Financial Research Journal

Print ISSN: 1024-8153
Online ISSN: 2423-5377

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 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

Archive of SID

www.SID.ir

تحقیقات مالی
شاپا چـــاپـــی: ۱۰۲۴-۸۱۵۳
شاپا الکترونیکی: ۲۴۲۳-۵۳۷۷

بررسی مدل تعدیل‌شده قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای با عامل نقدشوندگی در بازارهای صعودی 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 حسن‌نژاد
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 بین‌الملل، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه آزاد واحد علوم و تحقیقات، تهران، ایران. رایانامه: pedram.samiee@gmail.com

چکیده

هدف: نقدشوندگی به‌دلیل تسهیل به اشتراک‌گذاشتن ریسک و بهبود کارایی معاملات، در بازارهای مالی نقش مهمی ایفا می‌کند. ریسک نقدشوندگی را می‌توان 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 سرمایه‌گذاران در بازارهای صعودی و نزولی است.

روش: یکی از حوزه‌های نوظهور در مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای، «مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای تعدیل‌شده با عامل نقدشوندگی» است که با ابزار مدل‌سازی مبتنی بر عامل، ما را در حل این مسئله یاری می‌رساند. در این پژوهش از معیار نقدشوندگی آمیهود، به‌عنوان شاخص نقدشوندگی معاملات سهام و از شکست ساختار زمانی برای صعودی یا نزولی‌بودن بازار استفاده شده است.

یافته‌ها: نتایج تحقیق نشان می‌دهد که عامل نقدشوندگی تجمعی، بر بازده سهام به‌صورت معکوس تأثیرگذار است. این در حالی است که اثر نقدشوندگی بر بازده سهام در بازارهای صعودی و نزولی به تفکیک، مثبت بوده است.

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

کلیدواژه‌ها: ریسک نقدشوندگی، مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای تعدیل‌شده، بازارهای صعودی و نزولی.

استناد: اصولیان، محمد؛ حسن نژاد، محمد؛ سمیعی تبریزی، پدرام (۱۳۹۸). بررسی مدل تعدیل‌شده قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای با عامل نقدشوندگی در بازارهای صعودی و نزولی بورس اوراق بهادار تهران. *تحقیقات مالی*، ۲۱(۲)، ۲۹۳- ۳۲۰.

تحقیقات مالی، ۱۳۹۸، دوره ۲۱، شماره ۲، صص. ۲۹۳- ۳۲۰
DOI: 10.22059/frj.2019.288337.1006919
دریافت: ۱۳۹۷/۰۸/۱۲، پذیرش: ۱۳۹۸/۰۱/۳۰
© دانشکده مدیریت دانشگاه تهران

Archive of SID
www.SID.ir

مقدمه

در الگوی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای با مرتبط‌کردن دو رکن اساسی ریسک و بازده، تلاش می‌شود کـه عملکـرد دنیای واقعی در قالب الگوهایی تبیین و رفتار آتی بازار پیش‌بینی شود. از این رو، در سال‌های اخیـر بـه چنـین الگوهـایی بسیار توجه شده است. با این حال، کاستی‌های موجود در الگوهای قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای، پژوهشگران را بـر آن داشته است که از طریق رفع این کاستی‌ها، الگوهای دقیق‌تری بیان کنند و قدرت پیش‌بینی آنها را بهبود بخشند.

از سوی دیگر، یکی از کارکردهای اصلی بازارهای مالی، ایجاد تسهیل و تسریع در فرایند تبدیل دارایی‌های مالی به نقد و برعکس آن، تبدیل وجه نقد به دارایی مالی است. این ویژگی که از آن به‌عنوان نقدشوندگی یاد مـی شـود، شـریان حیاتی بازارهای مالی به شمار می‌آید. بهره‌نبردن کامل از این ویژگی، به کاهش جذابیت بازارهای مالی و کاهش رونق آن منجر می‌شود. دستیابی به این هدف مهم، از یک سو با مشارکت مجموعه گسترده‌ای از صاحبان و متقاضیان دارایی‌هـای مالی با سطوح مختلف ریسک‌پذیری، مطلوبیت و افق‌های سرمایه‌گذاری آنان و از سوی دیگر، با تنوع در ابزارهای مالی و حضور تحلیلگران، بازارسازها و انواع واسطه‌هـای مـالی امکـان‌پـذیر مـی‌شـود (آمیهـود، مندلسـون[1]، ۱۹۸۶). از ایـن رو، نقدشوندگی توجه بسیاری را به خود جلب کرده است و یکی از متغیرهای بسیار مهم در ارزیـابی دارایـی‌هـای سـرمایه‌ای درنظر گرفته می‌شود (آلتای، چالجی[2]، ۲۰۱۹).

الگوی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای، الگویی تعادلی برای نشان‌دادن رابطه بین ریسک و بـازده دارایـی‌هـای منفرد است. به بیان دیگر، CAPM نشان می‌دهد که دارایی‌ها چگونه با توجه به ریسکشان قیمت‌گذاری می‌شوند. اما در این نظریه تنها ریسک بازار در نظر گرفته شده است. بر اساس کارهای تجربی، معمولاً این الگـو نمـی‌توانـد پـیش‌بینـی مناسبی برای داده‌های دنیای واقعی ارائه دهد، از این رو، پژوهشگران با اضافه‌کردن عوامل مهم دیگـر، توانسـتند تبیـین بهتری از روند تغییرات قیمت‌ها و عوامل مؤثر بر آنها ارائه کنند. در نتیجه این تحولات، می‌توان به الگوهای جدیدی کـه بر اساس الگوی استاندارد قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای شکل گرفتـه‌انـد (نظیـر: الگوهـای کاهشـی، تعـدیل‌شـده، بین‌دوره‌ای، شرطی، مصرفی، پاداشی، رفتاری و در نهایت الگوی تجدید نظر شده)، اشاره کرد. این الگوها توانایی بیشتری در تفسیر بازده دارایی‌های سرمایه‌ای با توجه به شرایط بازار، وضعیت موجود در واحدهای اقتصادی و در نهایت، سبدهای سرمایه‌گذاری دارند (آلتای، چالجی ۲۰۱۹).

الگوهای استاندارد قیمت‌گذاری دارایی نظیر الگوی CAPM، بازارهـا را بـدون اصـطکاک فـرض مـی‌کننـد، یعنـی می‌توان اوراق بهادار را بدون تحمل هیچ هزینه‌ای معامله کرد. در واقع، این الگوهـا دربـاره فعالیـت معـاملاتی اطلاعـات اندکی ارائه می‌کنند. برای نمونه، در تعادل الگوی CAPM، سرمایه‌گذاران همه اطلاعات در دسترس را تسهیم می‌کنند و سبدهای سرمایه‌گذاری یکسانی از اوراق بهادار ریسکی تقاضا می‌کنند. کاربرد نادرست این نتیجه اینجاسـت کـه بـا ایـن فرض، دلیلی برای معامله وجود ندارد. اما در دنیای واقعی انتظارات ناهمگن است؛ بدین معنا که باورها در کل بازار تسهیم

1. Amihud, & Mendelson
2. Altay & Çalgıcı

Archive of SID

www.SID.ir

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، به‌دنبال 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[1]، 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 به‌کارگیری 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[2] (۲۰۱۵)، به بررسی مدلی برای قیمت‌گذاری دارایی‌ها با در نظرگرفتن 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 همان‌گونه که به نقدشوندگی آن سهم بستگی دارد، به هم‌حرکتی 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 به‌دنبال 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. به‌منظور 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

Archive of SID

www.SID.ir

پیشینه نظری پژوهش

از جذابیت‌های سرمایه‌گذاری در هر سهمی، قدرت نقدشوندگی آن سهم است و یکی از ابعاد مهم فرایند تخصیص بهینه منابع نیز به شمار می‌آید. در واقع نقدشوندگی و ریسک نقدشوندگی، از جمله خصیصه‌های اصلی و از فاکتورهای ریزساختار بازار هستند که سرمایه افراد را تهدید کرده و نقش بسیار مهمی در تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاران در خرید و فروش ایفا می‌کنند. از ویژگی‌های بازارهای با نقدشوندگی بالا، اندک‌بودن فاصله بین قیمت‌های پیشنهادی خرید و فروش است. نقدشوندگی، هزینه سرمایه‌گذاران را از طریق کاهش دامنه نوسان و هزینه‌های معاملاتی کاهش می‌دهد و امکان دسترسی به سرمایه‌گذاران مختلف با استراتژی‌های معاملاتی متنوع را فراهم می‌آورد (آلتای، ۲۰۱۹).

مطالعه و تحقیق در زمینه نقدشوندگی، در دنیای مدیریت مالی سابقه‌ای طولانی ندارد. محققانی نظیر آمیهود و مندلسون (۱۹۸۹)، پاستور و استامباف[1] (۲۰۰۳) و آچاریا و پدرسون[2] (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 پیش‌بینی کردند. این پژوهش بر اساس مطالعات انجام شده توسط آچاریا و پدرسون شکل گرفته است و در ادامه، این مدل توضیح داده می‌شود.

آچاریا و پدرسون (۲۰۰۵) در مقاله‌ای با عنوان «قیمت‌گذاری سهم با ریسک نقدشوندگی» به ارائه مدلی برای دخالت‌دادن ریسک نقدشوندگی در مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای پرداختند. مدل آچاریا و پدرسون، نسل‌های اقتصادی دارای اشتراک و ساده‌ای را در نظر می‌گیرد که در آن یک نسل جدید از کارگزاران اقتصادی در هر زمان متولد شده و به‌صورت $t = \{\dots, -2, -1, 0, 1, 2, \dots\}$ تعریف می‌شود. نسل t شامل N کارگزار اقتصادی است که با n نام‌گذاری می‌شوند و این کارگزاران برای دو دوره t و t+۱ زندگی می‌کنند. کارگزار nام از نسل tام به مبادله می‌پردازد و از مصرف در دوره t+۱ مطلوبیت کسب می‌کند. این عامل، ریسک‌گریزی ثابت و مطلق A^n را دارد، به گونه‌ای که ترجیحات آن با تابع مطلوبیت مورد انتظار بیان می‌شود. به‌طور 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 می‌توانند 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 می‌کنند که کارگزاران اقتصادی می‌توانند در نرخ بازده بدون ریسک واقعی به شکل $r_f > 1$ که یک متغیر برون‌زا است، به وام‌دهی و وام‌گیری بپردازند. این موضوع می‌تواند برای مثال، یک واحد از مصرف را در زمان t به r_f واحد از مصرف در زمان t+۱ تبدیل کند. در این مدل، برای عوامل، ترجیحات و سود تقسیمی مفروضاتی قوی وجود دارد. این مفروضات به‌منظور انعطاف‌پذیرتر کردن مدل ساخته شده‌اند و همان‌طور که خواهیم دید، نتایج منحصربه‌فردی را برای بازده‌های مورد انتظار و قیمت‌ها به‌دست می‌دهند، هرچند نتیجه اصلی به‌طور عمومی‌تر به‌کار گرفته می‌شود. 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

Archive of SID

www.SID.ir

دوم، تابع مطلوبیت مقعر و قراردادی فزاینده‌ای را به‌دست می‌دهد که در بازه $(+\infty,-\infty)$ تعریف شده است. به‌علاوه، 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 به‌واسطه 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 بفروشند. 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 به‌صورت 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 به‌صورت 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 به‌صورت متغیر در نظر گرفته‌اند و اجازه نداده‌اند که ثابت فرض شوند. آچاریا و پدرسون با علاقه به‌دنبال 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.

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

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

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

رابطه ۴) $$C_t^m = \frac{\sum_i S^i C_t^i}{\sum_i S^i p_{t-1}^i}$$

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.

Archive of SID

www.SID.ir

برای تعیین قیمت‌های 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 تصوری، نتایج استاندارد همانی را دلالت می‌کنند که CAPM دلالت می‌کند. بنا بر ادعای آچاریا و پدرسون، قیمت‌های تعادلی در اقتصاد اصلی که دارای موانع اقتصادی است با قیمت‌های اقتصاد فرضی برابر خواهد بود. این موضوع از دو حقیقت نشئت می‌گیرد (آچاریا و پدرسون، ۲۰۰۵): ۱. بازده خالص خرید در هر دو اقتصاد یکسان است؛ ۲. همه سرمایه‌گذاران 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 سرمایه‌گذار در اقتصاد بی‌مانع، در اقتصاد اصلی امکان‌پذیر بوده و بهینه است؛ ضمن اینکه به‌دلیل محدودیت‌های فروش استقراضی، فرصت‌های سرمایه‌گذاری محدودتری ارائه می‌کند.

این استدلال نشان می‌دهد که CAPM اقتصاد بدون مانع به CAPMای تبدیل می‌شود که در آن از خالص بازده اقتصاد اصلی و هزینه‌های عدم نقدشوندگی استفاده می‌شود. آچاریا و پدرسون با بازنویسی CAPM تک بتایی با بازده‌های خالص بر حسب بازده‌های ناخالص، یک CAPM تعدیل شده با نقدینگی برای بازده‌های ناخالص به‌دست آوردند. این مسئله مهم‌ترین مفهوم آزمون‌پذیر در مقاله آنهاست:

قضیه ۱: در یک تعادل خطی منحصربه‌فرد، بازده خالص مورد انتظار مشروط ورقه بهادار i به این صورت است: $E\left(r_{t+1}^i + c_{t+1}^i\right) = r_f + \lambda_t \frac{cov\left(r_{t+1}^i - c_{t+1}^i, r_{t+1}^m - c_{t+1}^m\right)}{Var\left(r_{t+1}^i - r_{t+1}^i\right)}$ که در آن $\lambda_t = E\left(r_{t+1}^m + c_{t+1}^i - r_f\right)$ و معادل صرف ریسک است. به‌طور مشابه بازده ناخالص مورد انتظار مشروط $E\left(r_{t+1}^i\right) = r_f + E_t\left(c_{t+1}^i\right) + \lambda_t$ معادله فوق ساده و طبیعی است. این معادله بیان می‌دارد که بازده بازار مورد نیاز برابر است با هزینه عدم نقدشوندگی مورد انتظار $\left(E_t\left(c_{t+1}^i\right)\right)$ که به‌صورت تئوریک و تجربی توسط آمیهود و مندلسون در سال ۱۹۸۶ یافت شده و به‌علاوه، چهار بتا (یا کواریانس) است که صرف ریسک را تغییر می‌دهند. این چهار بتا، به بازدهی دارایی و ریسک‌های نقدشوندگی بستگی دارند. همانند CAPM که در آن بازده مورد نیاز دارایی به‌طور خطی افزایش می‌یابد، با بتای بازار (کواریانس بین بازده دارایی و بازده بازار) این مدل نیز علاوه‌بر بتای بازار سه تأثیر اضافه دیگری به‌دست می‌آورد که می‌تواند سه شکل از ریسک نقدشوندگی در نظر گرفته شود.

الف) $cov\left(c_{t+1}^i, c_{t+1}^m\right)$: اولین تأثیر ریسک نقدشوندگی این است که بازده مورد انتظار با افزایش کواریانس میان عدم نقدشوندگی سهم و عدم نقدشوندگی بازار افزایش می‌یابد. این بدان علت است که سرمایه‌گذاران هنگام وجود عدم نقدشوندگی در کل بازار، تمایل دارند از سهمی غرامت بگیرند که نقدشونده نیست. اهمیت بالقوه تجربی این مفهوم قیمت‌گذاری، از وجود عامل مشترک در نقدشوندگی نشئت می‌گیرد که این عامل در طول زمان متغیر است و توسط چوریدا و رول و سابرهمانیان[1] (۲۰۰۰) و هوبرمن و هالکا[2] (۲۰۱۴) مطرح شده است. این دانشمندان دریافتند که قسمت

1. Chordia, Roll, & Subrahmanyam
2. Huberman & Halka

Archive of SID

www.SID.ir

عمده نقدشوندگی سهام به‌صورت مستقیم با عدم نقدشوندگی بازار مرتبط است، به‌طوری 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 به‌صورت بالقوه در اقتصادی به‌کار 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) $cov\left(r_{t+1}^i, c_{t+1}^m\right)$: دومین تأثیر بر بازده‌های مورد انتظار، به‌واسطه کواریانس بین بازده ورقه بهادار و نقدشوندگی بازار است. همان گونه که می‌بینیم، $cov\left(r_{t+1}^i, c_{t+1}^m\right)$ 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 تیرول[1] (۲۰۰۰) که مفاهیم تعادلی محدودیت‌های قدرت پرداخت دیون را بررسی می‌کرد، نشئت می‌گیرد. پاستور و استامباف (۲۰۰۳) نیز به‌صورت 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، به‌طور سالانه ۷/۵ درصد بیشتر از آنهایی است که حساسیت‌شان کمتر است. سارکار، چوردیا و سابرهمانیان[2] (۲۰۰۵) و نیز با استفاده از معیارهای جایگزین حقایق مشابهی را ارائه دادند.

ج) $cov\left(c_{t+1}^i, r_{t+1}^m\right)$: سومین تأثیر به‌واسطه 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[3] (۲۰۰۳) نشان دادند هنگامی که هزینه‌های معامله در شرایط دیگر به‌صورت 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 $cov\left(c_{t+1}^i, r_{t+1}^m\right)$ هم‌خوانی دارد.

1. Holmström, Tirole
2. Sarkar, Chordia, Subrahmanyam
3. Lynch & Tan

Archive of SID

www.SID.ir

بنابراین سه کواریانس فوق، توصیفی از ریسک نقدشوندگی یک ورقه بهادار است. یادآوری می‌کنم که همه این کواریانس‌ها با استفاده از بازده خالص مورد انتظار مشروط در CAPM در معادله به‌دست می‌آیند. استفاده از بازده ناخالص و عدم نقدشوندگی به‌عنوان داده‌های اساسی به چند دلیل زیر مهم است:

۱. مادامی که بازده خالص به دوره نگهداری سرمایه‌گذار 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 شده‌اند و مدل فوق برای رابطه تجربی بین این ویژگی‌های ورقه بهادار، زیربنایی تئوریک قائل می‌شود.
۳. ارتباط قیمت‌گذاری بین بازده ناخالص و هزینه‌های عدم نقدشوندگی که ذاتاً با معادله مشابه باشد، در مدل‌هایی که بازده خالص متغیر کافی وجود ندارد، مدل غنی‌تری را ارائه می‌دهد.

آچاریا و پدرسون نشان دادند که ماندگاری نقدشوندگی بر این امر دلالت دارد که نقدشوندگی بازده‌های آینده را پیش‌بینی کرده و همراه با بازده به‌طور هم‌زمان حرکت می‌کند. به‌طور تجربی نقدشوندگی در طول زمان متغیر و ماندگار است؛ یعنی $\rho^c > 0$.

از دید آچاریا و پدرسون، ماندگاری نقدشوندگی بر قابلیت پیش‌بینی بازده‌ها دلالت دارد. به‌طور ذاتی، عدم نقدشوندگی بالای امروز، عدم نقدشوندگی مورد انتظار دوره بعد را پیش‌بینی کرده و آن نیز بر بازده مورد انتظار بالاتر دلالت می‌کند. جونز[1] در سال ۲۰۰۱ به‌طور تجربی دریافت که بازده سالانه مورد انتظار سهام با شکاف عرضه و تقاضای سال گذشته افزایش یافته و با گردش سال گذشته کاهش می‌یابد. آمیهود[2] در سال ۲۰۰۲ دریافت که عدم نقدشوندگی، بازده مازاد را در بازار و در پرتفوهای طبقه‌بندی شده برمبنای اندازه پیش‌بینی می‌کند.

همان گونه که دیدیم، آچاریا و پدرسون مدلی از ریسک نقدشوندگی ارائه کرده‌اند که در ساده‌ترین شکل خود نشان می‌دهد CAPM از بازده‌های خالص از هزینه نقدشوندگی بهره می‌برد. در حالی که سرمایه‌گذاران باید برای عملکرد و قابلیت معامله سهامشان در بازارهای در حال رکود و بازارهایی با نقدشوندگی پایین، نگران باشند؛ مدل به طور متفاوت بیان می‌دارد که بازده مورد انتظار یک ورقه بهادار با کواریانس بین عدم نقدشوندگی سهم و عدم نقدشوندگی بازار $cov\left(c_{t+1}^{i}, c_{t+1}^{m}\right)$ رابطه مستقیم و با کواریانس بین بازده سهم و بازده بازار $cov\left(r_{t+1}^{i}, c_{t+1}^{m}\right)$ رابطه معکوس و با کواریانس بین عدم نقدشوندگی سهم و بازده بازار $cov\left(c_{t+1}^{i}, r_{t+1}^{m}\right)$ رابطه معکوس دارد.

مقیاس عدم نقدشوندگی

در مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای تعدیل‌شده با ریسک نقدشوندگی، نرخ بازده مورد توقع از یک ورقه بهادار با «بتاهای» مشتق‌شده از آن ورقه، متناسب است. به‌طور کلی این مدل به تشریح چگونگی تأثیرپذیری قیمت دارایی‌ها (به‌خصوص سهام شرکت‌ها) از ریسک نقدشوندگی می‌پردازد. شواهد ارائه‌شده بیان می‌کند که نقدشوندگی بر بازده سهام

1. Jones
2. Amihud

Archive of SID

www.SID.ir

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 ازاین نیز مطرح شد، تاکنون معیار کاملی برای محاسبه عدم‌نقدشوندگی سهام معرفی نشده و هر یک از معیارهایی که تاکنون دراین خصوص به دنیای مدیریت مالی معرفی شده‌اند، دارای مزایا و معایب مختص خود بوده‌اند. شاید نبودن یک پارادایم دراین 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 سهم، وجود یا نبود اطلاعات متقارن، انتخاب نامساعد و... به‌عنوان نمایندگانی برای اندازه‌گیری نقدشوندگی و عدم‌نقدشوندگی، 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، عدم‌نقدشونده (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 سهم‌ها نیست. عدم نقدشوندگی سهام i در ماه t برابر است با:

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

R_{td}^i و V_{td}^i به‌ترتیب بازده و حجم ریالی (در میلیون) روی روز dام در ماه tام و Days تعداد روزهای مشاهده شده در دسترس در ماه t برای سهم i است. در مدل ما عدم نقدشوندگی هزینه فروش است. بازارهای واقعی، هزینه‌های

Archive of SID

www.SID.ir

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 دسترسی 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[1] (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[2] (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[3] (۲۰۱۶) با به‌کارگیری سه معیار اندازه‌گیری در انگلستان، نشان دادند که پورتفوهایی با درجه نقدشوندگی کمتر، همواره بازده بیشتری را در مقایسه با پورتفوهای نقدشونده ایجاد می‌کنند و بازده پورتفوی بدون هزینه[4]، حداقل در دو معیار از سه معیار استفاده‌شده، از نظر آماری شایان توجه بوده است.

برنان، هاه و سابرهمانام[5] (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. ازنس، موسکویتز و پدرسن[6] (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[7] (۲۰۱۳) بر اساس تحقیق انجام‌شده در بازار آمریکا دریافتند که بازده کسب‌شده ناشی از پورتفوی غیرنقدشونده، کاملاً از سایر سبک‌های سرمایه‌گذاری متفاوت است. نگوین و هیلو[8] (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 معناداربودن عدم‌نقدشوندگی دست یافتند. از طرفی، لیچسکی و ورونکوا[9] (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 رفائل، 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

Archive of SID

www.SID.ir

وول[1] (۲۰۰۸) در بررسی بازار NYSE به‌دست 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 نظرگرفتن 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 مکبث، به برتری هر دو مدل تک‌عاملی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای و مدل سه عاملی و پنج عاملی 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 آمیهود، 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 نهندی، 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 سنجه‌های نقدشوندگی، به افزایش بازده سهام منتج شده است.

1. Ben-Rephael, Kadan & Wohl

Archive of SID

www.SID.ir

نتایج تحقیقات حبیبی‌ثمر، تهرانی و انصاری (۱۳۹۴) حاکی از آن است که رابطه بین ریسک نقدشوندگی و بازده واقعی سهام رشدی و ارزشی، طی سال‌های ۱۳۸۶ تا ۱۳۹۰ در بورس اوراق بهادار تهران خطی و مثبت است؛ اما شدت این رابطه برای شرکت‌های ارزشی بیشتر است.

به‌طور کلی، مروری بر پژوهش‌های انجام شده خارجی و داخلی نشان می‌دهد که اولاً نقدشوندگی عامل بسیار بااهمیتی نزد پژوهشگران است و ثانیاً در بسیاری از پژوهش‌ها اثر معناداری در توضیح بازده دارد.

روش‌شناسی پژوهش

مدل تحقیق

در این تحقیق بر اساس تجزیه و تحلیل اطلاعات، ابتدا باید متغیرهای در دست بررسی تحقیق را جمع‌آوری کرد. در این تحقیق با توجه به جامعه اطلاعاتی، به گردآوری داده‌های خام تحقیق اقدام شده است و تلاش برآن است که ضمن از بین بردن شکاف میان قیمت‌گذاری سهام و ریسک نقدشوندگی، با استفاده از معیاری جدید برای اندازه‌گیری نقدشوندگی سهام و تخمین ارتباط میان ریسک نقدشوندگی سهم و بازده آن، بازده مورد توقع سهامداران اندازه‌گیری شود. بدین ترتیب، قیمت‌گذاری سهام با توجه به ریسک نقدشوندگی آن (ریسک ناشی از عدم نقدشوندگی سهام در طی دوره‌های گوناگون) تبیین و ارائه می‌شود. مدل استفاده‌شده در این تحقیق که آن را مدل تعدیلی می‌نامیم، بر مبنای مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای ساخته شده است. برای محاسبه نرخ بازده مورد توقع سهامداران، علاوه بر ارتباط میان بازده یک سهم و بازده بازار، سه عامل دیگر ایجاد می‌شود 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 منحصربه‌فرد، بازده خالص مورد انتظار مشروط ورقه بهادار i عبارت است از:

رابطه ۶)
$$E\left(r_{t+1}^{i}-c_{t+1}^{i}\right)=r_{f}+\lambda_{t}\frac{Cov\left(r_{t+1}^{i}-c_{t+1}^{i},r_{t+1}^{m}-c_{t+1}^{m}\right)}{Var\left(r_{t+1}^{i}-r_{t+1}^{i}\right)}$$

که در آن $\lambda_t = E\left(r_{t+1}^{m}-c_{t+1}^{i}-r_f\right)$ صرف ریسک است. بنابراین معادله ۶ به‌صورت زیر تغییر می‌کند.

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

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

Archive of SID

www.SID.ir

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.

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

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

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

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

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

بنابراین مدل نهایی در قالب رابطه ۱۱ نمایش داده می‌شود.

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

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

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.

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

که در آن $r_{t+1}^i - r_{t+1}^f$ بازده مازاد سهام در ماه t+۱، μ_t^i باقی‌مانده رگرسیون خود رگرسیون مرتبه دوم AR(۲) نسبت عدم نقدشوندگی آمیهود، β۱ تا β۶ بتاهای نقدشوندگی توضیح داده‌شده 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:

Archive of SID

www.SID.ir

رابطه ۱۱) $$E(r_i) = r_f + \beta_i\big(E(r_M) - r_f\big)$$

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

متغیرهای مستقل

بازده سهام: برای محاسبه بازده ماهامه 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 می‌شود.

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

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+۱؛ 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 به‌صورت میانگینی از بازده‌های ماهانه محاسبه می‌شود.

بازده بازار از رابطه ۱۳ به دست می‌آید:

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

S^i سهم ورقه بهادار iام در سبد بازار؛ $\big(D_t^i + P_t^i\big)$ سود تقسیمی به اضافه قیمت ورقه بهادار iام در زمان t؛ P_{t+1}^i قیمت ورقه بهادار iام در زمان t− ۱.

عدم نقدشوندگی نسبی سهام و عدم نقدشوندگی نسبی بازار به‌ترتیب برابر هستند با:

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

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

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

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

Archive of SID

www.SID.ir

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

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

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

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

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

β۱ : 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 β۱، شبیه به بتای CAPM سنتی است به استثنای اینکه در مخرج بتای جدید، هزینه معاملات در نظر گرفته شده است.

β۲: اولین تأثیر ریسک نقدشوندگی این است که با افزایش کوواریانس بین عدم‌نقدشوندگی سهام با عدم‌نقدشوندگی بازار، بازده مورد انتظار سهام افزایش یابد؛ زیرا هنگامی که در بازار نقدشوندگی پایین است، سرمایه‌گذاران از سهامی‌که نقدشوندگی کمتری دارد، انتظار کسب بازده بیشتری دارند. در چنین مدلی، سرمایه‌گذاری که دارنده ورقه بهادار غیرنقدشونده است (دارای هزینه بالایی است)، می‌تواند انتخاب کند کهچنین ورقه‌ای را مبادله نکند و به جای آن اوراق بهادار دیگر (مشابه) را مبادله کند. بنابراین سرمایه‌گذاران برای دارایی‌هایی که کوواریانس مثبتی با عدم‌نقدشوندگی بازار دارند، بازدهی بیشتری طلب می‌کنند. می‌توان گفت β۲ هم‌حرکتی هزینه نقدشوندگی سهام با نقدشوندگی بازار را نشان می‌دهد که به نقدشوندگی مشترک نیز شناخته می‌شود. تئوری تأثیر ثروت کوچوران[1] (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 β۲ رابطه مثبتی با بازده مورد انتظار داشته باشد.

1. Cochrane

Archive of SID

www.SID.ir

β۳: دومین تأثیر ریسک نقدشوندگی بر بازده‌های مورد انتظار، به‌واسطه همبستگی بین بازده ورقه بهادار و عدم نقدشوندگی بازار است. سرمایه‌گذاران از سهامی استقبال می‌کنند که هنگام پایین بودن نقدشوندگی بازار، آن سهام بازدهی چشمگیری داشته باشد، حتی اگر به‌طور کلی بازدهی این سهم در سایر زمان‌ها چشمگیر نباشد. بازده متوسط سهامی که به نقدشوندگی بازار حساسیت زیادی دارند؛ یعنی با عدم نقدشونده شدن بازار، بازده آنها افزایش می‌یابد، به‌طور کلی بیشتر از آنهایی است که حساسیتشان کم است. یا به بیانی دیگر، β۳ هم‌حرکتی بازده سهام با نقدشوندگی بازار را نشان می‌دهد. پاستور استامباگ (۲۰۰۳) نشان داد دارایی‌هایی که بازده آنها به نقدشوندگی بازار بسیار حساس است، دارایی‌های ریسکی‌تری هستند و از آنجا که نقدشوندگی در بازارهای مالی هزینه‌زاست، سرمایه‌گذاران تمایلی به نگهداری این دارایی‌ها ندارند، مگر آنکه این دسته از دارایی‌ها، آن ویژگی را با بازده بیشتر جبران کنند. بنابراین سرمایه‌گذاران بیشتر به نگهداری دارایی‌هایی تمایل دارند که در بازارهای غیرنقدشونده، بازده‌های بیشتری به ارمغان بیاورند. پس انتظار می‌رود β۳ با بازده مورد انتظار، رابطه منفی داشته باشد.

β۴: سومین تأثیر ریسک نقدشوندگی، به‌واسطه کوواریانس بین عدم‌نقدشوندگی ورقه بهادار با بازده بازار ایجاد می‌شود. در واقع، تأثیر یاد شده این اشتیاق سرمایه‌گذار را بیان می‌کند 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 سرمایه‌گذاران به پذیرش بازده کمتر از سهمی دارند که هنگام رکود بازار نقدشونده‌تر است. هنگامی‌که بازار با رکود مواجه است، سرمایه‌گذاران فقیرند و توانایی فروش آسان واقعاً باارزش است. بنابراین هر سرمایه‌گذار تمایل دارد که بازده پایین‌تر را از سهامی بپذیرد که در حالت‌های فقر بازده بازار، هزینه‌های عدم نقدشوندگی پایین‌تری دارد. در نتیجه β۴ هم‌حرکتی نقدشوندگی سهام با بازده بازار را نشان می‌دهد. بر اساس نیاز به نقدشوندگی دارایی‌ها، آچاریا و پدرسن (۲۰۰۵) ادعا کردند که نقدشوندگی در رکود بازار، شایان توجه و خواستنی‌تر است و سرمایه‌گذاران تمایل دارند که صرفی را برای سهامی‌که بیشتر نقدشونده است، در دوران نزول بازار بپردازند. بنابراین، از آنجایی که سرمایه‌گذاران مایل‌اند بازده کمتری را برای این گونه سهام بپذیرند، β۴ می‌بایست با بازده مورد انتظار رابطه منفی داشته باشد. بدون توجه به مدل نیز، بازده پایین بازار برای برخی از سرمایه‌گذاران مشکلات ثروتی ایجاد می‌کند که آنان را به فروش دارایی‌هایشان وامی‌دارد. اگر سرمایه‌گذار دارایی‌های نقدشونده‌ای را در زمان رکود در دست نداشته باشد، مشکل وی بزرگ‌تر می‌شود.

در پایان برای بررسی معیارهای نقدشوندگی بازارهای صعودی و نزولی، فبوتزی و فرانسیس[1] (۱۹۷۷) سه روش برای تشخیص بازار افتان و خیزان به‌شکل زیر معرفی کرده‌اند:

۱. بازارهای افتان و خیزان[2]. این بازارها بر اساس کتاب تعاریفی مشخص می‌شود که کوهِن، زینبرگ و زِیکِل[3] (۲۰۰۰) منتشر کرده‌اند و طبقه‌بندی هر ماه آنها بر اساس روند بازار شکل می‌گیرد.

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

Archive of SID

www.SID.ir

۲. بازارهای صعودی و نزولی[1]. 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[2]. این دسته‌بندی داده‌ها را به سه شاخه تبدیل می‌کنند: 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 $|r_t^m| > (۰/۵\sigma_m)$، 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»[3] 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[4] و نزولی[5] 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[6] (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)
2. Substantial Up and Down (SUD)
3. Aggregate Liquidity Risk
4. Bullish Market
5. Bearish Market
6. Harris

Archive of SID

www.SID.ir

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 پذیرفته‌شده 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 نقدشونگی معرفی‌شده با بازده دارایی‌ها با استفاده از متغیرهای کنترلی می‌پردازد. برای این منظور، پس از محاسبه هر یک از منابع ریسک نقدشوندگی معرفی‌شده، همبستگی این منابع با بازده دارایی (برای سهام و بازار) سنجیده شده است. برای محاسبه معیار اندازه‌گیری نقدشوندگی، از نسبت عدم نقدشوندگی آمیهود 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 به‌دنبال 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

Archive of SID

www.SID.ir

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 به‌منظور رفع نقض فروض کلاسیک، در صورتی که جملات خطا دارای تابع توزیع نرمال نباشد، از حالت ترمیم‌شده متغیرها استفاده می‌شود تا با حذف داده‌های پرت، مشکل عدم نرمال بودن تابع توزیع جملات خطا برطرف شود. همچنین به‌منظور برطرف کردن واریانس ناهمسانی نیز مدل رگرسیونی به‌صورت وزن داده شده برآورد می‌شود که برآورد در این حالت به‌صورت GLS است و در آخر برای رفع خودهمبستگی جملات خطا، از فرایند خودرگرسیون در مدل استفاده شده است.

برای فرضیه دوم، علاوه‌بر موارد بالا، به‌منظور تعیین بازار صعودی و نزولی، از شکست ساختاری داده‌ها استفاده شده است. وجود شکست ساختاری در سری‌های زمانی به‌دلیل وجود شوک‌هایی از قبیل جنگ، تحریم‌ها، نوسان‌های ارزی و... بسیار رایج است. شکست ساختاری باعث می‌شود که نتایج رگرسیون اعتبار لازم و قابلیت پیش‌بینی صحیح را نداشته باشند. برای رفع این مشکل راه‌های بسیاری وجود دارد. اگر به‌طور دقیق بدانیم نقطه شکست داده‌ها چه زمانی است، می‌توانیم با اختصاص یک متغیر مجازی این مشکل را حل کنیم و اگر زمان شکست داده‌ها را ندانیم، می‌توانیم با رسم نمودار داده‌های سری زمانی، متغیر وابسته لحظه شکست ساختاری را پیدا کرده و با اختصاص متغیر مجازی مشکل را حل کنیم (نوریگا[1]، ۲۰۰۲). در فرضیه دوم برای تشخیص دقیق این مسئله، آزمون شکست ساختاری چاو در نرم‌افزار Eviews اجرا شده است تا بازار صعودی از بازار نزولی متمایز شود.

یافته‌های پژوهش

ویژگی‌های آمار توصیفی مربوط به متغیرهای این پژوهش در جدول ۱ خلاصه شده است. آماره گزارش‌شده شامل شاخص‌ها و معیارهای مرکزی، از جمله میانگین، میانه و شاخص‌های پراکندگی مانند انحراف معیار است.

جدول ۱. آمار توصیفی

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

1. Noriega

Archive of SID

www.SID.ir

همان طور که در جدول مشاهده می‌شود، 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 نشان‌دهنده عدم پراکندگی زیاد این معیار است.

برآورد مدل‌ها 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 گزارش‌شده بیانگر ضریب تخمین‌زده‌شده برای متغیر و عدد زیرین در پرانتز نشان‌دهنده 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 (۰/۰۳۵۰۰۵)	۰/۰۰۳۶۵۳ (۰/۰۳۴۸۱)	۰/۰۴۲۵۱۱** (۰/۰۲۴۷۸۶)
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	+	۰/۰۶۲۳*** (۰/۰۱۵۱۱۲)	۰/۰۶۲۴۲*** (۰/۰۱۴۹۶۸)	۰/۰۳۲** (۰/۰۱۵۴۰۷)
اندازه	-	۰/۰۰۵۴۷۲ (۰/۰۲۴۰۵۱)	۰/۰۰۵۳۳۲ (۰/۰۲۳۸۷۱)	۰/۰۲۴۵۱۵ (۰/۰۳۰۵۸۷)
مومنتوم	+	-۰/۰۳۶ (۰/۰۵۱۹۷۹)	-۰/۰۳۶ (۰/۰۵۱۴۱۶)	-۰/۰۳۹۰۶۹ (۰/۰۴۶۱۰۹)

* معناداری در سطح خطای ۱۰درصد ** معناداری در سطح خطای ۵ درصد *** معناداری در سطح خطای ۱درصد

در مدل‌ها، متغیرهای معیار آمیهود، β۱، ارزش دفتری و ارزش بازاری عامل اندازه و مومنتوم وجود دارد. پس از برآورد مدل‌ها، به بررسی نقض فروض کلاسیک پرداخته شده است. با توجه به نتایج آزمون‌های اجرا شده، مشخص شد

Archive of SID

www.SID.ir

که مدل‌ها دارای تابع توزیع نرمال برای جملات خطاست. به‌منظور رفع این مشکل، داده‌ها در سطح ۵درصد 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 آمیهود در هر سه مدل در سطح خطای ۵ درصد معنادار است.

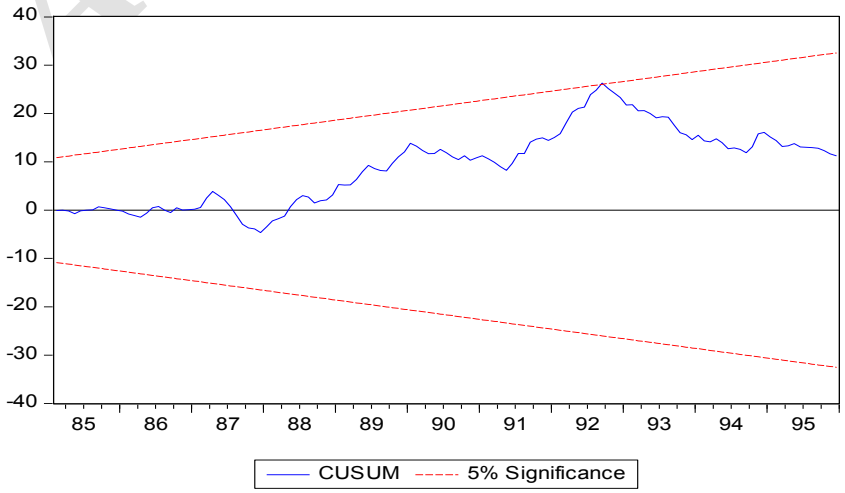
بعد از برآورد مدل‌های رگرسیونی بر اساس داده‌ها، دوباره آزمون‌های نقض فروض کلاسیک اجرا شد که نتایج آن نشان داد مشکلی برای برآورد مدل وجود ندارد.

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 ۵درصد معنادار است. همچنین، معیار آمیهود، β۲، β۳ و β۴ در سطح خطای ۱ درصد و متغیرهای β۱ و متغیر ارزش دفتری بازاری در سطح خطای ۵درصد معنادار هستند.

ریسک سیستماتیک بازار (بتا) که در مدل استاندارد قیمت‌گذاری دارایی توضیح داده شد، در اینجا برابر با ۳/۱۵۷۷ است. این ریسک با بازده مورد انتظار دارایی ارتباط مثبتی دارد. در واقع با افزایش این ریسک، بازده مورد انتظار دارایی 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 دارایی برای شرکت‌های منتخب بورس تهران، از ۰/۰۵ 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

به‌منظور 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

Archive of SID

www.SID.ir

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

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

	علامت مورد انتظار	مدل۱	مدل۲	مدل۳
عرض از مبدأ		۰/۰۱۳۸*** (۰/۰۰۱۳۶۵)	۰/۰۱۳۸*** (۰/۰۰۱۳۶۵)	۰/۰۰۹۴*** (۰/۰۰۲۳۹۴)
معیار آمیهود	+	۰/۰۰۳۱*** (۰/۰۰۱۰۳۶)	۰/۰۰۳۱*** (۰/۰۰۱۰۳۶)	۰/۰۰۱۹*** (۰/۰۰۰۵۹)
β_1	+	−۰/۰۲۰۵۷۵** (۰/۰۱۰۲۳۸)	−۰/۰۲۰۵۷۵** (۰/۰۱۰۲۳۸)	−۰/۰۳۸۹۲*** (۰/۰۱۲۲۸۸)
β_2	+			−۰/۴۷۷۷۶۹*** (۰/۱۹۷۳۹۷)
β_3	−			۰/۰۰۰۳۸۸ (۰/۰۰۰۳۰۷)
β_4	−			۳۳/۱۲۳۳۹* (۱۹.۵۷۳۷)
β_5	−/+	−۱۲/۲۶۹۲۲ (۱۱/۱۸۳۳۹)		
β_6	−/+		−۱۲/۲۸۹۷۹ (۱۱/۱۸۲۱۷)	
B/M	+	−۰/۰۰۱۳۱۹ (۰/۰۰۷۰۳۴)	−۰/۰۰۱۳۱۹ (۰/۰۰۷۰۳۴)	−۰/۰۱۰ (۰/۰۱۰۱۵۹)
اندازه	−	−۰/۰۱۷۹۷۳** (۰/۰۰۹۲۹۲)	−۰/۰۱۷۹۷۳** (۰/۰۰۹۲۹۲)	−۰/۰۴۱۹۲۵*** (۰/۰۱۲۸۴۳)
مومنتوم	+	−۰/۰۲۳* (۰/۰۱۴۶۰۵)	−۰/۰۲۳* (۰/۰۱۴۶۰۵)	−۰/۰۲۳۲۶۵ (۰/۰۱۹۴۵۷)

* معناداری در سطح خطای ۱۰درصد ** معناداری در سطح خطای ۵ درصد *** معناداری در سطح خطای ۱درصد

با توجه به مطالب بیان شده، از ابتدای بازه زمانی پژوهش تا انتهای سال۱۳۹۲ به‌عنوان بازار صعودی (بازده‌های مثبت) و بعد از سال ۱۳۹۲ تا انتهای بازه زمانی پژوهش، به‌عنوان بازار نزولی (بازده‌های منفی) در نظر گرفته می‌شود. بدین ترتیب، مدل‌های رگرسیونی پژوهش بر اساس معیار آمیهود برای هر یک از این دو بخش به‌صورت مجزا برآورد

Archive of SID

www.SID.ir

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

متغیرها	علامت مورد انتظار	مدل۱	مدل۲	مدل۳
عرض از مبداء		-۰/۰۰۲۷**	-۰/۰۰۲۷	۰/۰۰۳۰
		(۰/۰۰۱۶۰۱)	(۰/۰۰۱۶۰۱)	(۰/۰۰۴۸۶۱)
معیار آمیهود	+	۰/۰۰۰۳	۰/۰۰۰۳	۰/۰۰۱۵***
		(۰/۰۰۰۳۷۸)	(۰/۰۰۰۳۷۸)	(۰/۰۰۰۶۳۷)
β_1	+	-۰/۰۰۸۵۰۷	-۰/۰۰۸۵۰۷	۰/۰۲۰۱۴**
		(۰/۰۱۱۴۴۵)	(۰/۰۱۱۴۴۵)	(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	۰/۰۰۱۱۴۹	۰/۰۰۱
		(۰/۰۰۱۵۶۳)	(۰/۰۰۱۵۶۳)	(۰/۰۰۶۸۹۶)
اندازه	-	-۰/۰۰۳۰۳۶	-۰/۰۰۳۰۳۶	-۰/۰۰۶۹۱۴**
		(۰/۰۰۳۴۹۱)	(۰/۰۰۳۴۹۱)	(۰/۰۰۳۶۴۱)
مومنتوم	+	-۰/۰۱۲	-۰/۰۱۲	۰/۰۱۸۲۹۷
		(۰/۰۱۱۶۹۵)	(۰/۰۱۱۶۹۵)	(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 نقدشونده‌بودن 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

Archive of SID

www.SID.ir

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 β۶ در مدل ۲ استفاده شد. با توجه به مدل ۲ و بر اساس معیار آمیهود، مشخص شد که متغیر β۶ در سطح خطای ۵درصد معنادار است؛ به بیان دیگر، برای ضریب متغیر β۶ مقدار ۳۱/۶۲- به دست آمده است. از این رو می‌توان گفت که ریسک نقد شوندگی 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 ۱درصد 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 ۰/۰۰۱۹ و در بخش نزولی بازار برابر ۰/۰۰۱۵ 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[1] (۲۰۱۵)، یحیی‌زاده‌فر، شمس و لاریمی (۱۳۸۹)؛ حبیبی ثمر، تهرانی و انصاری (۱۳۹۴) همخوانی ندارد، اما با یافته‌های چوردیا و همکاران[2] (۲۰۰۱)؛ عمری، زیانی و لوکیل[3] (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

Archive of SID

www.SID.ir

پیشنهادهای 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 بررسی‌شده در این پژوهش بپردازند.

منابع

آسیما، مهدی؛ راعی، رضا (۱۳۹۶). مقایسه عملکرد مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای استاندارد و مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای با در نظرگرفتن 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 شوندگی 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.

Archive of SID

www.SID.ir

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., & Raee, 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 Influnce 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.

Archive of SID

www.SID.ir

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 Financal 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 retums. *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*)

Archive of SID

www.SID.ir

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*)

Archive of SID

www.SID.ir