



An Investigation on liquidity Risk in Bullish and Bearish of Tehran Security Exchange Market: Insights from liquidity-adjusted CAPM

Mohammad Osoolian

*Corresponding author, Assistant Prof., Department of Management, Faculty of Accounting and Management Sciences, Shahid Beheshti University, Tehran, Iran. E-mail: m_osoolian@sbu.ac.ir

Mohammad HassanNezhad

Assistant Prof., Department of Management, Faculty of Accounting and Management Sciences, Shahid Beheshti University, Tehran, Iran. E-mail: m_hassannezhad@bu.ac.ir

Pedram Samiee Tabrizi

Ph.D. Candidate, Faculty of Economic and Management Sciences, Islamic Azad University, Science and Research Branch, Tehran, Iran. E-mail: pedram.samiee@gmail.com

Abstract

Objective: Liquidity plays a major role in financial markets, specifically in easing the burden of sharing the risks and also in improvement of efficiency of transactions. Liquidity risk can be defined as the risk of being unable to buy or sell an asset in a specific time frame without it losing value. The main goal of the present study is to study the effects of liquidity-adjusted Capital Asset Pricing Model (LCAPM) with Bullish and Bearish of Tehran Security Exchange Market to find the better model to explain expected return of stocks.

Methods: One of the new areas in capital asset pricing models are the "liquidity-adjusted capital asset pricing models" which help us in this regard using the factor-based modeling tools. In this study, Amihud illiquidity measure is used as the indicator of liquidity of transactions of shares and time structure breakdown has been used to determine the type of the market.

Results: The results of the study shows that firstly, Amihud measure is in comparison one of best measures for liquidity risk estimation. Also, cumulative liquidity measure has a reverse relationship with stock returns. Meanwhile, it has been shown, for both bear and bull markets separately, that liquidity has a positive effect on stock returns.

Conclusion: In contrast to heterogeneous effects of liquidity risk of capital market on expected rate of return, by separating the market into bear and bull markets, the positive effects of liquidity risk on expected rate of returns can be observed. Therefore, one can conclude that effect of this type of risk on expected return is positive in the bear markets and is higher than bull markets.

Keywords: Liquidity, Liquidity risk, Asset pricing model, Liquidity measurement ratios, Bullish and bearish market.

Citation: Osoolian, M., HassanNezhad, M., & Samiee Tabrizi, P. (2019). An Investigation on liquidity Risk in Bullish and Bearish of Tehran Security Exchange Market: Insights from liquidity-adjusted CAPM. *Financial Research Journal*, 21(2), 293-320. (in Persian)

Financial Research Journal, 2019, Vol. 21, No.2, pp. 293-320

DOI: 10.22059/frj.2019.288337.1006919

Received: November 03, 2018; Accepted: April 19, 2019

© Faculty of Management, University of Tehran



بررسی مدل تعدیل شده قیمت گذاری دارایی های سرمایه ای با عامل نقدشوندگی در بازارهای سعودی و نزولی بورس اوراق بهادار تهران

محمد اصولیان

* نویسنده مسئول، استادیار، گروه مدیریت، دانشکده مدیریت و حسابداری، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران. رایانامه: m_osoolian@sbu.ac.ir

محمد حسن نژاد

استادیار، گروه مدیریت، دانشکده مدیریت و حسابداری، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران. رایانامه: m_hassannezhad@bu.ac.ir

پدرام سمیعی تبریزی

دانشجوی دکتری، گروه مالی بین الملل، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه آزاد واحد علوم و تحقیقات، تهران، ایران. رایانامه: pedram.samiee@gmail.com

چکیده

هدف: نقدشوندگی به دلیل تسهیل به اشتراک گذاشتن ریسک و بهبود کارایی معاملات، در بازارهای مالی نقش مهمی ایفا می کند. ریسک نقدشوندگی را می توان ریسک ناتوانایی خرید و فروش دارایی بدون کاهش ارزش در زمان مدنظر تعریف کرد. هدف اصلی این تحقیق، بررسی تأثیر ریسک نقدشوندگی بر بازده مورد انتظار سرمایه گذاران در بازارهای سعودی و نزولی است.

روش: یکی از حوزه های نوظهور در مدل قیمت گذاری دارایی های سرمایه ای، «مدل قیمت گذاری دارایی های سرمایه ای تعدیل شده با عامل نقدشوندگی» است که با ابزار مدل سازی مبتنی بر عامل، ما را در حل این مسئله یاری می رساند. در این پژوهش از معیار نقدشوندگی آمیهد، به عنوان شاخص نقدشوندگی معاملات سهام و از شکست ساختار زمانی برای سعودی یا نزولی بودن بازار استفاده شده است.

یافته ها: نتایج تحقیق نشان می دهد که عامل نقدشوندگی تجمعی، بر بازده سهام به صورت معکوس تأثیرگذار است. این در حالی است که اثر نقدشوندگی بر بازده سهام در بازارهای سعودی و نزولی به تفکیک، مثبت بوده است.

نتیجه گیری: برخلاف تأثیرات ناهمگون ریسک نقدشوندگی بر بازده مورد انتظار در بازار سرمایه، با تفکیک بازار به دو بخش سعودی و نزولی، تأثیر مثبت ریسک نقدشوندگی بر بازده مورد انتظار مشهود است. از این رو می توان نتیجه گرفت که تأثیر این ریسک بر بازده مورد انتظار، در بازارهای نزولی مثبت و بیشتر از بازارهای سعودی است.

کلیدواژه ها: ریسک نقدشوندگی، مدل قیمت گذاری دارایی های سرمایه ای تعدیل شده، بازارهای سعودی و نزولی.

استناد: اصولیان، محمد؛ حسن نژاد، محمد؛ سمیعی تبریزی، پدرام (۱۳۹۸). بررسی مدل تعدیل شده قیمت گذاری دارایی های سرمایه ای با عامل نقدشوندگی در بازارهای سعودی و نزولی بورس اوراق بهادار تهران. *تحقیقات مالی*، ۲۱(۲)، ۲۹۳-۳۲۰.

مقدمه

در الگوی قیمت گذاری دارایی های سرمایه ای با مرتبط کردن دو رکن اساسی ریسک و بازده، تلاش می شود که عملکرد دنیای واقعی در قالب الگوهایی تبیین و رفتار آتی بازار پیش بینی شود. از این رو، در سال های اخیر به چنین الگوهایی بسیار توجه شده است. با این حال، کاستی های موجود در الگوهای قیمت گذاری دارایی های سرمایه ای، پژوهشگران را بر آن داشته است که از طریق رفع این کاستی ها، الگوهای دقیق تری بیان کنند و قدرت پیش بینی آنها را بهبود بخشند.

از سوی دیگر، یکی از کارکردهای اصلی بازارهای مالی، ایجاد تسهیل و تسریع در فرایند تبدیل دارایی های مالی به نقد و برعکس آن، تبدیل وجه نقد به دارایی مالی است. این ویژگی که از آن به عنوان نقدشوندگی یاد می شود، شریان حیاتی بازارهای مالی به شمار می آید. بهره نبردن کامل از این ویژگی، به کاهش جذابیت بازارهای مالی و کاهش رونق آن منجر می شود. دستیابی به این هدف مهم، از یک سو با مشارکت مجموعه گسترده ای از صاحبان و متقاضیان دارایی های مالی با سطوح مختلف ریسک پذیری، مطلوبیت و افق های سرمایه گذاری آنان و از سوی دیگر، با تنوع در ابزارهای مالی و حضور تحلیلگران، بازارسازها و انواع واسطه های مالی امکان پذیر می شود (آمیهود، مندلسون^۱، ۱۹۸۶). از این رو، نقدشوندگی توجه بسیاری را به خود جلب کرده است و یکی از متغیرهای بسیار مهم در ارزیابی دارایی های سرمایه ای در نظر گرفته می شود (آلتای، چالجی^۲، ۲۰۱۹).

الگوی قیمت گذاری دارایی های سرمایه ای، الگویی تعادلی برای نشان دادن رابطه بین ریسک و بازده دارایی های منفرد است. به بیان دیگر، CAPM نشان می دهد که دارایی ها چگونه با توجه به ریسکشان قیمت گذاری می شوند. اما در این نظریه تنها ریسک بازار در نظر گرفته شده است. بر اساس کارهای تجربی، معمولاً این الگو نمی تواند پیش بینی مناسبی برای داده های دنیای واقعی ارائه دهد، از این رو، پژوهشگران با اضافه کردن عوامل مهم دیگر، توانستند تبیین بهتری از روند تغییرات قیمت ها و عوامل مؤثر بر آنها ارائه کنند. در نتیجه این تحولات، می توان به الگوهای جدیدی که بر اساس الگوی استاندارد قیمت گذاری دارایی های سرمایه ای شکل گرفته اند (نظیر: الگوهای کاهش، تعدیل شده، بین دوره ای، شرطی، مصرفی، پاداشی، رفتاری و در نهایت الگوی تجدید نظر شده)، اشاره کرد. این الگوها توانایی بیشتری در تفسیر بازده دارایی های سرمایه ای با توجه به شرایط بازار، وضعیت موجود در واحدهای اقتصادی و در نهایت، سبدهای سرمایه گذاری دارند (آلتای، چالجی^۲، ۲۰۱۹).

الگوهای استاندارد قیمت گذاری دارایی نظیر الگوی CAPM، بازارها را بدون اصطکاک فرض می کنند، یعنی می توان اوراق بهادار را بدون تحمل هیچ هزینه ای معامله کرد. در واقع، این الگوها درباره فعالیت معاملاتی اطلاعات اندکی ارائه می کنند. برای نمونه، در تعادل الگوی CAPM، سرمایه گذاران همه اطلاعات در دسترس را تسهیم می کنند و سبدهای سرمایه گذاری یکسانی از اوراق بهادار ریسکی تقاضا می کنند. کاربرد نادرست این نتیجه اینجاست که با این فرض، دلیلی برای معامله وجود ندارد. اما در دنیای واقعی انتظارات ناهمگن است؛ بدین معنا که باورها در کل بازار تسهیم

نمی‌شود. این اطلاعات خصوصی، انجام معاملاتی را باعث می‌شود که در آن سرمایه‌گذاران همواره با سامان‌دهی مجدد سبدهای سرمایه‌گذاری و بر اساس تقاضاهای ناهمگن جدید، به دنبال کسب سود هستند. سرمایه‌گذاران به بازارهایی روی می‌آورند که از نقدشوندگی بیشتری برخوردار باشند و این مقوله، از عوامل مهم رشد و توسعه بازارها محسوب می‌شود. نقدشوندگی دارایی، به سهولت و سرعتی اشاره می‌کند که با آن می‌توان دارایی را با منصفانه بازار به فروش رساند (بادی، زیوی^۱، ۲۰۰۹).

بر این اساس، در این پژوهش تلاش شده است که الگوی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای با توجه به اصطکاک‌های مربوط به نقدشوندگی دارایی‌ها، بازبینی شود. در این تحقیق با توجه به اهمیت به کارگیری این الگوها برای مدیران مالی و تحلیلگران اقتصادی و سرمایه‌گذاران، به معرفی بیشتر یکی از این الگوها پرداخته می‌شود که بر اساس ریسک نقدشوندگی تعدیل شده است. در این راستا با الهام از مدل قیمت‌گذاری دارایی و توجه به ریسک نقدشوندگی ارائه شده توسط وو، چای و دو^۲ (۲۰۱۵)، به بررسی مدلی برای قیمت‌گذاری دارایی‌ها با در نظر گرفتن ریسک نقدشوندگی پرداخته می‌شود؛ ریسکی که از عدم اطمینان نسبت به نقدشوندگی سهام در زمان‌های مختلف نشئت می‌گیرد. در مدل حاضر که در آن بازده دارایی‌های سرمایه‌ای با ریسک نقدشوندگی تعدیل شده است، بازده مورد انتظار اوراق بهادار همان گونه که به نقدشوندگی آن سهم بستگی دارد، به هم حرکتی بازده و نقدشوندگی آن ورقه با بازده و نقدشوندگی بازار نیز وابسته است.

این تحقیق الگویی جدید از قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای را می‌آزماید که با توجه به ریسک نقدشوندگی تعدیل شده است؛ اما پیش از این در بورس ایران بررسی نشده است. همچنین از داده‌های جدیدتر و به‌روز در این تحقیق استفاده می‌شود. در نهایت می‌توان گفت، دو دلیل انگیزه اجرای پژوهش حاضر بوده است: اولاً در اکثر تحقیقات صورت‌گرفته در ایران در حوزه قیمت‌گذاری دارایی‌ها، تنها صرف ریسک نقدشوندگی با اضافه‌شدن به یک مدل، سعی در توضیح بازده مازاد دارد؛ در صورتی که در آن پژوهش‌ها، حساسیت نقدشوندگی نسبت به بازار و همچنین بازده سهام (هم‌حرکتی آنها) سنجیده نشده است. ثانیاً در هیچ یک از تحقیقات حاضر، اثر روندهای بازار مانند بازارهای صعودی و نزولی بر نقدشوندگی و همچنین در بازده مورد انتظار سهام بررسی نشده است. در واقع، در این پژوهش به دنبال یافتن این مسئله هستیم که الگوی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای با ریسک نقدشوندگی، تا چه اندازه قادر است بازده لازم در بورس اوراق بهادار تهران را تبیین کند. به بیان دیگر، آیا نقدشوندگی می‌تواند بازده دارایی را تحت تأثیر قرار دهد یا خیر؟ انتظار می‌رود این الگو، داده‌ها را نسبت به مدل CAPM استاندارد بهتر توضیح دهد. به منظور پاسخ‌گویی به سؤال‌ها و فرضیه‌های این پژوهش، ضمن بررسی پیشینه‌های نظری و تجربی تحقیق و مدل اصلی موجود (CAMP) و ارائه روش‌شناسی، تحقیق ادامه می‌یابد.

1. Bodie, Zvi

2. Vu, Chai, & Do

پیشینه نظری پژوهش

از جذابیت های سرمایه گذاری در هر سهمی، قدرت نقدشوندگی آن سهم است و یکی از ابعاد مهم فرایند تخصیص بهینه منابع نیز به شمار می آید. در واقع نقدشوندگی و ریسک نقدشوندگی، از جمله خصیصه های اصلی و از فاکتورهای ریزساختار بازار هستند که سرمایه افراد را تهدید کرده و نقش بسیار مهمی در تصمیم گیری سرمایه گذاران در خرید و فروش ایفا می کنند. از ویژگی های بازارهای با نقدشوندگی بالا، اندک بودن فاصله بین قیمت های پیشنهادی خرید و فروش است. نقدشوندگی، هزینه سرمایه گذاران را از طریق کاهش دامنه نوسان و هزینه های معاملاتی کاهش می دهد و امکان دسترسی به سرمایه گذاران مختلف با استراتژی های معاملاتی متنوع را فراهم می آورد (آلتای، ۲۰۱۹).

مطالعه و تحقیق در زمینه نقدشوندگی، در دنیای مدیریت مالی سابقه ای طولانی ندارد. محققانی نظیر آمیهود و مندلسون (۱۹۸۹)، پاستور و استامباف^۱ (۲۰۰۳) و آچاریا و پدرسون^۲ (۲۰۰۵) با مطرح کردن اهمیت ریسک نقدشوندگی، مدل استاندارد شارپ را تعدیل کرده و با تأثیر ریسک نقدشوندگی در مدل یاد شده، بازده مورد انتظار را پیش بینی کردند. این پژوهش بر اساس مطالعات انجام شده توسط آچاریا و پدرسون شکل گرفته است و در ادامه، این مدل توضیح داده می شود.

آچاریا و پدرسون (۲۰۰۵) در مقاله ای با عنوان «قیمت گذاری سهم با ریسک نقدشوندگی» به ارائه مدلی برای دخالت دادن ریسک نقدشوندگی در مدل قیمت گذاری دارایی های سرمایه ای پرداختند. مدل آچاریا و پدرسون، نسل های اقتصادی دارای اشتراک و ساده ای را در نظر می گیرد که در آن یک نسل جدید از کارگزاران اقتصادی در هر زمان متولد شده و به صورت $t = \{ \dots, -2, -1, 0, 1, 2, \dots \}$ تعریف می شود. نسل t شامل N کارگزار اقتصادی است که با n نام گذاری می شوند و این کارگزاران برای دو دوره t و $t+1$ زندگی می کنند. کارگزار m از نسل t به مبادله می پردازد و از مصرف در دوره $t+1$ مطلوبیت کسب می کند. این عامل، ریسک گریزی ثابت و مطلق A^t را دارد، به گونه ای که ترجیحات آن با تابع مطلوبیت مورد انتظار بیان می شود. به طور ساده، هزینه عدم نقدشوندگی (C_t^i) در مدل آچاریا و پدرسون، معادل هزینه فروش هر سهم از ورقه بهادار i در نظر گرفته شده است. بنابراین، کارگزاران اقتصادی می توانند سهم را به قیمت P_t^i بخرند؛ ولی باید به قیمت $P_t^i - C_t^i$ بفروشند. در این مدل فروش استقراضی وجود ندارد. آچاریا و پدرسون فرض می کنند که کارگزاران اقتصادی می توانند در نرخ بازده بدون ریسک واقعی به شکل $r_f > 1$ که یک متغیر برونزا است، به وام دهی و وام گیری بپردازند. این موضوع می تواند برای مثال، یک واحد از مصرف را در زمان t به r_f واحد از مصرف در زمان $t+1$ تبدیل کند. در این مدل، برای عوامل، ترجیحات و سود تقسیمی مفروضاتی قوی وجود دارد. این مفروضات به منظور انعطاف پذیرتر کردن مدل ساخته شده اند و همان طور که خواهیم دید، نتایج منحصر به فردی را برای بازده های مورد انتظار و قیمت ها به دست می دهند، هر چند نتیجه اصلی به طور عمومی تر به کار گرفته می شود. این طرح تا زمان نرمال بودن بازدهی خالص مورد انتظار شرطی و همچنین برای توزیع بازده قراردادی مطلوبیت با تابع درجه

1. Pástor, & Stambaugh
2. Acharya, & Pedersen

دوم، تابع مطلوبیت مقعر و قراردادی فزاینده‌ای را به دست می‌دهد که در بازه $(-\infty, +\infty)$ تعریف شده است. به علاوه، این طرح می‌تواند نتیجه‌ای از رفتار تقریباً عقلایی (برای مثال با استفاده از بسط تیلور در تابع مطلوبیت) در نظر گرفته شود. همچنین مفروضات آچاریا و پدرسون، مطالعه قابلیت پیش‌بینی بازده به واسطه عدم نقدشوندگی و هم‌حرکتی بازده با عدم نقدشوندگی را امکان‌پذیر می‌سازد. شاید قوی‌ترین فرض این باشد که سرمایه‌گذاران نیاز دارند تمام اوراق بهادارشان را پس از یک دوره بفرروشند. اشتیاق معادله عمومی با نقدشوندگی متغیر در طول زمان با ترکیبی عمومی‌تر به همراه دوره‌های نگهداری درون‌داد، کار بسیار دشواری است؛ زیرا مدل آچاریا و پدرسون برای تمرکز بر اثر ریسک نقدشوندگی راهکارهایی ارائه می‌دهد و نشانگر این است که کدام ریسک بر قیمت‌گذاری مؤثر است. ماهیت این مدل، یک مدل پیشنهادی است؛ اما فرض نسل‌های دارای اشتراک باعث می‌شود که افق‌های زمانی سرمایه‌گذاری کوتاه‌مدت و گردش‌های بزرگی در اختیار گرفته شود که در بسیاری از بازارها به صورت تجربی مشاهده شده است (آچاریا و پدرسون، ۲۰۰۵).

باید توجه شود همانند متونی که در خصوص هزینه‌های مبادلات برون‌زا موجود است، یک متغیر محدود از هزینه عدم نقدشوندگی (C_t^i) این است که این هزینه، نمایانگر هزینه‌های مبادله‌ای مانند حق‌الزحمه کارگزاری و شکاف عرضه و تقاضاست. هرچند به صورت کلی‌تر، هزینه عدم نقدشوندگی باید نشان‌دهنده هزینه‌های واقعی دیگری مانند هزینه‌های تأخیر و تحقیق مرتبط با اجرای مبادلات باشد. به اعتقاد آچاریا و پدرسون، تازگی مدل آنها در این است که این هزینه‌ها را در طول زمان به صورت متغیر در نظر گرفته‌اند و اجازه نداده‌اند که ثابت فرض شوند. آچاریا و پدرسون با علاقه به دنبال پاسخ این سؤال بودند که چگونه بازده (خالص) مورد انتظار یک دارایی (رابطه ۱) به هزینه نقدشوندگی (رابطه ۲)، بازده بازار (رابطه ۳) و نقدشوندگی نسبی بازار (رابطه ۴) وابسته است.

$$r_t^i = \frac{D_t^i + P_t^i}{P_{t-1}^i} \quad \text{رابطه ۱}$$

$$C_t^i = \frac{c_t^i}{P_t^i} \quad \text{رابطه ۲}$$

$$r_t^m = \frac{\sum_i S^i (D_t^i + P_t^i)}{\sum_i S^i P_{t-1}^i} \quad \text{رابطه ۳}$$

$$C_t^m = \frac{\sum_i S^i C_t^i}{\sum_i S^i P_{t-1}^i} \quad \text{رابطه ۴}$$

در مدل‌های فوق، S^i نشان‌دهنده وزن هر سهم در بازار است. در تعادل رقابتی مدل، کارگزاران اقتصادی، مصرف و پرتفوهایی را انتخاب می‌کنند که با گرفتن قیمت‌های ارائه‌شده و قیمت‌های موجود در بازار شفاف، مطلوبیت مورد انتظارشان را حداکثر کنند.

برای تعیین قیمت های تعادلی، اقتصادی را با همان کارگزاران فرض کنید که در آن دارایی i سود تقسیمی برابر با $D_t^i + C_t^i$ دارد؛ اما هزینه عدم نقدشوندگی ندارد. در این اقتصاد تصویری، نتایج استاندارد همانی را دلالت می کنند که CAPM دلالت می کند. بنا بر ادعای آچاریا و پدرسون، قیمت های تعادلی در اقتصاد اصلی که دارای موانع اقتصادی است با قیمت های اقتصاد فرضی برابر خواهد بود. این موضوع از دو حقیقت نشئت می گیرد (آچاریا و پدرسون، ۲۰۰۵): ۱. بازده خالص خرید در هر دو اقتصاد یکسان است؛ ۲. همه سرمایه گذاران در اقتصاد فرضی یک موقعیت خرید را در پرتفوی بازار و یک موقعیت خرید یا فروش را در دارایی بدون ریسک دارند. بنابراین کسب بازده تعادلی یک سرمایه گذار در اقتصاد بی مانع، در اقتصاد اصلی امکان پذیر بوده و بهینه است؛ ضمن اینکه به دلیل محدودیت های فروش استقراضی، فرصت های سرمایه گذاری محدودتری ارائه می کند.

این استدلال نشان می دهد که CAPM اقتصاد بدون مانع به CAPM ای تبدیل می شود که در آن از خالص بازده اقتصاد اصلی و هزینه های عدم نقدشوندگی استفاده می شود. آچاریا و پدرسون با بازنویسی CAPM تک بتایی با بازده های خالص بر حسب بازده های ناخالص، یک CAPM تعدیل شده با نقدینگی برای بازده های ناخالص به دست آوردند. این مسئله مهم ترین مفهوم آزمون پذیر در مقاله آنهاست:

قضیه ۱: در یک تعادل خطی منحصر به فرد، بازده خالص مورد انتظار مشروط ورقه بهادار i به این صورت است:

$$\lambda_t = E(r_{t+1}^m + c_{t+1}^i - r_f) \text{ که در آن } E(r_{t+1}^i + c_{t+1}^i) = r_f + \lambda_t \frac{cov(r_{t+1}^i - c_{t+1}^i, r_{t+1}^m - c_{t+1}^m)}{var(r_{t+1}^i - c_{t+1}^i)}$$

ریسک است. به طور مشابه بازده ناخالص مورد انتظار مشروط $E(r_{t+1}^i) = r_f + E_t(c_{t+1}^i) + \lambda_t$ معادله فوق ساده و طبیعی است. این معادله بیان می دارد که بازده بازار مورد نیاز برابر است با هزینه عدم نقدشوندگی مورد انتظار $(E_t(c_{t+1}^i))$ که به صورت تئوریک و تجربی توسط آمیهود و مندلسون در سال ۱۹۸۶ یافت شده و به علاوه، چهار بتا (یا کواریانس) است که صرف ریسک را تغییر می دهند. این چهار بتا، به بازدهی دارایی و ریسک های نقدشوندگی بستگی دارند. همانند CAPM که در آن بازده مورد نیاز دارایی به طور خطی افزایش می یابد، با بتای بازار (کواریانس بین بازده دارایی و بازده بازار) این مدل نیز علاوه بر بتای بازار سه تأثیر اضافه دیگری به دست می آورد که می تواند سه شکل از ریسک نقدشوندگی در نظر گرفته شود.

الف) $cov(c_{t+1}^i, c_{t+1}^m)$: اولین تأثیر ریسک نقدشوندگی این است که بازده مورد انتظار با افزایش کواریانس میان عدم نقدشوندگی سهم و عدم نقدشوندگی بازار افزایش می یابد. این بدان علت است که سرمایه گذاران هنگام وجود عدم نقدشوندگی در کل بازار، تمایل دارند از سهمی گرامت بگیرند که نقدشونده نیست. اهمیت بالقوه تجربی این مفهوم قیمت گذاری، از وجود عامل مشترک در نقدشوندگی نشئت می گیرد که این عامل در طول زمان متغیر است و توسط چوریدا و رول و سابرهمانیان^۱ (۲۰۰۰) و هویرمن و هالکا^۲ (۲۰۱۴) مطرح شده است. این دانشمندان دریافتند که قسمت

1. Chordia, Roll, & Subrahmanyam

2. Huberman & Halka

عمده نقدشوندگی سهام به صورت مستقیم با عدم نقدشوندگی بازار مرتبط است، به طوری که بازده مورد نیاز می‌بایست با تأثیر هم‌خطی در نقدشوندگی افزایش یابد.

