مجله مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار
شماره بیست و یکم / زمستان ۱۳۹۳

قیمت‌گذاری ریسک خاص: شواهدی از مدل فاما-مک‌بث و عامل تنزیل تصادفی (SDF)

مریم دولو[۱]
احمد بدری[۲]

تاریخ دریافت: ۹۲/۰/۰۰ تاریخ پذیرش: ۹۲/۰/۰۰

چکیده

هدف این پژوهش، آزمون قیمت‌گذاری ریسک خاص (SR) در بورس اوراق بهادار تهران است. همچنین با توجه به تناقض شواهد تجربی با مبانی مالی کلاسیک، در بررسی منشاء قیمت‌گذاری ریسک یادشده، برخی توضیحات ارائه شده بابت چرایی وجود اثر مذکور نیز با استفاده از مدل رگرسیون فاما-مک‌بث (۱۹۷۳) و عامل تنزیل تصادفی (SDF) آزمون گردیده است. دوره زمانی پژوهش، سال‌های ۱۳۷۸ تا ۱۳۸۹ و نمونه تحقیق مشتمل بر ۲۷۰ شرکت پذیرفته شده در بورس تهران می‌باشد.

نتایج حاصله قیمت‌گذاری ریسک خاص را در بورس اوراق بهادار تهران بر مبنای هر دو روش فاما-مک‌بث و SDF تایید می‌نماید. به علاوه منشاء این قیمت‌گذاری به هیچ‌یک از عوامل اندازه، نسبت B/M، تداوم، نقدشوندگی، گشتاورهای مرتبه سوم و چهارم و مالکیت نهادی قابل انتساب نیست. لیکن بسته به سنجه SR و الزام حداقل روز معاملاتی لحاظ شده بابت معاملات اندک، کشیدگی و عامل صنعت در برخی موارد بر قیمت‌گذاری ریسک خاص موثر است.

واژه‌های کلیدی: ریسک خاص، مدل فاما-مک‌بث، عامل تنزیل تصادفی (SDF)، قیمت‌گذاری دارایی.

۱- استادیار دانشگاه شهید بهشتی
۲- دانشیار دانشگاه شهید بهشتی

۱- مقدمه

مدل CAPM مدعی وجود رابطه خطی مثبت بازده مورد انتظار اوراق بهادار و بتای بازار آنها و نافی وجود هر گونه متغیر دیگری است که قادر به توضیح تغییرات مقطعی بازده مورد انتظار باشد. پیش‌بینی مدل آن است که در وضعیت تعادل، فقط ریسک بازار قیمت‌گذاری شده و هرگونه ریسک خاص از طریق تنوع‌بخشی کاملاً حذف می‌گردد. با این حال، وجود عواملی نظیر اطلاعات ناقص، محدودیت فروش استقراضی، عدم نقدشوندگی و سایر عوامل بازدارنده از جمله دلایلی است که مانع حذف کامل ریسک خاص پرتفوی می‌شود. به تعبیر مرتون (۱۹۸۷)، در صورت وجود هزینه‌های گردآوری اطلاعات، سهامی که از نوسان‌پذیری خاص 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. به‌رغم این‌که برخی شواهد تجربی (نظیر فو؛۲۰۰۹ و اشپیگل و وانگ؛۲۰۰۵) بر رابطه مثبت ریسک خاص و بازده مورد انتظار در سطح شرکت یا پرتفوی، تاکید می‌نماید، در اغلب موارد رابطه مشاهده شده غیرمعنادار و گاهی معکوس (آنگ و همکاران (۲۰۰۶)) است. با وجود تضارب آراء محافل مالی در سایر بازارهای توسعه‌یافته در خصوص ماهیت و دلایل رابطه ریسک خاص و بازده مورد انتظار، پرسش تحقیق حاضر این است که آیا ریسک خاص در بورس اوراق بهادار تهران قیمت‌گذاری می‌شود؟

قیمت‌گذاری ریسک خاص را می‌توان از منظر اعتبار مدل‌های عاملی مورد مداقه قرار داد. اعتبار مدل‌های عاملی، مرهون توانایی متغیرهای تصریح شده جهت تبیین و پیش‌بینی تغییرات بازده مورد انتظار است. هر اندازه دقت مدل بالاتر باشد، انتظار می‌رود سهم عوامل خاص در توضیح تغییرات بازده مورد انتظار کمتر باشد. بر همین اساس، می‌توان از استدلال اخیر برای آزمون قیمت‌گذاری ریسک خاص استفاده نمود. یکی از متداول‌ترین شیوه‌های آزمون مدل‌های قیمت‌گذاری، توجه به اندازه خطای قیمت‌گذاری مدل می‌باشد. چنانچه خطای قیمت‌گذاری مدل، از نظر آماری معنادار نباشد، می‌توان مدعی شد ریسک خاص قیمت‌گذاری نمی‌شود.

نظریه‌های قیمت‌گذاری دارایی (نظیر شارپ؛۱۹۶۴، لینتنر؛۱۹۶۵، مرتون؛۱۹۷۳، راس؛۱۹۷۶ و بردن؛۱۹۷۹) مبتنی بر این واقعیت است که بازده مورد انتظار دارایی‌های مالی تابع خطی کوواریانس آنها با عوامل ریسک سیستماتیک است. مفهوم مورد نظر در دانش مالی با استفاده از روش‌شناسی سنتی، به طرز گسترده‌ای آزمون گردیده است. در روش‌شناسی سنتی، نخست، فرآیند ایجاد داده[1] بازده دارایی پیشنهاد گردیده و سپس محدودیت‌های تحمیل شده توسط مدل قیمت‌گذاری دارایی به صورت محدودیت‌های پارامتریک فرآیند ایجاد بازده، آزمون می‌گردد. رویکرد اخیر با مشکل بالقوه‌ای مواجه است؛ در صورتی‌که فرآیند ایجاد بازده به درستی تصریح نشده باشد، نتایج آزمون می‌تواند گمراه‌کننده باشد. بنابراین، محققان معمولاً در به کارگیری روش‌شناسی سنتی باید توجیه کنند فرآیند پیشنهادی ایجاد داده، توصیف مناسبی از بازده دارایی ارائه می‌کند. مطالعات تجربی اخیر در زمینه قیمت‌گذاری دارایی، بر آزمون محدودیت‌های قیمت‌گذاری بر اساس "عامل تنزیل تصادفی" (SDF)[2] تاکید می‌کند. فرمولاسیون مورد نظر بدون احتساب

مدلی کاملاً تصریح شده از چگونگی ایجاد بازده دارایی در اقتصاد، پارامترها را تخمین زده و به آزمون قیمت‌گذاری دارایی می‌پردازد. رویکرد مذکور مستلزم احتساب مفروضات و تخمین پارامترهای کمتری نسبت به روش‌شناسی‌های سنتی است [۲۲]. هدف اصلی پژوهش، بررسی رابطه نوسان‌پذیری خاص و بازده مقطعی سهام در بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از مدل فاما-مک‌بث (رویکرد سنتی) و SDF است.

گستره تناقض یافته‌های تجربی با اصول بنیادین نظریات سنتی قیمت‌گذاری دارایی، محققان بسیاری را بر آن داشت تا به توضیح چرایی قیمت‌گذاری ریسک مذکور بپردازند. مطالعات تجربی انجام شده در این رابطه، شواهدی دال بر اثرگذاری عواملی نظیر اندازه، نسبت B/M، گردش سهام (آنگ و همکاران؛ ۲۰۰۶)، نقدشوندگی (اشپیگل و وانگ؛ ۲۰۰۵)، تخصص سرمایه‌گذاران (فو؛ ۲۰۰۹)، تداوم (آرنا و همکاران؛ ۲۰۰۸)، چولگی (کاپادیا؛ ۲۰۰۶) و کشیدگی بر قیمت‌گذاری SR فراهم ساخته است. آزمون توضیحات اخیر، اهداف فرعی تحقیق حاضر را شکل می‌دهد.

۲- مبانی نظری و مروری بر پیشینه پژوهش

برای کنکاش فرآیندی که ریسک خاص بتواند بازده دارایی را متاثر سازد، باید وجود موانع بازار را تا اندازه‌ای، مجاز دانست. مرتون (۱۹۸۷) نخستین کسی است که نشان داد مادامی‌که سرمایه‌گذاران به دلیل وجود موانع بازار تنها به اطلاعات زیرمجموعه‌ای از اوراق بهادار موجود، دسترسی داشته باشند و این زیرمجموعه‌ها برای سرمایه‌گذاران مختلف، با یکدیگر متفاوت باشد، پرتفوی بازار، ناکارآ خواهد بود. در این صورت، سرمایه‌گذاران مجبور به نگهداری پرتفوی غیرمتنوعی بوده و بابت تحمل ریسک خاص، صرف ریسک مطالبه می‌نمایند [۲۷]. وی با طرح "فرضیه شناخت سرمایه‌گذار"[۳] (IRH) استدلال می‌کند به دلیل وجود اطلاعات ناقص مربوط به ویژگی‌های اوراق بهادار، سرمایه‌گذاران صرفاً اوراق بهاداری را در پرتفوی خود نگهداری می‌کنند که با ویژگی‌های ریسک و بازده آن آشنا باشند. در نتیجه، به دلیل عدم اطلاع از ویژگی‌های ریسک و بازده تمامی اوراق بهادار موجود در بازار، ناگزیر پرتفوی کمتر متنوعی داشته و در چارچوب ایستای میانگین-واریانس مورد بررسی مرتون (۱۹۸۷) انتظار دارند بابت تحمل ریسک خاص، جبران شوند. بنابراین، در شرایط تعادل، رابطه مثبتی بین بازده مقطعی سهام و ریسک خاص برقرار است [۷]. وجود صندوق‌های شاخصی، مالکیل و زو را برانگیخت تا در سال ۲۰۰۶ همین نکته را از طرف عرضه بازار توجیه نمایند. آنها بر عرضه اوراق بهادار متمرکز شده و مدلی پیشنهاد کردند که در آن "عرضه موثری" که سرمایه‌گذاران قادرند برای قیمت‌گذاری دارایی‌ها استفاده کنند، با عرضه کل "منتشرشده‌ای[۴]" که شاید واقعاً در دسترس سرمایه‌گذاران نباشد، متفاوت است. به بیانی دیگر، کل عرضه اوراق بهادار از منظر محققان می‌تواند با آنچه هنگام معامله در دسترس سرمایه‌گذاران است، متفاوت باشد [۱۰]. پرتفوی بازاری که سرمایه‌گذاران برای قیمت‌گذاری اوراق بهادار استفاده می‌کنند نسبت به پرتفوی بازاری که در صورت تنوع‌بخشی کامل باید وجود می‌داشت، ناکارآ است [۳۱]. بنابراین پرتفوی سرمایه‌گذاران، ناکارآ خواهد بود؛ البته نه به این دلیل که طبق مدل مرتون (۱۹۸۷)، سرمایه‌گذاران در زیرمجموعه‌ای از اوراق بهادار

سرمایه‌گذاری می‌کنند، بلکه بدان سبب که وزن‌های دارایی تعیین شده توسط عرضه موثر، غیر از وزن‌های کارآ می‌باشد. تحت چنین شرایطی، سرمایه‌گذار با ریسک خاص غیرمتنوع مواجه بوده و بابت تحمل آن انتظار کسب بازده خواهد داشت. در هر دو مدل، ریسک خاص برای کسب صرف ریسک مثبت، قیمت‌گذاری شده و پیش‌بینی می‌شود بازده مقطعی سهام رابطه مثبتی با ریسک خاص داشته باشد. همچنین، مطابق هر دو نظریه، ریسک خاص صرفاً تا اندازه‌ای که تنوع‌بخشی نشده است، قیمت‌گذاری می‌گردد [۱۰]. باربریس و هوآنگ در سال ۲۰۰۱ مدل قیمت‌گذاری دارایی مبتنی بر نظریه چشم‌انداز[۵] را ارائه نمودند. در این مدل، سرمایه‌گذاران از زیان بزرگ گریزانند. از آنجا که وقتی ریسک خاص بالا است، احتمال وقوع زیان‌های بزرگ بیشتر است لذا سرمایه‌گذاران تمایل کمتری به سرمایه‌گذاری در سهام با SR بالا دارند. در این صورت، ریسک خاص، قیمت‌گذاری شده و جهت تغییرات آن و بازده مورد انتظار، مثبت است [۳۱].

درو و همکاران (۲۰۰۷) ضمن تایید رابطه منفی اندازه شرکت با ریسک خاص، رابطه مثبت ریسک خاص (SR)[۶] و بازده را در بورس اوراق بهادار نیوزلند تایید نمودند [۱۳]. شواهد ارائه شده توسط اشپیگل و وانگ (۲۰۰۵) حاکی از رابطه مثبت نوسان‌پذیری خاص و بازده آتی سهام می‌باشد. یافته اصلی این محققان آن است که نقدشوندگی و ریسک خاص نقش مهمی در تعیین بازده سهام ایفا می‌کند که البته اثر ریسک خاص بسیار قوی‌تر است [۵]. بروکمن و همکاران (۲۰۰۹) با بررسی رابطه ریسک خاص و بازده مورد انتظار طی سال‌های ۱۹۸۰ تا ۲۰۰۷ در ۴۴ کشور، شواهدی مبنی بر رابطه مثبت بازده مورد انتظار و ریسک خاص در عرصه بین‌المللی ارائه نمودند [۹]. برگ‌برانت (۲۰۱۰) رابطه مثبت SR و بازده را در شرکت‌های کوچک تایید می‌نماید. به نحوی‌که ریسک خاص در بین ۲۵ درصد بزرگ‌ترین شرکت‌ها قیمت‌گذاری نمی‌گردد [۶]. فو (۲۰۰۹) به ردیابی قیمت‌گذاری ریسک خاص به منشأ اقتصادی آن یعنی تنوع‌بخشی پرتفوی سرمایه‌گذار پرداخته و نشان می‌دهد رابطه مثبت ریسک خاص و بازده سهامی که توسط سرمایه‌گذاران حقیقی نگهداری می‌شود، قوی‌تر است. بالعکس، در سهامی که عمدتاً توسط سرمایه‌گذاران نهادی نگهداری می‌شود، شواهد محکمی دال بر رابطه مثبت ریسک خاص و بازده مشاهده نمی‌گردد [۱۶]. شواهد ارائه شده توسط کانگ (۲۰۱۱) نشان می‌دهد رابطه ریسک خاص و بازده مورد انتظار، مثبت و رابطه ریسک خاص و بازده تحقق یافته آتی، منفی می‌باشد [۲۳]. اکپارا و نوزکو (۲۰۰۹) با مردود دانستن رابطه مقطعی ریسک خاص و بازده، مدعی می‌شوند این ریسک در بورس اوراق بهادار نیجریه قیمت‌گذاری نمی‌شود [۲۹].

بر خلاف محققانی که بر همسویی رابطه ریسک خاص و بازده مورد انتظار اذعان دارند، آنگ و همکاران (۲۰۰۶ و ۲۰۰۹) بر رابطه منفی نوسان‌پذیری خاص تحقق‌یافته و بازده سهام، صحه نهادند. رابطه معکوس نوسان‌پذیری خاص تاخیری و متوسط بازده آتی در نمونه گسترده‌تری از بازارهای توسعه‌یافته بین‌المللی نیز مشاهده می‌گردد. رابطه مذکور در بزرگ‌ترین بازارهای مالی کشورهایG7 برقرار بوده و از نظر آماری، قویاً معنادار است. همچنین، رابطه مذکور در نمونه بزرگ‌تری مشتمل بر ۲۳ بازار توسعه‌یافته نیز مشاهده می‌گردد. با توجه به نتایج قوی به دست آمده در سطح بین‌المللی، به سختی می‌توان رابطه منفی SR و متوسط بازده را ناشی از مسئله نمونه کوچک دانست [۱] . کاپادیا (۲۰۰۷) دلیل رابطه معکوس بازده و

نوسان‌پذیری خاص را به چولگی توزیع بازده سهام منتسب می‌داند. رابطه SR و بازده تنها در مورد سهامی قابل رویت است که از بیشترین نوسان‌پذیری برخوردار است. با توجه به مسئولیت محدود سهامداران، سهامی که از نوسان‌پذیری بالایی برخوردار است، احتمالاً دارای چولگی مثبت است [۲۴]. وان (۲۰۰۸) ضمن تایید یافته‌های آنگ و همکاران (۲۰۰۶)، دلیل اصلی تناقض شواهد تجربی را ناشی از قصور در توجه توامان به SR و چولگی شرطی سهام منفرد می‌داند[۳۳]. بابریس و هوآنگ در سال ۲۰۰۵ به توسعه بستری رفتاری پرداختند که در آن چولگی بازده سهام انفرادی می‌تواند قیمت‌گذاری شود. تحت ترجیحات نظریه تجمعی چشم‌انداز تورسکی و کانمن در سال ۱۹۹۲، سرمایه‌گذاران با استفاده از تابع وزن‌دهی که به دنباله‌های توزیع احتمال، وزن بیشتری می‌دهد، احتمالات عینی را تبدیل می‌کنند. این موضوع منجر به قیمت‌گذاری بیش از اندازه اوراق بهادار با چولگی مثبت و کسب بازده اضافی منفی می‌گردد. اگر سهام دارای SR بالا، چولگی مثبتی داشته باشد، استدلال اخیر دلیل رابطه معکوس SR و بازده را تبیین می‌کند [۱].

یافته‌های آنگ و همکاران (۲۰۰۶) در سال ۲۰۰۸ توسط بالی و کاکیسی در حوزه‌هایی نظیر فراوانی داده‌های مورد استفاده جهت تخمین نوسان‌پذیری خاص تحقق‌یافته، الگوی وزنی محاسبه بازده پرتفوی، مرزهای تخصیص سهام به پرتفوی و فیلترهای استفاده شده بابت اندازه، قیمت و نقدشوندگی، مورد تردید واقع گردید. آنها نشان دادند هیچ رابطه معنادار محکمی بین SR و بازده مورد انتظار وجود ندارد [۵]. هان و کومار در سال ۲۰۰۸ نشان دادند، سرمایه‌گذاران جزء جویای نوسان‌پذیری باعث ایجاد رابطه منفی ریسک خاص و بازده می‌باشد [۱۱]. سهامی که از مالکیت نهادی کمی برخوردار باشد، معامله‌گران نامطلع بیشتری دارد. طبیعتاً این‌گونه سهام نظر تحلیلگران کمتری را جلب می‌کند. همچنین، سهام مذکور معمولاً کوچک‌تر بوده و نقدشوندگی کمتری دارد و قیمت آنها نسبت به اعلان اخبار جدید با سرعت کمتری واکنش نشان می‌دهد. سهام دارای SR پایین می‌تواند مالکیت نهادی کمی داشته باشد و همین امر منجر به ایجاد بازده بالای آن گردد. توضیح محتمل دیگر در خصوص وجود اثر SR آن است که پایداری رابطه منفی SR و بازده از نبود نقدشوندگی نشات می‌گیرد [۱]. لی (۲۰۰۸) درمی‌یابد با فرض ثبات سایر عوامل، سهام دارای کشیدگی و نوسان‌پذیری خاص بالا از بازده آتی کمتری برخوردار است. بالعکس، رابطه چولگی خاص شرکت و بازده آتی مثبت است [۲۵]. پاستور و ورونسی (۲۰۰۳) نشان دادند شرکت‌های کوچک، نوسان‌پذیری بازده بیشتری را تجربه می‌کند. وجود رابطه اندازه شرکت و SR در برخی تحقیقات تجربی (نظیر مالکیل و زو؛ ۱۹۹۷ [۲۶])، به تایید رسیده است [۱۸]. در صورتی‌که سود تداوم ناشی از واکنش کمتر از واقع سرمایه‌گذاران نسبت به اطلاعات خاص شرکت باشد، شرکت‌های دارای SR بالاتر باید از تداوم بالاتری برخوردار باشد. به لحاظ شهودی، سهام شرکتی که اطلاعات خاص بیشتری دارد، با فرض ثبات سایر عوامل، SR بالاتری داشته و طبق نظریه‌های واکنش کمتر از واقع، واکنش کمتر از اندازه بیشتری را تجربه کرده و تداوم قیمتی بالاتری دارد. همچنین، SR نشانگر یکی از محدودیت‌های مهم آربیتراژ است. چنانچه SR حقیقتاً محدودیت آربیتراژ باشد، می‌توان انتظار داشت سهام دارای SR بالاتر، از تداوم بیشتری برخوردار باشد. آرنا و همکاران (۲۰۰۸) وجود رابطه قوی ریسک خاص و تداوم را در بازده سهام ایالات متحده تایید

نمودند [۴]. با توجه به ناتوانی مطالعات انجام شده در ارائه توجیه قطعی دال بر تاثیر منفی SR بر بازده، این نگرانی وجود دارد که رابطه معکوس SR و بازده مورد انتظار، خاص دوره زمانی پس از سال ۱۹۶۲ باشد. گیو و ساویکاس (۲۰۱۰) نشان دادند رابطه مقطعی منفی SR و بازده مورد انتظار طی دوره زمانی پیش از سال ۱۹۶۲ نیز برقرار است.

گیو و ساویکاس (۲۰۱۰) قیمت‌گذاری ریسک خاص را با استفاده از نمایش عامل تنزیل تصادفی (SDF) آزموده و شواهدی ارائه می‌نمایند که نشان می‌دهد نوسان‌پذیری خاص قیمت‌گذاری می‌شود [۱۸]. فلچر (۲۰۰۷) نحوه قیمت‌گذاری ریسک خاص توسط مدل‌های خطی عاملی مختلف شامل CAPM، APT، ICAPM، فاما فرنچ (۱۹۹۳) و کارهارت (۱۹۹۷) و مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی مبتنی بر مصرف شامل ۵ مدل متفاوت را در انگلستان مورد بررسی قرار می‌دهد. یافته‌های فلچر نشانگر آن است که مدل‌های قیمت‌گذاری مبتنی بر مصرف در اغلب موارد در قیمت‌گذاری ریسک خاص بهتر از مدل‌های خطی عاملی عمل می‌کند [۱۵].

۳- روش‌شناسی پژوهش

تحقیق حاضر از نوع تحقیقات پس‌رویدادی (Ex-Post facto) است که بر مبنای تجزیه و تحلیل اطلاعات مشاهده شده (Observational Data) انجام می‌شود. جهت آزمون قیمت‌گذاری ریسک خاص در این تحقیق از دو رویکرد مفهومی مجزا استفاده می‌گردد. در رویکرد نخست که با عنوان "نگرش سنتی" نیز خوانده می‌شود، آزمون قیمت‌گذاری SR در چارچوب بررسی رابطه SR و بازده صورت می‌گیرد. رویکرد مذکور شامل استفاده از مدل فاما-مک‌بث (۱۹۷۳) [۱۴] از طریق برازش معادله (۱) است:

$$r_{it} = \gamma_{0t} + \gamma_{1t}\sigma_{it} + \sum_{k=2}^{K}\gamma_{kt}X_{ikt} + v_{it} \qquad i=1,\ldots,N_t \qquad (۱)$$

جایی‌که r_{it} بازده سهام i در سه‌ماه t، σ_{it} نوسان‌پذیری خاص و X_{ikt} متغیرهای کنترل شامل اندازه، نسبت B/M، بتا، تداوم، نقدشوندگی، چولگی، کشیدگی، مالکیت نهادی و گردش سهام می‌باشد. هر یک از متغیرهای کنترل مذکور در زمره توضیحاتی محسوب می‌گردد که محققان مختلف بابت دلیل قیمت‌گذاری SR عنوان نموده‌اند. توضیحات مطرح شده از طریق کنترل تاثیر متغیر مربوطه، آزمون می‌گردد.

رویکرد عامل تنزیل تصادفی (SDF) اخیراً برای ارزیابی اقتصادسنجی مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی رایج شده و به این ترتیب، چالش نوینی در عرصه قیمت‌گذاری دارایی ایجاد گردیده است. ویژگی SDF آن است که ارزش هر دارایی مالی معادل ارزش مورد انتظار حاصل‌ضرب عایدی مورد انتظار و SDF آن است. هر مدل قیمت‌گذاری دارایی، SDF خاصی را شناسایی می‌کند که تابع متغیرهای مشاهده‌پذیر و پارامترهای مدل مذکور می‌باشد. به عنوان نمونه، مدل قیمت‌گذاری خطی عاملی، تابع خطی معینی از عوامل را به عنوان SDF شناسایی می‌نماید. روش SDF مستلزم تخمین مدل قیمت‌گذاری دارایی با استفاده از نمایش SDF آن می‌باشد. بر این اساس، کرنل واقعی قیمت‌گذاری تعیین می‌گردد. آزمون قیمت‌گذاری دارایی بر اساس تعیین

فاصله کرنل‌های صحیح و واقعی قیمت‌گذاری صورت می‌گیرد. از جمله متداول‌ترین معیارهای مورد استفاده برای این منظور، معیار فاصله‌ای هانسن–جاگاناتان (۱۹۹۷) است. معیار فاصله‌ای HJ را می‌توان به صورت ماکزیمم خطای قیمت‌گذاری نرمال شده مدل قیمت‌گذاری برای پرتفوی‌های متشکل از مجموعه معینی دارایی، تفسیر نمود. بنابراین، اگر مدل مذکور، صحیح باشد معیار HJ برابر صفر بوده و خطای قیمت‌گذاری وجود ندارد [۱۹]. در این پژوهش، CAPM، مدل سه عاملی فاما-فرنچ (۱۹۹۳) و مدل چهارعاملی کارهارت (۱۹۹۷) با استفاده از عامل تنزیل تصادفی و معیار فاصله‌ای هانسن–جاگاناتان (۱۹۹۷) مبنای آزمون SR قرار می‌گیرد.

مادامی‌که بحث تخمین مدل‌های عاملی مطرح باشد، یکی از نخستین مسائلی که خصوصاً در بازارهای کمترتوسعه‌یافته مطرح می‌گردد، "معاملات اندک" است. یکی از راهکارهای برون‌رفت از پدیده یادشده، حذف شرکت‌هایی است که معاملات آنها طی دوره زمانی معین، از حد مشخصی تجاوز نمی‌کند. تعیین حداقل تعداد مشاهده جهت اجتناب از تبعات مسئله معاملات اندک در برازش مدل‌های عاملی، از قاعده علمی 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 سه ماهه، مبنای آزمون قیمت‌گذاری SR قرار می‌گیرد. به این ترتیب، علاوه بر تحلیل حساسیت یافته‌ها، می‌توان پیامدهای ناشی از مسئله معاملات اندک را نیز جهت آزمون اثر SR بررسی نمود. آماره t مورد استفاده آماره t نیووی–وست (۱۹۸۷) [۲۸] است.

جامعه آماری تحقیق، شامل کلیه شرکت‌هایی است که طی سال‌های ۱۳۷۸ تا ۱۳۸۹ در بورس اوراق بهادار تهران پذیرفته شده است. نمونه تحقیق، مشتمل بر کلیه شرکت‌های جامعه آماری به استثنای سهام بانک‌ها، شرکت‌های لیزینگ و سرمایه‌گذاری به دلیل داشتن ساختار دارایی، سود و سرمایه متفاوت و پرهیز از احتساب مضاعف، و شرکت‌هایی است که تعداد روزهای معاملاتی آنها طی دوره تخمین از تعداد معینی (۱۵، ۲۲ و ۳۰) کمتر باشد. حذف این قبیل شرکت‌ها در راستای کنترل مسئله "معاملات اندک" صورت می‌پذیرد.

داده‌های مورد استفاده این تحقیق از طریق سازمان بورس و اوراق بهادار، شرکت بورس اوراق بهادار و شرکت خدمات فن‌آوری بورس تهران گردآوری شده است. بخش قابل توجهی از داده‌های مورد نیاز، به صورت دستی گردآوری گردیده است. داده‌های اصلی پژوهش مربوط به فواصل زمانی سه ماهه منتهی به فروردین، تیر، مهر و دی است.

۳- متغیرهای پژوهش و نحوه اندازه‌گیری

متغیرهای مورد استفاده در پژوهش حاضر به شرح جدول (۱) اندازه‌گیری می‌شود.

جدول (۱): نحوه اندازه‌گیری متغیرهای پژوهش

بازده	$r_i = \ln \frac{P_2}{P_1}$ که P_2 و P_1 بابت افزایش سرمایه و سود نقدی تعدیل شده است.
ریسک خاص	مبتنی بر CAPM تعدیل شده مبتنی بر مدل دیمسون (۱۹۷۹) [۱۲]: رگرسیون سری زمانی بازده بازار و بازده سهام در هر یک از فواصل زمانی سه‌ماهه مورد نظر بر اساس رابطه (۲) برازش می‌گردد: $R_{it} = \alpha_{it} + \beta_{it-1}R_{mt-1} + \beta_{it}R_{mt} + \beta_{it+1}R_{mt+1} + \varepsilon_{it}$ (۲) 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. نوسان‌پذیری اختصاصی سه‌ماهه، بر اساس حاصل‌ضرب انحراف معیار پسماند روزانه در مجذور تعداد روزهای معاملاتی سه‌ماهه مورد نظر محاسبه می‌گردد.
	مبتنی بر مدل سه عاملی فاما-فرنچ: به تأسی از محققانی نظیر آنگ و همکاران (۲۰۰۶ و ۲۰۰۹)، بروکمن و همکاران (۲۰۰۹) و برگ‌برانت (۲۰۱۰) [۶و۹]، معادله (۲) طی هر یک از ۴۷ دوره زمانی سه‌ماهه سال‌های ۱۳۷۸ تا ۱۳۸۹ برای هر یک از سهام نمونه برازش می‌گردد. از داده‌های روزانه جهت برازش رابطه (۳) استفاده می‌گردد: $R_{i,t} - r_{f,t} = \alpha_{i,t} + \beta_{i,t}(R_{m,t} - r_{f,t}) + s_{i,t}SMB_t + h_{i,t}HML_t + \varepsilon_{i,t}$ (۳) $R_{i,t}$ 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 اختصاصی سه‌ماهه بر اساس حاصل‌ضرب انحراف معیار پسماند روزانه در مجذور تعداد روزهای معاملاتی سه‌ماهه مورد نظر محاسبه می‌گردد.
	مبتنی بر مدل چهارعاملی: مانند کاپادیا (۲۰۰۷) برای اندازه‌گیری SR از انحراف معیار پسماند مدل چهارعاملی کارهارت استفاده می‌گردد [۲۴]: $R_{i,t} - r_{f,t} = \alpha_{i,t} + \beta_{i,t}(R_{m,t} - r_{f,t}) + s_{i,t}SMB_t + h_{i,t}HML_t + w_{i,t}WML_t + \varepsilon_{i,t}$ (۴) که WML_t تفاوت بازده پرتفوی‌های برنده و بازنده است. برای محاسبه WML، از شیوه محاسبه فاما و فرنچ (۱۹۹۳) تبعیت گردیده است.
	مبتنی بر بازده: جیانگ و لی در سال ۲۰۰۶ نشان دادند بخش قابل توجهی از نوسان‌پذیری بازده سهام یعنی حدود ۸۵ درصد آن، نوسان‌پذیری خاص است. بر این اساس، نظیر هوآنگ و همکاران (۲۰۱۰) [۲۰] از انحراف معیار بازده برای اندازه‌گیری نوسان‌پذیری خاص استفاده می‌شود.
اندازه	بر اساس لگاریتم طبیعی ارزش بازار شرکت محاسبه می‌شود.
نقدشوندگی	هاسبوروک در سال ۲۰۰۳ و آکاریا و پدرسن در سال ۲۰۰۴ استدلال می‌کنند معیار نقدشوندگی مبتنی بر قدر مطلق بازده و حجم روزانه، بهترین شاخص اندازه‌گیری ریسک نقدشوندگی بوده و با سایر معیارهای مبتنی بر داده‌های ریزساختار بازار همبستگی بالایی دارد. آمیهود در سال ۲۰۰۲ عدم نقدشوندگی را به صورت زیر تعریف می‌کند: (۵) $ILIQ_{i,t} = \lvert r_{i,d} \rvert / Vol_{i,t}$ که $Vol_{i,t}$ و $\lvert r_{i,d} \rvert$ به ترتیب، عبارت است از مبلغ دلاری حجم معاملات و قدر مطلق بازده سهام i در روز t [۳].
بتا	بر حسب مدل بازار و با تعدیل دیمسون در سال ۱۹۷۹ با یک وقفه پیش‌رو و پس‌رو جهت کاهش اثر معاملات غیرهمزمان محاسبه گردیده است.
گردش سهام	همانند آنگ و همکاران (۲۰۰۶)، نسبت حجم معاملاتی به تعداد سهام جاری شرکت است [۲] .

بازده بدون ریسک	نرخ بازده بدون ریسک معادل نرخ اوراق مشارکت منظور گردیده است.
چولگی و کشیدگی	با استفاده از داده‌های روزانه هر یک از سه ماهه‌های مورد بررسی، محاسبه می‌گردد.
صنعت	با استفاده از متغیرهای مجازی ملحوظ گردیده است.
تداوم	بازده تجمعی t-3 تا t-9 است. منظور نمودن وقفه زمانی سه ماهه به دلیل اجتناب از همبستگی تداوم و SR ناشی از همپوشانی دوره زمانی محاسبه آنها است.
مالکیت نهادی	درصد مالکیت اشخاص حقوقی به عنوان تقریب درصد مالکیت سرمایه‌گذاران نهادی است.

۴- نتایج پژوهش

پیش از پرداختن به نتایج اصلی حاصل از آزمون قیمت‌گذاری ریسک خاص با استفاده از مدل فاما-مک‌بث (۱۹۷۳) و روش SDF در بورس تهران، ارائه برخی آمارهای توصیفی، به ایجاد چشم‌انداز مناسبی از متغیرهای اصلی زیربنای تحقیق کمک می‌کند. جدول (۱)، آمار توصیفی متغیرهای اصلی را نشان می‌دهد.

جدول (۱): آمار توصیفی

	چولگی	کشیدگی	گردش سهام	تداوم	مالکیت نهادی	نسبت B/M	اندازه	بتا	ریسک خاص	بازده سه‌ماهه سهام
میانگین	۰/۲۱۸	۷/۸۷۸	۰/۰۵۷	۰/۱۱۶	۰/۶۸۸	۰/۶۱۰	۲۶/۴۶۷	۰/۷۲۹	۰/۱۴۶	۰/۰۴۴
میانه	۰/۱۱۹	۴/۶۰۷	۰/۰۲۵	۰/۰۸۹	۰/۷۷۶	۰/۴۹۳	۲۶/۲۶۸	۰/۵۷۳	۰/۱۱۱	۰/۰۲۲
انحراف معیار	۱/۹۷۹	۷/۶۲۸	۰/۰۹۹	۰/۳۸۲	۰/۲۶۶	۰/۴۵۱	۱/۴۸۶	۰/۸۲۲	۰/۱۸۵	۰/۲۳۸
چولگی	۰/۰۴۴	۱/۸۷۸	۴/۲۲۶	۰/۰۶۵	۰/۸۴۰	۱/۷۷۹	۰/۶۵۷	۱/۰۱۴	۲۴/۲۲۵	۰/۹۰۲
کشیدگی	۳/۹۶۴	۶/۶۷۴	۲۶/۱۱۹	۲۱/۵۶۶	۲/۸۰۹	۸/۴۵۰	۳/۴۵۶	۲/۰۵۵	۱۱۱۵/۸۳۳	۸/۱۳۷

همان‌گونه که ملاحظه می‌گردد، میانگین بازده سه‌ماهه سهام نمونه برابر ۴,۴ درصد و انحراف معیار آن برابر ۲۳,۸ درصد است. میانگین بتای سهام شرکت‌های مورد بررسی برابر ۰,۷۳ و میانگین نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار آنها برابر ۰,۶۱ است. کشیدگی اغلب متغیرها به جز مالکیت نهادی بزرگ‌تر از ۳ است. این امر نشانگر کشیدگی مثبت متغیرهای مذکور می‌باشد. میانگین تداوم برابر ۱۱,۶ درصد است. نتایج حاصل از آزمون قیمت‌گذاری ریسک خاص با استفاده از مدل رگرسیون فاما-مک‌بث (۱۹۷۳) در جدول (۲) منعکس شده است.

جدول (۲): نتایج حاصل از رگرسیون فاما-مک‌بث (۱۹۷۳) با استفاده از SR مبتنی بر انحراف معیار بازده و محدودیت ۳۰ روز، بدون احتساب اثر صنعت

	مدل ۱	مدل ۲	مدل ۳	مدل ۴	مدل ۵	مدل ۶	مدل ۷	مدل ۸	مدل ۹	مدل ۱۰	مدل ۱۱	مدل ۱۲
عرض از مبداء	-۰/۰۱۶	-۰/۲۱۷	-۰/۰۴۵	-۰/۰۵۱	-۰/۰۱۸	۰/۰۹۲	-۰/۰۹۵	-۰/۱۰۳	-۰/۰۰۲	-۰/۱۶۶	-۰/۱۶۶	-۰/۱۸۲
ریسک خاص	۰/۴۵۸ ***	۰/۴۷۸ ***	۰/۵۸۰ ***	۰/۴۹۰ ***	**۰/۴۹۲	۰/۷۳۷ ***	۰/۵۸۸ ***	۰/۶۷۳ ***	*۰/۴۵۹	۰/۱۰۵	**۰/۳۷۹	۰/۲۳۷
بتا	۰/۰۱۰	۰/۰۰۵	۰/۰۰۸	*۰/۰۱۰	۰/۰۰۴	۰/۰۰۸	۰/۰۰۷	۰/۰۰۴	-۰/۰۰۱	-۰/۰۰۱	-۰/۰۰۳	-۰/۰۰۱
اندازه	-	۰/۰۰۷	-۰/۰۰۰	-۰/۰۰۳	۰/۰۰۲	-۰/۰۰۹	۰/۰۰۴	-۰/۰۰۳	۰/۰۰۴	۰/۰۱۱	۰/۰۲۴	۰/۰۲۸
نسبت B/M	-	-	-۰/۱۵۴ ***	-۰/۰۸۵ **	-۰/۱۴۸ ***	-۰/۱۴۹ ***	-۰/۱۴۶ ***	-۰/۱۴۲ ***	-۰/۱۳۷ ***	-۰/۱۳۳ ***	-۰/۱۱۵ ***	-۰/۰۶۹ **
نقدشوندگی	-	-	-	-	-	-۰/۰۰۹	-	۰/۰۰۱	۰/۰۰۳	۰/۰۰۵	*۰/۰۲۲	۰/۰۲۹ **
چولگی	-	-	-	-	-	-	-	۰/۰۴۵ ***	۰/۰۴۸ ***	۰/۰۴۲ ***	۰/۰۶۰ ***	۰/۰۵۷ ***
کشیدگی	-	-	-	-	۰/۰۰۳	-	-	-	۰/۰۰۲	-۰/۰۰۶	-۰/۰۰۶	-۰/۰۰۵
گردش سهام	-	-	-	-	-	-	۰/۴۳۶ ***	-	-	*۰/۳۳۲	**۰/۵۳۴	*۰/۵۶۶
مالکیت نهادی	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	۰/۱۶۲ ***	۰/۰۸۲
مومنتوم	-	-	-	۰/۱۴۴ ***	-	-	-	-	-	-	-	۰/۱۱۲ ***
ضریب تعیین	۰/۱۸۹	۰/۲۱۲	۰/۲۸۰	۰/۳۷۷	۰/۳۰۷	۰/۳۲۳	۰/۳۱۵	۰/۴۳۷	۰/۴۵۷	۰/۴۸۸	۰/۴۹۹	۰/۵۶۰
ضریب تعیین تعدیل شده	۰/۱۵۹	۰/۱۶۸	۰/۲۰۳	۰/۲۸۷	۰/۲۱۲	۰/۲۳۰	۰/۲۱۸	۰/۳۳۷	۰/۳۳۳	۰/۳۴۵	۰/۳۴۲	۰/۴۵۰

در مدل ۱ رابطه مثبت و معنادار SR و بازده تایید می‌گردد به گونه‌ای که اثر SR با داشتن ضریب ۴۵,۸ درصد و آماره t برابر ۲,۷۸ در سطح خطای یک درصد معنادار است. برخی بر این باورند که دلیل قیمت‌گذاری SR ناشی از عدم احصاء سایر متغیرها است. در همین راستا، نتایج حاصل از برازش مدل ۲ نشان می‌دهد نه تنها معناداری اثرگذاری اندازه شرکت بر بازده را نمی‌توان تایید کرد بلکه رابطه مستقیم SR و بازده نیز مخدوش نمی‌گردد. از سوی دیگر، می‌توان استدلال نمود بازده بالاتر شرکت‌های دارای SR بیشتر، عمدتاً ناشی از آن است که اغلب شرکت‌های دارای SR بالاتر، در زمره سهام شرکت‌های ارزشی است. با افزودن نسبت B/M، استدلال مذکور در مدل ۳ به بوته آزمون گذاشته می‌شود. به رغم آن‌که تاثیر نسبت B/M بر بازده قویاً معنادار است، با این حال، متغیر مورد نظر قادر نیست تاثیر چندانی بر جایگاه SR در موازنه ریسک-بازده داشته باشد. برخی محققان عقیده دارند تداوم، ناشی از فرو واکنشی سرمایه‌گذاران نسبت به اطلاعات خاص شرکت است. اگر SR شاخص اطلاعات خاص شرکت باشد، انتظار می‌رود سهام دارای SR بالاتر، فرو واکنشی بیشتر و متعاقباً تداوم بیشتری را تجربه نماید. مدل ۴ از طریق منظور نمودن اثر تداوم نشان می‌دهد ضریب تداوم برابر ۱۴,۴ درصد و آماره t آن برابر ۸,۴۱ بوده لذا تاثیر آن بر بازده، معنادار است. در این صورت، ضریب SR به ۴۹ درصد رسیده و کماکان از نظر آماری معنادار است. مدل ۵ ضمن نفی وجود اثر کشیدگی توزیع بر بازده مورد انتظار، حاکی از عدم تاثیرپذیری قیمت‌گذاری ریسک

خاص از گشتاور مرتبه چهارم است. ملحوظ نمودن نقدشوندگی نیز قادر نیست توان توضیحی SR را دستخوش تغییر سازد (مدل ۶). طبق برخی شواهد تجربی (نظیر گرویس، کانیل و مینگلگرین؛ ۲۰۰۱) می‌توان بازده بالاتر شرکت‌های دارای SR بالاتر را به حجم معاملاتی بالاتر آنها نسبت داد [۱۷]. شواهد به دست آمده (مدل ۷) نشان می‌دهد متغیر مذکور نیز به تنهایی قادر به حذف تاثیر SR بر بازده نیست. زیرا آماره t ضریب ۵۸,۸ درصدی SR برابر ۲,۸۳ است. بر خلاف تحقیقاتی که رابطه SR و بازده را ناشی از تاثیرگذاری چولگی می‌داند، ضریب SR در مدل ۸ به میزان ۶۷,۳ درصد و آماره t برابر ۲,۷۸ نشان می‌دهد منشاء قیمت‌گذاری SR ناشی از نادیده انگاشتن اثر چولگی نیست. حضور کشیدگی در مدل ۹، شدت رابطه مثبت SR و بازده را تحت‌الشعاع قرار داده و ضریب این متغیر را به ۴۵,۹ درصد و آماره t آن را به ۱,۹۷ تقلیل می‌دهد. افزودن درصد تغییر مالکان نهادی در مدل ۱۱، آماره t ضریب ۳۷,۹ درصدی SR را به ۲,۳۷ افزایش داده و آن را معنادار می‌سازد. نتایج حاصله، اثرگذاری متعامل کشیدگی بر قیمت‌گذاری ریسک خاص را تایید می‌نماید. جدول (۳) نتایج حاصل از کنترل اثر صنعت بر اثر SR را در چارچوب مدل فاما-مک‌بث (۱۹۷۳) ارائه می‌کند.

جدول (۳): نتایج حاصل از رگرسیون فاما-مک‌بث (۱۹۷۳) با استفاده از SR مبتنی بر انحراف معیار بازده، با احتساب اثر صنعت

	مدل ۱	مدل ۲	مدل ۳	مدل ۴	مدل ۵	مدل ۶	مدل ۷	مدل ۸	مدل ۹	مدل ۱۰	مدل ۱۱	مدل ۱۲
عرض از مبداء	-۰/۰۱۳	-۰/۲۸۱	-۱/۰۳۴	-۰/۰۵۶	-۰/۰۷۲	۰/۳۸۴	۱/۷۵۲	۰/۰۳۶	۰/۱۸۳	۰/۷۸۷	-۰/۳۲۷	-۰/۵۴۲
ریسک خاص	**۰/۴۱۱	**۰/۴۳۷	۱/۲۱۲	۰/۰۸۶	۰/۰۲۹	۱/۶۸۲	-۰/۳۳۹	۰/۱۱۳	۱/۸۶۲	۰/۲۹۳	۰/۵۸۳	۰/۴۸۲
بتا	**۰/۰۱۳	۰/۰۰۷	-۰/۰۲۱	۰/۰۱۳	-۰/۰۰۲	-۰/۰۰۱	-۰/۰۶۷	-۰/۰۰۱	-۰/۰۱۰	۰/۰۲۹	-۰/۰۰۱	۰/۰۰۶
اندازه	-	۰/۰۱۰	۰/۰۴۳	۰/۰۰۳	۰/۰۰۵	-۰/۰۴۷	-۰/۰۶۹	۰/۰۱۷	-۰/۰۰۷	-۰/۰۰۴	*۰/۰۳۴	*۰/۰۳۸
نسبت B/M	-	-	-۰/۰۵۳	**۰/۰۹۶-	**۰/۱۲۸-	***۰/۱۵۲-	-۰/۳۹۸	-۰/۰۸۸	۰/۰۷۱	-۰/۲۲۷	*۰/۰۹۵-	-۰/۱۳۳
نقدشوندگی	-	-	-	-	-	-۰/۰۴۲	-	۰/۰۲۳	۰/۰۰۲	۰/۰۴۰	۰/۰۳۰	*۰/۰۲۳
چولگی	-	-	-	-	-	-	-	***۰/۰۵۳	**۰/۰۵۲	***۰/۰۴۴	***۰/۰۵۱	***۰/۰۵۵
کشیدگی	-	-	-	-	۰/۰۱۲	-	-	-	-۰/۰۲۲	۰/۰۱۶	۰/۰۰۱	-۰/۰۰۱
گردش سهام	-	-	-	-	-	-	۱/۴۱۶	-	-	-۰/۸۱۷	۰/۳۶۹	*۰/۸۲۹
مالکیت نهادی	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	۰/۰۹۳	۰/۱۴۱
مومنتوم	-	-	-	**۰/۱۱۵	-	-	-	-	-	-	-	*۰/۰۶۳
ضریب تعیین	۰/۴۸۰	۰/۵۰۱	۰/۵۵۳	۰/۶۱۶	۰/۵۷۵	۰/۵۸۶	۰/۵۸۱	۰/۶۵۹	۰/۶۷۵	۰/۶۹۹	۰/۷۱۰	۰/۷۳۹
ضریب تعیین تعدیل شده	۰/۲۸۶	۰/۲۹۷	۰/۲۹۷	۰/۳۸۸	۰/۳۱۴	۰/۳۲۳	۰/۳۲۲	۰/۴۱۹	۰/۴۲۸	۰/۴۴۵	۰/۵۰۶	۰/۵۴۴

با لحاظ نمودن اثر صنعت در مدل فاما-مک‌بث (۱۹۷۳)، نتایج حاصل از قیمت‌گذاری ریسک خاص دستخوش تغییرات قابل توجهی می‌گردد. به گونه‌ای که در جدول (۳) هیچ‌یک از مدل‌ها به استثنای مدل‌های ۱ و ۲، قیمت‌گذاری SR را تایید نمی‌کند. نتایج حاصل از این بخش، حاکی از اثر معنادار صنعت

در تبیین توان توضیح‌دهندگی SR است. شواهد ارائه شده در این بخش ضمن تایید قیمت‌گذاری SR نشان می‌دهد هیچ‌یک از توضیحات احتمالی ارائه شده بابت اثر SR از قبیل اندازه، نسبت B/M، نقدشوندگی، حجم معاملات، چولگی، کشیدگی، تداوم، مالکیت نهادی قادر به سلب توان توضیح SR در خصوص تغییرات بازده نیست. اما بر اساس شواهد حاصله به نظر می‌رسد کشیدگی توزیع، نقش بسزایی در توضیح اثر SR ایفا می‌کند. با این حال، در بسیاری از موارد، به تنهایی قادر به توضیح کامل اثر یادشده نیست. اما احتساب همزمان کشیدگی و صنعت بسته به سنجه SR و محدودیت معاملاتی می‌تواند منجر به از دست رفتن توان توضیحی SR گردد.

تحلیل حساسیت یافته‌ها

همان‌گونه که پیش از این نیز اشاره شد، اندازه‌گیری SR یکی از چالش‌های مهم آزمون قیمت‌گذاری ریسک خاص محسوب می‌گردد. تحقیقات تجربی انجام شده، نشان می‌دهد محققان در خصوص سنجه SR و یا برتری برخی معیارها نسبت به معیارهای دیگر، اتفاق نظر ندارند. با این حال، به نظر می‌رسد فراوانی استفاده از سنجه‌های مبتنی بر پسماند مدل‌های عاملی، بیشتر است. علی‌ایحال، تحقیق حاضر چهار سنجه متفاوت برای ریسک خاص منظور می‌نماید. از مجموع سنجه‌های اخیر، سه معیار، مبتنی بر مدل‌های عاملی و یک معیار، مستقل از مدل‌های مذکور است. جهت تحلیل حساسیت یافته‌های حاصله بر مبنای رگرسیون فاما-مک‌بث (۱۹۷۳)، اثر SR با استفاده از سنجه‌های مختلف آن و نیز تمامی محدودیت‌های حداقل ۱۵، ۲۲ و ۳۰ روز معاملاتی آزمون می‌گردد. جدول (۴) یافته‌های مبتنی بر آزمون اثر SR پس از کنترل اثر صنعت و جدول (۵) نتایج حاصل از آزمون مذکور بدون احتساب اثر صنعت را برای سنجه‌های مختلف SR نشان می‌دهد. اعداد مندرج در جداول اخیر، صرفاً نمایانگر ضریب SR و آماره t آن در مدل مربوطه می‌باشد. این امر جهت تلخیص خروجی آزمون‌ها و تسهیل درک نتایج حاصل از آن صورت گرفته است.

نتایج حاصل از آزمون قیمت‌گذاری ریسک خاص بر مبنای مدل فاما-مک‌بث و با استفاده از سایر سنجه‌های SR در جداول (۴) و (۵) ملاحظه می‌گردد. در این جداول SR:DM-SR مبتنی بر CAPM، FF-SR: SR مبتنی بر مدل فاما-فرنچ (۱۹۹۳)، CA-SR: SR مبتنی بر مدل کارهارت (۱۹۹۷)، R-SR: SR مبتنی بر بازده بوده و ۱۵، ۲۲ و ۳۰ محدودیت‌های حداقل روز معاملاتی است.

جدول (۴) نشان می‌دهد با کنترل اثر صنعت بر قیمت‌گذاری SR، رابطه ریسک خاص و بازده در بسیاری از موارد، حذف می‌گردد. به گونه‌ای که بیشینه عدم معناداری اثر SR پس از کنترل اثر صنعت، در مدل‌های ۱۰، ۱۱ و ۱۲ پس از احتساب کشیدگی توزیع و حجم معاملات ملاحظه می‌گردد. ضریب SR در مدل‌های مذکور صرفاً در صورت الزام حداقل ۱۵ روز معاملاتی، مثبت و از نظر آماری معنادار است. به نحوی‌که در مدل ۱۲، در صورت استفاده از سنجه DM-SR ضریب SR برابر ۰,۳۳۱ و آماره t آن معادل ۲,۲۲ است. ضریب مذکور برای FF-SR برابر ۰,۳۰۸ و آماره t آن برابر ۲,۱۶ و برای CA-SR معادل ۰,۳۰۴ (t=2.13) است. در صورتی‌که SR بر اساس انحراف معیار بازده اندازه‌گیری شود، ضریب آن در مدل مذکور

به ۰,۱۴۵ و آماره t آن به ۱,۶۹ می‌رسد. نکته اخیر از آن حیث جالب توجه است که نشان می‌دهد اثر SR به طرز چشمگیری تحت تاثیر مسئله "معاملات اندک" است.

جدول (۴): خلاصه نتایج حاصل از رگرسیون فاما–مک‌بث (۱۹۷۳) پس از کنترل اثر صنعت

	مدل ۱	مدل ۲	مدل ۳	مدل ۴	مدل ۵	مدل ۶	مدل ۷	مدل ۸	مدل ۹	مدل ۱۰	مدل ۱۱	مدل ۱۲
۱۵DM-SR	۰/۳۸۵**	۰/۳۶۹**	۰/۳۸۸**	۰/۳۵۱**	۰/۴۳۸**	۰/۴۴۰***	۰/۳۴۳**	۰/۳۸۷***	۰/۴۸۳***	۰/۳۹۲**	۰/۳۸۵**	۰/۳۳۱**
۲۲DM-SR	۰/۳۴۵**	۰/۳۳۲**	۰/۴۵۴**	۰/۳۷۹**	۰/۴۲۴**	۰/۴۶۲**	۰/۴۶۳*	۰/۳۰۷*	۰/۳۷۷*	۰/۳۶۹*	۰/۳۷۸	۰/۲۸۰
۳۰DM-SR	۰/۵۲۳**	۰/۵۴۰**	۰/۷۱۳**	۱/۲۸۴-	۲/۹۸۵	۱/۰۵۴**	۱/۳۲۴*	۱/۱۷۹	۰/۸۶۴**	۰/۴۷۵	۰/۵۶۱	۰/۲۸۳
۱۵FF-SR	۰/۴۰۲***	۰/۳۸۴**	۰/۳۹۸***	۰/۳۵۰**	۰/۴۳۹**	۰/۴۴۷***	۰/۳۵۱**	۰/۳۸۹***	۰/۴۸۱***	۰/۳۸۳**	۰/۳۶۶**	۰/۳۰۸**
۲۲FF-SR	۰/۳۶۱**	۰/۳۴۷**	۰/۴۶۴**	۰/۳۸۷**	۰/۴۳۰**	۰/۴۸۹**	۰/۴۵۲**	۰/۲۸۶*	۰/۳۳۱*	۰/۲۹۷	۰/۳۴۴	۰/۲۴۳
۳۰FF-SR	۰/۵۰۶**	۰/۵۲۴**	۰/۷۰۷**	۰/۱۶۷-	۰/۷۵۰-	۱/۰۸۵**	۱/۴۹۱	۳/۷۸۳	۰/۹۹۴*	۳/۰۰۹	۰/۵۷۷	۰/۲۶۸
۱۵CA-SR	۰/۴۰۰***	۰/۳۸۲**	۰/۳۹۴***	۰/۳۴۶**	۰/۴۳۴**	۰/۴۴۴***	۰/۳۴۶**	۰/۳۸۵***	۰/۴۷۶***	۰/۳۷۸**	۰/۳۶۱**	۰/۳۰۴**
۲۲CA-SR	۰/۳۵۷**	۰/۳۴۳**	۰/۴۶۵**	۰/۳۸۷**	۰/۴۲۳**	۰/۴۸۴**	۰/۴۵۷*	۰/۳۰۱*	۰/۳۳۴*	۰/۳۰۸	۰/۳۳۹	۰/۲۴۰
۳۰CA-SR	۰/۵۰۲**	۰/۵۱۹**	۰/۷۰۵**	۰/۲۴۹-	۱/۵۷۲-	۱/۰۸۲**	۱/۴۴۷	۲/۰۱۱	۰/۹۲۷**	۱۴/۸۵۰	۰/۵۶۷	۰/۲۶۴
۱۵R-SR	۰/۲۰۷**	۰/۱۹۷**	۰/۲۱۱**	۰/۱۸۹**	۰/۱۹۲	۰/۲۴۰**	۰/۱۸۶*	۰/۲۱۴**	۰/۲۳۰**	۰/۱۷۹*	۰/۱۸۲*	۰/۱۴۵*
۲۲R-SR	۰/۲۲۷**	۰/۲۱۸**	۰/۲۹۴*	۰/۲۴۰*	۰/۲۶۰*	۰/۲۹۱**	۰/۳۰۸*	۰/۱۵۷	۰/۳۶۳***	۰/۲۲۸	۰/۳۰۱	۰/۲۱۵
۳۰R-SR	۰/۴۱۱**	۰/۴۳۷**	۱/۲۱۲	۰/۰۸۶	۰/۰۲۹	۱/۶۸۲	۰/۳۳۹-	۰/۱۱۳	۱/۸۶۲	۰/۲۹۳	۰/۵۸۳	۰/۴۸۲

جدول (۵): خلاصه نتایج حاصل از رگرسیون فاما–مک‌بث (۱۹۷۳) بدون کنترل اثر صنعت

	مدل ۱	مدل ۲	مدل ۳	مدل ۴	مدل ۵	مدل ۶	مدل ۷	مدل ۸	مدل ۹	مدل ۱۰	مدل ۱۱	مدل ۱۲
۱۵DM-SR	۰/۴۵۰***	۰/۴۳۷***	۰/۴۸۷***	۰/۴۱۶***	۰/۵۶۶***	۰/۵۲۷***	۰/۴۳۳**	۰/۴۵۱***	۰/۵۷۳***	۰/۴۹۴***	۰/۴۷۳**	۰/۳۸۳**
۲۲DM-SR	۰/۴۲۹***	۰/۴۱۹***	۰/۴۷۵***	۰/۴۰۴***	۰/۵۳۲***	۰/۵۰۶***	۰/۴۲۰**	۰/۴۰۵***	۰/۵۲۳***	۰/۴۲۴**	۰/۴۱۱**	۰/۳۲۱**
۳۰DM-SR	۰/۶۳۹***	۰/۶۵۸***	۰/۷۶۹***	۰/۶۶۱***	۰/۸۴۷***	۰/۹۱۰***	۰/۷۸۲***	۰/۸۲۶***	۰/۷۹۸***	۰/۳۲۴	۰/۵۱۸**	۰/۳۹۶**
۱۵FF-SR	۰/۴۷۶***	۰/۴۶۲***	۰/۵۰۶***	۰/۴۲۰***	۰/۵۷۴***	۰/۵۴۲***	۰/۴۴۷***	۰/۴۵۷***	۰/۵۷۳***	۰/۴۸۷***	۰/۴۵۶**	۰/۳۵۸**
۲۲FF-SR	۰/۴۵۸***	۰/۴۴۷***	۰/۴۹۳***	۰/۴۰۸***	۰/۵۳۴***	۰/۵۱۷***	۰/۴۳۵***	۰/۴۰۹***	۰/۵۱۵***	۰/۴۰۸**	۰/۳۸۷**	۰/۲۹۰**
۳۰FF-SR	۰/۶۵۱***	۰/۶۷۱***	۰/۷۸۵***	۰/۶۶۵***	۰/۸۸۴***	۰/۹۵۶***	۰/۷۹۱***	۰/۸۷۴**	۱/۰۴۲**	۰/۰۲۴-	۰/۵۱۱**	۰/۳۶۵*
۱۵CA-SR	۰/۴۷۳***	۰/۴۵۸***	۰/۵۰۲***	۰/۴۱۵***	۰/۵۷۰***	۰/۵۳۷***	۰/۴۴۲***	۰/۴۵۲***	۰/۵۶۸***	۰/۴۸۰***	۰/۴۴۹**	۰/۳۵۰**
۲۲CA-SR	۰/۴۵۲***	۰/۴۴۱***	۰/۴۸۶***	۰/۴۰۱***	۰/۵۲۸***	۰/۵۰۹***	۰/۴۲۷***	۰/۴۰۲***	۰/۵۰۹***	۰/۴۰۰**	۰/۳۷۹**	۰/۲۸۱**
۳۰CA-SR	۰/۶۴۴***	۰/۶۶۴***	۰/۷۸۰***	۰/۶۵۸***	۰/۸۸۱***	۰/۹۴۵***	۰/۷۸۸***	۰/۸۵۴***	۰/۹۱۹***	۰/۴۴۸-	۰/۵۰۵**	۰/۳۵۶*
۱۵R-SR	۰/۲۵۴**	۰/۲۴۵**	۰/۲۸۶**	۰/۲۴۰**	۰/۳۰۸**	۰/۳۰۹***	۰/۲۶۰**	۰/۲۷۰***	۰/۳۲۶***	۰/۲۷۸**	۰/۲۶۸**	۰/۲۰۷**
۲۲R-SR	۰/۳۰۵***	۰/۲۹۸***	۰/۳۳۳***	۰/۲۸۶***	۰/۳۵۲**	۰/۳۵۹***	۰/۳۰۵**	۰/۳۰۲***	۰/۳۶۳***	۰/۲۸۶**	۰/۲۷۹**	۰/۲۱۱*
۳۰R-SR	۰/۴۵۸***	۰/۴۷۸***	۰/۵۸۰***	۰/۴۹۰***	۰/۴۹۲**	۰/۷۳۷***	۰/۵۸۸***	۰/۶۷۳***	۰/۴۵۹*	۰/۱۰۵	۰/۳۷۹**	۰/۲۳۷

همان‌گونه که در جدول (۵) ملاحظه می‌گردد ضریب SR در ۸ مدل اول، مثبت و عمدتاً در سطح ۹۹ و بعضاً در سطح اطمینان ۹۵ درصد از نظر آماری معنادار است. در مدل ۹ نیز ضریب SR برای تمامی سنجه‌های SR و محدودیت‌های معاملاتی سه‌گانه به استثنای R-SR30 ، مثبت و معنادار است. نتایج حاصل از برازش مدل ۱۰ نشانگر عدم معناداری ضریب SR برای تمامی سنجه‌های SR در صورت الزام حداقل ۳۰ روز معاملاتی است. در مدل یادشده علاوه بر همه متغیرهای مدل ۹، تاثیر همزمان کشیدگی و حجم معاملات، اثر SR را همراهی می‌کند. نتایج حاصل از مدل ۱۰ نشان می‌دهد توام با افزایش محدودیت حداقل روز معاملاتی از ۱۵ به ۳۰، معناداری ضریب SR به ترتیب از سطح ۹۹ به ۹۵ کاهش و سپس به عدم معناداری تقلیل می‌یابد. نکته جالب توجه آن است که یافته‌های مدل اخیر، در صورت الزام حداقل ۳۰ روز معاملاتی فارغ از سنجه SR مشابه است.

نتایج حاصل از آزمون قیمت‌گذاری ریسک خاص با استفاده از سنجه‌های متعدد SR و محدودیت‌های مختلف معاملاتی بر مبنای رگرسیون فاما-مک‌بث، اهمیت نقش صنعت در توضیح اثر SR را برجسته می‌سازد. همان‌گونه که ملاحظه می‌گردد پس از کنترل تاثیر صنعت، رابطه ریسک خاص و بازده در بسیاری از موارد، فاقد معناداری آماری می‌گردد.

عامل تنزیل تصادفی

آزمون قیمت‌گذاری ریسک خاص با استفاده از عامل تنزیل تصادفی در بورس اوراق بهادار تهران، همانند فلچر (۲۰۰۷)، کین و روبوتی (۲۰۰۷) و گیو و ساویکاس (۲۰۱۰) در سطح پرتفوی انجام می‌گیرد [۱۵]، [۲۱] و [۱۸]. گیو و ساویکاس (۲۰۱۰)، آزمون قیمت‌گذاری SR مبتنی بر عامل تنزیل تصادفی را با استفاده از زیرمجموعه ۱۰ پرتفوی از مجموع ۲۵ پرتفوی تشکیل شده در چارچوب طبقه‌بندی دوگانه بر حسب اندازه و ریسک خاص انجام می‌دهند. ۱۰ پرتفوی منتخب مورد بررسی، پرتفوی‌هایی است که در هر یک از زیرمجموعه‌های پنج‌گانه مبتنی بر اندازه، دارای کمترین یا بیشترین ریسک خاص باشد. در جدول (۶) نتایج حاصل از آزمون مدل‌های CAPM، مدل سه عاملی و چهارعاملی با استفاده از معیار فاصله‌ای هانسن-جاگاناتان (۱۹۹۷) بر اساس متوسط بازده ۹ پرتفوی تشکیل شده بر مبنای اندازه و SR و با استفاده از چهار سنجه مختلف SR ارائه گردیده است.

جدول (۶) شامل مقادیر معیار فاصله‌ای هانسن-جاگاناتان (۱۹۹۷) و احتمال آن می‌باشد. همان‌گونه که ملاحظه می‌گردد معیار مذکور در صورت برازش CAPM با استفاده از سنجه مستقل از مدل عاملی یعنی R-SR، برابر ۳,۱۰۹۲ است که در مدل سه عاملی، به ۳,۰۴۵۶ و در مدل چهارعاملی به ۳,۰۴۵۲ کاهش می‌یابد. مطابق آنچه انتظار می‌رفت، با افزایش عوامل فراگیر احصاء شده در مدل‌های سه و چهار عاملی، فاصله کرنل واقعی قیمت‌گذاری و کرنل صحیح آن تقلیل می‌یابد. نتایج حاصل از آزمون‌های انجام شده بر اساس سایر سنجه‌های SR نیز از وضعیت مشابهی برخوردار است. به این ترتیب، خطای قیمت‌گذاری مدل‌های یادشده بر اساس معیار فاصله‌ای هانسن و جاگاناتان (۱۹۹۷) تایید شده و شواهدی دال بر قیمت‌گذاری ریسک خاص فراهم می‌گردد.

جدول (۶): نتایج حاصل از آزمون مدل‌های قیمت‌گذاری بر اساس SDF

مدل کارهارت	مدل فاما-فرنچ	CAPM	
۳/۰۴۵۲	۳/۰۴۵۶	۳/۱۰۹۲	SR مبتنی بر بازده
۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	
۳/۵۰۱۰	۳/۵۰۴۵	۴/۰۸۷۲	SR مبتنی بر CAPM
۰/۰۰۵۶	۰/۰۰۶۱	۰/۰۰۰۰	
۳/۵۴۱۳	۳/۵۵۶۵	۳/۹۸۲۰	SR مبتنی بر مدل فاما-فرنچ
۰/۰۰۷۷	۰/۰۱۲۶	۰/۰۰۰۰	
۳/۶۶۶۹	۳/۷۰۵۲	۳/۹۸۵۰	SR مبتنی بر مدل کارهارت
۰/۰۰۰۱	۰/۰۰۰۴	۰/۰۰۰۰	

۵- نتیجه‌گیری و بحث

نتایج پژوهش حاضر بر قیمت‌گذاری ریسک خاص با استفاده از هر دو روش فاما-مک‌بث و SDF در بورس اوراق بهادار تهران صحه گذاشته و در چارچوب مدل فاما-مک‌بث رابطه مثبت SR و بازده را تایید می‌کند. رابطه مثبت ریسک خاص و بازده در تایید نظریه مرتون (۱۹۸۷)، یافته تجربی محققانی نظیر مالکیل و زو (۲۰۰۶)، بروکمن و همکاران (۲۰۰۹)، برگ‌برانت (۲۰۱۰) بوده و یافته محققانی مانند آنگ و همکاران (۲۰۰۶ و ۲۰۰۹)، وان (۲۰۰۸)، گیو و ساویکاس (۲۰۱۰) و کانگ (۲۰۱۱) مبنی بر رابطه معکوس ریسک خاص و بازده را به چالش می‌کشد. همچنین، نتایج به دست آمده با مبانی مالی کلاسیک و برخی شواهد تجربی نظیر بالی و کاکیسی (۲۰۰۸) و اکپارا و نوزکو (۲۰۰۹) مبنی بر عدم قیمت‌گذاری SR در تقابل است. یافته‌های حاصل از آزمون قیمت‌گذاری SR با استفاده از SDF نیز موید یافته گیو و ساویکاس (۲۰۱۰) در ایالات متحده و فلچر (۲۰۰۷) در انگلستان است.

برخی محققان نظیر آنگ و همکاران (۲۰۰۹) و گیو و ساویکاس (۲۰۱۰)، منشاء قیمت‌گذاری SR را به اثرگذاری عوامل سیستماتیک ناشناخته منتسب نموده و استدلال می‌نمایند از آنجا که عوامل مذکور از طریق تنوع‌بخشی حذف نمی‌گردد، لذا در ریسک خاص، مستتر می‌ماند. اما برخی محققان دیگر، SR را شاخص متغیر شناخته شده دیگری دانسته و عقیده دارند با کنترل تاثیر متغیر مذکور، اثر SR حذف می‌گردد. اظهارنظر روشن در خصوص منشاء قیمت‌گذاری ریسک خاص که مدل‌های کلاسیک قیمت‌گذاری، وجود آن را انکار می‌کند، خارج از حوزه تحقیق حاضر است. لیکن با بررسی برخی توضیحات ارائه شده بابت اثر SR مشخص گردید، توان توضیحی SR در بورس اوراق بهادار تهران صرفاً بر اساس برخی توضیحات ارائه شده در بازارهای توسعه‌یافته نظیر اندازه (پاستور و ورونسی؛۲۰۰۳ [۳۰] و مالکیل و زو؛۱۹۹۷ [۲۶])، چولگی (کاپادیا؛۲۰۰۷ [۲۴] و وان؛۲۰۰۸ [۳۳])، کشیدگی (لی؛۲۰۰۸ [۲۵])، نقدشوندگی (اشپیگل و وانگ؛۲۰۰۵ [۳۲] و چِن؛۲۰۰۸ [۱۱])، تداوم (آرنا و همکاران؛۲۰۰۸ [۴])، مالکیت نهادی (فو؛۲۰۰۹ [۱۶]، برنت و همکاران؛۲۰۱۰ [۸]) و حجم معاملات (گراویس و همکاران؛۲۰۰۱ [۱۷]) قابل تبیین نیست. هیچ‌یک

از توضیحات ارائه شده در سایر بازارهای توسعه‌یافته، به تنهایی شواهد متقنی دال بر توضیح اثر SR در بورس اوراق بهادار تهران فراهم نمی‌سازد. نتایج حاصله با تاکید بر اهمیت نسبی اثرات متقابل متغیرهایی نظیر کشیدگی، گردش سهام، مالکیت نهادی، تداوم و عامل صنعت، به توسعه زمینه‌های لازم جهت توضیح اثر SR کمک می‌کند.

به رغم عدم تایید حساسیت نتایج حاصل از آزمون قیمت‌گذاری SR نسبت به سنجه SR (بر خلاف کاپادیا (۲۰۰۶)) و محدودیت حداقل روز معاملاتی، باید اذعان نمود اظهارنظر در خصوص توضیح قطعی اثر SR در بورس اوراق بهادار تهران همانند سایر بازارهای توسعه‌یافته، با تردید جدی مواجه بوده و مستلزم انجام تحقیقات بیشتری است. همچنین، آزمون قیمت‌گذاری ریسک خاص با استفاده از مدل فاما-مک‌بث (۱۹۷۳) و عامل تنزیل تصادفی نشان می‌دهد، یافته‌های تحقیق عمدتاً تحت تاثیر شیوه آزمون اثر SR نمی‌باشد.

فهرست منابع

* Ang, Andrew., Hodrick, Robert J., Xing, Yuhang., & Zhang, Xiaoyan."High idiosyncratic volatility and low returns: International and further U.S. evidence". Journal of Financial Economics. 2009. 91(1):1-23.
* Ang, Andrew., Hodrick, Robert J., Xing, Yuhang., & Zhang, Xiaoyan. "The Cross-Section of Volatility and Expected Return". The Journal of Finance. 2006.61:259-299.
* Angelidis, Timotheos., & Tessaromatis, Nikolaos. "Idiosyncratic risk matters! A regime switching approach". International Review of Economics & Finance. 2009. 18(1):132-141,
* Arena, Matteo P., Haggard, K.Stephen & Yan, Xuemin(Sterling). "Price Momentum and Idiosyncratic Volatility". The Financial Review. 2008. 43:159-190.
* Bali, Turan G. & Cakici, Nusret. "Idiosyncratic Volatility and the Cross Section of Expected Returns". Journal of Financial and Quantitative Analysis. 2008. 43(1):29-58.
* Bergbrant, Mikael. "Trading Costs and the Relation between Idiosyncratic Volatility and Returns". Working Paper. 2010.
* Boehme, Rodney D., Danielsen, Bartley R., Kumar, Praveen, & Sorescu, Sorin M. "Idiosyncratic risk and the cross-section of stock returns: Merton (1987) meets Miller (1977)". Journal of Financial Markets. 2009. 12.
* Brandt, Michael W., Brav, Alon., Graham, John R., & Kumar, Alok. "The Idiosyncratic Volatility Puzzle: Time Trend or Speculative Episodes?". The Review of Financial Studies. 2010. 23(2).
* Brockman, Paul., Schutte, Maria Gabriela., & Yu, Wayne. "Is Idiosyncratic Risk Priced? The International Evidence". Working Paper. 2009. University of Missouri.
* Cao, Xuying., & Xu, Yexiao. "Long-run Idiosyncratic Volatilities and Cross-sectional Stock Return". Working Paper. 2010. University of Texas, Dallas.
* Chen, Zhanhui. "Volatility of Liquidity, Idiosyncratic Risk and Asset Returns". Working Paper. 2008.
* Dimson, E. "Risk measurement when shares are subject to infrequent trading". Journal of Financial Economics. 1979. 7:197-226.
* Drew, Michael E., Marsden, Alastair., & Veeraraghavan, Madhu. "Does Idiosyncratic Volatility Matter? New Zealand Evidence". Review of Pacific Basin Financial Markets and Policies (RPBFMP). 2007. 10(03):289-308.

* Fama, E. & J. MacBeth. "Risk, Return, and Equilibrium: Empirical Tests". Journal of Political Economy. 1973. 81:607-636.
* Fletcher, Jonathan. "Can Asset Pricing Modeles Price Idiosyncratic Risk in U.K. Stock Returns". The Financial Review. 2007. 42:507-535.
* Fu, Fangjian., & Schutte, Maria. "Investor Diversification and the Pricing of Idiosyncratic Risk". Working Paper. 2009.
* Gervais, Simon., Kaniel, Ron., & Mingelgrin, Daniel H. "The High-Volume Return Premium". Journal of Finance. 2001. 56:877-919.
* Guo, Hui., & Savickas, Robert. "Relation between Time-Series and Cross-Sectional Effects of Idiosyncratic Variance on Stock Returns". Journal of Banking and Finance. 2010. 34(7):1637-1649.
* Hodrick, Robert J., & Zhang, Xiaoyan. "Evaluating the specification errors of asset pricing models". Journal of Financial Economics. 2001. 62(2):327-376.
* Huang, Wei., Liu, Qianqiu., Rhee, S.Ghon., & Zhang, Liang. "Return Reversal, Idiosyncratic Risk, and Expected Returns". The Review of Financial Studies. 2010. 23(1).
* Kan, Raymond., & Robotti, Cesare. "Model Comparison Using the Hansen-Jagannathan Distance". Working Paper. 2007.
* Kan, Raymond., & Zhou, Guofu. "A Critique of the Stochastic Discount Factor Methodology". The Journal of Finance. 1999. LIV(4).
* Kang, Namho. "Idiosyncratic Volatility, Realized Return, and Implied Cost of Capital". Working Paper. 2011.
* Kapadia, Nishad. "Skewness, Idiosyncratic Volatility and Expected Returns". Working paper. 2007. University of North Carolina, Chapel Hill.
* Lee, John Byong Tek. "Higher Idiosyncratic Moments and the Cross-Section of Expected Stock Returns". PH.D Thesis. 2008.
* Malkiel, B., & Xu, Y. "Risk and return revisited". Journal of Portfolio Management, 1997. 23:9-14.
* Merton, Robert C. "A simple model of capital market equilibrium with incomplete information". Journal of Finance. 1987. 42:483-510.
* Newey, Whitney K., & Kenneth D. West. "A simple positive-definite heteroscedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix". Econometrica. 1987. 55:703–708.
* Okpara, Godwin Chigozie., & Nwezeaku, Nathaniel Chinedum. "Idiosyncratic Risk and the Cross-Section of Expected Stock Returns: Evidence from Nigeria". European Journal of Economics, Finance and Administrative Sciences. 2009. (17).
* Pastor, L. & P. Veronesi. "Stock valuation and learning about profitability". Journal of Finance, 2003. 58:1749-89.
* Ruan, Tony., Sun, Qian & Xu, Yexiao. "When Does Idiosyncratic Risk Really Matter?". Working Paper. 2010.
* Spiegel, Matthew., & Wang, Xiaotong. "Cross-Sectional Variation in Stock Returns: Liquidity and Idiosyncratic Risk". Working Paper. 2005.
* Wan, Chi. "Idiosyncratic Volatility, Expected Windfall and the Cross-Section of Stock Returns". JOB MARKET PAPER. 2008

یادداشت‌ها

[1].Data-Generating Process
[2].Stochastic Discount Factor
[3].Investor Recognition Hypothesis

[4].Published
[5].Prospect Theory
[6].Specific Risk