

**FUNDAÇÃO GETULIO VARGAS
ESCOLA DE ECONOMIA DE SÃO PAULO**

MARCIO RIBEIRO LUZ

**COMUNALIDADE NA LIQUIDEZ: UMA EXPLICAÇÃO DO LADO DA DEMANDA
COM DADOS DO MERCADO BRASILEIRO**

SÃO PAULO

2019

MARCIO RIBEIRO LUZ

**COMUNALIDADE NA LIQUIDEZ: UMA EXPLICAÇÃO DO LADO DA DEMANDA
COM DADOS DO MERCADO BRASILEIRO**

Dissertação apresentada à Escola de Economia de São Paulo da Fundação Getúlio Vargas, como requisito para obtenção do título de Mestre em Economia.

Campo de conhecimento:

Mercado Financeiro

Orientador: Prof^o Dr. Antonio Zoratto Sanvicente.

SÃO PAULO

2019

Luz, Marcio Ribeiro.

Comunalidade na liquidez : uma explicação do lado da demanda com dados do mercado brasileiro / Marcio Ribeiro Luz. - 2018.

39 f.

Orientador: Antonio Zoratto Sanvicente.

Dissertação (mestrado profissional MPFE) – Fundação Getulio Vargas, Escola de Economia de São Paulo.

1. Ações (Finanças). 2. Fundos de investimento. 3. Liquidez (Economia). 4. Mercado financeiro - Brasil. I. Sanvicente, Antonio Zoratto. II. Dissertação (mestrado profissional MPFE) – Escola de Economia de São Paulo. III. Fundação Getulio Vargas. IV. Título.

CDU 336.763(81)

MARCIO RIBEIRO LUZ

**COMUNALIDADE NA LIQUIDEZ: UMA EXPLICAÇÃO DO LADO DA DEMANDA
COM DADOS DO MERCADO BRASILEIRO**

Dissertação apresentada à Escola de Economia do Estado de São Paulo da Fundação Getulio Vargas, como requisito para obtenção do título de Mestre em Economia.

Campo de conhecimento:

Mercado Financeiro

Orientador: Prof^o Dr. Antonio Zoratto Sanvicente.

Data de aprovação:

___/___/___

Banca Examinadora:

Prof. Dr. Antonio Zoratto Sanvicente (Orientador)
EESP/FGV

Prof. Dr. Emerson Fernandes Marçal
EESP/FGV

Prof. Dr. José Roberto Ferreira Savoia
FEA/USP

AGRADECIMENTOS

Aos professores que compartilharam conosco o conhecimento adquirido por anos de experiência e prática, em especial ao meu orientador Prof. Dr. Antonio Zoratto Sanvicente por toda assistência, críticas e sugestões sem a qual esse trabalho não seria possível.

Aos colegas do Mestrado Profissional, pelo convívio, incentivo e amizade.

E a todos aqueles que de alguma forma contribuíram para que eu pudesse realizar esse trabalho.

RESUMO

Partindo da hipótese de que os gestores de fundos de ações reagem de maneira similar às informações públicas, se baseiam nas mesmas fontes de informações e frequentemente seguem o mesmo estilo de investimento, encontramos evidências de que a demanda por liquidez das negociações dos fundos de investimentos em ações são uma fonte da comunalidade na liquidez das ações. Analisando as negociações realizadas por 196 fundos de ações no período de janeiro 2013 a dezembro 2017 foi medida a influência destas negociações sobre a movimentação comum na liquidez das ações que integravam o portfólio destes fundos. Em um processo de dois passos, verificamos a existência de uma relação positiva entre o volume percentual negociado pelos fundos e a variação na liquidez das ações. Também obtivemos evidências de que nos períodos em que os fluxos agregados dos fundos de investimento possuem um movimento negativo, há uma pressão maior sobre a movimentação comum da liquidez das ações do que quando existe um movimento positivo no fluxo agregado destes fundos.

Palavras-chave: ações, liquidez, comunalidade, fundos de ações

ABSTRACT

Based on the assumption that stock funds managers react similarly to public information, tend to use the same sources of information and often follow similar investment styles, we found evidence that the liquidity demand from trading by stock funds is a source of commonality in a stock's liquidity. We test this hypothesis analyzing trades carried out by 196 stock funds from January 2013 to December 2017, and measured the influence of these trades on the common movement in the stock's liquidity that made up these funds' portfolios. Using a two-step procedure, we find a positive relationship between the percentage volume traded by the funds and the change in stock liquidity. We have also obtained evidence that, when the aggregate flow of investment funds decreases, there is stronger pressure on the common movement of liquidity of the stocks than when there is a positive movement in the aggregate flow of these funds.

Keywords: stocks, liquidity, commonality, stock funds.

LISTA DE TABELAS

Tabela 1- Resumo Estatístico	17
Tabela 2 - Portifólios	21
Tabela 3 - Quartis.....	23
Tabela 4 - β_{HI} contra mfown e controles	29
Tabela 5 - Liquidez comum, mfown e fluxo dos fundos.....	33

SUMÁRIO

1.	Introdução	8
2.	Revisão da Literatura	10
3.	Metodologia	13
4.	Resultados: Resumo Estatístico	16
4.1.	Teste ADF (Dickey-Fuller Aumentado).....	18
4.2.	Estimando a Covariância da Liquidez.....	19
4.3.	Comunalidade na Liquidez e as Negociações das Ações pelos Fundos de Investimento	22
4.4.	Teste do Modelo.....	26
4.5.	Segundo Modelo	27
4.6.	Liquidez Comum, <i>Mfown</i> e Fluxo de Fundos	31
5.	Conclusão	34
	REFERÊNCIAS	37

1. Introdução

A liquidez de um ativo é um importante fator de decisão nas escolhas dos investidores.

Segundo Amihud e Mendelson (1988), a iliquidez de um ativo é refletida no nível de dificuldade em negociá-lo e os investidores estão dispostos a pagar mais por ativos com maior liquidez. Portanto, a velocidade (ou a expectativa da velocidade) com que o ativo pode ser negociado sem perder valor, torna o ativo mais atraente, ou então, desmotiva o investidor, uma vez que a ausência desta velocidade dificulta ou até mesmo inviabiliza a negociação.

Conhecer os fatores que influenciam o risco de liquidez permite análise acurada por parte dos diversos agentes de mercado, auxiliando na eficiência da gestão de carteiras, e para os reguladores, contribui para a elaboração de medidas que garantam o funcionamento ordeiro do mercado.

É fato que quando se avaliam os fatores individuais que determinam a liquidez de uma ação, as variações em seu preço, o seu volume de negócios e a sua volatilidade explicam muito da variação em cross-section do bid-ask spread da ação, o qual pode ser interpretado como uma proxy para a liquidez de uma ação.

Chordia et al. (2000) inauguraram uma nova linha de pesquisa na literatura sobre liquidez nos mercados. Identificaram que a liquidez é mais que uma característica individual dos ativos e que existem fatores que geram variações comuns na liquidez dos diversos ativos financeiros.

Desde então, diversos estudos têm analisado não apenas o impacto da liquidez nas taxas de retorno de ações, mas também o movimento conjunto da liquidez dos diversos títulos (comunalidade na liquidez) e as fontes que a originam.

Para Karolyi et al. (2012), a avaliação completa de como a liquidez afeta os investidores e o preço dos ativos requer o entendimento do co-movimento, ou da chamada comunalidade na liquidez entre as ações individuais.

Conforme Coughenour e Saad (2004), a comunalidade na liquidez é induzida por uma variação comum na demanda por liquidez, na oferta por liquidez, ou ambas e, ainda segundo estes autores, é difícil pensar em fatores sistemáticos que não alterem simultaneamente a demanda e a oferta de liquidez.

A demanda que origina a comunalidade na liquidez poder surgir à medida que a variação em fatores comuns estimula a variação sistemática no desejo de transacionar.

Em contraste, a oferta que gera comunalidade na liquidez pode surgir de uma variação sistemática nos custos de prover liquidez.