در این مدل صرف ریسک مرتبط با هم‌خطی دو نقدشوندگی، معلول تأثیرات ثروتی عدم نقدشوندگی است. همچنین این صرف ریسک به صورت بالقوه در اقتصادی به کار گرفته می‌شود که در آن سرمایه‌گذاران می‌توانند انتخاب کنند که ورقه بهادار را بفروشند. در چنین مدلی، سرمایه‌گذار دارنده ورقه بهادار عدم نقدشونده (دارای هزینه C_t^I بالا) می‌تواند انتخاب کند که این ورقه بهادار را مبادله نکند و به جای آن اوراق بهادار دیگری (مشابه) را مبادله کند. بیشتر محتمل است که سرمایه‌گذار بتواند اوراق بهادار دیگر (مشابه) را مبادله کند (با هزینه پایین)، البته به شرطی که نقدشوندگی این دارایی با نقدشوندگی بازار همسو نباشد. بنابراین، سرمایه‌گذاران به بازدهی بیشتری برای دارایی‌هایی نیاز دارند که با عدم نقدشوندگی بازار، کواریانس مثبتی دارند.

ب) $COV(r_{t+1}^I, C_{t+1}^m)$: دومین تأثیر بر بازده‌های مورد انتظار، به واسطه کواریانس بین بازده ورقه بهادار و نقدشوندگی بازار است. همان گونه که می‌بینیم، $COV(r_{t+1}^I, C_{t+1}^m)$ بر بازده مورد انتظار تأثیر منفی می‌گذارد؛ زیرا سرمایه‌گذاران تمایل دارند از سهامی که در زمان عدم نقدشونده بودن بازار بازدهی بیشتری دارد، بازده کمتری قبول کنند. تأثیرات مرتبط، همچنین از مدل‌های تئوریک هولمستروم و تیروول^۱ (۲۰۰۰) که مفاهیم تعادلی محدودیت‌های قدرت پرداخت دیون را بررسی می‌کرد، نشئت می‌گیرد. پاستور و استامباف (۲۰۰۳) نیز به صورت تجربی از این تأثیر حمایت کرده‌اند. آنها دریافتند که با تعدیل حقایق مرتبط به بازده بازار، اندازه، ارزش و عوامل اندازه حرکت در نمونه‌ها، بازده متوسط سهامی که حساسیت زیادی به نقدشوندگی بازار دارند، به طور سالانه ۷/۵ درصد بیشتر از آنهایی است که حساسیت‌شان کمتر است. سارکار، چوردیا و سابرهمانیان^۲ (۲۰۰۵) و نیز با استفاده از معیارهای جایگزین حقایق مشابهی را ارائه دادند.

ج) $COV(C_{t+1}^I, r_{t+1}^m)$: سومین تأثیر به واسطه کواریانس عدم نقدشوندگی ورقه بهادار با بازده بازار ایجاد می‌شود. این اثر برخاسته از اشتیاق سرمایه‌گذاران برای پذیرش بازده کمتر از سهمی است که هنگام رکود بازار، نقدشونده‌تر است. هنگامی که بازار با رکود مواجهه است، سرمایه‌گذاران فقیر هستند و توانایی فروش آسان واقعاً باارزش است. بنابراین هر سرمایه‌گذار تمایل دارد که بازده پایین‌تر سهامی را بپذیرد که در حالت فقر بازدهی بازار، هزینه‌های عدم نقدشوندگی کمتری دارد.

بدون توجه به مدل نیز تجربه به ما می‌گوید که بازده کم بازار برای برخی سرمایه‌گذاران مشکلات ثروتی ایجاد کرده و آنها را نیازمند فروش دارایی‌هایشان می‌کند. اگر سرمایه‌گذار دارایی‌های نقدشونده‌ای را در زمان رکود در دست نداشته باشد، مشکل وی بزرگ‌تر می‌شود. مطابق چنین بینشی، لینچ و تان^۳ (۲۰۰۳) نشان دادند هنگامی که هزینه‌های معامله در شرایط دیگر به صورت معکوس با شوک‌های ثروتی رابطه داشته باشد، صرف نقدشوندگی بزرگ‌تر است. در صورتی که بپذیریم r^m نمادی از شوک‌های ثروتی است، این عقیده با اثر $COV(C_{t+1}^I, r_{t+1}^m)$ هم‌خوانی دارد.

بنابراین سه کواریانس فوق، توصیفی از ریسک نقدشوندگی یک ورقه بهادار است. یادآوری می کنم که همه این کواریانس ها با استفاده از بازده خالص مورد انتظار مشروط در CAPM در معادله به دست می آیند. استفاده از بازده ناخالص و عدم نقدشوندگی به عنوان داده های اساسی به چند دلیل زیر مهم است:

۱. مادامی که بازده خالص به دوره نگهداری سرمایه گذار وابسته بوده و دوره نگهداری با توجه به دوره انتخاب شده برای نمونه آماری توسط اقتصادسنجان متفاوت است، محاسبه بازده خالص درست نیست.

۲. متون تجربی در خصوص نقدشوندگی، بر مبنای بازده ناخالص و هزینه نقدشوندگی بنا شده اند و مدل فوق برای رابطه تجربی بین این ویژگی های ورقه بهادار، زیربنایی تئوریک قائل می شود.

۳. ارتباط قیمت گذاری بین بازده ناخالص و هزینه های عدم نقدشوندگی که ذاتاً با معادله مشابه باشد، در مدل هایی که بازده خالص متغیر کافی وجود ندارد، مدل غنی تری را ارائه می دهد.

آچاریا و پدرسون نشان دادند که ماندگاری نقدشوندگی بر این امر دلالت دارد که نقدشوندگی بازده های آینده را پیش بینی کرده و همراه با بازده به طور هم زمان حرکت می کند. به طور تجربی نقدشوندگی در طول زمان متغیر و ماندگار است؛ یعنی $\rho^c > 0$.

از دید آچاریا و پدرسون، ماندگاری نقدشوندگی بر قابلیت پیش بینی بازده ها دلالت دارد. به طور ذاتی، عدم نقدشوندگی بالای امروز، عدم نقدشوندگی مورد انتظار دوره بعد را پیش بینی کرده و آن نیز بر بازده مورد انتظار بالاتر دلالت می کند. جونز^۱ در سال ۲۰۰۱ به طور تجربی دریافت که بازده سالانه مورد انتظار سهام با شکاف عرضه و تقاضای سال گذشته افزایش یافته و با گردش سال گذشته کاهش می یابد. آمیهود^۲ در سال ۲۰۰۲ دریافت که عدم نقدشوندگی، بازده مازاد را در بازار و در پرتفوی های طبقه بندی شده بر مبنای اندازه پیش بینی می کند.

همان گونه که دیدیم، آچاریا و پدرسون مدلی از ریسک نقدشوندگی ارائه کرده اند که در ساده ترین شکل خود نشان می دهد CAPM از بازده های خالص از هزینه نقدشوندگی بهره می برد. در حالی که سرمایه گذاران باید برای عملکرد و قابلیت معامله سهامشان در بازارهای در حال رکود و بازارهایی با نقدشوندگی پایین، نگران باشند؛ مدل به طور متفاوت بیان می دارد که بازده مورد انتظار یک ورقه بهادار با کواریانس بین عدم نقدشوندگی سهم و عدم نقدشوندگی بازار (c_{t+1}^i, c_{t+1}^m) رابطه مستقیم و با کواریانس بین بازده سهم و بازده بازار (r_{t+1}^i, r_{t+1}^m) رابطه معکوس و با کواریانس بین عدم نقدشوندگی سهم و بازده بازار (c_{t+1}^i, r_{t+1}^m) رابطه معکوس دارد.

مقیاس عدم نقدشوندگی

در مدل قیمت گذاری دارایی های سرمایه ای تعدیل شده با ریسک نقدشوندگی، نرخ بازده مورد توقع از یک ورقه بهادار با «بتاهای» مشتق شده از آن ورقه، متناسب است. به طور کلی این مدل به تشریح چگونگی تأثیرپذیری قیمت دارایی ها (به خصوص سهام شرکت ها) از ریسک نقدشوندگی می پردازد. شواهد ارائه شده بیان می کند که نقدشوندگی بر بازده سهام

1. Jones

2. Amihud

تأثیر دارد و علاوه بر ریسک سیستماتیک بازار، عوامل دیگری چون اندازه شرکت، ارزش دفتری به ارزش بازار و سایر عوامل نیز می‌تواند به توصیف بازده کمک کند. همان گونه که پیش از این نیز مطرح شد، تاکنون معیار کاملی برای محاسبه عدم نقدشوندگی سهام معرفی نشده و هر یک از معیارهایی که تاکنون در این خصوص به دنیای مدیریت مالی معرفی شده‌اند، دارای مزایا و معایب مختص خود بوده‌اند. شاید نبودن یک پارادایم در این خصوص، یادآور دوره‌هایی از این علم باشد که اندیشمندان بر سر اینکه «چگونه ریسک را اندازه‌گیری کنیم» اختلاف نظر داشتند. وجود متغیرهای متنوعی از قبیل شکاف عرضه و تقاضا، حجم معامله یک سهام به نسبت ارزش بازاری، تعداد روزهای معامله یک سهام، وجود یا نبود اطلاعات متقارن، انتخاب نامساعد و... به‌عنوان نمایندگانی برای اندازه‌گیری نقدشوندگی و عدم نقدشوندگی، همه و همه بر کثرت آرای موجود در این خصوص دلالت دارند. تنوع وجود متغیرهایی از این دست و نیز منطقی بودن دلیل انتخاب هریک به‌عنوان نماینده، برای استفاده از متغیر کامل در این خصوص، سردرگمی ایجاد کرده است. یکی از معیارهای نوینی که در محاسبه نقدشوندگی استفاده می‌شود، «معیار آمیوست» نام دارد. معیار آمیوست که به اندازه‌گیری نقدشوندگی می‌پردازد، عبارت است از: میانگین نسبت حجم معامله به قدر مطلق بازده. اما با توجه به اینکه در این تحقیق، اندازه‌گیری عدم نقدشوندگی و ریسک عدم نقدشوندگی با استفاده از معیارهای دیگر و جدیدتری انجام خواهد شد که مشابهت بسیاری با معیار آمیوست دارد، اغلب نماینده‌های مرتبط با نقدشوندگی یعنی حجم معامله، شکاف عرضه و تقاضا و تعداد روزهای معامله سهام را در نظر می‌گیرد.

نسبت ماهانه آمیهود، در واقع میانگین نسبت‌های روزانه همان ماه است. سهام نقدشونده‌تر می‌بایست حرکت قیمتی کمتری در حجم معنی از معاملات داشته باشد که این به قدرت زیاد جذب معاملات بیشتر اشاره می‌کند. مقادیر بالاتر نسبت آمیهود، نشان‌دهنده نقدشوندگی کمتر است. پس اگر سهام در قبال حجم کوچکی از معامله، تغییر قیمت زیادی داشته باشد، عدم نقدشونده (دارای ILLIQ بالایی) است. همواره نسبت آمیهود یکی از معیارهای بهتر برای اندازه‌گیری تأثیر بر مبنای داده با نوسان‌های اندک است.

نقدشوندگی متغیر مشاهده‌ای نیست. نماینده‌های بسیاری برای نقدشوندگی وجود دارد. برخی از این نماینده‌ها همانند شکاف عرضه و تقاضا، بر اساس داده‌های ریزساختار بازار هستند که در سری‌های زمانی در دسترس نبوده و معمولاً برای مطالعه تأثیرات روی بازده‌های مورد انتظار مطلوب نیستند. بنابراین شکاف عرضه و تقاضا، برای هزینه فروش تعداد کمی از سهام خوب است؛ اما لزوماً مقیاس خوبی برای هزینه فروش خیلی از سهام‌ها نیست. عدم نقدشوندگی سهام i در ماه t برابر است با:

$$ILLIQ_t^i = \frac{1}{Days_t^i} \sum_{d=1}^{Days} \frac{|R_{td}^i|}{V_{td}^i} \quad (\text{رابطه ۵})$$

R_{td}^i و V_{td}^i به ترتیب بازده و حجم ریالی (در میلیون) روی روز d ام در ماه t ام و $Days$ تعداد روزهای مشاهده شده در دسترس در ماه t برای سهام i است. در مدل ما عدم نقدشوندگی هزینه فروش است. بازارهای واقعی، هزینه‌های

فروش متعددی دارند که هزینه کارگزار، شکاف عرضه و تقاضا، فشار بازار و هزینه‌های جست‌وجو را شامل می‌شوند. استراتژی تجربی ما بر اساس این فرض است که ILLIQ ابزار در دسترس است برای هزینه‌های فروش. همگام با این دیدگاه، آمیهود (۲۰۰۲) با مطالعه تجربی نشان داد که ILLIQ به‌طور مثبتی با مقیاس‌های فشار قیمتی و هزینه‌های معاملات ثابت در طول دوره زمانی که او داده‌های ریزساختار را در اختیار داشته، مرتبط است. هازبروک^۱ (۲۰۰۲) نتیجه گرفت که از بین نماینده‌هایی که در کانون توجه قرار گرفته‌اند، مقیاس عدم نقدشوندگی (ILLIQ) بهتر ظاهر شده است.

پیشینه تجربی

گلد، هانگ و وانگ^۲ (۲۰۱۷) در پژوهشی تأثیر نقدینگی سهام بر قیمت‌گذاری اختیار خرید و فروش را بررسی کردند. نتایج تحقیق ایشان نشان داد که ارتباط معناداری بین نقدشوندگی سهام و قیمت‌گذاری اختیارها وجود دارد. به نظر این پژوهشگران، معیارهای اندازه‌گیری بر حجم معاملات اختیارات تأثیرگذار است.

برانا و پرت^۳ (۲۰۱۶) با به‌کارگیری سه معیار اندازه‌گیری در انگلستان، نشان دادند که پورتهوهای با درجه نقدشوندگی کمتر، همواره بازده بیشتری را در مقایسه با پورتهوهای نقدشونده ایجاد می‌کنند و بازده پورتهوی بدون هزینه^۴، حداقل در دو معیار از سه معیار استفاده‌شده، از نظر آماری شایان توجه بوده است.

برنان، هاه و سابره‌مانام^۵ (۲۰۱۳) که از معیار عدم‌نقدشوندگی آمیهود برای قیمت‌گذاری دارایی‌ها استفاده کردند، بیان کردند که در مجموع، فقط در روزهای نزولی بازار، صرف بازده ناشی از نقدشوندگی به وجود می‌آید.

در سال‌های اخیر پژوهش‌های فراوانی سرمایه‌گذاری را به عدم نقدشوندگی مرتبط ساخته‌اند. از نس، موسکویتز و پدرسن^۶ (۲۰۱۳) شواهد شایان توجهی یافتند که نشان می‌دهد ریسک نقدشوندگی به‌طور معکوس با ارزش در ارتباط است؛ اما با عامل مومنتوم، در سطح طبقه‌بندی جهانی دارایی‌ها ارتباط مستقیمی دارد. ایبوتسون، چن و کیم و هو^۷ (۲۰۱۳) بر اساس تحقیق انجام‌شده در بازار آمریکا دریافتند که بازده کسب‌شده ناشی از پورتهوی غیرنقدشونده، کاملاً از سایر سبک‌های سرمایه‌گذاری متفاوت است. نگوین و هیلو^۸ (۲۰۱۳) از معیارهای نقدشوندگی شکاف قیمت خرید و فروش، معیار آمیهود، معیار لیو، اثر قیمت پاستور و استامباگ، حجم معاملات سهام و حجم معاملات دلاری استفاده کردند و به نتایجی حاکی از وجود معنادار بودن عدم‌نقدشوندگی دست یافتند. از طرفی، لیچسکی و ورونکوا^۹ (۲۰۱۲) سبک‌های سرمایه‌گذاری مختلفی را بر بازار لهستان بررسی کردند و دریافتند که اندازه شرکت و ارزش آن، بر کسب بازده مازاد بر اساس استراتژی تأثیر دارد؛ اما بر نقدشوندگی تأثیر چشمگیری ندارد. بر اساس شواهدی که بن رفاثل، کادن و

1. Hasbrouck

2. Huang & Wang

3. Brana & Prat

4. Zero-cost portfolio = long the Illiquid portfolio and short the Liquid portfolio

5. Brennan, Huh, & Subrahmanyam

6. Asness, Moskowitz & Pedersen

7. Ibbotson, Chen, Kim & Hu

8. Nguyen, Hei Lo

9. Lischewski, Voronkova

وول^۱ (۲۰۰۸) در بررسی بازار NYSE به دست آوردند، سودآوری استراتژی معاملات بر اساس صرف نقدشوندگی طی چهار دهه اخیر کاهش یافته است یا در واقع، این استراتژی‌ها سودآوری خود را از دست داده‌اند.

آسیما و راعی (۱۳۹۶) در دوره زمانی ۱۳۸۴ تا ۱۳۹۱، عملکرد مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای استاندارد را با مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای و در نظر گرفتن ناهمسانی واریانس شرطی متقارن و نامتقارن در بورس اوراق بهادار تهران مقایسه کردند و دریافتند مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای با در نظر گرفتن ناهمسانی واریانس شرطی، قدرت پیش‌بینی قوی‌تری دارد.

رضایی دولت‌آبادی، فتحی و یوسفان (۱۳۹۶) با نقض فرض سرمایه‌گذاری مستقیم، مدل قیمت‌گذاری نمایندگی در دوره زمانی ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۵ را بررسی کردند و با آزمون قطعی فاما مکیت، به برتری هر دو مدل تک‌عاملی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای و مدل سه‌عاملی و پنج‌عاملی فاما فرنچ، در حالت نمایندگی در مقایسه با سرمایه‌گذاری مستقیم دست یافتند.

قالیباف و ایزدی (۱۳۹۳) به بررسی رابطه بین ریسک و بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران با در نظر گرفتن اثر شتاب و ریسک نقدشوندگی پرداختند. در این تحقیق، از خود متغیرها و نه عامل صرف ریسک مربوط به آنها (به‌جز عامل صرف ریسک بازار) در مدل استفاده شده است. قلمرو زمانی سال ۱۳۸۰ تا ۱۳۸۹ بوده و از شاخص نقدشوندگی نسبت گردش سهام استفاده شده است. پژوهشگران رابطه متغیرهای اندازه، نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار، شتاب (بازدهی تجمعی ۶ ماه گذشته) و نقدشوندگی با متغیر وابسته بازده مازاد سهام را در قالب رگرسیون چندگانه گام به گام به روش تابلویی بررسی کردند. آنها رابطه قوی و مثبتی میان صرف ریسک بازار و نیز، متغیر نقدشوندگی با مازاد بازده گزارش کردند؛ اما در خصوص متغیرهای اندازه، ارزش دفتری به ارزش بازار و شتاب رابطه‌ای با بازده مازاد در سطح خطای ۵ درصد به رابطه‌ای دست نیافتند.

ابزری، کبیری پور و سهیلی (۱۳۹۲) به بررسی اثر معیار چندبعدی نقدشوندگی بر بازده سهام پرداختند که این معیار از طریق ترکیب شش معیار مختلف نقدشوندگی شامل نسبت عدم نقدشوندگی آمیهد، نسبت حجم معاملات به تغییرپذیری جان و همکاران، نسبت گردش سهام چای و همکاران، معیار میانگین حجم معاملات و تعداد روزهای بازده صفر چانگ و همکاران و احتمال انجام معامله نریان و ژنگ حاصل شده است. آنها به‌منظور ترکیب معیارهای نقدشوندگی و ارائه معیاری چندبعدی، از روش تحلیل TOPSIS بهره بردند. در نهایت با استفاده از الگوی داده‌های ترکیبی برای دوره ده‌ساله، مشاهده کردند که الگوی چهار عاملی متشکل از عوامل فاما و فرنچ و عامل نقدشوندگی، بهترین الگو برای تبیین بازده اضافی سهام در بورس اوراق بهادار تهران است.

بادآور نهندي، زینالی و ملکی (۱۳۹۳) در بررسی اثرگذاری نقدشوندگی بر بازده سهام از معیارهای نقدشوندگی شکاف قیمت نسبی و تعداد دفعات گردش سهام بهره بردند و با استفاده از روش رگرسیون داده‌های ترکیبی، نشان دادند طی دوره زمانی ۱۳۸۴ تا ۱۳۸۸، افزایش سطح سنج‌های نقدشوندگی، به افزایش بازده سهام منتج شده است.

نتایج تحقیقات حبیبی ثمر، تهرانی و انصاری (۱۳۹۴) حاکی از آن است که رابطه بین ریسک نقدشوندگی و بازده واقعی سهام رشدی و ارزشی، طی سال های ۱۳۸۶ تا ۱۳۹۰ در بورس اوراق بهادار تهران خطی و مثبت است؛ اما شدت این رابطه برای شرکت های ارزشی بیشتر است. به طور کلی، مروری بر پژوهش های انجام شده خارجی و داخلی نشان می دهد که اولاً نقدشوندگی عامل بسیار بااهمیتی نزد پژوهشگران است و ثانیاً در بسیاری از پژوهش ها اثر معناداری در توضیح بازده دارد.

روش شناسی پژوهش

مدل تحقیق

در این تحقیق بر اساس تجزیه و تحلیل اطلاعات، ابتدا باید متغیرهای در دست بررسی تحقیق را جمع آوری کرد. در این تحقیق با توجه به جامعه اطلاعاتی، به گردآوری داده های خام تحقیق اقدام شده است و تلاش بر آن است که ضمن از بین بردن شکاف میان قیمت گذاری سهام و ریسک نقدشوندگی، با استفاده از معیاری جدید برای اندازه گیری نقدشوندگی سهام و تخمین ارتباط میان ریسک نقدشوندگی سهام و بازده آن، بازده مورد توقع سهامداران اندازه گیری شود. بدین ترتیب، قیمت گذاری سهام با توجه به ریسک نقدشوندگی آن (ریسک ناشی از عدم نقدشوندگی سهام در طی دوره های گوناگون) تبیین و ارائه می شود. مدل استفاده شده در این تحقیق که آن را مدل تعدیلی می نامیم، بر مبنای مدل قیمت گذاری دارایی های سرمایه ای ساخته شده است. برای محاسبه نرخ بازده مورد توقع سهامداران، علاوه بر ارتباط میان بازده یک سهم و بازده بازار، سه عامل دیگر ایجاد می شود که مربوط به ریسک نقدشوندگی سهم است؛ یعنی همان گونه که نرخ بازده مورد توقع سهامداران به کواریانس بازده سهم و بازده بازار بستگی دارد، به کواریانس بازده سهم و ریسک نقدشوندگی، کواریانس بازده بازار و ریسک نقدشوندگی و کواریانس ریسک نقدشوندگی سهم و ریسک نقدشوندگی بازار نیز وابسته است. در تعادل خطی منحصر به فرد، بازده خالص مورد انتظار مشروط ورقه بهادار i عبارت است از:

$$E(r_{t+1}^i - c_{t+1}^i) = r_f + \lambda_t \frac{Cov(r_{t+1}^i - c_{t+1}^i, r_{t+1}^m - c_{t+1}^m)}{Var(r_{t+1}^i - r_{t+1}^i)} \quad \text{(رابطه ۶)}$$

که در آن $\lambda_t = E(r_{t+1}^m - c_{t+1}^i - r_f)$ صرف ریسک است. بنابراین معادله ۶ به صورت زیر تغییر می کند.

$$E_t(r_{t+1}^i) = r^f + E_t(c_{t+1}^i) + \lambda_t \frac{Cov_t(r_{t+1}^i, r_{t+1}^M)}{Var_t(r_{t+1}^M - c_{t+1}^M)} + \lambda_t \frac{Cov_t(c_{t+1}^i, c_{t+1}^M)}{Var_t(r_{t+1}^M - c_{t+1}^M)} - \lambda_t \frac{Cov_t(r_{t+1}^i, c_{t+1}^M)}{Var_t(r_{t+1}^M - c_{t+1}^M)} - \lambda_t \frac{Cov_t(c_{t+1}^i, r_{t+1}^M)}{Var_t(r_{t+1}^M - c_{t+1}^M)} \quad \text{(رابطه ۷)}$$

این معادله بیان می کند که بازده مورد نیاز سهام برابر است با هزینه عدم نقدشوندگی نسبی که به طور تجربی توسط آمیهود و مندلسون (۱۹۸۶) محاسبه شده است، به اضافه چهار بتا ضرب در صرف ریسک. این چهار بتا به عایدی دارایی و ریسک های نقدشوندگی بستگی دارند. همان طور که در الگوی استاندارد CAPM، بازده مورد نیاز دارایی به صورت

خطی افزایش می‌یابد، در این الگو با بتای بازار (کواریانس بین بازده دارایی و بازده بازار)، سه اثر اضافی دیگر به‌دست می‌آید که سه شکل متفاوت از ریسک‌های نقدشوندگی در نظر گرفته می‌شود. بدین ترتیب، این مدل الگویی فراهم می‌کند که بتوان از طریق آن چگونگی و میزان تأثیر ریسک نقدشوندگی سهم بر قیمت سهام را بررسی و ارزیابی کرد، الگویی که توسط سایر مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای از قبیل CAPM فراهم نمی‌شود. با ترکیب ریسک‌های نقدشوندگی بتاهای جدید به‌صورت زیر بیان می‌شود.

$$\beta^{5i} = \beta^{2i} - \beta^{3i} - \beta^{4i} \quad \text{رابطه ۸}$$

که با استفاده از آن مدل L-CAPM همراه با ریسک نقدشوندگی تجمعی به‌صورت ذیل خواهد بود:

$$E(R_t^i - R_f) = \alpha + k E(C_t^i) + \lambda \beta^{1i} + \lambda \beta^{5i} \quad \text{رابطه ۹}$$

در نهایت ریسک سیستماتیک نقدشوندگی تجمعی به‌صورت زیر تعریف شده است:

$$\beta^{6i} = \beta^{1i} - \beta^{2i} - \beta^{3i} - \beta^{4i} \quad \text{رابطه ۱۰}$$

بنابراین مدل نهایی در قالب رابطه ۱۱ نمایش داده می‌شود.

$$R_{t+1}^i - R_{t+1}^f = \alpha + \lambda_1 \mu_t^i + \lambda_2 \beta^{1i} + \lambda_3 \beta^{5i} + \varphi_1 BM_t + \varphi_2 Size_t + \varphi_1 MOM_t \quad \text{مدل ۱}$$

$$R_{t+1}^i - R_{t+1}^f = \alpha + \lambda_1 \mu_t^i + \lambda_2 \beta^{6i} + \varphi_1 BM_t + \varphi_2 Size_t + \varphi_1 MOM_t \quad \text{مدل ۲}$$

دو معادله فوق، به‌ترتیب اثر ریسک نقدشوندگی تجمعی و ریسک تجمعی سیستماتیک را اندازه‌گیری می‌کنند و در نهایت، معادله آخر اثر مشترک بتاهای نقدشوندگی را در مجموع می‌سنجد.

$$R_{t+1}^i - R_{t+1}^f = \alpha + \lambda_1 \mu_t^i + \lambda_2 \beta^{1i} + \lambda_3 \beta^{2i} + \lambda_4 \beta^{3i} + \lambda_5 \beta^{4i} + \varphi_1 BM_t + \varphi_2 Size_t + \varphi_1 MOM_t \quad \text{مدل ۳}$$

که در آن $r_{t+1}^i - r_{t+1}^f$ بازده مازاد سهام در ماه $t+1$ ، μ_t^i باقی‌مانده رگرسیون خود رگرسیون مرتبه دوم (AR(۲)) نسبت عدم نقدشوندگی آمیهد، β_1 تا β_6 بتاهای نقدشوندگی توضیح داده شده هستند. BM_t نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار در ماه t ، $Size_t$ لگاریتم طبیعی ارزش بازار هر سهم در ماه t است و MOM بازده تجمعی هر سهم در طول ۱۲ ماه گذشته با یک ماه تأخیر است.

متغیرهای تحقیق و روش اندازه‌گیری آنها

متغیر وابسته

نرخ بازده مورد انتظار از فرمول زیر به‌دست می‌آید:

$$E(r_i) = r_f + \beta_i(E(r_M) - r_f) \quad \text{رابطه (۱۱)}$$

$E(r_i)$ بازده مورد انتظار دارایی؛ r_f نرخ بدون ریسک؛ β معیار اندازه گیری ریسک سیستماتیک یک ورقه بهادار. یعنی یک درصد تغییر در بازده بازار، چند درصد آن ورقه بهادار خاص تغییر می کند. $E(r_M) - r_f$ صرف ریسک بازار است که به صورت مازاد بازده پرتفوی بازار نسبت به نرخ بازده بدون ریسک تعریف می شود.

متغیرهای مستقل

بازده سهام: برای محاسبه بازده ماهانه سهام شرکتها به اطلاعاتی در خصوص قیمت آخر ماه سهام، میزان افزایش سرمایه، سود نقدی اعلام شده برای هر سهم نیاز بود. با توجه به اینکه افزایش سرمایه ممکن است از محل سهام جایزه یا حق تقدم باشد، از رابطه ۱۲ برای محاسبه بازده استفاده می شود.

$$R_t = \frac{(1 + \alpha)P_{t+1} + DPS_t - P_t - C}{P_t} \quad \text{رابطه (۱۲)}$$

R_t بازده سهام عادی در دوره t ؛ P_t قیمت سهام عادی در زمان t ؛ P_{t+1} قیمت سهام عادی در زمان $t+1$ ؛ DPS_t سود نقدی سهام عادی طی دوره t ؛ α درصد افزایش سرمایه (از محل اندوخته یا آورده نقدی و مطالبات)؛ C آورده نقدی هنگام افزایش سرمایه. بازده سالانه به صورت میانگینی از بازده های ماهانه محاسبه می شود.
بازده بازار از رابطه ۱۳ به دست می آید:

$$r_t^M = \frac{\sum_i S^i (D_t^i + P_t^i)}{\sum_i S^i P_{t-1}^i} \quad \text{رابطه (۱۳)}$$

S^i سهم ورقه بهادار i ام در سبد بازار؛ $(D_t^i + P_t^i)$ سود تقسیمی به اضافه قیمت ورقه بهادار i ام در زمان t ؛ P_{t-1}^i قیمت ورقه بهادار i ام در زمان $t-1$.

عدم نقدشوندگی نسبی سهام و عدم نقدشوندگی نسبی بازار به ترتیب برابر هستند با:

$$c_t^i = \frac{C_t^i}{P_{t-1}^i} \quad \text{رابطه (۱۴)}$$

$$c_t^M = \frac{\sum_i S^i C_t^i}{\sum_i S^i P_{t-1}^i} \quad \text{رابطه (۱۵)}$$

برای برآورد CAPM تعدیل شده، ما نوع بدون قید آن را در نظر می گیریم. نتایج غیرشرطی، برای مثال، شامل فرض مستقل بودن سودهای تقسیمی و هزینه های عدم نقدشوندگی در طول زمان است. بر این اساس مدل ساده شده الگو عبارت است از:

$$E(r_t^i - r_t^f) = E(C_t^i) + \lambda\beta^{1i} + \lambda\beta^{2i} - \lambda\beta^{3i} - \lambda\beta^{4i} \quad \text{رابطه (۱۶)}$$

که در آن $E(C_t^i)$ برابر است با میانگین عدم نقدشوندگی‌های ماهانه. ریسک‌های نقدشوندگی (β های نقدشوندگی) به کمک روابط زیر برآورد می‌شوند:

$$\beta^{1i} = \frac{Cov(r_t^i, r_t^M)}{Var(r_t^M - c_t^M)} \quad \text{رابطه ۱۷}$$

$$\beta^{2i} = \frac{Cov(c_t^i, c_t^M)}{Var(r_t^M, c_t^M)} \quad \text{رابطه ۱۸}$$

$$\beta^{3i} = \frac{Cov(r_t^i, c_t^M)}{Var(r_t^M, c_t^M)} \quad \text{رابطه ۱۹}$$

$$\beta^{4i} = \frac{Cov(c_t^i, r_t^M)}{Var(r_t^M - c_t^M)} \quad \text{رابطه ۲۰}$$

β^1 : این بتا که به نوعی همان بتای مدل CAPM است، از ارتباط بین بازده سهم با بازده بازار نشئت می‌گیرد. به بیان دیگر، ضریب بتا نشان‌دهنده افزایش مورد انتظار در بازده یک ورقه بهادار در قبال یک درصد افزایش در بازده بازار است. در واقع β^1 شبیه به بتای CAPM سنتی است به استثنای اینکه در مخرج بتای جدید، هزینه معاملات در نظر گرفته شده است.

β^2 : اولین تأثیر ریسک نقدشوندگی این است که با افزایش کوواریانس بین عدم نقدشوندگی سهام با عدم نقدشوندگی بازار، بازده مورد انتظار سهام افزایش یابد؛ زیرا هنگامی که در بازار نقدشوندگی پایین است، سرمایه‌گذاران از سهامی که نقدشوندگی کمتری دارد، انتظار کسب بازده بیشتری دارند. در چنین مدلی، سرمایه‌گذاری که دارند ورقه بهادار غیرنقدشونده است (دارای هزینه بالایی است)، می‌تواند انتخاب کند که چنین ورقه‌ای را مبادله نکند و به جای آن اوراق بهادار دیگر (مشابه) را مبادله کند. بنابراین سرمایه‌گذاران برای دارایی‌هایی که کوواریانس مثبتی با عدم نقدشوندگی بازار دارند، بازدهی بیشتری طلب می‌کنند. می‌توان گفت β^2 هم‌حرکتی هزینه نقدشوندگی سهام با نقدشوندگی بازار را نشان می‌دهد که به نقدشوندگی مشترک نیز شناخته می‌شود. تئوری تأثیر ثروت کوچوران^۱ (۲۰۰۱) بیان می‌کند که سرمایه‌گذاران مشتاق‌اند تا صرفی را برای دارایی‌هایی بپردازند که الگوی مصرفشان نوسان‌های غیرمترقبه ندارد؛ یعنی زمانی که نقدشوندگی بازار پایین است، دارایی همچنان نقدشونده باقی بماند. بنابر آنچه گفته شد، انتظار می‌رود β^2 رابطه مثبتی با بازده مورد انتظار داشته باشد.

β_3 : دومین تأثیر ریسک نقدشوندگی بر بازده های مورد انتظار، به واسطه همبستگی بین بازده ورقه بهادار و عدم نقدشوندگی بازار است. سرمایه گذاران از سهامی استقبال می کنند که هنگام پایین بودن نقدشوندگی بازار، آن سهام بازدهی چشمگیری داشته باشد، حتی اگر به طور کلی بازدهی این سهم در سایر زمان ها چشمگیر نباشد. بازده متوسط سهامی که به نقدشوندگی بازار حساسیت زیادی دارند؛ یعنی با عدم نقدشونده شدن بازار، بازده آنها افزایش می یابد، به طور کلی بیشتر از آنهایی است که حساسیتشان کم است. یا به بیانی دیگر، β_3 هم حرکتی بازده سهام با نقدشوندگی بازار را نشان می دهد. پاستور استامباگ (۲۰۰۳) نشان داد دارایی هایی که بازده آنها به نقدشوندگی بازار بسیار حساس است، دارایی های ریسکی تری هستند و از آنجا که نقدشوندگی در بازارهای مالی هزینه زاست، سرمایه گذاران تمایلی به نگهداری این دارایی ها ندارند، مگر آنکه این دسته از دارایی ها، آن ویژگی را با بازده بیشتر جبران کنند. بنابراین سرمایه گذاران بیشتر به نگهداری دارایی هایی تمایل دارند که در بازارهای غیر نقدشونده، بازده های بیشتری به ارمغان بیاورند. پس انتظار می رود β_3 با بازده مورد انتظار، رابطه منفی داشته باشد.

β_4 : سومین تأثیر ریسک نقدشوندگی، به واسطه کوواریانس بین عدم نقدشوندگی ورقه بهادار با بازده بازار ایجاد می شود. در واقع، تأثیر یاد شده این اشتیاق سرمایه گذار را بیان می کند که در بازار راکد، سهامی پر ارزش است که به آسانی خرید و فروش شود؛ یعنی در چنین بازاری سهمی ارزشمند است که بتوان آن را به راحتی و بدون تخفیف به نقد تبدیل کرد. این اثر، برخاسته از اشتیاقی است که سرمایه گذاران به پذیرش بازده کمتر از سهمی دارند که هنگام رکود بازار نقدشونده تر است. هنگامی که بازار با رکود مواجه است، سرمایه گذاران فقیرند و توانایی فروش آسان واقعاً با ارزش است. بنابراین هر سرمایه گذار تمایل دارد که بازده پایین تر را از سهامی بپذیرد که در حالت های فقر بازده بازار، هزینه های عدم نقدشوندگی پایین تری دارد. در نتیجه β_4 هم حرکتی نقدشوندگی سهام با بازده بازار را نشان می دهد. بر اساس نیاز به نقدشوندگی دارایی ها، آچاریا و پدرسن (۲۰۰۵) ادعا کردند که نقدشوندگی در رکود بازار، شایان توجه و خواستنی تر است و سرمایه گذاران تمایل دارند که صرفی را برای سهامی که بیشتر نقدشونده است، در دوران نزول بازار بپردازند. بنابراین، از آنجایی که سرمایه گذاران مایل اند بازده کمتری را برای این گونه سهام بپذیرند، β_4 می بایست با بازده مورد انتظار رابطه منفی داشته باشد. بدون توجه به مدل نیز، بازده پایین بازار برای برخی از سرمایه گذاران مشکلات ثروتی ایجاد می کند که آنان را به فروش دارایی هایشان وامی دارد. اگر سرمایه گذار دارایی های نقدشونده ای را در زمان رکود در دست نداشته باشد، مشکل وی بزرگ تر می شود.

در پایان برای بررسی معیارهای نقدشوندگی بازارهای صعودی و نزولی، فیوتزی و فرانسیس^۱ (۱۹۷۷) سه روش برای تشخیص بازار افتان و خیزان به شکل زیر معرفی کرده اند:

۱. بازارهای افتان و خیزان^۲. این بازارها بر اساس کتاب تعاریفی مشخص می شود که کوهن، زینبرگ و زیکیل^۳ (۲۰۰۰) منتشر کرده اند و طبقه بندی هر ماه آنها بر اساس روند بازار شکل می گیرد.

1. Fabozzi and Francis
2. Bull and Bear (BB)
3. Zeikel

۲. بازارهای صعودی و نزولی^۱. این بازارها بر اساس بازده دسته‌بندی می‌شوند، ماههایی که در آن r_t^m مثبت باشد، به‌عنوان ماه‌های صعودی تعیین می‌شوند و ماههایی که در آن r_t^m منفی باشد، در دسته ماه‌های نزولی طبقه‌بندی می‌شوند. این روش باعث می‌شود که تمام داده‌ها به دو دسته کامل و جامع طبقه‌بندی شوند، اما این دسته‌بندی روند بازار سرمایه را نادیده می‌گیرد و به هر ماه به‌صورت مستقل نگاه می‌کند.
۳. بازارهای صعودی و نزولی شایان توجه^۲. این دسته‌بندی داده‌ها را به سه شاخه تبدیل می‌کند: الف) ماه‌هایی که بازار به‌طور شایان توجهی صعودی است؛ ب) ماه‌هایی که بازار به‌طور شایان توجهی نزولی است؛ ج) ماه‌هایی که بازار نه صعودی است نه نزولی. ماه‌هایی که در آن قدر مطلق بازده بازار (r_t^m) از نصف انحراف معیار بازده بازار بر اساس تمام داده‌های بازار بیشتر باشد یا به بیانی دیگر $(0.5\sigma_m) < |r_t^m|$ ، به‌عنوان حرکت شایان توجه بازار محاسبه می‌شوند. ممکن است برخی از ماه‌ها در این دسته‌بندی به‌عنوان بازارهای صعودی یا نزولی دسته‌بندی نشوند.

فرضیه‌های پژوهش

در این تحقیق اثر «ریسک نقدشوندگی تجمعی»^۳ بررسی شده است. بدین معنا که اثر مشترک کل ریسک‌های نقدشوندگی بر بازده سهام، به میزان ارتباط تک‌تک آنها بستگی دارد. بنابراین فرضیه اول به شکل زیر خواهد بود:

فرضیه ۱: ریسک نقدشوندگی تجمعی، بر بازده سهام شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق تهران تأثیرگذار است. در کنار فرضیه نخست، بررسی می‌شود که در شرایط بازار صعودی^۴ و نزولی^۵ پاسخ‌های داده‌شده به ریسک نقدشوندگی نامتقارن است یا خیر. حجم کم معاملات هنگامی که با رکود اقتصادی آمیخته شود، در مقایسه با رونق (شرایط انبساطی) به هزینه‌های معاملات بیشتری منجر می‌شود. نقدشوندگی در بازارهای نزولی کمتر است؛ زیرا بازارگردان‌ها شکاف بین عرضه و تقاضا را در پاسخ به وجود اطلاعات نامتقارن موجود در بازارهای نزولی گسترش می‌دهند. در بازارهای مبتنی بر عرضه و تقاضا نیز شرایط مشابهی توسط معامله‌گران صورت می‌گیرد (مظنه تقاضا را کاهش و مظنه عرضه را افزایش می‌دهند) تا وجود اطلاعات نامتقارن را در بازارهای مختلف پوشش دهند. هریس^۶ (۱۹۹۸) نشان داد که در طول بازارهای نزولی، سرمایه‌گذاران صرف بیشتری را برای مواجهه با افزایش ریسک نقدشوندگی در مقایسه با بازارهای صعودی طلب می‌کنند. بنابراین فرضیه دوم تحقیق به‌صورت ذیل خواهد بود.

فرضیه ۲: تأثیر نقدشوندگی در بازارهای نزولی بیش از بازارهای صعودی است.

جامعه و نمونه آماری

با توجه به تحقیقات گذشته و برای دقت و اعتبار بیشتر نتایج تحقیق پیش رو، دوره ۱۰ ساله‌ای (از ابتدای سال ۱۳۸۶ تا پایان سال ۱۳۹۵)، برای دوره زمانی تحقیق انتخاب شده است.

1. Up and Down (UD)

3. Aggregate Liquidity Risk

5. Bearish Market

2. Substantial Up and Down (SUD)

4. Bullish Market

6. Harris

نمونه مطالعاتی تحقیق، شامل کلیه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران برای سال‌های ۱۳۸۶ تا ۱۳۹۵ با در نظر گرفتن ویژگی‌های زیر بوده است:

۱. در بازه زمانی سال‌های ۱۳۸۶ تا ۱۳۹۵، سهام شرکت در بورس اوراق بهادار معامله شده باشد.
۲. دست کم ۵۰ درصد روزهای معاملاتی (حداقل ۱۲۵ روز) سهام شرکت‌های مدنظر در بورس اوراق بهادار تهران معامله شده باشد. روزهای معاملاتی با کسر روزهای تعطیل ۲۵۰ روز در نظر گرفته شد.
۳. شرکت‌هایی که سال مالی آنها منتهی به ۲۹ اسفند باشد.
۴. شرکت‌های سرمایه‌گذاری در این تحقیق بررسی نشدند.

بر اساس محدودیت‌های فوق، ۱۲۳ شرکت از شرایط لازم برخوردار بودند و برای نمونه آماری انتخاب شدند. در این تحقیق، تأثیر نقدشوندگی بر بازده سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق تهران و همچنین تأثیر آن در بازارهای نزولی و صعودی بازار سرمایه، از طریق بررسی عامل میزان حساسیت نقدشوندگی و بازده دارایی‌ها اندازه‌گیری شده است. در واقع این تحقیق به بررسی ارتباط میان منابع ریسک نقدشوندگی معرفی شده با بازده دارایی‌ها با استفاده از متغیرهای کنترلی می‌پردازد. برای این منظور، پس از محاسبه هر یک از منابع ریسک نقدشوندگی معرفی شده، همبستگی این منابع با بازده دارایی (برای سهام و بازار) سنجیده شده است. برای محاسبه معیار اندازه‌گیری نقدشوندگی، از نسبت عدم نقدشوندگی آمپهود با به‌کارگیری اطلاعات روزانه سهام استفاده شده است. بیان این نکته ضروری است که در بازار بورس اوراق بهادار، قیمت دارایی‌ها تحت تأثیر هزینه‌های پنهان (مانند شکاف عرضه و تقاضا) و هزینه‌های آشکار (هزینه‌های کارمزد و مالیات) قرار می‌گیرد. بنابراین، به‌کارگیری معیارهای یاد شده در این بازارها صحیح است و نتایج قابل قبولی را به دنبال دارد. قبل از تخمین رگرسیون، ابتدا باید داده‌ها آماده شود. برای آماده‌سازی داده‌ها، در مرحله اول شرکت‌ها بر اساس ارزش بازار در ۱۰ پرتفوی دسته‌بندی شدند؛ به‌گونه‌ای که شرکت‌هایی با بیشترین ارزش بازار در پرتفوی ۱ و شرکت‌هایی با کمترین ارزش بازار در پرتفوی ۱۰ قرار گرفتند. با توجه به اینکه دوره تخمین یک سال است، پرتفوی‌ها از نظر چیدمان، بر اساس ارزش بازار در ابتدای هر ماه از سال مذکور، بازنگری شدند؛ یعنی در شروع هر سال، ۱۰ پورتفوی بر اساس سطح نقدشوندگی آنها تشکیل شد و پس از آن، بتاهای مدنظر برای هر ماه، بر اساس داده‌های ۶۰ ماه گذشته محاسبه شد. در این پژوهش به‌منظور بررسی بر اساس اندازه، ابتدا داده‌ها بر حسب اندازه (لگاریتم طبیعی ارزش بازار) در هر ماه مرتب شدند تا تحلیل‌های آماری صورت پذیرد. در گام بعد با استفاده از بازده تعدیل‌شده بر اساس افزایش سرمایه و سود تقسیمی، حجم و تعداد معاملات، سنجه مربوطه برای هر یک از اعضای نمونه تخمین زده می‌شود تا مدل رگرسیونی برآورد شود.

مدل‌های رگرسیونی این پژوهش برای هر دو فرضیه، بر اساس رویه دو مرحله‌ای فاما مکبث برآورد شده‌اند. در برآورد از طریق رویه دو مرحله‌ای فاما مکبث، ابتدا بتاهای هر سهم مشخص می‌شود و در مرحله دوم با توجه به نتایج مرحله اول، رگرسیون بر اساس بتاهای برآورد شده، تخمین زده می‌شود. شایان ذکر است که تحلیل نتایج بر اساس مرحله دوم صورت می‌گیرد. در مدل‌های فاما مکبث برآورد شده، به‌منظور برطرف کردن خودهمبستگی احتمالی متغیرها

از روش نیووی وست و بارتلت استفاده شده است. همچنین با توجه به ماهیت مرحله دوم فاما مکبث، نقض فروض کلاسیک که شامل بررسی نرمال بودن تابع توزیع جملات خطا، واریانس ناهمسانی و عدم خودهمبستگی برای جملات خطاست، بررسی شده است. برای بررسی نرمال بودن تابع توزیع جملات خطا، آزمون آماره جارک برا؛ برای بررسی واریانس ناهمسانی، آزمون وایت و برای بررسی خودهمبستگی جملات خطا، آزمون بوروش گادفری اجرا شده است. همچنین به منظور رفع نقض فروض کلاسیک، در صورتی که جملات خطا دارای تابع توزیع نرمال نباشد، از حالت ترمیم شده متغیرها استفاده می شود تا با حذف داده های پرت، مشکل عدم نرمال بودن تابع توزیع جملات خطا برطرف شود. همچنین به منظور برطرف کردن واریانس ناهمسانی نیز مدل رگرسیونی به صورت وزن داده شده برآورد می شود که برآورد در این حالت به صورت GLS است و در آخر برای رفع خودهمبستگی جملات خطا، از فرایند خودرگرسیون در مدل استفاده شده است.

برای فرضیه دوم، علاوه بر موارد بالا، به منظور تعیین بازار صعودی و نزولی، از شکست ساختاری داده ها استفاده شده است. وجود شکست ساختاری در سری های زمانی به دلیل وجود شوک هایی از قبیل جنگ، تحریم ها، نوسان های ارزی و... بسیار رایج است. شکست ساختاری باعث می شود که نتایج رگرسیون اعتبار لازم و قابلیت پیش بینی صحیح را نداشته باشند. برای رفع این مشکل راه های بسیاری وجود دارد. اگر به طور دقیق بدانیم نقطه شکست داده ها چه زمانی است، می توانیم با اختصاص یک متغیر مجازی این مشکل را حل کنیم و اگر زمان شکست داده ها را ندانیم، می توانیم با رسم نمودار داده های سری زمانی، متغیر وابسته لحظه شکست ساختاری را پیدا کرده و با اختصاص متغیر مجازی مشکل را حل کنیم (نوریگا^۱، ۲۰۰۲). در فرضیه دوم برای تشخیص دقیق این مسئله، آزمون شکست ساختاری چاو در نرم افزار Eviews اجرا شده است تا بازار صعودی از بازار نزولی متمایز شود.

یافته های پژوهش

ویژگی های آمار توصیفی مربوط به متغیرهای این پژوهش در جدول ۱ خلاصه شده است. آماره گزارش شده شامل شاخص ها و معیارهای مرکزی، از جمله میانگین، میانه و شاخص های پراکندگی مانند انحراف معیار است.

جدول ۱. آمار توصیفی

موتنوم	اندازه	B/M	معیار آمیهود	صرف ریسک	
۰/۰۸۱۷۷۴	-۰/۰۰۸۴۳۹	-۰/۰۳۴۰۴۸	-۰/۰۳۲۴۹۶	۰/۰۰۷۴۶۴	میانگین
۰/۰۸۰۰۰۴	-۰/۰۰۷۶۶۶	-۰/۰۱۸۹۷۵	-۱/۰۳E-۰۵	۰/۰۰۶۹۲۵	میانه
۰/۱۷۲۱۸۳	۰/۲۷۷۹۴۷	۰/۱۷۶۲۴۲	۰/۱۷۷۶۳۷	۰/۰۲۹۴۳۰	حداکثر
-۰/۰۰۲۴۰۲	-۰/۱۸۰۳۲۲	-۰/۳۶۴۸۷۲	-۲/۴۳۶۵۹۲	-۰/۰۱۷۵۸۵	حداقل
۰/۰۳۰۸۳۳	۰/۰۵۲۳۱۴	۰/۰۹۱۱۱۶	۰/۲۴۶۹۷۰	۰/۰۰۷۹۵۴	انحراف معیار

همان طور که در جدول مشاهده می شود، صرف ریسک سهام دارای مقدار میانگین مثبت، اما با مقدار کوچک است. همچنین، میانه این متغیر نیز نزدیک به صفر و مثبت است. این در حالی است که برای انحراف معیار صرف ریسک بازده سهام نیز مقدار بسیار کوچکی (۰/۰۰۰۷) به دست آمده است. معیار آمیهود دارای مقدار میانگین ۰/۳- است؛ اما انحراف معیار آن ۰/۲۴ به دست آمده که نشان دهنده عدم پراکندگی زیاد این معیار است.

برآورد مدل ها بر اساس معیار آمیهود

در جدول ۲ نتایج برآورد هر چهار مدل بر اساس معیار آمیهود ارائه شده است. شایان ذکر است که برای هر متغیر، نخستین عدد گزارش شده بیانگر ضریب تخمین زده شده برای متغیر و عدد زیرین در پرانتز نشان دهنده آماره آزمون است.

جدول ۲. نتایج برآورد مدل با استفاده از معیار آمیهود

متغیرها	علامت مورد انتظار	مدل ۱	مدل ۲	مدل ۳
عرض از مبدأ		۰/۰۰۵۷ (۰/۰۰۴۱۹۳)	۰/۰۰۵۷ (۰/۰۰۴۱۴۹)	۰/۰۰۷۷** (۰/۰۰۳۸۵۹)
معیار آمیهود	+	-۰/۰۰۴۳*** (۰/۰۰۰۸۶۳)	-۰/۰۰۴۳*** (۰/۰۰۰۸۶۶)	-۰/۰۰۴۶*** (۰/۰۰۰۶۴۹)
β_1	+	۰/۰۰۳۶۳۸ (۰/۰۰۳۵۰۰۵)	۰/۰۰۳۶۵۳ (۰/۰۰۳۴۸۱)	۰/۰۰۴۲۵۱۱** (۰/۰۰۲۴۷۸۶)
β_2	+			-۰/۳۲۹۴۹۳** (۰/۱۸۹۰۹۵)
β_3	-			۰/۰۰۰۹۲۳*** (۰/۰۰۰۲۷۱)
β_4	-			۱۵/۹۸۲۰۷*** (۶/۹۱۵۲۴۲)
β_5	-/+	۳۱/۶۰۵** (۱۴/۰۴۱۲۵)		
β_6	-/+		-۳۱/۶۲۲** (۱۳/۶۵۴۶)	
B/M	+	۰/۰۶۲۲*** (۰/۰۱۵۱۱۲)	۰/۰۶۲۴۲*** (۰/۰۱۴۹۶۸)	۰/۰۳۲** (۰/۰۱۵۴۰۷)
اندازه	-	۰/۰۰۵۴۷۲ (۰/۰۰۲۴۰۵۱)	۰/۰۰۵۳۳۲ (۰/۰۰۲۳۸۷۱)	۰/۰۲۴۵۱۵ (۰/۰۰۳۰۵۸۷)
مومنتوم	+	-۰/۰۳۶ (۰/۰۵۱۹۷۹)	-۰/۰۳۶ (۰/۰۵۱۴۱۶)	-۰/۰۳۹۰۶۹ (۰/۰۴۶۱۰۹)

*** معناداری در سطح خطای ۱ درصد

** معناداری در سطح خطای ۵ درصد

* معناداری در سطح خطای ۱۰ درصد

در مدل ها، متغیرهای معیار آمیهود، β_1 ، ارزش دفتری و ارزش بازاری عامل اندازه و مومنتوم وجود دارد. پس از برآورد مدل ها، به بررسی نقض فروض کلاسیک پرداخته شده است. با توجه به نتایج آزمون های اجرا شده، مشخص شد

که مدل‌ها دارای تابع توزیع نرمال برای جملات خطاست. به منظور رفع این مشکل، داده‌ها در سطح ۵ درصد مرتب شدند. پس از ترمیم داده‌ها، مدل بار دیگر برآورد شد که نتایج نهایی در جدول شماره ۲ درج شده است. همان طور که مشاهده می‌شود، معیار آمیهد در هر سه مدل در سطح خطای ۵ درصد معنادار است.

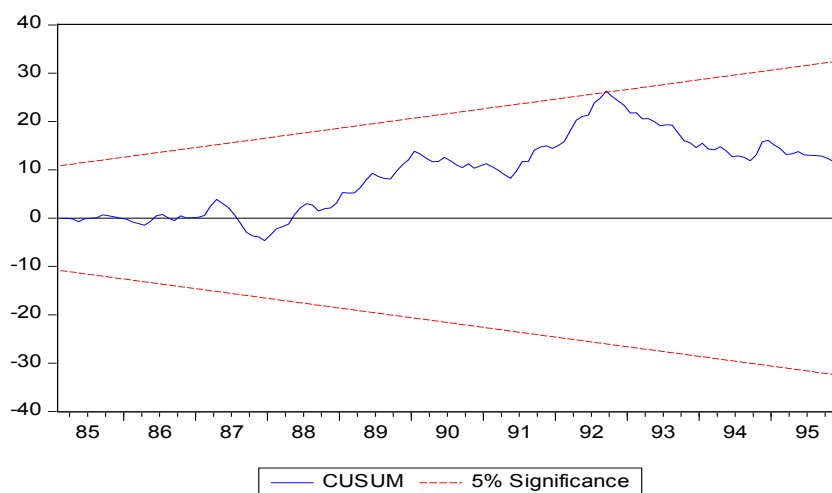
بعد از برآورد مدل‌های رگرسیونی بر اساس داده‌ها، دوباره آزمون‌های نقض فروض کلاسیک اجرا شد که نتایج آن نشان داد مشکلی برای برآورد مدل وجود ندارد.

اجزای اخلال نیز دارای واریانس ناهمسانی بودند که برای رفع این مشکل، از حالت وزن‌دهی معکوس واریانس متغیر ارزش دفتری به ارزش بازاری برای هر یک از مدل‌ها استفاده شد و از این طریق واریانس ناهمسانی مدل‌ها رفع شد. در مدل برآورد شده شماره ۲، عرض از مبدأ در سطح خطای ۵ درصد معنادار است. همچنین، معیار آمیهد، β_2 ، β_3 و β_4 در سطح خطای ۱ درصد و متغیرهای β_1 و متغیر ارزش دفتری بازاری در سطح خطای ۵ درصد معنادار هستند.

ریسک سیستماتیک بازار (بتا) که در مدل استاندارد قیمت‌گذاری دارای توضیح داده شد، در اینجا برابر با $3/1577$ است. این ریسک با بازده مورد انتظار دارای ارتباط مثبتی دارد. در واقع با افزایش این ریسک، بازده مورد انتظار دارای نیز افزایش می‌یابد. با توجه به نتایج مندرج در جدول ۲، سطح خطای احتمال مربوط به فرضیه صفر، مبنی بر عدم معناداری معیار ریسک سیستماتیک در الگوی قیمت‌گذاری دارای برای شرکت‌های منتخب بورس تهران، از $0/05$ بزرگ‌تر است؛ بنابراین، فرضیه صفر تأیید می‌شود. در نتیجه، رابطه ریسک نقدشوندگی تجمعی و بازده شرکت‌های منتخب بورس تهران معنادار است.

دسته‌بندی بازار به دو بخش بازده نزولی و صعودی

به منظور تشخیص نقطه‌ای که در آن شکست ساختاری رخ داده، آزمون شکست ساختاری تجمعی روی بازده‌های ماهانه بازار اجرا شده است. نتایج این آزمون در شکل ۱ مشاهده می‌شود.



شکل ۱. نتیجه آزمون شکست ساختاری تجمعی

با توجه به شکل ۱، مشخص می شود که شکست ساختاری در سال ۱۳۹۲ رخ داده است؛ زیرا در این سال نمودار از حد ۵ درصد تجاوز کرده است. حتی بدون اجرای آزمون شکست ساختاری برای بازده های بازار نیز می توان حدس زد که شکست ساختاری در سال ۹۲ اتفاق افتاده است؛ چرا که در سال های قبل از سال ۱۳۹۲ به طور عمومی برای بازار بازده های مثبت مشاهده می شود (بازار صعودی) و در قبل از سال ۱۳۹۲ بازار با رکود جدی مواجه شده و در بازار بیشتر بازده های منفی مشاهده می شود (بازار نزولی) که این نوعی شکست ساختاری محسوب می شود.

جدول ۳. برآورد مدل های رگرسیونی بر اساس معیار آمیهود برای بخش صعودی بازار

مدل ۳	مدل ۲	مدل ۱	علامت مورد انتظار	
۰/۰۰۹۴*** (۰/۰۰۲۳۹۴)	۰/۰۱۳۸*** (۰/۰۰۱۳۶۵)	۰/۰۱۳۸*** (۰/۰۰۱۳۶۵)		عرض از مبدأ
۰/۰۰۱۹*** (۰/۰۰۰۵۹)	۰/۰۰۳۱*** (۰/۰۰۱۰۳۶)	۰/۰۰۳۱*** (۰/۰۰۱۰۳۶)	+	معیار آمیهود
-۰/۰۳۸۹۳*** (۰/۰۱۲۲۸۸)	-۰/۰۲۰۵۷۵** (۰/۰۱۰۲۳۸)	-۰/۰۲۰۵۷۵** (۰/۰۱۰۲۳۸)	+	β_1
-۰/۴۷۷۷۶۹*** (۰/۱۹۷۳۹۷)			+	β_2
۰/۰۰۰۳۸۸ (۰/۰۰۰۳۰۷)			-	β_3
۳۳/۱۲۳۳۹* (۱۹.۵۷۳۷)			-	β_4
		-۱۲/۲۶۹۲۲ (۱۱/۱۸۳۳۹)	-/+	β_5
	-۱۲/۲۸۹۷۹ (۱۱/۱۸۲۱۷)		-/+	β_6
-۰/۰۱۰ (۰/۰۱۰۱۵۹)	-۰/۰۰۱۳۱۹ (۰/۰۰۷۰۳۴)	-۰/۰۰۱۳۱۹ (۰/۰۰۷۰۳۴)	+	B/M
-۰/۰۴۱۹۲۵*** (۰/۰۱۲۸۴۳)	-۰/۰۱۷۹۷۳** (۰/۰۰۹۲۹۲)	-۰/۰۱۷۹۷۳** (۰/۰۰۹۲۹۲)	-	اندازه
-۰/۰۲۳۲۶۵ (۰/۰۱۹۴۵۷)	-۰/۰۲۳* (۰/۰۱۴۶۰۵)	-۰/۰۲۳* (۰/۰۱۴۶۰۵)	+	مومنتوم

*** معناداری در سطح خطای ۱ درصد

** معناداری در سطح خطای ۵ درصد

* معناداری در سطح خطای ۱۰ درصد

با توجه به مطالب بیان شده، از ابتدای بازه زمانی پژوهش تا انتهای سال ۱۳۹۲ به عنوان بازار صعودی (بازده های مثبت) و بعد از سال ۱۳۹۲ تا انتهای بازه زمانی پژوهش، به عنوان بازار نزولی (بازده های منفی) در نظر گرفته می شود. بدین ترتیب، مدل های رگرسیونی پژوهش بر اساس معیار آمیهود برای هر یک از این دو بخش به صورت مجزا برآورد

شدند. در جدول ۳ نتایج برآورد هر یک از ۳ مدل بر اساس معیار آمیهود برای این سال‌ها ارائه شده است. شایان ذکر است که برای هر متغیر اولین عدد گزارش شده، نشان‌دهنده ضریب تخمین زده شده برای متغیر و عدد زیرین که در پرانتز آمده، گویای انحراف معیار متغیر است.

جدول ۴. برآورد مدل‌های رگرسیونی بر اساس معیار آمیهود برای بخش نزولی بازار

متغیرها	علامت مورد انتظار	مدل ۱	مدل ۲	مدل ۳
عرض از مبداء		-۰/۰۰۲۷** (۰/۰۰۱۶۰۱)	-۰/۰۰۲۷ (۰/۰۰۱۶۰۱)	۰/۰۰۳۰ (۰/۰۰۴۸۶۱)
معیار آمیهود	+	۰/۰۰۰۳ (۰/۰۰۰۳۷۸)	۰/۰۰۰۳ (۰/۰۰۰۳۷۸)	۰/۰۰۱۵*** (۰/۰۰۰۶۳۷)
β_1	+	-۰/۰۰۸۵۰۷ (۰/۰۱۱۴۴۵)	-۰/۰۰۸۵۰۷ (۰/۰۱۱۴۴۵)	۰/۰۲۰۱۴** (۰/۰۱۰۶۲۸)
β_2	+			-۰/۰۵۰۵۰۲*** (۰/۰۱۵۵)
β_3	-			-۰/۰۰۰۲۴۱*** (۰/۰۰۰۰۵۱۶)
β_4	-			۱/۶۱۶۵۹۴ (۲/۵۱۹۲۲۶)
β_5	-/+	-۱/۸۲۶۹۳۵ (۱/۷۲۷۶۷۴)		
β_6	-/+		-۱/۸۳۵۴۴۱ (۱/۷۲۳۰۵۶)	
B/M	+	۰/۰۰۱۱۴۹ (۰/۰۰۱۵۶۳)	۰/۰۰۱۱۴۹ (۰/۰۰۱۵۶۳)	۰/۰۰۱ (۰/۰۰۰۶۸۹۶)
اندازه	-	-۰/۰۰۳۰۳۶ (۰/۰۰۳۴۹۱)	-۰/۰۰۳۰۳۶ (۰/۰۰۳۴۹۱)	-۰/۰۰۰۶۹۱۴*** (۰/۰۰۰۳۶۴۱)
مومتوم	+	-۰/۰۰۱۲ (۰/۰۱۱۶۹۵)	-۰/۰۰۱۲ (۰/۰۱۱۶۹۵)	۰/۰۱۸۲۹۷ (۰/۰۱۹۳۹۳)

بحث و نتیجه‌گیری

نقدشوندگی سهم به‌عنوان یکی از عوامل بسیار مهم تأثیرگذار بر انتخاب سهم است که سرمایه‌گذاران در فرایند انتخاب سهم همواره مدنظر قرار می‌دهند. نقدشوندگی سهم دارای تعاریف و وجوه متعددی است، اما عواملی که بر نقدشوندگی سهم تأثیرگذارند، عبارت‌اند از: حجم معامله، هزینه معامله و تأثیر قیمت. هر یک از این عوامل وجهی از وجوه نقدشوندگی را دربرمی‌گیرد که باعث می‌شود یک سهم، نقدشونده و دیگری غیرنقدشونده ارزیابی شود. بدیهی است که سرمایه‌گذاران یا در سهام غیرنقدشونده سرمایه‌گذاری می‌کنند یا در صورت سرمایه‌گذاری، در مقابل تحمل ریسک نقدشوندگی، بازده

بیشتری مطالبه خواهند کرد. نتیجه تحقیقات در این زمینه نشان داده است که بین بازده سهام و ریسک نقدشوندگی آن، ارتباط مثبت و معناداری وجود دارد و هرچه میزان نقدشوندگی یک سهم کمتر باشد، بازده مورد توقع سرمایه‌گذاران افزایش می‌یابد.

در فرضیه اول پژوهش مطرح شد که نقدشوندگی تجمعی، بر بازده سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران تأثیرگذار است.

به‌منظور محاسبه نقدشوندگی تجمعی، از متغیر β_6 در مدل ۲ استفاده شد. با توجه به مدل ۲ و بر اساس معیار آمیهود، مشخص شد که متغیر β_6 در سطح خطای ۵ درصد معنادار است؛ به بیان دیگر، برای ضریب متغیر β_6 مقدار $31/62-$ به دست آمده است. از این رو می‌توان گفت که ریسک نقد شونددگی تجمعی، بر بازده سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در سطح خطای ۵ درصد تأثیرگذار بوده و این تأثیر منفی است. بنابراین، فرضیه نخست این پژوهش در سطح خطای ۵ درصد تأیید می‌شود.

در فرضیه دوم پژوهش مطرح شد که تأثیر نقدشوندگی در بازارهای نزولی بیش از بازارهای صعودی است.

برای بررسی این فرضیه از مدل ۳ برآورد شده در بخش صعودی و نزولی بازار استفاده شد. با توجه به اینکه معیار آمیهود در هریک از این دو بخش در سطح خطای ۱ درصد معنادار است، می‌توان گفت که نقدشوندگی بر هر یک از این دو بازار تأثیر معناداری می‌گذارد. همچنین، ضریب به‌دست آمده برای معیار آمیهود در بخش صعودی بازار $0/0019$ و در بخش نزولی بازار برابر $0/0015$ است. در واقع ضریب تأثیر این دو معیار تقریباً برابر است و نمی‌توان اختلاف شایان توجهی بین این دو معیار در نظر گرفت. از این رو دومین فرضیه این پژوهش در سطح خطای ۵ درصد تأیید نمی‌شود. به بیان دیگر، تأثیر نقدشوندگی در بازارهای صعودی و نزولی تفاوت چندانی با یکدیگر ندارد.

نتایج برآورد مدل‌ها بر اساس معیار آمیهود، نشان داد که معیار آمیهود بر بازده سهام تأثیر منفی می‌گذارد؛ زیرا به‌طور کلی ضریب برآورد شده برای این معیار دارای مقدار منفی است. این نتیجه با نتایج پژوهش‌های آمیهود (۲۰۰۲)؛ چیانگ و ژنگ^۱ (۲۰۱۵)، یحیی‌زاده‌فر، شمس و لاریمی (۱۳۸۹)؛ حبیبی ثمر، تهرانی و انصاری (۱۳۹۴) همخوانی ندارد، اما با یافته‌های چوردیا و همکاران^۲ (۲۰۰۱)؛ عمری، زبانی و لوکیل^۳ (۲۰۰۴) دارای تطابق است.

این نتیجه در حالی است که معیار نقدشوندگی در بازارهای صعودی و نزولی مثبت بوده است. به بیان دیگر، می‌توان گفت برآورد مدل‌ها در حالت کلی با برآورد مدل‌ها در حالتی که بازه زمانی پژوهش به دو بخش صعودی و نزولی تقسیم شود، کاملاً متفاوت است. از این رو می‌توان نتیجه گرفت که تفکیک صعودی یا نزولی بودن بازار، تأثیر چشمگیری بر نتایج می‌گذارد. برنان و هاه (۲۰۱۳) نیز در پژوهش خود بیان کردند که تنها در بخش نزولی بازار، معیار نقدشوندگی بر بازده تأثیرگذار است.

1. Chiang, Zheng

2. Chordia, et als

3. Omri, Zayani, & Loukil

پیشنادهای کاربردی و موضوعاتی برای تحقیقات آتی

با توجه به نتایج پژوهش پیش رو، می‌توان به سرمایه‌گذاران و فعالان بازار پیشنهاد کرد که به نقدشوندگی سهام توجه بیشتری داشته باشند؛ چراکه این عامل می‌تواند در صرف ریسک تأثیرگذار باشد. البته باید توجه کرد که ضریب نقدشوندگی در بازارهای صعودی با ضریب نقدشوندگی در بازار نزولی در توضیح بازده، دارای تفاوت معناداری نیست. همچنین به‌منظور تعیین بهترین شاخص برای بازار ایران، پیشنهاد می‌شود تأثیر سایر شاخص‌های اندازه‌گیری نقدشوندگی از قبیل نرخ کارمزد، شکاف بین پیشنهاد خرید و فروش، سرعت انجام معاملات، فاصله زمانی انجام معاملات و تعداد دفعات انجام معاملات بر بازده سهام در نظر گرفته شود. به پژوهشگران این حوزه پیشنهاد می‌شود که با بررسی جامع‌تر مدل‌های قیمت‌گذاری، به بررسی مقایسه‌ای سایر مدل‌های قیمت‌گذاری با مدل قیمت‌گذاری بررسی شده در این پژوهش بپردازند.

منابع

- آسیما، مهدی؛ راعی، رضا (۱۳۹۶). مقایسه عملکرد مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای استاندارد و مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای با در نظر گرفتن ناهمسانی واریانس شرطی متقارن و نامتقارن در بورس اوراق بهادار تهران. *تحقیقات مالی*، ۱۹ (۴)، ۵۰۵-۵۲۰.
- ابزری، مهدی؛ کبیری پور، وحید؛ سهیلی، سیروس (۱۳۹۲). تحلیل تأثیر نقدشوندگی بر بازده سهام با کنترل سبک‌های سرمایه‌گذاری: رویکردی جدید با معیاری چند بعدی. *دانش حسابداری*، ۱۵ (۴)، ۷۹-۱۰۳.
- بادآور نهندی، یونس؛ زینالی، مهدی؛ ملکی، اژدر (۱۳۹۲). بررسی تأثیر نقد شونگی سهام بر بازده سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. *پژوهشنامه اقتصاد و کسب‌وکار*، ۴ (۵)، ۸۹-۹۸.
- رضایی دولت‌آبادی، حسین؛ فتحی، سعید؛ یوسفیان، ناهید (۱۳۹۶). آزمون مدل نمایندگی در قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای. *تحقیقات مالی*، ۱۹ (۴)، ۵۲۱-۵۳۴.
- حبیبی ثمر، جواد؛ تهرانی، رضا؛ انصاری، کامبیز (۱۳۹۴). بررسی رابطه بین ریسک نقدشوندگی و ریسک بازار با بازده سهام رشدی و ارزشی با رویکرد مدل AHP در بورس اوراق بهادار تهران. *فصلنامه مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار*، ۶ (۲۳)، ۳۹-۵۸.
- قالیباف اصل، سید حسن؛ ایزدی، محسن (۱۳۹۳). بررسی رابطه بین ریسک و بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران: اثر شتاب و ریسک نقدشوندگی. *اقتصاد پولی، مالی*، ۲۱ (۷)، ۸۴-۱۰۴.
- یحیی‌زاده‌فر، محمود؛ شمس، شهاب‌الدین؛ لاریمی، سیدجعفر (۱۳۸۹). بررسی رابطه نقدشوندگی با بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران. *تحقیقات مالی*، ۱۲ (۲۹)، ۱۱۱-۱۲۸.

References

- Abzari, M., Kabirpour, V. & Soheili, S. (2013). Analyzing the Impact of Liquidity on Stock Returns by Controlling Investment Styles A New Multidimensional Approach. *Journal of Accounting Knowledge*, 15(4), 79-103. (in Persian)
- Acharya, V.V., & Pedersen, L. H. (2005). Asset pricing with liquidity risk. *Journal of Financial Economics*, 77(2), 375-410.
- Altay, E., & Çalgıcı, S. (2019). Liquidity adjusted capital asset pricing model in an emerging market: Liquidity risk in Borsa Istanbul, *Borsa_Istanbul Review*.
- Amihud, Y. (2002). Illiquidity and stock returns: cross-section and time-series effects. *Journal of Financial Markets*, 5(1), 31-56.
- Amihud, Y., & Mendelson, H. (1986). Liquidity and stock returns. *Financial Analysts Journal*, 42(3), 43-48.
- Asima, M., & Rae, R. (2017). A Comparison between the Performance of Standard Capital Asset Pricing Model and Capital Asset Pricing Model Based on Symmetric and Asymmetric Conditional Heteroscedasticity in Tehran Stock Exchange. *Journal of Financial Research*, 19(4), 505-520. (in Persian)
- Asness, C. S., Moskowitz, T. J., & Pedersen, L. H. (2013). Value and Momentum Everywhere. *The Journal of Finance*, 68(3), 929-985.
- Badavar Nahandi, Y., Zeynali, M., & Maleki, A. (2013) Survey the Influence of Stock Return Listed at Tehran Stock Exchange. *Journal of Economics and Business Research*, 4(5), 89-98. (in Persian)
- Ben-Rephael, A., Kadan, O., & Wohl, A. (2008). The Diminishing Liquidity Premium, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*. 50(1), 197-229.
- Bodie, Z., Detemple, J., & Rindisbacher, M. (2009). Life Cycle Finance and the Design of Pension Plans. *Annual Review of Financial Economics*, Forthcoming; Boston U. School of Management Research Paper Series No. 2009-5.
- Brana, S., Prat, S., (2016) The effects of global excess liquidity on emerging stock market returns: Evidence from a panel threshold model, *Econ. Model.* 52(1), 26-34
- Brennan, M., Huh, S.-W., & Subrahmanyam, A. (2013). An Analysis of the Amihud Illiquidity Premium. *Review of Asset Pricing Studies*, 3(1), 133-176.
- Chiang, T. C. & Zheng, D. (2015). Liquidity and stock returns: Evidence from international markets. *Global Finance Journal*, 27(C), 73-97.
- Chordia, T., Sarkar, A., & Subrahmanyam, A. (2005). An empirical analysis of stock and bond market liquidity. *Review of Financial Studies*, 18, 85-129.
- Chordia, T., Roll, R., & Subrahmanyam, A. (2000a). Co-movements in bid-ask spreads and market depth. *Financial Analysts Journal*, 56(5), 23.
- Chordia, T., Subrahmanyam, A., Anshuman, V. R., Huang, R., Lewis, C., & Mad, A. (2001). Trading activity and expected stock returns. *Journal of Financial Economics*, 59, 3-32.

- Fabozzi, F. J., & Clark, F.J. (1977). Stability Tests for Alphas and Betas Over Bull and Bear Market Conditions. *Journal Of Finance*, 42(4), 1093-1099.
- Habibi Samar, J., Tehrani, R & Ansari, K. (2015). Investigating the Relationship between Liquidity Risk and Market Risk with Growth and Value Stock Returns with AHP Model in Tehran Stock Exchange. *Journal of Financial Engineering and Securities Management*, 6(23), 39-58. (in Persian)
- Harris, L. (1998). Does a Large Minimum Price Variation Encourage Order Exposure? *Working Paper*, University of Southern California.
- Hasbrouck, J. (2009). Trading costs and returns for U.S. equities: estimating effective costs from daily data. *The Journal of Finance*, 64 (3), 1445–1477.
- Hassan, G., & Mohsen, I. (2014). The Survey of Relationship between Risk and Stock Return in Tehran Securities Exchange: Study of Momentum Effect and Liquidity Premium. *Financial Monetary Economics*, 21(7), 48-104. (in Persian)
- Holmström, B., & Tirole, J. (2000). Liquidity and Risk Management. *Journal of Money, Credit and Banking*, 32(3), 295-319.
- Huberman, G., Halka, D. (2001). Systematic Liquidity. *The Journal of Financial Research*, 24(2), 161-178.
- Ibbotson, R. G., & Chen, Z., Kim, D., & Hu, W. Y. (2012). Liquidity as an Investment Style. *Financial Analysts Journal*, 69 (3), 223-257.
- Cochranes, J. (2001). Asset Pricing. *CWF Working Paper* No. 03-07. Princeton University Press, Princeton and Oxford.
- Charles, J. M. (2002). A Century of Stock Market Liquidity and Trading Costs. *Security Analysis & Portfolio Management*, 48 (1), 118-166.
- Lee, K.H. (2011). The world price of liquidity risk. *Journal of Financial Economics*, 99 (1), 136–161.
- Lischewski, J. & Voronkova, S. (2012). Size, value and liquidity. Do They Really Matter on an Emerging Stock Market? *Emerging Markets Review*, 13(1), 8-25.
- Lynch, A. W., & Tan, S. (2003). *Explaining the Magnitude of Liquidity Premia: The Roles of Return Predictability, Wealth Shocks and Statedependent Transaction Costs*. New York University
- Nguyen, N. H., & Lo, K. H. (2013). Asset returns and liquidity effects: Evidence from a developed but small market. *Pacific-Basin Finance Journal*, 21(1), 1175-1190.
- Omri, A., Zayani, M., & Loukil, N. (2004). Impact of Liquidity on Stock Return: An Empirical Investigation of the Tunis Stock Market. *Finance and Business Strategies*, Social Science Electronic Publishing.
- Pástor, L. U., & Stambaugh, R. F. (2003). Liquidity risk and expected stock returns. *Journal of Political Economy*, 111(3), 642-685.
- Rezaei Dolat Abadi, H. & Fathi, S., & Yousofan, N. (2017). Testing Agency Model in Capital Asset Pricing. *Journal of Financial Research*, 19(4), 521-534. (in Persian)

- Vu, V., Chai, D., & Do, V. (2015). Empirical tests on the Liquidity-adjusted Capital Asset Pricing Model. *Pacific-Basin Finance Journal*, 35(A), 73-89.
- Yahyazadeh Far, M., Shams, S., & Larimi, J. (2010) The Relationship between liquidity and stocks return in Tehran Stock Exchange. *Journal of Financial Research*, 12(29), 111-128. (in Persian)