Ciências Contábeis – UFV  
Mestrando em Administração no Centro Federal de Educação Tecnológica de Minas Gerais  
[joaoribeiro.cco@gmail.com](mailto:joaoribeiro.cco@gmail.com)

Laíse Ferraz Correia – Doutora em Administração – UFMG  
Professora efetiva do Centro Federal de Educação Tecnológica de Minas Gerais  
[laiseferraz@gmail.com](mailto:laiseferraz@gmail.com)

**Resumo:** Este estudo teve por objetivo, analisar se a introdução de formadores de mercado nos papéis das empresas brasileiras negociadas na Brasil Bolsa Balcão (B3), é uma medida válida para a elevação da liquidez de mercado. Para tanto, foi realizado o teste de quebra estrutural de Chow nas séries temporais das *proxies* de liquidez *spread* médio, índice *turnover* e volume financeiro, em uma amostra de 55 ativos. Optou-se por considerar dados na janela de 260 dias antes e 260 dias após o início da atuação do formador de mercado, por representar o número aproximado de pregões em um ano, e por evitar conclusões errôneas devido à volatilidade do mercado brasileiro. Os resultados apontaram que após a introdução dos formadores de mercado, se considerado um nível de confiança de 99%, 37, ou seja, 67% dos ativos estudados, tiveram mudanças abruptas e estatisticamente significativas no *spread* médio, 26 (47%) tiveram mudanças abruptas no *turnover* e 33 (60%) tiveram mudanças no volume. Flexibilizando o nível de confiança para 95%, 42 (76%) apresentaram mudanças abruptas no *spread* médio, 36 ou 65% tiveram mudanças no *turnover* e 38 (69%) apresentaram mudanças no volume de negociações. Ao nível de confiança de 90%, os resultados encontrados foram de 47 (85%) ativos com mudanças abruptas no *spread* médio, 43 (78%) apresentando mudanças no *turnover* e 40 (73%) apresentando mudanças abruptas e estatisticamente significativas no volume. Esse quadro fornece, portanto, fortes evidências sobre a atuação dos formadores de mercado e a influência que esses agentes exercem na liquidez de mercado dos ativos negociados pela B3, demonstrando que, a sua contratação pode aumentar a liquidez e contribuir de forma significativa com as negociações dos ativos.

**Palavras-chave:** Mercado de Capitais; Liquidez de Mercado; Agentes de Liquidez.

### **1 Introdução**

Conforme proposto por Markowitz (1952), nos mercados financeiros os agentes levam em consideração dois aspectos principais na tomada de decisão sobre seus investimentos: o retorno e o risco que um ativo adiciona à sua carteira de investimentos. A partir da teoria do portfólio, fundamentada nesses dois aspectos, vários modelos desenvolveram-se com o objetivo de explicar como os diferentes fatores de riscos afetam a precificação dos ativos nos mercados financeiros.

Dentre esses modelos pode-se citar o *Capital Asset Pricing Model* (CAPM) elaborado com as contribuições de Sharpe (1964), Lintner (1965) e Mossin (1966), a teoria da *Arbitrage*

*Pricing Theory* (APT) desenvolvida por Ross (1976) e alguns dos modelos dela decorrente, como o modelo de três fatores de Fama e French (1993), o modelo de quatro fatores de Cahart (1997) e o modelo de cinco fatores de Fama e French (2015). Sendo que, cada um desses modelos incorpora diferentes fatores de riscos considerados na precificação dos ativos financeiros.

Um importante fator de risco é a liquidez de mercado dos ativos, abordada no trabalho seminal de Amihud e Mendelson (1986), que fazem duas proposições sobre o impacto da liquidez na tomada de decisão pelos investidores. Na primeira proposição, é destacada a presença de um efeito clientela, no qual os ativos com menor liquidez são alocados em portfólios com um horizonte temporal de longo prazo. Já a segunda proposição define que, em equilíbrio, o retorno do ativo é uma função côncava e crescente do *spread* do ativo, sendo essa uma medida de iliquidez, dada pela diferença entre os preços de compra e de venda do ativo de interesse. Amihud e Mendelson (1991) definem então que os investidores irão preferir alocar seus recursos nos ativos de maior liquidez, que possam ser transacionados rapidamente e a um baixo custo.

Tendo sido a liquidez constatada como um fator de risco, autores como Acharya e Pedersen (2005) e Liu (2006) propuseram modelos de precificação de ativos que incorporam essa fonte de risco como um fator explicativo. Conforme apontam Amihud e Mendelson (2008), a liquidez afeta ainda decisões tomadas ao nível das finanças corporativas das empresas. Dado que, conforme destacam esses autores, a liquidez de mercado das ações impacta também no custo de capital das empresas.

Nesse sentido, a liquidez de um ativo é um fator considerado pelos investidores e pelas empresas em sua tomada de decisão, e dessa forma, medidas que busquem elevar a liquidez dos ativos impactam positivamente os investidores, com a redução dos custos de transação, e as empresas, com a redução de seu custo de capital. A figura do formador de mercado surge então, no contexto dos benefícios gerados pela maior liquidez dos ativos nos mercados financeiros. Cabe a esse agente, conforme descrito por Ambrozini et al. (2009), a função de elevar a liquidez, atrair novos investidores e aumentar a base de acionistas do ativo em que ele atua.

A adoção da estrutura de negociação com formadores de mercado está presente em diversos mercados como na NYSE, NASDAQ e Euronext. No Brasil essa função foi regulamentada em 2003, com a Instrução CVM n.º 384, e conforme destaca Perlin (2013), a utilização desse mecanismo consiste em uma estratégia competitiva para a Brasil Bolsa Balcão (B3) e para as empresas, uma vez que a liquidez de mercado dos ativos é alavancada.

De acordo com as normas estabelecidas pela B3, o formador de mercado deve ser uma pessoa jurídica, devidamente cadastrada na bolsa, e a principal função desse agente no mercado, é a manutenção de um fluxo de ordens regular e contínuo durante o pregão. A consequência disso, além da elevação da liquidez, é a facilitação dos negócios e a redução de movimentos artificiais nos preços dos ativos, ou seja, é esperado que o formador de mercado contribua com a eficiência do mercado em que ele atua.

Consoante com Perlin (2013), a forma de atuação de um formador de mercado difere-se de um investidor comum, dado que seu interesse não reside sobre a especulação financeira ou imunização de carteiras, mas sim na compensação recebida na forma do *spread* pelo provimento de liquidez para o mercado. Sendo que, conforme ressalta o autor, o *spread* será maior para ativos de maior volatilidade nos preços, dado o maior risco de inventário gerado pela manutenção desse ativo na carteira pelo formador de mercado.

O contrato para a atuação do formador de mercado na B3 estabelece alguns parâmetros de atuação, como a quantidade mínima de negociação, percentual de atuação durante a sessão de negociação e o tempo de atuação do agente provedor de liquidez para o ativo em questão. Além disso, é estabelecido o *spread* máximo que pode ser obtido nas negociações feitas pelo formador de mercado. Tais parâmetros são determinados de acordo com as características do

ativo e com a dinâmica do mercado. É importante ressaltar que os parâmetros de atuação podem ser alterados de acordo com o comportamento do mercado, podendo o formador de mercado ser até mesmo liberado de suas obrigações diante de um comportamento atípico do mercado.

O formador de mercado, de acordo com o Art. 7º da Instrução CVM n.º 384, de 17/03/2003, pode atuar de maneira autônoma ou ser contratado pela empresa emissora dos títulos, por empresas controladoras, controladas ou coligadas à emissora, ou ainda, por outro detentor de valores mobiliários, que possua interesse em formar mercado para os seus papéis. Durante a sessão de negociação as ordens emitidas pelo formador de mercado competem em condições de igualdade com as demais ofertas do mercado, não sendo diferenciadas as ordens do formador de mercado em relação as de outros investidores, o que evita que essa informação seja usada por especuladores em movimentações contra o formador de mercado. A atuação desse agente no mercado deve se dar em condições de igualdade com os outros investidores, sendo suas decisões amparadas apenas nas informações públicas disponíveis no momento, culminando assim na adoção de um preço justo para o ativo. Em conformidade com o Art. 6º da Instrução CVM n.º 384, de 17/03/2003, o formador de mercado não poderá utilizar sua posição para gerar demandas artificiais para o ativo, nem ferir o funcionamento equânime do mercado.

Dado o impacto da liquidez de mercado de um ativo no comportamento individual dos investidores e nas finanças corporativas da empresa, e o conseqüente interesse das empresas em fomentar a elevação da liquidez de seus ativos, sendo a contratação de um formador de mercado um mecanismo utilizado com essa finalidade, torna-se relevante o estudo empírico dos impactos ocorridos nas empresas que já contrataram esse tipo de serviço. Com isso, esse artigo tem como objetivo, analisar se a introdução de um formador de mercado nos papéis das empresas brasileiras negociadas na B3, é uma medida capaz de gerar uma quebra estrutural nos níveis prévios de liquidez desses ativos, para tanto será empregado o teste de quebra estrutural proposto por Chow (1960), em modelos univariados de séries temporais AR(1), sendo a liquidez medida por meio de 3 diferentes *proxies*, a saber: *spread* médio, índice *turnover* e volume financeiro.

Esse trabalho encontra-se estruturado em 4 seções, além dessa introdução. Na Seção 2 é apresentado um breve referencial teórico sobre a importância da liquidez de mercado para a tomada de decisão tanto dos investidores, quanto pelos gestores das empresas, além da apresentação de trabalhos similares, que estudam os impactos da introdução de formadores de mercado em ativos de diferentes bolsas de valores. A seção 3 dedica-se a apresentação da metodologia utilizada neste estudo, a amostra, as variáveis e o modelo econométrico utilizado. Na seção 4 é exposta a análise dos resultados encontrados, e por fim, na seção 5 são apresentadas breves considerações sobre o trabalho, além de destacar limitações da pesquisa e sugestões para trabalhos futuros.

## 2 Referencial Teórico

Aclarado o objetivo desse trabalho, a fundamentação teórica que se segue apresenta os principais conceitos relacionados ao efeito liquidez, que justificam a contratação de um formador de mercado para um ativo. Posteriormente, são apresentados estudos sobre os efeitos da presença do formador de mercado em diferentes mercados de capitais.

Black (1971) define como líquido um ativo que pode ser negociado em um curto período de tempo, por um preço similar ao que seria obtido caso o investidor optasse por esperar para vendê-lo. A iliquidez de um ativo, como descrito por Amihud e Mendelson (1991), reflete-se em um maior custo de transação para o investidor, que então demandaria um maior retorno para transacionar ativos de menor liquidez. Amihud e Mendelson (1991) decompõem então os custos da iliquidez em diferentes dimensões, a saber: *bid-ask spread*, que é a diferença entre o menor

preço de venda e o maior preço de compra para um ativo; custos de impacto de mercado, que são os custos incorridos pela negociação de grandes quantidades de um ativo; custos de procura e de atraso, que são os custos incorridos por um investidor que decide esperar condições melhores para executar uma ordem; e custos diretos de transação, que envolvem aspectos como corretagem e taxas.

O estudo do efeito liquidez tem como trabalho seminal o artigo de Amihud e Mendelson (1986), no qual os autores atestam a existência de uma relação côncava e crescente entre o retorno e a liquidez. Além disso, os autores ressaltam a existência de um efeito clientela, no qual investidores de longo prazo preferem ativos ilíquidos, devido ao maior tempo para a amortização dos custos de transação. Além desses efeitos, Amihud e Mendelson (2008) destacam outras implicações geradas pela liquidez de um ativo. Segundo esses autores a liquidez afeta diretamente a estrutura de capital da empresa, dado que, caso as ações e títulos negociados por uma empresa tenham menor liquidez, o retorno exigido pelos investidores será maior, culminando em um maior custo de capital.

Ainda segundo Amihud e Mendelson (2008), medidas que elevem a liquidez dos títulos são então benéficas para as empresas, tais como o tamanho do lote de negociação dos ativos, a publicidade em torno da empresa, o nível de informações divulgadas e a contratação de um formador de mercado para o ativo. Ressalta-se também que todas essas medidas geram custos para as empresas, devendo haver um equilíbrio entre os benefícios e os custos dessas medidas, em um ponto ótimo de liquidez. Diante desse contexto, diversos trabalhos foram desenvolvidos para verificar a relação que se estabelece entre a liquidez e outras variáveis características das empresas, e também para atestar os efeitos gerados por medidas adotadas, com vistas a elevar a liquidez de mercado das empresas.

Em relação aos trabalhos que exploram os efeitos da liquidez de mercado na estrutura de capital das empresas, Lipson e Mortal (2009) constatam que empresas com maior liquidez de mercado possuem um menor nível de alavancagem. Tal fato é decorrência do menor retorno exigido pelos investidores ao alocarem seus recursos em ativos com maior liquidez, culminando em uma preferência pelo financiamento via capital próprio. Em linha com essa proposição, Sivathaasan et al. (2016) também encontram uma relação negativa entre a liquidez de mercado e a alavancagem das empresas, esses autores indicam que a redução da alavancagem, decorrente de um maior nível de governança corporativa, é um efeito existente apenas para as empresas que possuem ações com maior liquidez. Em relação aos fatores que podem auxiliar na elevação da liquidez das ações das empresas, Brennan e Subrahmanyam (1995) estudaram o impacto do número de analistas que acompanham uma empresa e demonstram que quanto maior for esse número, menores serão os custos de seleção adversa.

No tocante aos estudos que exploram especificamente os efeitos da contratação de um formador de mercado na liquidez de um ativo, uma medida que é adotada com o objetivo de impactar diretamente na liquidez dos ativos, Venkataraman e Waisburd (2007) ao analisarem a reação do mercado acionário francês ao anúncio da entrada de formadores de mercado nas negociações, observaram que o mercado reage positivamente ao anúncio do uso desse mecanismo, com uma variação positiva e significativa na liquidez e no retorno das ações, logo após o anúncio. No mesmo entendimento de Venkataraman e Waisburd (2007), Perotti e Rindi (2010) examinaram o efeito da entrada de formadores de mercado nas ações da bolsa de valores Italiana e concluíram que a entrada desses agentes de liquidez, aumentam o número de negócios e diminuiu os spreads e a volatilidade dos preços.

Anand, Tanggaard e Weaver (2009) analisam diversas dimensões do impacto da contratação de agentes provedores de liquidez por empresas listadas na bolsa de valores de Estocolmo, para tanto os autores utilizam uma amostra de 50 empresas que contrataram esse tipo de serviço no período compreendido entre setembro de 2002 e março de 2004. Em sua análise, os autores apontaram que as empresas com maiores *spreads*, menor atividade de

mercado e com maior assimetria informacional são mais propensas a contratarem um provedor de liquidez. No tocante aos impactos causados pela introdução desse agente, Anand, Tanggaard e Weaver (2009) mostraram que se considerada uma janela de 5 dias antes do anúncio da contratação de um provedor de liquidez, e 10 dias após a data desse evento, ao final desse período há um retorno anormal acumulado de 7,08%, valor significativo ao nível de 1%. Em relação aos impactos na liquidez os autores apresentam que há uma redução no *spread* das ações, sendo os benefícios gerados ainda maiores em dias de maior volatilidade no mercado. Os autores destacaram ainda, os ganhos na qualidade de mercado das ações e na redução do custo de capital para a empresa após a contratação dos formadores de mercado.

Menkveld e Wang (2013), estudaram os impactos da contratação de um formador de mercado para as *small-caps* do mercado de Amsterdã, em uma janela de 22 meses em torno da data de implementação desse mecanismo na Euronext. De posse das empresas elegíveis para a contratação de um formador de mercado, foram selecionadas 74 empresas que efetivamente contrataram esse serviço, e 27 empresas elegíveis, mas que não o contrataram, utilizadas como *benchmark* para o estudo. Na análise do impacto da atuação do formador de mercado, Menkveld e Wang (2013) estudaram seus efeitos no nível da liquidez e no risco de liquidez, além disso, analisaram se há a presença de retornos anormais em torno da data do anúncio da contratação desse agente de mercado e se as variações no nível e no risco de liquidez explicam os retornos anormais. Os autores demonstraram que há uma queda estatisticamente significativa no *spread* das empresas que contrataram um formador de mercado. Em relação ao risco de liquidez, os autores utilizam o *Liquidity-adjusted Capital Asset Pricing Model* (LCAPM), proposto por Acharya e Pedersen (2005), para mensurar essa variável, como resultado é apontado que, após o evento, houve uma redução nos três betas referentes a liquidez para as empresas contratantes de formadores de mercado em relação aos valores das empresas não contratantes. Por fim, os autores verificam a presença de retornos anormais para essas empresas, e com uma regressão *cross-section* demonstram que os retornos anormais verificados podem ser explicados pelo nível de liquidez e pelo risco de liquidez dessas empresas.

No mercado brasileiro, Ambrozini et al. (2009) desenvolvem um estudo com o objetivo de verificar se há evidências empíricas de que a atuação de um formador de mercado é realmente capaz de elevar a liquidez das ações das empresas. Para o desenvolvimento do estudo, os autores utilizaram dados do volume de fechamento diário para 61 ações de empresas que contrataram um formador de mercado no período de 2000 a 2007. De posse dos dados, foram estimados modelos univariados de séries temporais, e então aplicado o teste de Chow, para verificar se houve quebra estrutural nos parâmetros estimados, após o início da atuação do formador de mercado. Em seus resultados, Ambrozini et al. (2009) demonstram que, se considerado o nível de significância de 5%, há uma quebra estrutural para apenas 28 empresas da amostra, se considerado o nível de 10% o número de empresas que apresentaram quebra estrutural sobe para 32. Os resultados evidenciam que, apesar de não haver um amplo predomínio na amostra, a contratação de um formador de mercado é uma estratégia válida para a elevação da liquidez das ações da empresa.

Assim como Ambrozini et al. (2009), Costa e Salles (2010) analisaram, a partir de séries temporais, a influência da adoção de formadores de mercado pelas empresas brasileiras na liquidez de suas ações. Para tanto, os autores selecionaram uma amostra de 10 ações com negociações de janeiro a maio de 2009 e determinaram séries temporais, usando modelos heteroscedásticos de volatilidade para determinação da liquidez. Os resultados mostraram que os benefícios da adoção do formador de mercado foram válidos apenas para parte dos ativos analisados, e seus benefícios não se propagaram na mesma intensidade por todas as empresas que o utilizaram.

Sanvitto (2011) utilizou uma amostra maior que a utilizada por Costa e Salles (2010) e examinou os resultados da atuação de formadores de mercado nas ações das empresas que

optaram pela contratação do serviço a partir de 2003. Os resultados evidenciaram que a atuação dos formadores de mercado proveu liquidez e impactou positivamente o valor de mercado das empresas contratantes. Já Silva (2012) analisou 204 empresas negociadas na B3 que contrataram formadores de mercado, a fim de verificar se essas empresas alcançaram aumento significativo na quantidade de negócios, no volume negociado e, por consequência, no aumento de liquidez de suas ações. O autor identificou diferenças positivas ocorridas após a contratação dos formadores de mercado em todas as variáveis analisadas, principalmente na quantidade de negócios e no volume negociado, demonstrando que a atuação dos formadores de mercado aumentou a liquidez das ações analisadas.

Perlin (2013), outro autor que estudou o impacto da inclusão de um formador de mercado nas ações de empresas brasileiras, utilizou como amostra as ações de 68 empresas que contrataram um formador de mercado em algum momento do período entre 2005 e 2012. Diferentemente de Ambrozini et al. (2009), Perlin (2013) utilizou dados de alta frequência sobre preços e volumes dos ativos, e empregou uma metodologia de estudo de evento para analisar o comportamento das variáveis número de negócios, volume médio das transações, autocorrelação dos sinais da transação e da diferença de preços e a PIN (probabilidade de ocorrência de transações baseadas em informação) nos 4 meses antes e depois da introdução do formador de mercado. Como resultados desse estudo, Perlin (2013) destaca que após a inclusão do formador de mercado o número de transações diárias com o ativo aumentou em média 31%, em relação ao volume médio por transação, observou-se uma tendência de queda em aproximadamente 6%. O autor justifica esse resultado como uma estratégia do formador de mercado para reduzir seu risco de inventário, pois dessa forma evitaria grandes alterações na composição de sua carteira e administraria mais facilmente o fluxo de ordens do mercado. Em relação às outras variáveis do estudo a autocorrelação dos sinais apresentou uma variação positiva, e a autocorrelação da diferença dos preços e a PIN não apresentaram resultados significativos.

Rogers e Mamede (2014) fizeram dois estudos de eventos em 66 empresas que contratam formadores de mercado no período de janeiro de 2013 a dezembro de 2014. O primeiro evento com a data de divulgação da contratação dos formadores de mercado e o segundo com a data de começo de atuação. Os resultados apontam que entre 15 dias antes e após a contratação dos formadores de mercado houve presença de retornos anormais positivos, o que para os autores gera subsídios para discutir a precificação da liquidez, que até a data de realização do estudo não foram encontradas no mercado de capitais brasileiro.

Estes estudos convergem para um resultado comum: a introdução dos formadores de mercado nas negociações parece elevar liquidez de mercado. Por essa razão, espera-se nesse estudo, encontrar resultados semelhantes aos encontrados em Ambrozini et al. (2009), Silva (2012), Perlin (2013), Rogers e Mamede (2014), dentre outros, nos papéis das empresas brasileiras negociadas na B3.

### **3 Metodologia**

#### **3.1 Amostra e Dados**

Com o objetivo de verificar o impacto gerado pela introdução de formadores de mercado nos ativos das empresas brasileiras, foi feito inicialmente, através do site da B3, em acesso no dia 30/11/2017, um levantamento dos ativos que contaram com a atuação de um formador de mercado e também da data do início da atuação desse agente para o ativo em questão. Com essa pesquisa foi obtido um total de 255 ativos que contrataram em algum momento um formador de mercado. Desses 255 ativos, 5 eram *unit* (Certificado de Depósito de Ações), 4 FII (Fundo de Investimento Imobiliário), 15 ETF (*Exchange Traded Funds*), 127 BDR (*Brazilian*

*Depository Receipts*) e 104 ações. A amostra para o desenvolvimento desse estudo é composta pelas ações e pelos *units*, que são os ativos negociados na B3 referentes às empresas brasileiras, totalizando 109 ativos para estudo.

De posse dessas informações, recorreu-se ao terminal de informações financeiras da *Bloomberg* para levantamento das informações referentes aos 109 ativos em questão. Optou-se nesse estudo por considerar então dados na janela de 260 dias antes e 260 dias após o início da atuação do formador de mercado, esta janela foi escolhida por representar o número aproximado de pregões em um ano, proporcionando uma amostra suficientemente grande para o desenvolvimento do estudo. Buscou-se com isso evitar conclusões errôneas devido à volatilidade do mercado brasileiro.

Dado o caráter multidimensional da liquidez, para o desenvolvimento do estudo foram consideradas 3 diferentes *proxies* em sua mensuração, com o objetivo de se observar o impacto da atuação do formador de mercado em cada uma delas. A primeira medida considerada nesse estudo foi o *spread* médio, calculado diretamente pela *Bloomberg* como uma média dos *spreads* verificados nas negociações de um ativo nos últimos 5 dias de negociação, essa é uma medida que capta a dimensão do *bid-ask spread*, destacada por Amihud e Mendelson (1991), medida similar foi empregada por Anand, Tanggaard e Weaver (2009) e Menkveld e Wang (2013) em seus estudos.

A segunda medida foi o índice *turnover*, dado pela divisão do número de ações negociadas em um dia pelo total de ações em circulação, essa é uma medida focada na quantidade de negócios realizados em um dia para o ativo, sendo assim, pode ser considerada uma *proxy* para a dimensão dos custos de impacto de mercado, mencionada por Amihud e Mendelson (1991), dado que quanto maior for o *turnover* de uma ação, maior será sua capacidade de absorver grandes ordens sem impactar nos preços negociados, essa medida também está presente nos estudos de Correia et al. (2008) e de Machado e Medeiros (2011). Por fim, a terceira medida considerada foi o volume financeiro negociado, tal como no *turnover*, essa pode ser considerada uma medida que enfatiza a dimensão dos custos de impacto de mercado, Ambrozini et al. (2009) são outros autores que empregam essa medida para estudar a liquidez.

Devido a indisponibilidade de dados durante a janela de estimação definida, alguns desses ativos foram excluídos do estudo, culminando em uma amostra final de 55 ativos, entre ações e *units*. A tabela 1, apresenta os ativos componentes da amostra do estudo, bem como o formador de mercado contratado e a data do início de atuação.

Tabela 1 - Amostra da Pesquisa

<i>Ticker</i>	Formador Contratado	Início da Atuação	<i>Ticker</i>	Formador Contratado	Início da Atuação
KEPL3	Brasil Plural	13/02/2013	BSEV3	Brasil Plural	29/06/2015
MRFG3	Credit Suisse Brasil	11/04/2013	SMTO3	BTG PACTUAL	02/07/2015
CLSC4	Brasil Plural	19/04/2013	FLRY3	Credit Suisse Brasil	27/07/2015
TOTS3	BTG PACTUAL	10/06/2013	TUPY3	BTG PACTUAL	03/08/2015
WEGE3	Itaúvest	15/07/2013	JBSS3	Credit Suisse Brasil	17/08/2015
TRPL4	Credit Suisse Brasil	18/07/2013	EVEN3	BTG PACTUAL	17/09/2015
PFRM3	Brasil Plural	01/08/2013	LEVE3	Brasil Plural	19/10/2015
BRSR6	Brasil Plural	17/09/2013	SUZB5	BTG PACTUAL	09/11/2015
DTEX3	Brasil Plural	13/11/2013	SANB11	Brasil Plural	09/12/2015
LOGN3	Credit Suisse Brasil	18/11/2013	BGIP3	Brasil Plural	29/02/2016
GSH3	Bradesco	26/12/2013	BGIP4	Brasil Plural	29/02/2016
RANI3	Brasil Plural	08/01/2014	VIVT3	Credit Suisse Brasil	14/03/2016

RANI4	Brasil Plural	08/01/2014	VIVT4	Credit Suisse Brasil	14/03/2016
MILS3	BTG PACTUAL	03/02/2014	CARD3	Credit Suisse Brasil	09/05/2016
GPCP3	Brasil Plural	24/02/2014	VVAR11	Credit Suisse Brasil	01/06/2016
HBOR3	Bradesco	18/03/2014	MYPK3	BTG PACTUAL	11/07/2016
VLID3	BTG PACTUAL	03/04/2014	CYRE3	BTG PACTUAL	14/07/2016
MGLU3	Credit Suisse Brasil	19/05/2014	ECOR3	BTG PACTUAL	14/07/2016
OIBR3	BTG PACTUAL	28/07/2014	EGIE3	Itaúvest	21/07/2016
OIBR4	BTG PACTUAL	28/07/2014	BRPR3	Credit Suisse Brasil	06/09/2016
ROMI3	BTG PACTUAL	17/09/2014	RENT3	Credit Suisse Brasil	18/11/2016
LIGT3	Credit Suisse Brasil	24/09/2014	MDIA3	BTG PACTUAL	05/01/2017
BRKM5	Credit Suisse Brasil	29/09/2014	MRVE3	Itaúvest	09/01/2017
SGPS3	Brasil Plural	24/11/2014	TIET11	Credit Suisse Brasil	29/05/2017
RNEW11	BTG PACTUAL	16/01/2015	ELPL4	Credit Suisse Brasil	05/06/2017
ABEV3	OPTIVER VOF	05/02/2015	PSSA3	Credit Suisse Brasil	12/06/2017
DIRR3	BTG PACTUAL	16/03/2015	RADL3	Itaú Unibanco S.A.	19/06/2017
PMAM3	Brasil Plural	08/06/2015			

Elaborado pelos autores, 2018.

### 3.2 Análise dos Dados

De posse dos dados, foi empregado o teste de Chow para verificar se houve quebra estrutural nos modelos que descrevem o comportamento da liquidez de cada um desses ativos. Chow (1960) em seu trabalho apresenta a relevância dos modelos lineares de regressão, no entanto, o autor levanta o questionamento de que muitas vezes é de interesse observar se a relação entre as variáveis permanece constante em dois períodos diferentes, ou seja, se os dados se ajustam ao mesmo modelo, ou se há uma quebra estrutural na relação estabelecida ao longo do tempo. Para tanto, o autor propõe uma metodologia de se testar se há diferença estatisticamente significativa entre os parâmetros estimados para os modelos dos diferentes períodos amostrais, com isso esse é um teste que exige que se determine previamente quando ocorre a quebra estrutural, no caso desse estudo, a data inicial de atuação do formador de mercado.

Para o cálculo da estatística de teste, conforme proposto por Chow (1960), é necessário então que sejam estimados 3 modelos. No primeiro modelo é considerado todo o período amostral, no segundo modelo são considerados apenas os dados anteriores ao início da atuação do formador de mercado, já o terceiro modelo são considerados apenas os dados após o início da atuação desse agente no ativo de interesse.

Para o desenvolvimento desse estudo optou-se por empregar modelos univariados de séries temporais, dado que será analisado isoladamente o impacto da introdução do formador de mercado em cada uma das variáveis propostas na pesquisa. Desse modo, serão estimados modelos Autorregressivos de primeira ordem (AR(1)), com estrutura similar a descrita pela equação 1.

$$Y_t = \alpha + \beta_1 Y_{t-1} + u_t \quad (1)$$

Em que:  $Y_t$  é a variável explicativa de interesse e  $Y_{t-1}$  são os valores dessa mesma variável defasados em um período;  $\alpha$  representa o intercepto do modelo;  $\beta_1$  é o coeficiente de inclinação desse modelo; e  $u_t$  é um erro aleatório, normalmente distribuído com média zero e desvio padrão  $\sigma$ .

A partir dos resultados das estimativas serão obtidas as informações necessárias para o cálculo da estatística de teste, que demanda os valores da soma dos quadrados dos resíduos (SQR) de cada um dos modelos, o número de parâmetros do modelo ( $k$ ) e o tamanho das amostras do modelo anterior a atuação do formador de mercado ( $n_1$ ), e do modelo posterior a introdução desse agente para o ativo ( $n_2$ ). Com isso, será obtida uma estatística  $F$  calculada conforme descrito na equação 2.

$$F_{(k, n_1+n_2-2 \times k)} = \frac{(S_c - (S_1 + S_2))/k}{(S_1 + S_2)/(n_1+n_2 - 2 \times k)} \quad (2)$$

Em que, além de  $n_1$ ,  $n_2$  e  $k$ , que já foram discutidos anteriormente, tem-se  $S_c$  que é a SQR do modelo com o período amostral completo;  $S_1$  que é a SQR do segundo modelo; e  $S_2$  que é a SQR do terceiro modelo, descritos previamente.

Os modelos estimados e o cálculo das estatísticas de teste desse estudo foram realizados via programação em linguagem *python*. De posse dessa estatística de teste, serão então analisados os resultados para cada uma das medidas de liquidez aos níveis de significância de 1%, 5% e 10%, para que seja observada a proporção das empresas que apresentaram uma quebra estrutural em seus níveis de liquidez com a introdução de um formador de mercado.

Esse teste então possui a seguinte hipótese nula:

$H_0$ : Os parâmetros dos modelos pré e pós introdução do formador de mercado são iguais, ou seja, não houve quebra estrutural.

Ao rejeitar a hipótese nula  $H_0$ , indica-se que a contratação de *market makers* surtiu efeito sobre as *proxies* analisadas (*spread* médio, volume e *turnover*), resultando na alteração da liquidez dos ativos.

#### 4 Resultados

Para o desenvolvimento das análises dos resultados do teste de Chow estabeleceu-se diferentes níveis de significância (1%, 5% e 10%), a fim de reduzir a probabilidade de incidência dos erros do tipo 1 e do tipo 2 e também como uma forma de destacar a sensibilidade dos resultados ao nível de significância adotado para o teste. Dessa forma, sempre que o p-valor, resultante do teste de Chow, foi maior que o nível de significância estabelecido, não foi possível rejeitar  $H_0$ , ou seja, não houve mudança abrupta na série temporal da *proxy* de liquidez estudada, o que indica não ter havido aumento da liquidez, com o início de atuação dos formadores de mercado nas negociações dos ativos. Quando o contrário ocorreu, rejeitou-se  $H_0$ , ou seja, houve indicação de mudanças nas *proxies* de liquidez dos ativos após a atuação dos formadores de mercado.

A tabela 2 exhibe o p-valor gerado pelo teste de Chow para os 55 ativos e para as três *proxies* propostas para a liquidez nesse estudo. Dado o nível de significância de 10%, não foi possível rejeitar  $H_0$  na análise dos ativos BRSR6, DTEX3, HBOR3, ROMI3, LIGT3, ABEV3, SUZB5 e ECOR3, ou seja, em apenas 8 dos 55 ativos estudados parece não ter havido mudança abrupta na liquidez de mercado, quando medida pelo *spread* médio. Ao se analisar o p-valor resultante do teste de Chow, por meio da *proxy turnover*, não foram identificadas mudanças estruturais abruptas nos parâmetros dos ativos MRFG3, WEGE3, BRSR6, LOGN3, VLID3, LIGT3, ABEV3, DIRR3, SUZB5, BGIP4, ECOR3 e TIET11, isto é, em 12 dos 55 ativos analisados, não foi possível rejeitar  $H_0$ , indicando que a contratação dos formadores de mercado parece não ter causado impacto na liquidez desses ativos, quando medida pela *proxy turnover*. Assim como realizado com as *proxies spread* médio e *turnover*, foi feito o teste de quebra estrutural de Chow para outra *proxy* de liquidez de mercado, o volume de negociações.

Analisando os resultados do p-valor, dado o nível de significância de 10%, não foi possível rejeitar H0 para os testes dos ativos WEGE3, BRSR6, LOGN3, MILS3, ROMI3, BRKM5, SGPS3, RNEW11, SUZB5, BGIP4, VIVT3, VIVT4, CYRE3, EGIE3 e TIET11. O resultado encontrado vai ao encontro do estudo de Rogers e Mamede (2014) que verificaram um aumento na liquidez das ações que contrataram formadores de mercado no período de janeiro de 2013 a dezembro de 2014.

Tabela 2 – p-valor do teste de Chow para quebra estrutural

<i>Ticker</i>	<i>Spread Médio</i>	<i>Turnover</i>	<i>Volume</i>	<i>Ticker</i>	<i>Spread Médio</i>	<i>Turnover</i>	<i>Volume</i>
KEPL3	0,0000	0,0002	0,0000	BSEV3	0,0000	0,0204	0,0336
MRF3	0,0000	0,1288	0,0000	SMTO3	0,0591	0,0000	0,0000
CLSC4	0,0000	0,0398	0,0002	FLRY3	0,0000	0,0000	0,0000
TOTS3	0,0000	0,0006	0,0056	TUPY3	0,0001	0,0000	0,0000
WEGE3	0,0000	0,7246	0,9581	JBSS3	0,0003	0,0000	0,0003
TRPL4	0,0000	0,0619	0,0013	EVEN3	0,0017	0,0000	0,0000
PFRM3	0,0000	0,0000	0,0000	LEVE3	0,0000	0,0000	0,0000
BRSR6	0,5718	0,1503	0,4546	SUZB5	0,8691	0,5129	0,4109
DTEX3	0,3182	0,0857	0,0001	SANB11	0,0000	0,0001	0,0000
LOGN3	0,0000	0,1081	0,2094	BGIP3	0,0118	0,0000	0,0000
GSHP3	0,0805	0,0267	0,0009	BGIP4	0,0000	0,1876	0,4208
RANI3	0,0191	0,0000	0,0041	VIVT3	0,0000	0,0591	0,2265
RANI4	0,0000	0,0000	0,0009	VIVT4	0,0000	0,0302	0,3826
MILS3	0,0001	0,0005	0,2100	CARD3	0,0000	0,0000	0,0197
GPCP3	0,0000	0,0000	0,0000	VVAR11	0,0232	0,0005	0,0000
HBOR3	0,1154	0,0000	0,0156	MYPK3	0,0222	0,0005	0,0000
VLID3	0,0985	0,1279	0,0000	CYRE3	0,0723	0,0760	0,2473
MGLU3	0,0000	0,0058	0,0008	ECOR3	0,3225	0,7898	0,0000
OIBR3	0,0000	0,0209	0,0608	EGIE3	0,0002	0,0164	0,1087
OIBR4	0,0001	0,0001	0,0095	BRPR3	0,0000	0,0706	0,0615
ROMI3	0,1421	0,0254	0,5812	RENT3	0,0061	0,0009	0,0000
LIGT3	0,6496	0,8947	0,0146	MDIA3	0,0000	0,0231	0,0000
BRKM5	0,0000	0,0031	0,3670	MRVE3	0,0800	0,0045	0,0000
SGPS3	0,0000	0,0212	0,2507	TIET11	0,0000	0,6701	0,9459
RNEW11	0,0000	0,0967	0,7302	ELPL4	0,0000	0,0000	0,0000
ABEV3	0,5765	0,6267	0,0087	PSSA3	0,0000	0,0520	0,0000
DIRR3	0,0005	0,8532	0,0000	RADL3	0,0403	0,0425	0,0467
PMAM3	0,0001	0,0009	0,0067				

Elaborada pelos autores, 2018.

Foi possível observar que das *proxies* analisadas, o *spread* médio teve o maior impacto com a adoção dos formadores de mercado, seguido pelo *turnover* e por último, o volume de negociações. Apesar dessa divergência entre as *proxies* de liquidez, a contratação desses formadores de mercado se mostrou uma boa alternativa para as empresas que desejem aumentar a liquidez dos seus ativos. O resultado vai ao encontro dos resultados encontrados nos estudos de Perlin (2013) para o mercado de capitais brasileiro e supera os resultados encontrados nos estudos de Ambrozini et al. (2009), em que os autores encontraram evidências de aumento na liquidez em apenas 52% das ações a um nível de significância de 10%.

Sumarizando os resultados apresentados na tabela 2, as tabelas 3, 4 e 5 apresentam o percentual de ativos que rejeitaram  $H_0$  para os níveis de significância de 1%, 5% e 10% para as *proxies* estudadas. Os resultados expressos nas tabelas mostram o número e o percentual de ativos, dentre os 55 analisados, que demonstraram uma elevação na liquidez após o início de atuação dos formadores de mercado.

Tabela 3 – Proporção de Ativos com Quebra Estrutural no *Spread* Médio

	1%	5%	10%
Existe quebra estrutural	37 (67%)	42 (76%)	47 (85%)
Não existe quebra estrutural	18 (33%)	13 (24%)	8 (15%)
Total	55 (100%)	55 (100%)	55 (100%)

Elaborada pelos autores, 2018.

Na tabela 3, percebe-se que a atuação dos formadores de mercado parece diminuir o *spread* médio dos ativos presentes na amostra. O resultado sugere haver um aumento na liquidez de 37 ativos analisados (67%) ao nível de significância de 1%. Ao elevarmos o nível de significância para 5% e 10%, constata-se um aumento na liquidez de 42 (76%) e 47 (85%) ativos, respectivamente. Ao analisar a série temporal da *proxy spread* médio percebeu-se, portanto, que os formadores de mercado parecem contribuir na promoção da liquidez dos ativos listados na B3. Nesse sentido, o aumento na liquidez causada pela presença do formador de mercado sugere que a contratação desses agentes possa ser interessante para a negociação dos ativos, uma vez que somente em 15% (a 10% de significância) dos ativos analisados parece não ter havido uma diminuição do *spread* médio, ou seja, um aumento da liquidez.

Tabela 4 – Proporção de Ativos com Quebra Estrutural no *Turnover*

	1%	5%	10%
Existe quebra estrutural	26 (47%)	36 (65%)	43 (78%)
Não existe quebra estrutural	29 (53%)	19 (35%)	12 (22%)
Total	55 (100%)	55 (100%)	55 (100%)

Elaborada pelos autores, 2018.

A tabela 4, indica que a atuação dos formadores de mercado na negociação dos ativos, parece aumentar o *turnover* das mesmas. O resultado obtido pelo teste sugere um aumento na liquidez de 26 (47%) dos ativos analisados, ao nível de significância de 1%. Ao elevarmos o nível de significância para 5% e 10%, nota-se um aumento no *turnover* de 36 (65%) e 43 (78%) ativos respectivamente. Ao compararmos com a *proxy* analisada anteriormente, nota-se que a contratação de formadores de mercado pode ter diminuído o *spread* médio de mais ativos do que aumentou o *turnover*. Ao nível de significância de 10% por exemplo, nota-se que 85% dos ativos analisados tiveram diminuição do *spread* médio, mostrando dessa forma uma elevação na liquidez. Por outro lado, em 78% dos ativos em estudo, percebeu-se um aumento no *turnover*. Percebe-se ainda que alguns ativos que não sofreram mudança no *spread* médio, sofreram mudanças no *turnover*.

Tabela 5 – Proporção de Ativos com Quebra Estrutural no Volume

	1%	5%	10%
Existe quebra estrutural	33 (60%)	38 (69%)	40 (73%)
Não existe quebra estrutural	22 (40%)	17 (31%)	15 (27%)
Total	55 (100%)	55 (100%)	55 (100%)

Elaborada pelos autores, 2018.

Os resultados evidenciados na tabela 5 mostram que a atuação dos formadores de mercado na negociação dos ativos, parece aumentar o volume de negociação desses ativos. O resultado obtido pelo teste sugere um aumento na liquidez e 33 ativos analisados (60%) ao nível de significância de 1%. Ao elevarmos o nível de significância para 5% e 10%, nota-se um aumento na liquidez de 38 (69%) e 40 (73%) dos ativos respectivamente. O resultado vai ao encontro dos resultados encontrados em Perlin (2013) para o mercado de capitais brasileiro e mesmo estando abaixo dos resultados encontrados na análise das *proxies spread* médio e *turnover*, ainda supera os resultados encontrados por Ambrozini et al.(2009), que encontrou evidências de aumento na liquidez em apenas 52% das ações brasileiras, a um nível de significância de 10%.

Os resultados indicam que os benefícios da adoção de formadores de mercado, na promoção da liquidez de mercado, foram válidos na grande maioria dos ativos analisados, mesmo que com intensidades diferentes para cada *proxy* estudada. O resultado supera os encontrados em Ambrozini et al. (2009) e Costa e Salles (2010), vai ao encontro dos estudos realizados por Sanvitto (2011), Silva (2012) e Rogers e Mamede (2014), ao mostrarem que a atuação dos formadores de mercado proveram liquidez e impactou positivamente as empresas que fizeram uso desse mecanismo de promoção de liquidez, corroborando com os achados dessas pesquisas.

## 5 Considerações Finais

A liquidez de mercado é um fator de suma importância na tomada de decisão do investidor na formação de portfólios no mercado acionário. À vista disso, definiu-se como objetivo do presente estudo, analisar se a introdução de um formador de mercado nos papéis das empresas brasileiras negociadas na B3, é uma medida capaz de gerar uma quebra estrutural nos níveis prévios de liquidez desses ativos. Para tanto, foi aplicada a metodologia estatística do teste de quebra estrutural proposto por Chow (1960) em 55 ativos que constituíram a amostra do estudo. A finalidade do teste de Chow foi avaliar se houve mudanças abruptas nas séries temporais das *proxies* de liquidez, *spread* médio, *turnover* e volume, em cada um dos ativos, após a introdução dos formadores de mercado nas negociações.

Na realização do teste de Chow, as séries temporais de cada *proxy* foram divididas em 3 amostras. A primeira amostra compôs os dados anteriores a contratação dos formadores de mercado, a segunda amostra foi composta por dados posteriores a contratação e por fim, a terceira e última amostra foi formada pela série completa dos dados das *proxies* dos 55 ativos estudados. Para que fique demonstrado que a atuação dos formadores de mercado causou mudanças abruptas na liquidez dos ativos, é necessário que haja diferenças estatisticamente significativas entre a SQR da terceira amostra com a SQR das demais amostras. Após o resultado, rejeita-se ou não a hipótese nula ao se comparar o p-valor com os níveis de significância adotados de 1%, 5% e 10%.

Alicerçado na análise do p-valor gerado em cada teste, foi possível observar que, na maioria dos ativos estudados, o uso de formadores de mercado nas negociações provocou mudanças abruptas nas três *proxies* de liquidez. Os resultados apurados na análise do teste de Chow a um nível de confiança de 99% indicaram que, após a introdução dos formadores de mercado, 37, ou seja, 67% dos ativos estudados, tiveram mudanças abruptas e estatisticamente significativas no *spread* médio, 26 (47%) tiveram mudanças abruptas no *turnover* e 33 (60%) tiveram mudanças no volume.

Flexibilizando o nível de confiança para 95%, 42 (76%) apresentaram mudanças abruptas no *spread* médio, 36 ou 65% tiveram mudanças no *turnover* e 38 (69%) apresentaram mudanças no volume de negociações. Ao nível de confiança de 90%, os resultados encontrados

foram de 47 (85%) ativos com mudanças abruptas no *spread* médio, 43 (78%) apresentando mudanças no *turnover* e 40 (73%) apresentando mudanças abruptas e estatisticamente significativas no volume.

Dessa forma, rejeitou-se a hipótese nula  $H_0$ , de que não houve mudanças abruptas nas séries temporais das proxies de liquidez estudadas, na maioria dos ativos presentes na amostra. Esse quadro fornece, portanto, fortes evidências sobre a atuação dos formadores de mercado e a influência que esses agentes exercem na liquidez de mercado dos ativos negociados pela B3. O resultado demonstra que, a contratação desses agentes pode aumentar a liquidez e contribuir de forma significativa com as negociações dos ativos, viabilizando sua comercialização por parte dos investidores. Portanto, as evidências encontradas neste estudo corroboram os achados de outros trabalhos, como Ambrozini et al. (2009), Costa e Salles (2010), Sanvitto (2011), Silva (2012), Perlin (2013) e Rogers e Mamede (2014).

Como limitação deste estudo, cita-se a ênfase apenas na verificação da quebra estrutural nas proxies de liquidez, com a introdução do formador de mercado, sem, no entanto, verificar o impacto de tal fato no preço dos ativos. Apesar da limitação, os resultados cumprem com o objetivo da pesquisa e contribuem para o estudo sobre como os formadores de mercado impactam na liquidez dos ativos. Sugere-se para os próximos estudos, a realização de uma avaliação sobre como a atuação dos formadores de mercado impacta nos retornos e nos riscos dos ativos.

## Referências

- ACHARYA, V. V.; PEDERSEN, L. H. Asset pricing with liquidity risk. *Journal of Financial Economics*, v. 77, n. 2, p. 375-410, 2005.
- AMBROZINI, M. A.; GAIO, L. E.; BONACIM, C. A. G.; CICCONI, E. G. Impacto dos formadores de mercado sobre a Liquidez das Ações Negociadas na Bolsa de Valores de São Paulo. *Revista Contabilidade Vista & Revista*, v. 20, n. 3, p. 15-38, 2009.
- AMIHUD, Y.; MENDELSON, H. Asset pricing and the bid-ask spread. *Journal of Financial Economics*, v.17, n. 2, p. 223-249, 1986.
- AMIHUD, Y.; MENDELSON, H. Liquidity, assets prices and financial policy. *Financial Analysts Journal*, v. 47, n. 6, p. 56-66, 1991.
- AMIHUD, Y.; MENDELSON, H. Liquidity, the Value of the Firm, and Corporate Finance. *Journal of Applied Corporate Finance*, v. 20, n. 2, p. 32-46, 2008.
- ANAND, A.; TANGGAARD, C.; WEAVER, D. G. Paying for market quality. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, v. 44, n. 6, p. 1427-1457, 2009.
- BLACK, F. Toward a fully automated stock exchange. *Financial Analysts Journal*, v. 27, n. 4, p. 28-35+44, 1971.
- BRENNAN, M. J.; SUBRAHMANYAM, A. Investment analysis and price formation in securities markets. *Journal of Financial Economics*, v. 38, n. 3, p. 361-381, 1995.
- CARHART, M. M. On persistence in mutual fund performance. *Journal of Finance*, v. 52, n. 1, p. 57-82, 1997.
- CHOW, G. C. Tests of equality between sets of coeficientes in two linear regressions. *Econometrica*, v. 28, n. 6, p. 591-605, 1960.
- CORREIA, L. F.; AMARAL, H. F.; BRESSAN, A. A. O efeito da liquidez sobre a

rentabilidade de mercado das ações negociadas no mercado acionário brasileiro. *Revista de Administração e Contabilidade da Unisinos – BASE*, v. 5, n. 2, p.111-118, 2008.

COSTA, A. C.; SALLES, A. A. DE. Um Exame Da Influência Do Formador De Mercado No Risco De Liquidez De Ações Negociadas. *XXX Encontro Nacional de Engenharia de Produção*, 2010.

FAMA, E.; FRENCH, K. Common risk factors in the returns on stocks e bonds. *Journal of Financial Economics*, v. 33, n. 1, p. 3-56, 1993.

FAMA, E.; FRENCH, K. A Five-Factor asset pricing model. *Journal of Financial Economics*, v. 116, n. 1, p. 1-22, 2015.

LINTNER, J. The valuation of risk assets and the selection of risk investments in stock portfolios and capital budgets. *Review of Economics and Statistics*, v. 47, n. 1, p. 13-37, 1965.

LIPSON, M. L.; MORTAL, S. Liquidity and capital structure. *Journal of Financial Markets*, v. 12, n. 4, p. 611-644, 2009.

LIU, W. A liquidity-argumented capital asset pricing model. *Journal of Financial Economics*, v. 82, n. 3, p. 631-671, 2006.

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

MARKOWITZ, H. Portfolio Selection. *The Journal of Finance*, v. 7, n. 1, p. 77–91, 1952.

MENKVELD, A. J.; WANG, T. How do designated market makers create value for small-caps? *Journal of Financial Markets*, v. 16, n. 3, p. 571–603, 2013.

MOSSIN, J. Equilibrium in a capital asset market. *Econometrica*, v. 34, n. 4, p. 768-783, 1966.

PERLIN, M. Os efeitos da introdução de agentes de liquidez no mercado acionário brasileiro. *Revista Brasileira de Finanças*, v. 11, n. 2, 2013.

PEROTTI, P.; RINDI, B. Market makers as information providers: The natural experiment of STAR. *Journal of Empirical Finance*, v. 17, n. 5, p. 895–917, 2010.

ROGERS, P.; MAMEDE, S. P. N. Ineficiência informacional e / ou valor da liquidez ? Estudo da atuação dos formadores de mercado no Brasil. *XIV Encontro Brasileiro de Finanças*, 2014.

ROSS, S. The arbitrage theory of capital asset pricing. *Journal of Economic Theory*. v. 13, n. 3, p. 341-360, 1976.

SANVITTO, M. A. *Formadores de Mercado como Agentes Provedores de Liquidez e de Valor: Um confronto entre Teoria e Realidade*. 2011. 57 f. Universidade Federal do Rio Grande do Sul, 2011.

SILVA, V. A. *Uma Análise Sobre A Liquidez E A Volatilidade Das Ações De Empresas Que Contrataram Formadores De Mercado*. 2012. 69 f. Universidade Federal de Santa Catarina, 2012.

SIVATHAASAN, N.; ALI, S.; LIU, B.; HUANG, A. *Stock liquidity, corporate governance, and leverage: New panel evidence*. Griffith University, Department of Accounting, Finance and Economics, 2016.

SHARPE, W. F. Capital asset prices: A theory of market equilibrium under conditions of risk. *The Journal of Finance*, v. 19, n. 3, p. 425-443, 1964.

VENKATARAMAN, K.; WAISBURD, A. C. The Value of the Designated Market Maker.  
*Journal of Financial and Quantitative Analysis*, v. 42, n. 3, p. 735–758, 2007.