

راهبرد سرمایه‌گذاری مبتنی بر ریسک غیرسیستماتیک و ساختار مالکیت

مریم دولو*، محمدرضا حمیدی زاده**

چکیده

هدف پژوهش حاضر بررسی تأثیر ساختار مالکیت شرکت‌ها بر بازده ناشی از راهبرد سرمایه‌گذاری مبتنی بر ریسک غیرسیستماتیک است. برای این منظور نمونه‌ای متشکل از ۲۷۰ شرکت پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۷۸ تا ۱۳۸۹ مورد بررسی قرار گرفته است. جهت آزمون رابطه متغیرهای اخیر، از رویکرد تحلیل پرتفوی مبتنی بر طبقه‌بندی دوگانه استفاده می‌گردد. نتایج حاصل از این پژوهش نشان می‌دهد بر خلاف آنچه انتظار می‌رفت، با افزایش سهم مالکیت نهادی در ساختار مالکیت شرکت‌ها، بازده ناشی از راهبرد سرمایه‌گذاری مبتنی بر ریسک غیرسیستماتیک، تقویت می‌گردد. بر این اساس احتمالاً میزان مالکیت نهادی در بورس اوراق بهادار تهران شاخص مناسبی برای تنوع‌بخشی پرتفوی و تخصص سرمایه‌گذاران نمی‌باشد و یا در غیر این صورت، نحوه‌ی اثرگذاری آن را باید در مضامینی غیر از تنوع‌بخشی پرتفوی و تخصص سرمایه‌گذاران جست‌وجو نمود.

کلیدواژه‌ها: ساختار مالکیت؛ ریسک غیرسیستماتیک؛ تنوع‌بخشی؛ تخصص سرمایه‌گذاران.

تاریخ دریافت مقاله: ۱۳۹۲/۰۸/۰۷، تاریخ پذیرش مقاله: ۱۳۹۲/۱۰/۳۰

* استادیار دانشگاه شهید بهشتی (نویسنده مسئول).

Emai: ma.davallou@chmail.ir

** استاد دانشگاه شهید بهشتی.

۱. مقدمه

طبق مدل CAPM، در شرایط متعادل صرفاً ریسک سیستماتیک دارایی قیمت‌گذاری می‌شود زیرا ریسک غیرسیستماتیک آن از طریق تنوع‌بخشی حذف می‌گردد. با این حال، سرمایه‌گذاران به دلایل عدیده‌ای نظیر هزینه معاملات و محدودیت‌های فروش استقراضی قادر به تنوع‌بخشی کامل پرتفوی خود نیستند. در صورت وجود هزینه‌های گردآوری اطلاعات، سهامی که از نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک بالایی برخوردار است، بازده مورد انتظار بالایی خواهد داشت زیرا در این شرایط، سرمایه‌گذاران قادر نخواهند بود ریسک خاص شرکت را از طریق تنوع‌بخشی حذف نمایند [۲۴].

با این حال، شواهد تجربی حوزه یادشده، بسیار متناقض است. به نحوی که برخی محققان (نظیر درو و همکاران [۱۳]، چو^۱ و همکاران [۱۱]، فو [۱۶]، بروکمن و همکاران [۷]، برگ‌برانت^۲ [۴] و کانگ [۲۱]) همسویی رابطه ریسک غیرسیستماتیک و بازده سهام را تایید نموده و برخی دیگر (نظیر آنگ و همکاران [۲،۱]) بر رابطه معکوس آنها صحه می‌گذارند. صرف نظر از جهت رابطه ریسک غیرسیستماتیک و بازده سهام، بسیاری از شواهد تجربی وجود رابطه میان متغیرهای مورد نظر را تایید می‌نمایند. تأیید رابطه متغیرهای مذکور دال بر سودآوری راهبرد عملیاتی طراحی شده بر مبنای ریسک غیرسیستماتیک است. عرب مازار و همکاران نیز (در مقاله در دست انتشارشان) نشان دادند بازده ناشی از راهبرد سرمایه‌گذاری مبتنی بر ریسک غیرسیستماتیک شامل خرید سهام دارای ریسک غیرسیستماتیک بالا و فروش سهام دارای ریسک غیرسیستماتیک پایین در بورس اوراق بهادار تهران، مثبت و از نظر آماری معنادار است. شواهد ارائه‌شده آنها نشان می‌دهد آلفای راهبرد یادشده صرف‌نظر از مدل عاملی مبنای تخمین آن (CAPM، سه عاملی و چهارعاملی)، همواره مثبت و معنادار است. محققان بسیاری بر آن شدند تا به توضیح دلایل بروز بازده راهبرد سرمایه‌گذاری مبتنی بر ریسک غیرسیستماتیک بپردازند. با این حال، اغلب تردیدهای مطرح پیرامون دلایل بروز پدیده اخیر، بر پایه مباحث روش‌شناسی نظیر شیوه تخمین نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک، الگوی وزنی محاسبه بازده پرتفوی و ملحوظ نمودن سایر عوامل ریسک، متمرکز بوده است.

پژوهش حاضر، فرضیه اثرگذاری ساختار مالکیت را به‌عنوان دلیل بالقوه بازده راهبرد مورد نظر، به‌بوته آزمون می‌نهد. رابطه بالقوه ساختار مالکیت و ریسک غیرسیستماتیک مبتنی بر دو استدلال است. نخست، سطح تنوع‌بخشی پرتفوی سرمایه‌گذاران با یکدیگر متفاوت است. به‌طور کلی، سرمایه‌گذاران نهادی در مقایسه با سرمایه‌گذاران انفرادی از پرتفوی‌های متنوع‌تری

1. Chua
2. Bergbrant

برخورد دارند. چنان‌که رابطه مثبت ریسک غیرسیستماتیک و بازده سهام ناشی از تنوع‌بخشی کمتر پرتفوی باشد، انتظار می‌رود رابطه مذکور در پرتفوی سهام سرمایه‌گذاران کمتر متنوع (متنوع‌تر)، قوی‌تر (ضعیف‌تر) باشد. با فرض آن‌که پرتفوی سرمایه‌گذاران نهادی در مقایسه با سرمایه‌گذاران انفرادی از تنوع‌بخشی بیشتری برخوردار است، انتظار می‌رود مالکیت نهادی منجر به تضعیف بازده ناشی از راهبرد سرمایه‌گذاری مبتنی بر ریسک غیرسیستماتیک گردد. بر این اساس انتظار می‌رود با افزایش درجه تنوع‌بخشی پرتفوی، بازده راهبرد سرمایه‌گذاری مبتنی بر ریسک غیرسیستماتیک، تقلیل یابد. دوم، بالاتر بودن تخصص سرمایه‌گذاران نهادی در گردآوری و تحلیل اطلاعات مربوط به عملکرد شرکت‌ها موجب انتظار تضعیف بازده استراتژی یادشده است. حضور سرمایه‌گذاران مطلع و متخصص از جمله عواملی است که می‌تواند به انعکاس اطلاعات منتشره، در قیمت سهام کمک کند. به همین دلیل، عموماً نهادها و موسسات سرمایه‌گذاری به عنوان سرمایه‌گذاران متخصصی تلقی می‌شود که در مقایسه با سرمایه‌گذاران انفرادی، از قدرت تحلیل بالاتری برخوردار بوده و یا اطلاعات بیشتری در اختیار دارند. لذا می‌توان استدلال نمود سهام تحت تملک سرمایه‌گذاران نهادی از اطلاعات خاص کمتری برخوردار بوده و رابطه ریسک غیرسیستماتیک این‌گونه سهام و بازده، کمتر باشد.

۲. مبانی و چارچوب نظری تحقیق

از آنجا که معمولاً نهادهای سرمایه‌گذاری نسبت به سرمایه‌گذاران منفرد پرتفوی‌های متنوع‌تری دارند، فو با تقریب سرمایه‌گذاران متنوع به وسیله سرمایه‌گذاران نهادی و سرمایه‌گذاران غیرمتنوع از طریق سرمایه‌گذاران منفرد، به بررسی تأثیر تفاوت مالکیت و معاملات نهادی سهام بر قیمت‌گذاری ریسک غیرسیستماتیک می‌پردازد. وی نشان می‌دهد رابطه مثبت ریسک غیرسیستماتیک و بازده سهامی که به وسیله سرمایه‌گذاران منفرد نگهداری می‌شود، قوی‌تر است. بالعکس، در سهامی که عمدتاً به وسیله سرمایه‌گذاران نهادی نگهداری می‌شود، شواهد محکمی دال بر رابطه مثبت ریسک غیرسیستماتیک و بازده مشاهده نمی‌گردد [۱۷]. مالکیل و زو (۱۹۹۹) شواهدی ارائه می‌نمایند که نشان می‌دهد مالکیت نهادی قادر است نوسان‌پذیری سهام پرتفوی‌های مبتنی بر صنعت را پیش‌بینی کند [۲۳].

بکائرت و همکاران در سال ۲۰۰۵ به وجود روند صعودی معنادار نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک تجمیعی تشکیک می‌نمایند. به عقیده آنها افزایش قابل توجه نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک دهه ۱۹۹۰، محدود به سهامی است که از مالکیت نهادی پایینی برخوردار است [۲۶]. به تعبیر برنت و همکاران (۲۰۱۰) کمی حضور سرمایه‌گذاران نهادی در سهام با قیمت پایین، می‌تواند منجر به افزایش قدرت مانور سرمایه‌گذاران خرد گردد. اگر سرمایه‌گذاران خرد به

هر دلیلی، سهام با قیمت پایین را جذاب دانسته و بر معاملات این گونه سهام مسلط شوند، می‌توانند الگوهای بازده و نوسان‌پذیری آنها را تحت تأثیر قرار دهند [۶].

دنيس^۱ و استریکلند^۲ در سال ۲۰۰۵ با استفاده از رگرسیون سری زمانی، رابطه مثبت نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک و مالکیت نهادی را تأیید و با استفاده از رگرسیون مقطعی نشان دادند تغییرات نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک و درصد مالکیت نهادی، هم‌جهت است. چانگ^۳ و دانگ^۴ در سال ۲۰۰۶ به بررسی چگونگی اثرگذاری رفتار گروهی نهادی بر نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک پرداخته و به وجود رابطه معنادار مشابهی دست یافتند. برنت و همکاران در سال ۲۰۰۵ نشان دادند رابطه مذکور در زیرنمونه‌ای مشتمل بر اوراق بهادار با قیمت بالا، معکوس است. گرچه ممکن است جهت این رابطه مبهم باشد اما به نظر می‌رسد معناداری آن در مطالعات تجربی به اثبات رسیده است. به عقیده وزلیوبلنایا^۵ (۲۰۰۷) رابطه نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک و مالکیت نهادی بدان جهت است که مالکیت نهادی، شاخص سایر ویژگی‌های شرکتی است [۲۷]. یورناگن^۶ و لاندلیوس^۷ (۲۰۰۸) با استفاده از رگرسیون داده‌های تابلویی نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک بر مالکیت نهادی طی سال‌های ۲۰۰۴ تا ۲۰۰۷ رابطه مثبت و معنادار مالکیت نهادی و نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک را در سوئد تأیید می‌کنند [۲۰].

زو و مالکیل در سال ۲۰۰۳ نوسان‌پذیری کل سهام منفرد را به نوسان‌پذیری سیستماتیک و غیرسیستماتیک تجزیه نموده و افزایش نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک را به افزایش معاملات بازار نزدیک، میزان مالکیت نهادی در بازار سهام و رشد مورد انتظار سود سهام منفرد متناسب نمودند [۳]. برنت و همکاران (۲۰۱۰)، توضیح ارائه شده توسط زو و مالکیل (۲۰۰۳) و بنت^۸ و همکاران (۲۰۰۳) بابت دلایل بروز روند نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک را به چالش می‌کشند. در این مطالعات استدلال می‌شود افزایش نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک از رشد مالکیت نهادی در بازار سهام نشأت می‌گیرد. حال آنکه برنت و همکاران (۲۰۱۰) عقیده دارند سهام ارزان که عمدتاً تحت مالکیت معامله‌گران خرد است، نقش مهمی در افزایش و کاهش نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک طی دو دهه گذشته ایفا نموده است [۶].

1. Dennis
2. Strickland
3. Chang
4. Dong
5. Vozlioublennaia
6. Jørnhagen
7. Landelius

۱. برنت و همکاران (۲۰۱۰) استدلال می‌کنند سهام با قیمت پایین، نوسان‌پذیری بیشتری دارد؛ درست به همین علت که مالکیت نهادی کمی دارد [۶].

۳. روش‌شناسی تحقیق

جهت بررسی اثر ساختار مالکیت بر بازده راهبرد سرمایه‌گذاری مبتنی بر ریسک غیرسیستماتیک، از رویکرد تحلیل پرتفوی استفاده می‌گردد. بدین نحو که نخست، کلیه سهام موجود در نمونه در پایان هر یک از سه‌ماهه‌های منتهی به فروردین، تیر، مهر و دی بر حسب درصد مالکیت نهادی^۱ در پایان سه‌ماهه گذشته، به سه پرتفوی مساوی تقسیم می‌گردد. سپس سهام موجود در هر یک از سه پرتفوی تشکیل شده مبتنی بر مالکیت نهادی، مجدداً بر حسب نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک به سه پرتفوی مساوی دیگر تخصیص می‌یابد. بدین نحو، در هر یک از سه‌ماهه‌های مورد بررسی، ۹ پرتفوی تشکیل می‌گردد. سپس میانگین سری‌های زمانی بازده پرتفوی‌ها محاسبه شده و با استفاده از آماره t تعدیل شده نوی-وست [۲۵] تحلیل می‌شود. طبق برخی شواهد تجربی، به نظر می‌رسد اثرات مقطعی و سری زمانی نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک نسبت به الگوهای وزنی، حساس است. گیو و ساویکاس (۲۰۱۰) شواهدی ارائه می‌نمایند که نشان می‌دهد میانگین با وزن مساوی نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک حتی در صورت منظور نمودن واریانس بازار، نقشی در پیش‌بینی بازده بازار ایفا نمی‌کند [۱۹].

به تعبیر بالی و کاکسی [۳] و گیو و ساویکاس [۱۹]، در صورت استفاده از الگوی وزنی مساوی، اثر مقطعی نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک تقلیل می‌یابد. از این‌رو، به منظور تحلیل حساسیت یافته‌ها نسبت به الگوی وزنی بازده پرتفوی، از سه الگوی وزنی متفاوت برای محاسبه بازده پرتفوی‌های تشکیل شده بر اساس نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک، استفاده می‌گردد: میانگین با وزن مساوی [۱۷]، میانگین موزون بر حسب ارزش بازار [۵، ۲۸] و میانگین موزون بر حسب معکوس نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک [۳].

انتظار می‌رود سهامی که از ریسک غیرسیستماتیک بالایی برخوردار است، معمولاً کوچک و ارزان‌قیمت بوده و از نواقص کمتری برخوردار باشد. هدف از به کارگیری الگوی وزنی معکوس نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک 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

۱. "سرمایه‌گذار نهادی" مشمول تعریف خاصی بوده و شامل شرکت‌های بیمه، سرمایه‌گذاری، صندوق‌های سرمایه‌گذاری، مشاع، صندوق‌های بازنشستگی و موارد مشابه می‌باشد. با توجه به اینکه امکان دسترسی به داده‌های درصد مالکیت سرمایه‌گذاران نهادی، در مفهوم واقعی خود، در بورس اوراق بهادار تهران امکان‌پذیر نمی‌باشد لذا از درصد مالکیت اشخاص حقوقی به عنوان تقریب درصد مالکیت سرمایه‌گذاران نهادی استفاده می‌گردد استفاده از درصد مالکیت اشخاص حقوقی به جای درصد مالکیت سرمایه‌گذاران نهادی دارای اشکالاتی است. از آن جمله اینکه اشخاص حقوقی در مقایسه با سرمایه‌گذاران نهادی، طیف وسیع‌تری را شامل شده و نمی‌تواند دقیقاً نشانگر آن باشد که این اشخاص در زمینه سرمایه‌گذاری، متخصص هستند. در هر صورت، این موضوع یکی از محدودیت‌های تحقیق حاضر می‌باشد.

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.

از جمله مشکلات مبتلابه تخمین مدل‌های عاملی خصوصاً در بازارهای توسعه‌نیافته‌ای نظیر بورس اوراق بهادار تهران، وجود مسأله "معاملات غیرهمزمان" است. جهت برون‌رفت از تبعات مبتنی بر مسأله اخیر، راهکارهای متعددی عنوان گردیده است. حذف شرکت‌هایی که تعداد روز معاملاتی آنها از حداقل معینی پایین‌تر است، از جمله راهکارهایی است که می‌توان با استفاده از آن، تأثیر مسأله مذکور را تا اندازه‌ای کاهش داد. جهت اجتناب از کاهش حجم نمونه در ضمن توجه به تبعات ناشی از معاملات اندک، 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 مجموع شرکت‌های نمونه حذف می‌گردد. به این ترتیب، ضمن توجه به اثر "معاملات غیرهمزمان"، می‌توان از کاهش شدید حجم نمونه و از دست رفتن بخشی از واقعیت بازار، جلوگیری نمود^۱.

لذا داشتن حداقل تعداد معینی مشاهده طی دوره تخمین جهت برازش مدل‌های عاملی برای هر یک از شرکت‌ها الزامی می‌گردد. از آنجا که مدل یا الگوی معینی جهت 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 جهت تخمین مدل‌های 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 مسأله معاملات اندک نیز میسر گردد.

اندازه‌گیری متغیرها. متغیرهای مورد استفاده در پژوهش حاضر به شرح ذیل سنجیده می‌شود:
بازده: بازده شرکت‌های نمونه و بازده بازار با استفاده از رابطه زیر محاسبه گردیده است:

$$r_i = \ln \frac{P_2}{P_1}$$

۱. انتخاب فواصل زمانی طولانی‌تر تشکیل پرتفوی، تا اندازه‌ای کاهنده اثر معاملات غیرهمزمان است.

لازم به توضیح است که P_1 و P_2 در موارد لازم شامل افزایش سرمایه و سود نقدی تعدیل شده است.

مالکیت نهادی: با استفاده از دو شاخص مختلف اندازه‌گیری گردیده است: درصد مالکیت مالکان حقوقی و درصد تغییر تعداد آنها. تمامی مدل‌ها با استفاده از هر دو شاخص برازش شده است. با توجه به عدم امکان دسترسی به آمار درصد مالکیت سرمایه‌گذاران نهادی در بورس اوراق بهادار تهران، ناگزیر از درصد مالکیت اشخاص حقوقی به عنوان سنجۀ آن استفاده می‌گردد. ریسک غیرسیستماتیک: سنجه‌های مذکور در دو گروه متفاوت محاسبه می‌گردد: سنجه‌های وابسته به مدل‌های عاملی شامل نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک مبتنی بر CAPM، نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک مبتنی بر مدل سه عاملی، نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک مبتنی بر مدل چهارعاملی و سنجۀ مستقل از مدل‌های عاملی شامل نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک مبتنی بر بازده. یکی از مهم‌ترین و البته رایج‌ترین شیوه‌های سنجش نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک، مبتنی بر پسماند مدل‌های عاملی نظیر CAPM، سه عاملی و چهارعاملی است.

CAPM: جهت محاسبه نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک مبتنی بر CAPM تعدیل شده، رگرسیون سری زمانی بازده بازار و بازده سهام در هر یک از فواصل زمانی سه‌ماهه منتهی به پایان ماه‌های تیر، مهر، دی و فروردین بر اساس رابطه (۱) برازش می‌گردد:

$$R_{it} = \alpha_{it} + \beta_{it-1}R_{mt-1} + \beta_{it}R_{mt} + \beta_{it+1}R_{mt+1} + \varepsilon_{it} \quad \text{رابطه (۱)}$$

که R_{it} بازده اضافی سهام i در روز t ، R_{mt} بازده اضافی بازار در روز t و R_{mt-1} و R_{mt+1} بازده اضافی بازار در روزهای $t-1$ و $t+1$ و $\varepsilon_{i,t}$ پسماند روز t است. نرخ بازده بدون ریسک معادل نرخ اوراق مشارکت منظور گردیده است. تعدیل CAPM بر اساس مدل دیمسون [۱۲] با احتساب یک وقفۀ تأخیری و پیش‌رو، جهت رفع نسبی تبعات "معاملات غیرهمزمان"، صورت می‌گیرد. نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک سه‌ماهه مبتنی بر CAPM تعدیل شده، بر اساس حاصل‌ضرب انحراف معیار پسماند روزانه، $\sqrt{\text{Var}(\varepsilon_{it})}$ در مجذور تعداد روزهای معاملاتی سه‌ماهه مورد نظر محاسبه می‌گردد.

مدل سه عاملی. بررسی پیشینه تحقیقات انجام‌شده در حوزه ریسک غیرسیستماتیک نشان می‌دهد بسیاری از محققان، نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک را بر اساس پسماند مدل سه عاملی فاما و فرنچ [۱۴] اندازه‌گیری نموده‌اند. در پژوهش حاضر به تأسی از محققانی نظیر آنگ و همکاران [۱،۲]، چوآ و همکاران [۱۱]، بروکمن و همکاران [۷]، فو [۱۶] و برگ‌برانت [۴] یکی از

سنجه‌های نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک بر مبنای پسماند مدل مورد نظر محاسبه می‌گردد. برای این منظور، معادله (۲) طی هر یک از ۴۷ دوره زمانی سه‌ماهه سال‌های ۱۳۷۸ تا ۱۳۸۹ برای هر یک از سهام‌های موجود در نمونه برازش می‌گردد. همانند کمیل و همکاران [۸]، بویبر و همکاران [۵] و چن و همکاران [۱۰] از داده‌های روزانه استفاده می‌گردد:

$$R_{i,t} - r_{f,t} = \alpha_{i,t} + \beta_{i,t}(R_{m,t} - r_{f,t}) + s_{i,t}SMB_t + h_{i,t}HML_t + \varepsilon_{i,t} \quad (۲)$$

که $R_{i,t}$ بازده اضافی روزانه سهام i ، $R_{m,t}$ بازده اضافی روزانه بازار و $r_{f,t}$ نرخ بهره بدون ریسک روزانه و $\varepsilon_{i,t}$ پسماند روزانه است. نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک سه‌ماهه مانند بسیاری از تحقیقات اخیر نظیر آنگ و همکاران [۲]، بر اساس حاصل ضرب انحراف معیار پسماند روزانه، $\sqrt{Var(\varepsilon_{i,t})}$ ، در مجذور تعداد روزهای معاملاتی سه‌ماهه مورد نظر محاسبه می‌گردد.^۱

مدل چهارعاملی. مانند فرایدر^۲ و جیانگ [۱۵] و کاپادیا [۲۲] برای اندازه‌گیری ریسک غیرسیستماتیک از انحراف معیار پسماند مدل چهارعاملی کارهارت [۹] استفاده می‌گردد. مدل چهارعاملی کارهارت به صورت زیر است:

$$R_{i,t} - r_{f,t} = \alpha_{i,t} + \beta_{i,t}(R_{m,t} - r_{f,t}) + s_{i,t}SMB_t + h_{i,t}HML_t + w_{i,t}WML_t + \varepsilon_{i,t} \quad (۳)$$

که WML_t تفاوت بازده پرتفوی‌های برنده و بازنده است. جهت برازش معادله (۳) ناگزیر می‌بایست WML محاسبه گردد. برای محاسبه عامل مذکور، از شیوه محاسبه فاما و فرنچ [۱۴] تبعیت می‌شود. نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک سه‌ماهه، بر اساس حاصل ضرب انحراف معیار پسماند روزانه، $\sqrt{Var(\varepsilon_{i,t})}$ ، در مجذور تعداد روزهای معاملاتی سه‌ماهه مورد نظر محاسبه می‌گردد.