Assim, um choque na taxa de juros do mercado pode estimular um desejo compartilhado de rebalancear portfólios e então estimular um aumento sistemático na demanda por liquidez. Ao mesmo tempo, contudo, também irá alterar o custo e o risco de se ofertar liquidez ao mercado (Coughenour e Saad, 2004).

Existindo a comunalidade na liquidez torna-se mais difícil diversificar o risco de liquidez dos ativos, porque a liquidez de um ativo individual possui um ou vários fatores que são comuns a diversas ou todas as outras ações negociadas, o que torna essa parcela do risco de liquidez não diversificável.

Conforme Chordia et al. (2000), as covariações na liquidez dos ativos e os movimentos conjuntos dos custos de transação têm ramificações relevantes: na importância da informação assimétrica; em suas relações com incidentes operacionais de mercado (quebras); com a estrutura do mercado ou seu design, entre outros.

Tão importante quanto verificar a existência da comunalidade é conseguir identificar os fatores que a geram.

Assim, estudos têm sido realizados sob diversas óticas, desde a busca por analisar a existência da comunalidade nos mercados de determinados países, como no Japão (Bai e Qin, 2010), ou padrões intradiários no comportamento da comunalidade da liquidez no mercado brasileiro (Victor et al., 2013), até a comunalidade existente entre as bolsas de valores ao redor do mundo (Brockman et al., 2009).

Neste trabalho, utilizamos como base Koch et al. (2016) e replicamos com dados do mercado brasileiro alguns dos testes efetuados neste artigo.

Como no mercado americano não há dados das negociações mensais realizadas pelos fundos de investimentos, Koch et al. (2016) criaram uma proxy baseada no volume de cada ação mantida nos portfólios dos fundos.

No mercado nacional, esses dados de negociação dos fundos são apresentados mensalmente pela CVM (www.cvm.gov.br). Assim, realizamos análise da influência das negociações dos fundos de investimentos na comunalidade da liquidez das ações, com dados reais das negociações destes fundos.

2. Revisão da Literatura

Segundo Coughenour e Saad (2004), a comunalidade na liquidez tende a surgir de uma interação complexa de fatores.

A comunalidade possui diversas fontes que vêm sendo analisadas, como a existência de *market makers*, assimetria de informação, negociações em larga escala de fundos de investimentos em ações e outros investidores institucionais, bem como determinados padrões de comunalidade ao longo de um pregão, entre outros.

Sob uma ótica global, utilizando dados de 47 bolsas de valores ao redor do mundo, Brockman *et al.* (2009) identificaram que fatores locais respondem por 39% do total da comunalidade na liquidez dos ativos, enquanto que os fatores globais respondem por 19% dessa covariação.

Existe assim um fator global no risco sistemático de liquidez que não pode ser diversificado; ou seja, a globalização dos mercados de capitais gerou a globalização dos movimentos de liquidez. Como fatores internos, Brockman *et al.* (2009) analisaram a influência da indústria a que pertencem os ativos, o tamanho da empresa e a região em que se encontram localizados, verificando também que notícias macroeconômicas aumentam significativamente a movimentação conjunta na liquidez dos ativos.

Um importante fator global que afeta a variação comum na liquidez dos mercados é representado por novas informações sobre a macroeconomia dos EUA, sendo que os mercados emergentes são afetados de forma significativa por este fator.

Karolyi *et al.* (2011) analisam como o nível da comunalidade na liquidez varia entre países, bem como ao longo do tempo. Com dados mensais em regressões de séries de tempo, utilizando 27.447 ações de 40 países desenvolvidos e emergentes, no período entre janeiro de 1995 e dezembro de 2009, apresentam evidências de que a comunalidade na liquidez é maior em países emergentes como China, Paquistão e Turquia, do que em países desenvolvidos como Holanda, Suíça e Reino Unido. Também identificaram que a comunalidade tende a diminuir com o passar do tempo, em muitos dos países analisados.

No mercado japonês, Bai e Qin (2010) analisaram o papel dos investidores institucionais como geradores de comunalidade na liquidez local. Considerando que os investidores institucionais com frequência agem ao mesmo tempo e na mesma direção (raciocínio semelhante ao de Koch *et al.* (2016), quando analisaram o papel dos fundos mútuos no mercado norte-americano), o estudo sugere que esses investidores não são plenamente

independentes, pois se baseiam nas mesmas informações, utilizam ferramentas de análises semelhantes, modelos, métodos e estratégias similares. Como resultado, eles tendem a gerar comunalidade na liquidez das ações, em função de informações de mercado. Identificaram assim, no mercado japonês, alta correlação entre as negociações dos investidores institucionais e maior comunalidade na liquidez das ações.

Buscando analisar a influência de um fator específico, a saber, as negociações de ações pelos fundos mútuos, Koch et al. (2016) verificaram que essas negociações são correlacionadas (compras conjuntas ou fortes pressões de venda) e são um importante fator de covariação na liquidez das ações, sendo fonte de comunalidade no mercado norte-americano, portanto.

A hipótese central do estudo é a de que as ações que possuem alto volume de negociação pelos fundos mútuos de investimento, em relação à negociação total delas no mercado, têm forte covariação de liquidez, maior do que a das ações que são menos negociadas por estes fundos. Isso se verifica porque a alta correlação existente nas negociações destes fundos (ao mesmo tempo e na mesma direção) afeta de forma significativa a comunalidade na liquidez dos ativos que compõem suas carteiras. Assim, as negociações dos fundos mútuos contribuem fortemente para a comunalidade.

Para testar esta hipótese central, inicialmente Koch et al. (2016) mediram a comunalidade na liquidez das ações e posteriormente estimaram a relação desta comunalidade com o volume de negociação de ações pelos fundos mútuos.

Em outros testes, também identificaram os canais (propriedade comum e fluxo correlacionado) que poderiam dar origem a essa relação causal, bem como diferenciaram o papel da demanda de liquidez gerada pelos fundos do papel da oferta de liquidez.

Em vista da intuição de que, de forma geral, os gestores de fundos reagem de maneira similar às informações públicas, se baseiam nas mesmas fontes de informações e frequentemente seguem o mesmo estilo de investimento, foi analisada a hipótese de correlação nas negociações dos fundos.

No mercado nacional, Victor *et. al* (2013) identificaram a existência da comunalidade na liquidez observando o comportamento de 30 ações (as 30 ações mais líquidas do mercado) negociadas na B3 entre os anos de 2010 e 2012, analisando os dados de preços, volumes e número de negócios realizados com a média de cada 15 minutos, o que representa um total de 46% do número de negócios realizados na Bolsa brasileira neste período.

Verificaram também a existência de maior comunalidade no período inicial do pregão, o que pode ser justificado pelo maior fluxo de informações que teriam se acumulado desde o fechamento do pregão anterior e não foram assimiladas pelos preços, passando por esse ajuste no início de cada pregão, e um novo aumento na comunalidade após as 15:30h, que poderia ser explicado pelo encerramento de operações de *day trade* (que possuem custos menores) e pelo receio de investidores de dormirem posicionados nas ações.

Coughenour e Saad (2004), analisaram o papel dos *market makers* como provedores de liquidez ao mercado e a forma como a sua atuação gera comunalidade na liquidez das ações. Com uma amostra de 560.373 observações de 470 ações durante 401 dias de negociação no período entre 01.06.1999 e 31.12.2000, utilizaram dados da NYSE para criar um portfólio de mercado e um portfólio dos *market makers*, identificar a variação na liquidez individual de cada uma das ações analisadas bem como as variações na liquidez das carteiras formadas.

Usando quatro métodos diferentes para calcular a liquidez, verificaram que, quando feita a regressão apenas contra o portfólio dos *market makers*, os betas encontrados (um para cada diferente método de calcular a liquidez da ação, ou seja, Y_1 , Y_2 , Y_3 e Y_4) apresentavam variação entre $Y_4 = 0,33$ e $Y_1 = 0,47$, o que evidencia uma forte influência da ação dos *market makers* sobre a liquidez das ações.

Entretanto, efetuando a regressão utilizando os dois portfólios (o de mercado e o dos *market makers*), verificaram que os betas em relação ao portfólio de mercado (β_1 , β_2 , β_3 , β_4) apresentaram variação entre $\beta_2 = 0,59$ e $\beta_3 = 0,74$, sendo que os betas em relação ao portfólio dos *market makers* ficaram entre $Y_3 = 0,0756$ e $Y_4 = 0,0783$. Isso indica que a liquidez individual das ações é menos sensível às informações associadas exclusivamente com a variação no portfólio dos *market makers* do que às informações associadas ao portfólio de mercado.

3. Metodologia

Utilizando dados colhidos no site da CVM (www.cvm.gov.br) e na Economática, criou-se base composta por 196 fundos de investimentos em ações, que possuem constituição anterior a 31.12.2012 e patrimônio mínimo de R\$ 10 milhões em 31.12.2012 e em 31.12.2017, com no mínimo 80% deste patrimônio investidos em ações.

Dentro deste período de cinco anos (janeiro 2013 a dezembro 2017) é analisada a influência das negociações por estes fundos no comportamento da movimentação comum da variação na liquidez diária das ações.

Inicialmente é criada uma medida trimestral que identifica o nível das negociações agregadas de cada ação efetuadas pelos fundos neste período.

$$mfown_{i,t} = \frac{\sum shrtrading_{i,j,t}}{shrout_{i,t}} \quad (1)$$

Na qual $\sum shrtrading_{i,j,t}$ é a somatória do volume de negociação da ação i pelo fundo j no trimestre t , e $shrout_{i,t}$ é o total das ações i negociadas no trimestre t . Portanto, $mfown_{i,t}$ representa o % de negociações agregadas realizadas pelos fundos, dentro de cada trimestre, para cada ação i .

Utilizamos como medida de liquidez a medida de Amihud (2002) de iliquidez diária de ações, ou seja, o valor absoluto do retorno diário da ação dividido pelo seu volume de negociação diário. Essa métrica pode ser interpretada como sendo a reação do preço de um título ao seu volume negociado, diariamente.

A medida da iliquidez de Amihud, por ser diária, torna-se ideal para a nossa análise. Estudos apresentam a medida de iliquidez de Amihud como uma boa *proxy* da liquidez das ações e demonstram forte correlação entre este método e medidas de liquidez alternativas baseadas em microestrutura diária (Korajczyk e Sadka, 2008; Hasbrouck, 2009).

Calculada a iliquidez diária, utilizamos a primeira diferença de logaritmos da iliquidez de Amihud para analisar a influência das negociações dos fundos de investimento em ações sobre a variação da liquidez destas ações.

$$\Delta illiq_{i,d} = \ln \left[\frac{illiq_{i,d}}{illiq_{i,d-1}} \right] = \ln \left[\frac{\frac{|r_{i,d}|}{dvol_{i,d}}}{\frac{|r_{i,d-1}|}{dvol_{i,d-1}}} \right] \quad (2)$$

Na qual $|r_{i,d}|$ é o valor absoluto do retorno da ação i no dia d e $dvol_{i,d}$ é o volume em reais negociado da ação i no dia d .

A média trimestral da variação da liquidez por ação é utilizada como variável de controle no segundo teste para considerar na análise o provável impacto do nível de liquidez do ativo.

Definida a variável, dois portfólios são criados: o de mercado (Mkt), composto por todas as ações negociadas pelos fundos no trimestre, e o portfólio de alta percentagem de negociação por parte dos fundos ($Hi mfown$), composto pelas ações que integram o 4º quartil de um ranking trimestral criado com base em $mfown$.

Nos dois portfólios, a medida da iliquidez de Amihud de cada ação é ponderada pelo seu valor de mercado naquele dado trimestre.

Em um primeiro momento, é efetuada análise de regressão da variação diária, analisada no trimestre, desta medida de iliquidez de cada ação, $\Delta illiq_{i,t}$, sobre a variação diária, analisada no trimestre, na iliquidez de cada uma das duas carteiras definidas: a formada por ativos com alta negociação pelos fundos de investimento em ações ($\Delta illiq_{mfown,t}$) e a variação na liquidez de uma carteira de mercado ($\Delta illiq_{mkt,t}$).

Os controles utilizados na regressão ($\delta controls_{i,t}$) são oito, sendo lead e lag das duas variáveis definidas acima ($\Delta illiq_{mfown,t}$, $\Delta illiq_{mkt,t}$), retorno contemporâneo do ativo também com lead e lag e retorno ao quadrado.

Isso nos proporciona a sensibilidade da liquidez individual da ação à liquidez da carteira de títulos de alta percentagem de negociação pelos fundos de investimento em ações, β_{HI} , ou seja, o beta de liquidez do fundo de investimento em ações.

$$\Delta illiq_{i,t} = \alpha + \beta_{HI} \Delta illiq_{mfown,t} + \beta_{mkt} \Delta illiq_{mkt,t} + \delta controls_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

No segundo passo (e esta é a hipótese central) é examinado se a covariação de liquidez entre as ações individuais e o portfólio de ações com alta percentagem de negociação pelos fundos é mais forte entre as empresas que possuem ações com alto volume de negociação

pelos fundos; ou seja, determina-se como β_{HI} varia em média, dependendo do nível de negociação de uma ação pelos fundos de investimentos em ações.

De acordo com o seu volume de negociação trimestral pelos fundos de investimento (*mfown*), as ações são divididas em 4 quartis.

Do nível mais baixo (1º quartil, LO) ao nível mais alto (4º quartil, HI).

Conforme a hipótese apresentada, nos níveis mais altos β_{HI} deverá ser maior.

Refinando a análise, estudo adicional é realizado utilizando as variáveis de controle: tamanho da empresa $\ln(size)$ e média de iliquidez $illiq(avg)$ para verificar se estas características individuais das ações poderiam conjuntamente determinar os resultados anteriores, considerando que os gestores de fundos possuem preferência por ações de empresas maiores e mais líquidas.

No teste principal incluímos a análise de efeitos fixos de tempo para controlar o efeito de possível tendência.

$$\beta_{HIi,t} = \alpha + b_1mfown_{i,t} + b_2\ln(size_{i,t}) + b_3illiq(avg)_{i,t} + \mu_t + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

Para analisar os canais que podem dar origem à comunalidade, dividimos as negociações em voluntárias (baseadas em estratégias e decisões de investimentos) e negociações involuntárias (baseadas em choques nos fundos).

Consideramos que os movimentos positivo ou negativo no fluxo agregado dos fundos de investimento em ações possuem efeitos diferentes sobre o movimento comum na liquidez das ações, pois quando há entrada de recursos os fundos têm a possibilidade de acumular caixa; assim, esse influxo não representa necessariamente pressão de compra de ativos.

Já a saída de recursos, principalmente se originada por choques no mercado, e não fruto de estratégias e decisões de investimento, gera forte pressão de venda, aumentando a comunalidade na liquidez.

Com base nisto, estimamos a relação entre β_{HI} e as características do fluxo agregado dos fundos nos diferentes trimestres.

4. Resultados: Resumo Estatístico

A Tabela 1 traz estatísticas descritivas dos dados analisados: tamanho da amostra, média, desvio padrão, valores máximo e mínimo, e mediana. No painel A, além da variável principal (*mfown*), há informações sobre o valor de mercado (tamanho) das empresas analisadas, a liquidez das ações (média) e o fluxo agregado nos fundos de investimento, como % do mkt cap dos fundos (total de fundos x mercado).

A amostra contém 3.985 ações/trimestre negociadas no período, sendo que neste total estão apenas as ações que possuem no mínimo 40 dias de negociação no trimestre, a fim de que o número de observações seja suficiente para realizar as análises de regressão.

O tamanho médio das empresas é em torno de R\$ 11 bilhões e o volume percentual médio destas ações que foi negociado pelos fundos de investimentos analisados (*mfown*) é de 5% no trimestre, sendo que a variação pode ir de 0 a 100% no período. Apenas para efeito de comparação, a variável *mfown* no estudo realizado por Koch et.al (2012) apresenta a média de 11%.

Nos 20 trimestres analisados, o fluxo agregado dos recursos dos fundos de investimento, em comparação com o trimestre anterior, apresentou desde uma redução na ordem de -22,36% até entrada de recursos de 26,13%, o que nos permite analisar, no último teste, o comportamento de β_{HI} com relação à variação destes fluxos.

O painel B apresenta a média das amostras trimestrais ranqueadas por *mfown* em 4 quartis, com média, desvio padrão e mediana de cada uma das variáveis (*mfown*, *illiq*, tamanho da empresa), dentro de cada quartil.

Tabela 1- Resumo Estatístico

Painel A : Amostra Completa

	N	Média	Desv Pad	Min	Max	Mediana
<i>mfown</i>	3985	0,05	0,08	0	1	0,03
<i>Tamanho da empresa (milhões de R\$)</i>	3985	11.471	26.605	4	330.488	3.012
<i>illiq(avg)</i> ¹	3985	0,019	0,140	<0,001	6,781	0,0002
<i>fluxo agregado (% mkt cap)</i>	20	-0,55%	12,50%	-22,36%	26,13%	-4,48%

Painel B

	LO	2	3	HI
	Média, (Desvio Padrão), Mediana			
<i>mfown</i>	0,005 (0,004) 0,003	0,02 (0,01) 0,02	0,04 (0,01) 0,04	0,14 (0,02) 0,14
<i>size</i>	5.804 (1.382) 5.350	23.313 (33.011) 17.770	24.277 (28.058) 19.124	9.904 (15.787) 6.044
<i>illiq</i>	0,046 (0,031) 0,036	0,005 (0,004) 0,003	0,008 (0,014) 0,003	0,020 (0,016) 0,013

¹ Para tornar mais simples a visualização deste indicador, o valor diário da medida de iliquidez de Amihud foi multiplicado por 10⁵.

4.1. Teste ADF (Dickey-Fuller Aumentado)

A variável dependente, $\Delta illiq_{i,t}$ (variação de iliquidez da ação i no trimestre t) na equação (3), bem como as principais variáveis independentes ($\Delta illiq_{m_{fown,t}}$, $\Delta illiq_{mkt,t}$), são construídas com a primeira diferença de logaritmos da iliquidez diária, conforme a medida de iliquidez de Amihud.

Foi efetuado o teste ADF para verificar se as séries apresentam as características de uma série estacionária, a saber:

H0: raiz unitária

H1: estacionariedade

Foi obtida a seguinte distribuição de p-valores, para a variável dependente:

Resultados p-valor	Qtde Séries	%	
p-valor < 0,05	339	97,98%	99,71%
p-valor < 0,10 e > 0,05	6	1,73%	
p-valor > 0,10	1	0,29%	
	346		

A quase totalidade da amostra (99,71%) apresenta estacionariedade (com p-valor < 0,10), sendo 97,98% com p-valor < 0,05. Apenas em 0,29% dos casos não se rejeita a hipótese nula de raiz unitária.

Para a variável independente $\Delta illiq_{m_{fown,t}}$ os resultados foram:

Resultados p-valor	Qtde Séries	%	
p-valor < 0,05	334	96,53%	98,84%
p-valor < 0,10 e > 0,05	8	2,31%	
p-valor > 0,10	4	1,16%	
	346		

Em apenas 1,16% dos casos não se rejeitou a hipótese nula de raiz unitária.

E para a variável independente $\Delta illiq_{mkt,t}$ os resultados foram:

Resultados p-valor	Qtde Séries	%	
p-valor < 0,05	332	95,95%	98,84%
p-valor < 0,10 e > 0,05	10	2,89%	
p-valor > 0,10	4	1,16%	
	346		

Também em 1,16% dos casos não se rejeitou a hipótese nula de raiz unitária.

Considerando-se que os dados estão em primeira diferença de logaritmos, e que no máximo 1,16 % dos casos não se rejeitou a hipótese nula do teste ADF, utilizamos todos os dados da amostra nos testes a seguir.

4.2. Estimando a Covariância da Liquidez

Dentro de cada trimestre, para cada ação foi estimada a relação entre a variação diária da iliquidez de Amihud da ação e a variação na iliquidez de um portfólio com alto percentual de negociação por parte dos fundos de investimentos, bem como a variação da iliquidez de um portfólio de mercado, composto por todas as ações negociadas pelos fundos naquele trimestre. Para tal usou-se a equação (3).

Na construção dos portfólios, a iliquidez diária foi ponderada pelo valor de mercado da ação (Koch et al., 2012). Para cada dia de negociação no trimestre, verificamos a variação na iliquidez ponderada pelo valor de mercado, nos dois portfólios.

Com uma análise de séries de tempo, seguindo a abordagem feita por Chordia et al. (2000), incluímos como variáveis de controle lead, lag e retorno de mercado contemporâneo, o quadrado do retorno contemporâneo da ação, e lead e lag nas variações diárias da iliquidez dos dois portfólios.

Lead e lag nas variações diárias da iliquidez dos dois portfólios servem para capturar o efeito de ajustes de defasagens na iliquidez diária. O retorno de mercado foi incluído para controlar possível relação entre retorno e a medida de iliquidez, e o quadrado do retorno da ação foi incluído para capturar um possível efeito da volatilidade que poderia estar relacionada com a liquidez.

A Tabela 2 apresenta estatísticas dos valores estimados dos betas das variáveis nos dois portfólios (o de mercado e o de ações de alta percentagem de negociação pelos fundos) para trimestres de maior β_{HI} da amostra, em cada um dos 5 anos analisados. Na última linha vemos os valores estimados para a amostra completa.

No lado esquerdo, vemos a média de β_{HI} no trimestre observado, que varia entre 0,0227 e 0,0808, bem como a percentagem de betas positivos, que varia entre 49% e 63% das observações nos trimestres e 55% na amostra completa.

A tabela 2 também apresenta a quantidade de ações no portfólio e a média do tamanho e da iliquidez das empresas, bem como a média de R^2 das regressões.

No painel da direita, os mesmos dados são apresentados, exceto R^2 , agora para o portfólio de mercado, e verificamos que a média de β_{mkt} varia entre -0,0703 e 0,0550, com betas positivos entre 44% e 54% nos mesmos trimestres observados para β_{HI} , e de 52% na amostra completa.

Tabela 2 - Portfólios

Trimestres ²	HI <i>mfown</i> portfólio							Market portfólio					
	<i>R</i> ²	<i>BHI</i>	<i>% pos</i>	<i>size</i>	<i>mfown</i>	<i>iliq(avg)</i>	<i>#stocks</i>	<i>Bmkt</i>	<i>% pos</i>	<i>size</i>	<i>mfown</i>	<i>iliq(avg)</i>	<i>#stocks</i>
13 2	0,29	0,0511	0,63	76.305	0,17	0,005	52	0,0130	0,54	97.297	0,07	0,011	209
14 1	0,27	0,0227	0,60	4.156	0,13	0,013	52	-0,0149	0,50	10.911	0,06	0,011	208
15 3	0,28	0,0808	0,56	9.203	0,13	0,040	48	-0,0342	0,45	12.082	0,05	0,036	190
16 3	0,28	0,0800	0,50	3.972	0,13	0,021	48	0,0550	0,52	11.002	0,05	0,033	192
17 2	0,26	0,0800	0,49	5.649	0,10	0,004	49	-0,0703	0,44	13.406	0,04	0,011	196
Amostra completa	0,28	0,0336	0,55	6.056	0,14	0,02	996	0,019	0,52	11.471	0,05	0,019	3985

² Os trimestres aqui estão representados da seguinte forma: “13 2” (segundo trimestre de 2013), e assim por diante.

Observando as médias dos valores de β_{HI} e β_{mkt} , verificamos que influenciam de forma distinta na variação da iliquidez das ações, sendo que β_{HI} tende a ter uma maior influência, e é maior a ocorrência de associação positiva do que para β_{mkt} .

Esse fato reforça a crença de que as movimentações efetuadas pelos fundos de investimento em ações interferem de forma significativa sobre a variação da liquidez das ações e difere da influência das negociações do mercado em geral, sendo mais acentuada nas ações que possuem um percentual de negociação mais elevado por fundos, conforme veremos na próxima tabela.

4.3. Comunalidade na Liquidez e as Negociações das Ações pelos Fundos de Investimento

A hipótese central do trabalho é a de que as ações que possuem um elevado percentual de negociação pelos fundos de investimento possuem também uma forte covariância na liquidez.

Assim, a Tabela 3 Painel A apresenta a média de β_{HI} nos 20 trimestres (no primeiro bloco) e β_{mkt} (no segundo bloco) e, de acordo com a intuição inicial, verificamos que as ações que constam da carteira de maior percentual de negociação (HI mfown) apresentaram na média um β_{HI} de 0,0300, enquanto as ações que estão entre as percentualmente menos negociadas pelos fundos apresentaram na média um β_{HI} de -0,0108 neste período.

Assim, este resultado confirma que as negociações pelos fundos de investimento em ações são um fator importante na geração da movimentação comum da liquidez das ações, pois se evidencia uma relação positiva entre o volume percentual negociado pelos fundos e a variação na liquidez das ações.

Analisando-se o bloco da direita, em que vemos as médias dos betas em relação ao mercado como um todo (β_{mkt}), não identificamos o mesmo efeito, uma vez que nas ações que compõem o 1º quartil a média dos betas é de 0,0526, e entre as ações que compõem o 4º quartil, a média é de 0,0132, portanto menor que a do 1º quartil.

Considerando que os gestores dos fundos normalmente preferem ações de empresas maiores e mais líquidas (Del Guercio, 1996; Falkenstein, 1996), refinamos a análise para observar o comportamento médio dos betas ranqueando as ações por tamanho da empresa e por média de iliquidez diária.

Tabela 3 - Quartis

Painel A		Average BHI					Average BMKT					
Trimestres		<i>mfown</i>					<i>mfown</i>					
	Lo	2	3	HI	HI-Lo	H-L tstat	Lo	2	3	HI	HI-Lo	H-L tstat
	-0,0108	0,0155	0,0274	0,0300	0,0408**	-2,4976	0,0526	0,0173	-0,0087	0,0132	-0,0394	1,4278
		<i>tamanho empresa</i>					<i>tamanho empresa</i>					
	Lo	2	3	HI	HI-Lo	H-L tstat	Lo	2	3	HI	HI-Lo	H-L tstat
	0,0230	0,0042	0,0135	0,0064	-0,0166	1,2478	0,0086	0,0261	0,0209	0,0259	0,0173	-1,0056
		<i>iliq (avg)</i>					<i>iliq(avg)</i>					
	Lo	2	3	HI	HI-Lo	H-L tstat	Lo	2	3	HI	HI-Lo	H-L tstat
	0,0014	0,0101	0,0064	0,0204	0,0190	-1,4998	0,0073	0,0006	0,0036	0,0706	0,0633*	-1,7588
Painel B: Carteiras sem ponderar a iliquidez												
Amostra Completa		<i>mfown</i>					<i>mfown</i>					
	Lo	2	3	HI	HI-Lo	H-L tstat	Lo	2	3	HI	HI-Lo	H-L tstat
	-0,0046	0,0061	0,0141	0,0285	0,0331***	-3,5512	0,0524	0,0080	-0,0026	0,0089	-0,0162**	1,3852

Painel C

Amostra Completa

Average BHI

mfown

	Lo	2	3	HI	HI-Lo	H-L tstat	
firm size	Small	-0,0221	0,0181	0,0491	0,0420	0,0641***	-2,4321
	2	0,0052	-0,0084	0,0075	0,0068	0,0016	-0,0744
	3	-0,0040	0,0113	0,0166	0,0366	0,0406**	-1,9463
	Big	-0,0343	0,0079	0,0098	0,0509	0,0852***	-4,4246
illiq	Lo	-0,0132	0,0133	0,0077	0,0234	0,0366**	-2,1401
	2	0,0079	0,0120	0,0166	0,0086	0,0007	-0,0040
	3	0,0077	0,0138	0,0215	-0,0039	-0,0116	0,6132
	Hi	-0,0324	-0,0304	0,0285	0,1119	0,1443***	-5,0781

Average BMKT

mfown

	Lo	2	3	HI	HI-Lo	H-L tstat	
firm size	Small	0,0385	0,0023	-0,0205	0,0178	-0,0207	0,6403
	2	0,0385	0,0291	0,0171	0,0284	-0,0101	0,3446
	3	0,0580	0,0107	-0,0149	0,0290	-0,0290	1,1171
	Big	0,0858	0,0070	0,0245	-0,0412	-0,1270***	4,0973
illiq	Lo	0,0156	0,0030	0,0054	-0,0229	-0,0385*	1,608
	2	0,0145	0,0004	-0,0280	0,0028	-0,0117	0,5078
	3	0,0112	0,0015	0,0104	0,0270	0,0158	-0,6174
	Hi	0,1237	0,0786	0,0425	0,0248	-0,0989***	2,6351

*** 0,01 , **0,05 e *0,1 representam os níveis de significância.

Também dividimos a amostra por trimestre, e dentro de cada trimestre por quartil, observando as médias de β_{HI} e β_{mkt} dos quartis no trimestre.

Pelos resultados apresentados também no Painel A da Tabela 3, não é possível inferir que a preferência dos gestores por empresas maiores está influenciando a movimentação conjunta da liquidez das ações, pois as ações que compõem o 1º quartil nesta amostra apresentaram um beta médio de 0,0230, maior do que o beta médio das ações do 4º quartil, que é 0,0064.

Já na análise da preferência por ações mais líquidas verificamos que existe uma relação positiva entre a preferência por ações mais líquidas e a influência na variação da liquidez das ações, pois β_{HI} varia de 0,0014 no 1º quartil a 0,0204 no 4º; no entanto, a magnitude desta variação (Hi-Lo = 0,0190) é bem menor do que a observada na análise por mfown (Hi-Lo = 0,0408), o que reforça a importância da influência das negociações dos fundos nas variações comuns da liquidez das ações.

A maior diferença Hi-Lo apresentada foi na análise por illiq(avg) no β_{mkt} , o que pode indicar que, ao considerar o papel do portfólio de mercado, a iliquidez tem uma influência primordial ao determinar a comunalidade da liquidez das ações.

No Painel B é apresentada uma análise com os portfólios construídos com os dados de iliquidez diária não ponderados pelo valor de mercado das ações. Existe uma diferença na magnitude dos betas, porém o comportamento de β_{HI} e β_{mkt} obedece ao mesmo padrão observado na análise com os portfólios que são construídos com a sua iliquidez diária ponderada pelo valor de mercado das ações.

Tal como no resultado com os portfólios ponderados pelo valor, há um aumento na representatividade de β_{HI} conforme se avança nos quartis. Esse comportamento não é observado em β_{mkt} .

O Painel C apresenta os resultados da análise efetuada com uma classificação dupla, como refinamento adicional. A amostra completa é classificada primeiro por tamanho da empresa ou iliquidez, e depois ranqueada por mfown. As duas últimas colunas em cada bloco apresentam as diferenças entre as médias de β_{HI} e β_{mkt} no primeiro (LO) e no quarto (HI) quartis, bem como a estatística t da diferença das médias. O nível de significância é representado por ***, **, *, sendo 1%, 5% e 10% respectivamente.

Nem todas as diferenças de médias são significantes, sendo que as que não apresentam nível de significância são as diferenças mais próximas a zero e variam entre 0,0016 e - 0,0290.

Deve ser lembrado que o teste, no presente caso, é da hipótese $H_0: \mu_1 = \mu_2$ e

$H_1: \mu_1 \neq \mu_2$.

Nas análises efetuadas por classificação dupla, quando analisamos por tamanho da empresa, em todos os casos β_{HI} é maior no 4ª quartil (HI), do que no 1ª quartil (LO). Quando analisamos por iliquidez, apenas no 3ª quartil não observamos o resultado acima.

Esse resultado reforça a hipótese de que há um padrão no comportamento de β_{HI} e esse padrão de comportamento está de acordo com a ideia central do trabalho: as ações com alto volume percentual de negociação pelos fundos de investimento em ações possuem uma alta variação comum em sua liquidez, maior do que as que não são muito negociadas pelos fundos.

Ao se analisar o bloco de β_{mkt} verificamos que na classificação por tamanho de empresa, em todos os casos β_{mkt} é maior no 1º quartil (LO) do que no 4º quartil (HI), um comportamento inverso ao de β_{HI} .

Na análise por iliquidez, exceto no 3º quartil, os demais quartis também apresentam o mesmo resultado da análise acima. Os resultados também são inversos aos de β_{HI} .

4.4. Teste do Modelo

Koch et.al. (2012) não fornecem nenhuma informação sobre o nível de significância dos betas ou a avaliação do modelo utilizado nesta regressão. No entanto, realizado o teste de Ljung-Box para verificar possível auto correlação dos resíduos, identificamos o seguinte resultado:

H_0 : Os resíduos são i.i.d;

H_1 : Os resíduos não são i.i.d.

Resumo do p-valor das 3.985 regressões:

Resultado p-valor	Nr. Observações	%
p-valor < 0,01	1979	} 2989 → 75,01%
p-valor < 0,05 e > 0,01	1010	
p-valor > 0,05	996	

Isso indica a existência de correlação serial nos resíduos em 75% das observações.

Utilizando-se o estimador Newey-West, os betas (β_{HI} e β_{mkt}) das ações apresentaram os seguintes p-valores, em resumo:

Beta HI		Beta MKT	
p-valor < 0,01	204	p-valor < 0,01	255
p-valor < 0,05 e > 0,01	314	p-valor < 0,05 e > 0,01	331
p-valor < 0,10 e > 0,05	308	p-valor < 0,10 e > 0,05	273
p-valor > 0,10	3159	p-valor > 0,10	3126
826 20,73%		859 21,56%	

Enquanto β_{HI} possui 20,73% de betas com nível de significância até 0,10, β_{mkt} possui 21,56% dos betas com nível de significância até 0,10.

Apesar da baixa quantidade de betas com nível de significância inferior a 10%, entendemos que o estimador de betas pode não ser eficiente, mas também não são enviesados.

Como o foco está em analisar a diferença de magnitude entre os betas das ações que compõem os diferentes quartis do ranking por *mfown*, e não em testar a especificação de um modelo teórico, consideramos que os dados são válidos para a análise.

4.5. Segundo Modelo

Em um segundo modelo testamos a hipótese central utilizando algumas características das ações como variáveis de controle. Foi estimada a equação de regressão de β_{HI} sobre *mfown*, controlado por tamanho da empresa e média da iliquidez em análises de painel.

$$\beta_{HIi,t} = \alpha + b_1mfown_{i,t} + b_2\ln(size_{i,t}) + b_3illiq(avg)_{i,t} + \mu_t + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

Os dados em painel de nossa amostra apresentam a seguinte estrutura:

$$n = 283 \text{ ações, } T = 1-20 \text{ trimestres, } N = 3.985$$

Apenas para confirmar a opção pelo estimador de efeitos fixos, aplicamos o teste Hausman nas especificações abaixo:

$$\beta_{HIi,t} = \alpha + b_1mfown_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

$$\beta_{HIi,t} = \alpha + b_1mfown_{i,t} + b_2\ln(size_{i,t}) + b_3illiq(avg)_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

Para este teste:

$$H_0 = \text{o modelo ideal é o de efeitos aleatórios}$$

H_1 = o modelo de efeitos fixos é o ideal

Os resultados foram p-valor < 0,01 nos dois casos, confirmando assim a opção por efeitos fixos.

A Tabela 4 apresenta os resultados da equação (5) com suas variações. Além dos betas e níveis de significância, a tabela reporta erros padrão e p-valores entre colchetes. Nas duas últimas linhas constam as informações de número de observações e R^2 .

Na primeira especificação (1) vemos os resultados, para a amostra completa, da regressão de β_{HI} sobre *mfown* e efeitos fixos de tempo apenas.

Consistente com a intuição do trabalho, a variável *mfown*, que representa a proporção das ações que foi negociada pelos fundos, apresenta um efeito positivo e com um nível de significância de 1% sobre as ações que possuem alto percentual de negociação por estes mesmos fundos, representado pelo beta de 0,182.

Como a regressão é efetuada com efeitos fixos de tempo, qualquer variável explicativa constante no tempo e não capturada pelas variáveis de controle, como por exemplo, eventuais tendências no mercado, são removidas.

O R^2 apresenta um valor de 0,013 e se mantém baixo nas demais regressões da Tabela 4. Isso sugere que o modelo adotado na regressão carece de mais informações. Apesar disto, o valor de R^2 nesta regressão é exatamente o mesmo que o apresentado por Koch et.al (2012) neste modelo, e se mantém muito próximo nos demais modelos da tabela.

No modelo (2) incluímos medidas de tamanho da empresa (logaritmo natural do valor de mercado da empresa) e liquidez da ação (média trimestral da liquidez diária) para controlar a análise por duas preferências muito comuns entre os gestores de fundos na negociação de ações.

Outra vez o coeficiente de *mfown* é positivo e com significância estatística, sendo também similar em magnitude ao coeficiente observado na ausência destes controles.

Outros fatores relativos às características das ações podem estar influenciando os resultados, e embora não esteja claro quais sejam esses fatores, no modelo (3) incluímos efeitos fixos do indivíduo para que qualquer característica da empresa e que não varia no tempo possa ser considerada.

Tabela 4 - β_{HI} contra mfown e controles

Modelos	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>mfown</i>	0,182*** (0,002) [<0,01]	0,194*** (0,001) [<0,01]	0,105** (0,044) [0,02]	0,176** (0,07) [0,02]	0,95* (0,07) [0,086]
<i>ln(firm size)</i>		- 0,001*** (0,001) [<0,01]	-0,014** (0,005) [<0,01]	-0,004 (0,003) [0,24]	-0,035 (0,003) [0,26]
<i>illiq (avg)</i>		0,057*** (0,001) [<0,01]	-0,007 (0,010) [0,47]	-0,029 (0,04) [0,52]	-0,226 (0,04) [0,56]
Observations	3985	3985	3985	3985	400
R-squared	0,013	0,001	0,011	0,03	0,143

*** 0,01, **0,05 e *0,1 representam os níveis de significância.

Desta forma estaremos eliminando a possibilidade de que qualquer característica constante das empresas que sejam consideradas pelos gestores nas suas decisões de investimentos e possam gerar comunalidade na liquidez tenham efeito no resultado dos betas.

Com este modelo, conforme tabela, o beta de mfown sofre uma redução para 0,105, porém continua positivo e com um nível de significância de 5%.

Assim, verificamos que características não observadas das empresas e que são constantes no tempo também geram comunalidade na liquidez das ações, mas a influência das negociações dos fundos de ações permanece altamente significativa.

Nos modelos (4) e (5) foi utilizada a especificação de Fama e MacBeth (1973). Os betas (β_{HI}) encontrados na equação (3), que é uma série de tempo com dados diários, foram utilizados como variável a ser explicada em uma regressão cross-section, conforme a equação (5) para cada um dos 20 trimestres analisados.

Os betas reportados na Tabela 4 representam as médias destes 20 trimestres e indicam a relação média em cross-section entre as variáveis independentes e seus efeitos em β_{HI} .

No modelo (4), as unidades de observações são as ações individuais e, outra vez, encontramos um beta positivo ao nível de significância de 5% e similar em magnitude com os betas apresentados nos modelos anteriores.

No modelo (5), as unidades de observações são 20 portfólios e não mais as ações individuais. Os portfólios foram construídos com base no ranking trimestral de β_{HI} das ações. Assim, β_{HIport} , é a média simples dos β_{HI} de cada uma das ações que compõem o portfólio. Assim organizados os dados, a regressão em cross-section foi estimada para cada um dos trimestres e a média dos betas no período é o que está reportado na Tabela 4. Neste caso, o beta de mfown apresentou considerável aumento e ficou em 0,95, com um nível de significância de 5%.

É digno de nota que Koch et. al (2012), nestas cinco regressões, apresentam betas de mfown de 0,94, 0,93, 0,47, 1,08 e 1,15 respectivamente, sendo que, exceto a última, são magnitudes bem maiores do que as obtidas neste trabalho. Isso pode estar evidenciando uma característica específica e diferente do mercado nacional quando comparado ao mercado norte-americano.

Uma possibilidade é de que existam outros fatores ou agentes de mercado que atuam na demanda de liquidez e possuem grande influência na geração desta comunalidade, como por exemplo os fundos de multimercados ou os investidores institucionais. Também é

necessário lembrar que, na estrutura dos mercados norte-americanos, a participação de *market makers* é muito maior.

Ao calcularmos as médias dos coeficientes de regressão nos modelos (4) e (5), queremos também examinar se o coeficiente médio é estatisticamente diferente de zero. Portanto, calculamos os erros padrão e as estatísticas t associadas a um p-valor para testar a hipótese nula de que o coeficiente médio é igual a zero.

Ou seja,

$$H_0: \mu = 0$$

Como se trata de uma média amostral (Bussab e Morettin, 2016), o erro padrão foi calculado com base em:

$$EP(\bar{X}) = \frac{\sigma}{\sqrt{n}} \quad (6)$$

Os resultados em termos de erro padrão e p-valor destes testes nos dois modelos estão apresentados também na tabela de forma semelhante aos anteriores. Os valores de erro padrão estão entre parênteses e p-valor entre colchetes, sendo que este último determina o nível de significância dos betas.

Os modelos (4) e (5) apresentaram níveis de significância de 5% e 10% respectivamente, o que demonstra a validade dos betas como média da relação cross-section entre β_{HI} e *mfown*.

4.6. Liquidez Comum, *Mfown* e Fluxo de Fundos

Até o momento, temos argumentado que as negociações dos fundos de investimentos em ações provocam um movimento comum na liquidez destas mesmas ações.

Nestes próximos testes verificamos o efeito de um possível canal que pode dar origem a essa comunalidade.

Considerando que os movimentos positivos ou negativos no fluxo agregado dos fundos de investimento em ações não devem produzir os mesmos resultados na movimentação de liquidez, pois quando há entrada de recursos os fundos têm a possibilidade de acumular caixa; assim, esse influxo não representa necessariamente pressão de compra de ativos.

Já a saída de recursos, principalmente se originada por choques no mercado, e não fruto de estratégias e decisões de investimento, gera forte pressão de venda, aumentando a comunalidade na liquidez.

Com base nisto, estimamos a relação entre β_{HI} e as características do fluxo agregado dos fundos nos diferentes trimestres.

Em cada trimestre identificamos a variação positiva ou negativa na capitalização de mercado agregada dos fundos. Foi criado um ranking dos trimestres com base nessa variação e identificados os 10% maiores influxos e as 10% maiores saídas de recursos.

Para cada trimestre uma variável *dummy* foi estabelecida, sendo que *negflows* tem o valor igual a um para os trimestres com variação negativa e zero para as demais. As variáveis *strongnegflow* e *strongposflow* possuem o valor igual a um caso o trimestre esteja entre os 10% com maiores entradas (*strongposflow*) ou saídas (*strongnegflow*) de recursos, e zero para os demais trimestres.

Cada uma das dummies interage com *mfown* para criar a variável que servirá de controle na regressão. Rodamos novamente a regressão apresentada na equação (5) e os resultados estão na Tabela 5 abaixo.

Nos três modelos, o coeficiente da variável *mfown* permanece positivo, com nível de significância de 1%, apesar de apresentar grande variação em magnitude entre 0,058 e 0,325.

No modelo (1) a variável *mfown* x *negflows* é incluída e apresenta um beta de 0,005 com nível de significância estatística de 10%. É uma baixa significância tanto estatística quanto econômica, que lança alguma dúvida sobre a hipótese de que nos meses em que os fundos possuem um fluxo negativo em sua capitalização de mercado haveria uma maior comunalidade na liquidez das ações em função de negociações pressionadas pelas condições de mercado.

No entanto, no modelo (2) a regressão é estimada novamente, agora com a inclusão da variável *mfown* x *strongnegflow*. O resultado desta regressão está de acordo com a teoria apresentada no trabalho. Os trimestres que possuem as maiores reduções (10% maiores fluxos negativos) no volume agregado dos fundos de investimento apresentam um beta de 0,51, demonstrando que produzem um grande efeito sobre β_{HI} . Com nível de significância de 1%, este dado é relevante tanto econômica quanto estatisticamente.

No modelo (3) a variável *mfown* x *strongposflow* é incluída e verificamos que ela possui um beta negativo (-0,031), também com nível de significância de 1%.

Karolyi et al. (2011) afirmam que a comunalidade na liquidez é maior em países com período de alta volatilidade no mercado (especialmente em grandes declínios de mercado).

Tabela 5 - Liquidez comum, *mfown* e fluxo dos fundos

Modelos	(1)	(2)	(3)
<i>mfown</i>	0,325*** (0,003) [<0,01]	0,186*** (0,003) [<0,01]	0,058*** (0,003) [<0,01]
<i>ln(firm size)</i>	-0,002*** (0,001) [<0,01]	-0,0006*** (0,0001) [<0,01]	-0,001*** (0,0001) [<0,01]
<i>illiq (avg)</i>	0,052*** (0,002) [<0,01]	0,065*** (0,002) [<0,01]	0,006** (0,002) [0,003]
<i>mfown x negflows</i>	0,005* (0,003) [0,069]		
<i>mfown x strongnegflow</i>		0,51*** (0,032) [<0,01]	
<i>mfown x strongposflow</i>			-0,031*** (0,004) [<0,01]
Observações	3985	3985	3985
R ²	0,004	0,004	0,011

*** 0,01, **0,05, e *0,1 representam os níveis de significância.

Entendemos, desta forma, que os dados fornecem evidências de que, quanto mais fortes forem os movimentos no mercado que gerem fuga dos ativos de risco, maior será o movimento comum da liquidez das ações.

No sentido inverso, se houver um forte movimento no mercado que impulse a busca por ativos de maior risco, não identificaremos esse mesmo efeito no movimento comum da liquidez das ações.

5. Conclusão

Apresentamos a hipótese central de que as demandas geradas pelas negociações dos fundos de investimentos em ações são um importante fator para explicar a comunalidade da liquidez entre ações.

Em um período de cinco anos (de 31.12.2012 a 31.12.2017), analisamos dados trimestrais das negociações de 196 fundos de investimentos em ações, que possuíam ao menos 80% da carteira em ações e patrimônio mínimo de R\$ 10 milhões no período analisado, e a sua influência na geração da movimentação comum da liquidez das ações que foram por eles negociadas.

Usando um processo de dois passos, primeiro efetuamos a regressão da liquidez individual das ações contra a liquidez de dois portfólios. O primeiro portfólio é composto pelas ações mais negociadas pelos fundos em cada um dos trimestres (ações que compõem o 4º quartil do ranking construído com base na proporção das ações negociadas pelos fundos), e o segundo portfólio é o de mercado. A esta proporção de ações negociadas pelos fundos chamamos *mfown*.

Esta regressão nos fornece os betas de liquidez dos dois portfólios, β_{HI} (portfólio do 4º quartil) e β_{mkt} (portfólio de mercado) e nos permite comparar os efeitos que são produzidos, em média, sobre as ações que compõem cada um dos 4 quartis em que foram divididas nos trimestres. Como as variáveis foram construídas com log da primeira diferença, seus betas correspondem a elasticidades nesta relação.

Os resultados apresentam evidências de que há uma relação positiva entre β_{HI} e a variação na liquidez das ações, pois conforme avançamos nos quartis, β_{HI} é maior, e esse efeito se repete em todos os trimestres da amostra.

Analisando β_{mkt} não encontramos essa relação. Os resultados observados sugerem mesmo que, para β_{mkt} essa relação é aleatória.

A regressão foi controlada pelas variáveis de liquidez das ações e tamanho das empresas e também não encontramos a mesma relação positiva que verificamos com β_{HI} .

Isso sugere que as negociações efetuadas pelos fundos de investimentos em ações produzem um efeito maior sobre a comunalidade da liquidez do que outros fatores comuns ao mercado em geral.

Koch et. al (2016), realizando o mesmo teste com dados do mercado norte-americano, porém utilizando dados de fundos mútuos e uma *proxy* do volume de ações

negociadas por aqueles fundos, encontraram um β_{HI} médio de 0,30 na regressão efetuada com a amostra completa.

Uma importante diferença para o trabalho aqui apresentado é que não construímos uma *proxy* para o volume de ações negociadas pelos fundos de ações, pois utilizamos os dados reais de suas negociações, colhidos na CVM, temos assim, a influência real nesta relação.

Por sua vez, Karolyi et. al (2012) apresentaram evidências de que a comunalidade na liquidez é maior em países emergentes do que em países desenvolvidos.

Tais fatos sugerem que outros fatores ou agentes de mercado, como os fundos multimercados e investidores institucionais, por exemplo, devem ser também importantes fatores na geração da comunalidade da liquidez das ações e poderiam ser analisados em outro trabalho.

No segundo passo, efetuamos a regressão dos valores encontrados para β_{HI} das ações contra *mfown* e controles e verificamos que *mfown* possui efeito positivo e de alta significância estatística na geração de β_{HI} .

Esse resultado fortalece a teoria apresentada no trabalho de que os gestores dos fundos de investimentos em ações frequentemente agem ao mesmo tempo e na mesma direção, provavelmente porque se baseiam nas mesmas informações e utilizam ferramentas semelhantes. Assim, as ações que são proporcionalmente mais negociadas pelos fundos tendem a possuir uma maior movimentação conjunta em sua liquidez.

Apesar de indicar a existência da comunalidade e de que as negociações dos fundos de investimentos em ações são um fator que gera essa movimentação comum, o maior β_{HI} encontrado nas regressões trimestrais foi 0,0808 e o β_{HI} resultante da regressão realizada com a amostra completa foi de 0,0336.

Tais dados poderiam gerar questionamento quanto a baixa magnitude desta influência.

É digno de nota que Brockman et. al (2009), utilizando a mesma metodologia de Chordia et. al (2000), analisou 47 bolsas de valores ao redor do mundo, para identificar a existência da comunalidade da liquidez nos mercados locais e, para a bolsa brasileira, encontrou na média, um beta negativo de -0,0599, sendo a mediana positiva de 0,0670, quando utilizou como *proxy* da liquidez o *bid-ask spread*.

Assim, o artigo acima mencionado também não identifica uma magnitude expressiva da comunalidade na liquidez para o mercado brasileiro, o que vai de encontro com os resultados que encontramos.

Apesar disto, seria muito interessante em um estudo futuro, não só replicar o modelo de Chordia et al (2000) para o mercado nacional, com dados atuais, bem como também avaliar a influência de outros grandes *players* que demandam liquidez no mercado, além dos fundos de ações que aqui analisamos.

O trabalho também apresenta a hipótese de que a comunalidade na liquidez tende a ser maior quando os fundos de investimentos realizam negociações maiores e ainda mais intensas se essas negociações forem de vendas de ativos geradas por situações de mercado que incentivaram os investidores a retirarem seus recursos de ativos de risco.

Assim, repetimos os mesmos testes de β_{HI} das ações contra *mfown* e controles acrescentando dummies para os trimestres em que houve fluxo negativo na capitalização agregada dos fundos de investimentos em ações, outra para os trimestres em que houve forte variação negativa (10% maiores variações negativas) e forte variação positiva (10% maiores variações positivas).

Nos trimestres em que a variação na capitalização agregada dos fundos de investimentos é negativa não encontramos resultados que sustentem a nossa hipótese, pois, apesar de apresentar valor positivo com significância estatística, o beta apresentado é de baixa magnitude.

No entanto, ao analisarmos os trimestres com forte movimento negativo e forte movimento positivo, verificamos que os resultados vão de encontro à teoria apresentada, pois há alta relação positiva e significativa nos efeitos de *mfown* sobre β_{HI} e relação negativa entre eles quando os trimestres possuem forte influxo de recursos.

Esse resultado fornece evidências a favor da teoria de que a comunalidade da liquidez das ações aumenta quando os fundos enfrentam períodos de grandes saques, gerados por exemplo, por informações negativas no mercado e assim são pressionados a realizarem negociações. Quando há o movimento contrário, ou seja, a entrada de recursos, estes mesmos fundos não sofrem pressão para comprarem ações, uma vez que podem manter recursos em caixa.

O estudo analisou um único agente de mercado, os fundos de investimentos em ações, mas, conforme mencionado acima, há a possibilidade de que a comunalidade na liquidez das ações seja gerada também por outros agentes e importantes grupos de investimentos que também merecem serem analisados.

REFERÊNCIAS

- Amihud, Y. 2002. Illiquidity and stock returns: Cross-section and time series effects. *Journal of Financial Markets* 5: 31-56.
- Amihud, Y. e H. Mendelson. 1988. Liquidity and asset prices: Financial management implications. *Financial Management* 17: 5-15
- Bai, M. e Y. Qin. 2010. Who are driving commonality in liquidity? *Global Economy and Finance Journal*. 3: 61–77.
- Brockman, P., D. Chung e C. Pérignon. 2009. Commonality in liquidity: A global perspective. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*. 44: 851-882.
- Bussab, W., e P. Moretin. 2016. Estatística básica, 8º edição, Editora Saraiva. 321
- Chordia, T., R. Roll e A. Subrahmanyam. 2000. Commonality in liquidity. *Journal of Financial Economics* 56: 3-28.
- Coughenour, J. e M. S. Mohsen. 2004. Common market makers and commonality in liquidity. *Journal of Financial Economics*. 73: 37-69.
- Del Guercio, D. 1996. The distorting effect of the prudent-man laws on institutional equity investments. *Journal of Financial Economics* 40: 31-62.
- Falkenstein, E. 1996. Preference for stock characteristics as revealed by mutual fund portfolio holdings. *Journal of Finance* 51: 111-135.
- Fama, E., e J. MacBeth. 1973. Risk, return and equilibrium: empirical tests. *The Journal of Political Economy*. 81: 607-636.
- Hasbrouck, J. 2009. Trading costs and returns for US equities: Estimating effective costs from daily data. *Journal of Finance*. 64: 1445 -1477.
- Huberman, G., e D. Halka. 2001. Systematic liquidity. *The Journal of Financial Research*. 24: 161-176
- Karolyi, G., K., H. Lee e M. van Dijk. 2012. Understanding commonality in liquidity around the world. *Journal of Financial Economics*. 105: 82-112.

- Koch, A., S. Ruenzi e L. Starks. 2016. Commonality in liquidity: A demand-side explanation. *The Review of Financial Studies* 29: 1943–1974.
- Korajczyk, R., e R. Sadka. 2008. Pricing the commonality across alternative measures of liquidity. *Journal of Financial Economics*. 87: 45-72
- Victor, F. G., M. Scherer e M. Mastella. 2013. Comunalidades na liquidez – Evidências e comportamento intradiário para o mercado brasileiro. *Revista Brasileira de Finanças (Online)*. 11: 375-398.