فصلنامه مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار
شماره سی و هشتم/ بهار ۱۳۹۸

بررسی مدل تعدیل شده قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای با عامل روزهای بدون معاملهٔ تعدیل شده با گردش، لیو در بورس اوراق بهادار تهران

پدرام سمیعی تبریزی[۱]
علی نجفی مقدم[۲]

تاریخ دریافت مقاله :۹۷/۰۳/۱۹ تاریخ پذیرش مقاله :۹۷/۰۴/۱۰

چکیده:

ریسک نقدشوندگی سهام را می‌توان یکی از مهم‌ترین عوامل تأثیرگذار در تعیین بازده مورد انتظار سرمایه‌گذاران دانست. تعیین معیاری مناسب بر اساس خصوصیات شرکت در بازار سرمایه که بتواند به تعیین میزان نقدشوندگی سهام کمک کند، می‌تواند به تصمیم‌گیری مناسب سرمایه‌گذاران منتهی شود. در این خصوص در تحقیق حاضر، تأثیر ریسک نقدشوندگی سیستماتیک دارایی‌ها (بلاخص سهام) در بورس اوراق بهادار تهران طی سال های ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۵ بر بازده سهام شرکت‌ها بررسی شده است. در این تحقیق از معیار روزهای بدون معاملهٔ تعدیل شده با گردش لیو، به عنوان شاخص نقدشوندگی معاملات سهام استفاده شده است. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که اولاً هم حرکتی موجود بین نقدشوندگی سهم و نقدشوندگی بازار، رابطه معناداری با بازده سهام ندارد، ثانیاً هم‌حرکتی موجود بین نقد شوندگی سهم و بازده بازار، رابطه مستقیم (مثبت) با بازده سهام دارد، ثالثاً هم حرکتی موجود بین بازده سهم و نقدشوندگی بازار، رابطه معکوس (منفی) با بازده سهام دارد.

کلمات کلیدی

نقدشوندگی، ریسک نقدشوندگی، مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های‌سرمایه‌ای، معیارهای‌نقدشوندگی

طبقه‌بندی موضوعی: G10، G11، G12، G15، G20

[۱] دانشجوی دکتری مالی، واحد علوم و تحقیقات، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران. Pedram.samiee@gmail.com
[۲]استادیار گروه حسابداری، واحد تهران جنوب، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران.(نویسنده مسئول)
Alinajafimoghadam@gmail.com

مقدمه

نقدشوندگی یکی از مفاهیم بسیار مهم در ادبیات مالی است و به بیانی دیگر، در این ادبیات، یکی از عوامل موثر بر ریسک دارایی‌ها، قابلیت نقدشوندگی آنهاست. نقش عامل نقدشوندگی در ارزش‌گذاری دارایی‌ها نیز حائز اهمیت است زیرا سرمایه‌گذاران هنگام فروش دارایی‌های خود به‌این موضوع توجه دارند که آیا بازار مناسبی برای آن وجود دارد یا خیر؟ این سوال خاستگاه شکل‌گیری ریسک عدم نقدشوندگی در ذهن سرمایه‌گذاران است که حتی می‌تواند باعث انصراف سرمایه‌گذاران از سرمایه‌گذاری شود. هرچقدر قابلیت نقدشوندگی یه سهم کمتر باشد آن سهم برای سرمایه‌گذاران جذابیت کمتری خواهد داشت مگر آنکه بازده بیشتری عاید دارنده آن کند. بنابراین یکی از عواملی که می‌تواند در انتخاب یک سهم جهت خریداری و نیز در توقع سهامداران از بازده کسب شونده از یک سهم مؤثر باشد قدرت نقدشوندگی آن سهم است. در واقع نقدشوندگی نقش مهمی را در بازارهای مالی جهت تسهیل بیشتر تسهیم ریسک و بهبود کارایی معاملات ایفا می‌نماید.

یکی از مهم‌ترین حوزه‌های مالی که مطالعات فراوانی در آن صورت پذیرفته‌است، حوزه قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای است که به دنبال توضیح روند شکل‌گیری قیمت‌ها و بازده اوراق بهادار در بازار سرمایه است. محققان زیادی تلاش کرده‌اند تا با بررسی و معرفی عوامل ریسک مختلف، تأثیر آنها را بر بازده سهام مورد مطالعه قرار داده و مدل‌های قیمت‌گذاری را توسعه دهند. تلاش برای پیش بینی بازده سهام و تبیین ارتباط بین ریسک و بازده، پیشینه طولانی در دانش مالی دارد. بر اساس اهمیت‌این موضوع از دیرباز تکنیک‌ها و مدل‌های مختلفی جهت تبیین ارتباط و ارزیابی ریسک و بازده ارائه شده است که مهم‌ترین آنها توسط هری. ام مارکوئیتز بیان شده است. مارکوئیتز برای ارزیابی ریسک، واریانس پرتفوی را معرفی کرد .

تحقیق حاضر در نظر دارد مدلی برای قیمت‌گذاری دارایی‌ها را با در نظرگرفتن ریسک نقدشوندگی (ریسکی که از عدم اطمینان نسبت به نقدشوندگی سهام در زمانهای مختلف ناشی می‌شود)، ارایه دهد. در مدل حاضر (که در آن قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای با ریسک نقدشوندگی تعدیل شده است)، بازده مورد انتظار ورقه 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 مدل الگویی را جهت شناسایی راه‌هایی که از آن طریق ریسک نقدشوندگی می‌تواند بر قیمت دارایی‌ها تأثیرگذار باشد، ارایه می‌دهد. راههایی که پیش از این در دیگر مدلهای قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای (نظیر مدل

سنتی CAPM) مد نظر قرار گرفته نشده‌اند. اولاً در این تحقیق بر این متون اخیر تکیه شده و به طور تجربی نشان داده می‌شود که نقدشوندگی در طول زمان تغییر می‌کند و باعث افزایش احتمال ایجاد صرف ریسکی در رابطه ریسک نقدشوندگی می‌شوند. ثانیاً، ممکن است سرمایه‌گذاران در خصوص انجام معاملاتشان ناشکیبا باشند یا در ارتباط با وقایع مختلف مجبور به نقدکردن دارایی‌هایشان شوند.

یکی از مطرح ترین مدل‌های ارائه شده دراین زمینه، مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای است که با استفاده از ریسک سیستماتیک، بازده بازار و نرخ بازده بدون ریسک، بازده مورد انتظار دارایی را مورد ارزیابی قرار می‌دهد. دراین مدل برای محاسبه ریسک سیستماتیک از ضریب بتا استفاده می‌شود. با توجه به انتقادات وارد شده به CAPM، مدل‌های رقیبی نظیر مدل آربیتراژ ، مدل‌های عاملی به عنوان جایگزین CAPM ارائه شده است. در همین راستا برخی صاحب نظران مدل دیگری را برگرفته از مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای ارائه و ادعا نموده‌اند که تخمین مناسب تری از نرخ بازده مورد انتظار و ارتباط میان ریسک و بازده ارائه می‌کند

مبانی نظری و پیشینه پژوهش

نقد شوندگی نقش مهمی‌در بازارهای مالی به جهت تسهیل به‌اشتراک گذاشتن ریسک و بهبود کارایی معاملات‌ایفا می‌کند. ریسک نقدشوندگی را می‌تواند به عنوان ریسک عدم توانایی خرید و فروش دارایی بدون کاهش ارزش در زمان مورد نظر تعریف کرد. نقدشوندگی یک سهم معیار مهمی است که سرمایه‌گذاران در خریداری اوراق بهادار به آن توجه زیادی می‌کنند. زیرا سطح آن و تغییرپذیری آن دلالت بر مفهوم استراتژی تنوع بخشی در پرتفوی و عملکرد سرمایه‌گذاری دارد. قیمت گذاری دارایی‌ها علاوه بر ریسک سیستماتیک که با بتای استاندارد بازار اندازه‌گیری می‌شود، از عوامل دیگری مانند ریسک نقدشوندگی نیز تأثیر می‌گیرد.

به دلیل خاصیت چندبعدی بودن نقدشوندگی، انعکاس همه مشخصه‌های آن در یک معیار مشکل است. در یک دسته‌بندی توسط آیتکن و کامرتن فورد (۲۰۰۳) معیارهای‌اندازه‌گیری نقدشوندگی به دو دسته معیارهای مبتنی بر سفارش‌ها و مبتنی بر معاملات تقسیم شده‌اند.

نقدشوندگی یک سهم معیار مهمی است که سرمایه‌گذاران در خریداری اوراق بهادار به آن توجه زیادی می‌کنند. سرمایه‌گذاران خواهان سهمی هستند که در هنگام فروش آن با مشکلی مواجه نشوند.

بنابراین یکی از عواملی که می‌تواند در انتخاب یک سهم جهت خریداری و نیز در توقع سهام‌داران از بازده کسب‌شونده از یک سهم مؤثر باشد قدرت نقدشوندگی آن سهم است.

یکی از موضوع‌های اساسی در سرمایه‌گذاری میزان نقدشوندگی دارایی‌هاست. نقش عامل نقدشوندگی در ارزش‌گذاری دارایی‌ها بسیار مهم است؛ زیرا سرمایه گذاران به این موضوع توجه دارند که اگر بخواهند دارایی خود را به فروش برسانند، آیا بازار مناسبی برای آن‌ها وجود دارد یا خیر؟ در هر بازار مالی با توجه به گستردگی و عمق بازار، ابزارهای متنوعی جهت سرمایه‌گذاری وجود دارند و سرمایه‌گذاران با عنایت به بازده و ریسک سرمایه‌گذاری دارایی‌های مورد نظر خود را برمی‌گزینند. نرخ بازده مورد انتظار هر دارایی، نشانگر بازده از دست‌رفته تحت شرایط ریسک مساوی ناشی از تحصیل آن دارایی است. یکی از عوامل مؤثر بر ریسک دارایی‌ها قابلیت نقدشوندگی آن‌هاست. نقش عامل نقدشوندگی در ارزشگذاری دارایی‌ها ناشی از تبلور مفهوم ریسک عدم نقدشوندگی دارایی در ذهن خریدار است که می‌تواند باعث انصراف سرمایه‌گذار از سرمایه‌گذاری شود. هر چه ریسک ناشی از یک دارایی افزایش یابد، سرمایه‌گذار انتظار دریافت بازده بیشتری خواهد داشت و یکی از عوامل مهم مؤثر بر ریسک دارایی قابلیت نقدشوندگی آن است. با آنکه این عامل در تصمیم‌گیری‌ها نقش مهمی را ایفا می‌کند، ولی با وجود این تبدیل آن به عاملی عینی و کمی واندازه‌گیری آن قدمت چندانی ندارد

هدف از ارائه مدل L-CAPM، تعدیل مدل استاندارد شارپ بر اساس ریسک نقدشوندگی است که در نهایت بازده مورد انتظار صحیح تری از مدل استخراج خواهد شد. دراین مدل، ریسک نقدشوندگی اوراق بهادار و ریسک نقدشوندگی بازار توامان مدنظر قرار گرفته می شود.این مدل توانایی بیشتری در تفسیر دارایی‌های سرمایه‌ای با توجه به شرایط بازار، وضعیت موجود در واحدهای اقتصادی و در نهایت پرتفوی سرمایه گذاری دارد

حوزه قیمت گذاری دارایی‌ها در رشته مالی به دنبال توضیح شکل‌گیری قیمت‌ها و بازده اوراق بهادار در بازار سرمایه است. در این حوزه اگر با افزایش پذیرش یک نوع ریسک، صرف ریسک آن بالا برود، می‌توان گفت که آن عامل بخشی از بازده دارایی را توضیح می‌دهد و می‌بایست جهت تخمین بهتر بازده دراین مدل‌ها، مورد استفاده قرار گیرد. مطالعات متعددی در راستای اندازه‌گیری میزان نقدشوندگی یک دارایی و متعاقباً محاسبه ریسک نقدشوندگی و تأثیر آن در تعیین بازده اوراق بهادار

صورت گرفته است. رابطه معکوس میان بازده و نقدشوندگی (نظریه صرف نقدشوندگی) در بازارهای مالی به طور گسترده مشاهده شده است، (آمیهود، ۲۰۰۲).

به بیان آمیهود و مندلسون (۱۹۸۶) فرضیه موجود در خصوص رابطه بین بازده و عدم‌نقدشوندگی سهام این است که بازده با افزایش عدم‌نقدشوندگی افزایش می‌یابد. رابطه مثبت عدم‌نقدشوندگی بازده در مطالعات فراوانی به آزمون رسیده است. تحقیق حاضر این رابطه را در طول زمان بر اساس بازده اضافی پیش‌بینی‌شده با افزایش عدم‌نقدشوندگی سهم مورد بررسی قرار خواهد داد.

تحقیقات پدرسن و آچاریا (۲۰۰۵) و همچنین پاستور و استمباگ (۲۰۰۳) پیشنهاد می‌دهد که ریسک نقدشوندگی به عنوان عامل قیمتی در بازار است. تحقیقات پدرسن و آچاریا (۲۰۰۵) مدل نظری را با ۳ صرف ریسک مرتبط با تغییرات نقدشوندگی معرفی کرده و بررسی نمودند که بازده در بازار آمریکا به‌شکل معناداری مرتبط بااین عوامل است. همچنین در بازار آمریکا اهمیت نقدشوندگی به عنوان عامل ریسک بیشتر و در سایر بازارهای توسعه‌یافته کم‌اثرتر است. لیانگ و وی (۲۰۱۲)

عمری، زیانی و لوکیل (۲۰۰۴) به بررسی تأثیر عوامل نقدشوندگی بر بازده سهام در بازار تونس از طریق رگرسیون مقطعی و با استفاده از داده‌های ماهانه اعلام نمودند که رابطه بین نقدشوندگی و بازده سهام منفی است.

آوامور و چوردیا (۲۰۰۶)، نارنیان و ژنگ (۲۰۱۰) و لین و همکاران (۲۰۱۱) بررسی نقش ریسک نقدشوندگی بازار در تعیین بازده سهام پرداخته‌اند. در نهایت نیز لین وهمکاران (۲۰۱۱) اثر نقدشوندگی در بازار اوراق قرضه را مورد مطالعه قرار داده و یک رابطه مثبت میان بازده اوراق قرضه شرکتی و بتای نقدشوندگی مشاهده نمودند.

پژوهش‌های داخلی نیز در زمینه نقدشوندگی با تمرکز بر بورس اوراق بهادار تهران انجام پذیرفته است. دراین میان می‌توان به پژوهش یحیی‌زاده‌فر و خرمدین (۱۳۸۷) اشاره نمود که با کنترل عوامل مدل ۳عاملی و در نظرگرفتن معیار نقدشوندگی رابطه منفی میان عدم نقدشوندگی و بازده سهام مشاهده نمودند. آن‌ها تأثیر متغیرهای نسبت عدم‌نقدشوندگی و عوامل‌اندازهٔ شرکت، نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار و مازاد بازده بازار بر بازده سهام شرکت‌های بورس اوراق بهادار تهران را با استفاده از الگوی سری زمانی مورد مطالعه قرار دادند و دریافتند که تأثیر عدم‌نقدشوندگی واندازهٔ شرکت بر مازاد بازده سهام، منفی و معنادار و تأثیر مازاد بازده بازار و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار برمازاد بازده سهام مثبت ومعنادار است .

یحیی‌زاده‌فر و همکاران (۱۳۸۹) به بررسی رابطهٔ نقدشوندگی با بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران پرداخته‌اند. نتایج پژوهش مبین وجود رابطهٔ مثبت و معنی‌دار بین ضریب متغیر نرخ گردش و بازده سهام است. این امر ممکن است به دلیل افزایش جذابیت سهام نقدشونده و افزایش تقاضا برای اینگونه سهام باشد .

نوبهار و همکاران (۱۳۸۷) در تحقیق خود با عنوان «بررسی ارتباط بین نقدشوندگی و بازده سهام در بازار بورس اوراق بهادار تهران» به بررسی تجربی این ارتباط پرداخته و به این نتیجه رسیدند که ریسک نقدشوندگی بر بازده سهام تأثیرگذار است و وجود صرف ریسک نقدشوندگی سبب انتظار بازده اضافی می‌شود. به عبارت دیگر سرمایه‌گذار با تحمل ریسک نقدشوندگی سهام انتظار بازده اضافی دارد و افزایش عدم‌نقدشوندگی سبب می‌شود سرمایه‌گذاران بازده بیشتری طلب کنند .

سیرانی و همکاران (۱۳۹۰) با استفاده از مدل رگرسیونی و بدون بهره‌گیری از روش تحلیل پورتفوی، رابطه معناداری میان ریسک نقشوندگی وبازده سهام مشاهده نکردند. همچنین حیدری و همکاران نیز با رگرسیون تابلویی و بدون تحلیل پورتفوی نتوانستند رابطه معناداری میان معیار عدم نقدشوندگی آمیهود و بازده سهام سهام ثبت کنند .

ابزری و همکاران (۱۳۹۲) دریافتند که تأثیر شاخص چند بعدی نقدشوندگی بر مازاد بازده پذیرفته می‌شود و سرمایه‌گذاران صرف ریسک و جبرانی را برای تحمل هزینه‌ها و ریسک‌های مربوط به عدم‌نقدشوندگی تقاضا می‌کنند که این صرف، در بازده موردانتظار منعکس شده و مازاد بازده سهام را تحت‌تاثیر قرار می‌دهد.

فرضیه‌های پژوهش

همان‌طور که پیش‌تر توضیح داده شد، تحقیق حاضر با استفاده از مدل تئوریک قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای به دنبال پاسخ‌گویی به‌این سوال است که آیا نقدشوندگی بر بازده سهام تأثیر دارد؟

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 کلی‌این مدل به تشریح چگونگی تأثیرپذیری قیمت دارایی‌ها (خصوصاً سهام شرکت‌ها) از ریسک نقدشوندگی می‌پردازد. شواهد ارائه‌شده بیان می‌کند که نقدشوندگی بر روی بازده سهام تأثیر دارد و علاوه بر

ریسک سیستماتیک بازار، عوامل دیگری چون‌اندازه شرکت، ارزش دفتری به ارزش بازار و سایر عوامل نیز می‌تواند به توصیف بازده کمک نمایند.

نهایتاً فرضیه‌های تحقیق به صورت زیر بیان می‌شود:

فرضیه۱: هم‌حرکتی[1] موجود بین نقدشوندگی سهم و نقدشوندگی بازار، رابطه مستقیم (مثبت) با بازده سهام دارد.

فرضیه۲: هم‌حرکتی موجود بین نقدشوندگی سهم و بازده بازار، رابطه معکوس (منفی) با بازده سهام دارد.

فرضیه۳: هم‌حرکتی موجود بین بازده سهم و نقدشوندگی بازار، رابطه معکوس (منفی) با بازده سهام دارد.

که در این تحقیق از طریق بررسی عامل میزان حساسیت نقدشوندگی و بازده دارایی‌ها اندازه‌گیری می‌شود و البته شایان ذکر است عوامل ریسک نقدشوندگی مدل LCAPM که توسط آچارا و پدرسن (۲۰۰۵) بیان شده، به مثابه هم‌حرکتی مذکور است.

باور (۲۰۰۳) بیان می‌کند مفهوم هم‌حرکتی به شرح ذیل خواهد بود:

هم‌حرکتی در واقع حرکتی از دارایی‌هایی است که به‌وسیله تمام دارایی‌ها در زمان t به‌صورت مشترک انجام می‌شود.

"Co-movement is the movement of assets that is shared by all assets at time t."

روش‌شناسی تحقیق

همان‌طور که بیان شد تحقیق از نوع همبستگی است. این تحقیق به بررسی ارتباط میان منابع ریسک نقدشونگی معرفی‌شده با بازده دارایی‌ها با استفاده از متغیرهای کنترلی می‌پردازد. برای‌این منظور پس از محاسبه هر یک از منابع ریسک نقدشوندگی معرفی‌شده، همبستگی‌این منابع با بازده دارایی (برای تک سهم و بازار) سنجیده می‌شود. همان‌طور که مشخص است، محاسبه و شناسایی هر یک از منابع ریسک معرفی‌شده دراین مدل نیز از طریق محاسبه کوواریانس و ضریب همبستگی (هم‌حرکتی) بین چند متغیر به‌دست می‌آید که پس از محاسبه منابع ریسک، ارتباط آنها با بازده اوراق بهادار، ازاین طریق تخمین زده می‌شود. بدین منظور برای محاسبه پراکسی‌های اندازه‌گیری نقدشوندگی از نسبت عدم‌نقدشوندگی نسبت گردش روزهای معامله‌شده لیو با بکارگیری اطلاعات روزانه سهام استفاده می‌شود. بیان‌این 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 دارد. بنابراین بکارگیری‌این معیارها دراین بازارها صحیح خواهد بود و نتایج قابل قبولی را به ارمغان خواهد آورد.

شرکت‌های عضو نمونه شامل ۱۲۳ شرکت است، در مرحله اول شرکت‌ها را بر اساس ارزش بازار شرکت‌ها در ده پرتفوی قرار داده می‌شوند؛ به گونه‌ای که شرکت‌هایی که بیشترین ارزش بازار را دارند را در پرتفوی ۱ قرار گرفته و شرکت‌هایی با کمترین ارزش بازار در پرتفوی ۱۰ قرار می‌گیرند. با توجه به‌اینکه دوره تخمین یک سال است؛ پرتفوی‌ها از نظر چیدمان بر اساس ارزش بازار در ابتدای هر ماه از سال مذکور مورد بازنگری واقع می‌شوند. یعنی در شروع هر سال، ده پورتفوی بر اساس سطح نقدشوندگی آنها تشکیل شده و سپس بتاهای مورد نظر برای هر ماه بر اساس داده‌های ۶۰ ماه گذشته محاسبه می‌گردد. دراین پژوهش جهت بررسی بر اساس سایز، ابتداً داده‌ها را بر حسب سایز (لگاریتم طبیعی ارزش بازار) در هر ماه مرتب نموده تا تحلیل‌های آماری صورت بپذیرد. در گام بعد با استفاده از بازده تعدیل شده بر اساس افزایش سرمایه و سود تقسیمی، حجم و تعداد معاملات، سنجه‌های زیر برای هر یک از اعضای نمونه تخمین زده می‌شود.

بازده سرمایه گذاری در سهام عادی، با توجه به قیمت اول و آخر دوره و منافع حاصل از مالکیت، به دست می‌آید. منافع حاصل از مالکیت در دوره‌هایی که شرکت، مجمع برگزار کرده باشد به سهام‌دار تعلق می‌گیرد و در دوره‌هایی که مجمع، برگزار نشده باشد منافع مالکیت؛ برابر صفر خواهد بود. بازده سرمایه گذاری در سهام، با استفاده از رابطه زیر قابل محاسبه است (راعی و تلنگی، ۱۳۸۳):

$$r_{it} = \frac{[(D_t + p_t)(1+\alpha+\beta)] - (p_{t-1} + c\alpha)}{p_{t-1} + c\alpha} \times 100$$

که در آن:

Dt= سود نقدی پرداختی؛

α= درصد افزایش سرمایه از محل مطالبات و آورده نقدی؛

β= درصد افزایش سرمایه از محل اندوخته؛

c= مبلغ اسمی‌پرداخت شده توسط سرمایه گذار بابت افزایش سرمایه از محل آورده نقدی (و مطالبات).

معیار روزهای بدون معاملهٔ تعدیل‌شده با گردش

همان گونه که پیش ازاین نیز عنوان شد، تاکنون معیار کاملی جهت محاسبه عدم‌نقدشوندگی سهام معرفی نشده و هر یک از معیارهایی که تاکنون دراین خصوص به دنیای مدیریت مالی معرفی گردیده اند، مزایا و معایب مختص به خود را دارا بوده اند. شاید نبودن یک پارادایم دراین خصوص، یادآور دوره‌هایی ازاین علم می‌گردد که اندیشمندان بر سراین که «چگونه ریسک را اندازه گیری 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 عدم وجود اطلاعات متقارن، انتخاب نامساعد و... به عنوان نمایندگانی جهت اندازه گیری نقدشوندگی (و عدم‌نقدشوندگی)، همه و همه بر کثرت آرای موجود دراین خصوص دلالت دارند. تنوع وجود متغیرهای‌این گونه و نیز منطقی بودن دلیل انتخاب هریک به عنوان نماینده، باعث‌ایجاد یک سردرگمی‌در استفاده از متغیر کامل دراین خصوص گردیده است. یکی از معیارهای نوینی که در محاسبه نقدشوندگی استفاده می‌گردد، معیار روزهای بدون معاملهٔ تعدیل‌شده با گردش است.

لیو (۲۰۰۶) مدلی را برای‌اندازه‌گیری نقدشوندگی طراحی کرد که تمرکز اصلی آن بر سرعت معاملات بود. مدل طراحی‌شده مذکور به‌صورت معادله بعدی است:

$$LM_t^i = \left[NoZV_t^i + \frac{1/Turnover_t^i}{Deflator} \right] \times \frac{21}{NoTD_t}$$

که در آن $NoZV_t^i$ تعدادروزهایی از ماه t است که حجم معاملات سهام i برابر با صفر است، $Turnover_t^i$ نسبت گردش سهام i در ماه t است که در قسمت (ج) مشخص شده است، $NoTD_t$ مجموع تعداد روزهایی از ماه t است که در بازار معامله صورت پذیرفته است، عدد ۲۱ میانگین تعداد روزهای قابل‌معامله در یک ماه است.

لیو (۲۰۰۶) بیان نمود که همواره نسبت $1/Turnover_t^i$ می‌بایست تعدیل شود و با استفاده از تعدیل‌گری با نام Deflator سعی به اجرای‌این مهم نمود و از عدد 480.000 برای LM ماهانه استفاده کرد بنابراین در پژوهش حاضر نیز از مقدار مشابه استفاده می‌شود اما بررسی می‌شود که شرط ذیل برقرار باشد.

$$0 < \frac{1/Turnover_t^i}{Deflator} < 1$$

لیو (۲۰۰۶) بیان می‌دارد که $NoZV_t^i$ به عنوان نماینده‌ای از نقد شوندگی است. به‌این معنی که هر چه تعداد روزهای با حجم معاملات صفر کمتر باشد نوسان معاملات بیشتر و به تَبع آن نقدشوندگی سهم بیشتر است. که اشاره به پیوستیگی معاملات و اجرای فرمان خرید و فروش دارد.این مفهوم مشابه معیار بازده-صفر لسموند و همکاران (۱۹۹۹) دارد. بخش گردش در معادله فوق تا حدی، حجم معاملات را به‌صورت کمّی نمایش می‌دهد و زمانی که ۲ سهم دارای روزهای با حجم معاملات صفر برابر باشند بین آنها تمایزایجاد می‌کند. در معادله فوق، ضرب پرانتز در $\frac{21}{NoTD_t}$ باعث استانداردسازی محاسبات روزهای معامله‌شده در ماه می‌شود.این عمل در واقع امکان مقایسه LM_t^i را در طول زمان را به‌وجود می‌آورد. در مجموع LM_t^i جهت مشخص‌کردن نقدشوندگی سهام از تعداد روزهای با حجم معاملات صفر سهام استفاده می‌کند و با اتکا بر گردش سهام بین سهم‌هایی که بر اساس روزهای با حجم معاملات صفر سطح نقدشوندگی یکسانی دارند تمایز ایجاد می‌کند.

β۱: این بتا که به نوعی همان بتای مدل CAPM است از ارتباط بین بازده سهم با بازده بازار ناشی می‌گردد. به عبارت دیگر ضریب بتا نشان دهنده 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 این که بتای جدید در مخرج خود هزینه معاملات را درنظر می‌گیرد همان گونه که مشاهده شد دراین تحقیق β۱ از رابطه زیر به دست می‌آید:

$$\beta_{1i} = \frac{COV(r_i, r_m)}{Var(r_m - c_m)}$$

β۲: اولین تأثیر ریسک نقدشوندگی این است که هنگامی‌که کوواریانس بین عدم‌نقدشوندگی سهام با عدم‌نقدشوندگی بازار افزایش یابد، بازده مورد انتظار سهام افزایش یابد. علت این امر در این است که هنگامی که در بازار نقدشوندگی پایین است، سرمایه گذاران از سهامی‌که عدم‌نقدشونده‌تر است، انتظار کسب بازده بالاتری خواهند داشت .

در چنین مدلی، سرمایه‌گذاری که دارنده ورقه بهاداری است که نقدشونده نیست (دارای هزینه بالا می‌باشد)، می‌تواند انتخاب کند که‌این چنین ورقه‌ای را مبادله ننماید و به جای آن اوراق بهادار دیگر (مشابه) را مبادله کند. بنابراین سرمایه‌گذاران خواهان بازدهی بیشتر برای دارایی‌هایی هستند که کوواریانس مثبتی با عدم نقدشوندگی بازار دارند. می‌توان گفت β۲ هم‌حرکتی هزینه نقدشوندگی سهام با نقدشوندگی بازار را نشان می‌دهد. که به نقدشوندگی مشترک نیز شناخته می‌شود. تئوری

تأثیر ثروت کوچوران (۲۰۰۱) بیان می‌کند که سرمایه‌گذاران مشتاق‌اند تا صرفی را برای دارایی‌هایی که الگوی مصرفشان نوسانات غیرمترقبه‌ای ندارد بپردازند. بدین معنا که دارایی زمانی که نقدشوندگی بازار پایین است همچنان نقدشونده باقی بماند. بنابر آنچه گفته شد انتظار می‌رود β۲ رابطه مثبتی با بازده مورد انتظار داشته باشد.

همان گونه که قبلاً نیز عنوان شد، β۲ از فرمول زیر به دست می‌آید:

$$\beta_{2i} = \frac{COV(c_i, c_m)}{Var(r_m - c_m)}$$

β۳ : دومین تأثیر ریسک نقدشوندگی بر بازده‌های مورد انتظار، به واسطه همبستگی بین بازده ورقه بهادار و عدم‌نقدشوندگی بازار می‌باشد. اگر هنگامی‌که در بازار نقدشوندگی پایین است، سهامی‌دارای بازدهی بالا باشد، حتی اگراین سهم به طور کلی بازدهی بالایی را در سایر اوقات نداشته باشد، سرمایه گذاران از آن استقبال خواهند کرد. بازده متوسط سهام‌هایی که حساسیت بالایی به نقدشوندگی بازار دارند (یعنی با عدم‌نقدشونده شدن بازار، بازده آنها افزایش می‌یابد) به طور کلی بالاتر از آنهایی است که حساسیتشان پایین می‌باشد. یا به بیانی دیگر، β۳ هم حرکتی بازده سهام با نقدشوندگی بازار را نشان می‌دهد. پاستور استامباگ (۲۰۰۳) بیان کردند که دارایی‌هایی که بازده آنها بسیار حساس به نقدشوندگی بازار باشد، دارایی‌های ریسکی‌تری هستند و از آن‌جایی که نقدشوندگی در بازارهای مالی هزینه‌زاست، سرمایه‌گذاران تمایلی به نگه‌داری‌این دارایی‌ها ندارند مگر آنکه‌این دسته از دارایی‌ها آن ویژگی را را با بازده بالاتر جبران نمایند. بنابراین سرمایه‌گذاران بیشتر تمایل به نگه‌دارایی دارایی‌هایی دارند که بازده بالاتر در بازارهای غیرنقدشونده به ارمغان بیاورند. پس انتظار می‌رود β۳ ، رابطه منفی با بازده مورد انتظار داشته باشد. β۳ از فرمول زیر برآورد می‌شود:

$$\beta_{3i} = \frac{COV(r_i, c_m)}{Var(r_m - c_m)}$$

β۴: سومین تأثیر ریسک نقدشوندگی، به واسطه کوواریانس بین عدم‌نقدشوندگی ورقه بهادار با بازده بازا رایجاد می‌شود. در واقع‌این تأثیراین اشتیاق سرمایه گذار را بیان می‌دارد که در بازاری راکد، سهامی‌که به آسانی خرید و فروش گردد، پرارزش است. یعنی در چنین بازاری سهمی‌ارزشمند است که بتوان آن را به راحتی و بدون تخفیف به نقد تبدیل کرد.این اثر برخاسته از اشتیاقی است که در سرمایه‌گذاران نسبت به پذیرش بازده کمتر از سهمی‌که در هنگام رکود بازار نقدشونده‌تر است وجود دارد می‌باشد. هنگامی‌که بازار با رکود مواجه است، سرمایه‌گذاران فقیر هستند و توانایی فروش آسان

واقعاً با ارزش است. بنابراین هر سرمایه‌گذار تمایل دارد که بازده پایین‌تر را از سهام‌هایی که در حالت‌های فقر بازده بازار هزینه‌های عدم‌نقدشوندگی پایین‌تری دارند، بپذیرند. در نتیجه β۴ هم حرکتی 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، مورد توجه و خواستنی‌تر است و سرمایه‌گذاران تمایل دارند که صرفی را برای سهامی‌که بیشتر نقدشونده است در دوران نزول بازار به‌پردازند. بنابراین از آنجایی که سرمایه‌گذاران مایل‌اند که بازده کمتری را برآیاین گونه از سهام بپذیرند β۴ می‌بایست رابطه منفی با بازده مورد انتظار داشته باشد.

بدون توجه به مدل نیز، بازده پایین بازار باعث ایجاد مشکلات ثروتی برخی از سرمایه‌گذاران می‌شود که نیاز به فروش دارایی‌هایشان دارند. اگر سرمایه‌گذار دارایی‌های نقدشونده‌ای را در زمان رکود در دست نداشته باشد، مشکل وی بزرگتر می‌شود. بنابراین β۴ از فرمول زیر برآورد می‌گردد:

$$\beta_{4i} = \frac{COV(c_i, r_m)}{Var(r_m - c_m)}$$

در پژوهش حاضر به منظور آزمون فرضیات تحقیق از داده‌های مالی طبقه‌بندی‌شده و حسابرسی‌شده شرکت‌های تولیدی فعال پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران استفاده شده است. دلایل انتخاب جامعه آماری مذکور این است که سازمان بورس اوراق بهادار تهران اطلاعات نسبتاً جامعی درخصوص وضعیت شرکت‌ها و روند عملکردهای مالی و اقتصادی آنها دارد و می‌توان گفت تنها منبع اطلاعاتی است که با استفاده از آن می‌توان به منابع اطلاعاتی مالی شرکت‌ها دسترسی یافته و مدلهای تحقیق را مورد آزمون قرار داد .

با در نظر گرفتن این ویژگی‌ها نمونه شامل ۱۲۳ شرکت می‌شود.

با همراهی مدل‌های آچاریا و پدرسن (۲۰۰۵) و لی (۲۰۱۱)، ۴ معادله جایگزین با خصوصیات L-CAPM با استفاده از اندازه شرکت مومنتوم و نسبت ارزش دفتری به بازار به عنوان متغیر کنترلی تخمین زده می‌شود:

$$R^i_{t+1} - R^f_{t+1} = \alpha + \lambda_1 \mu^i_t + \lambda_2 \beta^{1i} + \varphi_1 BM_t + \varphi_2 Size_t + \varphi_1 \mathrm{MOM_t}$$

$$\mathrm{R^i_{t+1} - R^f_{t+1} = \alpha + \lambda_1 \mu^i_t + \lambda_2 \beta^{1i} + \lambda_3 \beta^{2i} + \varphi_1 BM_t + \varphi_2 Size_t + \varphi_1 MOM_t}$$

$$\mathrm{R^i_{t+1} - R^f_{t+1} = \alpha + \lambda_1 \mu^i_t + \lambda_2 \beta^{1i} + \lambda_3 \beta^{3i} + \varphi_1 BM_t + \varphi_2 Size_t + \varphi_1 MOM_t}$$

$$\mathrm{R^i_{t+1} - R^f_{t+1} = \alpha + \lambda_1 \mu^i_t + \lambda_2 \beta^{1i} + \lambda_3 \beta^{4i} + \varphi_1 BM_t + \varphi_2 Size_t + \varphi_1 MOM_t}$$

یافته های پژوهش

مدل‌های رگرسیونی این پژوهش بر اساس رویه‌ی دو مرحله‌ای فاما مکبث برآورد شده است. در برآورد به وسیله‌ی رویه‌ی دو مرحله‌ای فاما مکبث در ابتدا بتاهای هر سهم مشخص می‌شود و در مرحله‌ی دوم بر اساس نتایج مرحله اول رگرسیون بر اساس بتاهای برآورد شده، تخمین زده می‌شود. همچنین قابل ذکر است که تحلیل نتایج بر اساس مرحله‌ی دوم صورت می‌گیرد. در مدل‌های فاما مکبث برآورد شده به منظور برطرف کردن خود همبستگی احتمالی متغیرها از متد نیووی-وست[۲] و بارتلت[۳] استفاده شده است. همچنین با توجه به ماهیت مرحله‌ی دوم فاما مکبث نقض فروض کلاسیک که شامل بررسی نرمال بودن تابع توزیع جملات خطا، واریانس ناهمسانی و عدم خودهمبستگی برای جلات خطا می‌باشد، مورد بررسی قرار گرفته است. که برای این امر برای بررسی نرمال بودن تابع توزیع جملات خطا از آزمون آماره جارک براو؛ برای بررسی واریانس ناهمسانی از آزمون وایت و برای بررسی خودهمبستگی جملات خطا از آزمون بوروش گادفری استفاده شده است. همچنین به منظور رفع نقض فروض کلاسیک در صورتی که جملات خطا دارای تابع توزیع نرمال نباشد، از حالت تریم‌شده متغیرها استفاده می‌شود. تا با حذف داده‌های پرت مشکل عدم نرمال بودن تابع توزیع جملات خطا برطرف گردد. همچنین به منظور برطرف کردن واریانس ناهمسانی نیز مدل رگرسیونی به صورت وزن داده شده برآورد می‌شود. که برآورد در این حالت به صورت GLS است و در آخر برای رفع خودهمبستگی جملات خطا از فرآیند خودرگرسیون در مدل استفاده شده ست.

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

جدول ۱- ویژگی‌های آمار توصیفی مربوط به متغیرهای پژوهش

	صرف ریسک	معیار لیو	β_1	β_2	β_3	β_4
میانگین	0.007464	-0.032496	0.612503	0.799631	-0.001956	-78.37348
میانه	0.006925	-1.03E-05	0.509490	0.027092	-0.001795	-11.44874
حداکثر	0.029430	0.177637	2.055143	59.63666	0.027278	6254.421
حداقل	-0.017585	-2.436592	-0.474491	-62.80196	-0.019693	-3880.718
انحراف معیار	0.007954	0.246970	0.463305	8.053817	0.004677	570.2997

همان طور که از مشخص است صرف ریسک سهام دارای مقدار میانگین مثبت اما با مقدار کوچک می‌باشد. همچنین میانه این متغیر نیز نزدیک به صفر اما مثبت است. این در حالی است که مقدار انحراف معیار صرف ریسک بازده سهام نیز دارای مقدار بسیار کوچک می باشد که این مقدار برابر با ۷ هزارم است. مقدار معیار لیو دارای مقدار میانگین ۰,۳- می‌باشد اما انحراف معیار آن برابر با ۰,۲۴ است. که این امر نشان از عدم پراکندگی بالا برای این معیار می‌باشد. بتاها نیز به جز β۳ و β۴ همگی دارای مقدار میانگین مثبت می‌باشند و در این بین بیشترین پراکندگی را β۴ و کمترین پراکندگی را β۳ داراست.

برآورد مدل‌ها بر اساس معیار روزهای بدون معاملهٔ تعدیل‌شده با گردش

جدول زیر نتایج حاصل از برآورد هر یک از ۴ مدل بر اساس معیار روزهای بدون معاملهٔ تعدیل‌شده با گردش ارائه شده است. قابل ذکر است که برای هر متغیر اولین عدد گزارش‌شده بیانگر ضریب تخمین‌زده‌شده برای متغیر و عدد زیرین (که در پرانتز ارائه شده است) بیانگر انحراف معیار متغیر است. همچنین در صورتی که در مدل برآورد شده، متغیر در سطح خطای ۱ درصد معنی‌دار باشد، با ***، در صورتی که در سطح خطای ۵ درصد معنی‌دار باشد با ** و در صورتی که در سطح خطای ۱۰ درصد معنی‌دار باشد با * مشخص می‌شود.

جدول ۲- برآورد مدل‌های رگرسیونی بر اساس معیار روزهای بدون معامله تعدیل شده با گردش

متغیرها	علامت مورد انتظار	مدل۱	مدل۲	مدل۳	مدل۴
عرض از مبداء		0.0268*** (0.007265)	0.0089*** (0.002578)	0.0077*** (0.003552)	0.0014 (0.003274)
معیار لیو	+	-0.2124 (2.742247)	-0.1977 (0.316295)	-0.4221 (0.4221)	0.1212** (0.259723)
β۱	+	-0.075376 (0.078236)	0.011416 (0.018805)	0.04716*** (0.015551)	0.058187*** (0.02009)
β۲	+		1.48E-08 (0.0000000)		
β۳	-			-0.000832*** (0.000357)	
β۴	-				2.218424*** (0.878163)

در مدل شماره ۱ متغیرهای معیار روزهای بدون معاملهٔ تعدیل‌شده با گردش β۱، ارزش دفتری و ارزش بازاری عامل اندازه و مومنتوم وجود دارد پس از برآورد این مدل به بررسی نقض فروض

کلاسیک پرداخته شد که با توجه به آزمون‌های انجام‌شده مدل انجام‌شده دارای تابع توزیع جملات نرمال برای جملات خطاها که به منظور رفع این مشکل از تریم‌کردن داده ها در سطح ۵ درصد استفاده شد. پس از تریم‌کردن داده‌ها مجددا مدل برآورد گردید و نتایج نهایی ارائه شده است. همچنین در این مدل مشاهده می‌شود که تنها عرض از مبدا در سطح خطای ۱ درصد معنی‌داری لازم دارا می‌باشد.

همچنین مدل‌های شماره ۲ و ۴ نیز به دلیل نرمال نبودن تابع توزیع خطا از حالت تریم‌شده‌ی دیتاها استفاده شده است. و بعد از برآورد مدل‌های رگرسیونی بر اساس داده‌های تریم‌شده، مجدد آزمون‌های نقض فروض کلاسیک انجام شد که نشان‌دهنده‌ی عدم وجود مشکل در مدل برآورد شده می‌باشد.

در مدل برآورد شده شماره عرض از مبدا در سطح خطای ۵ معنی دار می باشد هم چنین معیار روزهای بدون معاملهٔ تعدیل‌شده با گردش، $\beta 3$ ، $\beta 4$ در سطح خطای ۱ درصد و متغیرهای $\beta 1$ و متغیر ارزش دفتری بازاری در سطح خطای ۵درصد معنی دار هستند

نتیجه‌گیری

این تحقیق دارای ۳ فرضیه می‌باشد که به منظور بررسی فرضیه‌ها از مدل‌های برآورد شده برای معیار روزهای بدون معاملهٔ تعدیل‌شده با گردش استفاده می‌شود. فرضیه اول این پژوهش بیان می‌کند که "هم حرکتی موجود بین نقدشوندگی سهم و نقدشوندگی بازار، رابطه مستقیم (مثبت) با بازده سهام دارد". با توجه به بیان این فرضیه می‌توان بیان داشت که به منظور بررسی این فرضیه باید به بررسی معنی‌داری و ارتباط متغیر $\beta 2$ با بازده سهام پرداخته شود. چرا که متغیر $\beta 2$ هم حرکتی بین نقدشوندگی سهم و نقدشوندگی بازار را مورد سنجش قرار می‌دهد. با توجه به مدل شماره ۲ برای معیار روزهای بدون معاملهٔ تعدیل‌شده با گردش و با توجه به اینکه $\beta 2$ در سطح خطای ۱۰ درصد هم معنی‌دار نیست نمی‌توان گفت که هم حرکتی موجود بین نقدشوندگی سهام و نقدشوندگی بازار وجود دارد به این معنی است که هم حرکتی موجود بین نقدشوندگی سهم و نقدشوندگی بازار رابطه منفی با بازده سهام ندارد بر این اساس نمی‌توان گفت که فرضیه ۱ در سطح خطای ۱۰ درصد مورد تائید قرار می‌گیرد.

دومین فرضیه این پژوهش بیان می‌دارد که "هم‌حرکتی موجود بین نقدشوندگی سهم و بازده بازار، رابطه معکوس (منفی) با بازده سهام دارد". برای بررسی این فرضیه می بایست عامل $\beta 4$ مورد

بررسی قرار گیرد. چرا که متغیر β۴ هم‌حرکتی بین نقدشوندگی سهم و بازده بازار را مورد سنجش قرار می‌دهد. با توجه به مدل شماره ۴ برای معیار روزهای بدون معاملهٔ تعدیل‌شده با گردش می‌توان بیان داشت که β۴ در سطح خطای ۱درصد معنی‌دار می باشد اما ارتباط این متغیر با بازده سهام ارتباطی مثبت است چرا که ضریب به دست آمده برای این متغیر برابر با ۲,۲۱ است از این رو دومین فرضیه‌ی پژوهش در سطح خطای ۵درصد مورد تایید قرار نمی‌گیرد به عبارتی می توان گفت هم حرکتی موجود بین نقدشوندگی سهم و بازده بازار، رابطه مثبت با بازده سهام دارد .

سومین فرضیه پژوهش بیان می‌دارد که" هم حرکتی موجود بین بازده سهم و نقدشوندگی بازار، رابطه معکوس (منفی) با بازده سهام دارد". برای بررسی این فرضیه می بایست β۳ در مدل شماره ۳ برای معیار روزهای بدون معاملهٔ تعدیل‌شده با گردش مورد بررسی قرار گیرد. چرا که متغیر β۳ هم حرکتی بین بازده سهم و نقدشوندگی بازار را اندازه‌گیری می‌کند. باتوجه به مدل برای معیار روزهای بدون معاملهٔ تعدیل‌شده با گردش می توان بیان داشت که متغیر β۳ در سطح خطای ۵درصد معنی‌دار می‌باشد و این ارتباط این متغیر با بازده سهام ارتباطی منفی است چراکه ضریب براورد شده برای این متغیر دارای مقداری منفی است از این رو سومین فرضیه این پژوهش در سطح خطای ۵ درصد مورد تایید قرار می‌گیرد به عبارتی هم حرکتی موجود بین بازده سهم و نقدشوندگی بازار، رابطه معکوس با بازده سهام دارد.

در پایان می‌توان گفت که تضاد موجود میان نتایج تحقیق شاید به‌دلیل عدم تفکیک بازار به بازارهای صعودی و نزولی است، برخی از تحقیقات نشان داده است که نقد شوندگی 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 (۱۹۹۸) بیان می‌کند، در طول بازارهای نزولی، سرمایه‌گذاران صرف بیشتری را برای مواجه با افزایش ریسک نقدشوندگی در مقایسه با بازارهای صعودی طلب می‌کنند.

فهرست منابع

۱) باقری مهماندوستی، بابک(۱۳۸۶). " بررسی ارتباط بین نقدشوندگی سهام و تصمیمات مرتبط با ساختار سرمایه شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران".پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشکده مدیریت حسابداری دانشگاه شهید بهشتی.

۲) تهرانی، رضا و صادقی شریف، سید جلال(۱۳۸۴)."تبیین مدل شرطی قیمت گذاری دارایی های سرمایه ای در بورس اوراق بهادار تهران". تحقیقات مالی، شماره ۱۸، پاییز و زمستان ۸۳.

۳) سیرانی، محمد، حجازی، رضوان، کشاورز، ملیحه،(۱۳۹۰) "مطالعه تاثیر ریسک نقدشوندگی و سایر عوامل موثر بر بازده های مقطعی در شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران" پژوهش های حسابداری مالی، شماره ۷، ۱۱۳-۱۲۴

۴) ظریف فرد،احمد و قائمی، محمد حسین.(۱۳۸۲). "آزمون تجربی مدل قیمت گذاری دارایی های سرمایه ای در بورس اوراق بهادار تهران". مجله علوم اجتماعی و انسانی دانشگاه شیراز، دوره ۱۹ ، شماره ۲، بهار ۱۳۸۲

۵) قالیباف اصل، حسن، ایزدی، محسن (۱۳۹۳) "بررسی رابطه بین ریسک و بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران: اثر شتاب و ریسک نقدشوندگی"، اقتصاد پولی مالی، سال بیست و یکم، شماره ۷، ۱۱۴-۸۴

۶) کریمی، مهدی، (۱۳۸۹)، "بررسی قیمت گذاری صرف نقدشوندگی، اندازه، ارزش و ریسک بازار در بورس اوراق بهادار تهران"، پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشکده علوم اقتصادی.

7) Acharya, V. V., & Pedersen, L. H. (2005).” Asset pricing with liquidity risk”. Journal of Financial Economics, 77(2), 375-410.

8) Amihud, Y. (2002).”Illiquidity and stock returns: cross-section and time-series effects”. Journal of Financial Markets, 5(1), 31-56.

9) Anderson, D., Clarkson, P.M., Moran, S.A., 1997. The association between information, liquidity, and two stock market anomalies, the size effect and seasonalities in equity returns. Account. Res. J. 10 (1), 6–20.

10) Anthonisz, Sean A., Putniņš, Tālis J., 2014. Asset Pricing with Downside Liquidity Risks. SSRN eLibrary.

11) Amihud, Y., & Mendelson, H. (1986).” Liquidity and stock returns”. Financial Analysts Journal, 42(3), 43-48.

12) Bodie , Zu , Alex Kane & Alan j.Marcus (1996),Iinvestment ,3d .ed .IRWIN

13) Chang, Y.Y., Faff, R.W., Hwang, C.Y., 2010. Liquidity and stock returns in Japan: new evidence. Pac. Basin Financ. J. 18 (1), 90–115.

14) Chai, D., Faff, R., & Gharghori, P.(2010). "New evidence on the relation between stock liquidity and measures oftrading activity". International Review of Financial Analysis, 19: 181-192.
15) Chordia, T., Roll, R., & Subrahmanyam, A. (2000a). "Co-movements in bid-ask spreads and market depth". Financial Analysts Journal, 56(5), 23.
16) 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.
17) Damodaran Aswath (2005). Marketability and Value: Measuring the Illiquidity Discount, Stern School of Business.
18) Fisher , D.E. & Ronald ,J.J.(1991), "Security Analysis & Portfolio Management", 5d.ed. Prentice-Hall.
19) Gordon ,J.A & Clark ,F.J.(1986), Portfolio Analysis, 3d.ed. ,Prentice-Hall.
20) Harrington ,D.R.(1987),Modern Portfolio Theory, The capital Asset Pricing Theory & Arbitrage Pricing Theory: A User's Guide,2d.ed.Prentice-Hall.
21) Hasbrouck, J., 2009. Trading costs and returns for U.S. equities: estimating effective costs from daily data. J. Financ. 64 (3), 1445–1477.
22) Omri A, Zayani M, Loukil N (2004). Impact of Liquidity On Stock
23) Return: An Empirical Investigation of The Tunis Stock Market, Finance and Business Strategies, Social Science Electronic Publishing.
24) Lee, K.H., 2011. The world price of liquidity risk. J. Financ. Econ. 99 (1), 136–161.
25) Liu, W., 2006. A liquidity-augmented capital asset pricing model. J. Financ. Econ. 82 (3), 631–671
26) Martínez, M.A., Nieto, B., Rubio, G., Tapia, M., 2005. asset pricing and systematic liquidity risk: an empirical investigation of the Spanish stock market. Int. Rev. Econ. Financ. 14 (1), 81–103.
27) Pástor, L. u., & Stambaugh, R. F. (2003). "Liquidity risk and expected stock retums". Journal of Political Economy, 111(3), 642-685.

یادداشت ها :

[1] Co-movement
[2] Newey-West
[3] Bartlett