

## تغییرات مقطعی بازده: نقدشوندگی و اثر ریسک غیرسیستماتیک

دکتر مریم دولو\*

دکتر حمیدرضا فرتوک زاده\*\*

### چکیده

هدف پژوهش حاضر، بررسی اثر نقدشوندگی بر قیمت‌گذاری ریسک غیر سیستماتیک در پاسخ به چرایی ظهور معمای نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک و آزمون نقدشوندگی به عنوان خاستگاه رابطه ریسک مذکور و بازده مقطعی سهام است. به منظور آزمون اثر مذکور توأمان از رویکردهای تحلیل پرتفوی و الگوی فاما-مک‌بث (۱۹۷۳) استفاده می‌گردد. لذا، نمونه‌ای مشتمل بر شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران انتخاب شده و طی دوره زمانی ۱۳۷۸ تا ۱۳۸۹ مورد بررسی قرار گرفت. نتایج حاصل از پژوهش حاضر ضمن تأیید معمای نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک نشان می‌دهد توان توضیحی ریسک غیرسیستماتیک به منظور تبیین تغییرات مقطعی بازده سهام متأثر از عامل نقدشوندگی تقویت می‌گردد. با این حال، تأثیر ریسک غیرسیستماتیک بر بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران مغلوب اثر نقدشوندگی نبوده و شواهدی دال بر انتساب منشأ قیمت‌گذاری ریسک غیرسیستماتیک به نقدشوندگی یافت نگردید. یافته اخیر حساسیت چندانی نسبت به نحوه اندازه‌گیری ریسک غیرسیستماتیک، مسأله معاملات اندک (اعمال

\* استادیار مالی، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران.

\*\* دانشیار مدیریت سیستم، دانشگاه صنعتی مالک اشتر، تهران، ایران.

نویسنده مسئول مقاله: مریم دولو (Email: m\_davallou@sbu.ac.ir)

تاریخ پذیرش: ۹۵/۷/۵

تاریخ دریافت: ۹۳/۹/۸

محدودیت‌های حداقل روز معاملاتی) و الگوی وزنی محاسبه بازده پرتفوی نداشته و کماکان برقرار است.

**واژه‌های کلیدی:** قیمت‌گذاری دارایی، نقدشوندگی، اثر ریسک غیرسیستماتیک.

#### مقدمه

مطالعات مقطعی بازده سهام از زمان فاما و فرنچ (۱۹۹۲) تکامل بسیاری یافته است. شاید در چارچوب الگوی یادشده، نقدشوندگی و تداوم، مهمترین متغیرهای مفقودی باشند که بر بازده مقطعی سهام مؤثر است. آمیهود و مندلسون<sup>۱</sup> (۱۹۸۶) از نخستین پژوهش‌گرانی بودند که به نقش هزینه‌های معاملات در قیمت‌گذاری دارایی اشاره کردند. آنها نقدشوندگی را بر حسب شکاف قیمت پیشنهادی خرید و فروش اندازه‌گیری نموده و دریافتند سهام دارای شکاف بیشتر، از بازده مورد انتظار بالاتری برخوردار است. نقش نقدشوندگی در قیمت‌گذاری دارایی در مطالعاتی مانند (برنان و سابرامانیا، ۱۹۹۶)؛ (دیتار<sup>۲</sup> و همکاران، ۱۹۹۸)؛ (کوردیا<sup>۳</sup> و همکاران، ۲۰۰۱) و (پاستور<sup>۴</sup> و استمباگ<sup>۵</sup>، ۲۰۰۳) نیز به تأیید رسیده است (فو<sup>۶</sup>، ۲۰۰۹).

**کوردیا و همکاران (۲۰۰۱)** شواهدی دال بر همبستگی منفی و معنادار بازده مورد انتظار و نوسان‌پذیری نقدشوندگی ارائه نمودند. نتیجه حاصل، از آن حیث معماگونه است که اگر نقدشوندگی دارایی قیمت‌گذاری شود، سرمایه‌گذاران ریسک‌گریز بابت نگهداری سهامی که نوسان‌پذیری نقدشوندگی بالایی داشته باشد، صرف ریسک بالاتری مطالبه می‌نمایند. یافته اخیر توسط (ایسلی<sup>۷</sup> و همکاران، ۲۰۰۲)؛ (کولته، ۲۰۰۴)؛ و (فو، ۲۰۰۸)؛ نیز به تأیید رسید. اگرچه متوسط نقدشوندگی حائز اهمیت است، لیکن سرمایه‌گذاران با عدم اطمینان نقدشوندگی نیز مواجه هستند. از آنجا که میزان نقدشوندگی در طی زمان تغییر می‌کند، منجر به ایجاد تغییراتی در مرز فرصت‌های سرمایه‌گذاری می‌گردد که به نوبه خود، بازده دارایی‌ها را متأثر می‌سازد. مطابق ادبیات موجود، نقدشوندگی در الگوهای سنتی قیمت‌گذاری دارایی لحاظ نمی‌گردد. از این‌رو، طبیعی است استدلال شود که اثر نوسان‌پذیری نقدشوندگی در پسماند الگوهای مذکور مستتر است. از آنجا که ریسک

غیرسیستماتیک (IV)<sup>۸</sup> نیز عمدتاً بر اساس نوسان‌پذیری پسماند همین الگوها اندازه‌گیری می‌شود، لذا می‌توان ادعا کرد نوسان‌پذیری نقدشوندگی و ریسک غیرسیستماتیک همبسته است (چن<sup>۹</sup>، ۲۰۰۸).

در بسیاری از پژوهش‌های تجربی نظیر لام و تام<sup>۱۰</sup> (۲۰۱۱)، لیانگ و وی<sup>۱۱</sup> (۲۰۱۲)، کیم و لی<sup>۱۲</sup> (۲۰۱۴) و یحیی‌زاده‌فر و خرم‌دین (۱۳۸۷) توان نقدشوندگی در توضیح تغییرات مقطعی بازده سهام به تأیید رسیده است. حال آن‌که در الگوهای کلاسیک قیمت‌گذاری دارایی، تغییرات بازده ناشی از نقدشوندگی، ملحوظ نمی‌گردد. بنابراین، می‌توان استدلال کرد که توان توضیحی IV به منظور تبیین تغییرات بازده مقطعی سهام (اثر IV)، در سایه نادیده انگاشتن اثر نقدشوندگی، خودنمایی می‌کند. بر این اساس، می‌توان انتظار داشت رابطه مثبت ریسک غیرسیستماتیک و بازده، ناشی از این واقعیت است که شرکت‌های دارای IV بالاتر، از نقدشوندگی کمتری برخوردار هستند. لذا، بازده بالاتر شرکت‌های دارای IV بالاتر عمدتاً ناشی از صرف ریسک مثبت بابت عدم نقدشوندگی بالاتر است. لذا، سؤال اصلی این است که: «آیا دلیل قیمت‌گذاری IV ناشی از تأثیر نقدشوندگی است؟» به بیان ساده‌تر، «آیا نقدشوندگی بر رابطه ریسک غیرسیستماتیک و بازده سهام مؤثر است؟»

از این‌رو، پژوهش حاضر به منظور واکاوی منشأ قیمت‌گذاری ریسک غیرسیستماتیک، تأثیر نقدشوندگی بر رابطه ریسک مذکور و بازده مقطعی سهام را در بورس اوراق بهادار تهران مورد بررسی قرار می‌دهد.

### ادبیات پژوهش

به رغم تصریح عدم قیمت‌گذاری ریسک غیرسیستماتیک در مالی کلاسیک، طبق نظریاتی همچون لوی (۱۹۷۸) و مرتون (۱۹۸۷)، سرمایه‌گذاران بابت تحمل ریسک غیرسیستماتیک که به دلیل وجود موانع بازار قادر به حذف آن از طریق تنوع‌بخشی نباشند، صرف ریسک مثبتی مطالبه می‌نمایند. شواهد تجربی به دست آمده در این حوزه، متناقض بوده و گاه مبانی نظری مربوطه را نیز به چالش می‌کشند. با وجود آن‌که شواهد تجربی

مانند زو و مالکیل (۲۰۰۱)؛ اشپیگل<sup>۱۳</sup> و وانگ<sup>۱۴</sup> (۲۰۰۵)؛ چوآ<sup>۱۵</sup> و همکاران (۲۰۰۶)؛ الینگ<sup>۱۶</sup> (۲۰۰۶)؛ درو و همکاران (۲۰۰۷)؛ فو (۲۰۰۹)؛ بروکمن و همکاران (۲۰۰۹)؛ بر وجود رابطه مثبت معنادار IV و بازده مورد انتظار تأکید نمودند، آنگ و همکاران (۲۰۰۶) و (۲۰۰۹) بر رابطه منفی نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک تحقق‌یافته و بازده موزون بر حسب ارزش، صحنه نهاده و نشان دادند سهامی که از ریسک غیرسیستماتیک پایینی برخوردار است، از متوسط بازده بالایی برخوردار است. برخی محققان مانند وان (۲۰۰۸)؛ و گیو و ساویکاس (۲۰۱۰)؛ نیز رابطه معکوس IV و بازده را تأیید می‌نمایند. تفاوت آراء پژوهش‌گران و عدم اجماع محافل علمی، دلیل مناسبی بود تا قیمت‌گذاری ریسک غیرسیستماتیک در بورس اوراق بهادار تهران به بوته آزمون نهاده شود.

استفانووسکی<sup>۱۷</sup> و راسین<sup>۱۸</sup> (۲۰۱۳) رابطه نقدشوندگی و ریسک غیرسیستماتیک را در نمونه‌ای مشتمل بر ۱۲۰ سهام اروپایی طی ۱۵ سال مورد بررسی قرار دادند. آنها ریسک غیرسیستماتیک را بر اساس پسماند الگوی سه‌عاملی فاما-فرنچ و EGARCH(1,1) و نقدشوندگی را بر مبنای گردش سهام، آمیهود و آمیوست اندازه‌گیری نمودند. نتایج حاصل از این پژوهش رابطه نقدشوندگی و ریسک غیرسیستماتیک را تأیید می‌کند. اما رابطه اخیر به شدت متأثر از معیار نقدشوندگی است، به نحوی که در صورت استفاده از گردش سهام و معیار آمیهود، رابطه متغیرهای یاد شده، مستقیم و در صورت استفاده از معیار آمیوست، معکوس است (استفانووسکی و راسین، ۲۰۱۳).

یانگ<sup>۱۹</sup> و همکاران (۲۰۱۵) معیاری به نام نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک غیرعادی (AIV<sup>۲۰</sup>) برای ریسک اطلاعات معرفی کردند که مبتنی بر قیمت می‌باشد. این معیار عدم تقارن اطلاعاتی مبتلا به سرمایه‌گذاران نامطلع را ملحوظ می‌نماید. نتایج حاصل از بررسی رابطه AIV با ویژگی‌های شرکتی حاکی از آن است که رابطه این معیار با عدم نقدشوندگی، معکوس و از نظر آماری معنادار است. بدین مفهوم که سهام‌دارای AIV بالاتر حائز ارزش بازار بالاتری است، از ریسک غیرسیستماتیک بالاتری برخوردار است و دارای نقدشوندگی نیز بالاتری می‌باشد. معامله‌گران مطلع از سهامی که ریسک آریترائز

بالا تری دارد (که با نوسان پذیری غیرسیستماتیک تقریب زده می شود)، اجتناب نموده و تمایلی به سرمایه گذاری در سهام با هزینه های معاملاتی بالا ندارند (یانگ و همکاران، ۲۰۱۵).

**برادرینیا<sup>۲۱</sup> و همکاران (۲۰۱۵)** نقدشوندگی را به عنوان توضیح همبستگی مثبت نوسان پذیری غیرسیستماتیک (IV) مورد انتظار و بازده مورد انتظار سهام مورد آزمون قرار دادند. هزینه های نقدشوندگی از طریق شکاف قیمت پیشنهادی خرید و فروش و سایر اختلال های ناشی از ریزساختار، بازده سهام را متأثر می سازد که به نوبه خود تخمین IV را تحت تأثیر قرار می دهد. آنها با استفاده از روش جدیدی به حذف اثرات ریزساختار از بازده های مبتنی بر قیمت های پایانی پرداخته و سپس IV را برآورد نمودند. آنها ضمن تأیید صرف ریسک بابت IV در پرتفوی های مبتنی بر ارزش، نشان دادند مقدار این صرف ارزش پس از اصلاح بازده ها بابت تورش ریزساختار، تقلیل می یابد. شواهد حاصل از این پژوهش دال بر آن است که پس از اصلاح بازده از حیث اثرات ریزساختار می توان ادعا کرد صرف IV ناشی از عامل نقدشوندگی است. نتایج حاصل از آزمون های قیمت گذاری پرتفوی های با ارزش مساوی نشانگر آن است که قبل و بعد از کنترل هزینه های نقدشوندگی، IV قادر به پیش بینی بازده نیست. یافته های مذکور پس از کنترل عوامل شناخته شده ریسک و نیز برای پرتفوی های حاصل از طبقه بندی های دوگانه مبتنی بر IV و نقدشوندگی برقرار است (برادرینیا و همکاران، ۲۰۱۵).

متوسط نوسان پذیری غیرسیستماتیک شرکت های کوچک، قادر است بازده آتی سهام را پیش بینی نماید. نوسان پذیری غیرسیستماتیک شرکت های کوچک می تواند بازده آتی سهام شرکت های کوچک و بزرگ را پیش بینی نماید. **براون و فری را (۲۰۱۶)** به منظور دستیابی به دلیل اقتصادی این پدیده، به آزمون صرف نقدشوندگی و برخی توضیحات دیگر پرداختند. آنها ضمن مردود دانستن اثر صرف نقدشوندگی، فرضیه ریسک کارآفرینی<sup>۲۲</sup> را تأیید کردند که طبق آن ریسک غیرسیستماتیک شرکت های کوچک شاخص ریسکی است که مالکان خصوصی کسب و کار با آن مواجه هستند.

بازده مورد انتظار، تابع افزایشی ریسک کارآفرینی است، به همین دلیل بازده‌ها با استفاده از این ریسک قابل پیش‌بینی است که به نوبه خود نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک شرکت کوچک را نیز ملحوظ می‌دارد (براون و فری‌پرا، ۲۰۱۶).

با عنایت به گستره تضاد یافته‌های تجربی در خصوص قیمت‌گذاری ریسک غیرسیستماتیک، بسیاری از محققان کوشیدند تا جهت برون‌رفت از چالش مذکور، به ارائه دلایل بروز نتایج متفاوت و یا بعضاً به توضیح چرایی قیمت‌گذاری ریسک غیرسیستماتیک در بازارهای مورد بررسی پردازند. برخی محققان عقیده دارند ظهور رابطه ریسک غیرسیستماتیک و بازده سهام ناشی از نادیده انگاشتن تأثیر نقدشوندگی است.

مطالعات اخیر پیرامون عوامل مؤثر بر بازده مورد انتظار دارایی از دو روایت فکری مستقل نشأت می‌گیرد. روایت نخست، ریشه در ادبیات قیمت‌گذاری دارایی داشته و در پی پاسخ به این پرسش است که ریسک غیرسیستماتیک چه نقشی در بازده مورد انتظار دارایی ایفا می‌کند. روایت دوم، از ادبیات ریزساختار بازار برخاسته و بر رابطه نقدشوندگی و بازده مورد انتظار متمرکز است. برخی مبانی نظری دال بر وجود رابطه حوزه‌های یادشده است. به عنوان مثال، طبق الگوهای راهبردی کنترل موجودی هو<sup>۳۳</sup> و استول<sup>۳۴</sup> (۱۹۸۰)، یا الگوهای رقابتی نظیر اشپیگل و سابرامانیا<sup>۳۵</sup> (۱۹۹۵)، پیش‌بینی می‌شود رابطه نقدشوندگی و ریسک غیرسیستماتیک معکوس باشد (اشپیگل و وانگ، ۲۰۰۵).

چن (۲۰۰۸) در بررسی ارتباط معمای ریسک غیرسیستماتیک و نوسان‌پذیری نقدشوندگی، شواهدی دال بر غلبه نقش ریسک غیرسیستماتیک در تعیین قیمت دارایی‌ها نسبت به نوسان‌پذیری نقدشوندگی ارائه می‌کند. به این مفهوم که اثر نوسان‌پذیری نقدشوندگی پس از کنترل ریسک غیرسیستماتیک از بین می‌رود در حالی که ریسک غیرسیستماتیک کماکان همبستگی منفی خود را با بازده مقطعی سهام حفظ می‌کند. به عبارت دیگر، اگرچه بازده غیرعادی ناشی از خرید سهام دارای ریسک غیرسیستماتیک بالا و فروش سهام با ریسک غیرسیستماتیک پایین، پس از کنترل نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک کاهش می‌یابد، اما همچنان منفی و به لحاظ آماری معنادار است (چن،

۲۰۰۸). گویال و سانتا کلارا (۲۰۰۳) شواهدی ارائه کردند که نشان می‌دهد گردش سهام به تنهایی قادر به پیش‌بینی بازده بازار نیست. هنگامی که گردش سهام و متوسط واریانس به طور همزمان در رگرسیون لحاظ گردد، ضریب واریانس، تقریباً بدون تغییر و معنادار باقی می‌ماند در حالی که ضریب گردش سهام، نزدیک به صفر است. بر این اساس، می‌توان استدلال نمود رابطه متوسط واریانس سهام و بازده بازار به واسطه اثر نقدشوندگی نیست (گویال و سانتا کلارا، ۲۰۰۳). با این حال، بالی و همکاران (۲۰۰۵) ادعا می‌کنند بخشی از رابطه مثبت IV و بازده سهام در تحقیق گویال و سانتا کلارا (۲۰۰۳) ناشی از آن است که IV شاخص نقدشوندگی است (آنجلیدیس و تساروماتیس، ۲۰۰۸).

بوکوئیست<sup>۲۶</sup> عقیده دارد، رابطه کوهانی شکل IV و بازده مقطعی آتی سهام ناشی از وجود شرکت‌های غیرنقدشونده بوده و چنانچه فقط شرکت‌های نقدشونده، مورد بررسی قرار گیرد رابطه مذکور، یکنواخت خواهد بود. همچنین، وی تأثیر بازده‌های حدی<sup>۳۷</sup> بر رابطه IV و بازده را بررسی کرده و دریافته بخشی از شواهد تجربی پیشینه مربوطه، ناشی از وجود بازده‌های حدی بوده و حذف آنها اثری شبیه غربال قیمت، ارزش بازار و نقدشوندگی بالی و کاکسی (۲۰۰۸) دارد (بوکوئیست، ۲۰۱۰).

### جامعه، نمونه و داده‌های پژوهش

جامعه آماری پژوهش شامل کلیه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران و دوره زمانی مورد مطالعه، سال‌های ۱۳۷۸ تا ۱۳۸۹ است. نمونه تحقیق، مشتمل بر کلیه شرکت‌های جامعه به استثنای سهام شرکت‌های زیر می‌باشد (حذف سیستماتیک):

۱. بانک‌ها، شرکت‌های لیزینگ، سرمایه‌گذاری و هلدینگ به دلیل داشتن ساختار دارایی و سرمایه متفاوت و پرهیز از احتساب مضاعف.
۲. شرکت‌هایی که ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام آنها در سال  $t-1$  منفی باشد.
۳. شرکت‌هایی که داده‌های آنها در دسترس نباشد.

داده‌های مورد استفاده این پژوهش از طریق پایگاه‌های اطلاعاتی موجود، سازمان بورس و اوراق بهادار، شرکت بورس اوراق بهادار و شرکت خدمات فن آوری بورس

تهران گردآوری شده است. لازم به ذکر است بخش قابل توجهی از داده‌های مورد نیاز، به صورت آماده قابل دسترسی نبوده و با گردآوری نهاده‌های اولیه از منابع فوق‌الذکر نسبت به ایجاد آنها اقدام گردیده است.

### روش‌شناسی پژوهش

فرضیه مورد بررسی در این پژوهش بدین شرح است: «نقدشوندگی بر رابطه ریسک غیرسیستماتیک و بازده سهام مؤثر است». به منظور آزمون تأثیر نقدشوندگی بر اثر ریسک غیرسیستماتیک، نخست تمامی سهام نمونه در هر یک از فواصل زمانی سه‌ماهه تشکیل پرتفوی منتهی به تیر، مهر، دی و فروردین بر حسب معیار عدم نقدشوندگی آمیهود به ۳ پرتفوی مساوی تخصیص می‌یابد. سپس، سهام موجود در هر یک از ۳ پرتفوی اخیر که در مرحله قبل تشکیل گردیده است، بر حسب IV به ۳ پرتفوی مساوی دیگر تقسیم می‌گردد. بدین نحو، ۹ پرتفوی مبتنی بر نقدشوندگی و IV تشکیل می‌گردد. آزمون قیمت‌گذاری IV بر اساس محاسبه مابه‌التفاوت بازده پرتفوی‌های دارای کمینه و بیشینه IV (پرتفوی با سرمایه‌گذاری صفر) در هر یک از زیرمجموعه‌های نقدشوندگی انجام می‌شود. آزمون نهایی قیمت‌گذاری ریسک غیرسیستماتیک باید از طریق بررسی بازده پرتفوی با سرمایه‌گذاری صفری صورت گیرد برای اینکه نقدشوندگی از پراکندگی نسبی برخوردار باشد. لذا، متوسط بازده پرتفوی‌های تشکیل شده بر اساس IV، در عرض پرتفوی‌های تشکیل شده بر حسب نقدشوندگی محاسبه می‌گردد تا نهایتاً پرتفوی‌هایی تشکیل شود تا ضمن پراکندگی نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک، همه ابعاد نقدشوندگی را نیز در برگیرد.

طبق برخی شواهد تجربی، به نظر می‌رسد اثرات مقطعی و سری زمانی IV نسبت به الگوهای وزنی، حساس است. **گیو و ساویکاس (۲۰۱۰)** شواهدی ارائه می‌نمایند که نشان می‌دهد میانگین با وزن مساوی IV حتی در صورت منظور نمودن واریانس بازار، نقشی در پیش‌بینی بازده بازار ایفا نمی‌کند. به تعبیر **بالی و کاکسی (۲۰۰۸)** و **گیو و ساویکاس (۲۰۱۰)**، در صورت استفاده از الگوی وزنی مساوی، اثر مقطعی IV تقلیل می‌یابد. از



این رو، به منظور تحلیل حساسیت یافته‌ها نسبت به الگوی وزنی بازده پرتفوی، از سه الگوی وزنی متفاوت برای محاسبه بازده پرتفوی‌های تشکیل شده بر اساس IV، استفاده می‌گردد:

۱. میانگین با وزن مساوی (گیو و ساویکاس ۲۰۱۰).
۲. میانگین موزون بر حسب ارزش بازار (بویو و همکاران ۰۱۰؛ وان ۲۰۰۸).
۳. میانگین موزون بر حسب معکوس نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک (بالی و کاکسی، ۲۰۰۸).

انتظار می‌رود سهامی که از ریسک غیرسیستماتیک بالایی برخوردار است، معمولاً کوچک و ارزان‌قیمت بوده و از نقدشوندگی کمتری برخوردار باشد. هدف از کارگیری الگوی وزنی معکوس IV جهت محاسبه بازده پرتفوی، دادن وزن کمتر به کوچک‌ترین و ارزان‌ترین سهام و نیز سهامی است که دارای کمترین نقدشوندگی است. در صورت استفاده از الگوی وزنی ارزش بازار، وزن هر یک از سهام موجود در پرتفوی، بر اساس حاصل ضرب قیمت پایانی سهام و تعداد سهام جاری آن تعیین می‌گردد.

در تحقیق حاضر، از چهار سنجه مختلف برای اندازه‌گیری IV تاریخی استفاده می‌شود. استفاده از معیارهای مختلف ریسک غیرسیستماتیک با هدف تحلیل حساسیت یافته‌های حاصله نسبت به تغییر شیوه اندازه‌گیری IV صورت می‌گیرد. سنجه‌های مذکور عبارت از IV مبتنی بر CAPM، IV مبتنی بر الگوی سه عاملی، IV مبتنی بر الگوی چهارعاملی و IV مبتنی بر بازده است.

تشکیل پرتفوی بر اساس نقدشوندگی و ریسک غیرسیستماتیک منتج به ایجاد پرتفوهایی می‌گردد که شامل تعداد سهام اندکی بوده و متعاقباً از نوین بالایی برخوردار است. این مسئله خصوصاً در بازارهایی صدق می‌کند که تعداد سهام پذیرفته شده کمی دارد. همچنین، رابطه ریسک غیرسیستماتیک و بازده مورد انتظار می‌تواند متأثر از متغیرهای متعدد دیگری باشد که امکان کنترل همزمان آنها با استفاده از شیوه تحلیل پرتفوی، به سادگی فراهم نیست. به همین دلیل، به منظور بررسی دقیق‌تر رابطه ریسک غیرسیستماتیک و بازده سهام از الگوی رگرسیون فاما و مک‌بث (۱۹۷۳) استفاده می‌گردد.

رگرسیون فاما - مک‌بث طی دو مرحله انجام می‌گیرد. در مرحله نخست، برای هر یک از مقاطع سه‌ماهه دوره زمانی ۱۳۷۸ تا ۱۳۸۹، رگرسیون بازده مقطعی سهام با نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک و سایر متغیرهای کنترل، برازش می‌گردد. برای هر مقطع زمانی سه‌ماهه  $t$ ، رگرسیون حداقل مربعات زیر برازش می‌گردد:

$$r_{it} = \gamma_{0t} + \gamma_{1t}\sigma_{it} + \sum_{k=2}^K \gamma_{kt}X_{ikt} + v_{it} \quad i=1, \dots, N_t \quad (1)$$

که در آن؛  $r_{it}$ : بازده سهام  $i$  در سه‌ماهه  $t$ ؛  $\sigma_{it}$ : نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک و  $X_{ikt}$  سایر متغیرهای توضیحی شامل بتا، اندازه شرکت و نسبت  $B/M$  می‌باشد. در مرحله دوم، سری‌های زمانی ضرایب رگرسیون مرحله نخست به دست آمده و سپس میانگین و آماره  $t$  هر ضریب در نمونه محاسبه می‌گردد. از آماره  $t$  به منظور بررسی معناداری آماری و توان توضیح بازده مورد انتظار مقطعی توسط متغیر مربوطه، با فرض ثبات سایر متغیرها، استفاده می‌گردد.

از جمله مشکلات مبتلابه تخمین الگوهای عاملی خصوصاً در بازارهای توسعه نیافته‌ای نظیر بورس اوراق بهادار تهران، وجود مسئله «معاملات غیرهمزمان» است. به منظور برون‌رفت از تبعات مبتنی بر مسئله اخیر، حذف شرکت‌هایی است که تعداد روز معاملاتی آنها از حداقل معینی پایین‌تر است. همانند رویه اتخاذ شده در مطالعات پیشین و به منظور حفظ حداقلی شرکت‌های نمونه، شرکت‌هایی که تعداد روز معاملاتی آنها طی دوره تخمین سه‌ماهه منتهی به مقاطع زمانی تشکیل پرتفوی از تعداد معینی کمتر باشد، صرفاً در همان دوره، از نمونه حذف می‌گردد. از آنجا که الگوی معینی به منظور تعیین حداقل تعداد مشاهدات دوره تخمین وجود ندارد، جهت اجتناب از مسائل بالقوه ناشی از انتخاب یک حداقل معین، پس از بررسی پیشینه تحقیقات انجام شده و با در نظر گرفتن ویژگی‌های بورس اوراق بهادار تهران، سه محدودیت حداقل ۱۵، ۲۲ و ۳۰ روز معاملاتی به منظور تخمین الگوهای عاملی مبنای اندازه‌گیری نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک تعیین گردید تا بدین نحو، ضمن بررسی دقیق‌تر پیامدهای ناشی از معاملات غیرهمزمان، امکان بررسی حساسیت یافته‌های تحقیق نسبت به مسئله معاملات اندک نیز میسر شود.

## تعریف عملیاتی متغیرها

متغیرهای پژوهش حاضر به شرح جدول شماره ۱ تعریف و اندازه گیری شده است.

### یافته‌های پژوهش

یکی از روش‌های بررسی تأثیر نقدشوندگی بر رابطه ریسک و بازده در پژوهش حاضر، رفع تأثیر نقدشوندگی بر رابطه اخیر از طریق تحلیل پرتفوی مبتنی بر طبقه‌بندی دوگانه به منظور تصریح دقیق تر این رابطه است. برای این منظور، تأثیر نقدشوندگی از طریق رویکرد تحلیل پرتفوی مبتنی بر طبقه‌بندی وابسته دوگانه کنترل می‌گردد. جدول شماره ۲ حاوی میانگین تعداد سهام موجود در هر یک از ۹ پرتفوی متشکل است.

همان گونه که انتظار می‌رود تشدید محدودیت‌های معاملاتی از ۱۵ به ۳۰ روز باعث می‌گردد، میانگین تعداد سهام موجود در پرتفوی‌ها از حدود ۱۵ سهم به حدود ۹ سهم کاهش یابد. متوسط بازده و آلفای جنسن پرتفوی‌های کنترل شده بابت اثر نقدشوندگی در جدول شماره ۳ ملاحظه می‌گردد. الگوی وزنی محاسبه بازده پرتفوی در جدول شماره ۳ بر اساس ارزش بازار می‌باشد.

همان گونه که ملاحظه می‌گردد متوسط بازده سه‌ماهه پرتفوی مصون‌سازی شده (P3-P1) بر اساس IV مبتنی بر CAPM و محدودیت حداقل ۱۵ روز معاملاتی، برابر ۱۴/۷ درصد، آماره t آن برابر ۴/۹۵۵ و در سطح ۹۹ درصد از نظر آماری، معنادار است. روند صعودی متوسط بازده سه‌ماهه پرتفوی مورد نظر بر اساس سایر سنج‌های IV نیز برقرار است. عملکرد پرتفوی یادشده بر اساس آلفای CAPM، فاما- فرنچ و کاره‌ارت همواره در سطح اطمینان ۹۹ درصد معنادار است. متوسط بازده سه‌ماهه پرتفوی (P6-P4) برابر ۷/۳ درصد بوده و با داشتن آماره t برابر ۳/۵۴۵، در سطح خطای یک درصد معنادار است. تغییر بازده پرتفوی مذکور توأم با تغییر سنج‌های IV و محدودیت الزام حداقل روز معاملاتی، از روند مشخصی تبعیت نکرده لیکن همواره مثبت و در سطح ۹۹ درصد معنادار است. با وجود این، با فرض استفاده از سنج DM-IV و الزام حداقل ۱۵ روز معاملاتی، متوسط بازده سه‌ماهه پرتفوی (PH-PL) برابر ۲۶/۲ درصد است. بازده پرتفوی یادشده در سطح

اطمینان ۹۹ درصد از نظر آماری معنادار است. عملکرد پرتفوی مذکور بر اساس آلفای جنسن مثبتی بر CAPM، فاما-فرنج و کارهات و کارهات همواره مثبت و به لحاظ آماری معنادار است. یافته اخیر به ازای تمامی محدودیت‌های معاملاتی و همه سنج‌های IV برقرار است. در صورتی که برای محاسبه بازده پرتفوی از الگوی وزن مساوی استفاده گردد، نتایج حاصله به شرح جدول شماره ۴ تغییر می‌کند.

**جدول شماره ۱. نحوه اندازه‌گیری متغیرهای پژوهش**

| سهم            | بازده   |
|----------------|---|
|                | $r_i = \ln \frac{P_2}{P_1}$ که $P_1$ و $P_2$ بابت افزایش سرمایه و سود نقدی تعدیل شده است.   |
| ریسک سیستماتیک | <p>مبتنی بر CAPM تعدیل شده دیمسون (۱۹۷۹): رگرسیون سری زمانی بازده بازار و بازده سهام در هر یک از فواصل زمانی سه‌ماهه مورد نظر بر اساس رابطه (۲) برازش می‌گردد:</p> $R_{i,t} = \alpha_{i,t} + \beta_{i,t-1}R_{m,t-1} + \beta_{i,t}R_{m,t} + \beta_{i,t+1}R_{m,t+1} + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$ <p><math>R_{i,t}</math> بازده اضافی سهم <math>i</math> در روز <math>t</math>، <math>R_{m,t}</math> بازده اضافی بازار در روز <math>t</math> و <math>R_{m,t-1}</math> و <math>R_{m,t+1}</math> بازده اضافی بازار در روزهای <math>t-1</math> و <math>t+1</math> و <math>\varepsilon_{i,t}</math> پسماند روز <math>t</math> است. نوسان‌پذیری اختصاصی سه‌ماهه، بر اساس حاصل ضرب انحراف معیار پسماند روزانه در مجذور تعداد روز معاملاتی سه‌ماهه مورد نظر محاسبه می‌گردد.</p> |
|                | <p>مبتنی بر الگو سه‌عاملی فاما-فرنج: معادله (۳) طی هر یک از ۴۷ دوره زمانی سه‌ماهه سال‌های ۱۳۷۸ تا ۱۳۸۹ برای هر یک از سهام نمونه برازش می‌گردد:</p> $R_{i,t} - r_{f,t} = \alpha_{i,t} + \beta_{i,t}(R_{m,t} - r_{f,t}) + s_{i,t}SMB_t + h_{i,t}HML_t + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$ <p><math>R_{i,t}</math> بازده اضافی روزانه سهم <math>i</math>، <math>R_{m,t}</math> بازده اضافی روزانه بازار و <math>r_{f,t}</math> نرخ بهره بدون ریسک روزانه و <math>\varepsilon_{i,t}</math> پسماند روزانه است. نوسان‌پذیری اختصاصی سه‌ماهه بر اساس حاصل ضرب انحراف معیار پسماند روزانه در مجذور تعداد روزهای معاملاتی سه‌ماهه مورد نظر محاسبه می‌گردد.</p>  |
|                | <p>مبتنی بر الگو چهارعاملی کارهات: برای این منظور معادله (۴) برای هر یک از سهام نمونه و با استفاده از داده‌های روزانه برازش می‌گردد.</p> $R_{i,t} - r_{f,t} = \alpha_{i,t} + \beta_{i,t}(R_{m,t} - r_{f,t}) + s_{i,t}SMB_t + h_{i,t}HML_t + w_{i,t}WML_t + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$ <p>که <math>WML_t</math> تفاوت بازده پرتفوی‌های برنده و بازنده است. نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک سه‌ماهه، بر اساس حاصل ضرب انحراف معیار پسماند روزانه، <math>\sqrt{\text{Var}(\varepsilon_{i,t})}</math>، در مجذور تعداد روزهای معاملاتی محاسبه می‌گردد.</p> <p>مبتنی بر بازده: انحراف معیار بازده روزانه سهام طی دوره‌های سه‌ماهه منتهی به پایان تیر، مهر، دی و فروردین در مجذور تعداد روزهای معاملاتی دوره مورد نظر ضرب می‌شود.</p>   |
| اندازه         | بر اساس لگاریتم طبیعی ارزش بازار شرکت محاسبه می‌شود.  |
| ریسک سیستماتیک | <p>معیار عدم نقدشوندگی آمیهود که به صورت زیر اندازه‌گیری می‌شود:</p> $ILLIQ_{i,t} =  r_{i,d}  / Vol_{i,t} \quad (5)$ <p><math>Vol_{i,t}</math> و <math> r_{i,d} </math> به ترتیب، عبارت است از مبلغ ریالی حجم معاملات و قدر مطلق بازده سهام <math>i</math> در روز <math>t</math>.</p>   |
| بتا            | شاخص ریسک فراگیر که بر حسب الگو بازار تعدیل شده دیمسون (۱۹۷۹) محاسبه می‌گردد.   |

| جدول شماره ۲. متوسط تعداد سهام موجود در هر یک از پرتفوی های مبتنی بر نقدشوندگی و ریسک غیر سیستماتیک |            |            |              |             |            |             |             |            |
|---|------------|------------|--------------|-------------|------------|-------------|-------------|------------|
| پرتفوی اول  | پرتفوی دوم | پرتفوی سوم | پرتفوی چهارم | پرتفوی پنجم | پرتفوی ششم | پرتفوی هفتم | پرتفوی هشتم | پرتفوی نهم |
| محدودیت<br>معاملاتی ۱۵ روز  | ۱۵         | ۱۴         | ۱۵           | ۱۵          | ۱۴         | ۱۵          | ۱۴          | ۱۴         |
| محدودیت<br>معاملاتی ۲۲ روز  | ۱۲         | ۱۱         | ۱۲           | ۱۲          | ۱۱         | ۱۲          | ۱۱          | ۱۱         |
| محدودیت<br>معاملاتی ۳۰ روز  | ۹          | ۸          | ۹            | ۹           | ۸          | ۹           | ۸           | ۸          |

در صورت استفاده از پسماند CAPM تعدیل شده به منظور محاسبه ریسک غیر سیستماتیک، متوسط بازده پرتفوی با سرمایه گذاری صفر (P3-P1) برابر ۱۳/۶ درصد و تمامی آلفاهای آن در سطح ۹۹٪ از نظر آماری معنادار است. با افزایش میزان نقدشوندگی، بازده پرتفوی ها کاهش می یابد به گونه ای که بازده پرتفوی (P6-P4) به ۶/۹ درصد تقلیل می یابد. با این حال، همه آلفاهای مربوط به این پرتفوی کماکان معنادار است. لیکن در بیشینه سطح نقدشوندگی، میانگین بازده و آلفای پرتفوی با سرمایه گذاری صفر، ضمن افت ارزش، از نظر آماری معنادار نیست. در صورت اعمال محدودیت معاملاتی ۱۵ روز در سه ماه، مابه التفاوت میانگین بازده پرتفوی های دارای نقدشوندگی بالا و پایین (PH-PL) برابر ۲۳٪/و معنادار است. آلفای سه گانه پرتفوی مذکور نیز همواره مثبت و از نظر آماری معنادار است. اعمال محدودیت های ۲۲ و ۳۰ روز نیز منتج به نتایج مشابهی می گردد. تغییر شیوه سنجش ریسک غیر سیستماتیک تأثیر چندانی بر نتایج به دست آمده، نخواهد داشت.

در جدول شماره ۵ نتایج حاصل از تغییر الگوی وزنی محاسبه بازده به معکوس IV بر متوسط بازده و آلفای پرتفوی های مبتنی بر نقدشوندگی و ریسک غیر سیستماتیک ارائه گردیده است.

جدول شماره ۳. متوسط بازده و آلفای پرتفوی‌های کنترل شده بابت نقدشوندگی (الگوی وزنی محاسبه بازده: ارزش بازار)

|                             | ۱۵              |          |          | ۲۲      |          | ۳۰       |          |
|-----------------------------|-----------------|----------|----------|---------|----------|----------|----------|
|                             | (P3-P1)         | (P6-P4)  | (P9-P7)  | (PH-PL) | (PH-PL)  | (PH-PL)  |          |
| IV مبتنی بر CAPM            | میانگین بازده   | ۰/۱۴۷*** | ۰/۰۷۳*** | ۰/۰۴۱   | ۰/۲۶۲*** | ۰/۲۵۷*** | ۰/۲۹۲*** |
|                             | آلفای CAPM      | ۰/۱۰۱*** | ۰/۰۵۵**  | ۰/۰۱۵   | ۰/۱۷۱**  | ۰/۱۵۲**  | ۰/۲۰۸**  |
|                             | آلفای فاما-فرنج | ۰/۱۰۲*** | ۰/۰۸۳*** | ۰/۰۴۸   | ۰/۲۳۲*** | ۰/۲۲۲*** | ۰/۲۶۱*** |
| IV مبتنی بر الگوی سه عاملی  | آلفای کارهارت   | ۰/۰۷۷*   | ۰/۰۷۹*** | ۰/۰۵۲   | ۰/۲۰۸*** | ۰/۲۱۲*** | ۰/۲۳۲**  |
|                             | میانگین بازده   | ۰/۱۵۱*** | ۰/۰۷۸*** | ۰/۰۴۷   | ۰/۲۷۵*** | ۰/۲۷۲*** | ۰/۳۰۵*** |
|                             | آلفای CAPM      | ۰/۱۰۷*** | ۰/۰۵۹**  | ۰/۰۳۲   | ۰/۱۹۸*** | ۰/۱۸۰**  | ۰/۲۲۹**  |
| IV مبتنی بر الگوی چهارعاملی | آلفای فاما-فرنج | ۰/۱۰۹*** | ۰/۰۸۴*** | ۰/۰۷۲*  | ۰/۲۶۵*** | ۰/۲۵۱*** | ۰/۲۸۶*** |
|                             | آلفای کارهارت   | ۰/۰۸۴*** | ۰/۰۸۰*** | ۰/۰۷۴*  | ۰/۲۳۸*** | ۰/۲۳۶*** | ۰/۲۶۰*** |
|                             | میانگین بازده   | ۰/۱۵۱*** | ۰/۰۸۰*** | ۰/۰۵۹   | ۰/۲۹۱*** | ۰/۲۷۷*** | ۰/۲۹۷*** |
| IV مبتنی بر بازده           | آلفای CAPM      | ۰/۱۰۷*** | ۰/۰۶۱*** | ۰/۰۴۲   | ۰/۲۱۱*** | ۰/۱۸۶**  | ۰/۲۲۰**  |
|                             | آلفای فاما-فرنج | ۰/۱۰۹*** | ۰/۰۸۵*** | ۰/۰۷۷*  | ۰/۲۷۱*** | ۰/۲۵۴*** | ۰/۲۶۹*** |
|                             | آلفای کارهارت   | ۰/۰۸۵*** | ۰/۰۸۱*** | ۰/۰۷۸*  | ۰/۲۴۴*** | ۰/۲۳۴*** | ۰/۲۳۳*** |
| IV مبتنی بر بازده           | میانگین بازده   | ۰/۱۳۹*** | ۰/۰۷۷*** | ۰/۰۵۶   | ۰/۲۷۲*** | ۰/۲۶۵*** | ۰/۲۶۴*** |
|                             | آلفای CAPM      | ۰/۰۹۲*** | ۰/۰۶۰**  | ۰/۰۳۶   | ۰/۱۸۷**  | ۰/۱۸۳**  | ۰/۱۸۸**  |
|                             | آلفای فاما-فرنج | ۰/۰۹۸*** | ۰/۰۸۱*** | ۰/۰۶۵   | ۰/۲۴۴*** | ۰/۲۵۲*** | ۰/۰۲۳**  |
|                             | آلفای کارهارت   | ۰/۰۷۶*** | ۰/۰۸۲*** | ۰/۰۶۶   | ۰/۲۲۴*** | ۰/۲۳۹*** | ۰/۱۹۴**  |

۱۵، ۲۲ و ۳۰ محدودیت حداقل روز معاملاتی است.

روند کاهش میانگین بازده سه ماهه پرتفوی با سرمایه گذاری صفر توأم با افزایش میزان نقدشوندگی، مشهود است، به نحوی که میانگین بازده پرتفوی (P3-P1) در صورت استفاده از IV مبتنی بر CAPM و اعمال محدودیت معاملاتی ۱۵ روز، برابر ۷۲/۷ درصد بوده که در اثر افزایش سطح نقدشوندگی در پرتفوی (P9-P7) به ۱۸/۳ درصد تنزل می یابد. در صورت تثبیت اثر نقدشوندگی، میانگین بازده پرتفوی با سرمایه گذاری صفر مبتنی بر ریسک غیرسیستماتیک در سطوح پایین و میانی نقدشوندگی، مثبت و از نظر

آماري معنادار است. میانگین بازده مثبت و معنادار پرتفوی (PH-PL) رابطه ریسک غیر سیستماتیک و بازده را در صورت تثبیت نقدشوندگی تأیید می نماید. همان گونه که ملاحظه می گردد یافته اخیر نسبت به محدودیت معاملاتی و سنج ریسک غیر سیستماتیک حساسیت چندانی ندارد. لذا، تحلیل فوق انتساب منشأ قیمت گذاری ریسک مورد نظر به نقدشوندگی را مردود می سازد.

جدول شماره ۴. متوسط بازده و آلفای پرتفوها پس از کنترل اثر نقدشوندگی (الگوی وزنی: مساوی)

|                               |                 | ۱۵       |          |         | ۲۲       |          | ۳۰       |  |  |  |
|-------------------------------|-----------------|----------|----------|---------|----------|----------|----------|--|--|--|
|                               |                 | (P3-P1)  | (P6-P4)  | (P9-P7) | (PH-PL)  | (PH-PL)  | (PH-PL)  |  |  |  |
| IV<br>مبته بر<br>CAPM         | میانگین بازده   | ۰/۱۳۶*** | ۰/۰۶۹*** | ۰/۰۲۵   | ۰/۲۳۰*** | ۰/۲۴۰*** | ۰/۲۵۷*** |  |  |  |
|                               | آلفای CAPM      | ۰/۱۰۱*** | ۰/۰۵۲*** | ۰/۰۱۰   | ۰/۱۶۳*** | ۰/۱۷۵*** | ۰/۱۹۰*** |  |  |  |
|                               | آلفای فاما-فرنج | ۰/۰۹۸*** | ۰/۰۶۷*** | ۰/۰۲۵   | ۰/۱۹۰*** | ۰/۲۰۷*** | ۰/۲۲۹*** |  |  |  |
|                               | آلفای کارهارت   | ۰/۰۸۷*** | ۰/۰۶۱*** | ۰/۰۳۵   | ۰/۱۸۳*** | ۰/۲۰۱*** | ۰/۲۰۷*** |  |  |  |
| IV<br>مبته بر الگو سه عاملی   | میانگین بازده   | ۰/۱۳۷*** | ۰/۰۶۸*** | ۰/۰۲۰   | ۰/۲۲۴*** | ۰/۲۴۰*** | ۰/۲۷۲*** |  |  |  |
|                               | آلفای CAPM      | ۰/۱۰۴*** | ۰/۰۵۲*** | ۰/۰۰۵   | ۰/۱۶۰*** | ۰/۱۷۷*** | ۰/۲۰۷*** |  |  |  |
|                               | آلفای فاما-فرنج | ۰/۰۹۹*** | ۰/۰۶۵*** | ۰/۰۲۳   | ۰/۱۸۷*** | ۰/۲۰۷*** | ۰/۲۵۲*** |  |  |  |
|                               | آلفای کارهارت   | ۰/۰۸۹*** | ۰/۰۵۹*** | ۰/۰۳۳   | ۰/۱۸۰*** | ۰/۱۹۹*** | ۰/۲۳۰*** |  |  |  |
| IV<br>مبته بر الگو چهار عاملی | میانگین بازده   | ۰/۱۳۷*** | ۰/۰۶۷*** | ۰/۰۲۳   | ۰/۲۲۷*** | ۰/۲۴۲*** | ۰/۲۶۴*** |  |  |  |
|                               | آلفای CAPM      | ۰/۱۰۳*** | ۰/۰۵۰*** | ۰/۰۰۸   | ۰/۱۶۲*** | ۰/۱۷۸*** | ۰/۱۹۹*** |  |  |  |
|                               | آلفای فاما-فرنج | ۰/۰۹۸*** | ۰/۰۶۳*** | ۰/۰۲۱   | ۰/۱۸۳*** | ۰/۲۰۵*** | ۰/۲۳۸*** |  |  |  |
|                               | آلفای کارهارت   | ۰/۰۸۸*** | ۰/۰۵۷*** | ۰/۰۳۰   | ۰/۱۷۵*** | ۰/۱۹۴*** | ۰/۲۱۴*** |  |  |  |
| IV<br>مبته بر بازده           | میانگین بازده   | ۰/۱۳۶*** | ۰/۰۶۹*** | ۰/۰۱۳   | ۰/۲۱۸*** | ۰/۲۲۱*** | ۰/۲۵۱*** |  |  |  |
|                               | آلفای CAPM      | ۰/۱۰۱*** | ۰/۰۵۵*** | ۰/۰۰۲   | ۰/۱۵۸*** | ۰/۱۶۱*** | ۰/۱۸۴*** |  |  |  |
|                               | آلفای فاما-فرنج | ۰/۰۹۹*** | ۰/۰۶۸*** | ۰/۰۰۸   | ۰/۱۷۵*** | ۰/۱۸۲*** | ۰/۲۰۹*** |  |  |  |
|                               | آلفای کارهارت   | ۰/۰۸۸*** | ۰/۰۶۶*** | ۰/۰۱۵   | ۰/۱۷۰*** | ۰/۱۷۲*** | ۰/۱۸۲*** |  |  |  |

| جدول شماره ۵. متوسط بازده و آلفای پرتوها پس از کنترل اثر نقدشوندگی (الگوی وزنی: معکوس IV) |                 |          |          |         |          |          |          |
|---|-----------------|----------|----------|---------|----------|----------|----------|
|   | ۱۵              |          | ۲۲       |         | ۳۰       |          |          |
|   | (P3-P1)         | (P6-P4)  | (P9-P7)  | (PH-PL) | (PH-PL)  | (PH-PL)  |          |
| IV<br>مبتنی بر الگوی CAPM   | میانگین بازده   | ۰/۷۲۷*** | ۰/۳۸۳*** | ۰/۱۸۳   | ۱/۲۹۲*** | ۱/۱۳۴*** | ۱/۰۴۸*** |
|   | آلفای CAPM      | ۰/۵۱۵*** | ۰/۲۵۸**  | ۰/۱۱۱   | ۰/۸۸۳*** | ۰/۸۰۷**  | ۰/۸۰۸**  |
|   | آلفای فاما-فرنج | ۰/۵۱۷*** | ۰/۳۴۹**  | ۰/۲۱۳   | ۱/۰۷۹*** | ۱/۰۳۸*** | ۱/۰۴۰*** |
|   | آلفای کارهارت   | ۰/۴۸۴*** | ۰/۳۳۵**  | ۰/۲۲۳   | ۱/۰۴۱*** | ۱/۰۰۸*** | ۰/۹۴۸*** |
| IV<br>مبتنی بر الگوی سه عاملی   | میانگین بازده   | ۰/۷۷۸*** | ۰/۳۸۹*** | ۰/۱۵۵   | ۱/۳۲۲*** | ۱/۱۶۶*** | ۱/۱۱۶*** |
|   | آلفای CAPM      | ۰/۵۷۰*** | ۰/۲۶۸**  | ۰/۰۸۳   | ۰/۹۲۱*** | ۰/۸۲۹**  | ۰/۸۸۶**  |
|   | آلفای فاما-فرنج | ۰/۵۷۲*** | ۰/۳۴۷**  | ۰/۱۹۴   | ۱/۱۱۲*** | ۱/۰۵۹*** | ۱/۱۴۶*** |
|   | آلفای کارهارت   | ۰/۵۳۱*** | ۰/۳۳۰**  | ۰/۲۲۰   | ۱/۰۸۰*** | ۱/۰۱۸*** | ۱/۰۴۱*** |
| IV<br>مبتنی بر الگوی چهار عاملی   | میانگین بازده   | ۰/۷۸۰*** | ۰/۳۷۵*** | ۰/۱۷۵   | ۱/۳۳۰*** | ۱/۱۹۴*** | ۱/۰۹۰*** |
|   | آلفای CAPM      | ۰/۵۶۵*** | ۰/۲۴۸*   | ۰/۱۰۰   | ۰/۹۱۳*** | ۰/۸۴۴**  | ۰/۸۴۹**  |
|   | آلفای فاما-فرنج | ۰/۵۶۹*** | ۰/۳۲۷**  | ۰/۱۷۸   | ۱/۰۷۴*** | ۱/۰۵۹*** | ۱/۰۸۹*** |
|   | آلفای کارهارت   | ۰/۵۲۴*** | ۰/۳۱۱**  | ۰/۱۹۱   | ۱/۰۲۶**  | ۰/۹۹۳**  | ۰/۹۷۲*** |
| IV<br>مبتنی بر بازده  | میانگین بازده   | ۰/۵۵۹*** | ۰/۲۷۸**  | ۰/۰۰۹   | ۰/۸۴۶*** | ۰/۷۹۹**  | ۰/۸۵۳**  |
|   | آلفای CAPM      | ۰/۴۱۹*** | ۰/۱۸۸*   | ۰/۰۱۹   | ۰/۶۲۷**  | ۰/۵۸۶**  | ۰/۶۸۶**  |
|   | آلفای فاما-فرنج | ۰/۴۱۷*** | ۰/۲۴۴**  | ۰/۰۴۴   | ۰/۷۰۵**  | ۰/۷۲۲**  | ۰/۸۱۳**  |
|   | آلفای کارهارت   | ۰/۴۰۰*** | ۰/۲۵۰*   | ۰/۰۳۵   | ۰/۶۸۴*   | ۰/۶۹۷*   | ۰/۷۱۶*   |

همان گونه که در جدول شماره ۶ ملاحظه می گردد الگوی ۱ با دربرداشتن IV و بتا به عنوان متغیرهای مستقل و کنترل، رابطه مثبت و معنادار IV و بازده را تأیید می کند. به گونه ای که اثر IV با داشتن ضریب ۴۵/۸ درصد و آماره t برابر ۲/۷۸ در سطح خطای یک درصد از نظر آماری معنادار است. ضریب تعیین تعدیل شده الگوی مذکور برابر ۱۵/۹ درصد، دال بر این است که الگوی یادشده قادر است حدود ۱۶٪ تغییرات بازده را تبیین نماید. همان گونه که انتظار می رود ضریب بتا در الگوی مورد نظر، مثبت است، اما بر خلاف انتظار، وجود آماره t برابر ۱/۴۸ نشان می دهد اثر آن از نظر آماری معنادار نیست.



نتایج حاصل از برازش الگوی ۲ نشان می‌دهد اثر IV با داشتن ضریب  $0.47/8$  و آماره  $t$  به میزان  $2/98$  در توضیح تغییرات بازده مورد انتظار در سطح اطمینان  $99\%$  معنادار است. با حضور عامل اندازه در الگوی یادشده، نه تنها معناداری اثر گذاری اندازه شرکت بر بازده را نمی‌توان تأیید کرد ( $t = 1/52$ ) بلکه رابطه مستقیم IV و بازده نیز مخدوش نمی‌گردد.

می‌توان استدلال نمود بازده بالاتر شرکت‌های دارای IV بیشتر، عمدتاً ناشی از آن است که اغلب شرکت‌های دارای IV بالاتر، در زمره سهام شرکت‌های ارزشی است، لذا بازده بالاتر این قبیل شرکت‌ها نه به دلیل IV بالاتر بلکه به دلیل ارزشی بودن است. با افزودن نسبت B/M، استدلال مذکور در الگوی ۳ به بوتۀ آزمون گذاشته می‌شود. ضریب نسبت B/M برابر  $15/4-$  درصد و آماره  $t$  آن برابر  $4/44-$  بوده، لذا تأثیر آن بر بازده، در سطح اطمینان  $99\%$  از نظر آماری معنادار است. لیکن جهت رابطه نسبت یادشده و بازده، بر خلاف انتظار منفی است. به رغم آن که تأثیر نسبت B/M بر بازده قویاً معنادار است، با این حال، متغیر مورد نظر قادر نیست تأثیر چندانی بر جایگاه IV در موازنه ریسک-بازده داشته باشد، به گونه‌ای که ضریب IV در الگوی ۳ برابر  $58\%$  و آماره  $t$  آن برابر  $3/25$  است. تأثیر معنادار IV بر بازده را می‌توان ناشی از نادیده انگاشتن سایر متغیرهایی دانست که در الگوهای کلاسیک قیمت گذاری دارایی ملحوظ نگردیده است. نقدشوندگی از مصادیق بارز این متغیرها است. نتایج به دست آمده از برازش الگوی ۴ نشان می‌دهد ضریب متغیر یادشده برابر  $0/9-$  درصد و آماره  $t$  آن برابر  $0/97-$  و از نظر آماری معنادار نیست. بدین ترتیب، ملحوظ نمودن نقدشوندگی قادر نیست توان توضیحی IV را دستخوش تغییر سازد. به گونه‌ای که ضریب IV در الگو مذکور برابر  $73/7$  درصد و آماره  $t$  آن برابر  $3/05$  و در سطح اطمینان  $99$  درصد معنادار است.

۱۰۲ / تغییرات مقطعی بازده: نقدشوندگی و اثر ریسک غیرسیستماتیک

| جدول شماره ۶. نتایج رگرسیون فاما-مک‌بت (۱۹۷۳) با استفاده از IV مبتنی بر انحراف معیار بازده، بدون اثر صنعت |                    |                    |                      |                      |
|---|--------------------|--------------------|----------------------|----------------------|
|   | الگوی ۱            | الگوی ۲            | الگوی ۳              | الگوی ۴              |
| عرض از مبدأ   | -۰/۰۱۶<br>(-۰/۷۷)  | -۰/۲۱۷<br>(-۱/۶۲)  | ۰/۰۴۵<br>(۰/۳۶)      | ۰/۰۹۲<br>(۰/۷۱)      |
| ریسک <sup>۲۸</sup> غیرسیستماتیک   | ۰/۴۵۸***<br>(۲/۷۸) | ۰/۴۷۸***<br>(۲/۹۸) | ۰/۵۸۰***<br>(۳/۲۵)   | ۰/۷۳۷***<br>(۳/۰۵)   |
| بتا   | ۰/۰۱۰<br>(۱/۴۸)    | ۰/۰۰۵<br>(۰/۸۹)    | ۰/۰۰۸<br>(۱/۳۷)      | ۰/۰۰۸<br>(۱/۳۵)      |
| اندازه  | ---                | ۰/۰۰۷<br>(۱/۵۲)    | -۰/۰۰۰<br>(-۰/۰۶)    | -۰/۰۰۹<br>(-۰/۹۶)    |
| نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار   | ---                | ---                | -۰/۱۵۴***<br>(-۴/۴۴) | -۰/۱۴۹***<br>(-۴/۱۱) |
| نقدشوندگی   | ---                | ---                | ---                  | -۰/۰۰۹<br>(-۰/۹۷)    |
| ضریب تعیین  | ۰/۱۸۹              | ۰/۲۱۲              | ۰/۲۸۰                | ۰/۳۲۳                |
| ضریب تعیین تعدیل شده  | ۰/۱۵۹              | ۰/۱۶۸              | ۰/۲۰۳                | ۰/۲۳۰                |

آماره t داخل پرانتز آورده شده است.

### بحث و نتیجه گیری

تأیید رابطه ریسک غیرسیستماتیک و بازده مقطعی سهام منفرد صرف نظر از جهت رابطه مذکور، به یکی از چالش‌های جدی مالی کلاسیک مبدل شده و لذا محمل ارائه توضیحات متعددی گردیده است. پژوهش حاضر نیز در راستای آزمون یکی از دلایل ارائه شده بابت توضیح اثر IV، یعنی نقدشوندگی، در بورس اوراق بهادار تهران صورت گرفت.

نتایج حاصل از این پژوهش دال بر آن است که سرمایه‌گذاران در بورس اوراق بهادار تهران بابت تحمل ریسک غیرسیستماتیک، انتظار کسب بازده دارند که این یافته موید وجود معمای نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک در بورس اوراق بهادار تهران است. لذا، یافته اشپیکل و وانگ (۲۰۰۵) مبنی بر رابطه مثبت IV و بازده مورد انتظار تأیید می‌گردد. می‌توان استدلال نمود شرکت‌های دارای IV بالاتر، معمولاً از نقدشوندگی کمتری

برخوردار هستند. بنابراین، احتمالاً بازده بالاتر شرکت‌های دارای IV بیشتر، ناشی از عدم نقدشوندگی بالاتر این گونه سهام باشد. نتایج حاصل از تحقیق حاضر با تأیید یافته‌اشپیگل و وانگ (۲۰۰۵) و چن (۲۰۰۸) مبنی بر غلبه اثر IV بر نقدشوندگی نشان می‌دهد، اثر نقدشوندگی در توضیح تغییرات بازده، به تنهایی معنادار است. لیکن احتساب همزمان IV و نقدشوندگی، توان توضیحی آن را سلب می‌کند. از آنجا که پس از کنترل نقدشوندگی، ریسک غیرسیستماتیک کماکان قیمت‌گذاری می‌شود، لذا به نظر می‌رسد نقدشوندگی، به تنهایی قادر به توضیح اثر IV نیست. نتایج حاصل، یافته‌های فو (۲۰۰۹) و چن (۲۰۰۸) را همراهی نموده و ناقض یافته‌های بوکوئیست (۲۰۱۰) است. با وجود آن‌که در تأیید یافته براون و فری‌پرا (۲۰۱۶)، نقدشوندگی قادر به حذف اثر IV در توضیح تغییرات بازده سهام نیست، اما شواهد به دست آمده نشانگر آن است که رابطه IV و بازده در سطوح بالاتر نقدشوندگی، تقویت می‌شود. همچنین، رابطه مثبت ریسک غیرسیستماتیک و بازده و عدم تأیید نقدشوندگی به عنوان خاستگاه قیمت‌گذاری ریسک مذکور تحت تأثیر نحوه اندازه‌گیری ریسک، فیلترهای معاملاتی اعمال شده و الگوی وزنی محاسبه بازده پرتفوی نمی‌باشد.

نکته‌حائز اهمیت آن است که بسیاری از شواهد تجربی نقدشوندگی را به عنوان عامل ریسک فراگیر ملحوظ نموده و توان توضیحی بازده سهام توسط آن را تأیید نموده‌اند. اما بخشی از این عامل ریسک از طریق تنوع‌بخشی قابل حذف است. به عبارت دیگر، مطابق برخی مطالعات تجربی نقدشوندگی سیستماتیک عاملی است که باید به عنوان ریسک فراگیر منظور گردد. بر این اساس، می‌توان عدم توان توضیح منشأ ریسک غیرسیستماتیک توسط نقدشوندگی را ناشی از احتساب «نقدشوندگی کل» دانست. لذا، پیشنهاد می‌گردد در پژوهش‌های آتی نقدشوندگی سیستماتیک به عنوان خاستگاه قیمت‌گذاری ریسک غیرسیستماتیک مورد بررسی قرار گیرد.

توجه به عواملی نظیر ریسک غیرسیستماتیک که شواهد تجربی نشان می‌دهد توان توضیح بازده اضافی را دارد و ردیابی منشأ قیمت‌گذاری آن، می‌تواند در طراحی

استراتژی های معاملاتی منتج به مغلوب ساختن بازار به تحلیلگران مالی و مدیران پرتفوی کمک کند. این همان رویه ای است که تحلیلگران موفق دنیا در پیش گرفته و در برخی موارد توانسته اند به سودهای هنگفتی دست یابند.

### یادداشت ها

- |                     |                                       |
|---------------------|---------------------------------------|
| 1. Mendelson        | 2. Datar                              |
| 3. Chordia          | 4. Pastor                             |
| 5. Stambaugh        | 6. Fu                                 |
| 7. Easley           | 8. Idiosyncratic Volatility           |
| 9. Chen             | 10. Lam and Tom                       |
| 11. Liang and Wei   | 12. Kim and Lee                       |
| 13. Spiegel         | 14. Wang                              |
| 15. Chua            | 16. Eiling                            |
| 17. Stefanovski     | 18. Rasin                             |
| 19. Yang            | 20. Abnormal Idiosyncratic Volatility |
| 21. Bradrania       | 22. Entrepreneurial Risk Hypothesis   |
| 23. Ho              | 24. Stoll                             |
| 25. Subrahmanyam    | 26. Boquist                           |
| 27. Extreme Returns |                                       |

۲۸. سنجه ریسک غیرسیستماتیک بر اساس انحراف معیار بازده و با احتساب حداقل ۳۰ روز معاملاتی است.

### References

- Amihud, Y., Mendelson, H. (1986). Asset pricing and the bid-ask spread. *Journal of Financial Economics*, 17, 223-249.
- Ang, A., Hodrick, R.J., Xing, Y., Zhang, X. (2006). The cross-section of volatility and expected return. *Journal of Finance*, 61, 259-299.
- Ang, A., Hodrick, R.J., Xing, Y., Zhang, X. (2009). High idiosyncratic volatility and low returns: International and further U.S. evidence. *Journal of Financial Economics*, 91(1), 1-23.
- Angelidis, T., Tassaromatis, N. (2008). Idiosyncratic volatility and equity returns: UK evidence. *International Review of Financial Analysis*, 17(3), 539-556.
- Bali, T.G., Cakici, N. (2008). Idiosyncratic volatility and the cross section of expected returns. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 43(1), 29-58.
- Boquist, A. (2010). Idiosyncratic volatility, liquidity and extreme returns. *Working Paper*, University of Wisconsin-Madison.
- Bradrania, M.R., Peat, M., Satchell, S. (2015). Liquidity costs, idiosyncratic volatility and expected stock returns. *International Review of Financial Analysis*, 42, 394-406.

- Brockman, P., Schutte, M.G., Yu, W. (2009). Is idiosyncratic risk priced? The international evidence. *Working Paper*, University of Missouri.
- Brown, D.P., Ferreira, M.A. (2016). Idiosyncratic volatility of small public firms and entrepreneurial risk. *Quarterly Journal of Finance*, 6(1), 1-59.
- Chen, Z. (2008). Volatility of liquidity, idiosyncratic risk and asset returns. *Working Paper*.
- Chordia, T., Subrahmanyam, A., Anshuman, V. (2001). Trading activity and expected stock returns. *Journal of Financial Economics*, 59, 3-32.
- Chua, C.T., Goh, J., Zhang, Z. (2006). Idiosyncratic Volatility Matters for the Cross-Section of Returns- in More Ways Than One!. *Working Paper*, Singapore Management University.
- Drew, M.E., Marsden, A., Veeraraghavan, M. (2007). Does idiosyncratic volatility matter? New Zealand evidence. *Review of Pacific Basin Financial Markets and Policies*, 10(3), 289-308.
- Easley, D., Hvidkjaer, S., O'Hara, M., (2002). Is information risk a determinant of asset returns? *Journal of Finance*, 57, 2185-2221.
- Eiling, E., (2006). Can non tradable assets explain the apparent premium for idiosyncratic risk? The case of industry-specific human capital. *Unpublished working paper*. Tilburg University, Netherlands.
- Fama, E., MacBeth, J. (1973). Risk, return, and equilibrium: Empirical tests. *Journal of Political Economy*, 81, 607-636.
- Fama, E.F., French, K.R. (1992). The cross-section of expected stock returns. *Journal of Finance*, 47(2), 427-465.
- Fu, F. (2009). Idiosyncratic risk and the cross-section of expected stock returns. *Journal of Financial Economics*, 91(1), 24-37.
- Goyal, A., Santa-Clara, P. (2003). Idiosyncratic Risk Matters!. *Journal of Finance*, 58(3), 975-1007.
- Guo, H., Savickas, R. (2010). Relation between time-series and cross-sectional effects of idiosyncratic variance on stock returns. *Journal of Banking and Finance*, 34(7), 1637-1649.
- Kim, S.H., Lee, K.H. (2014). Pricing of liquidity risks: Evidence from multiple liquidity measures. *Journal of Empirical Finance*, (25), 112-133.
- Lam, K.S., Tam, L.H. (2011). Liquidity and asset pricing: Evidence from the Hong Kong stock market. *Journal of Banking and Finance*, 35(9), 2217-2230.
- Levy, H. (1978). Equilibrium in an imperfect market: A constraint on the number of securities in a portfolio. *American Economic Review*, 68, 643-658.

- Liang, S.X., Wei, J.K.C. (2012). Liquidity risk and stock returns around the world. *Journal of Banking & Finance*, (36), 3274-3288.
- Merton, R.C. (1987). A simple model of capital market equilibrium with incomplete information. *Journal of Finance*, 42, 483-510.
- Pastor, L., Veronesi, P. (2003). Stock valuation and learning about profitability. *Journal of Finance*, 58, 1749-1789.
- Spiegel, M., Wang, X. (2005). Cross-sectional variation in stock returns: Liquidity and idiosyncratic risk. *Working Paper*, Yale School of Management.
- Stefanovski, M., Rasin, E. (2013). Effects of liquidity on idiosyncratic risk. *Master's Thesis in Finance*, Lund University.
- Wan, C.(2008). Idiosyncratic Volatility, Expected Windfall and the Cross-Section of Stock Returns. *Job Market Paper*.
- Xu, Y., Malkiel, B.G. (2001). Idiosyncratic risk and security returns. *Working Paper*, www.ssrn.com.
- Yahyazadeh far, M., Khoramdin, J. (2008). The role of liquidity factors and illiquidity risk on excess stock return in Tehran Stock Exchange. *Journal of Accounting and Auditing Review*, 53, 101-118 [In Persian].
- Yang, Y.C., Zhang, B., Zhang, C. (2015). Is information risk priced? Evidence from abnormal idiosyncratic volatility. *Working Paper*, Queen's University Belfast.