مجله دانش حسابداری/ سال چهارم/ ش ۱۵ / زمستان ۱۳۹۲ / ص ۷۹ تا ۱۰۳

تحلیل تأثیر نقدشوندگی بر بازده سهام با کنترل سبک‌های سرمایه‌گذاری: رویکردی جدید با معیاری چند بعدی

دکتر مهدی ابزری *
وحید کبیری‌پور **
سیروس سهیلی ***

چکیده

این پژوهش درصدد است با به‌کارگیری روشی ترکیبی جهت پوشش ابعاد مختلف نقدشوندگی در قالب یک سنجهٔ واحد، تاثیرات نقدشوندگی بر بازده سهام را مورد مطالعه قرار داده و نقش کنترلی سبک‌های سرمایه گذاری را در این رابطه مورد توجه قرار دهد. پژوهش حاضر با استفاده از الگوی داده‌های ترکیبی برای یک دورهٔ زمانی از فروردین ماه ۱۳۸۱ تا آذرماه ۱۳۹۰، ده سبد سرمایه‌گذاری متشکل از سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران را به صورت ماهانه مورد مطالعه قرار داده است. نتایج حاصل از تحلیل رگرسیون نشان می‌دهد که نقدشوندگی در قالب الگوی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای، مازاد بازده سهام را به طور معناداری تحت تاثیر قرار می‌دهد و با وجود این که عامل بازار و نقدشوندگی هر دو دارای سطح معناداری بالایی هستند، اما بتای نقدشوندگی

* استاد گروه مدیریت، دانشگاه اصفهان.
** کارشناسی ارشد بازرگانی- مالی، دانشگاه اصفهان.
*** کارشناسی ارشد حسابداری، دانشگاه اصفهان.
نویسنده مسئول مقاله: وحید کبیری‌پور (Email: Kabiripour@gmail.com)
تاریخ دریافت: ۹۱/۲/۲۹ تاریخ پذیرش: ۹۲/۸/۸

بزرگتر از بتای بازار است. همچنین، یافته‌ها نشان می‌دهد که تاثیرات نقدشوندگی حتی پس از کنترل سبک‌های سرمایه‌گذاری، اندازه، ارزش و روند حرکت سهام از نظر آماری معنادار است و الگوی چهار عاملی متشکل از عوامل بتا بازار، نقدشوندگی، اندازه و ارزش، بهترین الگو جهت تبیین مازاد بازده سهام در بورس اوراق تهران محسوب می‌شود.

واژه‌های کلیدی: **نقدشوندگی، بازده سهام، سبک‌های سرمایه گذاری.**

مقدمه

الگوهای قیمت‌گذاری استاندارد، مانند الگوی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای[۱] (CAPM)، با افزودن عواملی جهت تقویت قدرت تبیین بازده سهام به طور گسترده‌ای در ادبیات مالی مورد توجه قرار گرفته است (هیرن[۲]،۲۰۱۰). توسعهٔ الگوی سنتی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای با دو عامل اندازه و ارزش دفتری به ارزش بازار از این امر حکایت دارد که این متغیرها باعث بهبود الگو نسبت به زمانی که تنها از عامل بازار استفاده می‌شد، می‌گردد. اخیراً نقدشوندگی به عنوان یکی از متغیرهای تبیین کننده بازده، به طور گسترده ای مورد توجه قرار گرفته و روش‌های متعددی برای محاسبهٔ آن مطرح شده است (هیرن، ۲۰۱۰؛ هیرن وهمکاران، ۲۰۱۰).

از سوی دیگر، نقدشوندگی پدیده‌ای پیچیده، چندبعدی و دارای مفهومی گیج کننده است. تمامی معیارهای نقدشوندگی به شکل قابل ملاحظه‌ای بیشتر از آن چیزی است که بتوان آن‌ها را در یک مطالعه جهت بررسی رابطهٔ بازده و نقدشوندگی به کار برد. اتکین و وین[۴] (۱۹۹۷) گزارش دادند که حدود ۶۸ معیار نقدشوندگی در مطالعات مختلف مورد استفاده قرار گرفته است، اما هیچ توافقی مبنی بر انتخاب بهترین معیار جهت استفاده وجود ندارد. همچنین، آن‌ها گزارش دادند که همبستگی بین اغلب معیارها، کم و بین بسیاری از آن‌ها، هیچ نوع رابطه‌ای وجود ندارد (لی هوماکی[۵]،۲۰۱۰: ۳۱؛ مارشال[۶]، ۲۰۰۶).

لذا، در این پژوهش، رابطهٔ بین نقدشوندگی و بازده سهام با استفاده از الگوی گسترش یافته CAPM به وسیلهٔ عامل نقدشوندگی، همراه با کنترل سبک‌های اندازه،

ارزش و روند حرکت سهام که از مهم‌ترین سبک‌های سرمایه گذاری محسوب می‌شوند، مورد بررسی قرار می‌گیرد. در مجموع، این پژوهش سعی دارد شکاف مربوط به معیارهای نقدشوندگی را پر نموده و با ارائهٔ یک معیار ترکیبی به عنوان سنجهٔ نقدشوندگی، رابطه بین نقدشوندگی و بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران را با لحاظ کردن سبک‌های سرمایه گذاری مورد بررسی قرار دهد. در پایان، مسأله پژوهش را می‌توان این‌گونه بیان نمود که معیار چندبعدی نقدشوندگی در قالب الگوی توسعه یافتهٔ CAPM، چگونه بازده سهام را تحت تأثیر قرار می‌دهد؟

مبانی نظری و پیشینهٔ پژوهش

قیمت‌گذاری دارایی‌ها به عنوان مبنایی در تخصیص منابع در اقتصاد محسوب می‌شود و مطالعات زیادی به بررسی عوامل موثر بر بازده دارایی‌ها پرداخته‌اند. نقش عامل ریسک نقدشوندگی در رفتار قیمت گذاری بسیار مهم است؛ لذا توسعه مطالعات در این زمینه برای عملکرد بازار سهام بسیار مفید و کاربردی خواهد بود (نریان و ژنگ،۲۰۱۰). فرض اصلی و عمومی الگوب قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای، بازار سرمایهٔ بدون اصطکاک[۹]است. این بدین مفهوم است که هیچ نوع هزینه معاملاتی در بازار وجود ندارد. هزینه‌های معاملاتی که از جمله منابع عدم نقدشوندگی محسوب می‌شود، اختلاف قیمت پیشنهادی را تحت تأثیر قرار می‌دهد. فرض ناقض دیگری که مرتبط با نقدشوندگی است، این فرض است که افراد قادر نیستند قیمت سهام را با انجام معامله تحت تاثیر قرار دهند. این در حالی است که اگر تمامی سهام‌ها کاملاً نقدشونده نباشند، این امکان وجود دارد که قیمت‌ها به سفارشات فردی حساسیت نشان دهند که این موضوع به بحث اثر قیمتی مربوط است. همچنین، CAPM چنین فرض می‌کند که تمامی سرمایه‌گذاران دارای ترجیحات کاملاً یکسانی در رابطه با تعریف افق زمانی و پارامترهای انتخاب پرتفوی هستند (فرض تجانس انتظارات[۱۰]). این فرض نیز با عالم واقعیت و تئوری نقدشوندگی سهام در تناقض است. اگر سهام‌های موجود در بازار دارای قدرت نقدشوندگی متفاوتی باشند، چنین انتظار می‌رود

که سهام‌های با قدرت نقدشوندگی کمتر در افق زمانی بلندمدت‌تری توسط سرمایه گذار نگهداری شوند (دلگارد، ۲۰۰۹).

ظهور نقدشوندگی به عنوان یک عامل تبیین کنندهٔ بازده دارایی‌ها، نخستین بار توسط کینز مطرح شد (مارشال، ۲۰۰۶). سرمایه گذاران در زمان انتقال مالکیت اوراق بهادار، با ریسک نقدشوندگی مواجه می‌شوند؛ بنابراین، نقدشوندگی به عنوان یک عامل مهم در اتخاذ تصمیمات سرمایه‌گذاری مطرح است (لام و تام[۱۱]، ۲۰۱۱). نقدشوندگی، قابلیت معامله و هزینه‌های معاملاتی و تصمیمات مربوط به سبد سرمایه‌گذاری را تحت تأثیر قرار می‌دهد و به دلیل اینکه سرمایه‌گذاران منطقی، صرف ریسک بالاتری را برای نگهداری اوراق بهادار با قدرت نقدشوندگی کمتر درخواست می‌کنند، بازده تعدیل شده سهام‌های با قدرت نقدشوندگی بالا، کمتر است (جان[۱۲] و همکاران، ۲۰۰۳). از سوی دیگر، اطلاعات محرمانه از طریق کارآیی اطلاعاتی قیمت‌ها، می‌تواند ریسک نگهداری یک دارایی را تحت تأثیر قرار دهد. این امر باعث می‌شود سهام‌هایی که معاملات آن‌ها تکیهٔ بیشتری بر اطلاعات دارند، بازده مورد انتظار بالاتری داشته باشند. همچنین، هزینه‌های انتخاب نادرست، معلولی از عدم نقدشوندگی در بازارهای مالی است که این موضوع می‌تواند توجیهی برای ارتباط منفی نقدشوندگی و بازده باشد (مارشال،۲۰۰۶).

لذا، قدرت محدود CAPM و الگوی سه عاملی فاما و فرنچ، باعث ایجاد انگیزه جهت توسعهٔ الگوهای قیمت گذاری مبتنی بر نقدشوندگی شد (لیو، ۲۰۰۶). آمیهود و مندلسون[۱۳](۱۹۸۶) دریافتند که ریسک مبتنی بر بازده با اختلاف قیمت پیشنهادی سهام‌های بورس نیویورک افزایش می‌یابد و این تأثیر فراتر از قدرت تبیین منحصر به فردی است که توسط فاما و فرنچ[۱۴] (۱۹۸۲) برای بتا و اندازه مستند شده بود. در مقابل، چن و کین[۱۵] (۱۹۹۶) نشان داند که یافته‌های آمیهود و مندلسون (۱۹۸۶) خاص روش و متدولوژی استفاده شده توسط آن‌ها بوده است و سایر روش‌های به کارگرفته شده با همان داده‌ها، هیچ نوع رابطهٔ معناداری بین بازده و اختلاف قیمت پیشنهادی نشان نمی‌دهد.

آمیهود (۲۰۰۲) با ارائهٔ معیاری موسوم به نسبت عدم نقدشوندگی، نشان داد که این نسبت به شکل مثبتی با بازده سهام در مقطع مربوطه در ارتباط است. جان و همکاران (۲۰۰۳) با استفاده از معیارهای نسبت گردش، ارزش معاملات و نسبت گردش به تغییرپذیری به عنوان سنجه‌های نقدشوندگی بازار، رفتار نقدشوندگی در بازارهای نوظهور را مورد بررسی قرار دادند و دریافتند که بازده سهام در کشورهای نوظهور به طور مثبتی با نقدشوندگی بازار در ارتباط است. چان و فاف[۱۶] (۲۰۰۳) با استفاده از داده‌های بورس سهام استرالیا به وجود یک رابطهٔ منفی بین نسبت گردش و بازده و نیز رابطهٔ منفی بین اختلاف قیمت پیشنهادی و بازده پی بردند که از یک طرف، نشان‌دهندهٔ صرف نقدشوندگی مثبت بود و از طرف دیگر، از یک صرف نقدشوندگی منفی در بازار سهام استرالیا حکایت می‌کرد. چن[۱۷] (۲۰۰۵) با ترکیب هفت معیار نقدشوندگی و استفاده از روش تحلیل اجزای اصلی[۱۸] جهت استخراج منابع عمومی تغییرات نقدشوندگی، تأثیر نقدشوندگی مجموعهٔ بازار بر بازده اوراق بهادار را مورد بررسی قرار داد و نشان داد که نقدشوندگی یک عامل مهم ریسک قیمت گذاری است.

لیو (۲۰۰۶) با ارائهٔ یک معیار ابتکاری تحت عنوان نسبت گردش استاندارد مبتنی بر تعداد روزهای با حجم معاملاتی صفر[۱۹] که به زعم وی معیاری چند بعدی با تاکید ویژه بر بعد سرعت معاملات است، رابطهٔ بین نقدشوندگی و قیمت‌گذاری دارایی‌ها را در مورد سهام‌های نزدک، نیویورک و آمکس مورد بررسی قرار داد و دریافت که نقدشوندگی، یک منبع مهم ریسک قیمت‌گذاری بوده و الگوی دو عاملی بازار-نقدشوندگی به خوبی بازده سهام را تبیین می‌کند. مارشال (۲۰۰۶) نیز با استفاده از یک معیار جدید به نام ارزش وزنی سفارش[۲۰] (WOV)، رابطهٔ بین بازده و نقدشوندگی را مورد مطالعه قرار داد و یک صرف نقدشوندگی مثبت در بازار سهام استرالیا را نشان داد. وی دریافت که ضریب WOV حتی پس از کنترل متغیرهای بتا، اندازه، نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار و بازده حقوق صاحبان سهام از نظر آماری معنادار است. دلگارد (۲۰۰۹) با استفاده از دو معیار نقدشوندگی نسبت گردش و اختلاف قیمت پیشنهادی، تاثیرات مقطعی نقدشوندگی روی

بازده سهام شرکت‌های دانمارکی را مورد مطالعه قرار داد و شواهد مبهمی از قیمت‌گذاری نقدشوندگی و ریسک نقدشوندگی ارائه کرد.

هیرن (۲۰۱۰) با استفاده از سهام‌های ورقهٔ آبی[۲۱] (سهام‌های بزرگ) یک بازار جهانی ساختگی شامل هند، پاکستان، بنگلادش و سریلانکا، عملکرد الگوی سنتی CAPM و الگوی توسعه یافتهٔ CAPM با استفاده از دو عامل اندازه و نقدشوندگی را با روش آلفا جنسن مورد مقایسه قرار داد و دریافت که اضافه نمودن اندازه و نقدشوندگی به الگوی سنتی CAPM، قدرت تبیین الگو را به طور معناداری افزایش می‌دهد. هیرن و همکاران (۲۰۱۰) با توسعهٔ الگوی سنتی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای با استفاده از متغیرهای اندازه شرکت و عامل عدم نقدشوندگی، هزینه سهام در چهار بازار اصلی افریقا شامل افریقای جنوبی، مصر، کنیا و موراکو به عنوان بازارهای نوظهور و نیز لندن به عنوان یک بازار مالی توسعه یافته را مورد بررسی قرار دادند. نتایج مطالعه آن‌ها نشان داد با وجود این که نقدشوندگی و اندازهٔ هر دو سطح، معناداری بالایی در ارزیابی هزینهٔ و ارزش سهام دارند، اما صرف مربوط به اندازه از نقدشوندگی بالاتر است.

نرایان و ژنگ (۲۰۱۱) تاثیر نقدشوندگی بر بازده را با استفاده از معیارهای حجم معاملات، نرخ گردش و احتمال انجام معامله، در بورس سهام شانگهای و شنزن چین مورد مطالعه قرار دادند و به شواهدی دست یافتند که نشان می‌داد نقدشوندگی تاثیر منفی قوی‌تری بر بازده بورس سهام شانگهای نسبت به بورس سهام شنزن دارد، اما این نتایج به وسیلهٔ همهٔ معیارها تایید نشد. لام و تام (۲۰۱۱) با به کارگیری ۹ معیار نقدشوندگی، نقش عامل نقدشوندگی در قیمت‌گذاری دارایی‌ها را در بازار سهام هنگ‌کنگ مورد مطالعه قرار دادند و دریافتند که الگوی چهارعاملی نقدشوندگی، شامل مازاد بازده بازار و عوامل اندازه، نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار و نقدشوندگی، بهترین الگوی تبیین بازده سهام در بازار هنگ‌کنگ است.

لیسکوسکی و ورانکوا[۲۲] (۲۰۱۲) به منظور بررسی عوامل تعیین کنندهٔ قیمت سهام در بازار لهستان، الگوی تک عاملی CAPM و الگوی سه عاملی فاما و فرنچ را به همراه عامل

نقدشوندگی و نیز بدون در نظر گرفتن این عامل، مورد مطالعه قرار دادند. یافته‌های آن‌ها حاکی از معناداری صرف ارزش و اندازه بود. اما، برخلاف انتظارات، شواهدی دال بر اینکه عامل نقدشوندگی به بهبود قدرت تبیین الگو کمک کند، مشاهده نشد و در مجموع، نتیجه گرفتند که الگوی سه عاملی بهترین الگو برای تبیین بازده در بازار سهام ورشو محسوب می‌شود. بلی و سعد[۲۳] (۲۰۱۲) با بررسی هفت بازار محلی در شش کشور مختلف عضو شورای همکاری خلیج، عوامل موثر بر بازده مورد انتظار سهام را مورد مطالعه قرار دادند و دریافتند که نوسان‌پذیری، عامل مهمی در قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای محسوب می‌شود و هیچ‌یک از دو عامل نقدشوندگی و روند حرکت سهام، ریسک قیمت‌گذاری محسوب نمی‌شوند.