انحراف معیار بازده. شواهد تجربی موجود در بورس اوراق بهادار تهران، بعضاً نافی معنادار بودن عوامل فراگیر شناسایی شده در مدل‌های عاملی است. به عبارت دیگر، مطالعات تجربی انجام شده در بورس یادشده، شواهد محکمی در تأیید تجزیه بازده مورد انتظار به اجزاء سیستماتیک و غیرسیستماتیک در چارچوب مدل‌های عاملی، ارائه نموده است. به این ترتیب،

۱. برگ‌برانت (۲۰۱۰) نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک ماهانه را بر اساس حاصل ضرب انحراف معیار روزانه در تعداد روزهای معاملاتی ماه محاسبه می‌نماید [۴].

2. Frieder

می‌توان استنباط نمود عوامل فراگیر شناسایی شده در بازارهای توسعه‌یافته، گویای محیط معاملاتی بورس اوراق بهادار تهران نبوده و از منظر مدل‌هایی نظیر CAPM، سه عاملی و چهارعاملی، بخش قابل توجهی از بازده سهام شرکت‌های ایرانی، غیرسیستماتیک است. در این صورت، می‌توان استدلال نمود از منظر همین مدل‌ها، کل بازده مورد انتظار دارایی‌ها ناشی از عوامل غیرسیستماتیک خواهد بود. لذا می‌توان از انحراف معیار بازده به عنوان شاخص ریسک غیرسیستماتیک استفاده نمود، زیرا اکنون کل بازده سهام، تماماً غیرسیستماتیک است. در این روش، کل بازده سهام به عنوان بازده غیرسیستماتیک تلقی می‌گردد و نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک که چیزی جز نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک نیست، بر اساس انحراف معیار بازده غیرسیستماتیک محاسبه می‌گردد.

۴. تحلیل یافته‌ها و مدلسازی

از آنجا که در پژوهش حاضر یکی از رویکردهای حاکم بر اثرگذاری ساختار مالکیت، مبتنی بر تنوع‌بخشی پرتفوی است لذا نخست می‌باید به واکاوی وضعیت تنوع‌بخشی پرتفوی سرمایه‌گذاران بورس اوراق بهادار تهران پرداخت. بررسی ترکیب پرتفوی سرمایه‌گذاران در بورس اوراق بهادار تهران در پایان هر یک از سال‌های ۱۳۷۸ تا ۱۳۸۹ نشان می‌دهد به طور متوسط پرتفوی بالغ بر ۶۸ درصد سهامداران فقط شامل یک نماد، حدود ۱۹ درصد دارای دو نماد، حدود ۷ درصد مشتمل بر سه نماد بوده و پرتفوی بیش از ۵ درصد سهامداران دارای بیش از ۴ نماد است. این ارقام در مقایسه با آمار ارائه شده توسط گوئنزمن و کومار [۱۸] قابل تأمل بوده و تصویری کلی از وضعیت عدم تنوع‌بخشی پرتفوی سرمایه‌گذاران در بورس اوراق بهادار تهران ارائه می‌نماید. جدول (۱) ترکیب پرتفوی سرمایه‌گذاران بورس اوراق بهادار تهران را از نظر وضعیت تعداد نماد موجود در آن نشان می‌دهد.

جدول ۱. تعداد نماد موجود در پرتفوی سهامداران بورس اوراق بهادار تهران

سال	تعداد نماد موجود در پرتفوی			
	۱	۲	۳	۴ و بیشتر
۱۳۷۸	٪۶۹,۱۹	٪۱۹,۱۳	٪۶,۴۵	٪۲,۷۳
۱۳۷۹	٪۶۷,۵۱	٪۲۰,۲۰	٪۶,۹۰	٪۵,۳۸
۱۳۸۰	٪۷۲,۰۸	٪۱۵,۵۶	٪۷,۲۷	٪۵,۰۹
۱۳۸۱	٪۷۲,۳۰	٪۱۷,۷۸	٪۵,۹۶	٪۳,۹۶
۱۳۸۲	٪۶۵,۰۸	٪۲۳,۳۵	٪۶,۸۲	٪۴,۷۵
۱۳۸۳	٪۵۹,۱۰	٪۲۷,۱۱	٪۶,۷۶	٪۷,۰۴
۱۳۸۴	٪۷۵,۰۱	٪۱۴,۶۷	٪۵,۳۵	٪۴,۹۶
۱۳۸۵	٪۷۵,۳۹	٪۱۳,۲۹	٪۶,۶۶	٪۴۴,۷۶
۱۳۸۶	٪۶۵,۰۳	٪۲۱,۷۱	٪۶,۷۷	٪۶,۴۹
۱۳۸۷	٪۶۷,۴۲	٪۱۷,۸۴	٪۸,۷۳	٪۶,۰۲
۱۳۸۸	٪۶۶,۸۸	٪۲۰,۸۴	٪۶,۳۶	٪۵,۹۲
۱۳۸۹	٪۶۸,۸۹	٪۱۸,۳۹	٪۶,۴۶	۶,۲۶
میانگین	۶۸,۶۵	٪۱۹,۱۶	٪۶,۷۱	۵,۲۸

منبع: شرکت سپرده‌گذاری مرکزی

در حالی که به تعبیر کمبل و همکاران [۸] دستیابی به سطح معینی از تنوع‌بخشی، مستلزم وجود حداقل ۴۰ سهم در پرتفوی می‌باشد، پرتفوی ۶۸/۶۵ درصد سهامداران بورس اوراق بهادار تهران صرفاً از یک نماد تشکیل شده است. در چنین شرایطی عدم حذف ریسک غیرسیستماتیک ناشی از عدم توانایی سرمایه‌گذاران در تنوع‌بخشی پرتفوی، اهمیت می‌یابد. همان‌گونه که پیش از این اشاره شد در پژوهش حاضر جهت بررسی رابطه ساختار مالکیت و قیمت‌گذاری ریسک غیرسیستماتیک از رویکرد تحلیل پرتفوی استفاده می‌گردد. پرتفوی‌های مورد نظر بر اساس طبقه‌بندی دوگانه مبتنی بر مالکیت نهادی و ریسک غیرسیستماتیک تشکیل می‌گردد. آمار توصیفی پرتفوی‌های مذکور در جدول (۲) ملاحظه می‌گردد.

جدول ۰۲. آمار توصیفی پرتفوی‌های مبتنی بر مالکیت نهادی و ریسک غیرسیستماتیک

ریسک غیرسیستماتیک								
مالکیت نهادی	پایین	متوسط	بالا	پایین	متوسط	بالا	پایین	متوسط
۱۵	مالکیت نهادی			اندازه (میلیون ریال)			ریسک غیرسیستماتیک	
پایین	۰.۳۶۲	۰.۳۸۳	۰.۳۷۶	۲۶۳,۳۷۳	۲۵۲,۰۰۱	۳۸۱,۸۱۰	۰.۰۴۲	۰.۰۸۵
متوسط	۰.۷۷۵	۰.۷۷۰	۰.۷۶۹	۱,۳۳۳,۰۹۸	۱,۲۴۰,۷۱۰	۹۶۹,۶۳۸	۱۰.۳۳۶	۳۳.۰۱۷
بالا	۰.۹۴۳	۰.۹۳۳	۰.۹۳۰	۱,۵۸۹,۸۶۰	۲,۵۱۰,۲۱۰	۱,۶۷۶,۳۷۸	۰.۰۳۸	۰.۰۸۱
۲۲	مالکیت نهادی			اندازه (میلیون ریال)			ریسک غیرسیستماتیک	
پایین	۰.۳۸۹	۰.۳۹۲	۰.۳۸۰	۳۳۳,۳۳۷	۴۱۲,۵۶۸	۴۱۱,۵۷۰	۰.۰۵۰	۰.۰۹۵
متوسط	۰.۷۷۳	۰.۷۶۶	۰.۷۶۸	۱,۶۷۳,۲۶۸	۱,۳۴۲,۵۸۴	۹۵۷,۶۶۵	۸.۸۵۳	۲۲.۰۲۱
بالا	۰.۹۳۳	۰.۹۳۱	۰.۹۲۳	۱,۷۹۲,۳۴۰	۲,۶۴۸,۱۱۶	۱,۸۸۹,۸۲۹	۳.۸۳۳	۱۶.۴۴۶
۳۰	مالکیت نهادی			اندازه (میلیون ریال)			ریسک غیرسیستماتیک	
پایین	۰.۴۰۹	۰.۴۲۸	۰.۴۹۱	۴۱۳,۹۹۸	۵۹۸,۴۳۶	۶۴۸,۴۸۸	۰.۰۶۳	۰.۱۰۴
متوسط	۰.۷۷۱	۰.۷۶۸	۰.۷۶۸	۲,۱۵۸,۲۵۷	۱,۴۳۹,۶۴۴	۸۶۸,۹۳۱	۱۲.۱۲۶	۲۴.۹۱۱
بالا	۰.۹۲۶	۰.۹۲۹	۰.۹۱۸	۲,۶۹۱,۳۷۵	۳,۱۱۲,۶۳۴	۲,۰۰۲,۰۴۱	۵.۱۰۴	۳۳.۹۸۱

نکته قابل توجه در جدول (۲) آن است که میزان مالکیت نهادی با افزایش محدودیت حداقل روز معاملاتی، افزایش می‌یابد. به گونه‌ای که مالکیت نهادی پرتفوی اول در صورت الزام حداقل ۱۵ روز معاملاتی برابر ۳۶/۴۴ درصد است که با افزایش محدودیت مورد نظر به ۲۲ و ۳۰، متوسط مالکیت نهادی پرتفوی مذکور به ۳۸/۹۸ درصد و ۴۱/۱۱ درصد افزایش می‌یابد. به این ترتیب، می‌توان استنباط نمود شرکت‌های بزرگ‌تر، از درصد مالکیت نهادی بالاتری برخوردار است.

ارقام مندرج در جداول (۳) تا (۵) شامل متوسط بازده پرتفوی‌های مرتب شده بر حسب ریسک غیرسیستماتیک شامل P1 تا P9 و پرتفوی‌های مصون‌سازی شده (P3-P1)، (P6-P4) و (P9-P7) متشکل از خرید سهام دارای بالاترین ریسک غیرسیستماتیک و فروش سهام دارای پایین‌ترین ریسک غیرسیستماتیک در هر یک از سه پرتفوی تشکیل شده مبتنی بر ساختار مالکیت می‌باشد. (PH-PL) بر اساس مابه‌التفاوت مجموع بازده پرتفوی‌های دارای بالاترین ریسک غیرسیستماتیک و مجموع بازده پرتفوی‌های دارای پایین‌ترین ریسک غیرسیستماتیک در زیرمجموعه‌های کنترل شده بابت ساختار مالکیت محاسبه می‌گردد؛ (P1+P4+P7) - (P3+P6+P9). به این ترتیب، می‌توان ضمن ایجاد پراکندگی ساختار مالکیت، به بررسی اثر ریسک غیرسیستماتیک بر بازده پرداخت. معناداری آماری ارقام مشاهده شده در این جداول، در سطوح خطای ۱۰، ۵ و ۱ درصد به ترتیب با یک، دو و سه ستاره مشخص گردیده است. نتایج حاصل از بررسی تأثیر ساختار مالکیت بر بازده راهبرد سرمایه‌گذاری مبتنی بر نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک با استفاده از الگوی وزنی مساوی در جدول (۳) ملاحظه می‌گردد.

جدول ۳. متوسط بازده و آلفای جنس پرتفوی‌های مبتنی بر مالکیت نهادی و ریسک غیرسیستماتیک بر اساس الگوی وزنی مساوی

	CAPM بر مبنای جنس پرتفوی غیرسیستماتیک		توسان بدی غیرسیستماتیک مبتنی بر مدل سه عاملی		توسان بدی غیرسیستماتیک مبتنی بر مدل چهار عاملی		توسان بدی غیرسیستماتیک مبتنی بر بازده متوسط		توسان بدی غیرسیستماتیک مبتنی بر بازده کارهات	
	متوسط بازده	آلفای CAPM	متوسط بازده	آلفای CAPM	متوسط بازده	آلفای CAPM	متوسط بازده	آلفای CAPM	متوسط بازده	آلفای کارهات
۱۵										
(P _t -P ₁)	۰.۲۶	۰.۲۳	۰.۳۲	۰.۱۹	۰.۳۱	۰.۲۷	۰.۳۳	۰.۲۱	۰.۲۸	۰.۲۹
(P _t -P _۴)	۰.۸۷	۰.۶۱	۰.۹۲	۰.۶۳	۰.۷۳	۰.۷۵	۰.۹۱	۰.۶۱	۰.۶۹	۰.۶۱
(P _۹ -P _۷)	۰.۹۷	۰.۶۸	۰.۹۶	۰.۶۷	۰.۵۸	۰.۷	۰.۱۰	۰.۷۱	۰.۷۳	۰.۷۱
(PH-PL)	۰.۳۲	۰.۱۵	۰.۳۲	۰.۱۴	۰.۱۶	۰.۱۷	۰.۳۳	۰.۱۵	۰.۱۳	۰.۱۶
۲۲										
(P _t -P ₁)	۰.۴۸	۰.۳۳	۰.۴۹	۰.۲۵	۰.۵۳	۰.۴۳	۰.۴۶	۰.۳۳	۰.۴۲	۰.۴۱
(P _t -P _۴)	۰.۹۷	۰.۶۷	۰.۹۵	۰.۶۹	۰.۸۵	۰.۸۷	۰.۹۴	۰.۶۸	۰.۸۶	۰.۶۹
(P _۹ -P _۷)	۰.۹۰	۰.۶۲	۰.۹۱	۰.۶۳	۰.۴۱	۰.۵۷	۰.۹۳	۰.۶۷	۰.۶	۰.۶۵
(PH-PL)	۰.۳۳	۰.۱۶	۰.۳۳	۰.۱۶	۰.۱۸	۰.۱۸	۰.۳۳	۰.۱۶	۰.۱۸	۰.۱۷
۳۰										
(P _t -P ₁)	۰.۶۰	۰.۳۳	۰.۵۴	۰.۲۷	۰.۵۲	۰.۴۵	۰.۵۴	۰.۳۷	۰.۴۶	۰.۴۰
(P _t -P _۴)	۰.۱۰	۰.۸۴	۰.۱۰	۰.۸۰	۰.۹۳	۰.۹۵	۰.۱۰	۰.۷۹	۰.۹۴	۰.۹۱
(P _۹ -P _۷)	۰.۹۰	۰.۶۰	۰.۹۰	۰.۶۱	۰.۳۲	۰.۵۳	۰.۹۱	۰.۶۱	۰.۵۳	۰.۶۱
(PH-PL)	۰.۲۵	۰.۱۷	۰.۳۴	۰.۱۶	۰.۱۷	۰.۱۹	۰.۳۴	۰.۱۶	۰.۱۹	۰.۱۷

متوسط بازده سه‌ماهه پرتفوی با سرمایه‌گذاری صفر (P3-P1) برای نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک مبتنی بر CAPM و محدودیت معاملاتی ۱۵ روز، برابر ۳/۶ درصد بوده و فاقد معناداری آماری است. متوسط بازده پرتفوی مذکور با نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک مبتنی بر مدل سه‌عاملی، چهار عاملی و نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک مبتنی بر بازده به ترتیب به سطوح ۳/۲، ۳/۳، و ۲/۷ درصد کاهش یافته و کماکان از نظر آماری معنادار نیست. حال آنکه میانگین بازده سه‌ماهه پرتفوی‌های (P6-P4) و (P9-P7) در صورت استفاده از هر یک از معیارهای نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک و تحت هر یک از محدودیت‌های معاملاتی، مثبت و در سطح اطمینان ۹۹ درصد معنادار است. آلفای CAPM، فاما - فرنچ و کارهات پرتفوی‌های اخیر همواره مثبت و به لحاظ آماری، قویاً معنادار است. میانگین بازده سه‌ماهه پرتفوی (PH-PL) با فرض محاسبه نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک بر اساس نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک مبتنی بر CAPM و اعمال محدودیت ۱۵ روز، برابر ۲۲ درصد ($t=3.683$) و آلفای CAPM، فاما-فرنچ و کارهات آن به ترتیب برابر ۱۵/۱ درصد ($t=3.103$)، ۱۷/۶ درصد ($t=3.752$) و ۱۷/۱ درصد ($t=3.385$) است. نتایج حاصل از این تحقیق بر خلاف فو [۱۷] دال بر تقویت اثر نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک در سطوح بالاتر مالکیت نهادی است. فو [۱۷] نشان می‌دهد مالکیت نهادی کم (زیاد) رابطه مثبت ریسک غیرسیستماتیک و بازده را تقویت (تضعیف) می‌نماید.

جهت حصول اطمینان از عدم تأثیرپذیری یافته‌های به دست آمده از شیوه محاسبه بازده سهام، در ادامه، نتایج آزمون‌های مشابه با استفاده از الگوی وزنی مبتنی بر ارزش بازار ارائه می‌گردد.

جدول ۴. متوسط بازده و آلفای جسن پرتفوی‌های نه‌گانه کنترل شده بابت مالکیت نهادی بر اساس الگوی وزنی ارزش بازار

	CAPM		نوسان پذیری غیرسیستماتیک مبتنی بر مدل سه عاملی		نوسان پذیری غیرسیستماتیک مبتنی بر مدل چهار عاملی		نوسان پذیری غیرسیستماتیک مبتنی بر بازده متوسط		نوسان پذیری غیرسیستماتیک مبتنی بر بازده متوسط	
	متوسط	آلفای	متوسط	آلفای	متوسط	آلفای	متوسط	آلفای	متوسط	آلفای
	بازده	کارهارت	بازده	کارهارت	بازده	کارهارت	بازده	کارهارت	بازده	کارهارت
۱۵										
(P۳-P۱)	۰.۰۶۶*	۰.۰۵۱	۰.۰۶۱*	۰.۰۳۸	۰.۰۶۴*	۰.۰۴۹	۰.۰۳۹	۰.۰۴۳	۰.۰۶۱*	۰.۰۳۷
(P۶-P۴)	۰.۱۱۵***	۰.۰۷۰*	۰.۱۲۸***	۰.۱۱۱***	۰.۱۳۰***	۰.۰۸۵**	۰.۱۱۱***	۰.۰۹۳**	۰.۰۹۹**	۰.۰۵۵*
(P۹-P۷)	۰.۱۶۳***	۰.۱۱۸***	۰.۱۶۲***	۰.۱۳۰***	۰.۱۶۱***	۰.۱۱۸***	۰.۱۳۷***	۰.۱۰۶***	۰.۱۶۲***	۰.۱۲۵***
(PH-PL)	۰.۳۳۴***	۰.۲۳۹***	۰.۳۵۱***	۰.۲۸۱***	۰.۳۵۵***	۰.۲۵۳***	۰.۲۷۸***	۰.۲۲۴***	۰.۳۲۱***	۰.۲۶۹***
۲۲										
(P۳-P۱)	۰.۰۶۱	۰.۰۳۹	۰.۰۶۳*	۰.۰۳۶	۰.۰۶۲	۰.۰۴۲	۰.۰۳۵	۰.۰۳۸	۰.۰۵۸	۰.۰۴۲
(P۶-P۴)	۰.۱۰۱***	۰.۰۶۸**	۰.۱۲۶***	۰.۰۹۵**	۰.۱۳۶***	۰.۰۹۱**	۰.۰۹۴***	۰.۰۸۳**	۰.۰۹۰**	۰.۰۵۸*
(P۹-P۷)	۰.۱۴۹***	۰.۰۹۸***	۰.۱۵۵***	۰.۱۱۶***	۰.۱۶۱***	۰.۱۰۹***	۰.۱۱۵***	۰.۰۸۱**	۰.۱۶۱***	۰.۱۱۷***
(PH-PL)	۰.۳۱۱***	۰.۲۰۵***	۰.۳۴۵***	۰.۲۳۶***	۰.۳۴۹***	۰.۲۳۲***	۰.۲۴۳***	۰.۲۰۳**	۰.۳۰۸***	۰.۲۱۷***
۳۰										
(P۳-P۱)	۰.۰۱۹	۰.۰۲۶	۰.۰۲۰	۰.۰۱۴	۰.۰۱۷	۰.۰۱۵	۰.۰۴۲	۰.۰۲۶	۰.۰۶۷	۰.۰۱۷
(P۶-P۴)	۰.۱۱۰***	۰.۰۹۱**	۰.۱۳۷***	۰.۱۰۵***	۰.۱۲۶***	۰.۰۸۶***	۰.۱۰۶***	۰.۱۰۰**	۰.۱۰۹***	۰.۰۸۷**
(P۹-P۷)	۰.۱۲۵***	۰.۰۹۳***	۰.۱۴۲***	۰.۱۰۳***	۰.۱۴۳***	۰.۱۰۵***	۰.۱۱۶***	۰.۰۸۳**	۰.۱۶۱***	۰.۱۲۱***
(PH-PL)	۰.۳۳۴***	۰.۲۱۰**	۰.۳۳۸***	۰.۲۲۲**	۰.۳۴۲***	۰.۲۲۶***	۰.۲۶۴***	۰.۲۰۸**	۰.۳۲۸***	۰.۲۲۳**

بررسی متوسط بازده و آلفای پرتفوی‌های نه‌گانه منعکس در جدول (۴) امکان شناسایی الگوی مشخصی را فراهم نمی‌سازد. روند صعودی متوسط بازده سه‌ماهه پرتفوی‌های با سرمایه‌گذاری صفر، توأم با افزایش میزان مالکیت نهادی از (P3-P1) به (P9-P7) مشهود بوده و معناداری آماری آنها نیز قوی‌تر می‌گردد. به‌گونه‌ای که برای نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک مبتنی بر CAPM و محدودیت الزام حداقل ۱۵ روز معاملاتی، متوسط بازده سه‌ماهه پرتفوی (P3-P1) برابر ۶/۶ درصد و آماره t آن برابر ۱/۸۸۷ بوده و در سطح اطمینان ۹۰ درصد معنادار است. افزایش سطح مالکیت نهادی در پرتفوی (P9-P7) باعث می‌گردد متوسط بازده سه‌ماهه پرتفوی مذکور به ۱۶/۳ درصد و آماره t آن به ۴/۹۳۶ بالغ گردد. آلفای CAPM، فاما - فرنچ و کارهارت پرتفوی‌های مذکور نیز با افزایش مالکیت نهادی از رشد قابل ملاحظه‌ای برخوردار می‌گردد. به نحوی که آلفای CAPM پرتفوی (P3-P1)، برابر ۵/۱ درصد بوده و از نظر آماری معنادار نیست. اما آلفای CAPM پرتفوی‌های (P6-P4) و (P9-P7) معادل ۷ و ۱۱/۸ درصد و به ترتیب در سطوح ۹۰ و ۹۹ درصد از نظر آماری معنادار است. الگوی تغییر آلفای فاما - فرنچ و کارهارت نیز مشابه آلفای CAPM است. میانگین بازده سه‌ماهه پرتفوی (PH-PL) در صورت اعمال محدودیت حداقل ۱۵ روز معاملاتی برای نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک مبتنی بر CAPM، برابر ۳۴/۴ درصد ($t=4.413$)، برای نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک مبتنی بر مدل فاما-فرنچ برابر ۳۵/۱ درصد ($t=4.573$)، برای نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک مبتنی بر مدل کارهارت برابر ۳۶ درصد ($t=4.761$) و برای نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک مبتنی بر بازده، به میزان ۳۲/۱ درصد ($t=4.387$) است. آلفای CAPM، فاما-فرنچ و کارهارت پرتفوی‌های مذکور، مثبت و در سطح ۹۹ درصد معنادار است. شرایط یادشده برای محدودیت‌های حداقل ۲۲ و ۳۰ روز معاملاتی نیز صدق می‌کند.

در راستای تحلیل حساسیت نتایج حاصله نسبت به تغییر الگوی وزنی استفاده شده جهت محاسبه بازده پرتفوی، در ادامه نتایج حاصل از تحلیل مشابه بر اساس الگوی وزنی معکوس نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک ارائه می‌گردد.

جدول ۵. متوسط بازده و آلفای جنسین پرتفوی‌های ننگانه کنترل شده بابت مالکیت نهادی بر اساس الگوی وزنی معکوس نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک

	نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک مبتنی بر CAPM		نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک مبتنی بر مدل سه عاملی		نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک مبتنی بر مدل چهار عاملی		نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک مبتنی بر بازده	
	متوسط	آلفای CAPM	متوسط	آلفای CAPM	متوسط	آلفای CAPM	متوسط	آلفای CAPM
۱۵								
(P۳-P۱)	۰.۲۴۱	۰.۱۶۰	۰.۲۲۸	۰.۱۵۳	۰.۲۲۲	۰.۱۵۳	۰.۲۲۰	۰.۱۳۰*
(P۶-P۴)	۰.۵۴۳***	۰.۳۹۳***	۰.۴۵۸***	۰.۳۰۳***	۰.۴۰۳***	۰.۳۰۳***	۰.۴۵۵***	۰.۲۸۳***
(P۹-P۷)	۰.۴۸۵***	۰.۳۹۵***	۰.۳۸۰***	۰.۲۱۱***	۰.۵۰۴***	۰.۳۸۵***	۰.۳۴۳***	۰.۲۰۱***
(PH-PL)	۱.۳۲۰***	۰.۸۴۷***	۱.۰۶۶***	۰.۸۶۸***	۱.۳۳۹***	۱.۰۹۰***	۱.۱۱۲***	۱.۰۸۵***
۲۲								
(P۳-P۱)	۰.۲۷۸*	۰.۲۰۲	۰.۲۹۰	۰.۲۱۷	۰.۲۸۸*	۰.۲۰۰*	۰.۲۹۱	۰.۲۱۴
(P۶-P۴)	۰.۴۵۷***	۰.۳۱۳***	۰.۴۱۳***	۰.۳۳۷***	۰.۴۸۵***	۰.۳۴۱***	۰.۴۲۲***	۰.۳۱۸***
(P۹-P۷)	۰.۴۰۳***	۰.۳۲۷**	۰.۳۳۷**	۰.۲۲۱*	۰.۴۳۵***	۰.۳۳۵**	۰.۳۶۵**	۰.۲۶۴**
(PH-PL)	۱.۱۳۸***	۰.۷۹۲**	۱.۰۳۹***	۰.۸۴۳***	۱.۳۱۸***	۱.۰۸۵***	۱.۰۸۹***	۱.۰۴۵***
۳۰								
(P۳-P۱)	۰.۲۲۳	۰.۱۲۳	۰.۲۵۱	۰.۱۱۱	۰.۲۱۲	۰.۲۰۷	۰.۲۱۵	۰.۲۱۱
(P۶-P۴)	۰.۳۷۴***	۰.۲۹۷***	۰.۳۸۱***	۰.۲۹۵***	۰.۳۹۱***	۰.۳۲۷***	۰.۳۶۲***	۰.۲۵۵***
(P۹-P۷)	۰.۳۷۶***	۰.۲۷۹**	۰.۲۹۹**	۰.۲۶۴**	۰.۳۵۹***	۰.۲۶۶**	۰.۲۶۹*	۰.۲۰۶
(PH-PL)	۰.۹۷۴***	۰.۷۰۸**	۰.۹۳۳***	۰.۶۷۱**	۰.۹۶۳***	۰.۸۵۵***	۰.۶۸۱**	۰.۷۷۳**

متوسط بازده پرتفوی‌های منعکس در جدول (۵) بر اساس معکوس نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک هر یک از سهام موجود در آن محاسبه گردیده است. متوسط بازده سه‌ماهه پرتفوی با سرمایه‌گذاری صفر (P3-P1) به استثنای سنجه نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک مبتنی بر CAPM و مدل سه عاملی در صورت اعمال محدودیت ۲۲ روز معاملاتی که به ترتیب برابر ۲۷/۸ درصد و ۲۸/۸ درصد بوده و در سطح اطمینان ۹۰ درصد معنادار است، مثبت بوده و فاقد معناداری آماری است. متوسط بازده پرتفوی‌های (P6-P4) و (P9-P7) مستقل از شیوه اندازه‌گیری نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک و محدودیت حداقل روز معاملاتی، همواره مثبت و در سطح اطمینان ۹۹ درصد معنادار است. آلفای CAPM، فاما-فرنج و کارهات پرتفوی‌های (P6-P4) و (P9-P7) مثبت و در سطح ۹۹ درصد معنادار است البته میزان آلفاهای مذکور برای پرتفوی (P6-P4) بیش از پرتفوی (P9-P7) است. کمینه متوسط بازده سه‌ماهه پرتفوی‌های با سرمایه‌گذاری صفر همواره در صورت محاسبه نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک بر اساس انحراف معیار بازده، محقق گردیده است.

متوسط بازده سه‌ماهه پرتفوی (PH-PL) با فرض محاسبه نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک بر اساس CAPM تعدیل شده و در صورت اعمال محدودیت ۱۵ روز معاملاتی، برابر ۱۲۷ درصد و آماره t آن معادل ۳/۵۰۶ خواهد بود. آلفای CAPM پرتفوی مذکور برابر ۸۴/۷ درصد و آلفای فاما-فرنج آن معادل ۱۰۶/۶ درصد بوده و در سطح ۹۹ درصد معنادار است. آلفای کارهات این پرتفوی برابر ۱۰۸/۵ درصد و در سطح ۹۹ درصد معنادار است. با افزایش محدودیت معاملاتی به ۲۲ روز، متوسط بازده سه‌ماهه پرتفوی مذکور به ۱/۱۳۸ و آماره t آن به ۳/۱۴۶ می‌رسد. آلفای CAPM، فاما-فرنج و کارهات این پرتفوی به ترتیب برابر ۰/۷۹۲ و ۱/۰۳۹ و ۱/۰۳۸ بوده و در سطح اطمینان ۹۹ درصد معنادار است. اعمال محدودیت حداقل ۳۰ روز معاملاتی منجر به تحقق بازده ۹۷/۴ درصد و آماره t برابر ۳/۰۵۰ برای پرتفوی (PH-PL) می‌گردد. در اینجا نیز آلفاهای CAPM، فاما-فرنج و کارهات، مثبت و معنادار است. با افزایش محدودیت الزام حداقل روز معاملاتی از ۱۵ به ۳۰ روز، متوسط بازده پرتفوی (PH-PL)، آلفاهای CAPM، فاما - فرنج و کارهات کاهش می‌یابد. روند مذکور در سایر شیوه‌های محاسبه نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک بر اساس پسماند مدل سه عاملی، چهارعاملی و انحراف معیار بازده نیز مشاهده می‌گردد.

نتایج حاصل از جداول (۳) تا (۵) را می‌توان به شرح ذیل تلخیص نمود:

۱. شرکت‌های دارای مالکیت نهادی بالاتر، از نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک بالاتری برخوردار است. در سطوح پایین مالکیت نهادی، رابطه نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک و بازده سهام مشاهده نمی‌گردد. شاید بتوان یافته‌های حاصله را به عدم تقارن اطلاعاتی بالاتر شرکت‌های دارای مالکیت نهادی بالاتر در بورس اوراق بهادار تهران منتسب کرد.

۲. نحوه اثرگذاری مالکیت نهادی بر بازده راهبرد سرمایه‌گذاری مبتنی بر نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک (PH-PL) مستقل از الگوی وزنی محاسبه بازده پرتفوی، سنجه نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک و محدودیت حداقل روز معاملاتی است.

۳. بازده راهبرد سرمایه‌گذاری مبتنی بر نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک پس از کنترل اثر مالکیت نهادی، مثبت و به لحاظ آماری معنادار بوده و مالکیت نهادی قادر به توضیح سودآوری راهبرد مذکور نیست.

۵. نتیجه‌گیری و پیشنهاد

می‌توان انتظار داشت حضور سرمایه‌گذاران نهادی، خصوصاً در شرایط وجود موانع بازار، به دلیل تنوع‌بخشی و توان و تخصص گردآوری و تحلیل اطلاعات منجر به انعکاس بیشتر اطلاعات در سطوح قیمت‌ها گردیده و میزان نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک ناشی از تضارب آرای سرمایه‌گذاران خرد را بکاهد. بر این اساس، انتظار می‌رود در شرکت‌هایی که از نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک بالاتری برخوردارند، حضور سرمایه‌گذاران نهادی کمتر باشد. عدم افشای کامل اطلاعات منجر به ناهمگونی بیشتر عقاید سرمایه‌گذاران در خصوص چشم‌انداز آتی شرکت و لذا افزایش نوسان‌پذیری می‌گردد. مزیت حضور سرمایه‌گذاران نهادی، در دسترسی به اطلاعات و توان تحلیلی آنها منجر به انعکاس سریع‌تر و دقیق‌تر اطلاعات در قیمت‌ها گردیده و نوسان‌پذیری ناشی از نبود اطلاعات را تا اندازه‌ای پوشش می‌دهد. به همین منظور از مالکیت نهادی به عنوان شاخصی برای تنوع‌بخشی و تخصص سرمایه‌گذاران استفاده می‌گردد.

نتایج حاصل از این تحقیق ضمن تأیید رابطه مثبت مالکیت نهادی و نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک نظیر یورناگن و لاندلیوس [۲۰] و بر خلاف برنت و همکاران [۶] که افزایش نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک را به شرکت‌های دارای مالکیت جزء بالا، محدود می‌نمایند، نشان می‌دهد افزایش مالکیت نهادی منجر به تقویت رابطه مثبت نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک و بازده سهام می‌گردد. بنابراین، نتایج تحقیق حاضر، یافته دنیس و استریکلند (۲۰۰۵) را تأیید می‌کند. دنیس و استریکلند (۲۰۰۵) رابطه مثبت نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک و مالکیت نهادی را تأیید کرده و عقیده دارند تغییرات متغیر اخیر و درصد مالکیت نهادی، هم‌جهت است [۲۷]. اما بر اساس یافته‌های این پژوهش، نمی‌توان یافته فو [۱۷] را تأیید نمود. به اعتقاد وی، رابطه مثبت بازده و نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک در سهامی که عمدتاً توسط سرمایه‌گذاران انفرادی معامله می‌شود، قوی‌تر است.

بر خلاف تحقیقات تجربی انجام شده در سایر بازارهای توسعه‌یافته که بعضاً افزایش مالکیت نهادی را موجب تقویت حاکمیت شرکتی دانسته و رابطه معکوس مالکیت نهادی و بازده سهام را

توضیح می‌دهد، به نظر می‌رسد در بورس اوراق بهادار تهران، احتمالاً میزان مالکیت نهادی شاخص مناسبی برای تنوع‌بخشی پرتفوی و تخصص سرمایه‌گذاران نمی‌باشد و یا در غیر این صورت، نحوه اثرگذاری آن را باید در مضامینی غیر از تنوع‌بخشی پرتفوی و تخصص سرمایه‌گذاران جست‌وجو نمود. برای مثال، احتمالاً حاکمیت شرکتی تحت تأثیر حضور مالکان نهادی تضعیف گردیده و باعث می‌گردد سرمایه‌گذاران بازده بالاتری مطالبه نمایند. همچنین می‌توان انتظار داشت توأم با افزایش مالکیت نهادی، میزان عدم تقارن اطلاعاتی سهامداران عمده و جزء و لذا نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک افزایش یابد. لذا پیشنهاد می‌گردد موضوعات اخیر در پژوهش‌های آتی آزمون گردیده تا بدین نحو، اظهارنظر دقیق‌تر در خصوص منشاء اثرگذاری ساختار مالکیت بر نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک میسر گردد.

منابع

1. Ang, Andrew., Hodrick, Robert J., Xing, Yuhang., & Zhang, Xiaoyan. (2009). High idiosyncratic volatility and low returns: International and further U.S. evidence. *Journal of Financial Economics*, 91(1), 1-23.
2. Ang, Andrew., Hodrick, Robert J., Xing, Yuhang., & Zhang, Xiaoyan. (2006). The Cross-Section of Volatility and Expected Return. *The Journal of Finance*, 61, 259-299.
3. Bali, Turan G. & Cakici, Nusret. (2008). Idiosyncratic Volatility and the Cross Section of Expected Returns. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 43(1), 29-58.
4. Bergbrant, Mikael. (2010). Trading Costs and the Relation between Idiosyncratic Volatility and Returns. *Working Paper*.
5. Boyer, Brian., Mitton, Todd & Vorkink, Keith. (2010). Expected Idiosyncratic Skewness. *The Review of Financial Studies*, 23(1).
6. Brandt, Michael W., Brav, Alon., Graham, John R., & Kumar, Alok. (2010). The Idiosyncratic Volatility Puzzle: Time Trend or Speculative Episodes?. *The Review of Financial Studies*, 23(2).
7. Brockman, Paul., Schutte, Maria Gabriela., & Yu, Wayne. (2009). Is Idiosyncratic Risk Priced? The International Evidence. *Working Paper*, University of Missouri.
8. Campbell, John Y., Lettau, Martin., Malkiel, Burton G., & Xu, Yexiao, (2001). Have Individual Stocks Become More Volatile? An Empirical Exploration of Idiosyncratic Risk. *The Journal of Finance*, Vol. LV1, No.1.
9. Carhart, M. M. (1997). On Persistence in Mutual Fund Performance. *Journal of Finance*, 52(1), 57-82.
10. Chen, Jing., Chollete, Lorán & Ray, Rina. (2010). Financial distress and idiosyncratic volatility: An empirical investigation. *Journal of Financial Markets*, 13(2).
11. Chua, Choong Tez., Goh, Jeremy., & Zhang, Zhe. (2006). Idiosyncratic Volatility Matters for the Cross-Section of Returns- in More Ways Than One!. *Working Paper*.
12. Dimson, E. (1979). Risk measurement when shares are subject to infrequent trading. *Journal of Financial Economics* 7, PP.197-226.
13. Drew, Michael E., Malin, Mirela., Naughton, Tony., & Veeraraghavan, Madhu. (2006). Idiosyncratic volatility and security returns: evidence from Germany and United Kingdom. *Studies in Economics and Finance*, Vol. 23 No. 2.
14. Fama, E. F., and K. R. French. (1993). Common risk factors in the returns on stocks and bonds. *Journal of Financial Economics*, 33, 3-56.
15. Frieder, Laura., & Jiang, George J. (2007). Separating Up from Down: New Evidence on the Idiosyncratic Volatility- Return Relation. *Working Paper*.

16. Fu, Fangjian. (2009). Idiosyncratic Risk and the Cross-Section of Expected Stock Returns. *Journal of Financial Economics*, 91.
17. Fu, Fangjian., & Schutte, Maria. (2009). Investor Diversification and the Pricing of Idiosyncratic Risk. *Working Paper*.
18. Goetzmann, W., Kumar, A. (2004). Why do individual investors hold under-diversified portfolios? *Working paper*, Yale University.
19. Guo, Hui., & Savickas, Robert. (2010). Relation between Time-Series and Cross-Sectional Effects of Idiosyncratic Variance on Stock Returns. *Journal of Banking and Finance*, 34(7), 1637-1649.
20. Jornhagen, Pontus., & Landelius, Klas. (2008). The Impact of Institutional Ownership on Idiosyncratic Volatility. *Working Paper*, Stockholm School of Economics.
21. Kang, Namho. (2011). Idiosyncratic Volatility, Realized Return, and Implied Cost of Capital. *Working Paper*.
22. Kapadia, Nishad. (2006). The Next Microsoft? Skewness, Idiosyncratic Volatility and Expected Returns. *Working paper*, University of North Carolina, Chapel Hill.
23. Malkiel, B., & Xu, Y. (1999). The Structure of Stock Market Volatility. Princeton University *Working Paper*.
24. Merton, Robert C. (1987). A simple model of capital market equilibrium with incomplete information. *Journal of Finance*, 42, 483-510.
25. Newey, Whitney K., & Kenneth D. West. (1987). A simple positive-definite heteroscedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix. *Econometrica* 55, 703-708.
26. Rubin, Amir., & Smith, Daniel R. (2010). Comparing Different Explanations of the Volatility Trend. *Journal of Banking & Finance*, in Press.
27. Vozlioublennaia, Nadejda. (2007). Explorations into Idiosyncratic Risk. *PH.D Thesis*, Michigan State University.
28. Wan, Chi. (2008). Idiosyncratic Volatility, Expected Windfall and the Cross-Section of Stock Returns. *JOB MARKET PAPER*, Boston College.