مطالعات مدیریت راهبردی
شماره ۱۶ ـ زمستان ۱۳۹۲
ص‌ص ۱۲۹-۱۰۹

راهبرد سرمایه‌گذاری مبتنی بر ریسک غیرسیستماتیک و ساختار مالکیت

مریم دولو*، محمدرضا حمیدی‌زاده**

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 این‌صورت، نحوهٔ اثرگذاری آن را باید در مضامینی غیر از تنوع‌بخشی پرتفوی و تخصص سرمایه‌گذاران جست‌وجو نمود.

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

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

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 هزینهٔ 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 حوزهٔ یادشده، بسیار متناقض است. به نحوی‌که برخی محققان (نظیر درو و همکاران [۱۳]، چوآ[1] و همکاران [۱۱]، فو [۱۶]، بروکمن و همکاران [۷]، برگ‌برانت[2] [۴] و کانگ [۲۱] همسویی رابطهٔ ریسک غیرسیستماتیک و بازده سهام را تایید نموده و برخی دیگر (نظیر آنگ و همکاران [۲،۱]) بر رابطهٔ معکوس آنها صحه می‌گذارند. صرف نظر از جهت رابطهٔ ریسک غیرسیستماتیک و بازده سهام، بسیاری از شواهد تجربی وجود رابطه میان متغیرهای مورد نظر را تأیید می‌نماید. تأیید رابطهٔ متغیرهای مذکور دال بر سودآوری راهبرد معاملاتی 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، فرضیهٔ اثرگذاری ساختار مالکیت را به‌عنوان دلیل بالقوهٔ بازده راهبرد مورد نظر، به بوتهٔ آزمون می‌نهد. رابطهٔ بالقوهٔ ساختار مالکیت و ریسک غیرسیستماتیک مبتنی بر دو استدلال است. نخست، سطح تنوع‌بخشی پرتفوی سرمایه‌گذاران با یکدیگر متفاوت است. به طور کلی، سرمایه‌گذاران نهادی در مقایسه با سرمایه‌گذاران انفرادی از پرتفوی‌های متنوع‌تری

1. Chua
2. Bergbrant

برخوردارند. چنان‌که رابطهٔ مثبت ریسک غیرسیستماتیک و بازده سهام ناشی از تنوع‌بخشی کمتر پرتفوی باشد، انتظار می‌رود رابطهٔ 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 موجد 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 وسیلهٔ 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 رابطهٔ مثبت ریسک غیرسیستماتیک و بازده سهامی که به وسیلهٔ سرمایه‌گذاران منفرد نگهداری می‌شود، قوی‌تر است. بالعکس، در سهامی که عمدتاً به وسیلهٔ سرمایه‌گذاران نهادی نگهداری می‌شود، شواهد محکمی دال بر رابطهٔ 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 عقیدهٔ آنها افزایش قابل توجه نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک دههٔ 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 خُرد گردد. اگر سرمایه‌گذاران خُرد به

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

دنیس[۱] و استریکلند[۲] در سال ۲۰۰۵ با استفاده از رگرسیون سری زمانی، رابطهٔ 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 رابطهٔ معنادار مشابهی دست یافتند. برنت و همکاران در سال ۲۰۰۵ نشان دادند رابطهٔ 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 عقیدهٔ وزلیوبلنایا[۵] (۲۰۰۷) رابطهٔ 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 رابطهٔ 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 نزدک، میزان مالکیت نهادی در بازار سهام و رشد مورد انتظار سود سهام منفرد منتسب 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[۹]. حال آنکه برنت و همکاران (۲۰۱۰) عقیده دارند سهام ارزان که عمدتاً تحت مالکیت معامله‌گران خُرد است، نقش مهمی در افزایش و کاهش نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک طی دو دهه گذشته ایفا نموده است [۶].

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

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

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 سه ماهه 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 سه ماهه‌های 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 کاکیسی [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 محاسبهٔ 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

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی

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 زمینهٔ 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 حاصل‌ضرب 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 مسألهٔ"معاملات غیرهمزمان" است. جهت برون‌رفت از تبعات مبتنی بر مسألهٔ 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 مسألهٔ مذکور را تا اندازه‌ای کاهش داد. جهت اجتناب از کاهش حجم نمونه در ضمن توجه به تبعات ناشی از معاملات اندک، همانند رویهٔ اتخاذ شده در مطالعات پیشین و به منظور حفظ حداقلی شرکت‌های نمونه، شرکت‌هایی که تعداد روز معاملاتی آنها طی دورهٔ تخمین سه‌ماههٔ 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 دورهٔ تخمین جهت برازش مدل‌های عاملی برای هر یک از شرکت‌ها الزامی می‌گردد. از آنجا که مدل یا الگوی معینی جهت تعیین حداقل تعداد مشاهدات دورهٔ تخمین وجود ندارد، جهت اجتناب از مسائل بالقوه ناشی از انتخاب یک حداقل معین، پس از بررسی پیشینهٔ 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 مسألهٔ 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 رابطهٔ زیر محاسبه گردیده است:

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

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

لازم به توضیح است که P_2 و P_1 در موارد لازم شامل افزایش سرمایه و سود نقـدی تعـدیل 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 سنجهٔ 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 سنجهٔ 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 رابطهٔ (۱) برازش می‌گردد:

$$R_{it} = \alpha_{it} + \beta_{it-1}R_{mt-1} + \beta_{it}R_{mt} + \beta_{it+1}R_{mt+1} + \varepsilon_{it}$$ 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 وقفهٔ 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، $\sqrt{Var(\varepsilon_{it})}$ در مجذور تعداد روزهای معاملاتی سه‌ماهه مورد نظر محاسبه می‌گردد.

مدل سه عاملی. بررسی پیشینهٔ تحقیقات انجام‌شده در حوزهٔ 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 سه‌ماه سال‌های ۱۳۷۸ تا ۱۳۸۹ برای هر یک از سهام های موجود در نمونه برازش می‌گردد. همانند کمبل و همکاران [۸]، بویر و همکاران [۵] و چِن و همکاران [۱۰] از داده‌های روزانه استفاده می‌گردد:

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

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 حاصل‌ضرب انحراف معیار پسماند روزانه، $\sqrt{Var(\varepsilon_{it})}$، 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:

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

که WML_t تفاوت بازده پرتفوی‌های برنده و بازنده است. جهت برازش معادله (۳) ناگزیر می‌بایست WML محاسبه گردد. برای محاسبه عامل مذکور، از شیوهٔ محاسبهٔ فاما و فرنچ [۱۴] تبعیت می‌شود. نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک سه‌ماهه، بر اساس حاصل‌ضرب انحراف معیار پسماند روزانه، $\sqrt{Var(\varepsilon_{it})}$، 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 تجزیهٔ بازده مورد انتظار به اجزاء سیستماتیک و غیرسیستماتیک در چارچوب مدل‌های عاملی، ارائه ننموده است. به این ترتیب،

۱. برگ‌برانت (۲۰۱۰) نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک ماهانه را بر اساس حاصل‌ضرب 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.

٤. 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 گوئتزمن 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.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

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

سال	تعداد نماد موجود در پرتفوی			
	۱	۲	۳	٤ 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	٪۷۵,۲۹	٪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 حالی‌که 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 رابطهٔ 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.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

جدول ۲. آمار توصیفی پرتفوی‌های مبتنی بر مالکیت نهادی و ریسک غیرسیستماتیک

ریسک غیرسیستماتیک									
بالا	متوسط	پایین	بالا	متوسط	پایین	بالا	متوسط	پایین	مالکیت نهادی
ریسک غیرسیستماتیک			اندازه (میلیون ریال)			مالکیت نهادی			۱۵
۰.۱۸۸	۰.۰۸۵	۰.۰۴۲	۳۸۱,۸۱۰	۳۵۲,۰۰۱	۲۶۳,۳۷۳	۰.۳۷۶	۰.۳۸۳	۰.۳۶۲	پایین
۳۰.۱۸۶	۲۳.۰۱۷	۱۰.۲۲۶	۹۶۹,۶۳۸	۱,۲۴۰,۷۱۰	۱,۳۴۳,۰۹۸	۰.۷۶۹	۰.۷۷۰	۰.۷۷۵	متوسط
۱۴.۶۱۷	۰.۰۸۱	۰.۰۳۸	۱,۶۷۶,۳۷۸	۲,۵۱۰,۲۱۰	۱,۵۸۹,۸۶۰	۰.۹۳۰	۰.۹۳۳	۰.۹۴۳	بالا
ریسک غیرسیستماتیک			اندازه (میلیون ریال)			مالکیت نهادی			۲۲
۰.۱۹۶	۰.۰۹۵	۰.۰۵۰	۴۱۱,۵۷۰	۴۱۲,۵۶۸	۲۴۳,۷۳۷	۰.۳۸۰	۰.۳۹۲	۰.۳۸۹	پایین
۲۴.۹۲۶	۲۲.۰۲۱	۸.۸۵۳	۹۵۷,۶۶۵	۱,۳۴۲,۵۸۴	۱,۶۷۳,۲۶۸	۰.۷۶۸	۰.۷۶۶	۰.۷۷۳	متوسط
۱۵.۹۶۲	۱۶.۴۴۶	۳.۸۳۳	۱,۸۸۹,۸۲۹	۲,۶۴۸,۱۱۶	۱,۷۹۲,۳۴۰	۰.۹۲۳	۰.۹۳۱	۰.۹۳۳	بالا
ریسک غیرسیستماتیک			اندازه (میلیون ریال)			مالکیت نهادی			۳۰
۰.۱۹۷	۰.۱۰۴	۰.۰۶۳	۶۴۸,۴۸۸	۵۹۸,۴۳۶	۴۱۳,۹۹۸	۰.۳۹۱	۰.۴۲۸	۰.۴۰۹	پایین
۲۵.۵۷۷	۲۴.۹۱۱	۱۲.۱۲۶	۸۶۸,۹۳۱	۱,۴۳۹,۶۴۴	۲,۱۵۸,۲۵۷	۰.۷۶۸	۰.۷۶۸	۰.۷۷۱	متوسط
۲۱.۳۱۷	۲۳.۹۸۱	۵.۱۰۴	۲,۰۰۲,۰۴۱	۳,۱۱۲,۶۳۴	۲,۶۹۱,۳۷۵	۰.۹۱۸	۰.۹۲۹	۰.۹۲۶	بالا

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 جنسن پرتفوی‌های مبتنی بر مالکیت نهادی و ریسک غیرسیستماتیک بر اساس الگوی وزنی مساوی

	CAPM نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک مبتنی بر				نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک مبتنی بر مدل سه عاملی				نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک مبتنی بر مدل چهار عاملی				نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک مبتنی بر بازده			
	متوسط بازده	CAPM آلفای	فاما-فرنچ آلفای	کارهارت آلفای	متوسط بازده	CAPM آلفای	فاما-فرنچ آلفای	کارهارت آلفای	متوسط بازده	CAPM آلفای	فاما-فرنچ آلفای	کارهارت آلفای	متوسط بازده	CAPM آلفای	فاما-فرنچ آلفای	کارهارت آلفای
۱۵																
(P۳-P۱)	۰.۰۲۶	۰.۰۲۳	۰.۰۳۱	۰.۰۳۵	۰.۰۳۲	۰.۰۱۹	۰.۰۲۷	۰.۰۳۱	۰.۰۳۳	۰.۰۲۱	۰.۰۲۸	۰.۰۳۳	۰.۰۲۷	۰.۰۱۹	۰.۰۲۹	۰.۰۳۵
(P۶-P۴)	۰.۰۸۷***	۰.۰۶۱**	۰.۰۷۳***	۰.۰۷۳***	۰.۰۹۳***	۰.۰۶۳***	۰.۰۷۵***	۰.۰۷۲***	۰.۰۹۱***	۰.۰۶۱**	۰.۰۷۳***	۰.۰۶۹***	۰.۰۸۴***	۰.۰۵۵**	۰.۰۶۴***	۰.۰۶۲***
(P۹-P۷)	۰.۰۹۷***	۰.۰۶۸***	۰.۰۷۲***	۰.۰۶۲***	۰.۰۹۶***	۰.۰۶۷***	۰.۰۷۰***	۰.۰۵۸***	۰.۱۰۰***	۰.۰۷۱***	۰.۰۷۳***	۰.۰۶۱***	۰.۰۹۸***	۰.۰۷۲***	۰.۰۷۱***	۰.۰۶۳***
(PH-PL)	۰.۲۲۰***	۰.۱۵۱***	۰.۱۷۶***	۰.۱۷۱***	۰.۲۲۱***	۰.۱۴۹***	۰.۱۷۲***	۰.۱۶۱***	۰.۲۲۴***	۰.۱۵۲***	۰.۱۷۳***	۰.۱۶۳***	۰.۲۰۸***	۰.۱۴۶***	۰.۱۶۴***	۰.۱۶۰***
۲۲																
(P۳-P۱)	۰.۰۴۸	۰.۰۳۴	۰.۰۴۳	۰.۰۵۲*	۰.۰۴۹	۰.۰۳۵	۰.۰۴۳	۰.۰۵۲*	۰.۰۴۶	۰.۰۳۲	۰.۰۴۲	۰.۰۴۹	۰.۰۳۹	۰.۰۳۲	۰.۰۴۱	۰.۰۵۰*
(P۶-P۴)	۰.۰۹۳***	۰.۰۶۷**	۰.۰۸۵***	۰.۰۸۴***	۰.۰۹۵***	۰.۰۶۹***	۰.۰۸۷***	۰.۰۸۵***	۰.۰۹۴***	۰.۰۶۸***	۰.۰۸۶***	۰.۰۸۴***	۰.۰۸۶***	۰.۰۶۱**	۰.۰۶۹***	۰.۰۶۶***
(P۹-P۷)	۰.۰۹۰***	۰.۰۶۲***	۰.۰۶۲**	۰.۰۴۹*	۰.۰۹۱***	۰.۰۶۳***	۰.۰۵۲**	۰.۰۴۱*	۰.۰۹۴***	۰.۰۶۷***	۰.۰۶۰**	۰.۰۴۳*	۰.۰۹۲***	۰.۰۶۳***	۰.۰۶۵**	۰.۰۵۰**
(PH-PL)	۰.۲۳۲***	۰.۱۶۳***	۰.۱۸۹***	۰.۱۸۴***	۰.۲۳۴***	۰.۱۶۷***	۰.۱۸۴***	۰.۱۷۸***	۰.۲۳۳***	۰.۱۶۷***	۰.۱۸۸***	۰.۱۷۸***	۰.۲۱۷***	۰.۱۵۶***	۰.۱۷۵***	۰.۱۶۶***
۳۰																
(P۳-P۱)	۰.۰۶۰*	۰.۰۳۴	۰.۰۵۴*	۰.۰۶۲*	۰.۰۵۴	۰.۰۲۷	۰.۰۴۵	۰.۰۵۲	۰.۰۵۴	۰.۰۲۷	۰.۰۴۶	۰.۰۵۱	۰.۰۴۸	۰.۰۲۷	۰.۰۴۰	۰.۰۴۴
(P۶-P۴)	۰.۱۰۱***	۰.۰۸۴***	۰.۱۰۲***	۰.۱۰۱***	۰.۱۰۱***	۰.۰۸۰***	۰.۰۹۵***	۰.۰۹۳***	۰.۱۰۰***	۰.۰۷۹***	۰.۰۹۴***	۰.۰۹۱***	۰.۱۰۱***	۰.۰۷۹***	۰.۰۹۰***	۰.۰۸۸***
(P۹-P۷)	۰.۰۹۰***	۰.۰۶۰***	۰.۰۵۳*	۰.۰۳۳	۰.۰۹۰***	۰.۰۶۱***	۰.۰۵۳*	۰.۰۳۲	۰.۰۹۱***	۰.۰۶۳***	۰.۰۵۳*	۰.۰۳۱	۰.۰۹۷***	۰.۰۶۷***	۰.۰۶۳**	۰.۰۴۰
(PH-PL)	۰.۲۵۱***	۰.۱۷۰***	۰.۲۰۹***	۰.۱۹۶***	۰.۲۴۴***	۰.۱۶۸***	۰.۱۹۴***	۰.۱۷۷***	۰.۲۴۴***	۰.۱۶۹***	۰.۱۹۲***	۰.۱۷۴***	۰.۲۴۶***	۰.۱۷۳***	۰.۱۹۲***	۰.۱۷۲***

متوسط بازده سه‌ماههٔ 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 سه عاملی، 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 سه‌ماههٔ 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 ـ فرنچ و کارهارت پرتفوی‌های اخیر همواره مثبت و به لحاظ آماری، قویاً معنادار است. میانگین بازده سه‌ماههٔ پرتفوی (PH-PL) با فرض محاسبهٔ 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 کارهارت 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) رابطهٔ مثبت ریسک غیرسیستماتیک و بازده را تقویت (تضعیف) می‌نماید.

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

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

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

	نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک مبتنی بر بازده				نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک مبتنی بر مدل چهار عاملی				نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک مبتنی بر مدل سه عاملی				نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک مبتنی بر CAPM			
	آلفای کارهارت	آلفای فاما-فرنچ	آلفای CAPM	متوسط بازده	آلفای کارهارت	آلفای فاما-فرنچ	آلفای CAPM	متوسط بازده	آلفای کارهارت	آلفای فاما-فرنچ	آلفای CAPM	متوسط بازده	آلفای کارهارت	آلفای فاما-فرنچ	آلفای CAPM	متوسط بازده
۱۵																
(P۳-P۱)	۰.۰۴۸	۰.۰۴۳	۰.۰۴۷	۰.۰۶۱*	۰.۰۴۳	۰.۰۳۹	۰.۰۴۹	۰.۰۶۴*	۰.۰۴۱	۰.۰۳۸	۰.۰۴۴	۰.۰۶۱*	۰.۰۵۱	۰.۰۴۶	۰.۰۵۱	۰.۰۶۶*
(P۶-P۴)	۰.۰۶۵*	۰.۰۸۴**	۰.۰۵۵*	۰.۰۹۹**	۰.۰۹۳**	۰.۱۱۲***	۰.۰۸۵**	۰.۱۳۰***	۰.۰۹۵**	۰.۱۱۳***	۰.۰۸۳**	۰.۱۲۸***	۰.۰۸۸**	۰.۱۰۴***	۰.۰۷۰*	۰.۱۱۵***
(P۹-P۷)	۰.۱۲۵***	۰.۱۴۲***	۰.۱۲۵***	۰.۱۶۲***	۰.۱۰۶***	۰.۱۲۷***	۰.۱۱۸***	۰.۱۶۱***	۰.۱۰۸***	۰.۱۳۰***	۰.۱۱۹***	۰.۱۶۲***	۰.۱۰۶***	۰.۱۲۸***	۰.۱۱۸***	۰.۱۶۳***
(PH-PL)	۰.۲۳۸***	۰.۲۶۹***	۰.۲۲۷***	۰.۳۲۱***	۰.۲۴۲***	۰.۲۷۸***	۰.۲۵۲***	۰.۳۵۵***	۰.۲۴۵***	۰.۲۸۱***	۰.۲۴۷***	۰.۳۵۱***	۰.۲۴۵***	۰.۲۷۷***	۰.۲۳۹***	۰.۳۴۴***
۲۲																
(P۳-P۱)	۰.۰۳۴	۰.۰۳۲	۰.۰۴۲	۰.۰۵۸	۰.۰۳۸	۰.۰۳۵	۰.۰۴۲	۰.۰۶۲	۰.۰۴۰	۰.۰۳۶	۰.۰۴۴	۰.۰۶۴*	۰.۰۳۵	۰.۰۳۱	۰.۰۳۹	۰.۰۶۱
(P۶-P۴)	۰.۰۴۵	۰.۰۶۳*	۰.۰۵۸*	۰.۰۹۰**	۰.۰۸۳**	۰.۰۹۴***	۰.۰۹۱**	۰.۱۲۶***	۰.۰۸۲**	۰.۰۹۵***	۰.۰۹۰**	۰.۱۲۶***	۰.۰۶۱*	۰.۰۶۹**	۰.۰۶۸**	۰.۱۰۱***
(P۹-P۷)	۰.۱۱۱***	۰.۱۴۳***	۰.۱۱۷***	۰.۱۶۱***	۰.۰۸۱**	۰.۱۱۵***	۰.۱۰۹***	۰.۱۶۱***	۰.۰۸۴**	۰.۱۱۶***	۰.۱۰۴***	۰.۱۵۵***	۰.۰۸۵**	۰.۱۱۳***	۰.۰۹۸***	۰.۱۴۹***
(PH-PL)	۰.۱۹۰**	۰.۲۳۸***	۰.۲۱۷***	۰.۳۰۸***	۰.۲۰۲**	۰.۲۴۴***	۰.۲۴۲***	۰.۳۴۹***	۰.۲۰۷**	۰.۲۴۶***	۰.۲۳۸***	۰.۳۴۵***	۰.۱۸۱**	۰.۲۱۳***	۰.۲۰۵***	۰.۳۱۱***
۳۰																
(P۳-P۱)	۰.۰۱۱	۰.۰۳۳	۰.۰۱۷	۰.۰۶۷	۰.۰۲۶	۰.۰۴۲	۰.۰۱۵	۰.۰۷۲	۰.۰۲۷	۰.۰۴۱	۰.۰۱۴	۰.۰۷۰	۰.۰۳۹	۰.۰۵۳	۰.۰۲۶	۰.۰۷۹
(P۶-P۴)	۰.۰۷۹**	۰.۰۸۷**	۰.۰۸۷**	۰.۱۰۹***	۰.۱۰۰**	۰.۱۰۶***	۰.۱۰۶***	۰.۱۲۶***	۰.۰۹۹**	۰.۱۰۴***	۰.۱۰۵***	۰.۱۲۷***	۰.۰۹۰**	۰.۰۹۴**	۰.۰۹۱**	۰.۱۱۰***
(P۹-P۷)	۰.۱۱۷***	۰.۱۵۰***	۰.۱۲۱***	۰.۱۶۱***	۰.۰۸۲**	۰.۱۱۶**	۰.۱۰۵***	۰.۱۴۳***	۰.۰۸۸**	۰.۱۲۰***	۰.۱۰۳***	۰.۱۴۲***	۰.۰۸۰**	۰.۱۱۵***	۰.۰۹۳***	۰.۱۴۵***
(PH-PL)	۰.۲۰۷**	۰.۲۷۰**	۰.۲۲۴***	۰.۳۳۸***	۰.۲۰۸**	۰.۲۶۴***	۰.۲۲۶***	۰.۳۴۲***	۰.۲۱۵**	۰.۲۶۶***	۰.۲۲۲**	۰.۳۳۸***	۰.۲۰۹**	۰.۲۶۲***	۰.۲۱۰**	۰.۳۳۴***

بررسی متوسط بازده و آلفای پرتفوی‌های نه‌گانه منعکس در جدول (۴) امکان شناسایی الگوی مشخصی را فراهم نمی‌سازد. روند صعودی متوسط بازده سه‌ماههٔ 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 سه‌ماههٔ پرتفوی (P3-P1) برابر ۶/۶ درصد و آمارهٔ 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 سه‌ماههٔ پرتفوی مذکور به ۱۶/۳ درصد و آمارهٔ t آن به ۴/۹۳۶ بالغ گردد. آلفای CAPM، فاما ـ فرنچ و کارهارت پرتفوی‌های مذکور نیز با افزایش مالکیت نهادی از رشد قابل ملاحظه‌ای برخوردار می‌گردد. به نحوی‌که 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 ـ فرنچ و کارهارت نیز مشابه آلفای CAPM است. میانگین بازده سه‌ماههٔ 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.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

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

	CAPM			نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک مبتنی بر			نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک مبتنی بر مدل سه عاملی			نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک مبتنی بر مدل چهار عاملی			نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک مبتنی بر بازده		
	متوسط بازده	آلفای CAPM		آلفای فاما-فرنچ			آلفای CAPM			آلفای فاما-فرنچ			متوسط بازده	آلفای CAPM	
۱۵															
(P۳-P۱)	۰.۲۴۱	۰.۱۶۰	۰.۲۵۱	۰.۲۳۸	۰.۲۵۱	۰.۲۳۳	۰.۲۲۲	۰.۱۵۳	۰.۲۲۰	۰.۲۳۳	۰.۲۴۴	۰.۱۶۷	۰.۲۳۰*	۰.۲۴۹*	۰.۰۸۹	۰.۰۸۲	۰.۱۵۲	۰.۱۶۴
(P۶-P۴)	۰.۵۴۴***	۰.۳۹۲***	۰.۴۵۸***	۰.۴۵۸***	۰.۴۷۸***	۰.۴۶۲***	۰.۶۰۲***	۰.۴۰۳***	۰.۴۸۵***	۰.۴۶۲***	۰.۵۸۸***	۰.۳۸۴***	۰.۴۵۶***	۰.۴۲۶***	۰.۴۳۹***	۰.۳۱۶***	۰.۳۷۲***	۰.۳۷۷***
(P۹-P۷)	۰.۴۸۵***	۰.۲۹۵**	۰.۳۸۰***	۰.۳۵۶**	۰.۳۵۶**	۰.۳۵۴***	۰.۵۰۴***	۰.۳۱۲**	۰.۳۸۵***	۰.۳۵۴***	۰.۵۵۵***	۰.۳۶۶***	۰.۴۳۳***	۰.۴۰۱***	۰.۳۷۵***	۰.۲۷۳**	۰.۲۸۴**	۰.۲۷۴*
(PH-PL)	۱.۲۷۰***	۰.۸۴۷***	۱.۰۶۶***	۱.۰۸۵***	۱.۰۸۵***	۱.۰۴۹***	۱.۳۳۹***	۰.۸۶۸**	۱.۰۹۰***	۱.۰۴۹***	۱.۳۸۶***	۰.۹۱۸***	۱.۱۲۱***	۱.۰۸۵***	۰.۹۰۳***	۰.۶۷۰**	۰.۸۰۹***	۰.۸۱۵**
۲۲																		
(P۳-P۱)	۰.۲۷۸*	۰.۲۰۲	۰.۲۹۰	۰.۳۱۷	۰.۳۱۷	۰.۳۲۷*	۰.۲۸۸*	۰.۲۱۷	۰.۳۰۰*	۰.۳۲۷*	۰.۲۶۹	۰.۱۹۸	۰.۲۹۱	۰.۳۱۴	۰.۱۷۰	۰.۱۵۵	۰.۲۱۴	۰.۲۲۸
(P۶-P۴)	۰.۴۵۷***	۰.۳۱۳**	۰.۴۱۲***	۰.۴۲۳***	۰.۴۲۳***	۰.۴۳۷***	۰.۴۸۵***	۰.۳۶۷***	۰.۴۴۱***	۰.۴۳۷***	۰.۴۷۸***	۰.۳۷۶**	۰.۴۲۲***	۰.۴۱۸***	۰.۳۲۶***	۰.۲۳۶***	۰.۲۷۱**	۰.۲۵۹**
(P۹-P۷)	۰.۴۰۳***	۰.۲۷۷**	۰.۳۳۷**	۰.۲۹۹*	۰.۲۹۹*	۰.۲۸۴*	۰.۴۴۵***	۰.۳۲۱**	۰.۳۴۵**	۰.۲۸۴*	۰.۴۷۳***	۰.۳۵۰**	۰.۳۷۵**	۰.۳۱۴**	۰.۳۶۸**	۰.۲۶۴**	۰.۳۰۴**	۰.۲۵۸
(PH-PL)	۱.۱۲۸***	۰.۷۹۲**	۱.۰۳۹***	۱.۰۲۸**	۱.۰۲۸**	۱.۰۴۸**	۱.۲۱۸***	۰.۸۷۴**	۱.۰۸۵***	۱.۰۴۸**	۱.۲۳۰***	۰.۸۷۴**	۱.۰۹۹***	۱.۰۴۶**	۰.۸۷۴***	۰.۶۵۶**	۰.۷۸۹**	۰.۷۴۵*
۳۰																		
(P۳-P۱)	۰.۲۲۳	۰.۱۳۲	۰.۲۵۱	۰.۲۶۰	۰.۲۶۰	۰.۲۰۵	۰.۲۱۲	۰.۱۱۱	۰.۲۰۷	۰.۲۰۵	۰.۲۱۳	۰.۱۱۲	۰.۲۱۵	۰.۲۱۱	۰.۱۰۷	۰.۰۴۰	۰.۱۱۴	۰.۱۰۲
(P۶-P۴)	۰.۳۲۴***	۰.۲۹۷**	۰.۳۸۲***	۰.۳۹۰***	۰.۳۹۰***	۰.۳۶۵***	۰.۳۹۲***	۰.۲۹۶**	۰.۳۷۲***	۰.۳۶۵***	۰.۳۹۵***	۰.۲۹۴**	۰.۳۶۲***	۰.۳۵۶***	۰.۳۳۹***	۰.۲۶۸***	۰.۳۰۹***	۰.۳۰۸***
(P۹-P۷)	۰.۳۷۶***	۰.۲۷۹**	۰.۲۹۹**	۰.۳۳۷	۰.۳۳۷	۰.۲۱۶	۰.۳۵۹***	۰.۲۶۴**	۰.۲۷۶**	۰.۲۱۶	۰.۳۷۰***	۰.۲۷۵**	۰.۲۶۹*	۰.۲۰۶	۰.۳۶۱***	۰.۲۹۴***	۰.۳۰۹**	۰.۲۴۹*
(PH-PL)	۰.۹۷۴***	۰.۷۰۸**	۰.۹۳۳***	۰.۸۸۷**	۰.۸۸۷**	۰.۷۸۶**	۰.۹۶۳***	۰.۶۷۱**	۰.۸۵۵***	۰.۷۸۶**	۰.۹۷۸***	۰.۶۸۱**	۰.۸۴۶***	۰.۷۷۳**	۰.۸۰۷***	۰.۶۰۱**	۰.۷۳۲**	۰.۶۶۰*

متوسط بازده پرتفوی‌های منعکس در جدول (۵) بر اساس معکوس نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک هر یک از سهام موجود در آن محاسبه گردیده است. متوسط بازده سه‌ماههٔ پرتفوی با سرمایه‌گذاری صفر (P3-P1) به استثنای سنجهٔ 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 شیوهٔ اندازه‌گیری نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک و محدودیت حداقل روز معاملاتی، همواره مثبت و در سطح اطمینان ۹۹ درصد معنادار است. آلفای CAPM، فاما–فرنچ و کارهارت 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 سه‌ماههٔ پرتفوی‌های با سرمایه‌گذاری صفر همواره در صورت محاسبه نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک بر اساس انحراف معیار بازده، محقق گردیده است.

متوسط بازده سه‌ماههٔ 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 آمارهٔ t آن معادل ۳/۵۰۶ خواهد بود. آلفای CAPM پرتفوی مذکور برابر ۸۴/۷ درصد و آلفای فاما–فرنچ آن معادل ۱۰۶/۶ درصد بوده و در سطح ۹۹ درصد معنادار است. آلفای کارهارت این پرتفوی برابر ۱۰۸/۵ درصد و در سطح ۹۹ درصد معنادار است. با افزایش محدودیت معاملاتی به ۲۲ روز، متوسط بازده سه‌ماههٔ پرتفوی مذکور به ۱/۱۳۸ و آمارهٔ t آن به ۳/۱۴۶ می‌رسد. آلفای CAPM، فاما–فرنچ و کارهارت 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 آمارهٔ t برابر ۳/۰۵۰ برای پرتفوی (PH-PL) می‌گردد. در اینجا نیز آلفاهای CAPM، فاما–فرنچ و کارهارت، مثبت و معنادار است. با افزایش محدودیت الزام حداقل روز معاملاتی از ۱۵ به ۳۰ روز، متوسط بازده پرتفوی (PH-PL)، آلفاهای CAPM، فاما ـ فرنچ و کارهارت 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. نحوهٔ 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 خُرد 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 رابطهٔ 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 رابطهٔ مثبت نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک و بازده سهام می‌گردد. بنابراین، نتایج تحقیق حاضر، یافته دنیس و استریکلند (۲۰۰۵) را تأیید می‌کند. دنیس و استریکلند (۲۰۰۵) رابطهٔ 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، رابطهٔ 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 موجد تقویت حاکمیت شرکتی دانسته و رابطهٔ 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 این‌صورت، نحوهٔ 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.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

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-dei.nite 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.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی