

## ATENÇÃO DO INVESTIDOR E LIQUIDEZ DO MERCADO DE AÇÕES BRASILEIRO

Paulo Fernando Marschner, Carlos Carrasco Gutierrez, Victor Medeiros Fetzer

### RESUMO

Este estudo explora o impacto da atenção dos investidores na liquidez do mercado de ações brasileiro ao longo de diferentes horizontes temporais. Utilizando a Análise de Componentes Principais (PCA), a pesquisa buscou capturar a complexidade da liquidez do mercado. Para avaliar as relações de curto e longo prazo entre a atenção dos investidores e a liquidez, foi aplicado o modelo *Autorregressive Distributed Lag* (ARDL), com dados mensais de janeiro de 2006 a fevereiro de 2021. Os resultados indicam que a atenção dos investidores tem uma influência significativa e predominantemente positiva na liquidez do mercado de ações brasileiro, mesmo quando ajustada para variáveis macroeconômicas. Este estudo contribui para a literatura ao fornecer evidências empíricas sobre a importância da atenção dos investidores como um fator determinante da liquidez em mercados emergentes. Os achados sugerem que a qualidade e a disseminação das informações são cruciais para o funcionamento eficiente dos mercados, afetando as decisões de investidores, consumidores, governos e autoridades monetárias. Em termos de implicações sociais, a pesquisa aponta que a atenção dos investidores, moldada pela disponibilidade e qualidade das informações, pode influenciar a estabilidade e a eficiência dos mercados financeiros. Políticas que promovem educação financeira e acesso equitativo às informações podem facilitar uma maior inclusão financeira, permitindo que um número maior de pessoas participe do mercado de ações de maneira informada.

**Palavras chaves:** Atenção do investidor; Liquidez do mercado acionário; Mercado brasileiro; Modelo ARDL.

### 1 INTRODUÇÃO

A liquidez dos mercados financeiros, definida como a facilidade de realizar negociações (Amihud *et al.*, 2005), é um indicador essencial da eficiência de mercado. Ela afeta diretamente os custos de transação, os retornos esperados e a estabilidade dos mercados financeiros (Chordia *et al.*, 2008). Além disso, a liquidez está estreitamente ligada ao comportamento de negociação dos investidores e à velocidade com que as informações são refletidas nos preços dos ativos (Kurov, 2008).

Desde a formulação da teoria da atenção limitada (Kahneman, 1973) até hipóteses mais recentes, como a de pressão de preços (Barber; Odean, 2008), o papel da atenção limitada no comportamento de negociação dos investidores e seus efeitos subsequentes tem despertado um interesse crescente na academia. Essas proposições teóricas sugerem que as limitações na capacidade de atenção dos investidores podem causar variações na liquidez e na eficiência dos mercados. No entanto, um ponto debatido é a escolha das variáveis para capturar a atenção dos investidores, sendo o volume de pesquisas no Google Trends frequentemente utilizado para representar a atenção dos investidores de varejo (Takeda; Wakao, 2014; Ding; Hou, 2015; Tantaopas *et al.*, 2016; De Souza *et al.*, 2018; Kim *et al.*, 2019; Zhao; Zhang, 2024).

Diversos estudos sob diferentes perspectivas postulam que a atenção do investidor de varejo influencia, especialmente no curto prazo, a liquidez das ações. Esse impacto foi observado em diversos mercados, incluindo o americano (Ding; Hou, 2015), francês (Aouadi *et al.*, 2013), japonês (Takeda; Wakao, 2014), chinês (Fan *et al.*, 2017; Yang *et al.*, 2020; Cheng *et al.*, 2021; Zhao; Zhang, 2024), brasileiro (De Souza *et al.*, 2018; Pereira *et al.*, 2020), norueguês (Kim *et al.*, 2019), bem como em mercados desenvolvidos e emergentes do Pacífico Asiático (Tantaopas *et al.*, 2016; Padungsaksawasdi *et al.*, 2019). Embora alguns desses estudos forneçam evidências relevantes sobre a relação de curto prazo entre atenção do investidor e liquidez, a dinâmica a longo prazo ainda não está claramente elucidada (Cheng *et al.*, 2021).

Nesse contexto, o objetivo desta pesquisa foi investigar o impacto da atenção do investidor sobre a liquidez do mercado acionário em diferentes horizontes temporais, com foco no Brasil, uma das principais e mais importantes economias emergentes do mundo. Em contraste com estudos anteriores que utilizaram dados de ações individuais do mercado brasileiro (De Souza *et al.*, 2018; Pereira *et al.*, 2020), esse estudo considera um índice amplo, que representa de maneira mais precisa o estilo de investimento dos investidores de varejo, em comparação com a análise de ações específicas (Tantaopas *et al.*, 2016).

Para lidar com a natureza multidimensional da liquidez, foi construída uma medida agregada a partir de três métricas distintas (quantidade de títulos, volume financeiro e quantidade de negócios) e reduzida sua dimensionalidade por meio da Análise de Componentes Principais (PCA). Em seguida, foi estimada a sensibilidade dessa medida de liquidez à atenção do investidor, incorporando diversas variáveis macroeconômicas através de um modelo autorregressivo de defasagens distribuídas (ARDL) que permitiu capturar as relações de curto e longo prazo. Os principais resultados sugerem que a liquidez do mercado acionário brasileiro é significativamente influenciada pela atenção do investidor. Embora existam variações nas magnitudes dos efeitos a curto e a longo prazo, o impacto é predominantemente positivo mesmo na presença de variáveis macroeconômicas como controle.

Este estudo faz contribuições importantes para a literatura ao explorar o impacto da atenção sobre a liquidez em um importante mercado emergente. Além disso, fornece evidências de que a atenção afeta a liquidez de maneiras diferentes no curto e no longo prazo, abordando lacunas destacadas por Cheng *et al.* (2021). Embora estudos anteriores tenham identificado a atenção como um fator relevante no mercado brasileiro (De Souza *et al.*, 2018; Pereira *et al.*, 2020), poucos investigaram essa relação considerando o índice amplo do mercado e em diferentes horizontes temporais. As descobertas dessa pesquisa enriquecem o limitado número de estudos em países emergentes, apresentando evidências empíricas robustas. Elas mostram a importância de investidores, consumidores, governos e autoridades monetárias se preocuparem mais com a disseminação, com a qualidade e com os mecanismos de busca de informação por investidores individuais.

## 2 PROCEDIMENTOS METODOLÓGICOS

### 2.1 DADOS

Os dados utilizados nesta pesquisa abrangem o período de janeiro de 2006 a fevereiro de 2021, com frequência mensal. A variável dependente é a liquidez, que, devido ao seu caráter multidimensional, não pode ser adequadamente capturada por uma única métrica. Portanto, foram utilizadas três medidas de liquidez amplamente reconhecidas na literatura e disponíveis para o mercado brasileiro: (i) quantidade de títulos, (ii) volume financeiro e (iii) quantidade de negócios, obtidas junto a Economática. Todas as séries foram dessazonalizadas e transformadas em uma função logarítmica para atenuar picos e valores extremos como descrito em Campbell

*et al.* (1993) e Bijl *et al.* (2016).

Considerando a presença de fatores latentes comuns na liquidez do mercado de ações, foi empregada uma PCA (Pearson, 1901; Hotelling, 1933) para extrair a primeira Componente Principal (PC) das três medidas de liquidez. A PCA tem como objetivo explicar a estrutura de covariâncias de um conjunto de variáveis por meio de suas combinações lineares, visando reduzir a dimensionalidade desse conjunto e proporcionar uma melhor interpretação dos dados, especialmente quando estes consistem em um grande número de variáveis inter-relacionadas (Johnson; Wichern, 1998). A redução da dimensionalidade é alcançada transformando o conjunto de dados original em um novo conjunto de variáveis, que retém o máximo de variabilidade do conjunto de dados original. Considerando as variáveis vetoriais aleatórias que apresentam um vetor médio  $\mu$  e uma matriz de variância-covariância  $\Sigma$ , se encontra um novo conjunto de variáveis  $Y_1, Y_2, \dots, Y_p$ , que não estão correlacionadas entre si, e cujas variâncias de cada variável são descritas em ordem de valores decrescentes.

Para operacionalizar, cada variável foi padronizada em relação à sua média e desvio padrão. Em seguida, foram obtidos os autovalores e autovetores da matriz de correlação, e a partir desses resultados, foi calculada uma medida de liquidez para o mercado brasileiro como uma combinação linear das três variáveis, utilizando o autovetor associado ao maior autovalor como peso correspondente. Dessa forma, a primeira componente captura a maior parte da variância dos dados, enquanto cada componente subsequente captura a máxima variância remanescente, com a restrição de ser ortogonal aos componentes anteriores. A primeira componente explicou aproximadamente 68% de toda a variação dos dados.

A principal variável explicativa de interesse nessa pesquisa é a atenção do investidor. A *proxy* utilizada foi o volume de buscas no Google Trends como feito em estudos anteriores (Aouadi *et al.*, 2013; Ding; Hou, 2015; Tantaopas *et al.*, 2016; De Souza *et al.*, 2018; Kim *et al.*, 2019; Padungsaksawasdi *et al.*, 2019; Pereira *et al.*, 2020; Zhao; Zhang, 2024). Essa medida rastreia o volume de consultas para cada termo/palavra durante um determinado período de tempo e uma localização geográfica. Os dados são normalizados de forma a ficarem contidos no intervalo entre 0 e 100. Se um termo receber um volume de pesquisa de 100, significa que ele é extremamente pesquisado dentro do período e da região geográfica selecionada. Porém, se receber um volume de pesquisa de 0, significa que não recebe pesquisas ou é pesquisado por poucas pessoas (Choi; Varian, 2012; Yung; Nafar, 2017). Como essa pesquisa observa o comportamento agregado do mercado o termo de busca definido foi “Ibovespa”. Os dados foram transformados em uma função logarítmica.

Foram inseridas as seguintes covariáveis de controle para verificar a continuidade ou não do impacto da atenção do investidor sobre a liquidez do mercado de ações:

i. Retorno do mercado (RET) é incluído para supervisionar a confiança dos investidores. Um impacto positivo do retorno sobre a liquidez mostra um excesso de confiança dos investidores, enquanto um impacto negativo é interpretado como um indicativo de falta de confiança (Statman, *et al.*, 2006; Dhaoui; Bacha, 2017; Prates *et al.*, 2014). O retorno do mercado é medido pelo log-retorno dos preços de fechamento do Ibovespa:  $RET_{t,i} = \ln(p_{t,i}/p_{t-1,i})$  onde  $p$  corresponde à cotação de fechamento.

ii. Taxa de juros (JUR) é uma das ferramentas da política monetária mais importantes utilizadas pelos principais bancos centrais no controle da liquidez do mercado de ações e para criar condições estáveis para o crescimento econômico e o desenvolvimento sustentável (Sun; Yuan, 2021). Estudos recentes documentaram uma relação negativa significativa entre as taxas de juros e a liquidez do mercado de ações (Brunnermeier; Pedersen, 2008; Zhang *et al.*, 2019). Foi utilizada a taxa SELIC (% ao mês) disponibilizada pelo Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA).

iii. Inflação (INF). De acordo com Goyenko e Ukhov (2009) pressões inflacionárias excessivas, tendem a influenciar a iliquidez indiretamente, induzindo saídas de fundos, quedas de preços e aumento da volatilidade, exacerbando o risco das ações. Omran e Pointon (2001) encontraram evidências de que a taxa de inflação tem impactado o desempenho do mercado acionário em termos de atividade e liquidez de forma negativa no curto e de longo prazo. Foi utilizado o Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) (% ao mês) disponibilizado pelo IPEA.

iv. Base monetária (BM). De acordo com Fernández-Amador *et al.* (2013), o crescimento da base monetária deve afetar positivamente as variáveis de liquidez. Uma política monetária expansionista, que aumenta a base monetária, disponibiliza mais dinheiro na economia. Isso facilita as transações, reduz os custos de negociação e torna os mercados de ações mais líquidos, permitindo maior facilidade na compra e venda de ativos. Foi utilizada a média de papel moeda emitido disponível no IPEA como *proxy* para base monetária. Como em Fernández-Amador *et al.* (2013) foi definida uma taxa de crescimento contínua de doze meses da base monetária  $BM_t = \left( \frac{BM_t - BM_{t-12}}{BM_{t-12}} \right) * 100$ .

Na Tabela 1 é possível observar as estatísticas descritivas das variáveis. A variável liquidez possui uma média de (0,001) e uma mediana de (-0,080), indicando uma distribuição assimétrica com maior concentração de valores abaixo da média. Os valores máximos (6,230) e mínimo (-2,880), mostram uma significativa variação nos dados. O desvio padrão de (1,397) indica dispersão moderada. A assimetria positiva de 0,860 e a curtose de 4,529 sugerem uma distribuição inclinada para a direita e a presença de valores extremos. A variável atenção possui uma média de (1,025) e uma mediana de (0,954), indicando que os valores estão concentrados em torno de 1. O desvio padrão de (0,319) sugere uma dispersão moderada em torno da média. A assimetria positiva de (0,538) indica uma leve inclinação da distribuição para a direita, enquanto a curtose de (2,337) sugere uma distribuição relativamente próxima da normal. Os dados de retorno do Ibovespa foram levemente positivos, com alta curtose e assimetria negativa.

Tabela 1 - Estatísticas descritivas e matriz de correlação

Estatísticas	Estatísticas descritivas						
	LIQ	ATE	RET	INF	JUR	BM	
Média	0,001	1,025	0,002	0,452	0,764	12,288	
Mediana	-0,080	0,954	0,003	0,430	0,810	10,602	
Máximo	6,230	2,000	0,068	1,350	0,130	47,702	
Mínimo	-2,880	0,602	-0,154	-0,380	1,120	2,675	
Desvio Padrão	1,397	0,319	0,030	0,306	0,258	8,912	
Assimetria	0,860	0,538	-1,123	0,442	-0,569	1,959	
Curtose	4,529	2,337	7,582	3,740	2,733	7,495	
Matriz de correlação							
LIQ	1,000						
ATE	0,538	1,000					
RET	-0,105	-0,048	1,000				
INF	-0,283	-0,181	-0,057	1,000			
JUR	-0,341	-0,410	-0,068	0,112	1,000		
BM	0,149	0,614	0,047	0,072	-0,398	1,000	

Nota. As variáveis são liquidez (LIQ), atenção do investidor (ATE), retorno do Ibovespa (RET), inflação (INF), taxa de juros (JUR) e base monetária (BM). Todas as estatísticas são baseadas em 171 observações.

Fonte: Elaborado pelos autores (2024).

As demais variáveis apresentam padrões comuns de variação e dispersão. Todas têm médias que refletem os valores centrais de suas distribuições, exibem desvios padrão que indicam dispersões moderadas a altas em torno da média. As assimetrias variam entre ligeira inclinação para a esquerda e direita, enquanto as curtoses sugerem distribuições com caudas



mais pesadas que o normal, indicando a presença de valores extremos em cada caso. A matriz de correlação mostra que a atenção do investidor tem uma associação positiva com a liquidez, que embora moderada sugere uma relação potencial entre as duas séries temporais, implicando que mudanças na liquidez podem estar associadas a mudanças na atenção e vice-versa.

## 2.2 ESTRATÉGIA DE ESTIMAÇÃO

Foi empregada a modelagem ARDL (Pesaran; Shin, 1999; Pesaran *et al.*, 2001) para analisar a relação entre a atenção do investidor e a liquidez do mercado de ações. Esse modelo é eficaz para estimar relações de cointegração e equilíbrio de longo prazo, além de capturar efeitos dinâmicos de curto e longo prazo. Suas vantagens incluem a aplicabilidade a variáveis com diferentes ordens de integração ( $I(0)$  ou  $I(1)$ ), a eficácia em amostras pequenas e a capacidade de determinar um nível ideal de defasagens para corrigir problemas de correlação serial e endogeneidade dos regressores (Pesaran; Shin, 1999).

Para implementar o modelo ARDL, é necessário seguir várias etapas. Primeiramente, deve-se investigar as propriedades de estacionariedade das variáveis, já que o modelo permite variáveis integradas em ordens mistas, sejam elas estacionárias no nível  $I(0)$ , na primeira diferença  $I(1)$ , ou uma combinação das duas. Essa análise pode ser realizada aplicando e comparando os resultados dos testes Dickey-Fuller Aumentado (ADF) (Dickey; Fuller, 1981), Phillips-Perron (PP) (Phillips; Perron, 1988) e Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) (Kwiatkowski *et al.*, 1992).

Em segundo lugar, realiza-se um teste de limite para verificar a existência de uma relação de longo prazo entre as variáveis. Esse teste envolve calcular a estatística F com a hipótese nula ( $H_0$ ) de que não há relação de longo prazo. Se a estatística F for menor que os valores críticos, a hipótese nula não é rejeitada, indicando ausência de cointegração. Se a estatística F for maior, a hipótese nula é rejeitada, sugerindo cointegração e uma relação de longo prazo entre as variáveis. Terceiro, deve-se determinar o comprimento de *lag* ideal de cada variável, utilizando o critério de informação de Akaike (AIC) (Akaike, 1973). Com base em Pesaran e Smith (1995), o modelo ARDL geral pode ser construído para explorar a cointegração entre todas as variáveis da seguinte forma:

$$y_t = C + \alpha T + \sum_{i=1}^p \theta_i y_{t-i} + \sum_{j=1}^k \sum_{i=0}^q \beta_{ji} x_{jt-i} + \mu_t \quad (1)$$

Onde,  $y_t$  é a variável dependente, T é a tendência temporal,  $x_{jt}$  ( $j = 1, 2, \dots, k$ ) representa as variáveis explicativas, e  $p$  ( $p \geq 1$ ) e  $q$  ( $q \geq 0$ ) denotam a ordem de defasagem ótima. Para simplificar, este estudo assume que a ordem de defasagem é a mesma para todas as variáveis em  $x_{jt}$ .  $\mu_t$  indica o termo de erro.

Finalmente, o modelo ARDL é transformado em uma estrutura de modelo de correção de erros (ECM) para integrar a dinâmica de curto prazo e o equilíbrio de longo prazo. O modelo de regressão ARDL padrão fornece informações apenas sobre os parâmetros de curto prazo, o que pode ser inadequado quando o objetivo é explorar relacionamentos de longo prazo. Ao utilizar o ECM, evita-se a geração de erros, como estimativas espúrias causadas por variáveis não estacionárias. Portanto, o modelo ARDL é reparametrizado para o modelo ARDL-ECM. Por meio de uma simples transformação linear da equação (1) (Pesaran; Shin, 1999), a versão de correção de erros da especificação do modelo ARDL pode ser apresentada da seguinte forma:

$$\Delta y_t = C_1 + \alpha'T - \varphi ECM_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \theta'_i \Delta y_{t-i} + \sum_{j=1}^k \sum_{i=0}^{q-1} \beta'_{ji} \Delta x_{jt-i} + \mu_t \quad (2)$$

Na equação (2), o termo de correção de erro é representado com um período de defasagem  $ECM_{t-1}$ , e  $\varphi$  representa o coeficiente de correção, que reflete o grau em que o desequilíbrio é ajustado quando a variável dependente se desvia de sua relação de equilíbrio de longo prazo;  $\varphi > 0$  indica um ajuste divergente e  $\varphi < 0$  um ajuste de convergência.

Após as estimativas, é necessário realizar alguns testes diagnósticos, como os de normalidade, correlação serial, heterocedasticidade e adequação da fórmula funcional especificada. Também é importante verificar a estabilidade dos coeficientes dos modelos por meio da soma cumulativa (CUSUM) e da soma cumulativa dos quadrados (CUSUMSQ) (Brown *et al.*, 1975). Os parâmetros são considerados instáveis se esses testes ultrapassarem a área entre as bandas críticas de 5%, indicando a presença de quebras estruturais nas estimativas. Esses testes são especialmente importantes para séries que podem apresentar quebras estruturais ao longo do tempo. Dado que o período analisado inclui crises, esses testes são essenciais para garantir a confiabilidade do modelo.

Cinco modelos foram estimados no total. O primeiro modelo inclui a variável liquidez como variável dependente e a variável atenção como variável explicativa. Nos modelos subsequentes, foram inseridas, uma a uma, as seguintes variáveis explicativas: retorno, inflação, taxa de juros e base monetária, nessa ordem.

### 3 RESULTADOS E DISCUSSÕES

Inicialmente foi verificada a ordem de integração das séries para garantir que nenhuma das variáveis seja  $I(2)$  pois o ARDL é baseado na condição de que as variáveis sejam  $I(0)$  ou  $I(1)$ , ou mutuamente cointegradas. Os testes ADF e PP têm a hipótese nula ( $H_0$ ) de que a série é não estacionária e integrada de ordem  $d$  ( $d > 0$ ),  $I(1)$  ou  $I(2)$ , contra a hipótese alternativa ( $H_1$ ) de estacionariedade  $I(0)$ . No teste KPSS as hipóteses apresentadas contradizem as duas primeiras, ou seja, a hipótese nula ( $H_0$ ) postula que a série é  $I(0)$  contra a hipótese alternativa ( $H_1$ ) de que a série é  $I(1)$ . A Tabela 2 mostra os resultados dos testes.

Tabela 2 - Resultados dos testes ADF, PP e KPSS para variáveis em nível e primeira diferença

	ADF ( <i>t-stat</i> )		PP ( <i>t-stat</i> )		KPSS ( <i>LM-stat</i> )	
	Em nível	Primeira diferença	Em nível	Primeira diferença	Em nível	Primeira diferença
ATE	0,639	-12,540	0,926	-17,639	0,143	-
LIQ	5,457	-	8,203	-	0,356	-
RET	9,397	-	11,013	-	0,065	-
INF	2,901	-	6,715	-	0,071	-
JUR	0,956	3,275	1,127	-23,933	0,320	-
BM	-1,435	-6,037	1,360	-9,780	0,275	-

Nota. As variáveis são liquidez (LIQ), atenção do investidor (ATE), retorno do Ibovespa (RET), inflação (INF), taxa de juros (JUR) e base monetária (BM). As seleções de comprimento de atraso apropriadas nos testes ADF são determinadas pelo critério de informação de Akaike. Para calcular as larguras de banda para o teste PP foi utilizado o procedimento de Andrew. Os valores críticos ao nível de 5% são os seguintes: ADF (*t-stat*) 5%, *t-calc.* = -2,876; PP (*t-stat*) 5%, *t-calc.* = -2,878; KPSS (*LM-stat*) 5%, *t-calc.* = 0,462. Todas as estatísticas são baseadas em 171 observações.

Fonte: Elaborado pelos autores (2024).

Os testes indicam a presença de variáveis  $I(0)$  e  $I(1)$ , justificando, assim, o uso do modelo ARDL. Após essa etapa é necessário ajustar cada um dos cinco modelo com número de defasagens ideal para cada variável. Considerando uma ordem máxima de defasagens  $p = 4$  foi testada a existência de uma relação de longo prazo entre as variáveis através do ARDL *bounds test*, os resultados são apresentados na Tabela 3.

Tabela 3 - ARDL bounds test para relação de longo prazo

$H_0$ : No cointegration	Computed F statistic	5% Critical bounds		1% Critical bounds	
		$I(0)$	$I(1)$	$I(0)$	$I(1)$
Modelo 1 – ARDL (3,4)	13,628	3,62	4,16	4,94	5,58
Modelo 2 – ARDL (3,4,0)	12,541	3,10	3,87	4,13	5,00
Modelo 3 – ARDL (3,4,0,4)	11,021	2,79	3,67	3,65	4,66
Modelo 4 – ARDL (3,4,0,4,1)	9,490	2,56	3,49	3,29	4,37
Modelo 5 – ARDL (3,4,0,2,1,1)	9,158	2,39	3,38	3,06	4,15

Fonte: Elaborado pelos autores (2024).

A estatística F calculada para todos os modelos é maior que seus valores críticos (5% e 1%). Com base nesse resultado, rejeita-se a hipótese nula do teste e conclui-se que a atenção do investidor impacta a liquidez do mercado brasileiro no longo prazo. Antes de analisar os impactos de curto e longo prazo, verificou-se a adequação da especificação dinâmica com base em várias estatísticas de diagnóstico. O teste Breusch–Godfrey LM não rejeita a hipótese nula de ausência de autocorrelação. O teste Breusch–Pagan–Godfrey LM não rejeita a hipótese nula de ausência de heterocedasticidade. O teste de Jarque–Bera indica a normalidade dos resíduos e o teste RESET de Ramsey não rejeita a hipótese nula de que os termos polinomiais não contribuem para o ajuste do modelo; portanto, não houve erro de especificação na equação de regressão. Por fim, os testes CUSUM e CUSUMSQ indicam a estabilidade dos coeficientes dos modelos, sugerindo que períodos turbulentos presentes no recorte temporal como a crise de 2008 e a pandemia de Covid-19 não interferiram nas estimativas. Assim, os resultados apresentados no resumo estatístico suportam a validade de todos os modelos.

Tabela 4 -Estimativas de curto e longo prazo para os modelos ARDL

(continua)

<b>Painel A:</b>		<b>Estimativas de longo prazo</b>				
Variável dependente: LIQ	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5	
ATE	1,322***	1,275***	1,237***	1,045**	1,131**	
RET		0,049***	0,047***	0,044**	0,036**	
INF			-0,718	-0,934*	-1,149*	
JUR				-0,810*	-0,631	
BM					-0,007	
<b>Painel B:</b>		<b>Estimativas de Curto prazo</b>				
Variável dependente: $\Delta$ LIQ	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5	
$\Delta$ (LIQ) <sub>-1</sub>	-0,168**	-0,173**	-0,158**	-0,046	0,011	
$\Delta$ (LIQ) <sub>-2</sub>	-0,142**	-0,162**	-0,143**	-0,140**	-0,130**	
$\Delta$ (ATE)	10,134***	10,024***	9,637***	8,866***	8,960***	
$\Delta$ (ATE) <sub>-1</sub>	3,100***	3,473***	3,075***	2,532**	2,647**	
$\Delta$ (ATE) <sub>-2</sub>	3,470***	3,911***	3,782***	3,606***	3,454***	
$\Delta$ (ATE) <sub>-3</sub>	1,499*	1,520*	1,525**	1,129*	1,291*	
$\Delta$ (INF)			-0,189	-0,190	-0,176	
$\Delta$ (INF) <sub>-1</sub>			0,282	0,342	0,566**	
$\Delta$ (INF) <sub>-2</sub>			-0,148	-0,153		
$\Delta$ (INF) <sub>-3</sub>			-0,643**	-0,572**		
$\Delta$ (JUR)				2,599**	3,236***	
$\Delta$ (BM)					0,051**	
ECM <sub>-1</sub>	-0,514***	-0,516***	-0,561***	-0,591***	-0,640***	

Resumo estatístico					
R <sup>2</sup>	0,682	0,697	0,722	0,745	0,7668
R <sup>2</sup> Ajustado	0,666	0,679	0,697	0,718	0,751
$\chi^2_{s/corr}$	0,415(0,660)	0,277(0,757)	0,086(0,917)	0,129(0,878)	0,345(0,708)
$\chi^2_{het}$	1,417(0,193)	1,166(0,320)	0,873(0,589)	0,709(0,781)	1,018(0,440)
$\chi^2_{norm}$	0,726(0,695)	1,133(0,567)	0,448(0,799)	0,541(0,762)	0,479(0,786)
$F_{reset}$	0,263(0,792)	0,763(0,446)	1,581(0,115)	1,680(0,094)	0,863(0,389)
CUSUM	Sig. 5%	Sig. 5%	Sig. 5%	Sig. 5%	Sig. 5%
CUSUMSQ	Sig. 5%	Sig. 5%	Sig. 5%	Sig. 5%	Sig. 5%

Nota. As variáveis são liquidez (LIQ), atenção do investidor (ATE), retorno do Ibovespa (RET), inflação (INF), taxa de juros (JUR) e base monetária (BM).  $\Delta$  simboliza a primeira diferença da respectiva variável. Os testes de diagnóstico são representados por  $\chi^2_{s/corr}$  para o teste Breusch–Godfrey LM de correlação serial,  $\chi^2_{het}$  para o teste Breusch–Pagan–Godfrey LM de heterocedasticidade,  $\chi^2_{norm}$  para o teste de normalidade de Jarque-Bera,  $F_{reset}$  para o teste de erro de especificação de equação de regressão Ramsey RESET, CUSUM para a soma cumulativa dos resíduos e CUSUMSQ para a soma cumulativa dos resíduos ao quadrado. O termo de correção de erro (ECM-1) apresenta coeficientes significativos indicando a velocidade de ajuste da liquidez para retornar ao equilíbrio de longo prazo após um choque. Valores negativos significativos mostram que desvios da liquidez do equilíbrio de longo prazo são corrigidos parcialmente no período seguinte. Todas as estatísticas são baseadas em 171 observações. No resumo estatístico são apresentadas as estatísticas dos testes e seus p-valores entre parênteses. p-valor: 1% = \*\*\*, 5% = \*\*, 10% = \*.

Fonte: Elaborado pelos autores (2024).

Na Tabela 4 é possível observar as relações de curto e longo prazo estimadas para cada modelo. No curto prazo, as mudanças na atenção do investidor, bem como suas defasagens, apresentam coeficientes positivos e significativos, indicando que aumentos na atenção do investidor, tanto no período atual quanto no passado, estão associados a elevações na liquidez do mercado. Essa evidência corrobora com estudos anteriores (Aouadi *et al.*, 2013; Takeda; Wakao, 2014; Tantaopas *et al.*, 2016; Fan *et al.*, 2017; De Souza *et al.*, 2018; Kim *et al.*, 2019; Padungsaksawasdi *et al.*, 2019; Yang *et al.*, 2020; Pereira *et al.*, 2020). Quando os investidores prestam atenção é provável que negociem mais, portanto, quanto maior a atenção do investidor, maior o volume de negociação (Padungsaksawasdi *et al.*, 2019) e conseqüentemente maior a liquidez. O efeito positivo também pode ser resultado de boas ou más notícias em condições de mercado em alta ou baixa, que atraem intensamente a atenção dos investidores e geram volumes negociados anormalmente altos (Takeda; Wakao, 2014; Tantaopas *et al.*, 2016). No longo prazo, as estimativas revelam que a atenção do investidor também exerce um impacto positivo e significativo sobre a liquidez.

Os retornos do Ibovespa, analisados nos Modelos 2 a 5, mostraram um impacto positivo e significativo sobre a liquidez do mercado no longo prazo. Esse achado é corroborado pela literatura existente (Statman *et al.*, 2006; Prates *et al.*, 2014; Dhaoui; Bacha, 2017), que, utilizando diversas medidas de liquidez, também documenta um efeito positivo e sugere um viés de confiança dos investidores no mercado.

A inflação afeta de forma negativa e significativa a liquidez no curto ( $t - 3$ ) e no longo prazo (modelo 4). Essa relação está alinhada com as expectativas teóricas. Omran e Pointon (2001) também encontraram evidências de que a inflação exerce um impacto negativo e significativo sobre a liquidez. Goyenko e Ukhov (2009) argumentaram que pressões inflacionárias excessivas tendem a influenciar a liquidez de forma indireta, provocando saídas de fundos, quedas nos preços e aumento da volatilidade, o que exacerba o risco das ações e eleva os custos de transação.

A taxa de juros apresentou coeficientes significativos com sinais mistos, indicando efeitos complexos sobre a liquidez. No longo prazo, o impacto é negativo, pois o aumento das taxas de juros pode elevar os custos de empréstimos e reduzir a oferta de moeda, diminuindo o



otimismo dos investidores e a frequência de negociações (Brunnermeier; Pedersen, 2008; Zhang *et al.*, 2019). Em contraste, no curto prazo, um aumento nas taxas de juros está associado a uma elevação na liquidez, um resultado que contrasta com o efeito observado no longo prazo. Todavia, essa evidência não é estranha à literatura. De acordo com Sun e Yuan (2021) a relação entre juros e liquidez pode ser complexa e não uniforme, e existem variações no impacto da taxa de juros sobre a liquidez do mercado de ações em diferentes escalas temporais e em diferentes cenários espaciais.

A base monetária exerceu um efeito positivo e significativo no curto prazo. Isso sugere que uma política monetária expansionista, ao aumentar a base monetária, disponibiliza mais dinheiro na economia. Como resultado, facilita as transações, reduz os custos de negociação e torna os mercados de ações mais líquidos, permitindo maior facilidade na compra e venda de ativos (Fernández-Amador *et al.*, 2013).

De maneira geral, os resultados indicaram que a atenção do investidor desempenhou um papel importante na determinação da liquidez do mercado brasileiro. Mesmo ao considerar diversas variáveis, essa relação permanece consistente, sublinhando a importância desse fator na dinâmica do mercado. Esses achados sugerem que a atenção do investidor pode atuar como um estímulo para o mercado, especialmente em resposta a notícias e condições econômicas, refletindo padrões de comportamento observados em vários mercados globais.

#### **4 CONSIDERAÇÕES FINAIS**

O objetivo desta pesquisa foi investigar o impacto da atenção do investidor sobre a liquidez do mercado brasileiro entre janeiro de 2006 e fevereiro de 2021. Para superar limitações e preencher lacunas existentes na literatura, foi considerado o índice amplo para o mercado brasileiro e também a natureza multidimensional da liquidez. Além disso, foi empregado um modelo ARDL, que permitiu obter estimativas tanto para o curto quanto para o longo prazo.

Os principais resultados sugerem que a atenção dos investidores desempenhou um papel significativo na determinação da liquidez do mercado. Esta influência é consistente mesmo ao considerar o efeito de diversas variáveis macroeconômicas. Apesar de sua relevância, a interação da atenção dos investidores com variáveis macroeconômicas apresenta uma complexidade considerável. As diferenças entre os efeitos de curto e longo prazo da taxa de juros, bem como a influência negativa da inflação, destacam a necessidade de uma abordagem integrada na análise do mercado.

Essas descobertas possuem implicações práticas substanciais para participantes do mercado e formuladores de políticas, especialmente no que se refere ao manejo da incerteza informacional e ao risco de iliquidez nos mercados financeiros. Em particular, os resultados ressaltam a importância de considerar a atenção dos investidores para uma compreensão mais aprofundada da liquidez do mercado.

Para pesquisas futuras, recomenda-se a ampliação do escopo do estudo, incluindo a análise da atenção dos investidores em diferentes contextos de mercado e a avaliação da influência de fatores adicionais na liquidez. A expansão do tamanho e do período da amostra, a transição para frequências diárias ou semanais, e o uso de medidas alternativas de atenção podem fortalecer a generalização e a robustez das conclusões. Além disso, é importante explorar as interações entre a atenção dos investidores e outras variáveis macroeconômicas de forma mais detalhada. Investigações sobre a influência de políticas monetárias e fiscais específicas, bem como a análise de períodos de alta volatilidade, podem oferecer insights valiosos para aprimorar a eficiência e a estabilidade dos mercados financeiros.

## REFERÊNCIAS

- AKAIKE, H. Maximum likelihood identification of Gaussian autoregressive moving average models. **Biometrika**, v. 60, n. 2, p. 255–265, 1973.
- AMIHUD, Y.; MENDELSON, H.; PEDERSEN, L. H. **Liquidity and asset prices** (foundations and trends in finance). Now Publishers Inc, 2005.
- AOUADI, A.; AROURI, M.; TEULON, F. Investor attention and stock market activity: Evidence from France. **Economic Modelling**, v. 35, p. 674–681, 2013.
- BIJL, L.; KRINGHAUG, G.; MOLNÁR, P.; SANDVIK, E. Google searches and stock returns. **International Review of Financial Analysis**, v. 45, p. 150–156, 2016.
- BARBER, B. M.; ODEAN, T. All that glitters: The effect of attention and news on the buying behavior of individual and institutional investors. **Review of Financial Studies**, v. 21, n. 2, p. 785–818, 2008.
- BROWN, R. L.; DURBIN, J.; EVANS, J. M. Techniques for testing the constancy of regression relationships over time. **Journal of the Royal Statistical Society. Series B (Methodological)**, v. 37, n. 2, p. 149–192, 1975.
- BRUNNERMEIER, M. K.; PEDERSEN, L. H. Market liquidity and funding liquidity. **The Review of Financial Studies**, v. 22, n. 6, p. 2201–2238, 2008.
- CAMPBELL, J. Y.; GROSSMAN, S. J.; WANG, J. Trading volume and serial correlation in stock returns. **Quarterly Journal of Economics**, v. 108, p. 905–939, 1993.
- CHOI, H.; VARIAN, H. Predicting the present with Google Trends. **Economic Record**, v. 88, n. 1, p. 2–9, 2012.
- CHENG, F.; CHIAO, C.; WANG, C.; FANG, Z.; YAO, S. Does retail investor attention improve stock liquidity? A dynamic perspective. **Economic Modelling**, v. 94, p. 170–183, 2021.
- CHORDIA, T.; ROLL, R.; SUBRAHMANYAM, A. Liquidity and market efficiency. **Journal of Financial Economics**, v. 87, n. 2, p. 249–268, 2008.
- DE SOUZA, H. E.; BARBEDO, C. H. D. S.; ARAÚJO, G. S. Does investor attention affect trading volume in the Brazilian stock market? **Research in International Business and Finance**, v. 44, p. 480–487, 2018.
- DING, R.; HOU, W. Retail investor attention and stock liquidity. **Journal of International Financial Markets, Institutions and Money**, v. 37, p. 12–26, 2015.
- DHAOUI, A.; BACHA, S. Investor emotional biases and trading volume's asymmetric response: A non-linear ARDL approach tested in S&P500 stock market. **Cogent Economics and Finance**, v. 5, n. 1, p. 1–13, 2017.

DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. **Econometrica**, v. 49, n. 4, p. 1057–1072, 1981.

FAN, X.; YUAN, Y.; ZHUANG, X.; JIN, X. Long memory of abnormal investor attention and the cross-correlations between abnormal investor attention and trading volume, volatility respectively. **Physica A: Statistical Mechanics and its Applications**, v. 469, p. 323–333, 2017.

FERNÁNDEZ-AMADOR, O.; GÄCHTER, M.; LARCH, M.; PETER, G. Does monetary policy determine stock market liquidity? New evidence from the euro zone. **Journal of Empirical Finance**, v. 21, n. 1, p. 54–68, 2013.

GOYENKO, R. Y.; UKHOV, A. D. Stock and bond market liquidity: A long-run empirical analysis. **Journal of Financial and Quantitative Analysis**, v. 44, n. 1, p. 189–212, 2009.

HOTELLING, H. Analysis of a complex of statistical variables into principal components. **The Journal of Educational Psychology**, v. 24, p. 498–520, 1933.

JOHNSON, R. A.; WICHERN, D. W. **Applied multivariate statistical analysis**. Madison: Prentice Hall International, 1998.

KAHNEMAN, D. **Attention and effort**. Englewood Cliffs, NJ: Prentice-Hall, 1973.

KIM, N.; LUČIVJANSKÁ, K.; MOLNÁR, P.; VILLA, R. Google searches and stock market activity: Evidence from Norway. **Finance Research Letters**, v. 28, p. 208–220, 2019.

KUROV, A. Investor sentiment, trading behavior and informational efficiency in index futures markets. **Financial Review**, v. 43, n. 1, p. 107–127, 2008.

KWIAKOWSKI, D.; PHILLIPS, P. C. B.; SCHMIDT, P.; SHIN, Y. Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root. How sure are we that economic time series have a unit root? **Journal of Econometrics**, v. 54, n. 1–3, p. 159–178, 1992.

OMRAN, M.; POINTON, J. Does the inflation rate affect the performance of the stock market? The case of Egypt. **Emerging Markets Review**, v. 2, n. 3, p. 263–279, 2001.

PADUNGSAKSAWASDI, C.; TREEPONGKARUNA, S.; BROOKS, R. Investor attention and stock market activities: New evidence from panel data. **International Journal of Financial Studies**, v. 7, n. 2, 2019.

PEARSON, K. On lines and planes of closest fit to systems of points in space. **The London, Edinburgh, and Dublin Philosophical Magazine and Journal of Science**, v. 2, n. 11, p. 559–572, 1901.

PESARAN, M. H.; SHIN, Y. **An autoregressive distributed lag modeling approach to cointegration analysis**. In: STROM, S. *Econometrics and economic theory in the 20th century: The Ragnar Frisch Centennial Symposium*. Cambridge University Press, 1999.

PESARAN, M. H.; SHIN, Y.; SMITH, R. J. Bounds testing approaches to the analysis of level

relationships. **Journal of Applied Econometrics**, v. 16, n. 3, p. 289–326, 2001.

PESARAN, M. H.; SMITH, R. Estimating long-run relationships from dynamic heterogeneous panels. **Journal of Econometrics**, v. 68, n. 1, p. 79–113, 1995.

PHILLIPS, P. C. B.; PERRON, P. Testing for a unit root in time series regression. **Biometrika**, v. 75, n. 2, p. 335–346, 1988.

PRATES, W. R.; SANTOS, A. A. P.; COSTA JR., N. C. A. da. Excesso de confiança, turnover e retorno: evidência no mercado brasileiro. **Brazilian Review of Finance**, v. 12, n. 3, p. 351–383, 2014.

SUN, Y.; YUAN, X. Nonlinear relationship between money market rate and stock market liquidity in China: A multifractal analysis. **PlosOne**, v. 16, n. 4, e0249852, 2021.

STATMAN, M.; THORLEY, S.; VORKINK, K. Investor overconfidence and trading volume. **The Review of Financial Studies**, v. 19, n. 4, p. 1531–1565, 2006.

TAKEDA, F.; WAKAO, T. Google search intensity and its relationship with returns and trading volume of Japanese stocks. **Pacific-Basin Finance Journal**, v. 27, p. 1–18, 2014.

TANTAOPAS, P.; PADUNGSAKSAWASDI, C.; TREEPONGKARUNA, S. Attention effect via internet search intensity in Asia-Pacific stock markets. **Pacific-Basin Finance Journal**, v. 38, p. 107–124, 2016.

YUNG, K.; NAFA, N. Investor attention and the expected returns of REITs. **International Review of Economics and Finance**, v. 48, p. 423–439, 2017.

ZHANG, H.; YE, J.; WEI, F.; KASHIF, R.; CAO, C. Monetary policy adjustment, corporate investment, and stock liquidity - Empirical evidence from Chinese stock market. **Emerging Markets Finance and Trade**, v. 55, n. 13, p. 3023–3038, 2019.

ZHAO, W.; ZHANG, J. Investor attention and stock liquidity in the Chinese market. **International Advances in Economic Research**, v. 30, p. 65–82, 2024.