



Supply and Demand of commonality in liquidity: Utilizing Nonlinear Autoregressive Distributed Lag Model (NARDL)

Omid Aghaei Meybodi

Department of Financial Management, Yazd Branch, Islamic Azad University, Yazd,
Seyyed Yahya Abtahi (Corresponding author)

Department of Financial Management, Yazd Branch, Islamic Azad University, Yazd,
Iran.

Abtahi@iauyazd.ac.ir

Hamid Khajeh Mahmood Abadi

Department of Financial Management, Yazd Branch, Islamic Azad University, Yazd,
Iran.

Gholamreza Askarzadeh

Department of Financial Management, Yazd Branch, Islamic Azad University, Yazd,
Iran.

Article Info	Extended Abstract
Article type: Research Article	Introduction Liquidity serves as the lifeblood of financial markets, underpinning their ability to function efficiently, absorb shocks, and facilitate asset transactions. It encompasses dimensions such as depth, tightness, and immediacy. Within these aspects, the concept of liquidity commonality—the tendency of individual asset liquidities to move in tandem with broader market liquidity—has become a focal point in market microstructure research. This commonality reflects system-wide forces that influence investor behavior, capital allocation, and price formation across a market.
Article history: Received: 22 May ۲۰۲۴ Accepted: 06 Aug ۲۰۲۴	The Iranian equity market, characterized by growing institutional participation and evolving regulatory mechanisms, offers a compelling case study for examining liquidity commonality. This research seeks to uncover the determinants of supply and demand-side commonality in equity liquidity through rigorous econometric modeling. By adopting both linear Autoregressive Distributed Lag (ARDL) and Nonlinear ARDL (NARDL) frameworks, the study investigates whether market liquidity and return rates symmetrically or asymmetrically impact liquidity dynamics over time.
Keywords: Commonality liquidity, market rate of return, nonlinear NARDL model.	The empirical analysis spans monthly data from 1393:1 to 1402:12 (March 2014 to February 2024), a period marked by notable financial transformations and macroeconomic shifts in Iran. This dataset allows for an extended temporal lens to capture both steady and volatile liquidity conditions, regulatory adjustments, and investor behavioral patterns
JEL: G12, G15.	



Conceptual Framework

Liquidity commonality, especially in emerging markets, is a multidimensional phenomenon shaped by an intricate web of economic, financial, and behavioral factors. It rarely arises from singular shocks or isolated events. Instead, it reflects broader systemic dynamics, including investor psychology, regulatory environments, capital flows, and institutional structures. In periods of macroeconomic instability—such as inflationary surges, geopolitical uncertainty, or currency volatility—market participants often shift their focus to high-capitalization or liquid stocks. This behavioral clustering leads to liquidity concentration, reducing diversification and amplifying systemic vulnerabilities. In such cases, the co-movement of asset liquidity intensifies, making markets more susceptible to correlated shocks and abrupt price fluctuations. Conversely, during economic expansion and stable financial conditions, investor sentiment tends to be optimistic. Risk appetite broadens, and capital is allocated more evenly across sectors and asset classes. This widespread participation enhances market depth and tightens bid-ask spreads, resulting in more balanced liquidity distribution. When liquidity commonality declines under such conditions, it signals healthy market segmentation and diverse trading opportunities. Thus, liquidity commonality serves as a barometer for overall market health—rising in uncertain times and easing when confidence prevails—making it a critical tool for monitoring systemic risk and investor behavior in emerging financial systems.

This study centers around two primary independent variables:

Market Liquidity Index: A proxy for aggregate market trading efficiency.

Market Return Rate: Reflecting prevailing investor sentiment and general market performance.

Additionally, two macroeconomic controls—interest rate and exchange rate—are included to evaluate their broader effects. Although past literature indicates mixed results for these variables, their presence allows a comparative assessment under linear and nonlinear conditions.

By framing liquidity dynamics as responsive to both macro-level indicators and behavioral market mechanisms, the research positions itself to explore structural asymmetries and reveal how shocks translate into real-time liquidity adjustments across equity assets.

Methodology

The research is structured into two main analytical phases:

ARDL Model (Linear Framework): Evaluates long-term and short-term relationships using standard ARDL bounds testing procedures. Assumes symmetric behavior—i.e., similar responses to positive and negative changes



in explanatory variables. Incorporates Error Correction Mechanism (ECM) to determine the speed of adjustment following disequilibrium.

NARDL Model (Nonlinear Framework): Introduces asymmetry by decomposing market liquidity and return rates into positive and negative partial sums. Tests for asymmetric cointegration and evaluates differential impacts of shocks across supply and demand sides. Captures behavioral inflections that linear models may miss, such as panic-driven liquidity withdrawals or exuberance-induced trading surges.

Results

The investigation begins with a cointegration analysis confirming the presence of long-run relationships among the key macroeconomic and market variables. The linear ARDL model was first employed to estimate long-term coefficients. Findings reveal that interest rate and exchange rate exhibit no statistically significant impact on supply or demand liquidity commonality over the long run. In contrast, market liquidity and market return rate display positive and significant effects on liquidity commonality, affirming their roles in synchronizing liquidity patterns across equity assets.

Further analysis of short-term dynamics via the Error Correction Model (ECM) yields compelling results. The error correction coefficients show a rapid adjustment mechanism, with 92% correction in the supply-side model and 91% in the demand-side model. This indicates a swift reversion to equilibrium following shocks, reflecting the high responsiveness of liquidity dynamics in Iran's equity market.

To capture asymmetric behavior, the study advances to the NARDL model, which decomposes the impact of positive and negative shocks in explanatory variables. Cointegration bounds testing again confirms the existence of long-term relationships. Consistent with the ARDL findings, interest rate and exchange rate shocks—both positive and negative—do not significantly affect long-term liquidity commonality. However, positive shocks in market liquidity and return rates exert strong and statistically significant effects, reinforcing the notion that favorable market conditions enhance systemic liquidity.

Short-term dynamics under the NARDL framework echo the ARDL results: both supply and demand models exhibit 92% error correction coefficients, indicating highly efficient adjustment to disequilibrium. This reinforces the systemic stability of equity liquidity under both modeling approaches and highlights the robustness of the Iranian financial infrastructure in managing liquidity imbalances.



Conclusion

In summary, the research demonstrates that heightened market liquidity and positive return expectations stimulate trading activity, leading to tighter co-movement among asset liquidities—a phenomenon known as liquidity commonality. The negligible role of interest and exchange rate variables in both linear and nonlinear contexts suggests that internal market mechanics, rather than macroeconomic rate fluctuations, drive liquidity synchronization in the Iranian equity landscape.

These findings offer crucial insights for regulators, institutional investors, and market participants aiming to enhance liquidity resilience and forecast market behavior. The study's dual-model approach delivers a comprehensive view of liquidity interdependencies, encouraging further research into sector-specific dynamics, high-frequency modeling, and cross-market effects in emerging economies.

Conflict of Interest

The authors declare that they have no conflict of interest with respect to the author or publication of this article.





عوامل موثر بر عرضه و تقاضای نقدشوندگی اشتراکی: کاربرد رهیافت اتورگرسیو با وقفه‌های

گسترده غیرخطی (NARDL)

امید آقایی میدی

گروه مهندسی مالی، واحد یزد، دانشگاه آزاد اسلامی، یزد، ایران.

سید یحیی ابطحی (نویسنده مسئول)

گروه مدیریت مالی، واحد یزد، دانشگاه آزاد اسلامی، یزد، ایران.

Abtahi@iauyazd.ac.ir

حمید خواجه محمود آبادی

گروه مدیریت مالی، واحد یزد، دانشگاه آزاد اسلامی، یزد، ایران.

غلامرضا عسکرزاده

گروه مدیریت مالی، واحد یزد، دانشگاه آزاد اسلامی، یزد، ایران.

چکیده	اطلاعات مقاله
عوامل متعددی می‌تواند بر عرضه و تقاضای نقدشوندگی اشتراکی سهام تأثیرگذار باشد که شناسایی این عوامل و بررسی تأثیرگذاری آن‌ها حائز اهمیت است. هدف تحقیق حاضر تحلیل عوامل موثر بر عرضه و تقاضای نقدشوندگی اشتراکی سهام با استفاده از رهیافت اتورگرسیو با وقفه‌های گسترده غیرخطی NARDL طی دوره‌های ۱۳۹۳:۱ تا ۱۴۰۲:۱۲ به صورت داده‌های ماهانه است. نتایج پژوهش نشان می‌دهد در رویکرد خطی ARDL، نقدشوندگی بازار و نرخ بازده بازار تأثیر مثبت بر عرضه و تقاضای نقدشوندگی اشتراکی سهام داشته باشند و در این رویکرد ضریب تصحیح خطا برای رسیده تعادل کوتاه مدت به بلندمدت ۹۱ و ۹۲ درصد در هر دوره این تعدیل صورت می‌گیرد. علاوه بر این نتایج این پژوهش نشان می‌دهد در رویکرد غیرخطی NARDL نیز نقدشوندگی بازار و بازده بازار تأثیر مثبت بر نقدشوندگی اشتراکی سهام خواهد داشت. در این رویکرد ضریب تصحیح خطای نشان داد در هر دوره ۹۱ درصد از عدم تعادل در نقدشوندگی اشتراکی سهام در دوره بعد تعدیل می‌شود. یافته‌های پژوهش نشان می‌دهند با افزایش نقدشوندگی بازار، انجام معاملات برای معامله‌گران آسان‌تر شده که این امر منجر به کاهش هزینه‌های معامله و افزایش فعالیت خرید و فروش در بازار سهام می‌شود. از طرفی نیز با بالا رفتن بازده بازار، موجب افزایش اعتماد سرمایه‌گذاران خواهد شد. در این صورت سرمایه‌گذاران تمایل بیشتری به ریسک و مشارکت در خرید و فروش در بازار را دارند. با این افزایش در خرید و فروش در بازار، ارتباط قوی‌تری بین نقدشوندگی دارایی‌های مختلف شکل می‌گیرد که این امر منجر به افزایش در نقدشوندگی اشتراکی سهام خواهد شد.	نوع مقاله: پژوهشی تاریخچه مقاله: تاریخ دریافت: ۰۲ خرداد ماه ۱۴۰۳ تاریخ پذیرش: ۱۶ شهریورماه ۱۴۰۳ واژگان کلیدی: نقدشوندگی اشتراکی سهام، نقدشوندگی بازار، نرخ بازده بازار، رهیافت اتورگرسیو با وقفه‌های گسترده غیرخطی (NARDL).



۱. مقدمه

بازتاب ادبیات تجربی در مورد نقدینگی در پانزده سال گذشته، نقدشوندگی اشتراکی یک پدیده جالب است که تجلی تجربی آن حرکت مشترک بین تغییرات در نقدینگی سطح شرکت و تغییرات در نقدینگی بازار و صنعت است ((Chordia et al., 2000). اشتراک در نقدشوندگی به حرکت مشترک نقدینگی سهام در سطح شرکت با نقدینگی کل بازار اشاره دارد. پدیده اشتراک نقدینگی به همزمانی تغییرات نقدشوندگی یک دارایی منفرد با حرکات نقدشوندگی کل بازار اشاره دارد و بنابراین مفهوم یک جزء نقدینگی مشترک را که بر نقدشوندگی اوراق بهادار یک شرکت تأثیر می‌گذارد، توصیف می‌کند ((Brockman et al., 2009). این پدیده اولین بار توسط کوردیا و همکارانش ((Chordia et al., 2000) اشاره شد. که نشان می‌دهد که تغییرات در سطوح و عمق‌های پیشنهادی خرید و فروش در سطح شرکت تا حدی ناشی از تغییرات در اسپرد ها و عمق‌های کل بازار است.

نقدشوندگی معیار کلیدی کیفیت بازار و شرط مهمی برای رشد و توسعه بازار مالی است. این به طور مستقیم با بازده مورد نیاز سرمایه‌گذاران در ارتباط است، از این رو هزینه سرمایه این عامل عمده‌ای است که بر کارایی قیمت‌گذاری دارایی تأثیر می‌گذارد. نقدینگی نقشی اساسی در مدیریت پوشش و مدیریت ریسک دارد ((Wang, 2020). تحقیقات انجام شده در طرف عرضه نقدینگی اشتراکی نشان می‌دهد که واسطه‌های مالی نقدینگی کمتری در زمان بازار کاهنده یا ناپایدار به بازار تامین می‌کنند. اما فرضیه طرف تقاضا نشان می‌دهد که موسسات تجاری دارای رفتار گله‌ای می‌باشند و سهامی که دارای مالکیت نهادی بیشتری هستند، نقدشوندگی اشتراکی بیشتری دارند ((Lowe, 2014). حساسیت بازده سهام به تغییرات نقدشوندگی بازار ممکن است قابل تنوع نباشد. سهامی با ریسک نقدشوندگی بالا باید بازده بیشتری داشته باشد تا بتوانند سرمایه‌گذاران را وادار به نگهداری کنند. سهام غیرنقدشوندگی بازده کمتری نسبت به سهام نقدشوندگی بیشتر دارد ((Acharya & Mora, 2015).

نقدشوندگی اشتراکی طرف عرضه زمانی به وجود می‌آید که ارائه‌دهندگان نقدشوندگی که با محدودیت‌های تامین مالی مواجه هستند، نقدینگی کمتری را در بسیاری از سهام عرضه می‌کنند. بر اساس

¹Commonality in Liquidity

تئوری، ادبیات تجربی شواهدی را ارائه می‌دهد که اشتراک زمانی ایجاد می‌شود که واسطه‌های مالی به طور همزمان مجبور شوند نقدینگی کمتری را در بسیاری از دارایی‌ها در صورت مواجهه با محدودیت سرمایه عرضه کنند. مطابق با این دیدگاه که اشتراک با محدودیت‌های سرمایه واسطه‌های مالی مرتبط است، نشان می‌دهد که اشتراک زمانی که شرایط اعتباری سخت‌تر می‌شود و در کشورهایی با درجه پایین‌تر از توسعه بازار مالی افزایش می‌یابد ([Han et al., 2020](#)).

تحقیقات زیادی برای وجود نقدشوندگی اشتراکی در محیط‌های مختلف بازار وجود دارد، اما ادبیات چندانی در مورد چگونگی هدایت نقدشوندگی اشتراکی وجود ندارد. اثرات ریزساختار بازار^۲ یا تغییرات کلی در شرایط بازار می‌تواند به طور مساوی به عنوان دو منبع احتمالی نقدشوندگی اشتراکی سهام عمل کنند. در اینجا، هزینه‌های موجودی انبار^۳ و اطلاعات نامتقارن سهام، قابل قبول‌ترین توضیح درباره، اثرات ریزساختار بازار بر نقدشوندگی اشتراکی هستند ([Chordia et al., 2000](#)).

در مقابل، هم‌حرکتی در تغییرات مشترک در عرضه و تقاضا نقدشوندگی در بازار توسط بازارسازان، تنظیم‌کننده‌ها ایجاد می‌شود که این امر موجب تاثیرگذاری شرایط بازار بر نقدشوندگی اشتراکی سهام می‌گردد ([Karolyi et al., 2012](#); [Coughenour & Saad, 2004](#)). اگرچه دو مورد ذکر شده در ابتدا برای بازارهای مبتنی بر قیمت‌آزمون و سپس توسعه یافتند، اما با گذشت زمان به بازارهای مبتنی بر سفارش گسترش یافته‌اند (کشور هونگ کونگ-بروکمن و چانگ، ([Brockman & Chung, 2006](#)) و آلمان-روش و کاسرر ([Rösch & Kaserer, 2014](#))). همانطور که ادبیات موجود بیان شده است، در یک بازار مبتنی بر سفارش، هیچ الزامی برای شرکت‌کننده در بازار برای ارائه سفارشات محدود وجود ندارد و در نتیجه برای هیچ عرضه‌کننده نقدینگی نیز محدودیتی برای عرضه وجود ندارد. بنابراین، در ادبیات مالی تجربی، مسئله تعیین منابع نقدشوندگی اشتراکی در یک بازار نوظهور مبتنی بر سفارش، تا کنون بدون پاسخ مانده است. فرضیه طرف عرضه پیش‌بینی می‌کند اتفاقاتی همچون نوسانات بالا در بازار، نرخ بهره بالا در اقتصاد و شرایط تامین مالی ضعیف در بازار مانند نقدینگی پایین، بازده منفی بازار و غیره، بر دسترسی سرمایه

^۲Market microstructure

^۳inventory costs

^۴quote-driven markets

برای واسطه‌گران مالی تأثیر می‌گذارد ((Brunnermeier & Pedersen, 2009). توضیح طرف تقاضا برای منابع نقدشوندگی اشتراکی، عمدتاً بر شدت تجارت سرمایه‌گذاران نهادی متکی است. تجارت توسط سرمایه‌گذاران نهادی مختلف مانند سرمایه‌گذاران نهادی خارجی؛ صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک، بانکداری و شرکت‌های بیمه تا حد زیادی با هم مرتبط هستند.

هنگامی که شرکت کنندگان در بازار بخاطر منابع سرمایه برای تجارت محدود می‌شوند، بازده بازار منفی شده، که این امر میزان وجوه مرتبط با اوراق بهادار قابل معامله را کاهش می‌دهد که این نیز منجر به کاهش عرضه نقدینگی در بازار می‌شود. بنابراین، رفتار نقدشوندگی اشتراکی به دلیل تغییر در بازده کلی بازار، به ویژه به دلیل بازده منفی بازار بزرگ مورد بررسی قرار می‌گردد. برونرمایر و پدرسون ((Brunnermeier & Pedersen, 2009) استدلال می‌کنند که کاهش بازار سهام هم بر تقاضای نقدینگی و هم بر عرضه نقدینگی تأثیر می‌گذارد. با داشتن یک بازار گسترش یافته، از طریق معاملات همزمان، بر نقدینگی تأثیر می‌گذارد و عرضه و تقاضای نقدینگی در بازار گسترش یافته بر افت بازار یا جلوگیری در ایجاد بحران به عنوان یک منبع بالقوه نقدشوندگی اشتراکی، عمل می‌کند.

در ادبیات موجود، عوامل بازده بانک، بازده کارگزار، نرخ ارز و صادرات، به طور قابل توجهی مانع از نقدشوندگی اشتراکی می‌شوند. کارولی و همکاران ((Chordia et al., 2000). نشان دادند که در اقتصاد بانک‌محور، موسسات کارگزاری و بانکی به عنوان تامین کننده اصلی نقدینگی در بازار سهام می‌باشند. علاوه بر این نقدشوندگی اشتراکی در صورت وجود سرمایه‌گذاران نهادی، بالاتر خواهد بود. همچنین در بازارهای نوظهور، عوامل کلان اقتصادی مانند نرخ ارز و صادرات به طور مستقیم نقش تعیین کننده‌ای بر اقتصاد کشور در بلندمدت دارند.

با توجه به موارد مطرح شده فوق، هدف این تحقیق اثرات نامتقارن شوک نرخ بازده بازار سهام بر نقدشوندگی اشتراکی سهام می‌باشد. چارچوب این تحقیق بدین صورت است که در ادامه به بررسی ادبیات موضوع پرداخته می‌شود. سپس معرفی روش تحقیق و یافته‌های تجربی بیان شده است و در نهایت به نتیجه‌گیری و ارائه پیشنهادها پرداخته می‌شود.

^oforeign institutional investors

۲. مبانی نظری و پیشینه تحقیق

۲-۱. مبانی نظری

مهمترین عاملی که بر سهام تأثیر می‌گذارد عدم اطمینان قیمت سهام اوراق بهادار است. اگر قیمت یک اوراق بهادار بسیار بی‌ثبات باشد، احتمال افت ارزش اوراق بهادار افزایش می‌یابد. بنابراین، تأمین کنندگان نقدینگی تمایل کمتری برای نگهداری دارایی‌های نقدینگی دارند وقتی که انتظار نوسانات بالایی دارند و بنابراین، اسپرد پیشنهاد خود را افزایش می‌دهند یا دستورالعمل محافظه کارانه تری ارائه می‌دهند که نقدینگی اوراق بهادار را کاهش می‌دهد ((Bai & Qin, 2015). اشتراک نقدینگی حدود ۹٪ از تغییرات نقدینگی روزانه را برای بازارهای در حال ظهور آسیا و حدود ۱۴٪ از تغییرات روزانه نقدینگی را برای بازارهای آسیایی توسعه یافته نشان می‌دهد. به نظر نمی‌رسد که چرخه‌های بازار خرسی-گاو (صعود و رکود بازار) تأثیر زیادی بر اشتراک نقدینگی داشته باشد. اشتراک متقابل بازار بر اساس یک مدل چند عاملی بسیار بالاتر از اشتراک سطح سهام گزارش شده که نسبت به متوسط نقدینگی جهانی اندازه‌گیری می‌شود، همانند مطالعات قبلی، اشتراک کمتر از ۵/۱ درصد از نقدینگی بازار محلی را توضیح می‌دهد. شواهد نشان می‌دهد که استفاده از یک مدل تک عاملی به شدت اشتراک نقدینگی را دست کم می‌گیرد و ممکن است منجر به نتایج مغرضانه برای پویایی و خطر آن شود. نقدینگی به عنوان یک عامل خطر به ریسک نقدینگی سیستماتیک اشاره دارد، به عنوان مثال، حساسیت بازده سهام به تغییر نقدینگی بازار که ممکن است قابل تنوع نباشد. چنین سهام‌هایی با ریسک نقدینگی بالا باید بازده بالاتری را القا کنند تا سرمایه‌گذاران را به نگهداری آنها وادار کنند ((Wang, 2020).

حساسیت بازده سهام به تغییرات نقدشوندگی بازار ممکن است قابل تنوع نباشد. سهامی با ریسک نقدشوندگی بالا باید بازده بیشتری داشته باشد تا بتوانند سرمایه‌گذاران را وادار به نگهداری کنند. سهام غیرنقدشوندگی بازده کمتری نسبت به سهام نقدشوندگی بیشتر دارد ((Acharya & Mora, 2015).

۲-۲. پیشینه تحقیق

پاناچوتو و همکاران ((Panagiotou et al., 2023) در بررسی عوامل تعیین‌کننده در نقدینگی اشتراکی، نشان داده شد از ۱۰ کشور منطقه یورو در طول یک دوره ۷ ساله، تغییرات سری زمانی در نقدینگی

اشتراکی را در بین اوراق قرضه معیار دولتی در طول زمان نوسان‌هایی دارد که در دوره‌های جلسات سیاست بانک مرکزی اروپا تشدید می‌شود، با شواهد قوی‌تر به نفع عوامل تعیین‌کننده سمت عرضه دیده شده است. ریچتر ([Richter, 2022](#)) با تمرکز بر تجزیه و تحلیل نقدینگی در بازارهای اوراق قرضه دولتی در انگلستان و ژاپن، به این نتیجه رسید که تغییرات نقدینگی در بازار محلی به طور قابل توجهی بر نقدینگی اوراق قرضه تأثیر دارد. همچنین نتایج نشان می‌دهد که سیاست‌های پولی انقباضی در هم‌بستگی‌های نقدینگی کمک می‌کند. تریپاتی و همکاران ([Tripathi & Dixit, 2021](#)) تحقیقی در مورد نقدشوندگی اشتراکی بالا در هند انجام دادند و نتیجه گرفتند که هنگامی که شوک‌های منفی نقدینگی شروع می‌شود، تعداد زیادی از معامله‌گران نقدینگی از بازار خارج می‌شوند. سیامالا و همکاران ([Syamala et al., 2017](#)) نشان دادند با توجه به عناصر طرف عرضه و طرف تقاضا، بحران مالی بر نقدشوندگی اشتراکی تأثیر دارد. کمبود نقدینگی در واسطه‌گران مالی در زمان رکود بازار منجر به مارپیچ نقدینگی در بازار خواهد شد. کوچ و همکاران ([Koch et al., 2016](#)) استدلال می‌کنند که رفتار تجاری مرتبط با سرمایه‌گذاران می‌تواند موجب ایجاد نقدشوندگی اشتراکی شود زیرا زمانی که جریان سرمایه خارجی توسط سرمایه‌گذاران نهادی به سمت بازار سهام یک کشور هدایت می‌شود، فشار مشترک بر خرید و فروش سهام ایجاد می‌کند. بای و کین ([Bai & Qin, 2015](#)) نشان دادند که نقدینگی سهام در بازارهای نوظهور بیشتر از بازارهای پیشرفته است. برای کاهش ریسک سیستماتیک نقدینگی در بازارهای نوظهور، نیاز به تلاش بیشتری برای تقویت بازارهای سهام مانند افزایش شفافیت اطلاعات و توسعه ابزارهای سرمایه‌گذاری جایگزین نظیر اوراق قرضه برای سرمایه‌گذاران و انتقال شوک‌های نقدینگی و در نتیجه کاهش ریسک نقدینگی در بازار دارایی‌ها است. لوو ([Lowe, 2014](#)) برای نقش مالکیت نهادی در بورس اوراق بهادار تایوان و منابع اشتراک نقدینگی از طرف عرضه و تقاضا را در مطالعه خود بررسی کرد. روش و کاسرر ([Rösch & Kaserer, 2014](#)) نتیجه می‌گیرند که نقدینگی بازار می‌تواند نیروی محرک برای سرایت مالی باشد زیرا انقباض نقدینگی در دوره‌های بحران مالی باعث عدم نقدشوندگی در بازار می‌شود.

کارولی و همکاران ([Karolyi et al., 2012](#)) در مطالعه خود نشان دادند در سمت عرضه محدودیت‌های مالی برای واسطه‌گران مالی وجود ندارد و در سمت تقاضا، تغییرات در تنوع فعالیت‌های تجاری، جهانی

شدن، حضور سرمایه‌گذاران خارجی، کیفیت اطلاعات و احساسات و حمایت سرمایه‌گذاران، نقش مهمی در توضیح نقدشوندگی اشتراکی دارد. پوکتوانتونگ (([Pukthuanthong-Le & Visaltanachoti, 2009](#)) به منظور بررسی اشتراک نقدینگی در بورس اوراق بهادار تایلند، نشان داد که واکنش‌های فعالانه تجاری در بازار بدلیل نوسان قیمت‌ها است. علاوه بر این، شوک‌های نقدینگی به طور منظم توسط سرمایه‌گذاران موجب اثر گذاری گسترده بر بازار می‌شود. هیوگن و مک دونالد (([Hasbrouck & Seppi, 2001](#)) دریافتند که رونق تجارت توسط سرمایه‌گذاران خرده فروشی دلیل قابل توجهی از نقدشوندگی اشتراکی در سهام است که عمدتاً به این دلیل است که سرمایه‌گذاران خرده فروشی به طور مشخص به عوامل بازار حساس هستند..

مقدمی جو (([Moghadam Joo, 2021](#)) در بررسی عوامل تأثیرگذار بر نقدشوندگی سهام و تأثیر آن بر عملکرد شرکت‌های فعال در بورس تهران، نشان داد بازده سهام تحت تأثیر معیار نسبت گردش معاملات و معیار اختلاف قیمت پیشنهادی خرید و فروش می‌باشد. فلاحزاده ابرقویی و همکاران (([Fallahzadeh Abarghooie et al., 2018](#)) نشان دادند که رابطه دوطرفه بین حجم معاملات سهام، گردش سهام، نسبت عدم نقدشوندگی سهام (آمیهد) و نسبت نقدینگی وجود دارد. قالیباف اصل و اقبالی (([Ghalibaf & Eghbali, 2014](#)) در مدل دو عاملی بازار و نقدشوندگی در بورس تهران، مشخص کردند که ارتباط معنی‌داری بین بازده سهام با بازده مازاد بازار و نقدشوندگی وجود دارد، تغییرات بازده سهام از طریق دو عامل بازار اضافی و نقدشوندگی حدود ۲۴ درصد توضیح داده می‌شود. یحیی‌زاده فر و همکاران (([Yahyazadeh Far et al., 2010](#)) در بررسی رابطه نقدشوندگی با بازده سهام به نتیجه می‌رسند که رابطه مثبت و معنی‌داری بین متغیر نرخ گردش و بازده سهام وجود دارد. مهرانی و همکاران (([Mehrani & Resaeian, 2009](#)) در مطالعه خود نشان دادند رابطه‌ی بین معیار نقدشوندگی سهام و بازده سهام به صورت سالانه در بورس تهران وجود دارد.

۳. روش تحقیق

۳-۱. داده‌ها و متغیرهای تحقیق

در این مطالعه، داده‌های ماهانه و برای دوره زمانی ۱۳۹۳:۱ تا ۱۴۰۲:۱۲ می‌باشد. اطلاعات مورد استفاده در این پژوهش از سایت بورس اوراق بهادار تهران، بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران و سایر بانک‌های اطلاعاتی ایران استفاده شده است.

۲-۳- مدل تحقیق

رهیافت خودرگرسیو با وقفه‌های گسترده غیرخطی (NARDL) بوسیله شین و همکاران ([Shin et al., 2014](#)) ارائه شد. این روش حقیقت گسترش یافته رهیافت خودرگرسیو با وقفه‌های گسترده (ARDL) است که به وسیله پسران و شین ([Pesaran & Shin, 1995](#)) و پسران و همکاران ([Pesaran et al., 2001](#)) ارایه شد اما در رهیافت NARDL بر خلاف رهیافت ARDL می‌توان اثرات نامتقارن متغیر مستقل را در کوتاه و بلندمدت بررسی کرد.

با توجه به این که رهیافت NARDL توسعه یافته رهیافت ARDL است. لذا دارای مزایای روش ARDL نیز می‌باشد. از جمله این که در این روش می‌توان بدون توجه به این که تمام متغیرها هم‌جمع از درجه یک $I(1)$ و یا ترکیبی از درجه صفر $I(0)$ و یک $I(1)$ باشند، مدل را برآورد نمود ([Pesaran et al., 2001](#)). هم چنین در روش ARDL افزون بر آنکه امکان ورود وقفه‌های متغیر مستقل و وابسته در مدل وجود دارد این رهیافت در نمونه‌های کوچک نیز قابل استفاده است ([Narayan & Narayan, 2004](#); [Pesaran, 1995](#)). افزون بر این استفاده از این روش حتی در مواردی که متغیرهای مدل درونزا نیز باشند نیز امکان پذیر است ([Alam & Quazi, 2003](#)).

افزون بر موارد بالا، رهیافت NARDL بر خلاف روش ARDL این امکان را در اختیار پژوهشگر قرار می‌دهد که به گونه هم زمان وجود روابط غیرخطی و نامتقارن را در کوتاه‌مدت و بلندمدت بررسی کند. هم‌چنین، روابط نامتقارن می‌تواند تنها در بلندمدت و یا در کوتاه‌مدت و یا در هر دو وجود داشته باشد و لذا تاثیر شوک‌های مثبت و منفی متغیرهای مستقل بر متغیر وابسته به تفکیک کوتاه و بلندمدت قابل بررسی است ([Yahaya et al., 2022](#)). از دیگر برتری‌های رهیافت NARDL آن است که با روش کمترین مربعات معمولی (OLS) قابل برآورد بوده و ضرایب خطی برآورد می‌شوند ([Greenwood-Nimmo et al., 2023](#)). مدل NARDL دو متغیره را می‌توان به صورت رابطه (۱) نشان داد ([Shin et al., 2014](#)).

$$y_t = \beta^+ x_t^+ + \beta^- x_t^- + u_t \quad (۱)$$

که در آن β^+ و β^- ضرایب بلندمدت مدل می‌باشند. همچنین x_t قابل تفکیک و تجزیه به تغییرات مثبت و منفی به صورت رابطه (۲) است.

$$x_t = x_{\cdot} + x_t^+ + x_t^- \quad (۲)$$

که در رابطه بالا، $x_{\cdot}$ ارزش اولیه متغیر x_t است. همچنین x_t^+ و x_t^- به ترتیب مجموع جزئی تغییرات مثبت و منفی در متغیر x_t هستند که به صورت روابط (۳) و (۴) قابل بیان می‌باشند:

$$x_t^+ = \sum_{j=1}^t \Delta x_j^+ = \sum_{j=1}^t \max(\Delta x_j, 0) \quad (۳)$$

$$x_t^- = \sum_{j=1}^t \Delta x_j^- = \sum_{j=1}^t \min(\Delta x_j, 0) \quad (۴)$$

شین و همکاران (Shin et al., 2014) با تلفیق رابطه (۱) و مدل $ARDL(p, q)$ خطی ارایه شده توسط پسران و شین (Pesaran & Shin, 1995) و پسران و همکاران (Pesaran et al., 2001) مدل $NARDL(p, q)$ را به صورت رابطه (۵) بیان کردند.

$$\Delta y_t = \mu + \rho y_{t-1} + \rho^+ x_{t-1}^+ + \rho^- x_{t-1}^- + \sum_{i=1}^r \alpha_i \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1}^s (\beta_i^+ \Delta x_{t-i}^+ + \beta_i^- \Delta x_{t-i}^-) + \varepsilon_t \quad (۵)$$

که در رابطه $\rho^+ = -\rho\beta^+$ و $\rho^- = -\rho\beta^-$ بالا برقرار است.

برآورد مدل با استفاده از رهیافت $NARDL$ شامل مراحل زیر است. در نخستین گام مدل $NARDL(p, q)$ با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی (OLS) و تعیین وقفه بهینه بر اساس یکی از معیارهای آکاپیک یا شوارتز بیزین، برآورد می‌شود. در ادامه وجود رابطه هم جمعی غیرخطی (نامتقارن) میان متغیرهای مستقل و وابسته (y_t, x_t^+, x_t^-) بررسی می‌شود. برای این منظور می‌بایست با استفاده از آزمون کرانه و مقادیر اصلاح شده آماره F^* ارایه شده توسط پسران و همکاران (Pesaran et al., 2001) و شین و همکاران (Shin et al., 2014) برابری $\rho = \beta^+ = \beta^-$ را آزمون نمود. این آزمون دارای دو کرانه یا حد بحرانی بالا و پایین است. در صورتی که مقادیر محاسباتی آماره F از کرانه بالایی بیشتر باشد می‌توان گفت رابطه تعادلی بلندمدت و به بیان دیگر، همجمعی میان متغیرهای مدل وجود دارد. در صورت تایید

^۳Bound Test

^۴modified F-test

وجود همجمعی می‌توان متقارن یا نامتقارن بودن روابط را در کوتاه و بلندمدت با استفاده از آزمون والد بررسی کرد. شین و همکاران (Shin et al., 2014) برای بررسی وجود روابط نامتقارن در بلندمدت لازم است فرض صفر $H_0 = -\frac{\beta^+}{\rho} = -\frac{\beta^-}{\rho}$ را آزمون کرد. همچنین بمنظور بررسی وجود ارتباط نامتقارن در بلندمدت کافی است فرض صفر زیر را آزمون کرد:

$$H_0 = \sum_{i=1}^S \beta_i^+ = \sum_{i=1}^S \beta_i^- \quad (6)$$

در این مطالعه بمنظور بررسی تاثیرات نامتقارن شوک نرخ بازده بازار سهام بر نقدشوندگی اشتراکی مدل زیر برگرفته از مقاله سیامالا و همکاران (Syamala et al., 2017) بکار گرفته شد. در این مطالعه برای کاربرد داده‌های نقدشوندگی در مدل‌های نقدشوندگی اشتراکی (اشتراک در نقدشوندگی) از معیار آمیهود (Amihud, 2002) به‌عنوان یک پروکسی برای نقدشوندگی استفاده شده است و به صورت نسبت بازده مطلق یک سهم به کل حجم معاملات آن در روز t حاصل می‌شود.

$$Amihud_t = \frac{|Return_t|}{Volume_t} \quad (7)$$

سپس از معیار ضریب تعیین رگرسیون نقدشوندگی هر سهم به نقدشوندگی بازار به‌عنوان معیار ماهانه نقدشوندگی اشتراکی استفاده می‌شود. بر این اساس رگرسیونی بر پایه نقدشوندگی هر سهم J بر پایه مشاهدات روزانه d در هر ماه t تشکیل می‌شود:

$$LIQ_{J,t,d} = \alpha_{J,t,d} LIQ_{J,t,d} + \sum_{k=1}^5 \beta_{J,t,k} Dum_k + \varepsilon_{J,t,d} \quad (8)$$

که در اینجا DUM_K معرف متغیر مجازی روزهای هر هفته است و از پسماندهای برآورد شده $\varepsilon_{J,t,d}$ برای کسب معیار ماهانه نقدشوندگی اشتراکی که از R^2 رگرسیون زیر بدست می‌آید، استفاده می‌شود:

$$\varepsilon_{J,t,d} = \alpha_{J,d} + \gamma_{J,t,1} \varepsilon_{M,t,d} + \gamma_{J,t,2} \varepsilon_{M,t,d-1} + \gamma_{J,t,3} \varepsilon_{M,t,d+1} + \vartheta_{J,t,d} \quad (9)$$

در معادله فوق $\varepsilon_{M,t,d}$ مجموع پسماندهای برآورد شده بازار است که از معادله دو حاصل شده است و به‌عنوان میانگین وزنی ارزش بازار پسماندهای تمام شرکت‌های نمونه (به جز شرکت موردنظر) محاسبه می‌شود. سرانجام، مطابق با مطالعه مورک، یئونگ و یو (Morck et al., 2000) از آنجا که نمی‌توان از داده‌های خام R^2 (به دلیل محدودیت مقداری بین صفر و یک) به‌عنوان معیار نقدشوندگی اشتراکی استفاده کرد از

یک تبدیل لجستیک R^2 برای حصول معیار نقدشوندگی استفاده می‌شود که در آن $LIQCO_t$ همان نقدشوندگی اشتراکی ماهانه برای تمام سهام شرکت‌های موجود در نمونه است:

$$LiqCo_t = Ln \left[\frac{R_t^2}{1-R_t^2} \right] \quad (10)$$

- عوامل تعیین کننده طرف عرضه نقدشوندگی اشتراکی

اکنون بایستی به این سوال پاسخ دهیم که آیا نقدشوندگی اشتراکی بین شرکت‌ها که نشان دهنده استعداد و قابلیت بالاتر ریسک نقدشوندگی آنها به شمار می‌رود می‌تواند به وسیله عرضه نقدشوندگی سایر شرکت‌های اثرگذار در بازار ایجاد شود؟ یا بوسیله تقاضا برای نقدشوندگی که در اثر معاملات حمایتی و تقویت کننده که توسط سرمایه‌گذاران ایجاد می‌شود بوجود می‌آید؟. در این پژوهش از مدل تجربی پیشنهاد شده توسط کرولی و همکاران ([Karolyi et al., 2012](#)) استفاده شده است. منابع طرف عرضه نقدشوندگی اشتراکی را مطالعه کنیم نقدشوندگی اشتراکی ماهانه ($LiqCo_t$) در سطح بنگاهی به وسیله تکنیکی که در معادله (۱۰) ارائه شده برآورد می‌شود و برای عوامل تعیین کننده طرف عرضه نقدشوندگی اشتراکی از مدل زیر استفاده می‌شود:

$$LIQCO_t = \beta_0 + \beta_1 Linter_t + \beta_2 Lvari_t + \beta_3 Liqm_t + \beta_4 ret_t + \beta_5 Lvol_t + \beta_6 Lturn_t + \varepsilon_t \quad (11)$$

در معادله (۱۱) که در آن $Linter$ نرخ بهره کوتاه مدت به عنوان پروکسی‌های از منابع طرف عرضه نقدشوندگی اشتراکی هستند و سایر متغیرها که به ترتیب ret بازده بازار؛ $Liqm$ نقدشوندگی بازار، $Lvol$ لگاریتم نوسانات شاخص کل و $Lturn$ لگاریتم ارزش معاملات بازار هستند متغیرهای کنترلی مدل را تشکیل می‌دهند.

- عوامل تعیین کننده طرف تقاضای نقدشوندگی اشتراکی

در این بخش رفتار سری زمانی عوامل تعیین کننده طرف تقاضای نقدشوندگی اشتراکی را در مدل رگرسیون سری زمانی ماهانه زیر بررسی شده است:

$$LIQCO_t = \beta_0 + \beta_1 Lexc_t + \beta_2 Lvari_t + \beta_3 Liqm_t + \beta_4 Lret_t + \beta_5 Lvol_t + \beta_6 Lturn_t + \varepsilon_t \quad (12)$$

که در آن $Lexc$ لگاریتم نرخ ارز به صورت ماهانه به عنوان پروکسی های عوامل طرف تقاضای نقدشوندگی اشتراکی به کار می‌روند و سایر متغیرها و سایر متغیرها که به ترتیب ret بازده بازار؛ $Liqm$ نقدشوندگی بازار، $Lvol$ لگاریتم نوسانات شاخص کل و $Lturn$ لگاریتم ارزش معاملات بازار هستند متغیرهای کنترلی مدل را تشکیل می‌دهند.

۴. نتایج تجربی

۴-۱. آمار توصیفی داده‌ها

در روش‌های توصیفی تلاش بر آن است تا با ارائه جدول و استفاده از ابزارهای آمار توصیفی نظیر شاخص های مرکزی و پراکندگی، به توصیف داده‌های تحقیق پرداخته شود، تا این امر به شفافیت موضوع کمک کند. آمار توصیفی متغیرهای تحقیق برای ۱۲۰ داده ماهانه در جدول (۱) آمده است. با توجه به آماره توصیفی، می‌توان شاخص‌های بالا را به شاخص‌های مرکزی و پراکندگی و سایر شاخص‌ها تقسیم نمود، که شاخص‌های مرکزی عبارت از شاخص میانگین و میانه، شاخص‌های پراکندگی عبارت از شاخص انحراف معیار و سایر شاخص‌ها عبارت از شاخص حداقل، حداکثر، چولگی و کشیدگی می‌باشد. که به طور خلاصه میانگین نقدشوندگی اشتراکی سهام نشان می‌دهد که نقدشوندگی اشتراکی سهام به طور متوسط ۳/۴۷- می‌باشد.

جدول ۱. آمار توصیفی متغیرهای تحقیق

متغیر	نقدشوندگی اشتراکی	نرخ بهره	نرخ ارز	نوسانات شاخص	نقدشوندگی بازار	بازده بازار	حجم معاملات	ارزش بازاری
میانگین	-۳/۴۶۹۰	۱۴/۱۵۵۴	۱۰/۶۶۹۱	۳/۵۱ E- ۱۰	۷/۴۹۳۰	۵/۰۳۴۶	۱/۳۳۲۰	-۳/۴۶۹۰
میانه	-۲/۹۷۳۷	۱۴/۲۰۳۵	۱۰/۷۴۴۴	۲/۷۷ E- ۱۰	۷/۴۳۹۰	۵/۰۷۷۴	۱/۳۰۱۰	-۲/۹۷۳۷
بیشترین مقدار	۰/۶۹۸۹	۱۵/۵۶۶۲	۱۱/۶۲۷۵	۱/۴۵ E- ۰۹	۱۰/۵۵۰۹	۵/۷۷۲۱	۳/۳۰۰۶	۰/۶۹۸۹
کمترین مقدار	-۱۴/۹۲۰۸	۱۳/۰۷۹۷	۹/۸۴۰۳	۵/۴۸ E- ۱۱	۳/۹۵۳۶	۴/۴۸۹۶	۰/۹۸۶۸	-۱۴/۹۲۰۸
انحراف معیار	۲/۶۹۳۳	۰/۷۱۷۷	۰/۵۲۰۳	۲/۸۵ E- ۱۰	۱/۶۶۴۱	۰/۴۴۳۷	۰/۱۹۵۶	۲/۶۹۳۳
چولگی	-۱/۹۳۲۵	۰/۱۰۱۸	-۰/۰۷۸۲	۱/۸۳۴۶	-۰/۰۱۲۲	۰/۱۰۵۶	۸/۵۲۹۱	-۱/۹۳۲۵
کشیدگی	۸/۳۶۰۴	۱/۶۰۳۲	۱/۵۵۴۰	۶/۵۸۷۶	۱/۵۹۱۲	۱/۴۵۶۵	۸۷/۰۶۶۳	۸/۳۶۰۴
تعداد مشاهده	۱۲۰	۱۲۰	۱۲۰	۱۱۴	۱۲۰	۱۲۰	۱۲۰	۱۲۰

۴-۲. همبستگی بین متغیرها

برای بررسی همبستگی بین متغیرهای کمی از ضریب همبستگی پیرسون (به علت نرمال بودن متغیرهای وابسته) بهره‌گیری شده است. مطابق با جدول (۲)، در سطح اطمینان ۹۵٪ بطور مثال بین نقدشوندگی اشتراکی سهام و نرخ ارز رابطه منفی و معنی‌داری وجود دارد، این رابطه به میزان ۰/۲۲ می‌باشد.

جدول ۲. ماتریس همبستگی پیرسون برای متغیرهای کمی تحقیق

ارزش بازاری	حجم معاملات	بازده بازار	نقدشوندگی بازار	نوسانات شاخص	نرخ ارز	نرخ بهره	نقدشوندگی اشتراکی	Probability
							۱	LIQCO
						۱	۰/۰۷۷۲	LINTER
						-----	۰/۴۱۴۳	
					۱	-۰/۰۶۵۴	-۰/۲۲۱۰	LEXC
					-----	۰/۴۸۹۰	۰/۰۱۸۱	
				۱	۰/۹۱۷۹	-۰/۱۲۴۱	-۰/۱۴۶۴	LVARI
				-----	۰/۰۰۰۰	۰/۱۸۸۳	۰/۱۲۰۲	
			۱	-۰/۴۸۸۴	-۰/۶۳۸۵	۰/۲۶۵۹	۰/۳۳۱۶	LIQM
			-----	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۴۲	۰/۰۰۰۳	
		۱	-۰/۱۷۱۶	۰/۲۶۷۱	۰/۱۱۸۶	-۰/۲۹۵۷	۰/۰۷۳۲	RET
		-----	۰/۰۶۸۰	۰/۰۰۴۱	۰/۲۰۹۰	۰/۰۰۱۴	۰/۴۳۹۰	
	۱	۰/۲۹۲۴	-۰/۶۳۳۰	۰/۹۴۶۰	۰/۹۱۹۱	-۰/۱۶۰۶	-۰/۲۰۵۷	LVOL
	-----	۰/۰۰۱۶	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۸۷۸	۰/۰۲۸۱	
۱	۰/۲۹۲۴	۰/۲۷۳۶	-۰/۵۸۰۰	۰/۹۶۰۳	۰/۸۹۷۲	-۰/۱۸۵۲	-۰/۱۶۹۲	LTUR
-----	۰/۰۰۱۶	۰/۰۰۳۲	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۴۸۵	۰/۰۷۱۸	

۴-۳. آزمون ریشه واحد ماهانه

روند بررسی مانایی متغیرها در داده‌های ماهانه با سایر داده‌ها به صورت مرسوم متفاوت بوده و اصولاً سعی بر این است که با استفاده از تفاضل ماهانه، نامانایی این دسته از داده‌ها برطرف شود. هایلبرگ و همکاران (۱۹۹۰) نشان داده‌اند که نتایج حاصل از آزمون‌های مانایی متداول نظیر دیکی فولر، فلپس پرون و ... برای فرآیندهای چند متغیره با متغیرهایی با تواتر ماهانه و یا ماهانه ممکن است به خطا در بررسی وجود ریشه واحد منجر شود، آنها جهت رفع این مشکل به معرفی آزمونی پرداختند که به کمک آن، امکان آزمون

ریشه واحد در دوره‌های زمانی یکساله، شش ماهه و ماهانه وجود دارد. آزمون کانوا-هانسن^۴ یک آزمون آماری است که برای تعیین اینکه آیا ریشه‌های واحد در اجزای فصلی یا ماهانه یک سری زمانی وجود دارد یا خیر، استفاده می‌شود. این آزمون به ویژه در شناسایی الگوهای فصلی یا ماهانه که در طول زمان ثابت نیستند مفید است، که می‌تواند نشان دهنده عدم ثابت بودن در داده‌ها باشد. این آزمون بر اساس بقایای یک مدل رگرسیون است که شامل یک روند خطی و دامی‌های فصلی یا ماهانه است. این آزمون به وجود عدم ثابت بودن در اجزای فصلی یا ماهانه حساس است که می‌تواند نشان دهنده ریشه‌های واحد در داده‌ها باشد. هدف این آزمون تعیین تعداد ریشه‌های ماهانه هر متغیر و مشخص کردن متغیر ماناست. نتایج ارائه شده در جدول (۳)، نشان می‌دهد متغیرها بجز متغیر نقدشوندگی بازار (LIIQM)، سایر متغیرها ریشه واحد ماهانه ندارند. زیرا مقادیر این آزمون از مقدار آماره به سطح بحرانی ۵ درصد یعنی ۰/۴۷، کوچکتر است.

جدول ۳. آزمون ریشه واحد برای داده‌های ماهانه

متغیر	π_1	π_2	π_3	π_4	π_5	π_6	π_7	π_8	π_9	π_{10}	π_{11}
LIQCO	۰/۱۲	۰/۱۰	۰/۰۷	۰/۱۱	۰/۰۸	۰/۰۸	۰/۱۰	۰/۱۰	۰/۰۵	۰/۰۶	۰/۱۵
LINTER	۰/۱۶	۰/۱۹	۰/۲۰	۰/۲۶	۰/۳۳	۰/۳۲	۰/۲۸	۰/۲۱	۰/۰۹	۰/۱۷	۰/۱۷
LEXC	۰/۱۲	۰/۱۰	۰/۰۷	۰/۱۱	۰/۰۸	۰/۰۸	۰/۱۰	۰/۱۰	۰/۰۵	۰/۰۶	۰/۱۵
LVARI	۰/۰۹	۰/۳۵	۰/۱۳	۰/۱۶	۰/۱۲	۰/۰۷	۰/۰۷	۰/۲۵	۰/۰۹	۰/۱۱	۰/۱۳
LIIQM	۰/۲۳	۰/۴۱	۰/۷۲	۰/۵۲	۰/۲۱	۰/۵۶	۰/۳۶	۰/۰۵	۰/۴۸	۰/۲۱	۰/۱۴
RET	۰/۰۹	۰/۰۸	۰/۱۹	۰/۱۰	۰/۰۶	۰/۱۰	۰/۳۰	۰/۱۲	۰/۲۵	۰/۰۷	۰/۱۵
LVOL	۰/۰۷	۰/۲۰	۰/۲۴	۰/۱۱	۰/۲۰	۰/۲۲	۰/۲۹	۰/۲۱	۰/۲۴	۰/۰۵	۰/۲۴
LTURN	۰/۰۹	۰/۲۰	۰/۲۱	۰/۱۱	۰/۱۷	۰/۲۳	۰/۳۶	۰/۱۹	۰/۲۰	۰/۰۵	۰/۲۴

* مقدار آمار بحرانی در سطح ۵ درصد برابر با ۰/۴۷ می‌باشد.

۴-۴- آزمون مدل‌های نقدشوندگی اشتراکی خطی ARDL

^۴Canova-Hansen test

- آزمون هم‌انباشستگی مدل‌های نقدشوندگی اشتراکی خطی ARDL در ابتدا برای آزمون وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل از آزمون کرانه شده توسط پسران و همکاران ([Pesaran & Shin, 1995](#)) استفاده شده و با توجه به نتایج آزمون باند که در جدول (۴) ارائه شده است، وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها در سطوح معنی‌داری ۱۰ درصد، ۵ درصد و ۱ درصد اثبات می‌گردد. به عبارتی، نشان دهنده در دو معادله عرضه و تقاضای نقدشوندگی (روابط بلندمدت بین متغیرها وجود دارد)، پذیرفته می‌گردد.

جدول ۴. نتایج آزمون کرانه‌ها مدل‌های نقدشوندگی اشتراکی خطی ARDL

آماره F		حد بالا	حد پایین	مقادیر
معادله تقاضا ۶/۰۵۶۸	معادله عرضه ۵/۷۱۲۴	۱/۹۹	۲/۹۴	در سطح ۱۰%
		۲/۲۷	۳/۲۸	در سطح ۵%
		۲/۵۵	۳/۶۱	در سطح ۲/۵%
		۲/۸۸	۳/۹۹	در سطح ۱%

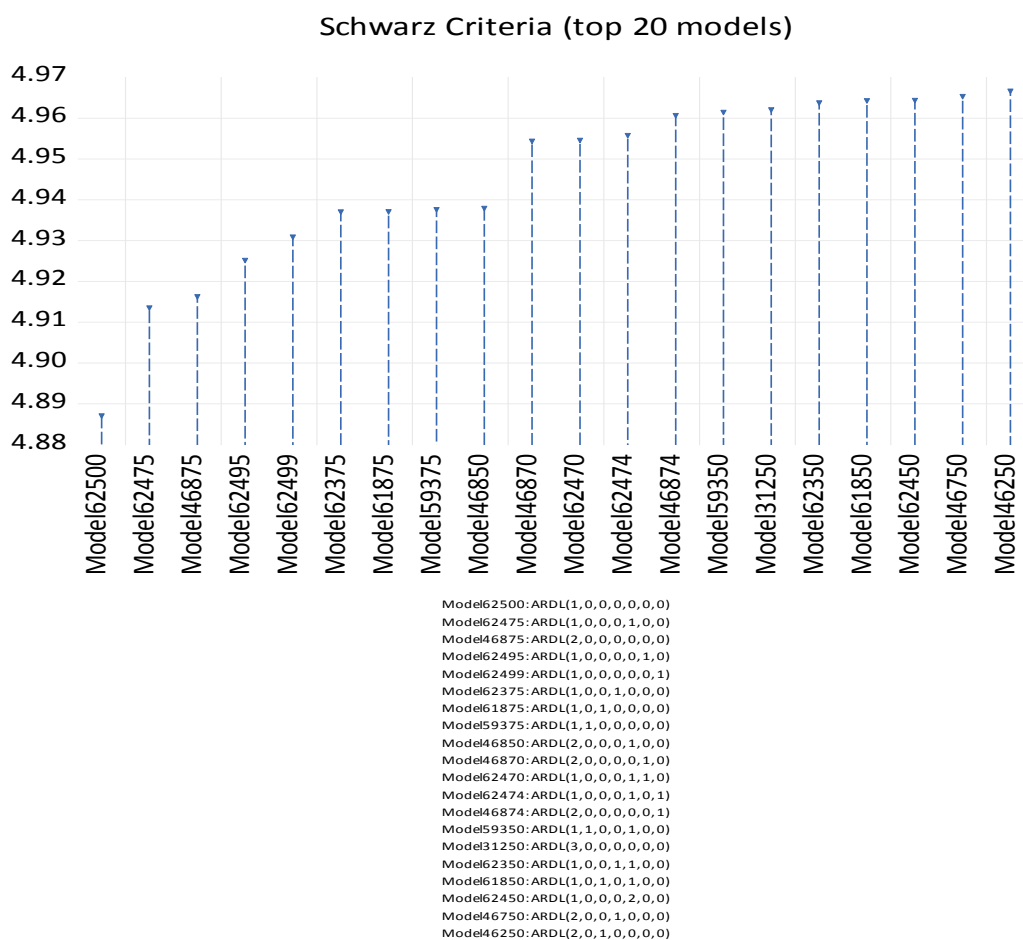
- تعیین وقفه بهینه مدل‌های نقدشوندگی اشتراکی پویای متقارن ARDL تجزیه و تحلیل نتایج مدل ARDL مبتنی بر تفسیر سه مرحله برآورد مدل، حالت بلندمدت و تصحیح خطا (ECM) است. برآورد مدل پویا، نحوه ارتباط متغیرها را در کوتاه‌مدت نشان می‌دهد. در این مدل انتخاب وقفه بهینه نقشی کلیدی بازی می‌کند و بنا به تحقیق ([Pesaran & Shin, 1995](#)) و طبق شبیه‌سازی مونت کارلو، تعیین صحیح وقفه‌ها در ARDL برای تصحیح همزمان همبستگی بین اجزای اخلاص و هم‌چنین مشکل درونزایی متغیرهای توضیحی الزامی هست. بنابراین برای انتخاب مدل هم مشکل وجود رابطه بلندمدت و هم در صورت وجود چنین رابطه‌ای، انتخاب مدل بهینه بر مبنای معیارهای انتخاب مدل در دیده شده است. در این راستا از معیارهای مختلفی نظیر معیارهای آکائیک^۹، شوارتز بیزین^{۱۰} و حنان-کوئین^{۱۱} و

^۹Akaike Criterion

^{۱۰}Schwarz Bayesian Criterion

^{۱۱}Hannan Quinn Criterion

ضریب تعیین برای برآورد مدل پویای ARDL استفاده می‌شود که در این پژوهش با توجه به حجم داده‌ها از معیار شوارتز بیزین استفاده شده است و بهترین حالت انتخابی برای هر دو مدل عرضه و تقاضای نقدشوندگی، مدل انتخابی ARDL (۰،۰،۰،۰،۰،۰،۰،۰) به دست آمد که نتایج حاصل از این حالت در نمودار (۱) ارائه شده است.



نمودار ۱. تعیین وقفه مدل‌های نقدشوندگی اشتراکی پویای متقارن ARDL

- بررسی اعتبار مدل‌های نقدشوندگی اشتراکی برآورده شده خطی ARDL در این قسمت به منظور بررسی اعتبار الگوهای برآورد شده از آزمون‌های تشخیصی استفاده می‌شود؛ از آزمون ریست رمزی^{۱۳} به منظور بررسی تورش تصریح مدل از آزمون واریانس ناهمسانی شرطی اتورگرسیو (آزمون ARCH) به منظور بررسی ناهمسانی واریانس و از آزمون بروش-گادفری^{۱۴} (آزمون LM) به منظور بررسی خودهمبستگی بهره گرفته شده و نتایج این آزمون‌ها در جدول (۵) ارائه شده است. با توجه به نتایج به دست آمده در الگوهای برآورد شده عرضه و تقاضا نقدشوندگی اشتراکی، مشکل عدم تصریح صحیح مدل، ناهمسانی واریانس و خودهمبستگی وجود ندارد.

جدول ۵. نتایج آزمون بررسی اعتبار مدل‌های نقدشوندگی اشتراکی برآورد شده

ریست رمزی	بروش-گادفری	آزمون ARCH	مدل نقدشوندگی اشتراکی
۰/۰۵ (۰/۸۱)	۰/۲۸ (۰/۷۵)	۰/۶۸ (۰/۴۱)	عرضه
۰/۱۴ (۰/۷۰)	۰/۳۵ (۰/۷۱)	۰/۶۹ (۰/۴۱)	تقاضا

- تخمین بلندمدت پارامترهای مدل‌های نقدشوندگی اشتراکی خطی ARDL پس از انجام آزمون هم‌انباشتگی و اطمینان وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل در این بخش می‌توان به تخمین رابطه بلندمدت میان متغیرها پرداخت. نتایج حاصل از برآورد ضرایب بلندمدت مدل خطی ARDL برای الگوی عرضه نقدشوندگی اشتراکی سهام در جدول (۶) ارائه شده است. نتایج حاکی از آن است که نرخ بهره، اثر معنی‌دار بر نقدشوندگی اشتراکی سهام به عنوان متغیر وابسته ندارد. همچنین در بلندمدت شوک‌های نقدشوندگی بازار و بازده بازار نیز تأثیر مثبت و معنی‌داری بر نقدشوندگی اشتراکی سهام دارد بطوریکه با بروز شوک این متغیرها، نقدشوندگی اشتراکی سهام نیز افزایش خواهد یافت. به عبارت دیگر، با بروز شوک این متغیرها در بلندمدت، نقدشوندگی اشتراکی سهام نیز افزایش خواهد یافت.

^{۱۳}Ramsey Reset Test

^{۱۴}Autoregressive Conditional Heteroskedasticity (ARCH) Test

^{۱۵}Breusch-Godfrey Test

در بلندمدت شوک متغیرهای نوسانات شاخص، حجم معاملات و ارزش بازاری تاثیر معنی‌داری بر نقدشوندگی اشتراکی سهام در رابطه بلندمدت ندارد.

برای الگوی تقاضای نقدشوندگی اشتراکی سهام در جدول (۷) ارائه شده است. نتایج حاکی از آن است که نرخ ارز، اثر معنی‌دار بر نقدشوندگی اشتراکی سهام به عنوان متغیر وابسته ندارد. علاوه بر این در بلندمدت شوک متغیرهای نوسانات شاخص، حجم معاملات و ارزش بازاری تاثیر معنی‌داری بر نقدشوندگی اشتراکی سهام در رابطه بلندمدت ندارد. همچنین در بلندمدت شوک‌های نقدشوندگی بازار و بازده بازار نیز تاثیر مثبت و معنی‌داری بر نقدشوندگی اشتراکی سهام دارد بطوریکه با بروز شوک این متغیرها، نقدشوندگی اشتراکی سهام نیز افزایش خواهد یافت. به عبارت دیگر، با بروز شوک این متغیرها در بلندمدت، نقدشوندگی اشتراکی سهام نیز افزایش خواهد یافت.

جدول ۶. نتایج روابط بلندمدت متغیر وابسته عرضه نقدشوندگی اشتراکی سهام

متغیر	نماد	ضریب آماری	انحراف از معیار	t آماره	سطح معنی‌داری
نرخ بهره	LINTER	۰/۸۸	۰/۸۷	۱/۰۱	۰/۳۱
نوسانات شاخص	LVARI	-۰/۰۸	۰/۴۹	-۰/۱۶	۰/۸۷
نقدشوندگی بازار	LIQM	۹/۲۶E+08	۸/۵ E+08	۳/۱۶	۰/۰۰
بازده بازار	RET	۱/۰۵	۰/۴۴	۲/۴۰	۰/۰۲
حجم معاملات	LVOL	-۳/۷۶	۲/۰۲	-۱/۸۶	۰/۰۷
ارزش بازاری	LTURN	۲/۶۵	۱/۵۷	۱/۷۰	۰/۰۹

جدول ۷. نتایج روابط بلندمدت متغیر وابسته تقاضا نقدشوندگی اشتراکی سهام

متغیر	نماد	ضریب آماری	انحراف از معیار	t آماره	سطح معنی‌داری
نرخ ارز	LEXC	۱/۳۵	۱/۹۲	۰/۷۰	۰/۴۹
نوسانات شاخص	LVARI	-۰/۳۵	۰/۵۴	-۰/۶۴	۰/۵۲

نقدشوندگی بازار	LIIQM	۳/۳۴ E+09	۸/۵۵ E+08	۳/۹۱	۰/۰۰
بازده بازار	RET	۱/۱۵	۰/۴۹	۲/۳۴	۰/۰۲
حجم معاملات	LVOL	-۴/۱۶	۲/۳۸	-۱/۷۴	۰/۰۸
ارزش بازاری	LTURN	۲/۸۸	۱/۶۴	۱/۷۶	۰/۰۸

- تخمین کوتاه مدت پارامترها مدل های نقدشوندگی اشتراکی خطی ARDL در جدول شماره (۸) برآورد روابط کوتاه مدت ARDL برای هر دو الگوی پژوهش نقدشوندگی اشتراکی سهام آورده شده است. ضریب تصحیح خطای برای هر دو مدل برآورد شده منفی و معنی دار است. با استفاده از ضریب تصحیح خطا، می توان رابطه کوتاه مدت بین متغیرها را به رابطه بلندمدت بین آنها ارتباط داد. با توجه به مقدار ضریب تصحیح خطای به دست آمده می توان گفت به ترتیب برای مدل عرضه و تقاضا در هر دوره ۹۲ و ۹۱ درصد از عدم تعادل در نقدشوندگی اشتراکی سهام در دوره بعد تعدیل می شود؛ بنابراین، تعدیل به سمت تعادل با سرعت صورت می گیرد.

جدول ۸. نتایج رابطه کوتاه مدت مدل های نقدشوندگی اشتراکی پویای ARDL

متغیر	ضریب آماری	انحراف از معیار	t آماره	سطح معنی داری
مدل عرضه				
C	-۲/۴۳	۰/۳۴	-۷/۱۹	۰/۰۰
CointEq(-1)*	-۰/۹۲	۰/۰۹	-۹/۹۶	۰/۰۰
$R^2 = ۰/۴۷$				
مدل تقاضا				
C	-۴/۹۲	۰/۵۴	-۹/۰۶	۰/۰۰
CointEq(-1)*	-۰/۹۱	۰/۰۹	-۹/۹۶	۰/۰۰
$R^2 = ۰/۸۰$				

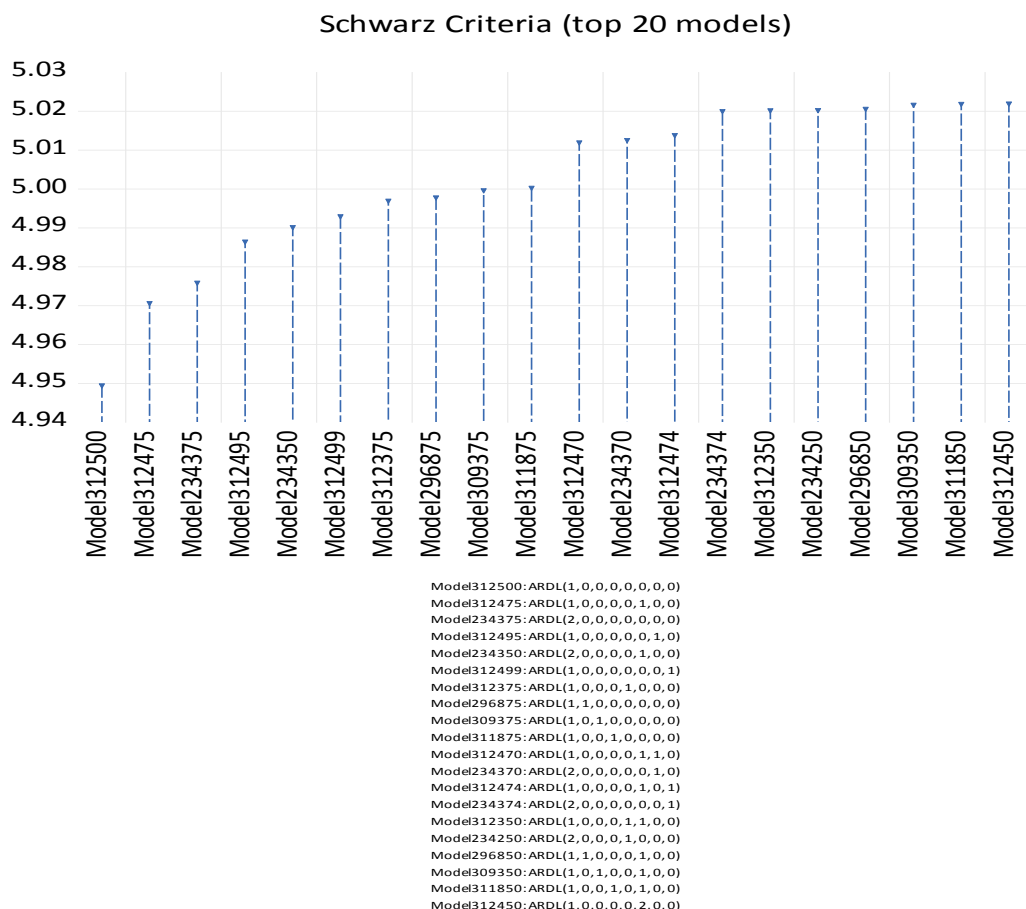
۴-۵. آزمون مدل های نقدشوندگی اشتراکی غیرخطی NARDL

- آزمون هم‌انباشتگی مدل‌های نقدشوندگی اشتراکی غیرخطی NARDL در این قسمت همانند مدل خطی ARDL از آزمون هم‌انباشتگی کرانه‌های پسران و همکاران (۲۰۰۱) به منظور بررسی وجود هم‌انباشتگی بلندمدت در بین متغیرهای موجود در مدل NARDL استفاده می‌شود. نتایج این آزمون در جدول (۹) گزارش شده است. با توجه به نتایج به دست آمده مقدار آماره F برای مدل NARDL از حد بالای سه سطح خطای ۱، ۵ و ۱۰ درصد بالاتر است؛ بنابراین، وجود روابط بلندمدت بین متغیرها در مدل‌های نقدشوندگی اشتراکی NARDL در تمامی سطوح تایید می‌شود.

جدول ۹. نتایج آزمون کرانه‌ها در مدل‌های نقدشوندگی اشتراکی غیرخطی NARDL

مقادیر	حد پایین	حد بالا	آماره F	
در سطح ۱۰٪	۲/۰۳	۳/۱۳	معادله عرضه ۱۱/۵۶۱۵	معادله تقاضا ۱۱/۵۷۲۵
در سطح ۵٪	۲/۳۲	۳/۵		
در سطح ۲/۵٪	۲/۶	۳/۸۴		
در سطح ۱٪	۲/۹۶	۴/۲۶		

- تعیین وقفه بهینه مدل‌های نقدشوندگی اشتراکی پویای نامتقارن NARDL به منظور بررسی اثر نامتقارن عوامل مختلف بر نقدشوندگی اشتراکی سهام از مدل اتورگرسیون با وقفه‌های توزیعی غیرخطی (NARDL) استفاده می‌شود.



نمودار (۲). تعیین وقفه بهینه مدل‌های نقدشوندگی اشتراکی پویای نامتقارن NARDL

برای این منظور متغیر نرخ بهره و نرخ ارز سهام به دو بخش شوک‌های مثبت و منفی تفکیک کوتاه‌مدت. از این رو، مدل غیرخطی NARDL در مقایسه با مدل خطی ARDL که در آن ۵ متغیر برونزا وجود داشت، دارای ۶ متغیر برونزا خواهد بود. همانند مدل‌های ARDL، حالت‌های مختلف مدل NARDL برآورد شد و از میان آنان بهترین حالت بر اساس معیارهای گزینش یک مدل مناسب انتخاب شد. مدل انتخابی (۱,۰,۰,۰,۰,۰,۰,۰) ARDL به عنوان بهترین حالت انتخاب شد که نتایج حاصل از برآورد آن در نمودار (۲) ارائه شده است.

- بررسی اعتبار مدل‌های نقدشوندگی اشتراکی برآورد شده غیرخطی NARDL جهت اطمینان از تصریح صحیح مدل و عدم وجود ناهمسانی واریانس و خودهمبستگی در مدل NARDL برآورد شده به ترتیب از آزمون‌های ریست رمزی، آزمون واریانس ناهمسانی شرطی اتورگرسیو (آزمون ARCH) و آزمون بروش-گادفری (آزمون LM) استفاده شده است. نتایج این آزمون‌ها برای هر دو مدل نقدشوندگی اشتراکی در جدول (۱۰) ارائه شده است. نتایج به دست آمده نشان می‌دهد که حالت انتخابی مدل برآورد شده NARDL برای بررسی روابط میان متغیرها، مشکل عدم تصریح صحیح مدل مناسب، ناهمسانی واریانس و خودهمبستگی را ندارد.

جدول ۱۰. نتایج آزمون بررسی اعتبار مدل‌های نقدشوندگی اشتراکی غیرخطی NARDL

مدل نقدشوندگی اشتراکی	آزمون ARCH	بروش-گادفری	ریست رمزی
عرضه	۰/۷۱ (۰/۴۰)	۰/۲۷ (۰/۷۶)	۰/۰۴ (۰/۸۳)
تقاضا	۰/۷۱ (۰/۴۰)	۰/۲۶ (۰/۷۷)	۰/۰۳ (۰/۸۶)

- تخمین بلندمدت پارامترهای مدل‌های نقدشوندگی اشتراکی غیرخطی NARDL نتایج حاصل از روابط بلندمدت میان متغیرهای پژوهش برای الگوی عرضه نقدشوندگی اشتراکی سهام با استفاده از روش غیرخطی NARDL در جدول (۱۱) آورده شده است. با توجه به نتایج به دست آمده در بلندمدت شوک منفی و مثبت نرخ بهره، اثر معنی‌داری بر نقدشوندگی اشتراکی سهام ندارد. همچنین در بلندمدت شوک‌های نقدشوندگی بازار و بازده بازار نیز تأثیر مثبت و معنی‌داری بر نقدشوندگی اشتراکی سهام دارد بطوریکه با بروز شوک این متغیرها، نابرابری درآمد نیز افزایش خواهد یافت. علاوه بر این در بلندمدت، شوک متغیرهای نوسانات شاخص، حجم معاملات و ارزش بازاری تأثیر معنی‌داری بر نقدشوندگی اشتراکی سهام در رابطه بلندمدت نداشته‌اند.

جدول ۱۱. نتایج روابط بلندمدت متغیر وابسته عرضه نقدشوندگی اشتراکی سهام غیر خطی NARDL

متغیر	نماد	ضریب آماری	انحراف از معیار	آماره t	سطح معنی داری
نرخ بهره +	INT_POS	۰/۱۹۶	۰/۲۹۷	۰/۶۶۱	۰/۵۱
نرخ بهره -	INT_NEG	۰/۳۲۲	۰/۲۶۱	۱/۲۳۱	۰/۲۲
نوسانات شاخص	LVARI	-۰/۰۴۵	۰/۵۰۴	-۰/۰۹۰	۰/۹۳
نقدشوندگی بازار	LIIQM	۲/۸۶ □ +۰۹	۸/۱ □ +۰۸	۳/۵۳۵	۰/۰۰
بازده بازار	RET	۰/۹۶	۰/۴۲	۲/۲۶	۰/۰۳
حجم معاملات	LVOL	-۳/۳۴	۲/۰۴	-۱/۶۴	۰/۱۰
ارزش بازاری	LTURN	۲/۳۰۲	۱/۵۴	۱/۴۹	۰/۱۴

برای الگوی تقاضای نقدشوندگی اشتراکی سهام در جدول (۱۲)، نتایج حاکی از آن است که در بلندمدت شوک منفی و مثبت نرخ ارز، اثر معنی دار بر نقدشوندگی اشتراکی سهام به عنوان متغیر وابسته ندارد. علاوه بر این در بلندمدت شوک متغیرهای نوسانات شاخص، حجم معاملات و ارزش بازاری تأثیر معنی داری بر نقدشوندگی اشتراکی سهام در رابطه بلندمدت ندارد. همچنین در بلندمدت شوک های نقدشوندگی بازار و بازده بازار نیز تأثیر مثبت و معنی داری بر نقدشوندگی اشتراکی سهام دارد بطوریکه با بروز شوک این متغیرها، نقدشوندگی اشتراکی سهام نیز افزایش خواهد یافت. به عبارت دیگر، با بروز شوک این متغیرها در بلندمدت، نقدشوندگی اشتراکی سهام نیز افزایش خواهد یافت.

جدول ۱۲. نتایج روابط بلندمدت متغیر وابسته تقاضا نقدشوندگی اشتراکی سهام غیرخطی NARDL

متغیر	نماد	ضریب آماری	انحراف از معیار	t آماره	سطح معنی داری
نرخ ارز+	LEXC_POS	۳/۶۰۶	۷/۷۵۱	۰/۴۶۵	۰/۶۴
نرخ ارز-	LEXC_NEG	-۴/۷۵۰	۲۳/۱۳۸	-۰/۲۰۵	۰/۸۴
نوسانات شاخص	LVARI	-۰/۰۱۳	۰/۵۰۳	-۰/۰۲۶	۰/۹۸
نقدشوندگی بازار	LIQM	۲/۷۶ +۰۹	۸/۵۹ +۰۸	۳/۲۱۵	۰/۰۰
بازده بازار	RET	۰/۹۳۲	۰/۴۷۲	۱/۹۷۲	۰/۰۵
حجم معاملات	LVOL	-۳/۵۷۰	۱/۸۵۰	-۱/۹۳۰	۰/۰۶
ارزش بازاری	LTURN	۲/۳۳۷	۱/۴۸۷	۱/۵۷۱	۰/۱۲

- تخمین کوتاه مدت پارامترها مدل های نقدشوندگی اشتراکی غیرخطی NARDL در جدول شماره (۱۳) برآورد روابط کوتاه مدت NARDL برای هر دو الگوی پژوهش نقدشوندگی اشتراکی سهام آورده شده است. ضریب تصحیح خطای برای هر دو مدل برآورد شده منفی و معنی دار است. با استفاده از ضریب تصحیح خطا، می توان رابطه کوتاه مدت بین متغیرها را به رابطه بلندمدت بین آنها ارتباط داد. با توجه به مقدار ضریب تصحیح خطای به دست آمده می توان گفت برای هر دو مدل عرضه و تقاضا در هر دوره ۹۲ درصد از عدم تعادل در نقدشوندگی اشتراکی سهام در دوره بعد تعدیل می شود؛ بنابراین، تعدیل به سمت تعادل با سرعت صورت می گیرد.

جدول ۱۳. نتایج رابطه کوتاه مدت مدل های نقدشوندگی اشتراکی غیرخطی NARDL

متغیر	ضریب آماری	انحراف از معیار	t آماره	سطح معنی داری
مدل عرضه				
C	-۱/۰۵	۰/۲۶	-۴/۰۲	۰/۰۰
CointEq(-1)*	-۰/۹۲	۰/۰۹	-۹/۹۴	۰/۰۰
$R^2 = ۰/۴۷$				

متغیر	ضریب آماری	انحراف از معیار	t آماره	سطح معنی داری
مدل تقاضا				
C	۰/۴۲	۰/۲۵	۱/۶۹	۰/۰۹
CointEq(-1)*	-۰/۹۲	۰/۰۹	-۹/۹۴	۰/۰۰
$R^2 = ۰/۴۷$				

- آزمون عدم تقارن متغیرها در مدل‌های نقدشوندگی اشتراکی غیرخطی NARDL پس از اطمینان از صحت اعتبار الگوی برآوردی برای بررسی تقارن یا عدم تقارن مثبت و منفی نرخ ارز و نرخ بهره بر نقدشوندگی اشتراکی سهام از آزمون والد برای تایید یا عدم تایید متقارن یا نامتقارن بودن نرخ ارز و نرخ بهره در هر دو مدل استفاده می‌شود. نتایج این آزمون در جدول (۱۴) ارائه شده است. فرض صفر در آزمون والد مبنی بر اثر متقارن مثبت و منفی است. با توجه به مقدار آماره و سطح معنی داری بدست آمده فرضیه‌ی صفر رد نشده است، بنابراین در بلندمدت اثر نرخ ارز و نرخ بهره بر نقدشوندگی اشتراکی سهام متقارن است.

جدول ۱۴. آزمون والد در بلندمدت

مدل نقدشوندگی اشتراکی	متغیر	نماد	آزمون والد بلندمدت (سطح معنی داری)
عرضه	نرخ بهره	interest	۰/۷۹ (۰/۷۹)
تقاضا	نرخ ارز	LEXC	۰/۱۱ (۰/۷۴)

۵. نتیجه‌گیری و پیشنهادها

هدف از این پژوهش بررسی عوامل موثر بر عرضه و تقاضای نقدشوندگی اشتراکی سهام در بازار اوراق بهادار تهران می‌باشد. بدین منظور برای بررسی این عوامل موثر از رهیافت اتورگرسیون با وقفه‌های گسترده غیرخطی NARDL استفاده شده است. داده‌های مورد استفاده در این پژوهش برای دوره‌های ۱۳۹۳:۱ تا ۱۴۰۲:۱۲ به صورت داده‌های ماهانه می‌باشد. بعد از بررسی آمار توصیفی داده‌های پژوهش، مانایی متغیرها

مورد استفاده مورد آزمون قرار گرفت. در آزمون هم‌انباشستگی مدل خطی ARDL وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها در هر دو مدل تحقیق مورد تایید قرار گرفت. پس از انجام آزمون هم‌انباشستگی و اطمینان وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای در هر دو مدل عرضه و تقاضای نقدشوندگی اشتراکی سهام، نتایج حاصل از برآورد ضرایب بلندمدت مدل خطی ARDL نشان داد.

پس از انجام آزمون هم‌انباشستگی و اطمینان وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل در این بخش می‌توان به تخمین رابطه بلندمدت میان متغیرها پرداخت. نتایج حاصل از برآورد ضرایب بلندمدت مدل خطی ARDL برای الگوی عرضه و تقاضای نقدشوندگی اشتراکی سهام نشان داد که دو متغیر نرخ بهره و نرخ ارز تاثیری در بلندمدت بر عرضه و تقاضای نقدشوندگی اشتراکی نداشته‌اند. اما در بلندمدت شوک‌های نقدشوندگی بازار و بازده بازار نیز تأثیر مثبت و معنی‌داری بر نقدشوندگی اشتراکی سهام دارد. ضریب تصحیح خطای در مدل خطی کوتاه مدت، به ترتیب برای مدل عرضه و تقاضا در هر دوره ۹۲ و ۹۱ درصد از عدم تعادل در نقدشوندگی اشتراکی سهام در دوره بعد تعدیل می‌شود؛ بنابراین، تعدیل به سمت تعادل با سرعت صورت می‌گیرد.

برای آزمون مدل غیرخطی NARDL، آزمون هم‌انباشستگی کرانه‌های به منظور بررسی وجود هم‌انباشستگی بلندمدت در بین متغیرهای نشان می‌دهد. نتایج حاصل از روابط بلندمدت میان متغیرهای مدل با استفاده از روش غیرخطی NARDL نتایج داد که در بلندمدت شوک نرخ بهره و نرخ ارز، اثر معنی‌داری بر نقدشوندگی اشتراکی سهام ندارد. در این روش، شوک‌های نقدشوندگی بازار و بازده بازار نیز تأثیر مثبت و معنی‌داری بر نقدشوندگی اشتراکی سهام در دوره بلندمدت نشان داده است. علاوه بر این روابط کوتاه‌مدت NARDL برای هر دو الگوی پژوهش، برای هر دو مدل عرضه و تقاضا در هر دوره ۹۲ درصد از عدم تعادل در نقدشوندگی اشتراکی سهام در دوره بعد تعدیل می‌شود؛ بنابراین، تعدیل به سمت تعادل با سرعت صورت می‌گیرد. به طور خلاصه یافته‌های این پژوهش نشان داد، بالا بودن نقدشوندگی بازار و بازده مثبت بازار می‌تواند منجر به افزایش فعالیت خرید و فروش در بازار سهام شود، که این امر می‌تواند منجر به ارتباط قوی‌تری بین نقدشوندگی دارایی‌های مختلف شود، که به عنوان نقدشوندگی اشتراکی سهام شناخته می‌شود.

با توجه به نتایج تحقیق که حاکی از تاثیرگذاری متغیرهای مورد مطالعه بر طرف عرضه و تقاضای نقدشوندگی اشتراکی است پیشنهاد می‌گردد به این عوامل موثر توجه بیشتری گردد. با عنایت به اینکه شوک‌های مثبت بازده بازار و نقدشوندگی بازار تاثیر مثبت و معنی‌داری بر نقدشوندگی اشتراکی دارند. در این راستا نرخ بازده بازار سهام به‌عنوان مثال با تشویق سرمایه‌گذاری واقعی می‌تواند بر نقدشوندگی اشتراکی تاثیرگذار باشد. بدین منظور برای افزایش در نقدشوندگی بازار و بازده بازار به عنوان عوامل موثر بر نقدشوندگی اشتراکی، به چند مورد پیشنهادهای کاربردی اشاره می‌شود:

- کاهش هزینه‌های معاملات: کاهش هزینه‌های صریح مانند مالیات و هزینه‌ها و بهبود توزیع اطلاعات در میان معامله‌گران. این امر به سرمایه‌گذاران اجازه می‌دهد تا سهام را راحت‌تر، سریع‌تر و با هزینه‌های پایین‌تر بخرند و بفروشند و مشارکت بیشتر و بهبود نقدشوندگی را تشویق کنند.
 - افزایش شفافیت: افزایش قابلیت مشاهده شاخص‌های نقدشوندگی پویا مانند تاثیر قیمت، انعطاف‌پذیری و اسپردهای خرید و فروش. شفافیت بیشتر به معامله‌گران اجازه می‌دهد تا سهولت خرید و فروش دارایی‌ها را که کلید کارایی و ثبات بازار است، بهتر ارزیابی کنند.
 - تشویق تجارت آگاهانه: ترویج تجارت بر اساس اطلاعات اساسی به جای روند کوتاه مدت.
- باتوجه به نتایج این پژوهش برای پژوهش‌های آتی می‌توان به چند مورد اشاره نمود:
- بررسی عوامل موثر بر عرضه و تقاضای نقدشوندگی اشتراکی در بازار سهام کشورهای آسیایی و مقایسه آن با ایران
 - بررسی نقش سیاست دولت بر عرضه و تقاضای نقدشوندگی اشتراکی
 - بررسی عوامل موثر بر عرضه و تقاضای نقدشوندگی اشتراکی در سایر بازارها مانند بورس کالا
 - بررسی عوامل موثر بر عرضه و تقاضای نقدشوندگی اشتراکی با استفاده از رگرسیون کوانتایل

منابع

- Acharya, V. V., & Mora, N. (2015). A crisis of banks as liquidity providers. *The journal of Finance*, 70(1), 1-43.
- Alam, I., & Quazi, R. (2003). Determinants of capital flight: An econometric case study of Bangladesh. *International Review of Applied Economics*, 17(1), 85-103.
- Amihud, Y. (2002). Illiquidity and stock returns: cross-section and time-series effects. *Journal of financial markets*, 5(1), 31-56.

- Bai, M., & Qin, Y. (2015). Commonality in liquidity in emerging markets: Another supply-side explanation. *International Review of Economics & Finance*, 39, 90-106.
- Brockman, P., & Chung, D. Y. (2006). Index inclusion and commonality in liquidity: Evidence from the Stock Exchange of Hong Kong. *International Review of Financial Analysis*, 15(4-5), 291-305.
- Brockman, P., Chung, D. Y., & Pérignon, C. (2009). Commonality in liquidity: A global perspective. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 44(4), 851-882.
- Brunnermeier, M. K., & Pedersen, L. H. (2009). Market liquidity and funding liquidity. *The review of financial studies*, 22(6), 2201-2238.
- Chordia, T., Roll, R., & Subrahmanyam, A. (2000). Commonality in liquidity. *Journal of financial economics*, 56(1), 3-28.
- Coughenour, J. F., & Saad, M. M. (2004). Common market makers and commonality in liquidity. *Journal of financial economics*, 73(1), 37-69.
- Fallahzadeh Abarghooie, A., Taftiyan, A., & Heyrani, F. (2018). The investigation of relationship between stock liquidity and Stock price synchronicity using the simultaneous equations system in the accepted companies in the Tehran Stock Exchange. *Journal of Investment Knowledge*, 7(27), 257-276. [In Persian]
- Ghalibaf, A., HASSAN, & Eghbali, E. (2014). THE INVESTIGATION LIQUIDITY PREMIUM AND A TWO FACTOR MODEL (MARKET & LIQUIDITY) IN TEHRAN STOCK EXCHANGE. [In Persian]
- Greenwood-Nimmo, M., Nguyen, V. H., & Shin, Y. (2023). What is mine is yours: Sovereign risk transmission during the European debt crisis. *Journal of Financial Stability*, 65, 101103.
- Han, M., Li, Y., Wang, N., & Zhang, H. (2020). Cultural diversity in ownership and stock liquidity. *Applied Economics Letters*, 27(21), 1772-1777.
- Hasbrouck, J., & Seppi, D. J. (2001). Common factors in prices, order flows, and liquidity. *Journal of financial economics*, 59(3), 383-411.
- Karolyi, G. A., Lee, K.-H., & Van Dijk, M. A. (2012). Understanding commonality in liquidity around the world. *Journal of financial economics*, 105(1), 82-112.
- Koch, A., Ruenzi, S., & Starks, L. (2016). Commonality in liquidity: a demand-side explanation. *The review of financial studies*, 29(8), 1943-1974.
- Lowe, A. (2014). The demand-side explanation for commonality in liquidity: The role of institutional ownership in the Taiwan Stock Exchange. *Pacific-Basin Finance Journal*, 29, 59-85.
- Mehrani, S., & Resaeian, A. (2009). Investigating the Relationship Between Stock Liquidity Criteria and Annual Stock Returns in Tehran Stock Exchange. *Journal of Accounting Advances*, 1(1), 217-230. <https://doi.org/10.22099/jaa.2009.3451> [In Persian]
- Moghadam Joo, E. (2021). Investigating factors affecting stock price liquidity and its impact on the returns of companies active in the Tehran Stock Exchange. *Applied research in management and accounting*, 60(2), 120-134. [In Persian]
- Morck, R., Yeung, B., & Yu, W. (2000). The information content of stock markets: why do emerging markets have synchronous stock price movements? *Journal of financial economics*, 58(1-2), 215-260.
- Narayan, S., & Narayan, P. K. (2004). Determinants of demand for Fiji's exports: an empirical investigation. *The Developing Economies*, 42(1), 95-112.

- Panagiotou, P., Jiang, X., & Gavilan, A. (2023). The determinants of liquidity commonality in the Euro-area sovereign bond market. *The European Journal of Finance*, 29(10), 1144-1186.
- Pesaran, M. H., & Shin, Y. (1995). *An autoregressive distributed lag modelling approach to cointegration analysis* (Vol. 9514). Department of Applied Economics, University of Cambridge Cambridge, UK.
- Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of applied econometrics*, 16(3), 289-326.
- Pukthuanthong-Le, K., & Visaltanachoti, N. (2009). Commonality in liquidity: Evidence from the Stock Exchange of Thailand. *Pacific-Basin Finance Journal*, 17(1), 80-99.
- Richter, T. J. (2022). Liquidity commonality in sovereign bond markets. *International Review of Economics & Finance*, 78, 501-518.
- Rösch, C. G., & Kaserer, C. (2014). Reprint of: Market liquidity in the financial crisis: The role of liquidity commonality and flight-to-quality. *Journal of Banking & Finance*, 45, 152-170.
- Shin, Y., Yu, B., & Greenwood-Nimmo, M. (2014). Modelling asymmetric cointegration and dynamic multipliers in a nonlinear ARDL framework. In *Festschrift in honor of Peter Schmidt: Econometric methods and applications* (pp. 281-314). Springer.
- Syamala, S. R., Wadhwa, K., & Goyal, A. (2017). Determinants of commonality in liquidity: Evidence from an order-driven emerging market. *The North American Journal of Economics and Finance*, 42, 38-52.
- Tripathi, A., & Dixit, A. (2021). Liquidity commonality in extreme quantiles: Indian evidence. *Finance Research Letters*, 38, 101448.
- Wang, Z. (2020). Liquidity and private information in asset markets: To signal or not to signal. *Journal of Economic Theory*, 190, 105122.
- Yahaya, A., Mahat, F., MH, Y., & Matemilola, B. T. (2022). Liquidity risk and bank financial performance: an application of system GMM approach. *Journal of Financial Regulation and Compliance*, 30(3), 312-334.
- Yahyazadeh Far, M., Shams, S., & Larimi, S. J. (2010). The Relationship between liquidity and stocks return in Tehran Stock Exchange. *Financial Research Journal*, 12(29). [In Persian]