تحقیقات مالی
دوره ۱۲، شماره ۲۹
بهار و تابستان ۱۳۸۹
صص ۱۱۱ تا ۱۲۸

دانشکده مدیریت دانشگاه تهران

بررسی رابطه نقدشوندگی با بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران

محمود یحیی‌زاده فر[۱]، شهاب‌الدین شمس[۲]، سید جعفر لاریمی[۳]

چکیده: در هر بازار مالی با توجه به گستردگی و عمق بازار، ابزارهای متنوعی جهت سرمایه‌گذاری وجود دارند. یکی از موضوع‌های اساسی در سرمایه‌گذاری میزان نقدشوندگی دارایی‌هاست؛ زیرا برخی از سرمایه‌گذاران ممکن است به‌سرعت به منابع مالی سرمایه‌گذاری خود نیاز داشته باشند. سرعت نقد شوندگی سهام نیز مربوط به استقبال انجام معامله در بورس اوراق بهادار به‌وسیله‌ی سرمایه‌گذاران است.

در این پژوهش رابطه نرخ گردش سهام به‌عنوان معیار نقدشوندگی با بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران در بازه زمانی ۱۳۸۱ تا ۱۳۸۷ مورد بررسی قرار گرفته است. داده‌های سری زمانی به‌صورت سالانه جمع‌آوری شده و به‌وسیله‌ی نرم‌افزار Eviews به روش داده ترکیبی (تابلویی) مورد بررسی قرار گرفته است. در این راستا پس از آزمون رابطه دو متغیر، متغیرهای اندازه و ارزش دفتری به ارزش بازار به‌عنوان متغیرهای کنترلی وارد مدل شدند. نتایج پژوهش مبین وجود رابطه مثبت و معنادار بین ضریب متغیر نرخ گردش و بازده سهام است. این امر ممکن است به‌دلیل افزایش جذابیت سهام نقد شونده و افزایش تقاضا برای این‌گونه سهام باشد.

واژه‌های کلیدی: نقد شوندگی، نرخ گردش سهام، بازده سهام، اندازه شرکت، ارزش دفتری به ارزش بازار

۱- دانشیار گروه مدیریت بازرگانی دانشگاه مازندران
۲- استادیار گروه مدیریت بازرگانی دانشگاه مازندران
۳- عضو هیئت علمی مؤسسه آموزش عالی غیر انتفاعی غیر دولتی محدث نوری

تاریخ دریافت مقاله: ۱۲ / ۹ / ۸۸
تاریخ پذیرش نهایی مقاله: ۲۴ / ۱۲/ ۸۹

نویسنده مسئول مقاله: محمود یحیی‌زاده فر
Email: m.yahyazadeh@umz.ac.ir

مقدمه و بیان مسئله

یکی از موضوع‌های اساسی در سرمایه‌گذاری میزان نقدشوندگی دارایی‌هاست. نقش عامل نقدشوندگی در ارزش‌گذاری دارایی‌ها بسیار مهم است؛ زیرا سرمایه‌گذاران 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 دست رفته 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 و اندازه‌گیری آن قدمت چندانی ندارد.

موضوع نقدشوندگی به‌عنوان یک عامل تعیین کننده بازده سهام از اواسط دهه ۱۹۸۰ مطرح شده است. برخی از سرمایه‌گذاران ممکن است به‌سرعت به منابع مالی سرمایه‌گذاری خود نیاز داشته باشند که در چنین مواردی قدرت نقدشوندگی دارایی‌ها می‌تواند اهمیت زیادی داشته باشد[۲]. دارایی‌ها (اوراق بهادار) که در بورس اوراق بهادار با استقبال انجام معامله روبه‌رو می‌شوند می‌توانند بیانگر سرعت نقد شوندگی آن‌ها باشد[۳]. برخی از پژوهشگران نظیر بیکر[1] و استین[2] (۲۰۰۳) رابطه بین بازده سهام و نقدشوندگی را مثبت یافته‌اند و برخی دیگر نظیر عمری،[3] زیانی[4] و لوکیل[5] (۲۰۰۴) رابطه این دو متغیر را منفی اعلام نموده‌اند. البته با این حال مطالعه‌ها در این زمینه متوقف نشده است؛ زیرا نتایج این پژوهش‌ها بیانگر آن است که عامل نقدشوندگی بر بازده دارایی مؤثر است و همواره

1 - Baker
2 - Stein
3 - Omri
4 - zayani
5 - Loukil

مورد توجه سرمایه‌گذاران بوده است [۱۸]. با این حال ابهاماتی در این زمینه وجود دارد؛ بنابراین، این پژوهش به بررسی رابطه میان نقدشوندگی و بازده سهام را در بورس اوراق بهادار تهران می‌پردازد.

مبانی نظری و مروری بر مطالعه‌های تجربی

قابلیت نقدشوندگی یک ورقه سهام به معنای امکان فروش سریع آن است. هر چقدر سهمی را بتوان سریع‌تر و با هزینه کم‌تری به فروش رساند، می‌توان گفت که آن سهم ازنقد شوندگی بیشتری بر خوردار است. اوراق بهاداری که به‌طور روزانه و به دفعات مکرر معامله می‌شوند، نسبت به اوراق بهاداری که به دفعات محدود و یا دفعات کم معامله می‌شوند، قابلیت نقدشوندگی بیشتر و درنهایت ریسک کم‌تری دارند.

نقش عامل نقدشوندگی در ارزش‌گذاری دارایی‌ها حایز اهمیت است؛ زیرا سرمایه‌گذاران به این موضوع توجه دارند که اگر بخواهند دارایی‌های خود را به فروش رسانند، آیا بازار مناسبی برای آن‌ها وجود دارد یا خیر؟ هر چقدر قابلیت نقدشوندگی یک سهم کم‌تر باشد،آن سهم برای سرمایه‌گذاران جذابیت کم‌تری خواهد داشت، مگر این‌که بازده بیشتری عاید دارنده آن شود [۱۵]. نقدشوندگی تابعی از توانایی انجام معامله سریع با حجم بالایی از اوراق بهادار و هزینه پایین است. به این معنی که قیمت دارایی در فاصله زمانی میان سفارش تا خرید، تغییر چندانی نداشته باشد [۱۶]. درجه نقدشوندگی یک سرمایه‌گذاری وقتی پایین است که قیمت منصفانه آن به سرعت به‌دست نیاید. میزان نقدشوندگی سهام بر تصمیمات سرمایه‌گذاران در تشکیل پرتفوی سرمایه‌گذاری مؤثر است. به‌عبارت دیگر، سرمایه‌گذاران منطقی برای سهامی که نقدشوندگی کم‌تری دارد، صرف ریسک بیشتری را مطالبه می‌کنند و بازده مورد انتظار آن‌ها بیشتر خواهد بود. بنابراین، رابطه منفی بین نقدشوندگی و بازده سهام در سطح ساختارهای کوچک وجود دارد. زیرا نقدشوندگی کم‌تر مساوی با ریسک بیشتر است و ریسک بیشتر همراه با بازده بیشتر است. اما در سطح کلان و در سطح یک کشور این انتظار می‌رود، هرچه نقدشوندگی سهام بیشتر می‌شود در برگیرنده‌ی اطلاعات جدیدی برای تغییرات تدریجی سهام باشد که به بالارفتن سطح بازده منجر خواهد شد[۷].

مارشال (۲۰۰۶) به معیارهای نقدشوندگی که بر اساس مبادلات شکل گرفته‌اند، مانند نرخ گردش و قیمت پیشنهادی خرید و قیمت پیشنهادی فروش توجه کرده و متوجه تعارض بین معیارهای سنتی نقدشوندگی و معیارهای جدید نقدشوندگی شده‌است. او با جمع‌بندی پژوهش‌های پیشین به ارایه معیار جدیدی برای نقدشوندگی پرداخت و آن را مقدار وزنی سفارش[1] نامید[۱۷].

چان و فاف (۲۰۰۳) تأثیر نقدشوندگی دارایی‌ها را در بازار استرالیا با استفاده از معیار نرخ گردش سهام در قیمت‌گذاری دارایی‌ها به‌صورت مقطعی مورد استفاده قرار داده‌اند. آن‌ها در این پژوهش از داده‌های ماهانه و عوامل کنترلی نظیر نسبت ارزش دفتری به بازار و اندازه شرکت و مازاد بازده بازار استفاده کرده‌اند. با استفاده از چارچوب رگرسیون مقطعی به بررسی تأثیر نقدشوندگی (با معیار نرخ گردش سهام) در قیمت‌گذاری دارایی‌ها در بازار استرالیا با استفاده از داده‌های ماهانه و عوامل کنترلی همچون نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار و اندازه و مازاد بازده بازار پرداخته‌اند[۹]. بیکرواستین (۲۰۰۳) مدلی برای توضیح افزایش نقدشوندگی هنگام کاهش شکاف قیمت پیشنهادی خرید و فروش و یا کاهش تأثیر قیمت بر مبادلات و یا افزایش نرخ گردش ارایه دادند، نتایج بیانگر آن است که معیار نقدشوندگی آن‌ها با بازده سهام همبستگی مثبت بالایی دارد [۶]. داتار[2] نایک[3] و رادکلیف[4] (۱۹۹۸) نسبت گردش را که آمیهود و مندلسون در ۱۹۸۶ پیشنهاد نموده‌اند، به‌عنوان شاخصی برای نقدشوندگی استفاده کرده‌اند. آن‌ها دریافتند، نقدشوندگی نقش معناداری در توضیح تغییرات مقطعی بازده سهام دارد. آن‌ها از عوامل کنترلی مانند اندازه شرکت، نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار و بازده بازار استفاده کرده‌اند[۱۰]. آچاریا[5] و پدرسن (۲۰۰۵) یک مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای را ارایه کرده‌اند که در آن ارتباط بین بازده مورد انتظار بازار و نقدشوندگی مورد انتظار یک سهم بررسی شده است. آن‌ها معتقدند که تأثیر همزمان نقدشوندگی بر بازده سهم در کوتاه مدت اندک و تأثیر آن در بلندمدت بیشتر است[۴]. عمری، زیانی و لوکیل (۲۰۰۴) به بررسی تأثیر عوامل نقدشوندگی بر بازده سهام در بازار تونس از طریق رگرسیون مقطعی و با استفاده از

1 - Weighted order value (WOV)
2 - Dattar
3 - Naik
4 - Radcliffe
5 - Acharya

داده‌های ماهانه در طول سال‌های ۱۹۹۸ تا ۲۰۰۳ پرداخته‌اند. آن‌ها اعلام نمودند که رابطه بین نقدشوندگی و بازده سهام منفی است[۱۹]. دوسکار[1] (۲۰۰۶) مدلی برای بررسی رفتار نقدشوندگی و نوسان پذیری قیمت سهام ارایه می‌کند. در این مدل سرمایه‌گذاران تغییرات اخیر قیمت را پیش‌بینی می‌کنند. او معتقد است هنگامی که نوسانات بالا باشد، صرف ریسک بالاست و هنگامی که بازده جاری دارایی‌ها پایین باشد، نرخ بازده دارایی‌های بدون ریسک نیز پایین خواهد بود و بازار نقدشونده نخواهد بود. از طرف دیگر، عدم نقدشوندگی تقویت کننده شوک عرضه است[۱۲]. آمیهود (۲۰۰۲) اعلام نمود که عدم نقدشوندگی مورد انتظار بازار دارای رابطه مثبت با مازاد بازده پیش‌بینی شده سهام است. او در پژوهش خود ادعا نموده‌است که بخشی از مازاد بازده مورد انتظار را می‌توان به‌وسیله‌ی صرف عدم نقدشوندگی بیان نمود. معیار عدم نقدشوندگی دراین پژوهش نسبت قدر مطلق بازده سهام به حجم معاملات بر حسب دلار است. همچنین او ادعا نموده‌است که عدم نقدشوندگی تأثیر بیشتری بر صرف سهام شرکت‌های کوچک دارد[۲۱]. چوردیا[2] (۲۰۰۱) معتقد است که یکی از فرضیه‌های منطقی این است که ریسک به تغییرات نقدشوندگی مربوط است و سطح نقدشوندگی بر بازده دارایی مؤثر است. در این پژوهش رابطه بین بازده مورد انتظار سهام و نوسانات فعالیت‌های معاملاتی به‌عنوان شاخصی برای نقدشوندگی مورد بررسی قرار گرفته‌است. همچنین رابطه بین بازده سهام و نوسانات حجم معاملات و با کنترل عواملی از قبیل اندازه و نسبت دفتری به بازار مورد بررسی قرار گرفت. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که یک رابطه منفی بین بازده سهام و نوسانات حجم معاملات وجود دارد[۱۳]. جینگ چن[3] (۲۰۰۵) به بررسی صرف ریسک در قیمت‌گذاری دارایی‌ها در بازار آمریکا پرداخته است. ابتدا در این پژوهش به توضیح صرف نقدشوندگی با متغیرهای اقتصاد کلان با دیدگاهی طولانی مدت پرداخته و سپس به تأثیر این عامل در قیمت‌گذاری دارایی‌ها توجه شده‌است. همچنین رویکرد این پژوهش، بررسی پرتفوی‌های ساختگی[4] در مدل سه عاملی با متغیرهای کنترلی اندازه و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار است[۱۴]. لانگستاف[5] (۲۰۰۵) نشان داد، گروه‌های بسیار مهمی از دارایی‌ها،

1 - Deuskar
2 - Chordia
3 - Ning chen
4 - Mimicking portfolio
5 - Longestuf

نقدشوندگی کمی دارند و همیشه نمی‌توان آن‌ها را فوری معامله کرد. او در این پژوهش نقش عامل عدم نقدشوندگی در قیمت‌گذاری دارایی‌ها بررسی کرده است. در بازار برخی دارایی‌ها نقدشونده هستند، اما برخی دیگر در دوره‌های به نسبت طولانی مورد معامله قرار می‌گیرند. عدم نقدشوندگی یک تأثیر بسیار چشمگیر بر تصمیم‌گیری پرتفوی بهینه دارد. در این پژوهش بیان شده که یک دارایی نقدشونده می‌تواند ۲۵ درصد بیش از یک دارایی غیر نقدشونده ارزش داشته باشد. در شرایط جریان وجوه نقدی مساوی نشان داده شده، بازده مورد انتظار و نوسانات قیمت یک دارایی می‌تواند به‌طور معناداری باعث نقدشوندگی بیشتر دارایی شود[۱۱]. دامودارن[1] (۲۰۰۵) معتقد است، این تفکر که برخی دارایی‌ها غیر نقدشونده و برخی دیگر نقدشونده هستند، صحیح نیست، بلکه نقدشوندگی به‌صورت یک پیوستار است که برخی دارایی‌ها نقدشوندگی بیشتری نسبت به برخی دیگر دارند [۵]. مارتینز[2] نیتو[3] و تاپیا[4] (۲۰۰۵) به بررسی سه معیار مهم نقدشوندگی و میانگین بازده در بازار اسپانیا پرداخته‌اند. آن‌ها در این پژوهش از معیارهای نقدشوندگی مختلفی استفاده کرده‌اند[۱۸]. اولین معیار نقدشوندگی معیار پاستور (۲۰۰۳) است که مبتنی بر رابطه عکس بین نوسانات قیمت و جریان سفارشات است. معیار دوم نقدشوندگی معیار عمل بازار است که به‌صورت حساسیت بازده به تغییرات قیمت پیشنهاد خرید و فروش تعریف می‌شود و سرانجام معیار ارایه شده توسط آمیهود که قدر مطلق بازده سهام بر حجم معاملات بر حسب یورو است. نتیجه این پژوهش تجربی نشان می‌دهد، معیار ارایه شده توسط آمیهود به‌طور معناداری باعث بهبود مدل قیمت‌گذاری دارایی‌ها شده و بر سایر معیارهای نقدشوندگی ارجحیت دارد. لیو (۲۰۰۶) با استفاده از یک معیار جدید برای نقدشوندگی نشان می‌دهد که صرف نقدشوندگی در مدل CAPM و مدل سه عاملی فاما و فرنچ منبع مهمی از ریسک به‌شمار می‌رود[۱۶]. مارشال و یوانگ (۲۰۰۳) رابطه بین نقدشوندگی و بازده سهام را مورد بررسی قرار داده‌اند. معیارهای نقدشوندگی مورد استفاده در این پژوهش شکاف قیمت پیشنهادی خرید و فروش و نرخ گردش است. در مدل مورد استفاده این پژوهش از عوامل بازده بازار و اندازه نیز استفاده شده است که در نهایت به تأثیر منفی عامل اندازه نیز دست یافته‌اند [۸]. دمایر، ماتوس وامی و والتر (۲۰۰۴)

1 - damodaran
2 - Martinez
3 - Nieto
4 - Tapia

در پژوهش خود به تأثیر عوامل بازده بازار، اندازه و عامل نقدشوندگی در مازاد بازده سهام در بازار استرالیا پرداخته‌اند. ایکپو و نورلی (۲۰۰۵) معیارهای ریسک و بازده را با استفاده از استراتژی پرتفوی سرمایه‌گذاری بر روی بیش از ۶۰۰۰ سهامی که برای اولین بار در بازار نزدک معامله می‌شدند، به مدت ۵ سال بررسی کردند. نتایج پژوهش‌های انجام شده به‌طور خلاصه در نگاره زیر نشان داده شده است.

پژوهشگر	سال پژوهش	شرح
داتار، نایک و رادکلیف	۱۹۹۸	تأثیر نقدشوندگی بر قیمت‌گذاری دارایی‌ها به همراه عوامل کنترلی اندازه و BV/MV
چوردیا	۲۰۰۱	رابطه بین بازده مورد انتظار سهام و نقدشوندگی با کنترل عواملی از قبیل اندازه BV/MV
آمیهود	۲۰۰۲	تأثیر عدم نقدشوندگی بر مازاد بازده سهام
بیکر واستین	۲۰۰۳	مدلی برای توضیح افزایش نقدشوندگی هنگام کاهش فاصله قیمت پیشنهادی خرید و فروش و یا کاهش تأثیر قیمت بر مبادلات و یا افزایش نرخ گردش ارایه کردند .
مارشال و یوانگ	۲۰۰۳	به رابطه بین نقدشوندگی و بازده سهام پرداخته‌اند. معیارهای نقدشوندگی مورد استفاده فاصله قیمت پیشنهادی خرید و فروش و نرخ گردش است.
چان و فاف	۲۰۰۳	بررسی تأثیر نقدشوندگی در قیمت سهام با کنترل عوامل اندازه و BV/MV
دمایر ، ماتوس وامی و والتر	۲۰۰۴	به تأثیر عوامل بازده بازار، اندازه و عامل نقدشوندگی در مازاد بازده سهام در بازار استرالیا پرداخته‌اند.
عمری،زیانی، لوکیل	۲۰۰۴	بررسی تأثیر نقدشوندگی بر بازده سهام در بازار سهام تونس و با استفاده از چار چوب رگرسیون برش عرضی با استفاده از داده‌های ماهانه پرداخته‌اند.
آچاریا	۲۰۰۵	تأثیر عدم نقدشوندگی بر مدل قیمت‌گذاری دارایی‌ها
جینگ چن	۲۰۰۵	بررسی تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر مازاد بازده سهام با نگرش پرتفوی‌های ساختگی با عوامل کنترلی اندازه و BV/MV
لانگستاف	۲۰۰۵	بررسی نقش عامل عدم نقدشوندگی در قیمت‌گذاری دارایی‌ها
دامداران	۲۰۰۵	مقایسه‌ی قیمت دارایی‌ها با توجه به نقدشوندگی آن‌ها
مارتینز، نیتو و تاپیا	۲۰۰۵	بررسی رابطه نقدشوندگی و میانگین بازده در بازار اسپانیا
دوسکار	۲۰۰۶	بررسی رفتار نقدشوندگی و نوسان پذیری قیمت سهام
مارشال	۲۰۰۶	تأثیر عدم نقدشوندگی (با شاخص‌های گوناگون) بر مدل قیمت‌گذاری دارایی‌ها با کنترل عوامل اندازه و BV/MV
لیو	۲۰۰۶	با استفاده از یک معیار جدید برای نقدشوندگی نشان می‌دهد، صرف نقدشوندگی در مدل CAPM و مدل ۳ عاملی فاما و فرنچ منبع مهمی از ریسک به‌شمار می‌رود.

روش پژوهش و نحوه‌ی جمع‌آوری اطلاعات

این پژوهش از نظر هدف کاربردی و از نظر روش جمع‌آوری اطلاعات توصیفی و از نوع همبستگی است. درواقع این پژوهش پژوهشی کمّی است که از طریق تحلیل همبستگی متغیرها به بررسی و آزمون فرضیه‌ها می‌پردازد. اطلاعات مورد استفاده در این پژوهش به دو دسته قابل تقسیم هستند. دسته اول؛ اطلاعات مرتبط با مبانی تئوریک و ادبیات پژوهش هستند که با مطالعه مقاله‌ها و پایان‌نامه‌های مختلف موجود در اینترنت و نشریه‌های گوناگون از طریق مطالعه‌های کتابخانه‌ای فراهم شده است. دسته دوم؛ اطلاعات مالی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران بود که از گزارش‌های مالی شرکت‌ها از سایت سازمان بورس و اوراق بهادار تهران و نرم‌افزار بانک اطلاعاتی ره‌آورد نوین استخراج شده است. اطلاعات جمع‌آوری شده مربوط به ۲۶۹ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در بازه زمانی ۱۳۸۱-۱۳۸۷ است.

مدل و نحوه‌ی محاسبه متغیرهای پژوهش

متغیرهای اصلی این پژوهش شامل بازده سهام و نقدشوندگی است. در این پژوهش نیز به پیروی از پژوهش‌های مختلف نظیر مارشال(۲۰۰۶)، چان و فاف (۲۰۰۳)، بیکر و استین (۲۰۰۳) و داتار، نایک و رادکلیف (۱۹۹۸) از معیار نرخ گردش به‌عنوان معیارنقدشوندگی استفاده شده است.

برای محاسبه بازده پرتفوی ابتدا باید بازده مورد انتظار اجزای آن تعیین شود. منافع حاصل از مالکیت ممکن است به شکل‌های مختلفی به سهامداران پرداخت شود که عمده‌ترین آن‌ها افزایش سرمایه از محل اندوخته (سهام جایزه) و افزایش سرمایه از محل مطالبات و آورده نقدی هستند. برای این حالت‌ها فرمول محاسبه نرخ بازده به‌صورت زیر خواهد بود:

$$r_{it} = \frac{p_t(1+\alpha+\beta)-(p_{t-1}+c\alpha)+D}{p_{t-1}+c\alpha}$$

که در آن P_t و P_{t-1} قیمت سهم در پایان و ابتدای دوره t، α درصد افزایش سرمایه از محل مطالبات و آورده نقدی و ß درصد افزایش سرمایه از محل اندوخته، C قیمت

پذیره‌نویسی یک سهم جدید و D سود تقسیمی طی دوره t هستند. معیار نرخ گردش به‌صورت نسبت حجم معاملات به تعداد سهام منتشره به‌شرح زیر محاسبه شده است:

$$T = \frac{V}{N}$$

که در آن V بیانگر حجم معاملات و N تعداد سهام شرکت است. گفتنی است، در محاسبه حجم معاملات برای جلوگیری از تورش ناشی از معاملات عمده، حجم معاملات بلوکی از کل حجم معاملات کم شده است.

در پژوهش حاضر از مدل زیر استفاده شده است. گفتنی است، متغیرهای کنترلی «اندازه شرکت (SIZE) » و «نسبت ارزش دفتری به ارزش بازاری (BTM) » برای تصریح بهتر به مدل اضافه شده‌اند.

$$R_{it} = \alpha_{it} + \beta_i T_{it} + \delta_i SIZE_{it} + \gamma_i BTM_{it} + \varepsilon_{it}$$

که در آن α عرض از مبدأ، β ضریب نرخ گردش، δ ضریب اندازه شرکت و γ ضریب نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار است. نرم‌افزار مورد استفاده در این پژوهش Eviews است. از آن‌جا که مقیاس اقتصادی شرکت‌ها متفاوت است؛ بنابراین، باید عرض از مبدأ برای هر شرکت به‌صورت یک ضریب مستقل تعیین، تا مدل تخمینی به‌درستی برازش شود. بنابراین رگرسیون فوق به شکل تابلویی (پنل) تخمین زده شده و با توجه به این‌که در مدل‌های تابلویی(پنل) امکان خودهمبستگی وجود دارد؛ بنابراین، ضریب دوربین واتسون در دو حالت حداقل مجذورات معمولی[1] وکم‌ترین مجذورات تعمیم یافته[2] محاسبه شده و بر اساس دوربین واتسون مناسب‌تر از هریک از دو مدل مذکور استفاده می‌شود.

روش‌های آماری به‌کار رفته در پژوهش

ضریب همبستگی

ضریب هبستگی با توجه به نوع نمودار رگرسیون و نوع نمودار پراکنش حالات مختلفی دارد و همواره بین ۱و۱- تعریف می‌شود و هر چه قدر مطلق ضریب همبستگی به عدد ۱

1 -Ordinary Least Square (OLS)
2 - Generalized Least Square (GLS)

نزدیک‌تر باشد، می‌توان گفت اختلاف مقادیر پیش‌بینی شده با مقادیر واقعی کم‌تر خواهد بود؛ یعنی معادله رگرسیون از خطای کم‌تر و اعتبار بیشتری برخوردار است. ضریب همبستگی به‌صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$r = \frac{n\Sigma X_i Y_i - (\Sigma X_i)(\Sigma Y_i)}{\sqrt{[n\Sigma X_i^2 - (\Sigma X_i)^2][n\Sigma Y_i^2 - (\Sigma Y_i)^2]}}$$

تخمین مدل‌های رگرسیون به‌صورت ترکیبی (تابلویی)

تخمین مدل رگرسیونی، به فرض ما درباره عرض از مبدأ، ضرایب و جمله خطای u_{it} بستگی دارد. روش‌های چندی در رابطه با این فروض وجود دارد:

- عرض از مبدأ و ضرایب در طول زمان و در فضا (مکان) ثابت بوده و جمله خطا در طول زمان و برای عوامل مختلف، متفاوت است.
- ضرایب ثابت بوده، اما عرض از مبدأ برای عوامل مختلف، متفاوت است.
- ضرایب ثابت بوده، اما عرض از مبدأ برای عوامل مختلف و در طی زمان متفاوت است.
- عرض از مبدأ و تمامی ضرایب برای عوامل مختلف، متفاوت است.
- عرض از مبدأ و ضرایب برای عوامل مختلف و در طی زمان متفاوت است. برای برآورد الگوهای رگرسیون خطی دو متغیره و چند متغیره اغلب از روش کمترین مجذورات معمولی استفاده می‌شود. آماره‌های این روش بهترین تخمین زننده‌های خطی بدون تورش هستند. اما برای رفع مشکلاتی همچون خودهمبستگی[1] جملات پسماند و ناهمسانی واریانس[2] از روش کمترین مجذورات تعمیم یافته[3] نیز استفاده می‌شود[۱]

مدل ضرایب ثابت هم مربوط به شیب و هم مربوط به عرض از مبدأ است. در صورتی‌که رابطه معناداری در واحد و زمان وجود نداشته باشد، از مدل حداقل مربعات

1 - Autocorrelation
2 - Heteroscedasticity
3 - Generalized Least Square

معمولی استفاده می‌شود. در این مدل آثار زمانی و واحدها در نظر گرفته نمی‌شود؛ اغلب اوقات به چنین مدلی، مدل رگرسیون ترکیبی[1] گفته می‌شود.

مدل اثرات ثابت (حداقل مربعات با متغیر موهومی[2]) داده‌های مقطعی را با شیب یکسان در نظر می‌گیرد، در عین حال، قایل به عرض از مبدأ متفاوت میان مشاهدات مقطعی است.

برای این‌که بدانیم در داده‌های ترکیبی از مدل رگرسیون ترکیبی یا مدل اثرات ثابت استفاده کنیم، از آزمون F تعمیم یافته استفاده می‌شود، به این صورت‌که ضریب تعیین در هر دو روش محاسبه شده و در رابطه زیر قرار می‌گیرد:

$$F = \frac{(R^2_{FE} - R^2_{POOL})/(n-1)}{(1-R^2_{FE})/(nt-n-k)}$$

که در آن R^2_{FE} ضریب تعیین مدل رگرسیون با اثرات ثابت، R^2_{POOL} ضریب تعیین مدل رگرسیون ترکیبی، n تعداد مشاهدات مقطعی، t تعداد سال‌های (دوره‌های) پژوهش، k تعداد متغیرهای توضیحی (تخمین زننده‌ها)[3] هستند.

آماره مذکور با F نگاره مقایسه شده و فرضیه زیر آزمون می‌شود.

H_0: ضریب تعیین دو روش تفاوت معناداری ندارند

H_1: ضریب تعیین دو روش تفاوت معناداری دارند

یکی دیگر از راه‌های اعمال رگرسیون این است که عرض از مبدأ به‌طور تصادفی فرض شود. با توجه به آن‌چه درقبل گفته شد، بعد از انجام آزمون F تعمیم یافته، نوبت به انتخاب بین مدل‌های اثرات ثابت و اثرات تصادفی می‌رسد. آزمون تصریح هاسمن ما را به انتخاب بین مدل‌های اثرات ثابت و اثرات تصادفی با استفاده از آزمون ضریب همبستگی بین متغیرهای تصریح شده، قادر می‌کند. بدین معنا که اگر هیچ‌گونه همبستگی بین اثرات تصادفی و متغیرهای توضیحی وجود نداشته باشد، از مدل اثرات تصادفی و در غیر این صورت از مدل اثرات ثابت استفاده می‌کنیم.

1 - pooled regression model
2 - Least Squares Dummy Variable Model
3 - regressors

بررسی همبستگی متغیرهای پژوهش

در نگاره (۱) همبستگی بین متغیرهای پژوهش که شامل بازده سهام (متغیر وابسته)، نرخ گردش (متغیر مستقل) و اندازه شرکت و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار (متغیرهای کنترلی) آورده شده‌است.

نگاره ۱- همبستگی بین متغیرها

	نرخ گردش	بازده سهام	اندازه شرکت	نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار
نرخ گردش	۱			
بازده سهام	۰.۶۹	۱		
اندازه شرکت	۰.۹۸	۰.۷۲	۱	
نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار	۰.۸۲	-۰.۵۴	۰.۷۱	۱

همان‌گونه که در نگاره (۱) نشان داده شده است، رابطه خیلی قوی بین متغیرهای نرخ گردش، اندازه شرکت، نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار و بازده سهام وجود دارد؛ به‌طوری که رابطه بازده سهام با متغیر «نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار» منفی بوده و با بقیه متغیرها رابطه مثبت دارد. با توجه به نتایج این پژوهش می‌توان پیش‌بینی کرد، در تخمین مدل ضریب متغیر مستقل که همان نرخ گردش است معنادار و مثبت، ضریب متغیر کنترلی اندازه شرکت معنادار و مثبت و درنهایت ضریب متغیر کنترلی «نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار» معنادار و منفی باشد.

نتایج آزمون فرضیه‌ها

فرضیه این پژوهش به شکل زیر بیان شده بود:

H_0: بین نقدشوندگی و بازده سهام رابطه معناداری وجود ندارد.

H_1: بین نقدشوندگی و بازده سهام رابطه معناداری وجود دارد.

برای آزمون این فرضیه با توجه به ادبیات موضوع متغیرهای کنترلی نیز به مدل اضافه شده و درنهایت مدل به‌شکل زیر برازش شد:

$$R_{it} = \alpha_{it} + \beta_i T_{it} + \delta_i SIZE_{it} + \gamma_i BTM_{it} + \varepsilon_{it}$$

که در آن α عرض از مبدأ، β ضریب نرخ گردش، δ ضریب اندازه شرکت و γ ضریب نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار است.

همچنان‌که بیان شد، تخمین به‌صورتی انجام می‌پذیرد که عرض از مبدأهای متفاوتی، به‌دلیل متفاوت بودن مقیاس‌های شرکت‌ها ، برای مدل به‌دست آید. نکته بعدی نیز که باید لحاظ شود، توجه به ضریب دوربین واتسون است که جهت تأیید استقلال مشاهده‌ها، استفاده می‌شود. نتایج مدل در ادامه ارایه شده است:

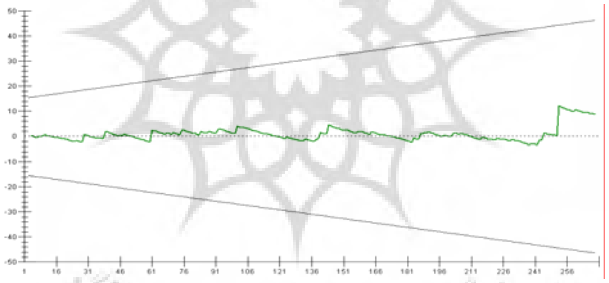
نگاره ۲ : ضرایب مدل برازش شده

متغیر وابسته (بازده سهام)	عرض از مبدأ	نرخ گردش	اندازه شرکت	نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار	ضریب تعیین		آماره دوربین واتسون	
					GLS	OLS	GLS	OLS
ضریب	۰/۲۷	۶/۰۱ × ۱۰−۷	۷/۴۶ × ۱۰−۷	−۰/۰۳	۰/۴۶	۰/۵۴	۱/۶۹	۱/۳۲
آماره t	(۳۳/۰۶)	(۳/۱۷)	(۴/۳۰)	(−۳/۴۴)				

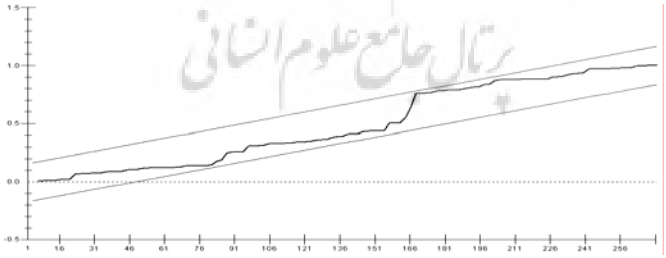
اعداد داخل پرانتز زیر ضرایب، مقادیر بحرانی t استیودنت هستند. با توجه به ضرایب تخمین، مشاهده می‌شود که ضریب متغیر نرخ گردش در مدل معنادار و برابر با $۶/۰۱ \times ۱۰^{-۷}$ ، ضریب متغیر کنترلی اندازه شرکت معنادار و برابر با $۷/۴۶ \times ۱۰^{-۷}$ و ضریب متغیر نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار معنادار و برابر با ۰/۰۳− هستند. به این معنی که بازده سهام با افزایش نرخ گردش شرکت‌ها، افزایش اندازه شرکت و کاهش نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار افزایش می‌یابد. با توجه به این‌که ضریب دوربین واتسون در مدل GLS بزرگ‌تر از OLS است؛ بنابراین، نتیجه‌گیری می‌شود که ضریب تعیین تعدیل شده $\overline{R}^2$ برابر ۰/۴۶ آمده که بیانگر قدرت تخمین بالای مدل برازش شده است. آماره دوربین واتسون نیز در تخمین مدل بیانگر نبود خودهمبستگی در مدل است؛ بنابراین، مدل نهایی به‌صورت زیر حاصل شده است:

$$R_{it} = 0.27 + (6.01 * 10^{-7})T_{it} + (7.46 * 10^{-7})SIZE_{it} - 0.03\,BTM_{it} + \varepsilon_{it}$$

در روش تابلویی (پنل) می‌توان برای بررسی پایداری ضرایب تخمین زده شده در مدل، از آزمون‌های گرافیکی CUSUM و CUSUMSQ برای جملات پسماند استفاده کرد. در این قسمت از آزمون‌های گرافیکی CUSUM و CUSUMSQ برای جملات پسماند کوتاه‌مدت استفاده می‌شود. این آزمون‌ها به‌صورت گرافیکی ارایه می‌شوند، حال در مورد آزمون CUSUM اگر مقدار تجمعی پسماندهای بازگشتی داخل ناحیه بین دو خط بحرانی در سطح ۵٪ قرار گیرد، رابطه بلندمدت پایدار خواهد بود و پایداری ضرایب برآورد شده مورد تأیید قرار می‌گیرد. اگر مجموع تراکمی باقیمانده‌های بازگشتی خارج از ناحیه بین دو خط بحرانی در سطح ۵٪ قرار گیرد، رابطه بلندمدت ناپایدار خواهد بود. به‌عبارت دیگر پایداری رابطه بلندمدت در دوره‌های زمانی مختلف با مشکل مواجه خواهد شد. در رابطه با آزمون CUSUMSQ مطالب همان است که در بالا به آن اشاره شد و فقط اختلاف آن‌ها در این است که بر اساس روش CUSUMSQ مربع مقدار تجمعی پسماندهای بازگشتی استفاده نمی‌شود. این آزمون‌ها به‌صورت زیر ارایه شده‌اند:

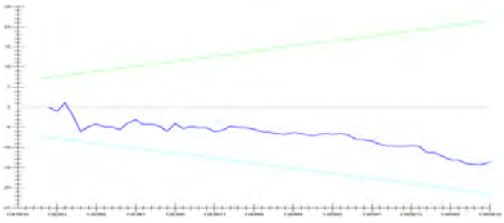


نمودار ۱. آزمون CUSUM برای مدل تخمین شده

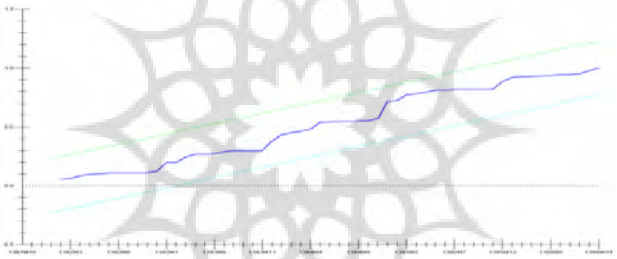


نمودار ۲. آزمون CUSUMSQ برای الگوی کوتاه‌مدت

همـانطـور کـه از نمودارهـای بـالا ملاحظـه مـی‌شـود، نمودارهـای CUSUM و CUSUMSQ در ناحیه بین دو خط بحرانی در سطح ۵٪ قرار گرفته‌است. این نتیجـه بیـانگر این مطلب است که پایداری الگو قابل تأیید است.



نمودار ۳. آزمون CUSUM برای الگوی کوتاه‌مدت



نمودار ۴. آزمون CUSUMSQ برای الگوی کوتاه‌مدت

همـانطـور کـه از نمودارهـای بـالا ملاحظـه مـی‌شـود، نمودارهـای CUSUM و CUSUMSQ در ناحیه بین دو خط بحرانی در سطح ۵٪ قرار گرفته‌است. ایـن نتیجـه مبـین این مطلب است که پایداری الگو در بلندمدت قابل تأیید است.

نتیجه‌گیری

از آن‌جا که یکی از مهم‌ترین عوامل ریسک دارایی، قابلیت نقدشوندگی آن است و هر چه بازارها رو به تکامل پیش مـی‌رونـد، ابزارهـای جدیـدتری بـرای پاسـخ‌گـویی بـه نیازهـای سرمایه‌گذاران تعریف می‌شود؛ بنابراین، هر چه ریسک ناشی از یک دارایی افـزایش یابـد، سرمایه‌گذار انتظار دریافت بازده بیشتری خواهد داشت. بنابراین هر سـرمایه‌گـذار در زمـان سرمایه‌گذاری این عامل را در ارزیابی‌های خود بـه‌عنـوان یکـی از معیارهـای مهـم در نظـر

می‌گیرد. توجه به این عامل و ارتباطی که می‌تواند با سایر متغیرهای مالی داشته باشد، از جایگاه ویژه‌ای نزد سیاست‌گذاران و سرمایه‌گذاران برخوردار است. این پژوهش که به‌دنبال بررسی رابطه بین نرخ گردش و بازده سهام در بین شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران بود، حاوی نتایجی است که به‌تفصیل در زیر ارایه شده است:

در مدل تخمین زده شده با متغیر وابسته بازده سهام، ضریب متغیر نرخ گردش مثبت و معنادار بوده‌است که این به تأثیرپذیری مستقیم بازده سهام از این متغیر اشاره دارد. به‌عبارت دیگر افزایش نرخ گردش در بورس اوراق بهادار تهران، بازده سهام شرکت‌ها را افزایش داده است. این نتیجه با نتایج برخی پژوهشگران نظیر بیکر و اوستین (۲۰۰۳) سازگاری دارد. به‌طورکل پژوهشگران وجود رابطه منفی بین دو متغیر را با توجه به صرف ریسک مورد نیاز جهت جبران ریسک عدم نقد شوندگی و رابطه مثبت را با افزایش جذابیت سهام در صورت نقدشونده بودن و افزایش تقاضا در شرایط برابر توجیه نموده‌اند. با توجه به نتایج به‌دست آمده از این پژوهش می‌توان بیان کرد؛ در بورس اوراق بهادار ایران سهام نقدشونده با اقبال بیشتری مواجه بوده و توجه و تقاضای عموم بازار به این‌گونه سهام احتمالاً موجب افزایش قیمت و در هایت بازده آن‌ها می‌شود. همچنین به این عوامل می‌توان اقبال بهتر بازار نسبت به افزایش سرمایه سهام نقد شونده را نیز اضافه کرد که احتمالاً باعث ایجاد بازده‌های بالاتری برای این‌گونه سهم‌هادر شرایط افزایش سرمایه می‌شود.

اندازه شرکت به‌عنوان متغیر کنترلی در این مدل تأثیر مثبت بر بازده سهام دارد و به این مفهوم است که هر چه مقیاس اقتصادی شرکت‌ها بزرگ‌تر باشد، بازده سهام نیز افزایش می‌یابد. این نتیجه در بردارنده‌ی این مفهوم است که شرکت‌های بزرگ‌تر در بورس اوراق بهادار تهران از دید سرمایه‌گذار به مراتب قابل اعتمادتر از شرکت‌های کوچک‌تر است. یکی دیگر از متغیرهای منظور شده در مدل ، نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار بود که تأثیر منفی بر بازده سهام داشت. هر چه ارزش بازاری سهام یک شرکت فراتر از ارزش دفتری خود باشد، (کاهش نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار) جذابیت بیشتری نزد سرمایه‌گذاران دارد و از این طریق تقاضا برای سهام آن شرکت افزایش می‌یابد و با افزایش قیمت آن سهام، بازده آن سهم نیز افزوده می‌شود.

منابع

۱ - شیرین بخش شمس الله، حسن خوانساری زهرا (۱۳۸۴). کاربرد Eviews در اقتصاد سنجی، انتشارات پژوهشکده امور اقتصادی، ص ۹۹.

۲ - شیخ محمد جواد، محمد حسن صفرپور(۱۳۸۶). بررسی تأثیر دوره سرمایه‌گذاری بر عملکرد شرکت‌های سرمایه‌گذاری شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، بررسیهای حسابداری و حسابرسی، دوره ۱۴، شماره ۵۰: ۹۹ – ۱۱۸.

۳ - ابرزی مهدی، صمدی سعید، صفری علی (۱۳۸۶). نقش گروه‌های مرجع در ترغیب افراد به سرمایه‌گذاری در بورس اوراق بهادار، بررسیهای حسابداری و حسابرسی، سال ۱۴، شماره ۴۸: ۳-۲۲.

4 - Acharya V, Pedersen L (2005). Asset pricing with liquidity risk, Journal of Financial Economics, 77: 375–410.

5 - Damodaran Aswath (2005). Marketability and Value: Measuring the Illiquidity Discount, Stern School of Business.

6 - Baker M. Stein J (2003). Market Liquidity as a Sentiment Indicator, Journal of Financial Markets 7 (3).

7 - Bortolotti B, De Jong F, Nicodano G, Ibolya S (2006). Privatization and Stock Market Liquidity, Journal of Banking and Finance, Social Scien Electronic Publishing.

8 - Marshall Ben R, Martin Young (2003). Liquidity and stock returns in pure order-driven markets: evidence from the Australian stock market, International Review of Financial Analysis, 12 Extrapolative Expectations: Implications for Volatility and Liquidity: 173–188.

9 - Chan H, Faff R (2003). An Investigation into The Role of Liquidity In Asset Pricing: Australian Evidence, Pacific-Basin Finance Journal 11: 555-572.

10 - Datar V, naik, Radkluiffe R (1998). Liquidity and Stock Return: An Alternative Test, Journal of Financial Market 1: 203-219.

11 - Francis A. Longstaff (2005). Asset Pricing In Markets With Illiquid AssetsUniversity of California, Los Angeles - Finance Area; National Bureau of Economic Research (NBER).

12 - Prachi Deuskar, (2006). AFA 2007 Chicago Meetings Paper.

13 - Isabelle Demir, Jay Muthuswamy, Terry Walter (2004). Momentum returns in Australian equities: The influences of size, risk, liquidity and return computation, Pacific-Basin Finance Journal, 12: 143– 158.

14 - Jing Chen (2005). Pervasive Liquidity Risk and Asset Pricing, Job Market Paper.

15 - Kiel Geoffrey C, Gavin J, Nicholson (2003). Board Composition and Corporate Performance: How the Australian Experience Informs Contrasting Theories of Corporate Governance, Corporate Governance: An International Review, vol. 11: 189-205.

16 - Liu, Weimin (2006). A liquidity-augmented capital asset pricing model, Journal of financial Economics, 82: 631–671.

17 - Marshal B, Martin Y (2006). Liquidity and Stock Return in Pure Order-Driven Market: Evidence From The Australian Stock Market, International Review of Financial Analysis.

18 - Miguel A, Martı´nez, Bele´n Nieto, Gonzalo Rubio, Mikel Tapia(2005). Asset pricing and systematic liquidity risk: An Empirical Investigation of the Spanish Stock Market, International Review of Economics and Finance, 14: 81–103.

19 - 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.

20 - Liu Weimin (2006). A liquidity-augmented capital asset pricing model, Journal of Financial Economics, 82: 631–671.

21 - Yakov Amihud (2002). Illiquidity and Stock Returns: Cross-Section and Time-Series Effects, Journal of Financial Markets, 5: 31–56.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی