فصلنامه علمی ـ پژوهشی مطالعات تجربی حسابداری مالی ـ سال ۱۲ ـ شماره ۴۷ ـ پاییز ۱۳۹٤
صفحات ۲۳ تا ٤٦

قیمت‌گذاری ریسک غیرسیستماتیک: شواهدی از بورس اوراق بهادار تهران

محمد عرب‌مازار یزدی *
احمد بدری **
مریم دولو ***

چکیده

هدف این پژوهش، آزمون تجربی قیمت‌گذاری ریسک غیرسیستماتیک در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۷۸ تا ۱۳۸۹می باشد. پژوهش حاضر از نوع پس‌رویدادی است که بر مبنای تجزیه تحلیل داده‌های مشاهده شده و با استفاده از رویکرد مطالعه پرتفوی انجام شده است. نمونه آماری شامل ۱۱۸۸۰ مشاهده فصل- شرکت از ۲۷۰ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران می‌باشد. نتایج نشان می‌دهد سرمایه‌گذاران بابت تحمل ریسک غیرسیستماتیک، انتظار پاداش (صرف ریسک) دارند. عملکرد پرتفوی‌های مومنتومی مبتنی بر ریسک غیرسیستماتیک همواره مثبت و از نظر آماری معنادار است. افزون بر آن، آزمون‌های قوت نتایج موید آن است که این عملکرد مثبت با منظور نمودن تاثیر معاملات اندک، تغییر شیوه تخمین نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک و الگوی وزنی محاسبه بازده کماکان به قوت خود باقی است.

واژگان کلیدی: قیمت‌گذاری دارایی، ریسک غیرسیستماتیک، معاملات اندک.

---

* دانشیار دانشگاه شهید بهشتی
** دانشیار دانشگاه شهید بهشتی
*** استادیار دانشگاه شهید بهشتی(نویسنده مسئول) Ma_davallou@yahoo.com
تاریخ دریافت: ۱۳۹۴/۳/۱۱ **تاریخ پذیرش: ۱۳۹۴/۶/۱۶**

مقدمه

جریان اصلی نظریه قیمت‌گذاری دارایی مبتنی بر ایده تنوع بخشی و بده بستان ریسک-بازده است. نتیجه اصلی پارادایم مذکور آن است که فقط ریسک سیستماتیک دارایی در بازده مورد انتظارآن قابل جبران است. رهیافت اخیر مبتنی بر فرض حذف ریسک غیرسیستماتیک از طریق تنوع‌بخشی است. حال آنکه شواهد ارائه‌شده در برخی پژوهشهای تجربی حاکی از آن است که تعداد اوراق بهادار موجود در پرتفوی سرمایه‌گذاران، بسیار کمتر از حداقل اوراق بهاداری است که برای حذف ریسک غیرسیستماتیک ضروری می‌نماید. نبود تنوع‌بخشی در چارچوب میانگین- واریانس، یک چالش است زیرا طبق تئوری پرتفوی، سرمایه‌گذاران فاقد پرتفوی کاملاً متنوع، نوسان‌پذیری بازده بالاتری می‌پذیرند، بدون آن که بابت تحمل این نوسان‌پذیری از طریق انتظار کسب بازده بالاتر جبران شوند. از سوی دیگر، طبق نظریه مرتون (۱۹۸۷)، مادامی‌که عدم تنوع‌بخشی پرتفوی سرمایه‌گذاران ناشی از وجود موانع بازار باشد، انتظار می‌رود تحمل ریسک غیرسیستماتیک بالاتر مستلزم کسب بازده بالاتری باشد [۲۶]. این در حالی است که شواهد تجربی اخیر (نظیر آنگ و همکاران ۲۰۰۶ و ۲۰۰۹، گیو و ساویکاس ۲۰۱۰) با تایید رابطه معکوس نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک و بازده، مناقشات حوزه قیمت‌گذاری ریسک غیرسیستماتیک را تشدید می‌نماید. از این‌رو، آزمون قیمت‌گذاری ریسک غیرسیستماتیک در بازار در حال توسعه‌ای نظیر بورس اوراق بهادار تهران که از ویژگی‌ها و ساختار کاملاً متفاوتی برخوردار است، می‌تواند چشم‌انداز نوینی فراروی قیمت‌گذاری پدیده یادشده و توضیح دلایل آن فراهم سازد. در صورت تایید رابطه مذکور در بورس اوراق بهادار تهران، می‌توان با اتکاء به ماهیت رابطه یادشده، نسبت به تدوین استراتژی‌های معاملاتی و غلبه بر بازار اقدام نمود.

هدف اصلی پژوهش حاضر، آزمون قیمت‌گذاری ریسک غیرسیستماتیک با تاکید بر قابلیت آن در تدوین استراتژی‌های معاملاتی است. این امر از طریق ارزیابی عملکرد پرتفوی‌های مبتنی بر نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک و با استفاده از آلفای جنسن صورت می‌پذیرد. به بیان دیگر، در این پژوهش، به دو پرسش زیر پاسخ داده می‌شود:

۱. آیا ریسک غیرسیستماتیک در بورس اوراق بهادار تهران قیمت‌گذاری می‌شود؟
۲. آیا عملکرد پرتفوی‌های مبتنی بر ریسک غیرسیستماتیک به لحاظ آماری معنادار است؟

پیشینه پژوهش

طی ۴۰ سال اخیر، قیمت‌گذاری ریسک غیرسیستماتیک، موضوع پژوهش‌های تجربی متعددی بوده است. لینتنر (1965) شواهدی ارائه می‌کند که نشان می‌دهد واریانس پسماندهای حاصل از مدل بازار، قویاً در توضیح بازده مقطعی سهام، معنادار است [۲۳]. بلک، جنسن و شولز (۱۹۷۲) نیز "مربوط بودن" نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک در قیمت‌گذاری سهام را تایید می‌نمایند. اما میلر و شولز (۱۹۷۲) عقیده دارند نتایج مذکور دچار مشکلات جدی آماری بوده و در خصوص استفاده از ریسک کل یا ریسک باقیمانده به عنوان متغیر توضیحی تغییرات بازده سهام هشدار می‌دهند [۶]. مرتون (۱۹۸۷) با طرح "فرضیه شناخت سرمایه‌گذار"[۳] (IRH)، استدلال می‌کند به دلیل وجود اطلاعات ناقص، سرمایه‌گذاران صرفاً در اوراق بهاداری سرمایه‌گذاری می‌کنند که با ویژگی‌های ریسک و بازده آنها آشنا باشند. در نتیجه، پرتفوی کمتر متنوعی تشکیل داده و انتظار دارند بابت تحمل ریسک غیرسیستماتیک، جبران شوند. بنابراین، در شرایط تعادل، رابطه مثبتی میان بازده مقطعی سهام و ریسک غیرسیستماتیک برقرار است [۲۶]. شواهد ارائه شده توسط اشپیگل و وانگ (۲۰۰۵) و مالکیل و زو (۲۰۰۶) رابطه مثبت ریسک غیرسیستماتیک و بازده سهام را تایید می‌کنند [۲۸] ، [۲۴]. چوآ و همکاران (۲۰۰۶)، استفاده از کل بازده تحقق‌یافته را به عنوان معیار بازده مورد انتظار، عامل ایجاد یافته‌های تجربی متناقض دانسته و نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک را به مولفه‌های مورد انتظار و غیرمنتظره تجزیه نموده و از نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک (IVOL[۱]) غیرمنتظره برای کنترل بازده غیرمنتظره استفاده نمودند. بدین ترتیب، به وجود رابطه مثبت معنادار IVOL و بازده مورد انتظار پی بردند [۱۳]. درو و همکاران (۲۰۰۷) ضمن تایید رابطه منفی اندازه شرکت با ریسک غیرسیستماتیک، رابطه مثبت IVOL و بازده را در بورس اوراق بهادار نیوزلند تایید نمودند. به نحوی‌که متوسط بازده سالانه پرتفوی دارای بالاترین IVOL (۳۸/۲۵ درصد) طی سال‌های ۱۹۹۵ تا ۲۰۰۲ بیش از متوسط بازده پرتفوی دارای کمترین IVOL (۱۸/۰۹ درصد) بود [۱۴]. بروکمن و همکاران (۲۰۰۹) با بررسی رابطه ریسک غیرسیستماتیک و بازده مورد انتظار طی سال‌های ۱۹۸۰ تا ۲۰۰۷ در بین ۴۴ کشور بر مبنای مدل EGARCH فو (۲۰۰۹) [۱۷] و در تایید یافته وی، شواهدی مبنی بر وجود رابطه مثبت و معنادار بازده مورد انتظار و ریسک غیرسیستماتیک در عرصه بین‌المللی ارائه نمودند. از دیدگاه آنها

1. Idiosyncratic Volatility

ویژگی‌های سرمایه‌گذاران در مقایسه با هزینه‌های معاملات و اطلاعات، نقش مهمتری در تعیین میزان صَرف ریسک غیرسیستماتیک ایفا می‌کند [۱۰]. الینگ (۲۰۰۶) نیز با استفاده از مدل‌های EGARCH برای تخمین IVOL شرطی، رابطه مثبت یادشده را در ایالات متحده تایید می‌کند [۲۷]. پوکتانتانگ-لی و ویسالتاناکوتی (۲۰۰۹) وجود صرف ریسک مثبت ریسک غیرسیستماتیک را در ۳۶ کشور تایید نمودند [۲۵].

با وجودی‌که برخی مطالعات بر وجود رابطه مثبت متغیرهای یادشده در سطح شرکت یا پرتفوی تاکید می‌نماید، در برخی موارد رابطه مقطعی مشاهده شده غیرمعنادار و گاهاً حتی منفی بوده است. به گونه‌ای که آنگ و همکاران (۲۰۰۶) نشان می‌دهند سهامی که دارای ریسک غیرسیستماتیک پایینی است، متوسط بازده بالایی به دست می‌آورد به نحوی‌که، تفاوت متوسط بازده ماهانه پرتفوی‌های دارای کمینه و بیشینه ریسک غیرسیستماتیک به حدود ۱/۰۶٪- می‌رسد. نتایج مطالعات این محققان به دو دلیل تعجب‌برانگیز است. نخست، تفاوت متوسط بازده سهام دارای ریسک غیرسیستماتیک بالا و پایین، از نظر آماری معنادار است. به گونه‌ای‌که متوسط بازده ماهانه سهام موجود در پرتفوی چندک اول با کمترین ریسک غیرسیستماتیک، بالغ بر یک درصد بیش از متوسط بازده ماهانه سهام موجود در پرتفوی چندک پنجم با بیشترین ریسک غیرسیستماتیک است. دوم، آنها نشان دادند یافته‌های به دست آمده نمی‌تواند توسط ریسک نوسان‌پذیری تجمیعی[1] و یا مدل‌های دیگر قیمت‌گذاری دارایی توضیح داده شود. این یافته، نظریه‌های مالی مرتبط‌کننده ریسک غیرسیستماتیک و بازده مورد انتظار نظیر مرتون (۱۹۸۷) را به چالش جدی می‌کشد [۴]. وان (۲۰۰۸) ضمن تایید یافته‌های آنگ و همکاران (۲۰۰۶)، علت اصلی وجود این معما را ناشی از قصور محققان قبلی در توجه توامان به ریسک غیرسیستماتیک و گشتاور مرتبه سوم می‌داند [۲۹]. گیو و ساویکاس (۲۰۱۰) نشان دادند رابطه مقطعی منفی IVOL و بازده مورد انتظار طی دوره زمانی پیش از سال ۱۹۶۲ نیز برقرار است. آنها معتقدند IVOL شاخص ریسک سیستماتیک است زیرا توام با ریسک سیستماتیک تغییر می‌کند [۱۸].

یافته‌های آنگ و همکاران (۲۰۰۶) مبنی بر رابطه معکوس IVOL و بازده مقطعی مورد انتظار، در سال ۲۰۰۸ توسط بالی و کاکیسی در حوزه‌هایی نظیر فراوانی داده‌های مورد استفاده جهت تخمین نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک تحقق‌یافته، الگوی وزنی محاسبه بازده

1. Aggregate Volatility Risk

پرتفوی، مرزهای تخصیص سهام به پرتفوی و فیلترهای استفاده شده بابت اندازه، قیمت و نقدشوندگی، مورد تردید واقع شد. تحلیل‌های صورت گرفته در سطح پرتفوی، با استفاده از دو معیار متفاوت IVOL مبتنی بر داده‌های روزانه و ماهانه، سه الگوی وزنی شامل ارزش بازار، مساوی و معکوس نوسان‌پذیری و سه مرز جداکننده متمایز بر حسب CRSP، NYSE و با سهم بازار برابر[1] و دو نمونه متفاوت شامل NYSE/AMEX/NASDAQ و NYSE حاکی از آن است که هیچ رابطه معنادار محکمی بین IVOL و بازده مورد انتظار وجود ندارد [۶]. آنجلیدیس و تساروماتیس (۲۰۰۹) با مجاز دانستن تغییر رابطه ریسک خاص شرکت و بازده آتی بازار سهام ایالات متحده در حالت‌های مختلف نوسان‌پذیری بازار، قابلیت پیش‌بینی ریسک غیرسیستماتیک را بررسی می‌کنند: حالتی که مشخصه آن بازده مثبت و نوسان‌پذیری پایین است و حالتی که متوسط بازده، نزدیک صفر و نوسان‌پذیری آن، بالا است. در شرایط با واریانس کم، رابطه ریسک غیرسیستماتیک و بازده آتی بازار، مثبت و معنادار است. در شرایط با واریانس زیاد، رابطه منفی معناداری بین ریسک غیرسیستماتیک و بازده آتی بازار برقرار است [۵]. به زعم برگ‌برانت (۲۰۱۰) رابطه IVOL و بازده شرکت‌های با امکان معامله "ارزان" (مانند شرکت‌های بزرگ)، بسیار کمتر از شرکت‌هایی است که معامله آنها دشوار است (همانند شرکت‌های کوچک). به عبارت بهتر، می‌توان رابطه IVOL و بازده را وابسته به هزینه‌های معاملاتی دانست که از طریق اندازه، سنجیده می‌شود. جبران ریسک غیرسیستماتیک، فقط برای شرکت‌های دارای هزینه معاملات بالا مصداق دارد که این استدلال با فرضیه بازار کارآ، سازگار است. بر این اساس، وی وجود رابطه مثبت IVOL و بازده را در شرکت‌های کوچک تایید می‌نماید. به نحوی‌که ریسک غیرسیستماتیک در بین ۲۵ درصد بزرگ‌ترین شرکت‌ها قیمت‌گذاری نمی شود [۷]. کانگ (۲۰۱۱) جهت آزمون رابطه مقطعی بازده مورد انتظار و ریسک غیرسیستماتیک، از ICC به عنوان شاخص بازده مورد انتظار استفاده می‌کند. یافته‌های حاصله نشانگر آن است که رابطه ریسک غیرسیستماتیک و بازده مورد انتظار، مثبت و رابطه ریسک غیرسیستماتیک و بازده تحقق یافته آتی، منفی می‌باشد. تناقض شواهد پس‌رویدادی و پیش‌رویدادی تا حدی ناشی از انتظارات خوشبینانه‌تر سرمایه‌گذاران نسبت به سهامی است که از IVOL بالایی برخوردار است. عملکرد کمتر از واقع

1.Equal-Market-Share

پس‌رویدادی سهام با نوسان پذیری غیرسیستماتیک بالا را می‌توان به تداوم کوتاه‌مدت و بازگشت بازده در بلندمدت منتسب کرد [۲۱].

به این ترتیب، نتایج ضعیف تجربی مدل‌های قیمت‌گذاری، محققان را برآن داشت تا ضمن تلاش برای شناسایی عوامل موثر بر بازده، نقش ریسک غیرسیستماتیک در قیمت‌گذاری دارایی را مورد بازبینی قرار دهند.

روش پژوهش

جهت بررسی رابطه ریسک غیرسیستماتیک و بازده مورد انتظار از روش " تحلیل پرتفوی" استفاده می‌شود[۱]. در چارچوب تحلیل پرتفوی، در پایان هر یک از سه ماهه‌های منتهی به تیر، مهر، دی و فروردین، سهام شرکت‌های موجود در نمونه بر مبنای نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک، به ۳ پرتفوی مساوی تقسیم می‌شوند. به نحوی‌که پرتفوی اول شامل سهامی است که کمترین ریسک غیرسیستماتیک را داشته و پرتفوی سوم مشتمل بر سهامی است که انتظار می‌رود از بالاترین سطح ریسک غیرسیستماتیک، برخوردار باشد. فرض می‌شود سرمایه‌گذاران پرتفوی‌های خود را به مدت ۳ ماه (دوره نگهداری) حفظ کرده و پس از آن ترکیب پرتفوی‌های مورد نظر، تجدید ساختار می‌گردد. در پایان دوره نگهداری و قبل از تجدید ساختار پرتفوی، بازده هر یک از پرتفوی‌ها بر اساس سه الگوی وزنی معین، محاسبه می‌شود. به منظور آزمون تاثیر نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک، تفاوت بازده پرتفوی‌های حدی مورد آزمون قرار می‌گیرد. در هر یک از مقاطع زمانی تشکیل پرتفوی، صرفاً شرکت‌هایی منظور می‌گردد که محدودیت الزام حداقل روز معاملاتی را برآورده سازد. زیرا یکی از مسائل مبتلابه بازارهای مالی خصوصاً بورس‌های در حال توسعه، مسئله "معاملات غیرهمزمان" است. یکی از راهکارهای برون‌رفت از غیرهم زمانی معاملات، حذف شرکت‌هایی است که معاملات آنها از حد معینی تجاوز نمی‌کند. در این شیوه محققان داشتن حداقل تعداد معینی مشاهده را طی دوره تخمین IVOL ضروری می‌دانند. نگاره (۱) برخی محدودیت‌های معاملاتی منظور شده برای تخمین IVOL تاریخی را نشان می‌دهد.

---

۱. بزرگ اصل و صاحبقرانی (۱۳۹۲) [۱] نیز برای پیش‌بینی بازده غیرعادی بر مبنای مدل مبتنی بر شتاب سود و صنعت در بورس اوراق بهادار تهران از روش مشابهی استفاده می‌کنند.

نگاره (۱): کنترل اثر معاملات غیرهمزمان از طریق حذف شرکت‌های با معاملات اندک

محقق	حداقل تعداد روز معاملاتی
هوآنگ و همکاران (۲۰۱۰) [۱۹]	۱۷ روز در ماه
چن (۲۰۱۰) [۱۲]	۱۵ روز در ماه
کاپادیا (۲۰۰۶) [۲۲]	۱۵ روز در ماه
فو (۲۰۰۹) [۱۷]	۱۵ روز در ماه
برگ‌برانت (۲۰۱۰) [۷]	۱۵ روز در ماه
برنت و همکاران (۲۰۱۰) [۹]	۱۲ روز در ماه
جیانگ، زو و یائو (۲۰۰۹) [۲۰]	۴۴ روز در فصل

برای تعیین حداقل تعداد مشاهدات لازم جهت اندازه‌گیری IVOL در بورس اوراق بهادار تهران، به اطلاعات معاملاتی سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس، مراجعه شده است. تعیین حداقل تعداد مشاهدات، باید با توجه به بده بستان کاهش اثر معاملات غیرهمزمان از یک‌سو و عدم کاهش شدید حجم نمونه، از سوی دیگر، صورت پذیرد. افزایش حداقل تعداد مشاهدات، منجر به کاهش تبعات ناشی از معاملات غیرهمزمان گردیده در حالی‌که حجم نمونه را نیز کاهش می‌دهد. تعیین حداقل تعداد مشاهده جهت اجتناب از تبعات مسئله معاملات غیرهمزمان در برازش مدل‌های عاملی، از قاعده معینی تبعیت نکرده و شرایط خاص هر بازار، نقش مهمی در تعیین آن ایفا می‌کند. به منظور اجتناب از هرگونه قضاوت یک‌سویه ناشی از تعیین یک عدد خاص، طیفی از محدودیت‌های معاملاتی متفاوت شامل ۱۵، ۲۲ و ۳۰ روز طی دوره تخمین، مبنای آزمون قیمت‌گذاری IVOL قرار می‌گیرد. به این ترتیب، علاوه بر تحلیل حساسیت یافته‌ها نسبت به محدودیت الزام حداقل روز معاملاتی، می‌توان پیامدهای ناشی از مسئله معاملات اندک را نیز جهت آزمون اثر IVOL بررسی نمود.

از سوی دیگر، به نظر می‌رسد اثرات مقطعی ریسک غیرسیستماتیک نسبت به الگوی وزنی محاسبه بازده پرتفوی حساس است. به تعبیر بالی و کاکیسی (۲۰۰۸) [۶] و گیو و ساویکاس (۲۰۱۰) [۱۸]، در صورت استفاده از الگوی وزنی مساوی، اثر مقطعی ریسک غیرسیستماتیک تقلیل می‌یابد. لذا جهت بررسی اثر شیوه‌های متفاوت محاسبه میانگین بازده پرتفوی، برای محاسبه بازده پرتفوی‌های متشکله، از سه الگوی وزنی متفاوت استفاده می‌شود:

۱. میانگین با وزن مساوی (نظیر گیو و ساویکاس (۲۰۱۰)).
۲. میانگین موزون شده بر حسب ارزش بازار (نظیر وان (۲۰۰۸)).
۳. میانگین موزون شده بر حسب معکوس ریسک غیرسیستماتیک[۱] (نظیر بالی و کاکیسی (۲۰۰۸))

یکی از مهمترین جذابیت‌های بررسی رابطه ریسک غیرسیستماتیک و بازده سهام، امکان دستیابی به استراتژی‌های سرمایه‌گذاری است که بتوان با اتکاء به آنها بر بازار غلبه کرد. از این‌رو، بررسی عملکرد پرتفوی‌های تشکیل شده مبتنی بر ریسک غیرسیستماتیک اهمیت می‌یابد. امکان تدوین استراتژی‌های معاملاتی مبتنی بر ریسک غیرسیستماتیک از طریق ارزیابی عملکرد پرتفوی‌های مبتنی بر آن صورت می‌گیرد. معیار ارزیابی عملکرد پرتفوی‌های مذکور به تبعیت از آنگ و همکاران (۲۰۰۶) و فو (۲۰۰۹) آلفای جنسن است. تخمین آلفای جنسن در پژوهش حاضر با استفاده از CAPM، مدل سه عاملی فاما- فرنچ (۱۹۹۳) [۱۵] و مدل چهارعاملی کارهارت (۱۹۹۷) [۱۱] انجام گرفته است.

داده‌ها و نمونه

جامعه آماری پژوهش، شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران است که سهام آنها طی دوره زمانی ۱۳۷۸ تا ۱۳۸۹ در فهرست شرکت‌های پذیرفته شده در بورس درج گردیده است. نمونه پژوهش، مشتمل بر کلیه شرکت‌های جامعه به استثنای سهام شرکت‌های زیر می‌باشد:

۱. بانک‌ها، شرکت‌های لیزینگ، سرمایه‌گذاری و هلدینگ به دلیل داشتن ساختار دارایی و سرمایه متفاوت و نیز پرهیز از احتساب مضاعف.
۲. شرکت‌هایی که محدودیت الزام حداقل روز معاملاتی را برآورده نسازند.

پس از احتساب شرط نخست، شمار شرکت‌های نمونه به ۲۷۰ و تعداد مشاهدات به ۱۱۸۸۰ شرکت/فصل می‌رسد. داده‌های مورد نیاز نظیر اطلاعات بازار از طریق سازمان بورس و اوراق بهادار و شرکت خدمات فناوری بورس اخذ گردیده است.

---

۱. سهامی که ریسک خاص بالایی دارد، معمولاً کوچک، کمترنقدشونده و ارزان‌قیمت است. هدف از به کارگیری پرتفوی‌های موزون شده بر حسب معکوس ریسک غیرسیستماتیک، دادن وزن کمتر به کوچک‌ترین، کمترنقدشونده‌ترین و ارزان‌ترین سهام است [۶]. وزن سهام موجود در هر یک از پرتفوی‌های موزون شده بر حسب ارزش، بر اساس ارزش بازار شرکت تعیین می‌گردد.

تعریف عملیاتی متغیرها

متغیرهای پژوهش حاضر به شرح ذیل تعریف و اندازه‌گیری می‌گردد:

بازده: بازده شرکت‌های نمونه و بازده بازار با استفاده از رابطه زیر محاسبه گردیده است:

$$r_{\mathrm{i}} = \ln \frac{\mathrm{P}_2}{\mathrm{P}_1}$$

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

ریسک غیرسیستماتیک

در پژوهش حاضر، از چهار سنجه مختلف برای اندازه‌گیری IVOL تاریخی استفاده می‌گردد. استفاده از معیارهای مختلف ریسک غیرسیستماتیک با هدف تحلیل حساسیت یافته‌های حاصله نسبت به تغییر شیوه اندازه‌گیری IVOL صورت می‌گیرد. سنجه‌های مذکور در دو گروه متفاوت محاسبه می‌گردد:

سنجه‌های وابسته به مدل‌های عاملی

IVOL مبتنی بر CAPM: جهت محاسبه IVOL مبتنی بر CAPM تعدیل شده، رگرسیون سری زمانی بازده بازار و بازده سهام در هر یک از فواصل زمانی سه‌ماهه مورد نظر بر اساس رابطه (۱) برازش می‌گردد:

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

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 (۱۹۷۹) با احتساب یک وقفه تاخیری 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.

IVOL مبتنی بر مدل سه عاملی

در پژوهش حاضر به تأسی از محققانی نظیر مالکیل و زو (۲۰۰۶) [۲۴]، اشپیگل و وانگ (۲۰۰۵) [۲۸]، آنگ و همکاران (۲۰۰۶ و ۲۰۰۹) [۳]، [۴]، چوآ و همکاران (۲۰۰۶)

[۱۳]، بروکمن و همکاران (۲۰۰۹) [۱۰]، بالی و کاکیسی (۲۰۰۸) [۶]، فو (۲۰۰۹) [۱۷] و برگ‌برانت (۲۰۱۰) [۷]، یکی از سنجه‌های IVOL بر مبنای پسماند مدل سه عاملی محاسبه می‌گردد. برای این منظور، معادله (۲) طی هر یک از ۴۷ دوره زمانی سه‌ماه سال‌های ۱۳۷۸ تا ۱۳۸۹ برای هر یک از سهام موجود در نمونه برازش می‌گردد. همانند کمبل و همکاران (۲۰۰۱)، کاپادیا (۲۰۰۶) [۲۲]، بویر و همکاران (۲۰۱۰) [۸]، چِن و همکاران (۲۰۱۰) [۱۲] و جیانگ و همکاران (۲۰۰۹) [۲۰] از داده‌های روزانه جهت برازش رابطه (۲) استفاده می‌گردد:

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

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. SMB و HML به ترتیب نمایانگر عامل اندازه و ارزش است که مطابق روش فاما و فرنچ (۱۹۹۳) محاسبه گردیده است. نهایتاً نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک سه‌ماهه بر اساس حاصل‌ضرب انحراف معیار پسماند روزانه، $\sqrt{Var(\varepsilon_{it})}$، در مجذور تعداد روزهای معاملاتی سه‌ماهه مورد نظر محاسبه می‌گردد.

IVOL مبتنی بر مدل چهارعاملی

در این پژوهش نیز مانند فرایدر و جیانگ (۲۰۰۷) [۱۶] و کاپادیا (۲۰۰۶) [۲۲] برای اندازه‌گیری IVOL از انحراف معیار پسماند مدل چهارعاملی کارهارت استفاده می‌گردد. مدل چهارعاملی کارهارت به صورت زیر است:

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

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 (۱۹۹۳) تبعیت می‌شود.

سنجه مستقل از مدل‌های عاملی

IVOL مبتنی بر بازده: IVOL مبتنی بر بازده به صورت انحراف معیار بازده محاسبه می‌شود[۱].

۱. لازم به ذکر است برخی محققان نظیر مهرانی و همکاران (۱۳۹۳) [۲] برای اندازه‌گیری کل ریسک از انحراف معیار بازده استفاده می‌کنند.

یافته‌ها

با توجه به استفاده از ۴ سنجه متفاوت نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک شامل سنجه‌های مبتنی بر CAPM و مدل‌های سه و چهار عاملی و سنجه مبتنی بر انحراف معیار بازده، آمار توصیفی سنجه‌های چهارگانه IVOL در نگاره (۲) ارائه گردیده است.

نگاره (۲): آمار توصیفی سنجه‌های مختلف IVOL

	IVOL مبتنی بر CAPM تعدیل شده	**IVOL مبتنی بر مدل سه عاملی فاما-فرنچ**	**IVOL مبتنی بر مدل چهارعاملی کارهارت**	**IVOL مبتنی بر انحراف معیار بازده**
میانگین	۰/۱۲۵	۰/۱۲۳	۰/۱۲۱	۰/۱۵۶
میانه	۰/۰۹۹	۰/۰۹۸	۰/۰۹۶	۰/۱۲۲
انحراف معیار	۰/۱۱۳	۰/۱۰۷	۰/۱۰۷	۰/۱۴۱
چولگی	۴/۷۰۷	۴/۴۲۷	۴/۴۵۲	۴/۴۱۱
کشیدگی	۳۷/۰۸۴	۳۳/۴۹۲	۳۳/۸۵۴	۳۲/۶۸۰

ارقام مندرج در نگاره (۲) با احتساب الزام معاملاتی ۳۰ روز می‌باشد. میانگین IVOL مبتنی بر CAPM تعدیل شده برابر ۱۲/۵ درصد، IVOL مبتنی بر مدل سه عاملی فاما-فرنچ برابر ۱۲/۳ درصد، IVOL مبتنی بر مدل چهارعاملی کارهارت برابر ۱۲/۱ و IVOL مبتنی بر بازده برابر ۱۵/۶ درصد است. همان‌گونه که در نگاره (۲) ملاحظه می‌گردد با افزایش تعداد عوامل فراگیر موجود در مدل‌های عاملی، میانگین IVOL مبتنی بر مدل‌های مذکور کاهش می‌یابد. همچنین، بیشینه میانگین IVOL همان‌گونه که انتظار می‌رفت، مربوط به IVOL مبتنی بر بازده است. شاخص‌های مرکزیت و پراکندگی سنجه‌های مختلف IVOL با احتساب محدودیت‌های مختلف حداقل روز معاملاتی، یکسان است. لازم به ذکر است محدودیت اخیر، نتایج حاصل از برازش رگرسیون و تحلیل‌ها را از طریق تغییر فراوانی مشاهدات، تحت تاثیر قرار می‌دهد.

لازم به ذکر است به دلیل الزام محدودیت حجم مقاله، نتایج حاصل از آزمون قیمت‌گذاری ریسک غیرسیستماتیک بر اساس سنجه مبتنی بر انحراف معیار بازده ارائه نمی‌گردد.

در ادامه، نتایج حاصل از آزمون قیمت‌گذاری ریسک غیرسیستماتیک بر اساس رویکرد تحلیل پرتفوی به تفکیک معیارهای متفاوت IVOL، روش‌های مختلف محاسبه میانگین بازده پرتفوی‌های متشکله و احتساب محدودیت ۱۵، ۲۲ و ۳۰ روز معاملاتی همراه با آلفای پرتفوی‌های مذکور بر اساس CAPM، سه عاملی فاما-فرنچ و چهارعاملی کارهارت ارائه می‌گردد. ابتدا لازم است ساختار نگاره‌های (۳) تا (۵) مشخص گردد. نگاره‌های مذکور، شامل ۹ قسمت است که از تقابل سه شیوه متفاوت اندازه‌گیری IVOL و سه محدودیت حداقل ۱۵، ۲۲ و ۳۰ روز معاملاتی ایجاد می شود. سه قسمت عمودی نشانگر سنجه‌های متفاوتی است که برای اندازه‌گیری IVOL استفاده شده است. سه قسمت افقی نشانگر نتایج آزمون‌ها بر حسب اعمال محدودیت‌های متفاوت بابت حداقل تعداد روز معاملاتی طی دوره تخمین مشتمل بر ۱۵، ۲۲ و ۳۰ روز است. ارقام مندرج در نگاره‌های مورد نظر، شامل متوسط بازده پرتفوی‌های مرتب شده بر حسب IVOL شامل P1، P2 و P3 و (P3-P1) پرتفوی مومنتومی مبتنی بر ریسک غیرسیستماتیک می‌باشد. معناداری آماری ارقام در سطوح خطای ۱۰، ۵ و ۱ درصد به ترتیب با یک، دو و سه ستاره مشخص گردیده است.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

نگاره (۳): متوسط بازده و آلفای جنسن پرتفوی‌های سه‌گانه مبتنی بر IVOL بر اساس الگوی وزنی مساوی

	IVOL مبتنی بر انحراف معیار بازده			IVOL مبتنی بر پسماند مدل چهارعاملی کارهارت			IVOL مبتنی بر پسماند مدل سه عاملی فاما-فرنچ			IVOL مبتنی بر پسماند CAPM تعدیل شده		
	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)	۰/۰۵۶***	۰/۰۵۸***	۰/۰۴۷***	۰/۰۶۹***	۰/۰۵۴***	۰/۰۵۶***	۰/۰۴۷***	۰/۰۷۲***	۰/۰۵۳***	۰/۰۵۵***	۰/۰۴۶***	۰/۰۷۱***
P۱	۰/۰۱۲	۰/۰۰۹	۰/۰۱۳	۰/۰۲۵**	۰/۰۱۴**	۰/۰۱۰*	۰/۰۱۴*	۰/۰۲۲**	۰/۰۱۵**	۰/۰۱۱*	۰/۰۱۵*	۰/۰۲۳**
P۲	۰/۰۳۴***	۰/۰۲۸***	۰/۰۲۴**	۰/۰۴۰**	۰/۰۳۱***	۰/۰۲۶**	۰/۰۲۳**	۰/۰۴۲**	۰/۰۳۰**	۰/۰۲۴**	۰/۰۲۲**	۰/۰۴۰**
P۳	۰/۰۶۹***	۰/۰۶۶***	۰/۰۶۱***	۰/۰۹۳***	۰/۰۶۹***	۰/۰۶۶***	۰/۰۶۱***	۰/۰۹۴***	۰/۰۶۹***	۰/۰۶۷***	۰/۰۶۲***	۰/۰۹۵***
۲۲												
(P۳-P۱)	۰/۰۶۲***	۰/۰۶۶***	۰/۰۵۳***	۰/۰۷۴***	۰/۰۶۲***	۰/۰۶۶***	۰/۰۵۴***	۰/۰۷۷***	۰/۰۶۲***	۰/۰۶۵***	۰/۰۵۳***	۰/۰۷۷***
P۱	۰/۰۱۲	۰/۰۰۷	۰/۰۱۱	۰/۰۲۳*	۰/۰۱۰	۰/۰۰۵	۰/۰۱۱	۰/۰۲۱*	۰/۰۱۰	۰/۰۰۶	۰/۰۱۲	۰/۰۲۱*
P۲	۰/۰۳۳***	۰/۰۲۷***	۰/۰۲۴**	۰/۰۴۲***	۰/۰۳۷***	۰/۰۳۰***	۰/۰۲۳**	۰/۰۴۳***	۰/۰۳۶***	۰/۰۲۹***	۰/۰۲۲**	۰/۰۴۲**
P۳	۰/۰۷۴***	۰/۰۷۲***	۰/۰۶۴***	۰/۰۹۷***	۰/۰۷۲***	۰/۰۷۱***	۰/۰۶۵***	۰/۰۹۹***	۰/۰۷۲***	۰/۰۷۱***	۰/۰۶۵***	۰/۰۹۹***
۳۰												
(P۳-P۱)	۰/۰۶۴***	۰/۰۷۱***	۰/۰۵۸**	۰/۰۸۳***	۰/۰۶۸***	۰/۰۷۵***	۰/۰۶۱***	۰/۰۸۶***	۰/۰۶۹***	۰/۰۷۷***	۰/۰۶۳***	۰/۰۸۹***
P۱	۰/۰۱۷	۰/۰۱۱	۰/۰۱۳	۰/۰۲۵*	۰/۰۱۰	۰/۰۰۴	۰/۰۰۹	۰/۰۲۱	۰/۰۰۸	۰/۰۰۲	۰/۰۰۷	۰/۰۱۹
P۲	۰/۰۳۱***	۰/۰۲۲**	۰/۰۱۹*	۰/۰۳۸**	۰/۰۴۱***	۰/۰۳۳***	۰/۰۲۵**	۰/۰۴۳***	۰/۰۴۴***	۰/۰۳۴***	۰/۰۲۶**	۰/۰۴۴***
P۳	۰/۰۸۱***	۰/۰۸۲***	۰/۰۷۲***	۰/۱۰۸***	۰/۰۷۸***	۰/۰۷۹***	۰/۰۷۰***	۰/۱۰۷***	۰/۰۷۷***	۰/۰۷۹***	۰/۰۷۰***	۰/۱۰۸***

۱۵، ۲۲ و ۳۰ محدودیت حداقل روز معاملاتی است.

همان‌گونه که ملاحظه می‌گردد در صورت محاسبه IVOL مبتنی بر CAPM تعدیل شده و اعمال محدودیت معاملاتی ۱۵ روز، متوسط بازده سه‌ماهه پرتفوی اول که دارای کمترین IVOL است، برابر ۲/۲ درصد (t=۲/۱۴۳) بوده و در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنادار می‌باشد. با افزایش IVOL در پرتفوی‌های دوم و سوم، متوسط بازده سه‌ماهه به ترتیب، به ۳/۹ درصد (t=۲/۴۵۳) و ۹/۷ درصد (t=۴/۰۹۶) افزایش یافته و به ترتیب در سطوح اطمینان ۹۵ و ۹۹ درصد معنادار می‌گردد. روند صعودی متوسط بازده سه‌ماهه پرتفوی اول تا سوم، مستقل از شیوه محاسبه IVOL و محدودیت معاملاتی، همواره برقرار است. معناداری آماری متوسط بازده پرتفوی‌های اول تا سوم نیز از روند مشابهی تبعیت می‌کند.

متوسط بازده سه‌ماهه پرتفوی مصون‌سازی شده (P3-P1) برای IVOL مبتنی بر CAPM تعدیل شده و محدودیت ۱۵ روز، برابر ۷/۵ درصد (t=۳/۶۷۵) و در سطح خطای ۱ درصد معنادار است. متوسط بازده سه‌ماهه پرتفوی مذکور با احتساب محدودیت حداقل ۲۲ روز معاملاتی، به ۸/۱ درصد (t=۳/۷۱۳) و پس از منظور نمودن شرط معاملاتی ۳۰ روز، به ۸/۷ درصد (t=۳/۴۰۵) بالغ گردیده و در سطح اطمینان ۹۹ درصد معنادار است. روند صعودی متوسط بازده پرتفوی مصون‌سازی شده توام با افزایش محدودیت حداقل روز معاملاتی از ۱۵ به ۳۰، در همه شیوه‌های محاسبه IVOL ملاحظه می‌گردد. در صورت الزام حداقل ۱۵ و ۲۲ روز معاملاتی، بیشینه متوسط بازده سه‌ماهه پرتفوی مصون‌سازی شده به ترتیب برای IVOL مبتنی بر CAPM تعدیل شده برابر ۷/۵ و ۸/۱ درصد و کمینه متوسط بازده پرتفوی مذکور برای IVOL مبتنی بر انحراف معیار بازده به میزان ۶/۹ درصد و ۷/۴ درصد است لیکن با اعمال محدودیت حداقل ۳۰ روز معاملاتی، حداکثر متوسط بازده سه‌ماهه پرتفوی مذکور برای IVOL مبتنی بر مدل سه عاملی به میزان ۸/۹ درصد تحقق می‌یابد. آلفای پرتفوی مصون‌سازی شده (P3-P1) صرف‌نظر از سنجه IVOL و محدودیت تعداد روز معاملاتی، همواره مثبت بوده و در سطح خطای یک درصد معنادار است.

اینک در پاسخ به این سوال که آیا تغییر الگوی وزنی محاسبه بازده پرتفوی می‌تواند نتایج حاصله را دستخوش تغییر سازد، تحلیل مشابهی بر اساس الگوی وزنی ارزش بازار انجام می‌شود که نتایج آن در نگاره (۴) ملاحظه می‌گردد.

نگاره (۴): متوسط بازده و آلفای جنسن پرتفوی‌های سه‌گانه مبتنی بر IVOL بر اساس الگوی وزنی ارزش بازار

	مبتنی بر IVOL انحراف معیار بازده			مبتنی بر IVOL پسماند مدل چهارعاملی کارهارت				مبتنی بر IVOL پسماند مدل سه عاملی فاما-فرنچ				مبتنی بر IVOL تعدیل شده CAPM پسماند			
	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)	۰/۰۸۸***	۰/۱۰۶***	۰/۰۹۴***	۰/۱۳۵***	۰/۰۷۰***	۰/۰۸۹***	۰/۰۷۹***	۰/۱۲۹***	۰/۰۶۳***	۰/۰۸۲***	۰/۰۷۳***	۰/۱۲۴***	۰/۰۷۶***	۰/۰۹۳***	۰/۰۸۵***	۰/۱۳۳***
P۱	-۰/۰۰۵	-۰/۰۱۰	-۰/۰۰۱	۰/۰۱۴	-۰/۰۰۲	-۰/۰۰۸	۰/۰۰۰	۰/۰۱۳	۰/۰۰۲	-۰/۰۰۴	۰/۰۰۳	۰/۰۱۵	-۰/۰۰۲	-۰/۰۰۸	-۰/۰۰۱	۰/۰۱۱
P۲	۰/۰۲۱***	۰/۰۲۵***	۰/۰۱۸	۰/۰۵۶***	۰/۰۲۱**	۰/۰۲۰**	۰/۰۱۷	۰/۰۵۶***	۰/۰۱۶	۰/۰۱۴	۰/۰۱۲	۰/۰۵۳**	۰/۰۱۵	۰/۰۱۲	۰/۰۱۲	۰/۰۵۰**
P۳	۰/۰۸۳***	۰/۰۹۶***	۰/۰۹۳***	۰/۱۴۹***	۰/۰۶۹***	۰/۰۸۲***	۰/۰۷۹***	۰/۱۴۲***	۰/۰۶۵***	۰/۰۷۸***	۰/۰۷۶***	۰/۱۳۹***	۰/۰۷۴***	۰/۰۸۵***	۰/۰۸۳***	۰/۱۴۴***
۲۲																
(P۳-P۱)	۰/۰۸۳***	۰/۱۰۸***	۰/۰۸۹***	۰/۱۳۲***	۰/۰۶۱**	۰/۰۸۵***	۰/۰۷۷***	۰/۱۳۲***	۰/۰۵۹**	۰/۰۸۲***	۰/۰۷۱**	۰/۱۲۶***	۰/۰۶۹***	۰/۰۹۰***	۰/۰۷۹***	۰/۱۳۱***
P۱	۰/۰۰۰	-۰/۰۰۹	۰/۰۰۴	۰/۰۱۸	۰/۰۰۱	-۰/۰۰۷	۰/۰۰۰	۰/۰۱۲	۰/۰۰۱	-۰/۰۰۷	۰/۰۰۲	۰/۰۱۳	۰/۰۰۱	-۰/۰۰۸	۰/۰۰۲	۰/۰۱۲
P۲	۰/۰۱۳	۰/۰۱۵	۰/۰۰۸	۰/۰۵۳**	۰/۰۲۴*	۰/۰۲۲	۰/۰۱۸	۰/۰۶۱***	۰/۰۲۶*	۰/۰۲۳	۰/۰۱۸	۰/۰۶۱***	۰/۰۱۸	۰/۰۱۹	۰/۰۱۰	۰/۰۵۵**
P۳	۰/۰۸۳***	۰/۰۹۹***	۰/۰۹۲***	۰/۱۵۰***	۰/۰۶۲***	۰/۰۷۷***	۰/۰۷۷***	۰/۱۴۴***	۰/۰۶۰***	۰/۰۷۵***	۰/۰۷۳***	۰/۱۳۹***	۰/۰۷۰***	۰/۰۸۲***	۰/۰۸۱***	۰/۱۴۴***
۳۰																
(P۳-P۱)	۰/۰۸۴**	۰/۱۰۵***	۰/۰۸۸***	۰/۱۲۷***	۰/۰۹۰**	۰/۱۱۷***	۰/۱۰۰***	۰/۱۳۹***	۰/۰۸۸**	۰/۱۱۴***	۰/۰۹۸***	۰/۱۳۷***	۰/۰۷۷**	۰/۱۰۰***	۰/۰۷۸**	۰/۱۲۲***
P۱	۰/۰۰۸	۰/۰۰۴	۰/۰۱۰	۰/۰۳۰**	-۰/۰۰۷	-۰/۰۱۳	-۰/۰۰۶	۰/۰۱۸	-۰/۰۰۹	-۰/۰۱۴	-۰/۰۰۷	۰/۰۱۶	۰/۰۰۵	۰/۰۰۱	۰/۰۰۸	۰/۰۲۳*
P۲	۰/۰۰۵	۰/۰۰۷	۰/۰۰۰	۰/۰۴۵*	۰/۰۳۳***	۰/۰۳۲**	۰/۰۲۷	۰/۰۶۹***	۰/۰۳۸***	۰/۰۳۶***	۰/۰۲۸*	۰/۰۷۱***	۰/۰۲۳	۰/۰۲۰	۰/۰۱۳	۰/۰۵۹**
P۳	۰/۰۹۲***	۰/۱۰۸***	۰/۰۹۷***	۰/۱۵۷***	۰/۰۸۳***	۰/۱۰۴***	۰/۰۹۴***	۰/۱۵۷***	۰/۰۷۹***	۰/۱۰۰***	۰/۰۹۱***	۰/۱۵۴***	۰/۰۸۲***	۰/۱۰۱***	۰/۰۸۷***	۰/۱۴۸***

۱۵، ۲۲ و ۳۰ محدودیت حداقل روز معاملاتی است.

در صورت استفاده از الگوی وزنی ارزش شرکت، شرکت‌هایی که از ارزش بازار بالاتری برخوردار است، وزن بیشتری به خود اختصاص می‌دهد. مقایسه نگاره‌های (۴) و (۳) نشان می‌دهد در صورت تغییر الگوی وزنی محاسبه بازده به ارزش بازار، آلفای جنسن پرتفوی دوم متاثر گردیده و اغلب آنها فاقد معناداری آماری می‌شود. این امر می‌تواند موید قیمت‌گذاری IVOL در شرکت‌های بزرگ باشد. همان‌گونه که ملاحظه می‌گردد با فرض ثبات روش محاسبه IVOL، متوسط بازده سه‌ماهه پرتفوی‌های اول تا سوم همواره از روندی صعودی تبعیت می‌نماید.

متوسط بازده سه‌ماهه پرتفوی مومنتومی مبتنی بر IVOL، (P3-P1)، با استفاده از هر یک از سنجه‌های IVOL و در صورت اعمال هر یک از محدودیت‌های معاملاتی، همواره مثبت و در سطح خطای یک درصد از نظر آماری معنادار است. در صورت تخمین IVOL بر اساس CAPM تعدیل شده، متوسط بازده سه‌ماهه پرتفوی مصون‌سازی شده توام با افزایش محدودیت حداقل روز معاملاتی از ۱۵ به ۳۰ روز، به ترتیب از ۱۳/۳ درصد (t=۴/۵۰۹) به ۱۳/۱ درصد (t=۳/۹۰۳) و ۱۲/۴ درصد (t=۳/۶۵۹) کاهش می‌یابد. روند نزولی مذکور برای IVOL مبتنی بر انحراف معیار بازده نیز مشهود است (نتایج گزارش نشده است). روند یادشده برای IVOL مبتنی بر مدل سه عاملی و IVOL مبتنی بر مدل چهار عاملی معکوس بوده و متوسط بازده سه‌ماهه پرتفوی با سرمایه‌گذاری صفر همراه با تشدید محدودیت حداقل روز معاملاتی از ۱۵ به ۳۰ روز، برای IVOL مبتنی بر مدل سه عاملی از ۱۲/۴ درصد (t=۴/۰۹۲) به ۱۳/۷ درصد (t=۴/۰۳۰) و برای IVOL مبتنی بر مدل چهار عاملی از ۱۲/۹ درصد (t=۴/۱۹۹) به ۱۳/۹ درصد (t=۴/۰۱۴) افزایش می‌یابد. با فرض احتساب محدودیت حداقل ۱۵ روز معاملاتی، آلفای CAPM پرتفوی با سرمایه‌گذاری صفر در صورت تخمین IVOL بر اساس CAPM تعدیل شده برابر ۸/۵ درصد، برای IVOL مبتنی بر مدل سه عاملی برابر ۷/۳ درصد، برای IVOL مبتنی بر مدل چهار عاملی معادل ۷/۹ درصد و در سطح اطمینان ۹۹ درصد معنادار است. آلفای فاما-فرنچ پرتفوی‌های مذکور نیز به ترتیب برابر ۹/۳، ۸/۲، ۸/۹ و ۱۰/۶ درصد بوده و در سطح اطمینان ۹۹ درصد از نظر آماری معنادار است. بر خلاف یافته محققانی نظیر آنگ و همکاران (۲۰۰۶)، آلفای فاما-فرنچ پرتفوی‌های مصون‌سازی شده همواره بزرگ‌تر از آلفای CAPM تعدیل شده بوده و از نظر آماری معنادار است.

به عقیده بالی و کاکیسی (۲۰۰۸)، استفاده از الگوهای متفاوت وزنی جهت محاسبه بازده پرتفوی می‌تواند نتایج حاصل از آزمون‌های قیمت‌گذاری ریسک غیرسیستماتیک را تحت تاثیر قرار دهد. برای نمونه، اگر شرکت‌های کوچک‌تر از IVOL بالاتری برخوردار باشد، استفاده از معکوس IVOL برای وزن هر یک از سهام موجود در پرتفوی می‌تواند اثر قیمت‌گذاری ریسک غیرسیستماتیک ناشی از اندازه را حذف نماید [۶]. برای حصول اطمینان از قیمت‌گذاری IVOL، بازده پرتفوی بر اساس الگوی وزنی معکوس IVOL محاسبه گردیده و نتایج حاصله در نگاره (۵) ارائه می‌گردد.

برای محاسبه بازده پرتفوی‌های منعکس در نگاره (۵) از الگوی وزنی مبتنی بر IVOL استفاده گردیده است. به نحوی‌که وزن هر سهام در پرتفوی بر حسب معکوس IVOL تاریخی آن تعیین می‌گردد. بدین طریق می‌توان اثر تعاملی IVOL و اندازه را تا حدی از یکدیگر مجزا نمود. مقایسه نگاره (۵) با نگاره‌های (۴) و (۳) نشان می‌دهد متوسط بازده سه‌ماهه محاسبه شده بر حسب معکوس IVOL، از متوسط بازده مبتنی بر الگوهای وزنی مساوی و ارزش بازار، بیشتر است. به گونه‌ای که مطابق نگاره (۳)، متوسط بازده سه‌ماهه پرتفوی مصون‌سازی شده (P3-P1) در صورت استفاده از سنجه IVOL مبتنی بر CAPM تعدیل شده و اعمال محدودیت حداقل معاملاتی برابر ۷/۵ درصد است که در صورت استفاده از الگوی وزنی ارزش بازار به ۱۳/۳ درصد و در صورت استفاده از الگوی وزنی معکوس IVOL به ۹۲/۷ درصد افزایش می‌یابد.

روند صعودی متوسط بازده سه‌ماهه پرتفوی‌های اول تا سوم در نگاره (۵) نیز مشهود است. بازده اضافی مثبت و معنادار ناشی از تفاوت IVOL در کلیه قسمت‌ها مشهود است. آلفای CAPM، فاما-فرنچ و کارهارت تمامی پرتفوی‌های مصون‌سازی شده، مثبت و در سطح اطمینان ۹۹ درصد معنادار است. در صورت محاسبه IVOL مبتنی بر CAPM، متوسط بازده سه‌ماهه پرتفوی با سرمایه‌گذاری صفر با کاهش حدود ۲۲ درصد، از ۹۲/۷ درصد در شرایط اعمال محدودیت ۱۵ روز به ۷۲/۱ درصد در صورت اعمال محدودیت ۳۰ روز، تقلیل می‌یابد. نرخ کاهش مذکور برای IVOL مبتنی بر مدل سه عاملی و IVOL مبتنی بر مدل چهار عاملی، حدود ۲۰ درصد و برای IVOL مبتنی بر بازده معادل ۴ درصد است.

نگاره (۵): متوسط بازده و آلفای جنسن پرتفوی‌های سه‌گانه مبتنی بر IVOL بر اساس الگوی وزنی معکوس IVOL

	مبتنی بر IVOL انحراف معیار بازده				مبتنی بر IVOL پسماند مدل چهارعاملی کارهارت				مبتنی بر IVOL پسماند مدل سه عاملی فاما-فرنچ				مبتنی بر IVOL تعدیل شده CAPM پسماند			
	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)	۰/۵۱۵**	۰/۵۱۸**	۰/۴۴۲**	۰/۵۹۴***	۰/۷۱۴**	۰/۷۳۸**	۰/۷۲۱**	۰/۶۲۷**	۰/۷۰۴**	۰/۶۷۶**	۰/۶۴۰**	۰/۷۸۶***	۰/۷۱۹**	۰/۷۰۳***	۰/۶۱۳***	۰/۹۲۷***
P۱	۰/۱۰۵	۰/۰۵۳	۰/۰۹۳	۰/۱۹۴*	۰/۰۸۲	۰/۰۵۱	۰/۰۸۵	۰/۱۶۱	۰/۰۵۶	۰/۰۸۶	۰/۱۰۲	۰/۲۱۶*	۰/۰۸۳	۰/۰۵۵	۰/۰۸۹	۰/۱۶۶
P۲	۰/۵۸۶**	۰/۴۸۸**	۰/۴۱۶*	۰/۷۵۹**	۰/۶۲۳**	۰/۵۳۰**	۰/۴۴۸*	۰/۹۲۱**	۰/۴۸۵*	۰/۵۷۸**	۰/۶۱۵***	۰/۷۷۴**	۰/۶۰۴**	۰/۵۱۷**	۰/۴۳۰*	۰/۸۵۹**
P۳	۰/۶۲۰***	۰/۵۷۲***	۰/۵۳۵***	۰/۷۸۸***	۰/۸۲۰***	۰/۷۷۲***	۰/۷۱۲***	۱/۱۱۱***	۰/۷۶۰***	۰/۸۰۱***	۰/۷۴۲***	۱/۰۰۲***	۱/۱۰۲***	۰/۷۵۹***	۰/۷۰۲***	۱/۰۹۳***
									۲۲							
(P۳-P۱)	۰/۵۱۵*	۰/۵۳۱**	۰/۴۱۹**	۰/۵۵۰***	۰/۶۴۲**	۰/۶۷۱**	۰/۵۳۲**	۰/۷۸۶***	۰/۶۴۰**	۰/۶۷۶**	۰/۵۳۶**	۰/۷۸۳***	۰/۶۷۱**	۰/۷۰۸***	۰/۵۵۰**	۰/۷۹۱***
P۱	۰/۰۹۶	۰/۰۵۱	۰/۰۸۱	۰/۱۹۳	۰/۱۰۸	۰/۰۶۹	۰/۱۱۵	۰/۲۱۶*	۰/۱۰۲	۰/۰۶۵	۰/۱۱۴	۰/۲۱۳*	۰/۰۹۵	۰/۰۵۹	۰/۱۱۶	۰/۲۱۳*
P۲	۰/۵۰۷**	۰/۴۱۷**	۰/۳۴۳**	۰/۶۶۶**	۰/۶۴۱***	۰/۵۴۵**	۰/۳۷۸*	۰/۷۷۴**	۰/۶۱۵***	۰/۵۱۱**	۰/۳۴۸*	۰/۷۵۵**	۰/۶۲۰***	۰/۵۱۷**	۰/۳۴۸	۰/۷۳۵**
P۳	۰/۶۱۱***	۰/۵۸۲***	۰/۵۰۰***	۰/۷۴۳***	۰/۷۵۰***	۰/۷۴۰***	۰/۶۴۷***	۱/۰۰۲***	۰/۷۴۲***	۰/۷۴۱***	۰/۶۵۰***	۰/۹۹۶***	۰/۷۶۷***	۰/۷۶۷***	۰/۶۶۵***	۱/۰۰۴***
									۳۰							
(P۳-P۱)	۰/۵۱۳*	۰/۵۵۱**	۰/۴۴۷**	۰/۵۷۱***	۰/۶۰۰**	۰/۶۶۲**	۰/۵۳۸**	۰/۷۴۶***	۰/۶۱۰**	۰/۶۸۰**	۰/۵۵۱**	۰/۷۵۴***	۰/۶۰۸**	۰/۶۷۲**	۰/۵۱۳**	۰/۷۲۱***
P۱	۰/۰۷۷	۰/۰۳۳	۰/۰۴۲	۰/۱۴۶	۰/۰۶۱	۰/۰۲۲	۰/۰۴۷	۰/۱۵۵	۰/۰۳۶	۰/۰۰۱	۰/۰۳۲	۰/۱۳۹	۰/۰۵۶	۰/۰۱۸	۰/۰۶۲	۰/۱۶۱
P۲	۰/۲۹۹*	۰/۲۱۸	۰/۱۳۲	۰/۴۱۵*	۰/۵۳۳***	۰/۴۳۷**	۰/۲۷۶	۰/۵۸۰**	۰/۵۶۲***	۰/۴۵۳**	۰/۲۹۴	۰/۶۰۰**	۰/۴۶۹**	۰/۳۷۰*	۰/۲۲۱	۰/۵۳۷**
P۳	۰/۵۸۹***	۰/۵۸۴***	۰/۴۸۹***	۰/۷۱۷***	۰/۶۶۱***	۰/۶۸۵***	۰/۵۸۵***	۰/۹۰۱***	۰/۶۴۶***	۰/۶۸۰***	۰/۵۸۴***	۰/۸۹۳***	۰/۶۶۵***	۰/۶۹۰***	۰/۵۷۵***	۰/۸۸۲***

۱۵، ۲۲ و ۳۰ محدودیت حداقل روز معاملاتی است.

نگاره (۶): خلاصه یافته‌ها

	مبتنی بر IVOL انحراف معیار بازده				مبتنی بر IVOL پسماند مدل چهارعاملی کارهارت				مبتنی بر IVOL پسماند مدل سه عاملی فاما-فرنچ				مبتنی بر IVOL تعدیل شده CAPM پسماند			
	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								
EW	۰/۰۵۶***	۰/۰۵۸***	۰/۰۴۷***	۰/۰۶۹***	۰/۰۵۴***	۰/۰۵۶***	۰/۰۴۷***	۰/۰۷۲***	۰/۰۵۳***	۰/۰۵۵***	۰/۰۴۶***	۰/۰۷۱***	۰/۰۵۷***	۰/۰۵۹***	۰/۰۴۹***	۰/۰۷۵***
VW	۰/۰۸۸***	۰/۱۰۶***	۰/۰۹۴***	۰/۱۳۵***	۰/۰۷۰***	۰/۰۸۹***	۰/۰۷۹***	۰/۱۲۹***	۰/۰۶۳***	۰/۰۸۲***	۰/۰۷۳***	۰/۱۲۴***	۰/۰۷۶***	۰/۰۹۳***	۰/۰۸۵***	۰/۱۳۳***
RI	۰/۵۱۵**	۰/۵۱۸**	۰/۴۴۲**	۰/۵۹۴***	۰/۷۳۸**	۰/۷۲۱**	۰/۶۲۷**	۰/۹۵۰***	۰/۷۱۴**	۰/۷۰۴**	۰/۶۱۶**	۰/۹۳۷***	۰/۷۱۹**	۰/۷۰۳***	۰/۶۱۳***	۰/۹۲۷***
								۲۲								
EW	۰/۰۶۲***	۰/۰۶۶***	۰/۰۵۳***	۰/۰۷۴***	۰/۰۶۲***	۰/۰۶۶***	۰/۰۵۴***	۰/۰۷۷***	۰/۰۶۲***	۰/۰۶۵***	۰/۰۵۳***	۰/۰۷۷***	۰/۰۶۶***	۰/۰۷۰***	۰/۰۵۶***	۰/۰۸۱***
VW	۰/۰۸۳***	۰/۱۰۸***	۰/۰۸۹***	۰/۱۳۲***	۰/۰۶۱**	۰/۰۸۵***	۰/۰۷۷***	۰/۱۳۲***	۰/۰۵۹**	۰/۰۸۲***	۰/۰۷۱**	۰/۱۲۶***	۰/۰۶۹***	۰/۰۹۰***	۰/۰۷۹***	۰/۱۳۱***
RI	۰/۵۱۵*	۰/۵۳۱**	۰/۴۱۹**	۰/۵۵۰***	۰/۶۴۲**	۰/۶۷۱**	۰/۵۳۲**	۰/۷۸۶***	۰/۶۴۰**	۰/۶۷۶**	۰/۵۳۶**	۰/۷۸۳***	۰/۶۷۱**	۰/۷۰۸***	۰/۵۵۰**	۰/۷۹۱***
								۳۰								
EW	۰/۰۶۴***	۰/۰۷۱***	۰/۰۵۸**	۰/۰۸۳***	۰/۰۶۸***	۰/۰۷۵***	۰/۰۶۱***	۰/۰۸۶***	۰/۰۶۹***	۰/۰۷۷***	۰/۰۶۳***	۰/۰۸۹***	۰/۰۶۶***	۰/۰۷۴***	۰/۰۵۹**	۰/۰۸۷***
VW	۰/۰۸۴**	۰/۱۰۵***	۰/۰۸۸***	۰/۱۲۷***	۰/۰۹۰**	۰/۱۱۷***	۰/۱۰۰***	۰/۱۳۹***	۰/۰۸۸**	۰/۱۱۴***	۰/۰۹۸***	۰/۱۳۷***	۰/۰۷۷**	۰/۱۰۰***	۰/۰۷۸**	۰/۱۲۴***
RI	۰/۵۱۳*	۰/۵۵۱**	۰/۴۴۷**	۰/۵۷۱***	۰/۶۰۰**	۰/۶۶۲**	۰/۵۳۸**	۰/۷۴۶***	۰/۶۱۰**	۰/۶۸۰**	۰/۵۵۱**	۰/۷۵۴***	۰/۶۰۸**	۰/۶۷۲**	۰/۵۱۳**	۰/۷۲۱***

EW: متوسط بازده با وزن یکسان، VW متوسط بازده مبتنی بر ارزش بازار و RI: متوسط بازده مبتنی بر معکوس IVOL است.

جمع‌بندی

نتایج حاصل از آزمون اثر IVOL با توجه به ملاحظاتی نظیر مساله معاملات اندک، سنجه‌های متعدد IVOL و الگوی وزنی بازده در نگاره (۶) تلخیص گردیده است. اعداد منعکس در نگاره (۶) مشتمل بر متوسط بازده و آلفای پرتفوی‌های با سرمایه‌گذاری صفر (P3-P1) است.

همان‌گونه که ملاحظه می‌گردد متوسط بازده پرتفوی با سرمایه‌گذاری صفر برای همه سنجه‌های IVOL، تمامی الگوهای وزنی و در صورت اعمال کلیه محدودیت‌های حداقل روز معاملاتی، همواره مثبت است. آماره t مقادیر مذکور نشان می‌دهد متوسط بازده کلیه پرتفوی‌های مذکور به لحاظ آماری معنادار است. به استثنای آلفای کارهارت در صورت محاسبه IVOL بر اساس انحراف معیار بازده و اعمال محدودیت معاملاتی ۳۰ روز، آلفای جنسن مبتنی بر CAPM، مدل فاما-فرنچ (۱۹۹۳) و مدل کارهارت (۱۹۹۷) برای همه سنجه‌های IVOL، محدودیت‌های معاملاتی و الگوهای وزنی، مثبت و حداقل در سطح اطمینان ۹۵ درصد از نظر آماری معنادار است.

بحث و نتیجه‌گیری

شواهد به دست آمده نشان می‌دهد متوسط بازده سه‌ماهه تمامی پرتفوی‌های با سرمایه‌گذاری صفر متشکل از خرید سهام دارای کمینه IVOL و فروش سهام دارای بیشینه IVOL، صرف‌نظر از الگوی محاسبه میانگین بازده، محدودیت الزام حداقل روز معاملاتی و معیار اندازه‌گیری IVOL در سطح خطای یک درصد همواره مثبت و در سطح اطمینان ۹۹ درصد معنادار است. به تعبیر دیگر، سرمایه‌گذاران در بورس اوراق بهادار تهران انتظار دارند بابت تحمل ریسک غیرسیستماتیک، صرف ریسک مثبت کسب نمایند. وجود صرف ریسک مثبت IVOL دال بر قیمت‌گذاری آن در بورس اوراق بهادار تهران است.

همچنین، آلفای جنسن پرتفوی‌های با سرمایه‌گذاری صفر، صرف‌نظر از مدل عاملی استفاده شده جهت تخمین آن، اعم از CAPM، مدل سه عاملی یا چهارعاملی، همواره مثبت بوده و به لحاظ آماری معنادار است. این امر نشانگر آن است که عملکرد مثبت پرتفوی‌های مذکور توسط عوامل احصاء شده در مدل‌های مذکور قابل تبیین و توضیح نبوده و باید منشاء صرف ریسک غیرسیستماتیک را در عوامل دیگری جستجو نمود. بدین ترتیب، می‌توان با احتساب مواردی نظیر هزینه معاملات، به طراحی استراتژی‌های معاملاتی

مبتنی بر ریسک غیرسیستماتیک پرداخت زیرا عملکرد پرتفوی‌های مبتنی بر IVOL به لحاظ آماری معنادار است.

نتایج به دست آمده در این پژوهش مبنی بر وجود رابطه مثبت IVOL و بازده مورد انتظار، بر خلاف یافته بالی و کاکیسی (۲۰۰۸) است که قائل به وجود هیچ رابطه محکم و معناداری بین متغیرهای یادشده نیست. پژوهش حاضر یافته‌های آنگ و همکاران (۲۰۰۶) وگیو و ساویکاس (۲۰۱۰) مبنی بر وجود رابطه منفی ریسک غیرسیستماتیک و بازده را نیز به چالش کشیده و یافته مالکیل و زو (۲۰۰۶) را تایید می‌کند. همچنین، بر خلاف بالی و کاکیسی (۲۰۰۸) و گیو و ساویکاس (۲۰۱۰)، مشخص گردید شیوه محاسبه میانگین بازده پرتفوی، اثر چندانی بر رابطه ریسک غیرسیستماتیک و بازده ندارد.

به رغم وجود روندها و الگوهای ناشی از به کارگیری سنجه‌های متعدد IVOL، الگوهای متفاوت محاسبه بازده پرتفوی و الزام محدودیت‌های سه‌گانه معاملاتی، نتایج اصلی در خصوص قیمت‌گذاری IVOL و عملکرد مثبت پرتفوی‌های مبتنی بر آن، تحت تاثیر قرار نمی‌گیرد.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

منابع

۱. بزرگ اصل، موسی و صاحبقرانی، امیرعباس (۱۳۹۲) پیش‌بینی بازده غیرعادی بر مبنای مدل مبتنی بر شتاب سود و صنعت در بورس اوراق بهادار تهران، *مطالعات تجربی حسابداری مالی*، سال ۱۱، شماره ۳۸، ۵۳-۶۷.

۲. مهرانی، ساسان، اسکندری، قربان و گنجی، حمیدرضا(۱۳۹۳) رابطه بین کیفیت سود، هموارسازی سود و ریسک سهام، *مطالعات تجربی حسابداری مالی*، سال ۱۱، شماره ۴۲، ۱۱۷-۱۳۹.

3. 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.
4. 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.
5. Angelidis, Timotheos., & Tessaromatis, Nikolaos. (2009). Idiosyncratic risk matters! A regime switching approach. *International Review of Economics & Finance*, 18(1), 132-141,
6. 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.
7. Bergbrant, Mikael. (2010). Trading Costs and the Relation between Idiosyncratic Volatility and Returns. *Working Paper*.
8. Boyer, Brian., Mitton, Todd & Vorkink, Keith. (2010). Expected Idiosyncratic Skewness. *The Review of Financial Studies*, 23(1).
9. 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).
10. Brockman, Paul., Schutte, Maria Gabriela., & Yu, Wayne. (2009). Is Idiosyncratic Risk Priced? The International Evidence. *Working Paper*, University of Missouri.
11. Carhart, M. M. (1997). On Persistence in Mutual Fund Performance. *Journal of Finance*, 52(1), 57–82.
12. Chen, Jing., Chollete, Lorán & Ray, Rina. (2010). Financial distress and idiosyncratic volatility: An empirical investigation. *Journal of Financial Markets* , 13(2).
13. Chua, Choong Tez., Goh, Jeremy., & Zhang, Zhe. (2006). Idiosyncratic Volatility Matters for the Cross-Section of Returns-in More Ways Than One!. *Working Paper*.
14. Drew, Michael E., Marsden, Alastair., & Veeraraghavan, Madhu. (2007). Does Idiosyncratic Volatility Matter? New Zealand

Evidence. *Review of Pacific Basin Financial Markets and Policies (RPBFMP)*, 10(03), 289-308.
15. 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.
16. Frieder, Laura., & Jiang, George J. (2007). Separating Up from Down: New Evidence on the Idiosyncratic Volatility – Return Relation. *Working Paper*.
17. Fu, Fangjian. (2009). Idiosyncratic Risk and the Cross-Section of Expected Stock Returns. *Journal of Financial Economics*, 91.
18. 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.
19. Huang, Wei., Liu, Qianqiu., Rhee, S.Ghon., & Zhang, Liang. (2010). Return Reversal, Idiosyncratic Risk, and Expected Returns. *The Review of Financial Studies*, 23(1).
20. Jiang, George., Xu, Danielle., & Yao, Tong. (2009). The Information Content of Idiosyncratic Volatility. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 44(1).
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. Lintner, John. (1965). The Valuation of Risky Assets and the Selection of Risky Investment in Stock Portfolio and Capital Budgets. *Review of Economics and Statistics*, 47, 13-37.
24. Malkiel, B., & Xu, Y. (2006). Idiosyncratic risk and security returns. *Working paper*, Princeton University.
25. Marcelo, José Luis. (2011). Idiosyncratic Risk Really Drives Stock Return, Spanish Evidence. *Working Paper*.
26. Merton, Robert C. (1987). A simple model of capital market equilibrium with incomplete information. *Journal of Finance*, 42, 483-510.
27. Okpara, Godwin Chigozie., & Nwezeaku, Nathaniel Chinedum. (2009). Idiosyncratic Risk and the Cross-Section of Expected Stock Returns: Evidence from Nigeria. *European Journal of Economics, Finance and Administrative Sciences*, (17).
28. Spiegel, Matthew., & Wang, Xiaotong. (2005). Cross-Sectional Variation in Stock Returns: Liquidity and Idiosyncratic Risk. *Working Paper*.

29. 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