کانیل[۲۴] و همکاران (۲۰۱۲) با بررسی صرف ریسک در ۴۱ کشور مختلف دریافتند که صرف ریسک به وسیلهٔ تفاوت‌های سیستماتیک در ریسک یا نقدشوندگی ایجاد نمی‌شود. آن‌ها نشان دادند که هیچ نوع رابطهٔ معناداری بین اندازهٔ صرف ریسک و شاخص نقدشوندگی بازار (نسبت گردش سهام) وجود ندارد و اندازهٔ صرف ریسک عموماً مرتبط با ویژگی‌های مربوط به شرکت و کشور است. شی[۲۵] و همکاران (۲۰۱۲) عوامل موثر بر تغییرات عمده در قیمت سهام بورس‌های نیویورک، نزدک و آمکس را مورد بررسی قرار دادند و دریافتند که عامل نقدشوندگی و اثر روند حرکت سهام، مهم‌ترین عوامل موثر بر تغییرات قیمت سهام هستند، در حالی‌که ارزش بازاری سهام و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار نقشی در تغییرات قیمت سهام ندارند.

در پژوهش‌های داخلی نیز، یحیی زاده فر و خرّمدین (۱۳۸۷) تأثیر متغیرهای نسبت عدم نقدشوندگی و عوامل اندازهٔ 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 عدم نقدشوندگی و اندازهٔ شرکت بر مازاد بازده سهام، منفی و معنادار، و تأثیر مازاد بازده بازار و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار بر مازاد بازده سهام مثبت و معنادار است.

صادقی‌شریف و همکاران (۱۳۹۲) در مطالعه‌ای اثر عامل مومنتوم از الگوی چهارعاملی کارهات را بر افزایش توان توضیح دهندگی الگوی سه عاملی فاما و فرنچ بررسی کردند. آن‌ها در پژوهش خود به این نتیجه رسیدند که افزودن عامل مومنتوم به الگوی سه عاملی باعث افزایش قدرت تبیین‌کنندگی الگو می شود. یحیی‌زاده‌فر و همکاران (۱۳۸۹) با استفاده از روش دادهٔ ترکیبی (تابلویی) رابطهٔ نقدشوندگی و بازده سهام‌های بورس اوراق بهادار تهران را مورد بررسی قرار دادند. آن‌ها که متغیرهای نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار و اندازهٔ شرکت را به عنوان متغیرهای کنترلی به کار گرفته و از معیار نسبت گردش به عنوان سنجهٔ نقدشوندگی استفاده کرده بودند، به وجود رابطهٔ مثبت و معنادار بین متغیر نسبت گردش و بازده سهام دست یافتند.

سیرانی و همکاران (۱۳۹۰) تاثیر ریسک نقدشوندگی و عوامل موثر ریسک شامل: ریسک بازار، اندازهٔ شرکت، نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار و سهام شناور را بر بازده مقطعی سهام بورس اوراق بهادار تهران مورد بررسی قرار دادند و دریافتند که ریسک بازار، اندازهٔ شرکت و سهام شناور رابطهٔ معناداری با بازده دارند، اما رابطهٔ ارزش دفتری به ارزش بازار سهام و ریسک نقدشوندگی با بازدهٔ معنادار نیست. همچنین، آن‌ها نشان داند که رابطهٔ معناداری بین ریسک سیستماتیک و ریسک نقدشوندگی سهام در بورس اوراق بهادار تهران وجود دارد.

گرچه مطالعات متعددی در زمینهٔ نقدشوندگی در بازارهای مالی صورت گرفته است، اما کمتر پژوهشی وجود دارد که تمامی ابعاد نقدشوندگی را مورد توجه قرار داده و همه جوانب آن را پوشش دهد. بنابراین، این پژوهش سعی دارد ضمن استفاده از معیارهای مختلف جهت پوشش این ابعاد نقدشوندگی و ارائهٔ یک الگوی چند بعدی، نگاهی جامع به پدیدهٔ نقدشوندگی داشته باشد. لذا، با توجه به مباحث فوق و مبانی نظری ارئه شده، این پژوهش به دنبال آزمون فرضیه های زیر است:

فرضیهٔ ۱: شاخص چند بعدی نقدشوندگی بر مازاد بازده سهام موثر است.

فرضیهٔ ۲: شاخص چند بعدی نقدشوندگی باکنترل سبک اندازه، بر مازاد بازده سهام موثر است.

فرضیهٔ ۳: شاخص چند بعدی نقدشوندگی باکنترل سبک ارزش، بر مازاد بازده سهام موثر است.

فرضیهٔ ۴: شاخص چند بعدی نقدشوندگی باکنترل سبک روند حرکت سهام، بر مازاد بازده سهام موثر است.

فرضیهٔ ۵: شاخص چند بعدی نقدشوندگی با کنترل همزمان سبک‌های اندازه، ارزش و روند حرکت سهام، بر مازاد بازده سهام مؤثر است.

روش‌شناسی پژوهش

این مطالعه بر اساس مبانی نظری و ادبیات موضوع به تحلیل تاثیر نقدشوندگی بر بازده اوراق بهادار در بورس اوراق بهادار تهران می‌پردازد و می‌تواند سرمایه‌گذاران را در راستای تصمیمات سرمایه‌گذاریشان یاری کند. لذا، این پژوهش از نظر هدف، جزء پژوهش‌های کاربردی و از نظر روش، جزء پژوهش‌های توصیفی- همبستگی محسوب می‌شود. قلمرو مکانی پژوهش حاضر، کلیهٔ شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران و قلمرو زمانی آن، از اول فرودین سال ۱۳۸۱ لغایت پایان آذرماه سال ۱۳۹۰ است. در این پژوهش، به منظورگردآوری داده‌های پژوهش، از روش اسنادکاوی استفاده شده است. در این راستا برای جمع آوری اطلاعات مورد نیاز جهت محاسبهٔ متغیرها و آزمون فرضیه‌های پژوهش، از صورت‌های مالی حسابرسی شدهٔ شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران و بانک اطلاعاتی نرم افزار تدبیرپرداز و همچنین، پایگاه اطلاعاتی سازمان بورس استفاده شده است.

جامعهٔ آماری این پژوهش، سبدهای سرمایه گذاری ساختگی بر مبنای اطلاعات ۸۲ شرکت در مدت ۱۱۷ ماه می‌باشد. کلیهٔ سهام‌های مورد مطالعه، به صورت تصادفی در ۱۰ سبد سرمایه‌گذاری جداگانه تقسیم شدند. به این صورت که هر سبد شامل ۱۰ سهم

متفاوت باشد. به دلیل اینکه در دنیای واقعی چند سرمایه‌گذار مختلف قادرند در یک سهام واحد سرمایه‌گذاری نموده و آن را در سبد سرمایه‌گذاری خود قرار دهند، شرط احتمال انتخاب یک سهم در چند سبد سرمایه‌گذاری مختلف لحاظ شد. بر این اساس، یک سهم از امکان قرار گرفتن در بیش از یک سبد سرمایه گذاری برخوردار شد.

در این پژوهش، مازاد بازده سبد سرمایه‌گذاری به عنوان متغیر مستقل پژوهش در نظر گرفته شده است. ابتدا بازده هر سهم با استفاده از رابطهٔ زیر محاسبه شد:

$$R_{i,t} = \frac{P_{i,t} - P_{i,t-1} + D_{i,t}}{P_{i,t-1}} \qquad (۱)$$

که در آن $R_{i,t}$: بازده سهام i در ماه t ؛ $P_{i,t-1}$ و $P_{i,t}$: به ترتیب قیمت سهام i در ابتدا و انتهای ماه و $D_{i,t}$: سود نقدی هر سهم طی دورهٔ t است. لازم به ذکر است منافع حاصل از افزایش سرمایه در قالب سهام جایزه و حق تقدم، از دیگر اجزای بازده سهام محسوب می‌شود که پژوهش حاضر تنها بر دو قسمت بازده نقدی و بازده قیمتی متمرکز شده است.

پس از محاسبهٔ بازده هر سهم، بازده سبد سرمایه گذاری بر مبنای میانگین هندسی سهام‌های موجود در سبد، برای هر دوره محاسبه شد. به منظور محاسبه مازاد بازده سبد سرمایه‌گذاری، بازده سبد سرمایه گذاری از بازده بدون ریسک کسر گردید. در این پژوهش، نرخ سود اوراق مشارکت در ایران به عنوان بازده بدون ریسک در نظر گرفته شده است. این نرخ بر اساس گزارش‌های بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران که از نماگرهای اقتصادی این بانک منتشره شده، به دست آمده است. از آنجایی که طبق گزارش‌های بانک مرکزی ایران، این نرخ‌ها به طور عمده به صورت فصلی پرداخت شده است، می‌توان نرخ بازده بدون ریسک ماهانه را به صورت زیر محاسبه کرد:

$$R_f - \left[\left(۱ + \left(\frac{i}{4}\right)\right)^4 - 1\right] \div 12 \qquad (۲)$$

طبق این معادله، نرخ بازده ماهانه بدون ریسک در سال‌های مختلف محاسبه شد که در جدول زیر نمایش داده شده است.

جدول شمارهٔ ۱. نرخ بازده بدون ریسک (بر حسب درصد)

سال	۱۳۸۱	۱۳۸۲	۱۳۸۳	۱۳۸۴	۱۳۸۵	۱۳۸۶	۱۳۸۷	۱۳۸۸	۱۳۸۹	۱۳۹۰
i	۱۵	۱۷	۱۷	۱۶	۱۵/۵	۱۵/۵	۱۸	۱۶	۱۹	۲۰
R_f	۱/۳۲	۱/۵۱	۱/۵۱	۱/۴۱	۱/۳۷	۱/۳۷	۱/۶۰	۱/۴۱	۱/۶۷	۱/۷۹

الگوی پایهٔ مورد استفاده در این پژوهش، الگوی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه ای (*CAPM*) است که در آن بازده بازار تنها متغیر پیش‌بینی کنندهٔ بازده محسوب می‌شود. در این مطالعه، بازده پرتفوی بازار بر مبنای ارزش شاخص در ابتدا و انتهای هر ماه محاسبه شده و برای تمامی سبدهای سرمایه گذاری برابر است.

متغیر وابستهٔ اصلی پژوهش، معیار چند بعدی نقدشوندگی است که از طریق ترکیب ۶ معیار مختلف نقدشوندگی شامل نسبت عدم نقدشوندگی (آمیهود، ۲۰۰۲)، نسبت حجم معاملات به تغییرپذیری (جان و همکاران، ۲۰۰۳)، نسبت گردش سهام (چای و همکاران، ۲۰۱۰)، معیار میانگین حجم معاملات (چانگ و همکاران، ۲۰۱۰)، تعداد روزهای معاملاتی با بازده صفر (چانگ و همکاران،۲۰۱۰)، احتمال انجام معامله (نریان و ژنگ، ۲۰۱۱) قابل احتساب است. لازم به ذکر است که تمامی معیارهای مذکور به جز دو معیار نسبت آمیهود و تعداد روزهای معاملاتی با بازده صفر، بیانگر قدرت نقدشوندگی سهام می‌باشند.

الف) معیار نسبت عدم نقدشوندگی آمیهود: به پیروی از آمیهود (۲۰۰۲)، نسبت عدم نقد-شوندگی به صورت نسبت قدر مطلق بازده روزانهٔ سهام بر حجم معاملات آن سهام در آن روز تعریف شد و از طریق معادلهٔ زیر برای هر سهم محاسبه گردید:

$$ILLIQ_{i,t} = \frac{1}{D_{i,t}} \sum_{d=1}^{D_{i,t}} \frac{|R_{i,d,t}|}{V_{i,d,t}} \qquad (۳)$$

که در آن، $R_{i,d,t}$ ، بازده سهام i در روز d در ماه t و $V_{i,d,t}$ حجم معاملات آن سهام در آن روز (بر حسب میلیون ریال) است.

ب) معیار نسبت گردش سهام: به پیروی از چای و همکاران (۲۰۱۰)، نسبت گردش سهام به صورت نسبت تعداد سهام معامله شده به تعداد سهام در دست سهامداران تعریف و از طریق معادله زیر محاسبه شد:

$$Turnover_{i,t} = \frac{1}{D_{i,t}} \sum_{d=1}^{D_{i,t}} \frac{Vol_{i,d,t}}{\text{Share outstanding}_{i,d,t}} \qquad (۴)$$

که‌درآن، $Vol_{i,d,t}$ ، حجم معاملات (بر حسب تعداد سهام معامله شده در روز) و $\text{Share outstanding}_{i,d,t}$ تعداد سهام در دست سهامداران برای سهام i در روز d در ماهt است.

پ) معیار نسبت گردش به تغییرپذیری سهام: به پیروی از جان و همکاران (۲۰۰۳)، این معیار از طریق تقسیم نسبت گردش سهام بر انحراف معیار بازده سهام محاسبه شد:

$$Turnovervolatility_{i,t} = \frac{Turnover_{i,t}}{StandardDeviation_{i,t}} \qquad (۵)$$

که‌درآن، $Turnover_{i,t}$ ، نسبت گردش سهام i در ماهt و $Standard\ Deviation_{i,t}$ انحراف معیار بازده روزانهٔ آن سهام در دورهٔ منظور است.

ت) معیار میانگین حجم معاملات: به پیروی از چانگ و همکاران (۲۰۱۰)، میانگین حسابی حجم ریالی معاملات روزانه در هر ماه، به عنوان سنجهٔ دیگر نقدشوندگی مورد استفاده قرار گرفت.

ث) معیار تعداد روزهای معاملاتی با بازده صفر: به پیروی از لسموند و همکاران (۱۹۹۹)، تعداد روزهایی که سهام شرکت با بازده صفر معامله می‌شود، به عنوان معیار نقدشوندگی در نظر گرفته شد و از طریق معادلهٔ زیر محاسبه گردید.

$$Zero_{i,t} = \frac{Zeroreturn_{i,t}}{Tradingday_{i,t}} \qquad (۶)$$

که در آن، $Zeroreturn_{i,t}$ ، تعداد روزهای معاملاتی با بازده صفر برای سهام i در ماهt و $Tradingday_{i,t}$ تعداد روزهای معاملاتی سهام i در آن دوره است.

ج) معیار احتمال انجام معامله: به پیروی از نریان و ژنگ (۲۰۱۱)، احتمال انجام معامله به عنوان معیار نقدشوندگی در نظر گرفته شد و از طریق معادله زیر محاسبه گردید:

$$\text{Tradingprobability} = \frac{1}{1 + \ non\ trading\ days\ in\ a\ month} \qquad (۷)$$

که در آن، $non\ trading\ days\ in\ a\ month$، تعداد روزهای معاملاتی بازار است که سهام در آن مورد معامله قرار نگرفته است.

در این پژوهش، به منظور ترکیب معیارهای نقدشوندگی و ارائه یک معیار چندبعدی، از روش تحلیل تاپسیس استفاده شده است. به این صورت که معیارهای نقدشوندگی مذکور به عنوان شاخص؛ و سهام‌های مورد مطالعه به عنوان گزینه در نظر گرفته شد. لازم به ذکر است که به منظور وزن‌دهی و تعیین درجهٔ اهمیت هر یک از معیارها، از روش وزن‌دهی آنتروپی شانون استفاده شده است. به این ترتیب، در مرحلهٔ اول یک ماتریس $n \times k$ بُعدی شکل گرفت که در آن شرکت‌ها (تعداد n شرکت، $i = 1,2,\dots,n$) به عنوان سطرها و معیارهای نقدشوندگی (تعداد k معیار، $z = 1,2,\dots,k$) به عنوان ستون‌های ماتریس تصمیم در نظر گرفته شد. سپس، این ماتریس در مراحل بعدی مورد استفاده قرار گرفت و با انجام مراحل شش‌گانهٔ روش تاپسیس بر روی این ماتریس و در نهایت با به دست آوردن عددی واحد برای هر سهم در هر دوره، قدرت نقدشوندگی سهام مورد نظر بر اساس معیارهای نقدشوندگی مذکور، در مقایسه با سایر سهام‌ها سنجیده شد. پس از سنجش شاخص نقدشوندگی چند بعدی برای هر سهم، نقدشوندگی سبد سرمایه‌گذاری بر مبنای میانگین شاخص نقدشوندگی سهام‌های زیرمجموعهٔ آن محاسبه گردید و به عنوان متغیر نقدشوندگی در آزمون فرضیه‌های پژوهش، مورد استفاده قرار گرفت. علاوه بر این، در پژوهش حاضر عوامل سبک‌های سرمایه گذاری اندازه، ارزش و روند حرکت سهام به عنوان متغیرهای کنترلی در نظر گرفته شده است.

عامل سبک اندازه: برای محاسبهٔ عامل سبک اندازه، ابتدا اندازهٔ هر شرکت بر مبنای حاصل‌ضرب تعداد سهام در ارزش بازاری آن برای هر دوره محاسبه گردید. سپس، به منظور سنجش عامل سبک اندازه (SMB) سهام‌های موجود در هر سبد سرمایه گذاری در

هر دوره، بر اساس اندازهٔ هر سهم از کوچک به بزرگ مرتب شد. سپس، میانگین بازده سه دهک اول (بازده سهام‌های کوچک) از میانگین بازده سه دهک آخر (بازده سهام‌های بزرگ) کسر و عدد حاصل تحت عنوان عامل سبک اندازه با نماد SMB وارد الگو شد.

عامل سبک ارزش: برای محاسبهٔ عامل سبک ارزش، ابتدا نسبت ارزش دفتری به ارزش بازاری هر سهم به عنوان شاخص تعیین ارزشی- رشدی بودن سهام برای هر دوره محاسبه گردید. سپس، به منظور سنجش عامل سبک ارزش (HML) سهام‌های موجود در هر سبد سرمایه گذاری در هر دوره، بر اساس ارزش دفتری به ارزش بازاری هر سهم از بالا به پایین مرتب شد. سپس، میانگین بازده سه دهک اول (بازده سهام‌های ارزشی) از میانگین بازده سه دهک آخر (بازده سهام‌های رشدی) کسر و عدد حاصل تحت عنوان عامل سبک ارزش با نماد HML وارد الگو شد.

عامل سبک روند حرکت سهام: به منظور محاسبهٔ عامل سبک روند حرکت سهام، مفهوم روند حرکت قیمت به کار گرفته می‌شود که در آن نحوهٔ عملکرد سهام در مقایسه با بازده بازار نسبت به سایر سهام‌ها مورد ارزیابی قرار می‌گیرد. لذا، از مفهوم بازده غیرعادی تجمعی[۲۶] (CAR) استفاده می‌شود که از طریق مجموع بازده غیرعادی هر سهم طی دورهٔ نگهداری قابل احتساب است. در این پژوهش، دورهٔ نگهداری سه ماهه در نظر گرفته شده است.

$$Abnormal\ Return_{it} = R_{it} - R_{mt} \quad (۸)$$

$$CAR_{it} = \sum_{t=1}^{t} Abnormal\ Return_{it}$$

پس از محاسبه CAR، به منظور سنجش عامل سبک روند حرکت سهام (WML) سهام‌های موجود در هر سبد سرمایه گذاری در هر دوره، بر اساس CAR هر سهم از زیاد به کم مرتب شد. سپس، میانگین بازده سه دهک اول (بازده سهام‌های برنده) از میانگین بازده سه دهک آخر (بازده سهام‌های بازنده) کسر و عدد حاصل تحت عنوان عامل سبک روند حرکت سهام با نماد WML وارد الگو شد.

به منظور تحقق اهداف پژوهش از الگوهای زیر در راستای فرضیه‌های پژوهش حاضر استفاده شده است:

الگوی ۱ $$r_{p,t+1} - r_f = \alpha + \beta_m(r_{m,t} - r_f) + \beta_{liq} liq_{p,t}$$

الگوی ۲ $$r_{p,t+1} - r_f = \alpha + \beta_m(r_{m,t} - r_f) + \beta_{liq} liq_{p,t} + \beta_{size} SMB$$

الگوی ۳ $$r_{p,t+1} - r_f = \alpha + \beta_m(r_{m,t} - r_f) + \beta_{liq} liq_{p,t} + \beta_{value} HML$$

الگوی ۴ $$r_{p,t+1} - r_f = \alpha + \beta_m(r_{m,t} - r_f) + \beta_{liq} liq_{p,t} + \beta_{mom} WML$$

الگوی ۵ $$r_{p,t+1} - r_f = \alpha + \beta_m(r_{m,t} - r_f) + \beta_{liq} liq_{p,t} + \beta_{size} SMB + \beta_{value} HML + \beta_{mom} WML$$

این پژوهش با استفاده از روش رگرسیون مبتنی بر داده‌های ترکیبی انجام می‌شود.

یافته‌های پژوهش

جدول شمارهٔ ۲ نمایی کلی از آمارهای توصیفی شرکت‌های مورد مطالعه را نشان می‌دهد. این آماره‌ها مربوط به سهام‌های ۸۲ شرکت طی دورهٔ فروردین ماه ۱۳۸۱ تا آذرماه ۱۳۹۰ است که دربردارندهٔ ۸۲ مقطع در ۱۱۷ دوره زمانی است.

به منظور توصیف دقیق‌تر متغیرهای پژوهش، آماره های توصیفی متغیرهای پژوهش به تفکیک هر سبد سرمایه گذاری محاسبه و در قالب جدول شماره ۳ نمایش داده شده است. نتایج تحلیل توصیفی سبدها نشان می‌دهد سبدهای سرمایه‌گذاری با قدرت نقدشوندگی پایین‌تر از میانگین نقدشوندگی کل ($\overline{liq_p} < 0.0015$)، دارای بازدهی بالاتر از میانگین بازده بازار (بازده غیرعادی مثبت) بوده و سبدهای سرمایه گذاری با قدرت نقدشوندگی بالاتر ($\overline{liq_p} > 0.0015$)، دارای بازدهی کمتر از میانگین بازده بازار (بازده غیرعادی منفی) هستند و این نتیجه در تمامی سبدهای سرمایه گذاری به جز سبدهای ۶ و ۷ مشهود است. این موضوع حاکی از صرف نقدشوندگی در نمونه مورد مطالعه است. نتایج تحلیل توصیفی عامل روند حرکت سهام نشان‌دهنده روند حرکت مثبت در هفت سبد و معکوس روند حرکت در سه سبد سرمایه گذاری است. همچنین نتایج آماره های توصیفی مربوط به عامل اندازه و ارزش تا حدی مبهم است و لذا نمی‌توان در مورد آن‌ها نظر داد.

جدول شماره ۲. آمار توصیفی داده های مورد مطالعه (۸۲ شرکت طی دوره ۱۳۹۰-۱۳۸۱)

متغیر	علامت اختصاری	میانگین	میانه	انحراف معیار	حداقل	حداکثر
بازده	R	۰/۰۱۷۳	۰/۰۰۲۶	۰/۱۲۱۷	-۰/۹۹۷۳	۴/۱۶۷۵
بازده بازار	R_M	۰/۰۱۶۷	۰/۰۰۵۸	۰/۰۵۵۵	-۰/۱۰۴۹	۰/۲۵۶۹
بازده بدون ریسک	R_f	۰/۰۱۴۹	۰/۰۱۴۱۵	۰/۰۰۱۴	۰/۰۱۳۲	۰/۰۱۷۹
شاخص نقدشوندگی	$Topsis$	۰/۰۰۱۵	۰/۰۰۰۵	۰/۰۰۶۷	۰/۰۰۰۰	۰/۱۸۴۷
اندازه (میلیون ریال)	$Size$	۱۳۸۹۲۷۶	۳۵۷۷۵۱	۳۱۹۴۵۵۶	۵۸۸۴	۳۶۳۴۸۰۰۰
نسبت ارزش دفتری به بازار	B/M	۰/۳۴۱۰	۰/۲۳۲۴	۰/۳۱۲۱	۰/۰۰۶۵	۲/۰۶۴۷
بازده غیرعادی تجمعی	CAR	۰/۰۰۱۱	۰/۰۱۱۸	۰/۱۱۳۶	-۰/۴۷۰۷	۰/۴۰۳۶
نسبت عدم نقدشوندگی	$Iliq$	۰/۰۰۷۱	۰/۰۰۰۹	۰/۱۰۳۲	۰/۰۰۰۰	۷/۶۹۶۸
نسبت گردش	To	۰/۰۰۱۴	۰/۰۰۰۳	۰/۰۰۶۷	۰/۰۰۰۰	۰/۲۴۱۷
نسبت گردش به تغییرپذیری	To/SD	۹/۲۵× ۱۰ $^{+۱۲}$	۰/۰۳۷۱	۲/۵۸×۱۰ $^{+۱۲}$	۱/۲۴×۱۰ $^{-۵}$	۱/۱۶×۱۰ $^{+۱۶}$
روزهای با بازده صفر	$Zero$	۰/۱۶۶۷	۰/۰۷۱۴	۰/۲۳۰۷	۱	۰
حجم معاملات	Tv	۱/۶۲×۱۰ $^{+۹}$	۱/۰۵×۱۰ $^{+۸}$	۷/۳۷×۱۰ $^{+۹}$	۱۰۹۶۷	۲/۴۹×۱۰ $^{+۱۱}$
احتمال انجام معامله	Tp	۰/۲۸۹۴	۰/۱۲۵	۰/۳۳۲۵	۰/۰۴۳۵	۱

جدول شمارهٔ ۳. آمار توصیفی متغیرهای پژوهش به تفکیک سبدهای سرمایه گذاری

متغیرهای پژوهش		عامل روند حرکت	عامل ارزش	عامل اندازه	نقدشوندگی سبد	بازده بازار	بازده سبد
علامت اختصاری		WML	HML	SMB	liq_p	R_M	R_p
سبد ۱	میانگین	۰/۰۰۸۸	۰/۰۰۰۳	−۰/۰۰۰۵	۰/۰۰۶۱	۰/۰۱۶۷	۰/۰۱۴۰
	میانه	۰/۰۰۳۱	۰/۰۰۶۶	−۰/۰۰۷۱	۰/۰۰۱۷	۰/۰۰۵۸	۰/۰۱۵۴
	انحراف معیار	۰/۰۸۴۶	۰/۰۹۰۸	۰/۰۶۷۳	۰/۰۲۰۰	۰/۰۵۵۷	۰/۰۳۵۲
سبد ۲	میانگین	−۰/۰۰۶۹	−۰/۰۰۱۳	−۰/۰۲۲۳	۰/۰۰۱۷	۰/۰۱۶۷	۰/۰۱۶۰
	میانه	۰/۰۰۰۶	−۰/۰۰۰۶	−۰/۰۰۸۰	۰/۰۰۰۷	۰/۰۰۵۸	۰/۰۰۸۵
	انحراف معیار	۰/۱۶۹۳	۰/۰۹۰۰	۰/۱۵۵۸	۰/۰۰۴۰	۰/۰۵۵۷	۰/۰۴۵۰
سبد ۳	میانگین	۰/۰۰۲۱	−۰/۰۰۱۵	−۰/۰۰۸۱	۰/۰۰۱۴	۰/۰۱۶۷	۰/۰۱۷۳
	میانه	۰/۰۰۶۲	−۰/۰۰۶۹	۰/۰۰۳۷	۰/۰۰۱۱	۰/۰۰۵۸	۰/۰۱۵۶
	انحراف معیار	۰/۱۱۴۴	۰/۰۹۷۵	۰/۱۱۱۱	۰/۰۰۱۷	۰/۰۵۵۷	۰/۰۵۲۳
سبد ۴	میانگین	۰/۰۰۲۱	۰/۰۰۲۷	۰/۰۰۲۲	۰/۰۰۰۷	۰/۰۱۶۷	۰/۰۱۸۷
	میانه	۰/۰۰۲۶	۰/۰۱۰۵	−۰/۰۰۲۸	۰/۰۰۰۳	۰/۰۰۵۸	۰/۰۱۴۱
	انحراف معیار	۰/۰۸۳۲	۰/۰۸۳۵	۰/۰۸۲۰	۰/۰۰۱۵	۰/۰۵۵۷	۰/۰۳۹۳
سبد ۵	میانگین	−۰/۰۰۹۳	−۰/۰۰۹۸	۰/۰۰۵۳	۰/۰۰۰۹	۰/۰۱۶۷	۰/۰۱۷۸
	میانه	−۰/۰۰۴۹	۰/۰۰۰۰	−۰/۰۰۲۵	۰/۰۰۰۵	۰/۰۰۵۸	۰/۰۱۴۱
	انحراف معیار	۰/۱۰۳۲	۰/۰۸۰۲	۰/۰۹۴۹	۰/۰۰۱۱	۰/۰۵۵۷	۰/۰۳۹۷
سبد ۶	میانگین	−۰/۰۱۱۸	۰/۰۰۴۳	۰/۰۰۶۶	۰/۰۰۰۷	۰/۰۱۶۷	۰/۰۱۶۱
	میانه	−۰/۰۰۹۵	−۰/۰۰۰۳	۰/۰۱۰۲	۰/۰۰۰۳	۰/۰۰۵۸	۰/۰۱۲۳
	انحراف معیار	۰/۰۷۶۹	۰/۰۸۳۹	۰/۰۸۶۲	۰/۰۰۱۳	۰/۰۵۵۷	۰/۰۳۲۱
سبد ۷	میانگین	۰/۰۰۶۴	۰/۰۱۲۷	۰/۰۰۱۴	۰/۰۰۰۴	۰/۰۱۶۷	۰/۰۱۳۸
	میانه	۰/۰۰۳۲	۰/۰۱۱۸	−۰/۰۰۱۸	۰/۰۰۰۲	۰/۰۰۵۸	۰/۰۱۲۴
	انحراف معیار	۰/۰۸۲۷	۰/۰۸۴۴	۰/۰۸۶۱	۰/۰۰۰۸	۰/۰۵۵۷	۰/۰۳۹۹
سبد ۸	میانگین	۰/۰۰۳۲	−۰/۰۰۱۷	−۰/۰۰۹۲	۰/۰۰۱۱	۰/۰۱۶۷	۰/۰۲۰۷
	میانه	۰/۰۰۳۶	۰/۰۰۱۶	−۰/۰۰۷۲	۰/۰۰۰۴	۰/۰۰۵۸	۰/۰۱۵۵
	انحراف معیار	۰/۰۹۰۷	۰/۰۷۵۸	۰/۰۴۰	۰/۰۰۱۹	۰/۰۵۵۷	۰/۰۴۰۵
سبد ۹	میانگین	۰/۰۰۳۹	−۰/۰۱۱۸	−۰/۰۰۰۶	۰/۰۰۱۵	۰/۰۱۶۷	۰/۰۱۹۵
	میانه	۰/۰۰۵۳	−۰/۰۰۵۲	−۰/۰۰۵۵	۰/۰۰۱۱	۰/۰۰۵۸	۰/۰۱۵۸
	انحراف معیار	۰/۱۰۳۴	۰/۰۸۳۱	۰/۱۰۰۰	۰/۰۰۱۶	۰/۰۵۵۷	۰/۰۴۳۷
سبد ۱۰	میانگین	۰/۰۰۱۶	−۰/۰۰۴۸	۰/۰۱۱۷	۰/۰۰۰۴	۰/۰۱۶۷	۰/۰۱۹۰
	میانه	۰/۰۰۲۹	۰/۰۰۲۵	۰/۰۰۶۲	۰/۰۰۰۲	۰/۰۰۵۸	۰/۰۲۱۶
	انحراف معیار	۰/۰۸۳۳	۰/۰۸۱۲	۰/۰۸۰۴	۰/۰۰۰۴	۰/۰۵۵۷	۰/۰۴۲۸

پیش از آزمون فرضیه‌های پژوهش و برآورد الگوهای رگرسیونی، لازم است مانایی تک تک متغیرها بررسی شود. بدین منظور از آزمون ایم- پسران- شین[۲۷] استفاده شد. نتایج آزمون ایم- پسران- شین نشان داد که تمامی متغیرهای پژوهش در سطح معناداری ۱٪ مانا هستند. به منظور آزمون فرضیه‌های پژوهش، ابتدا از آزمون F لیمر جهت انتخاب بین روش داده های تابلویی و تلفیقی استفاده شد. نتایج آزمون F لیمر نشان داد که مقدار احتمال آمارۀاین آزمون برای تمامی الگوهای پژوهش، بیش از ۰/۰۵ است و براین اساس، فرض H_0 مبنی بر استفاده از روش داده‌های تلفیقی رد نمی‌شود. بنابراین، از روش داده های تلفیقی برای برآورد الگوها استفاده شد. پس از انتخاب روش برآورد، به منظور بررسی ناهمسانی واریانس، آزمون براش- پاگان[۲۸] مورد استفاده قرار گرفت. نتایج این آزمون نشان داد که فرض H_0 مبنی بر همسانی واریانس برای کلیۀ الگوهای پژوهش رد شده و مشکل ناهمسانی واریانس وجود دارد. لذا، با توجه به مشکل ناهمسانی واریانس از روش حداقل مربعات تعمیم یافته به جای روش حداقل مربعات معمولی جهت برآورد الگو استفاده شد. خلاصه نتایج برآورد نهایی الگوهای پژوهش با استفاده از روش داده‌های تلفیقی با برآوردگر GLS در جدول شماره ۵ ارائه شده است.

جدول شمارۀ ۵. خلاصه نتایج نهایی تخمین الگوهای پژوهش

الگوی پژوهش	الگوی ۱	الگوی ۲	الگوی ۳	الگوی ۴	الگوی ۵
c	-۰/۰۰۶۸***	-۰/۰۰۶۸***	-۰/۰۰۶۸***	-۰/۰۰۷۱***	-۰/۰۰۷۳***
$r_{m,t} - r_f$	۰/۳۴۰۵***	۰/۳۲۹۲***	۰/۳۴۱۷***	۰/۳۳۴۹۵***	۰/۳۱۱۵***
$liq_{i,t}$	-۰/۴۰۵۸***	-۰/۴۰۲۰**	-۰/۴۱۰۹**	-۰/۴۰۲۸**	-۰/۴۰۱۹**
SMB	–	-۰/۰۲۷۵**	–	–	-۰/۰۵۴۴***
HML	–	–	-۰/۰۵۳۳***	–	-۰/۰۷۶۶***
WML	–	–	–	۰/۰۱۰۱	۰/۰۱۹۱*
آماره χ^2	۳۰۹/۹۴	۳۱۴/۲۹	۳۲۹/۳۷	۲۹۲/۲۲	۳۴۰/۲۰
معناداری آماره χ^2	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
ضریب تعیین	۰/۲۰۸۱	۰/۲۱۲۱	۰/۲۱۹۵	۰/۲۰۵۸	۰/۲۳۱۳
دوربین واتسون	۱/۷۳	۱/۷۴	۱/۷۳	۱/۷۳	۱/۷۲

***، ** و * به ترتیب در سطح ۱٪، ۵٪ و ۱۰٪ معنادار است.

با توجه به نتایج جدول شمارهٔ ۴، مقدار ضریب به دست آمده برای متغیر نقدشوندگی در تمامی الگوها، منفی و معنادار است که نشان‌دهندهٔ تأثیر معکوس نقدشوندگی بر مازاد بازده حتی پس از کنترل سبک‌های مختلف سرمایه گذاری است. همچنین، ضریب به دست آمده برای مازاد بازده در تمامی الگوها کاملاً معنادار است که از تاثیرات مثبت مازاد بازده بازار بر مازاد بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران حکایت دارد. در رابطه با عوامل سبک‌های سرمایه گذاری، عامل سبک اندازه و عامل سبک ارزش در الگوها از نظر آماری کاملاً معنادار هستند. اما یافته‌ها نشان می‌دهد که ضریب عامل روند حرکت سهام حتی در سطح اطمینان ۹۵٪ نیز از نظر آماری معنادار نبوده و تنها در الگوی پنجم در سطح اطمینان ۹۰٪ معنادار است. با توجه به احتمال به دست آمده برای آمارهٔ χ^2 در تمامی الگوها که برابر ۰/۰۰۰ می‌باشد، می‌توان نتیجه گرفت که تمامی الگوهای برازش شده معنادار هستند. همچنین، مقدار آمارهٔ دوربین- واتسون در تمامی الگوها در محدودهٔ مجاز قرار داشته و نشان‌دهندهٔ عدم وجود خودهمبستگی است.

بحث و نتیجه‌گیری

با توجه به نتایج به دست آمده، فرضیهٔ اول این پژوهش مبنی بر تاثیر شاخص چند بعدی نقدشوندگی بر مازاد بازده پذیرفته می‌شود. شواهد نشان می‌دهد با وجود اینکه عامل بازار و نقدشوندگی، هر دو، دارای سطح معناداری بالایی هستند، اما بتای نقدشوندگی بزرگتر از بتای بازار است که این از اهمیت بالای عامل نقدشوندگی در تبیین بازده حکایت دارد. در توجیه نتیجهٔ حاصل می‌توان گفت که نقدشوندگی، تصمیمات مربوط به سبد سرمایه‌گذاری در بورس اوراق بهادار تهران را تحت تاثیر قرار می‌دهد و سرمایه‌گذاران صرف ریسک و جبرانی را برای تحمل هزینه‌ها و ریسک‌های مربوط به عدم نقدشوندگی تقاضا می‌کند که این صرف، در بازده مورد انتظار منعکس شده و مازاد بازده سهام را تحت تاثیر قرار می‌دهد.

فرضیهٔ دوم این پژوهش نیز تایید می‌گردد و نشان می‌دهد که حتی پس از کنترل صرف ریسک مربوط به اندازهٔ شرکت، کماکان نقدشوندگی منبع مهمی از ریسک در قیمت‌گذاری محسوب شده و تصمیمات سرمایه گذاران را تحت تاثیر قرار می‌دهد. در توجیه تاثیرات عامل سبک اندازه که بیانگر میزان حساسیت بازده مورد انتظار به تفاوت عملکرد شرکت‌های کوچک و بزرگ است، می‌توان گفت که سرمایه گذاران در بورس اوراق بهادار تهران، به واسطه تفاوت‌های موجود بین شرکت‌های کوچک و بزرگ که ریشه در تعداد سهام و تنوع سهامداران، سهم بازار، صرفه جویی در مقیاس، و امکانات مدیریت سود دارد، به صورت آگاهانه یا ناآگاهانه، انتظارات متفاوتی از عملکرد آن‌ها داشته و از این نظر، سرمایه گذاری بر مبنای سبک اندازه در بورس اوراق بهادار تهران می‌تواند راه گشا و اثربخش در تصمیمات سرمایه گذاری باشد.

فرضیهٔ سوم این پژوهش نیزپذیرفته می‌شود و از این موضوع حکایت دارد که حتی پس از کنترل صرف ریسک مربوط به ارزش، همچنان نقدشوندگی منبع مهمی از ریسک قیمتی محسوب شده و تصمیمات سرمایه گذاران را تحت تاثیر قرار می‌دهد. در توجیه تاثیرات عامل سبک ارزش که بیانگر میزان حساسیت بازده مورد انتظار به تفاوت عملکرد سهام‌های ارزشی و رشدی است، می‌توان گفت که تفاوت‌های موجود بین سهام‌های ارزشی و رشدی که ناشی از تفاوت در چشم‌انداز مورد انتظار سهام است، منجر به تفاوت عملکرد این دو دسته سهام در بورس اوراق بهادار تهران شده و از این نظر، مازاد بازده مورد انتظار را تحت تاثیر قرار می‌دهد؛ لذا سبک سرمایه گذاری ارزش می‌تواند به عنوان یک استراتژی مهم سرمایه گذاری در بورس اوراق بهادار تهران مورد توجه سرمایه گذاران قرار گیرد.

یافته‌ها همچنین، حاکی از تأیید فرضیه چهارم این پژوهش است. این موضوع نشان می‌دهد که نقدشوندگی حتی پس از کنترل سبک روند حرکت سهام و اثرات بازده تاریخی، همچنان به عنوان منبع ریسک قیمت گذاری قلمداد شده و مازاد بازده سهام را تحت تاثیر قرار می‌دهد. همچنین، نتایج آزمون این فرضیه نشان داد که عامل روند حرکت

سهام تأثیر معناداری بر مازاد بازده ندارد. در توجیه عدم کارآیی سبک روند حرکت سهام، ماهیت ترکیبی داده‌های پژوهش است. کنراد و کاول (۱۹۹۸) استدلال می‌کنند که اثرات سبک روند حرکت سهام تنها به واسطهٔ تفاوت‌های مقطعی بازده مورد انتظار است و با استفاده از سری‌های زمانی، این اثرات از بین می‌رود. از سوی دیگر، عدم معناداری اثر روند حرکت سهام می‌تواند به واسطهٔ وجود عامل نقدشوندگی باشد، زیرا پاستور و استنبا (۲۰۰۳) و کوراجکازیک و سادکا (۲۰۰۳) استدلال کردند که عامل نقدشوندگی اثرات عامل روند حرکت سهام را کاهش می‌دهد و نقدشوندگی قابلیت تشریح اثرات مقطعی بازده تاریخی را دارا است.

نتایج آزمون فرضیهٔ پنجم پژوهش نیز نشان می‌دهد که نقدشوندگی حتی پس از کنترل همزمان سبک‌های اندازه، ارزش و روند حرکت سهام، به طور معناداری بر مازاد بازده سهام موثر است. نتایج بررسی همزمان متغیرها، نتایج آزمون مجزای آن‌ها را تایید می‌کند و از این موضوع حکایت دارد که عامل بازار، نقدشوندگی، عامل سبک اندازه و عامل سبک ارزش، مازاد بازده سهام را در بورس اوراق بهادار تهران تحت تاثیر قرار می‌دهد، اما اثرات مربوط به عامل روند حرکت از نظر آماری معنادار نمی‌باشد. در مجموع، با توجه به بررسی مجزا و همزمان عوامل تبیین‌کنندهٔ مازاد بازده، می‌توان دریافت که الگوی چهار عاملی، متشکل از عوامل بتا بازار، نقدشوندگی، اندازه و ارزش، بهترین الگو جهت تبیین مازاد بازده سهام در بورس اوراق تهران محسوب می‌شود و سرمایه گذاران در این بازار با در نظر گرفتن این چهار عامل قادر خواهند بود تغییرات بازده را تا حدودی پیش بینی نمایند.

یافته‌های پژوهش حاضر با نتایج مطالعات نریان و ژنگ (۲۰۱۰) و لام و تام (۲۰۱۱) هم‌خوانی دارد. از سوی دیگر، بلی و سعد (۲۰۱۲) با بررسی عوامل موثر بر بازده سهام نشان دادند که هیچ‌یک از دو عامل نقدشوندگی و روند حرکت سهام، رابطهٔ معناداری با بازده نداشته و ریسک قیمت‌گذاری محسوب نمی‌شوند که از این نظر، نتایج آزمون فرضیهٔ آخر این پژوهش با نتایج پژوهش آن‌ها ناسازگار است.

محدودیت‌های پژوهش

همواره گام نهادن در راه رسیدن به هدف، با محدودیت‌هایی همراه است؛ پژوهش نیز به عنوان فرآیندی در جهت نیل به هدف حل مسئلهٔ پژوهش، از این امر مستثنی نیست. در این راستا محدودیت‌های پژوهش حاضر به شرح زیر قابل ذکر است:

۱) با توجه به محدود بودن جامعهٔ آماری و این موضوع که شرکت‌های سرمایه‌گذاری به علت ماهیت خاص فعالیت آن‌ها از جامعهٔ آماری کنار گذاشته شده‌اند، لذا، تسری نتایج این پژوهش به سایر شرکت‌ها باید با احتیاط انجام گیرد.

۲) پژوهش حاضر تنها دو جزء بازده قیمتی و بازده نقدی را به عنوان اجزای تشکیل دهندهٔ بازده در نظر گرفته و نقش عوامل دیگر نظیر سهام جایزه، و تغییر سرمایه را در محاسبهٔ بازده نادیده گرفته است.

پیشنهادهای مبتنی بر نتایج پژوهش

۱) با توجه به اینکه نقدشوندگی عامل مهمی در قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای محسوب می‌شود و تاثیر آن بر مازاد بازده بیش از تأثیرات عوامل بازار، اندازه و ارزش است، پیشنهاد می‌شود که سرمایه گذران، نقدشوندگی را در تصمیمات سرمایه گذاری خود به عنوان یک متغیر مهم در تبیین بازده سهام مد نظر داشته باشند.

۲) پیشنهاد می‌شود که سازمان بورس اوراق بهادار تهران، تسهیلاتی را جهت کاهش هزینه‌های معاملاتی و افزایش قدرت نقدشوندگی فراهم آورد. همچنین، شاخص‌هایی را برای تعیین قدرت نقدشوندگی اوراق بهادار، اندازه شرکت و نیز سطح ارزشی بودن آن‌ها ایجاد نماید.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

یادداشت‌ها

1. Capital Asset Pricing Model
2. Hearn
3. Liu
4. Laihomaki
5. Lesmond
6. Aitken and Winn

7. Marshal
8. Narayan and Zheng
9. Frictionless Capital Market
10. Assumption of Homogeneity of Expectations
11. Lam and Tam
12. Jun
13. Amihud and Mendelson
14. Fama and French
15. Chen and Kan
16. Chan and Faff
17. Chen
18. Principal Component Analysis
19. Weighted Order Value
20. Blue Chip
21. Lischewski and Voronkova
22. Bely and Saad
23. Kaniel
24. Shieh
25. Cumulative Abnormal Return
26. Im, Pesaran and Shin
27. Breusch-Pagantest for Heteroskedasticity

منابع و مآخذ

- رهنمای رودپشتی، فریدون و امیرحسینی، زهرا (۱۳۸۹). تبیین قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای: مقایسه تطبیقی الگوها، *بررسی‌های حسابداری و حسابرسی*، ۱۷ (۶۲): ۴۹-۶۸.
- سیرانی، محمد؛ حجازی، رضوان و کشاورز، مایحه (۱۳۹۰). مطالعه تاثیر ریسک نقدشوندگی بر بازده‌های مقطعی در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، *پژوهش‌های حسابداری مالی*، ۳ (۱): ۱۱۳-۱۲۴.
- صادقی‌شریف، سیدجلال؛ تالانه، عبدالرضا و عسگری راد، حسین (۱۳۹۲). اثر عامل مومنتوم بر توان توضیحی الگوی سه عاملی فاماو فرنچ: شواهدی از بورس اوراق بهادار تهران، *دانش حسابداری*، ۴ (۱۲): ۵۹-۸۸.
- یحیی زاده‌فر، محمود و خرمدین، جواد (۱۳۸۷). نقش عوامل نقدشوندگی و ریسک عدم نقدشوندگی بر مازاد بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران، بررسی‌های حسابداری و حسابرسی، ۱۶ (۵۳): ۱۰۱-۱۱۸.
- یحیی زاده فر، محمود. شمس، شهاب‌الدین و لاریمی، سید جعفر (۱۳۸۹). بررسی رابطه نقدشوندگی با بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران، *تحقیقات مالی*، ۱۳ (۲۹): ۱۱۱-۱۲۸.
- Aitken, M.J., and Winn, R. (1997). What is this thing called liquidity? *Working Paper*. Securities Industry Research Centre of Asia-Pacific Sydney, Australia.
- Amihud, Y. (2002). Illiquidity and stock returns: cross-section and time-series effects, *Journal of Financial Markets*, 5 (1): 31-56.
- Amihud, Y., and Mendelson, H. (1986). Asset pricing and bid-ask spread, *Journal of Financial Economics*, 17 (2): 223-249.

- Bely, J. and Saad, S. (2012). Idiosyncratic risk and expected returns in frontier markets: Evidence from GCC, *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 22 (3): 538-554.

- Chan, H.W., and Faff, R.W. (2003). An investigation in to the role of liquidity in asset pricing: Australian evidence, *Pacific-Basin Finance Journal*, 11 (5): 555-572.

- Chan, J.S., Hong, D., and Subrahmanyam, M.G. (2008). A tale of two prices: Liquidity and asset prices in multiple markets, *Journal of Banking and Finance*, 32 (6): 947-960.

- Chen, J. (2005). Pervasive liquidity risk and asset pricing, *Job Market Paper*, Nov. 15.

- Dalgaard, R. (2009). Liquidity and stock returns: Evidence from Denmark, *MSc Thesis*, Copenhagen Business School

- Eun, C.S. and Haung, W. (2007). Asset pricing in China's domestic stock markets: is there a logic, *Pacific-Basin Finance Journal*, 15 (5): 452-480.

- Hearn, B. (2010). Time varying size and liquidity effects in South Asian equity markets: A study of blue-chip industry stocks, *International Review of Financial Analysis*, 19 (4): 242–257.

- Hearn, B., Piesse, J., and Strange, R. (2010). Market liquidity and stock size premia in emerging financial markets: The implications for foreign investment, *International Business Review*, 19 (5): 489–501.

- Jun, S.G., Marathe, A. and Shawky, H.A. (2003). Liquidity and stock returns in emerging equity markets, *Emerging Markets Review*, 4 (1): 1-24.

- Kaniel, R., Ozoguz, A., and Starks, L. (2012). The high volume return premium: Cross-country evidence, *Journal of Financial Economics*, 103 (2): 255-279.

- Laihomaki, M. (2010). Family firms, share liquidity and the effect on firm value, *Master's Thesis*, Aalto University School of Economics.

- Lam, S.K. and Tam, L.H. (2011). Liquidity and asset pricing: Evidence from the Hong Kong stock market, *Journal of Banking and Finance*, 35 (9): 2217–2230.

- Lischewski, J. and VoronKova, S. (2012). Size, value and liquidity, Do they liquidity really matter on an emerging stock market, *Emerging Markets Review*, 13 (1):8-25.

- Liu, W. (2006). A liquidity augmented capital asset pricing model, *Journal of Financial Economics*, 82 (3): 631-71.

- Marshal, B.R. (2006). Liquidity and stock returns: Evidence from a pure order-driven market using a new liquidity proxy, International Review of Financial Analysis, 15 (1): 21–38.

- Narayan, P.K., and Zheng, X. (2010). Market liquidity risk factor and financial market anomalies: Evidence from the Chinese stock market, *Pacific-Basin Finance Journal*, 18 (5): 509–520.

- Narayan, P.K., and Zheng, X. (2011). The relationship between liquidity and returns on the Chinese stock market, *Journal of Asian Economics*, 22 (3): 259–266.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی