مجله‌ی پیشرفت‌های حسابداری دانشگاه شیراز

دوره‌ی هفتم، شماره‌ی اول، بهار و تابستان ۱۳۹۴، پیاپی ۶۸/۳، صفحه‌های ۱۶۷-۲۰۲

(مجله‌ی علوم اجتماعی و انسانی پیشین)

مدل سازی رفتار نوسانات بازده شرکت‌های بورس اوراق بهادار تهران با به‌کارگیری رهیافت تحلیل عامل

دکتر غلامرضا منصورفر* **دکتر پرویز پیری**** **رضا ضیائی*****

دانشگاه ارومیه

چکیده

یکی از مهم‌ترین پژوهش‌های بازارهای مالی، تشریح رفتار بازده سهام است. هدف اصلی پژوهش حاضر، بررسی رابطه‌ی متغیرهای مالی و حسابداری به‌صورت انفرادی و گروهی با بازده سهامِ شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران با در نظر گرفتن میزان هم‌پوشانی متغیرهای گروهی و شناسایی عوامل زیربنایی تبیین‌کننده‌ی کووریانس مشترک متغیرهای مؤثر بر بازده است. به این منظور ، ۳۰ متغیرِ مؤثر بر بازده سهام با عنوان «ویژگی‌های خاص شرکت» انتخاب شدند و آزمون فرضیه‌ها با استفاده از داده‌های ترکیبی نامتوازن و با نمونه‌ای مشتمل بر ۱۱۳ شرکت در بازه‌ی زمانی ۱۳۸۸-۱۳۸۰ انجام گردید. براساس یافته‌های تحقیق، در مدل‌سازی چندمتغیره، متغیرهای سود هر سهم، نسبت جاری، نسبت فروش به قیمت و ارزش بازاری معامله شده به کل ارزش بازار، روی‌هم‌رفته قادرند حدود ۶۰ درصد از تغییرات میانگین بازده سهام را تبیین نمایند. در مدل‌سازی مرکب در دو صنعت خودروسازی و کانی غیرفلزی، قدرت تبیین‌کنندگی متغیرها تا حدود ۷۵ درصد افزایش یافت.

واژه‌های کلیدی: بازده ، نابهنجاری‌های بازار، مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی، تحلیل عاملی.

---

* استادیار گروه حسابداری، (نویسنده مسئول) g.mansourfar@urmia.ac.ir

** استادیار گروه حسابداری

*** کارشناس‌ارشد حسابداری

دریافت: ۱۳۹۲/۲/۲۰ پذیرش: ۱۳۹۳/۴/۲۷

۱. مقدمه

ریسک و بازده از مهم‌ترین مفاهیم موجود در ادبیات مالی به‌شمار می‌روند که همواره به‌عنوان دو شاخص تعیین‌کننده جهت تصمیم‌گیری‌های اقتصادی مطرح هستند. از این‌رو بررسی و کمّی کردن رابطه‌ی این دو و شناسایی عوامل تأثیرگذار بر بازده، همواره مدنظر پژوهش‌گران حوزه‌ی مالی بوده‌است. در این میان، اگرچه در مفاهیم برآمده از مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای (CAPM)، تنها عامل ریسک مؤثر بر بازده مورد انتظار سرمایه‌گذاران، ریسک سیستماتیک معرفی شد؛ اما مطالعات سلسله‌وار فاما و فرنچ[1] در دهه‌ی آخر قرن بیستم همگی نشان دادند که دو عامل اندازه‌ی شرکت و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار بهتر می‌توانند اختلاف بازده سهام را تشریح کنند. در یکی از این مطالعات، فاما و فرنچ تحقیق گسترده‌ای را براساس مدل سه عاملی خود در بازارهای سهام نوظهور انجام دادند. آن‌ها گزارش کردند؛ زمانی‌که پرتفوها را براساس مقدار هم‌تراز کرده‌اند، بازده پرتفوی‌های با نسبت بالای B/M، ۱۴,۱۳٪ بالاتر از بازده پرتفوهای با نسبت B/M پایین بوده و زمانی که پرتفوها براساس ارزش هم‌تراز شدند، بازده پرتفوهای با نسبت بالای B/M، ۱۶,۹۱٪ بالاتر از پرتفوهای با نسبت B/M پایین بود. ایشان هم‌چنین شواهدی مبنی بر تأیید اثر عامل اندازه در بازارهای نوظهور یافتند (فاما و فرنچ، ۱۹۹۸).

یافته‌های بعدی محققین نیز نشان دادند که متغیرهایی هم‌چون اندازه، نسبت سود به قیمت سهام، نسبت جریان‌های نقدی عملیاتی به قیمت، نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار حقوق صاحبان سهام و مواردی از این دست، رفتار بازده سهام را بهتر از مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای تشریح می‌کنند. موارد ذکر شده که به‌عنوان نابهنجاری‌های بازار شناخته می‌شدند، نشان‌دهنده‌ی ناکارآمدی بازار یا نقص مدل قیمت‌گذاری مورد استفاده بودند (شوِرت[2]، ۲۰۰۲؛ داش و ماهاکود[3]، ۲۰۱۳).

گروهی دیگر از مطالعات به‌منظور تشخیص کارایی بازار سرمایه و هم‌چنین ارزیابی سودمندی اطلاعات صورت‌های مالی اساسی به چگونگی واکنش بازار سهام نسبت به اطلاعات حسابداری پرداختند. تمرکز اصلی این دسته از پژوهش‌ها بر توان پیش‌بینی ارقام صورت‌های مالی به‌ویژه رابطه‌ی نسبت‌های مالی به‌دست آمده از این ارقام با بازده سهام قرار داشت. تحقیقات بال و برآون[4] درباره‌ی رابطه‌ی سود و بازده، دچو[5] درباره‌ی همبستگی بازده با جریانات

وجوه نقد، بلکویی[۶] در زمینه‌ی نقش اطلاعات بنیادی حسابداری در ارزش سهام شرکت‌ها، اسلون[۷] در رابطه با توان پیش‌بینی اجزای سود (جز تعهدی و نقدی)، چن و داد[۸] در زمینه‌ی همبستگی معیارهای ارزیابی عملکرد حسابداری و اقتصادی با بازده سهام و لیولن[۹] در رابطه با توان نسبت‌های مالی در پیش‌بینی بازده سهام، همگی دلالت بر نقش بنیادین اطلاعات حسابداری در شناسایی الگوی نوسانات بازده سهام داشتند.

اگرچه براساس فرضیه‌ی بازار کارا، نوسانات بازار از مدل گام تصادفی تبعیت می‌کند (کالی‌واس[۱۰]، ۲۰۰۱) و هیچ راهی برای کسب سود از طریق پیش‌بینی قیمت‌های سهام در بازار وجود ندارد (مالکی[۱۱]، ۱۹۹۹)؛ اما چنان‌چه ملاحظه شد، پیش‌بینی قیمت و بازده سهام به‌کمک کشف الگوهای رفتاری فرآیند مولد قیمت، امکان‌پذیر است؛ گرچه شناسایی این الگوها پیچیده و مشکل به‌نظر می‌رسد (کالی‌واس، ۲۰۰۱).

از طرفی تنوع نیازهای اطلاعاتی استفاده‌کنندگان از اطلاعات حسابداری شرکت‌ها موجب شده تا آن‌ها در تجزیه و تحلیل‌های خود از اطلاعات، روش‌های متفاوتی را به‌کار گیرند ؛ ولی هم‌چنان الگوی غالبی در این زمینه ارائه نگردیده است. در این میان مدل‌های بازده‌ای که فقط اطلاعات مربوط به یکی از صورت‌های مالی را مدنظر قرار می‌دهند، موفق به در نظر گرفتن نقش داده‌های دیگر صورت‌های مالی نمی‌شوند (چن و ژانگ[۱۲]، ۲۰۰۶). از این‌رو توجه به یک مجموعه‌ی جامع از اطلاعات که هم شامل داده‌های صورت‌های مالی باشد و هم خصوصیات محیط خارجی مؤسسه (از قبیل فرصت‌های رشد، نرخ حجم معاملات سهام شرکت) را در بر گیرد، می‌تواند دیدگاه واقع‌گرایانه‌تری را درباره‌ی عوامل تأثیرگذار بر بازده، پیش‌روی تصمیم-گیرندگان قرار دهد.

این پژوهش با مطالعه‌ی روش‌شناسی ون‌رنسبرگ و جنری[۱۳] قصد دارد با تلخیص مجموعه‌ای از متغیرهای تبیین‌کننده‌ی بازده سهام در چند عامل بنیادی، به شناسایی الگوی نوسانات بازده سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران بپردازد. مجموعه‌ی متغیرها با استفاده از مطالعه‌ی ون‌رنسبرگ و جنری و نیز نگاه اجمالی به تحقیقات داخلی و خارجی برگزیده شده و سعی گردیده تا از اطلاعات تمام صورت‌های مالی و متغیرهای بازار سهام شرکت‌ها استفاده شود.

۲. ادبیات و پیشینه‌ی موضوع تحقیق

یکی از مهم‌ترین و گسترده‌ترین پژوهش‌های بازارهای مالی، تشریح رفتار بازده سهام است. مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای به‌عنوان اولین مدل تشریح کننده‌ی الگوی نوسانات بازده سهام، تنها عامل تبیین‌کننده‌ی اختلاف بازده سهام را ریسک سیستماتیک می‌دانست. به‌رغم جذابیت این مدل به‌دلیل تعادلی بودن آن، یافته‌های محققین ناسازگاری‌های متعددی را در پیش‌بینی‌های مدل شناسایی کرد و منجر به این تفکر شد که شیوه‌ی قیمت‌گذاری اوراق بهادار، حاصل فعل و انفعال متغیرهای مختلفی بوده که هریک به‌طریقی و با شدت متفاوتی بر قیمت اوراق تأثیر می‌گذارند (بنز[۱۴]، ۱۹۸۱؛ بهانداری[۱۵]، ۱۹۸۸).

برخی پژوهش‌گران این یافته‌ها را به‌عنوان شواهدی دال بر ناکارآمد بودن بازار سرمایه تفسیر کردند و معتقد بودند که موارد یافت شده که به‌عنوان نابهنجاری‌های بازار سهام شناخته می‌شدند، حداقل به‌طور ضمنی بیان می‌کنند که برخی از نوسانات بازده سهام، هیچ دلیل بنیادی نداشته و به‌دلیل عواملی است که در مدل‌ها لحاظ نشده‌است (شوِرت، ۲۰۰۲).

نابهنجاری‌ها در دو دسته‌ی کلی بررسی شدند که توضیح آن در ادامه می‌آید.

۱) نابهنجاری‌های مبتنی بر مشخصات شرکت که از مهم‌ترین آن‌ها می‌توان به اندازه‌ی شرکت، نسبت قیمت به عایدات، نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار، حقوق صاحبان سهام و اهرم مالی اشاره کرد. کسب بازده‌ی غیرعادی به‌وسیله‌ی سهام با نسبت P/E پایین در بازارهای مختلف دنیا نیز تأیید شده‌است. نگاره شماره ۱ خلاصه‌ای از یافته‌های مطالعات گوناگون در باب این پدیده را نشان می‌دهد (دامودارن[۱۶]، ۲۰۰۲: ۱۹۰-۱۸۶):

نگاره ۱: صرف ریسک سالانه‌ی تحصیل شده از سهام دارای کم‌ترین نسبت P/E (دامودارن، ۲۰۰۲)

کشور	صرف ریسک تحصیل شده	کشور	صرف ریسک تحصیل شده
استرالیا	٪ ۳/۰۳	ایتالیا	٪ ۱۴/۱۶
فرانسه	٪ ۶/۴۰	ژاپن	٪ ۷/۳۰
آلمان	٪ ۱/۰۶	سوئیس	٪ ۹/۰۲
هونگ‌کونگ	٪ ۶/۶۰	انگلستان	٪ ۲/۴۰

بهانداری، دریافت که بین متوسط نرخ بازده سهام و اهرم مالی رابطه‌ای مثبت وجود دارد. وی بیان داشت که شرکت‌هایی با اهرم مالی بالا از شرکت‌های با اهرم مالی پایین در دوره‌ی ۱۹۷۹-۱۹۴۸ به‌طور متوسط بازده بالاتری داشته‌اند. این محقق با ترکیب نسبت بدهی به حقوق صاحبان سهام (D/E) با مدل CAPM گزارش داد، ضریب نسبت D/E، ۰/۱۳ درصد در هر ماه و معنادار بوده‌است (بهانداری، ۱۹۸۸).

فاما و فرنچ، ارتباط مثبت بین نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار و میانگین بازده‌های سهام را تصدیق کرده و این ارتباط را قوی‌تر از ارتباط اندازه‌ی شرکت با میانگین بازده‌ها گزارش نمودند (فاما و فرنچ، ۱۹۹۸). کاپائول، راولی و شارپ نیز با بسط تحلیل نسبت قیمت به ارزش دفتری (P/B) در چند بازار بین‌المللی بین سال‌های ۱۹۹۲-۱۹۸۱، به این نتیجه رسیدند که سهام ارزشی (سهام با نسبت P/B پایین) در هریک از بازارهای مورد بررسی آن‌ها، بازده مازاد کسب می‌کنند. نگاره شماره ۲ خلاصه‌ی کار ایشان را نشان می‌دهد (دامودارن، ۲۰۰۲: ۱۹۱):

نگاره ۲: بازده‌های مازاد برای پرتفلیوهای با نسبت پایین P/BV (دامودارن، ۲۰۰۲)

کشور	بازده مازاد تحصیل شده	کشور	بازده مازاد تحصیل شده
فرانسه	٪ ۳/۲۶	ژاپن	٪۳/۴۳
آلمان	٪ ۱/۳۹	آمریکا	٪۱/۰۶
سوئیس	٪ ۱/۱۷	اروپا	٪۱/۳۰
انگلستان	٪ ۱/۰۹	جهانی	٪۱/۸۸

گرچه بعدها انتقاداتی از سوی برخی اندیشمندان به مدل سه عاملی فاما و فرنچ وارد گردید (مکینلی[17]، ۱۹۹۵؛ دانیل و تیتمن[18]، ۱۹۹۷؛ ونگ و آریو، ۲۰۰۷؛ جین، سو و ژانگ، ۲۰۱۵) با این‌حال سازگاری اغلب نتایج یافت شده در بازارهای نوظهور با یافته‌های فاما و فرنچ نیز نشان دادند که به‌طور قطع مدل CAPM الگوی مناسبی برای تشریح نوسانات بازده سهام نیست. خلاصه‌ای از یافته‌های محققین در مورد نابهنجاری‌های بازار سهام کشورهای نوظهور در نگاره شماره ۳ نشان داده شده‌است:

نگاره ۳: خلاصه‌ای از یافته‌های محققین در مورد نابهنجاری‌های بازارهای سهام نوظهور

سال	محقق/ محققین	متغیرهای مورد بررسی	نتیجه‌گیری
۱۹۹۷	موخرجی و کیم[۲۰]	بتا، نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار حقوق صاحبان سهام، ارزش دفتری بدهی به ارزش بازار سهام، نسبت سود به قیمت سهم، ارزش بازار حقوق صاحبان سهام و نسبت فروش هر سهم به قیمت سهم	بازده سهام شرکت‌های کره‌ای با نسبت‌های B/M، S/P و D/E رابطه‌ی مثبت و معنادار و با اندازه‌ی شرکت رابطه‌ی منفی و معنادار داشت. هم‌چنین بازده سهام با E/P رابطه‌ی مثبت و با β رابطه‌ی منفی داشت؛ ولی معنادار نبودند.
۱۹۹۸	فاما و فرنچ	اندازه‌ی شرکت، نسبت ارزش دفتری به قیمت بازار	در تمامی کشورهای نمونه به جز ایتالیا، عملکرد سهام ارزشی به‌طور متوسط ۵.۴٪ بهتر از عملکرد سهام رشدی بود.
۲۰۰۰	آکسو و اندر[۲۱]	بتا، اندازه‌ی شرکت و نسبت ارزش دفتری به قیمت بازار	اختلاف بازده سهام پرتفوی‌های کوچک ۱۵٪ تا ۱۵.۸۱٪ بالاتر از بازده سهام پرتفوی‌های بزرگ در بازار سهام استانبول بود؛ هم‌چنین اختلاف بازده سهام پرتفوهای با نسبت B/M بالا، ۱۱.۵٪ تا ۱۵.۰۶٪ بالاتر از بازده سهام پرتفوهای با نسبت B/M پایین بود؛ اما در عین حال آن‌ها ارتباط بالایی را نیز بین بتا و بازده سهام پرتفوها یافتند.
۲۰۰۳	درو و همکاران[۲۲]	اندازه و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار	این محققین گزارش دادند که یک ارتباط منفی بین بازده‌های مقطعی سهام بازار چین و اندازه‌ی شرکت وجود دارد. ضریب متغیر اندازه‌ی شرکت برای هر سال۱۱.۱۲٪ به دست آمد. با توجه به این آن‌ها شواهدی دال بر ارتباط منفی و معنادار بین متغیر نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار با بازده سهام یافتند.
۲۰۰۷	ونگ و آریو[۲۳]	اندازه و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار	میانگین ضریب اندازه در مدل برآوردی آن‌ها معادل ۰/۰۳۹- و آماره‌ی t معادل ۴/۱۱- بود؛ هم‌چنین میانگین ضریب نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار در مدل، برابر ۰/۰۱۵۴ و آماره‌ی t معادل ۲/۳۰۳ به‌دست آمد.

۲) نابهنجاری‌های موقتی که از مهم‌ترین آن‌ها می‌توان به اثر ماه ژانویه و اثر آخر هفته اشاره کرد. یکی از دلایلی که درباره‌ی این پدیده مطرح شده‌است، رفتار معاملات سازمانی[۱۹] پیرامون تغییر سال مالی است.

هم‌زمان با تحقیقات انجام شده در نقد مدل CAPM ، گروهی دیگر از محققین به‌منظور مطالعه‌ی کارایی بازار سرمایه و هم‌چنین ارزیابی سودمندی اطلاعات مندرج در صورت‌های مالی، سعی در پیش‌بینی بازده سهام با استفاده از اطلاعات بنیادی حسابداری نظیر سود، جریانات نقدی و نسبت‌های مالی به‌منظور کسب بازده غیرعادی داشتند(لیو[۲۰]، ۱۹۸۹). لیو تحقیقات انجام شده در زمینه‌ی سود و بازده را خلاصه کرده و اظهار دارد که پایین بودن محتوای اطلاعاتی سود در دوره‌ی کوتاه‌مدت (معمولاً حدود ۱۰٪)، یکی از عوامل اصلی در پایین بودن همبستگی بین سود و بازده در اکثر تحقیقات گذشته است.

درباره‌ی همبستگی بین جریانات وجوه نقد و بازده در مقایسه با همبستگی سود و بازده نیز تحقیقات بسیاری انجام شد (لیونات و زاروین[۲۱]، ۱۹۹۰).

دچو، با طرح این فرضیه که همبستگی بین بازده و جریانات وجوه نقد در یک دوره‌ی بلندمدت همانند همبستگی سود و بازده بهبود می‌یابد، طی یک دوره‌ی چهارساله ضریب تعیین ۴۰٪، ۱۱٪ و ۶٪ را به ترتیب برای همبستگی بازده با سود، وجه نقد عملیاتی و خالص جریانات وجوه نقد به‌دست آورد (دچو، ۱۹۹۴).

نتایج تحقیق شیاهو[۲۲] نشان داد که هم در شرکت‌های با رشد بالا و فعالیت‌های متنوع و هم در شرکت‌های با رشد پایین و فعالیت واحد و متمرکز، سودها نوسانات بازده سهام را بهتر از خالص جریانات نقدی تبیین می‌کنند (شیاهو، ۲۰۰۴). وی هم‌چنین دریافت که ارتباط بازده سهام و سود در شرکت‌های با فعالیت متنوع از ارتباط بازده و خالص جریانات نقدی، در کوتاه-مدت (دوره زمانی یک‌ساله) قوی‌تر است؛ اما هنگامی که دوره‌ی زمانی بلندمدت (دوره‌ی زمانی چهارساله) را بررسی کرد، نتیجه‌ی عکس به‌دست آورد.

لی رابطه‌ی بین نسبت توزیع وجه نقد به قیمت و بازده سهام را مورد بررسی قرار داد و نشان داد که این نسبت نقش مهمی در تبیین نوسانات بازده سهام داشته و رابطه‌ی مستقیمی با بازده دارد (لی[۲۳]، ۲۰۰۶).

بلکویی، ارتباط ارزش سهام شرکت‌ها با نسبت‌های مالی مرتبط با ارزش را بررسی کرد (بلکویی، ۱۹۹۷).

چن و داد، همبستگی بین بازده سهام را با چهار معیار ارزیابی عملکرد EVA، ROA، ROE و EPS بررسی کردند(چن و داد، ۱۹۹۷).

طیف گسترده‌ای از تحقیقات تجربی بازار سرمایه نیز رابطه‌ی بین حجم معاملات و نوسانات بازده را بررسی نموده‌اند. در این بین، افراد بسیاری به‌منظور مطالعه‌ی این بخش از ریسک دارایی‌ها با یک نگرش متفاوت، نقش قابلیت نقد شوندگی را در تبیین نوسانات بازده سهام مورد توجه قرار دادند. تعدادی از آن‌ها ارتباط بازده و ریسک عدم نقدشوندگی را مثبت و بسیار قوی گزارش نموده؛ در حالی‌که برخی دیگر رابطه‌ی خاصی را بین این دو نیافتند (یحیی-زاده‌فر و خرمدین، ۱۳۸۷).

چوردیا و همکاران[۲۴] نشان دادند که یک رابطه‌ی منفی بین بازده سهام و نوسانات حجم معاملات وجود دارد (چوردیا و همکاران، ۲۰۰۱). البته لازم به ذکر است که محققینی هم‌چون بورتولوتی و همکاران[۲۵] (۲۰۰۶) بیان می‌دارند که رابطه‌ی منفی بین نقدشوندگی و بازده سهام فقط در سطح ساختارهای کوچک وجود دارد؛ اما در سطح کلان و در سطح یک کشور این انتظار می‌رود که هرچه نقدشوندگی سهام بیش‌تر شود، در برگیرنده‌ی اطلاعات جدیدی برای تغییرات تدریجی سهام بوده و از این‌رو به بالا رفتن سطح بازده مورد انتظار منجر شود (بورتولوتی و همکاران، ۲۰۰۶).

ثقفی و شعری، نقش اطلاعات حسابداری و مدل‌های حسابداری مبتنی بر یک صنعت خاص و نیز مدل‌های مبتنی بر علائم متغیرهای حسابداری در پیش‌بینی بازده سهام را مورد بررسی قرار دادند (ثقفی و شعری، ۱۳۸۳). براساس یافته‌های محققین، در دوره‌ی ۱۳۷۸-۱۳۷۴ تعداد ۱۰ متغیر (با ضریب تعیین تعدیلی ۰/۰۳۳) و در دوره‌ی ۱۳۸۰-۱۳۷۹ تعداد شش متغیر (با ضریب تعیین تعدیلی ۰/۳۱۷) با بازده سهام ارتباط معنادار داشتند؛ هم‌چنین یافته‌ها نشان دادند، استفاده از مدل‌های خاص صنعت، توان پیش‌بینی اقلام حسابداری را افزایش می‌دهد.

باقرزاده (۱۳۸۴) به بررسی و شناسایی عوامل مؤثر بر بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران پرداخت. نتایج وی نشان داد که رابطه‌ی مثبت و بسیار ضعیفی بین ریسک سیستماتیک

و بازده سهام وجود دارد؛ هم‌چنین برخلاف انتظار رابطه‌ی بین متغیرهای مورد مطالعه (اندازه‌ی شرکت، نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار و نسبت سود به قیمت) با بازده سهام، متضاد با رابطه‌ی مورد انتظار طبق ادبیات مالی بود (باقرزاده، ۱۳۸۴).

ثقفی و سلیمی، رابطه‌ی بین ۹ متغیر بنیادی حسابداری و غیرحسابداری و نیز رابطه‌ی بین امتیاز مالی شرکت‌ها با بازده غیرعادی سهام را بررسی کردند. از بین ۹ متغیر تنها رابطه‌ی سه متغیرِ تغییرات سودآوری، تغییرات کل دارایی‌ها و نوع گزارش حسابرس با بازده سهام معنادار بودند (ثقفی و سلیمی، ۱۳۸۴).

نمازی و رستمی، رابطه‌ی بین نسبت‌های مالی و بازده سهام ۶۳ شرکت بورسی را بین سال‌های ۱۳۸۲-۱۳۷۸ بررسی نمودند. ایده‌ی اصلی فرضیه‌های محققین این بود که بین متغیرهای مالی نسبت جاری، نسبت آنی، نسبت سود ناویژه به فروش، نسبت سود به فروش، نسبت گردش موجودی کالا، نسبت گردش دارایی‌های ثابت، نسبت بازده ارزش ویژه، نسبت بازده مجموع دارایی‌ها، نسبت قیمت به سود و سود هر سهم با نرخ بازده سهام، رابطه‌ی معنادار وجود دارد. نتایج به‌دست آمده از بررسی کل شرکت‌ها و بررسی صنایع به‌طور مجزا، نشان دهنده‌ی آن بود که میان تمام نسبت‌های مالی و نرخ بازده سهام رابطه‌ی معنادار وجود دارد (نمازی و رستمی، ۱۳۸۵).

نیکبخت و تنانی، ارتباط نسبت‌های سودآوری تعدیل شده براساس تورم را با بازده سهام شرکت‌های صنعت تصفیه‌ی نفت و پتروشیمی بررسی کردند. یافته‌های تحقیق ایشان نشان داد که هیچ‌کدام از نسبت‌های سود ویژه به فروش، بازده حقوق صاحبان سهام، بازده دارایی‌ها و بازده سرمایه‌ی در گردش ارتباط معناداری با نرخ بازده سهام ندارند (نیکبخت و تنانی، ۱۳۸۶).

رابطه‌ی بین متغیرهای حسابداری (بازدهی سود، تغییرات سودآوری، سرمایه سرمایه-گذاری شده، تغییرات فرصت‌های رشد و تغییرات نرخ‌های تنزیل) با بازده سهام با استفاده از مدل بازده ژانگ عنوان تحقیقی بود که دستگیر، تاجی و ساعدی براساس اطلاعات ۹۸ شرکت منتخب بورس تهران طی یک دوره‌ی ۹ ساله از ۱۳۸۰ تا ۱۳۸۹ انجام دادند. نتایج این پژوهش تنها حاکی از رابطه‌ی مستقیم معنادار بین بازدهی سود با بازده سهام و رابطه‌ی معکوس معنادار بین تغییرات نرخ تنزیل با بازده سهام داشت (دستگیر، تاجی و ساعدی، ۱۳۹۰).

مشایخ و عموقین نشان دادند که بین اندازه‌ی شرکت و نوسانات بازدهی سهام وقتی

شرایط بازار در نظر گرفته نمی‌شود، رابطه‌ی مثبت و معنادر (ضعیف) وجود دارد و زمانی که شرایط بازار در مدل دخالت داده می‌شود نیز این رابطه مثبت و معنادار است. در نهایت ایشان نشان دادند شرایط بازار تأثیری بر رابطه‌ی بین اندازه‌ی شرکت و نوسانات بازده سهام ندارد (مشایخ و عموقین، ۱۳۹۰).

تقوی و آقامحمدی دریافتند که ارتباط خطی معنادار بین تک‌تک متغیرهای ارزش‌یابی نسبی با بازده سهام وجود داشت؛ در حالی‌که هیچ ارتباط خطی بین اهرم اقتصادی با بازده سهام یافت نشد؛ هم‌چنین رگرسیون چندمتغیره نشان داد که بین متغیرهای یاد شده با بازده سهام رابطه‌ی معنادار وجود ندارد (تقوی و آقامحمدی، ۱۳۹۱).

ایزدی‌نیا، امینی و ربیعی رابطه‌ی بین اطلاعات سود هر سهم و انواع بازده سهام (به‌صورت انباشته، خرید و نگه‌داری) را بررسی کردند. نتایج به‌دست آمده از مدل‌های بازده، نشان‌گر وجود رابطه‌ای مثبت میان اطلاعات سود هر سهم با انواع بازده سهام بود (ایزدی‌نیا، امینی و ربیعی، ۱۳۹۲).

همان‌طور که ملاحظه شد، حجم فزاینده‌ای از تحقیقات تجربی حسابداری با رویکرد پیش‌بینی و شناسایی عوامل ریسک مؤثر بر بازده سهام انجام شده‌است. نکته‌ی قابل‌توجه در شناسایی این ریسک‌ها، نقش و جایگاه اساسی اطلاعات صورت‌های مالی است که با توجه به اهمیت بالای آن‌ها، توجه خاص سرمایه‌گذاران به این منبع مهم را اجتناب‌ناپذیر کرده‌است. از طرفی تحقیقات انجام شده بیان‌گر این موضوع هستند که سرمایه‌گذاران، سهام‌داران، مدیران، پژوهش‌گران و سایر دست‌اندرکاران بازار سهام به‌دنبال آن هستند تا امکان‌پذیری پیش‌بینی بازده سهام را آزمون کرده و هر کدام بنا به دیدگاه خاص خود، بهره‌ی لازم را از این پیش‌بینی ببرند؛ بنابراین به‌منظور استفاده از اطلاعات تمامی صورت‌های مالی و بررسی ریسک‌های شرکت به‌صورتی جامع و نیز توجه به دیدگاه‌های گوناگون، نیاز به یک مجموعه‌ی کامل از اطلاعات داریم که با در نظر گرفتن این موضوع در استفاده از متغیرها، به‌میزان هم‌پوشانی آن‌ها توجه نماییم.

در دهه‌ی اخیر، گروهی از اندیشمندان با بهره‌گیری از روش‌های پیشرفته‌تر تحلیل داده-های مالی، بر آن شدند که با تلخیص متغیرهای تبیینی مطالعات پیشین در چند عامل زیربنایی به شناسایی ابعاد و سازه‌های اصلی آن دست یابند (ون‌رنسبرگ و جنری، ۲۰۰۸).

با عنایت به مطالب فوق، در این تحقیق با انتخاب ۳۰ متغیر که با عنوان «ویژگی‌های خاص شرکت[۲۶]» معرفی می‌شوند؛ ابتدا به بررسی رابطه‌ی نوسانات بازده سهام شرکت‌های بورسی با این متغیرها در سطح انفرادی و گروهی پرداخته و سپس به کمک فن تحلیل عامل با شناسایی عوامل زیربنایی مشترک متغیرهای همبسته، رابطه‌ی این عوامل با بازده سهام را بررسی می‌کنیم. این متغیرها با توجه به مطالعه‌ی ون‌رنسبرگ و جنری و هم‌چنین نگاه کلی به تحقیقات مهم خارجی و داخلی برگزیده شده‌است. در رابطه با هدف نخست، دو فرضیه‌ی زیر برای آزمون ارائه می‌شود:

فرضیه‌ی ۱: بین نوسانات ویژگی‌های خاص شرکت، به‌صورت انفرادی و نوسانات بازده سهام با توجه به علامت مستند شده در ادبیات مالی، رابطه‌ی معنادار وجود دارد.

فرضیه‌ی ۲: بین نوسانات ویژگی‌های خاص شرکت، به‌صورت ترکیبی و نوسانات بازده سهام با توجه به علامت مستند شده در ادبیات مالی، رابطه‌ی معنادار وجود دارد.

کلمات انفرادی و ترکیبی در فرضیه‌های بالا به ترتیب اشاره به مدل‌سازی تک‌متغیره و چندمتغیره دارد. در مدل‌سازی چندمتغیره از خوشه‌های تشکیل شده براساس فن تحلیل عامل استفاده می‌شود.

در ارتباط با هدف دوم، می‌توانیم عوامل معنادار را با شناسایی اثرگذارترین متغیر در تشکیل آن عامل به آن متغیر محدود نماییم.

هم‌چنین از آن‌جا که وضعیت خاص هر صنعت از جهت قیمت‌گذاری محصولات، میزان عرضه و تقاضای محصولات، رشد کمی و سرعت تغییر تکنولوژی و سیاست‌های مالی و پولی دولت مانند خروج دولت از صنایع خاص و واگذاری آن به بخش خصوصی، برداشتن تعرفه‌ی واردات محصولات خاص و یا تغییر قیمت نرخ ارز باعث می‌شود که وضعیت شرکت‌ها در صنایع مختلف متفاوت باشد؛ بنابراین اهداف و فرضیه‌های فوق را در سطح صنایع نیز بررسی می‌کنیم.

۳. روش پژوهش

۳-۱. متغیرهای تحقیق

متغیر وابسته: نرخ بازده سهام است که از طریق رابطه‌ی (۱) محاسبه می‌شود:

رابطه‌ی (۱)
$$R_{it} = \frac{(1+\alpha+\beta)P_{it} - P_{io} - \beta P_{ni} + DPS}{P_{io} + \beta P_{ni}}$$

در آن R_{it} معرف نرخ بازده سهام i در سال t، P_{io} قیمت سهم i در ابتدای سال t، P_{it} قیمت سهم i در انتهای سال t، P_{ni} ارزش اسمی سهم i، α درصد افزایش سرمایه از محل اندوخته‌ها، β درصد افزایش سرمایه از محل مطالبات و آورده‌ی نقدی و DPS سود نقدی هر سهم است.

متغیرهای مستقل: به‌همراه کد اختصاصی، روش محاسبه‌ی هریک و علامت مورد انتظار، در نگاره شماره ۲ آورده شده‌است:

نگاره ۲. متغیرهای مالی و حسابداری با عنوان «ویژگی‌های خاص شرکت»

شماره	کد	نام	فرمول	علامت مورد انتظار
۱	LnBTMV	لگاریتم طبیعی ارزش دفتری به ارزش بازار	(تعداد سهام × قیمت سهام) / جمع حقوق صاحبان سهام	مثبت
۲	LnP	لگاریتم طبیعی قیمت	لگاریتم طبیعی قیمت سهام	منفی
۳	LnMV	لگاریتم طبیعی ارزش بازار	(تعداد سهام × قیمت سهام) لگاریتم طبیعی	منفی
۴	EY	بازده عایدات	قیمت سهام / سود هر سهم	مثبت
۵	DY	بازده سود سهام تقسیمی	قیمت سهام / سود تقسیمی هر سهم	مثبت
۶	CFtP	جریان نقدی به قیمت	قیمت سهام / (مانده وجه نقد در آغاز سال – مانده وجه نقد در پایان سال)	مثبت
۷	CFOtP	جریان نقدی عملیاتی به قیمت	قیمت سهام / جریان خالص وجوه نقد عملیاتی	مثبت
۸	SalestP	نسبت فروش به قیمت	قیمت سهام / فروش خالص هر سهم	مثبت
۹	DE	نسبت بدهی به حقوق صاحبان سهام	جمع حقوق صاحبان سهام / جمع بدهی‌ها	مثبت
۱۰	TDtTA	جمع بدهی‌ها به جمع دارایی‌ها	جمع دارایی‌ها / جمع بدهی‌ها	مثبت
۱۱	Pm	حاشیه‌ی سود (بازده فروش)	فروش خالص / سود خالص	منفی

شماره	کد	نام	فرمول	علامت مورد انتظار
۱۲	NPMtP	حاشیه‌ی سود خالص به قیمت	قیمت سهام / (فروش خالص / سود خالص)	مثبت
۱۳	OPMtP	حاشیه‌ی سود عملیاتی به قیمت	قیمت سهام / (فروش خالص / سود عملیاتی)	مثبت
۱۴	CFMtP	حاشیه‌ی جریان نقدی به قیمت	قیمت سهام / (فروش خالص / جریان نقدی)	مثبت
۱۵	Current	نسبت جاری	بدهی‌های جاری / دارایی‌های جاری	منفی
۱۶	Quick	نسبت آنی	بدهی‌های جاری / (جمع موجودی‌ها مواد و کالا، پیش‌پرداخت‌ها و سفارشات – دارایی‌های جاری)	منفی
۱۷	WC	نسبت سرمایه‌ی در گردش	دارایی‌های جاری / (بدهی‌های جاری – دارایی‌های جاری)	منفی
۱۸	A-Turn	گردش دارایی‌ها	جمع دارایی‌ها / فروش خالص	منفی
۱۹	Inv-Turn	گردش موجودی‌های مواد و کالا	موجودی‌های مواد و کالا / بهای تمام شده‌ی کالای فروش رفته	منفی
۲۰	ROEpub	نرخ بازده حقوق صاحبان سهام	جمع حقوق صاحبان سهام / سود خالص	منفی
۲۱	ROCE	نرخ بازده سرمایه به‌کار گرفته شده	(بدهی‌های جاری – جمع حقوق صاحبان سهام) / سود قبل از بهره و مالیات	منفی
۲۲	ROA	نرخ بازده دارایی‌ها	جمع دارایی ها / سود خالص	منفی
۲۳	ICBT	پوشش بهره قبل از مالیات	هزینه‌های‌مالی / سود قبل از بهره و مالیات	منفی
۲۴	EPS	سود هر سهم	تعداد سهام / سود خالص	مثبت/ منفی
۲۵	DPS	سود تقسیمی هر سهم	تعداد سهام / جمع سود سهام تقسیمی	مثبت/ منفی
۲۶	Reten	نرخ نگه‌داری	درصد سود تقسیم شده‌ی هر سهم - یک	مثبت/ منفی
۲۷	Grow	نرخ رشد	(نسبت سود سهام تقسیمی – یک) × (نرخ بازده حقوق صاحبان سهام)	منفی
۲۸	TV	نرخ حجم معاملات	تعداد سهام در سال قبل / (روزهای معامله / حجم معاملات در کل سال)	منفی

شماره	کد	نام	فرمول	علامت مورد انتظار
۲۹	MVtrade	ارزش بازاری معامله شده	حجم معاملات پایان سال	منفی
۳۰	MVtradeMV	ارزش بازاری معامله شده به کل ارزش بازار	حجم کل معاملات بازار در پایان سال / حجم معاملات پایان سال	منفی

۲-۳. جامعه‌ی آماری و بازه‌ی زمانی تحقیق

جامعه‌ی آماری پژوهش حاضر، تمام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در بازه‌ی زمانی ابتدای سال ۱۳۸۰ تا پایان سال ۱۳۸۸ است. نمونه‌ی آماری با توجه به معیارهای زیر انتخاب شده‌است:

۱- داده‌های مربوط به شرکت‌های نمونه در تمام دوره‌ی زمانی مورد بررسی در دسترس باشند.

۲- به‌منظور قابلیت مقایسه‌ی داده‌های هر شرکت، پایان سال مالی تمام اعضای نمونه ۲۹ اسفند بوده و شرکت مورد بررسی در بازه‌ی زمانی تحقیق تغییر سال مالی نداده باشد.

۳- شرکت عضو نمونه از شرکت‌های سرمایه‌گذاری، واسطه‌گری مالی، بانک‌ها و شرکت-های لیزینگ نباشد.

۴- جمع حقوق صاحبان سهام تمامی شرکت‌های عضو، در دوره‌ی زمانی تحقیق مثبت باشد.

بر این اساس تعداد ۱۱۳ شرکت در بازه‌ی زمانی مذکور به‌عنوان نمونه‌ی آماری انتخاب گردید. این شرکت‌ها باتوجه به بیش‌ترین میزان تشابه در نوع فعالیت و نیز طبقه‌بندی ارائه شده از سوی بورس، در هفت صنعت دسته‌بندی شدند. از آن‌جا که بیش‌ترین تعداد شرکت‌ها متعلق به دو صنعت خودورسازی، ماشین‌آلات و تجهیزات با ۲۵ شرکت و کانی غیرفلزی با ۲۳ شرکت بود؛ بنابراین تحلیل‌های خود را محدود به این دو صنعت کردیم.

۳-۳. روش آزمون

در نخستین گام، رابطه‌ی نوسانات بازده سهام را با هریک از متغیرهای توضیحی و با

استفاده از الگوی (۲) بررسی می‌کنیم. به این ترتیب قدرت تبیین‌کنندگی هر متغیر در توضیح تغییرات بازده سهام به‌همراه علامت مورد انتظار برای آن، آشکار می‌شود.

$$r_{i,t} = \gamma_{0,t} + \gamma_1 A_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$ رابطه‌ی (۲)

در رابطه‌ی (۲)، r_{it} بازده تحقق‌یافته سهم i در دوره‌ی t، $\gamma_{0,t}$ عرض از مبدأ یا ضریب ثابت، γ_1 ضریب شیب برآوردی مدل برای هر مشخصه‌ی شرکت، A_{it} مقدار مشخصه‌ی هر سهم در انتهای دوره‌ی t و $\varepsilon_{i,t}$ معادل خطای باقی‌مانده است.

در گام دوم، رابطه‌ی نوسانات بازده سهام با متغیرهای مالی و حسابداری را با استفاده از یک الگوی چندمتغیره، مدل‌سازی می‌کنیم. رابطه‌ی (۳) به این منظور استفاده می‌شود:

$$r_{i.t} = \gamma_0 + \sum_{i=1}^{N} \gamma_i A_{i,t} + \varepsilon_{it}$$ رابطه‌ی (۳)

در این مورد باید یک نکته‌ی مهم را در نظر داشته باشیم و آن میزان هم‌پوشانی متغیرهای توضیحی با یک‌دیگر است؛ زیرا فرآیند تبیین یک متغیر زمانی با روشی انجام می‌شود که مشاهده‌ای که براساس یکی از متغیرهای تبیین‌کننده حاصل شده‌است، نشان‌دهنده‌ی یک ویژگی متمایز و ناهمبسته با ویژگی‌های مربوط به مشاهدات دیگر در سایر متغیرهای تبیین‌کننده باشد. مطلب مهم‌تر از آن، رعایت اصل اقتصاد و صرفه جویی از طریق کاربرد کم‌ترین مفاهیم تبیین‌کننده به‌منظور توصیف بیش‌ترین تغییرات یک متغیر دیگر است.

از طریق تحلیل عاملی می‌توان براساس بارهای عاملی ایجاد شده، متغیرها را در خوشه‌هایی دسته‌بندی کرد که کم‌ترین میزان هم‌پوشانی را با یک‌دیگر داشته‌باشند؛ هم‌چنین می‌توان مشاهدات هم‌پوش را به‌منظور یافتن یک ساختار بنیادی مورد تجزیه و تحلیل قرار داد تا بتوان برای صفات مورد مطالعه، ابعاد کم‌تر اما اساسی‌تری تشخیص داد. چهار مرحله‌ی اصلی تحلیل عامل به این شرح به‌کارگرفته می‌شود:

۱) ضمن گردآوری داده‌ها و تشکیل ماتریس کوواریانس، از آزمون کُرویت بارتلت[۲۷] برای ارزشیابی ماتریس همبستگی و تعیین اهمیت و معنادار بودن آن و شاخص KMO[۲۸] به‌عنوان شاخص کفایت نمونه‌برداری استفاده می‌شود.

۲) برای استخراج عوامل اولیه، روش عامل‌گیری محور اصلی[۲۹] انتخاب گردید. ملاک تعیین اشتراکات اولیه به‌منظور قرار گرفتن در قطر ماتریس همبستگی، مجذور همبستگی

چندمتغیره (SMC)[۳۰] انتخاب و برای تعیین تعداد عوامل مشترک اولیه، ملاک کایزر- گاتمن[۳۱] استفاده می‌شود.

۳) برای دوران عوامل[۳۲]، یکی از روش‌های دوران متعامد[۳۳] موسوم به واریماکس[۳۴] تعیین شد. علت این انتخاب این است که عوامل و متعاقب آن نمرات عاملی[۳۵] ایجاد شده از آن‌ها تا حد امکان با خودشان ناهمبسته باشند.

۴) روش مورد استفاده برای استخراج نمرات عاملی، به‌منظور استفاده در تحلیل‌های بعدی، روش رگرسیون خواهد بود (ون‌رنسبرگ و جنری، ۲۰۰۸).

در این تحقیق، به‌منظور مقابله با نقاط دورافتاده و نافذ در برازش مدل‌های رگرسیونی، روش استفاده از ابزارهای تشخیصی به‌کار گرفته می‌شود.

در ساختار رگرسیون تشخیصی ابتدا یک رگرسیون برازش داده شده و سپس تحقیق برای تشخیص نقاط دور افتاده بالقوه انجام می‌گیرد تا مدل به‌طور مجدد با استفاده از داده‌های خوب برازش داده‌شود؛ هم‌چنین برای بررسی این‌که آیا متغیرهای موجود در مدل تأثیر معناداری روی متغیر وابسته دارد یا خیر، از رویکرد آزمون متغیرهای اضافی[۳۶] بهره می‌بریم.

داده‌های مورد استفاده در این مطالعه، از نوع داده‌های پنلِ نامتوازن است. آزمون Chow برای استفاده از مدل اثرات ثابت (FEM) در مقابل مدل برآوردی داده‌های ترکیبی (Pool) و آزمون Husman برای استفاده از مدل اثرات ثابت در مقابل مدل اثرات تصادفی (REM) استفاده می‌شود. برای برآورد مدل‌ها از روش حداقل مربعات تعمیم یافته‌ی تلفیقی با استفاده از وزن‌دهی مقاطع (با فرض ناهمسانی واریانس بین اجزا اخلال مقاطع) بهره بردیم.

برای جلوگیری از به‌وجود آمدن رگرسیون ساختگی، ایستایی داده‌های پانل با استفاده از دو آزمون لوین، لین و چو و ایم، پسران و شین مورد بررسی قرار می‌گیرد. در صورت تناقض نتایج این دو روش با یک‌دیگر، از آزمون Fisher-ADF به‌منظور نتیجه‌گیری نهایی بهره می‌بریم. در صورت ناایستایی متغیرهای موجود در مدل و برای تعیین هم‌جمعی داده‌های ترکیبی، از آزمون‌های کائو و پدرونی استفاده می‌کنیم و در نهایت برای بررسی میزان و چگونگی ارتباط بلندمدت میان متغیرهای هم‌جمع، روش سه‌مرحله‌ای انگل- گرنجر را به‌کار می‌بریم.

۴. یافته‌های پژوهش

۴-۱. بررسی روابط در سطح کل شرکت‌ها

از آن‌جا که متغیر وابسته در تمامی تحلیل‌ها مورد استفاده قرار می‌گیرد، ابتدا مانایی این متغیر را آزمون می‌کنیم. نتایج آزمون مانایی براساس آماره‌های LLC و IPS در نگاره شماره ۳ نشان داده شده‌است:

نگاره ۳. بررسی مانایی متغیر وابسته- بازده سهام

روش	مقدار آماره	معناداری
Levin, Lin & Chu t	-۳۱/۰۳	۰/۰۰
Im, Pesaran and Shin W-stat	-۴/۶۸	۰/۰۰

مطابق نتایج، فرضیه‌ی صفر مبنی بر وجود ریشه‌ی واحد در سطح معناداری ۵ درصد رد می‌شود؛ بنابراین سری Return مانا‌ست.

نتایج نهایی آزمون‌های مانایی متغیرهای توضیحی، آزمون‌های چاو و هاسمن و مدل‌های برآوردی تک‌متغیره در نگاره شماره ۴ نشان داده شده‌است. به‌منظور تلخیص هرچه بیش‌تر و ارائه‌ی نتایج مورد قبول، تنها آن دسته از متغیرهایی در این نگاره آمده‌است که براساس احتمال آماره‌ی F، مدل آن‌ها معنادار تشخیص داده‌شدند:

نگاره ۴. بررسی رابطه‌ی بین متغیرهای مالی و حسابداری با بازده سهام- مدل‌های برآوردی تک‌متغیره

متغیر	مانایی	FEM یا REM	ضریب		احتمال آماره		احتمال آماره F	ضریب تعیین تعدیل شده	DW
			متغیر	C	متغیر	C			
LnBTMV	I(۰)	REM	-۰/۲۳	۰/۱۶	۰/۰۰۰۱	۰/۰۹	۰/۰۰۰۱	۰/۳۰	۱/۸۰
LnP	I(۰)	REM	۰/۲۱	-۱/۴	۰/۰۰۰۱	۰/۰۰۰۱	۰/۰۰۰۱	۰/۳۳	۱/۸۰
LnMV	I(۰)	REM	۰/۰۸	-۱/۷	۰/۰۰۰۱	۰/۰۰۰۱	۰/۰۰۰۱	۰/۳۰	۱/۸۵
DE	I(۰)	REM	-۰/۰۲	۰/۳۹	۰/۱۰	۰/۰۰۰۱	۰/۰۰۰۱	۰/۲۸	۱/۸۶
TDtTA	I(۰)	REM	-۰/۴۱	۰/۶۱	۰/۰۱	۰/۰۰۰۱	۰/۰۰۰۱	۰/۲۸	۱/۸۷
Pm	I(۰)	REM	۰/۳۰	۰/۲۸	۰/۰۰۰۱	۰/۰۰۰۱	۰/۰۰۰۱	۰/۲۹	۱/۸۶

متغیر	مانایی	FEM یا REM	ضریب		احتمال آماره		احتمال آماره F	ضریب تعیین تعدیل شده	DW
			متغیر	C	متغیر	C			
OPMtP	I(۰)	FEM	-۶/۷	۰/۳۹	۰/۰۰۰۱	۰/۰۰۰۱	۰/۰۰۰۱	۰/۳۷	۱/۸۰
Current	I(۰)	REM	۰/۱۸	۰/۱۳	۰/۰۰۰۱	۰/۲۸	۰/۰۰۰۱	۰/۲۹	۱/۸۷
Quick	I(۰)	REM	۰/۲۱	۰/۱۹	۰/۰۰۰۱	۰/۱۵	۰/۰۰۰۱	۰/۲۹	۱/۸۶
WC	I(۰)	REM	۰/۱۵	۰/۳۴	۰/۰۰۰۱	۰/۰۰۰۱	۰/۰۰۰۱	۰/۲۸	۱/۸۷
EPS	I(۰)	FEM	۰/۰۲	۰/۱۹	۰/۰۰۰۱	۰/۰۰۰۱	۰/۰۰۰۱	۰/۴۰	۱/۸۴
DPS	I(۰)	FEM	۰/۰۱	۰/۲۳	۰/۰۰۰۱	۰/۰۰۰۱	۰/۰۰۰۱	۰/۳۹	۱/۸۵
MVtrade	I(۰)	REM	۰/۰۱	۰/۳۴	۰/۰۵	۰/۰۱	۰/۰۰۰۱	۰/۲۸	۱/۸۶
MVtradeMV	I(۰)	REM	۱/۴۴	۰/۳۳	۰/۰۰۰۱	۰/۰۱	۰/۰۰۰۱	۰/۲۹	۱/۸۶

مطابق یافته‌ها، از بین ۳۰ متغیر توضیحی تنها رابطه‌ی ۱۴ متغیر با بازده سهام معنادار تشخیص داده‌شد. در این بین، متغیر سود هر سهم (EPS) با ضریب تعیین تعدیلی ۴۰٪ بیش-ترین قدرت تبیین‌کنندگی نوسانات بازده سهام را دارد.

هم‌چنین در بررسی مقایسه‌ای علامت هر متغیر با علامت مورد انتظار آن طبق نگاره شماره ۵، مشخص شد که هیچ‌کدام از علائم با علائم مورد انتظار طبق مستندات مالی و حسابداری، سازگاری ندارد. نتایج به‌دست آمده حکایت از متفاوت بودن محیط سرمایه‌گذاری و نگرش سرمایه‌گذاران فعال در بورس اوراق بهادار تهران بر روابط بین ریسک و بازده با بازار سرمایه‌ی کشورهای توسعه‌یافته دارد. براساس این نتایج، فرضیه‌ی اول تحقیق رد می‌شود.

نگاره ۵. بررسی مقایسه‌ای علامت هر متغیر با علامت مورد انتظار طبق مستندات مالی و حسابداری

	LnBTMV	LnP	LnMV	DE	TDtTA	Pm	OPMtP	Current	Quick	WC	EPS	DPS	MVtrade	MVtradeMV
علامت به‌دست آمده	-	+	+	-	-	+	-	+	+	+	+	+	+	+
علامت مورد انتظار	+	-	-	+	+	-	+	-	-	-	+/-	+/-	-	-

از طرفی براساس آزمون‌های ایستایی از بین ۳۰ متغیر، تنها متغیر نسبت فروش به قیمت (SalestP) نامانا بود؛ بنابراین به‌منظور بررسی وجود رابطه‌ی تعادلی بلندمدت بین این متغیر با بازده سهام، ابتدا رابطه‌ی هم‌انباشتگی بین دو متغیر مذکور با استفاده از آزمون‌های کائو و پدرونی بررسی گردید.

براساس نتایج، هم‌انباشتگی یا وجود رابطه‌ی تعادلی بلندمدت بین متغیرهای نسبت فروش به قیمت و بازده سهام، در تمامی موارد پذیرفته شده‌است.

۲-۴. بررسی سنجش اثر گروهی متغیرها بر بازده سهام براساس یافته‌های تحلیل عامل

آزمون فرضیه‌ی دوم، مستلزم تشکیل گروه‌هایی از متغیرهای تبیینی است که مشاهدات هر گروه کم‌ترین میزان همبستگی را با یک‌دیگر داشته‌باشند. مطابق روش تحقیق، برای بازسازی گروه‌ها، از فن تحلیل عامل استفاده می‌کنیم. به این منظور، مراحل تحلیل عامل را پی می‌گیریم:

نتایج برآورد شاخص KMO و آزمون بارتلت در نگاره شماره ۶ آورده شده‌است. چنان‌چه

مقدار شاخص KMO به‌عنوان شاخص کفایت نمونه‌گیری کم‌تر از ۶۰ درصد باشد، نتایج تحلیل عامل برای داده‌های موردنظر چندان مناسب نیست؛ هم‌چنین از آن‌جا که سطح معناداری آزمون بارتلت کم‌تر از ۵ درصد است، تحلیل عامل برای شناسایی ساختار مدل عاملی مناسب است.

نگاره ۶. آزمون‌های کایزر- مایر- اُلین و بارتلت

شاخص کفایت نمونه‌گیری		۰/۶۹
Bartlett's Test of Sphericity	خی دو	۵۰۶۳۰/۷۲
	درجه‌ی آزادی	۴۳۵/۰۰
	احتمال آماره	۰/۰۰۰۱

نگاره شماره ۷ نشان می‌دهد که چند درصد از واریانس مشترک هر متغیر از طریق فاکتورها یا عوامل ایجاد شده توجیه می‌شود و چند درصد آن به این عوامل ارتباطی نداشته و از خود متغیر نشأت می‌گیرد؛ به‌عنوان مثال در مورد متغیر اول (LnBTMV) فاکتورها یا عوامل ایجاد شده، حدود ۹۰ درصد از واریانس مشترک این متغیر را توجیه می‌کنند؛ اما حدود ۱۰ درصد از واریانس این متغیر با فاکتورهای ایجاد شده‌ی تبیین نشده و از ویژگی‌های خاص و منحصربه‌فرد خود متغیر ناشی می‌شود. مقادیر موجود در سطرهای Initial، مجذور همبستگی چندمتغیره هر متغیر را نشان می‌دهند.

نگاره ۷: اشتراکات اولیه و استخراجی

	LnBTMV	LnP	Size	EY	DY	CFtP	CFOtP	SalestP	DE	TDtTA
اولیه	۰/۹۳	۰/۹۴	۰/۴۳	۰/۸۳	۰/۸۳	۰/۶۲	۰/۲۶	۰/۷۶	۰/۷۸	۰/۸۴
استخراجی	۰/۹۰	۰/۹۲	۰/۳۴	۰/۶۰	۱/۰۰	۱/۰۰	۰/۲۲	۰/۶۰	۱/۰۰	۰/۷۸
	EPS	DPS	Pm	NPMtp	OPMtp	CFMtP	Current	Quick	WC	ATurn
اولیه	۰/۹۵	۰/۹۵	۰/۷۹	۰/۸۳	۰/۷۰	۰/۶۰	۰/۸۶	۰/۷۵	۰/۶۸	۱/۰۰
استخراجی	۱/۰۰	۰/۸۴	۰/۶۶	۰/۹۵	۰/۵۵	۰/۵۸	۱/۰۰	۰/۷۱	۰/۶۲	۱/۰۰

	InvTurn	ICBT	ROEpub	ROCE	ROA	Reten	Grow	TV	Mvtrade	MVtradeMV
اولیه	۰/۹۹	۰/۵۲	۱/۰۰	۰/۰۱	۱/۰۰	۰/۶۴	۱/۰۰	۰/۱۸	۰/۱۴	۰/۱۹
استخراجی	۰/۹۹	۰/۴۰	۱/۰۰	۰/۰۱	۱/۰۰	۰/۵۴	۱/۰۰	۰/۱۲	۰/۱۲	۱/۰۰

به‌منظور استخراج عوامل زیربنایی متغیرها، با استفاده از روش عامل‌گیری محور اصلی و معیار کایزر- گاتمن، ۹ عامل طبق نگاره شماره ۸ استخراج گردید. این فاکتورها یا عوامل باتوجه به میزان نقش آن‌ها در تبیین واریانس مجموعه متغیرها مرتب شده‌اند. بر این اساس، عامل اول حدود ۱۸ درصد از واریانس مشترک موجود در مجموعه‌ی متغیرها را توجیه می‌کند؛ در حالی‌که عامل دوم حدود ۱۴ درصد از واریانس ایجاد شده در کل متغیرها را توجیه می‌نماید. در مجموع این ۹ عامل قادرند حدود ۷۰ درصد از تغییرات مشترک در مجموعه‌ی متغیرها را تبیین نمایند.

نگاره ۸: مجموع واریانس مشترک توضیح داده شده هر متغیر به‌وسیله‌ی عوامل استخراجی

عامل	Initial Eigenvalues			Extraction Sums of Squared Loadings			Rotation Sums of Squared Loadings		
	Total	% of Variance	Cumulative %	Total	% of Variance	Cumulative %	Total	% of Variance	Cumulative %
۱	۵/۴	۱۸/۳۰	۱۸/۳۰	۵/۴	۱۸/۰۹	۱۸/۰۹	۵/۰	۱۶/۸۵	۱۶/۸۵
۲	۴/۳	۱۴/۴۴	۳۲/۷۴	۴/۱	۱۳/۹۳	۳۲/۰۲	۳/۸	۱۲/۷۷	۲۹/۶۲
۳	۳/۹	۱۳/۱۰	۴۵/۸۴	۳/۷	۱۲/۴۶	۴۴/۴۸	۲/۶	۹/۰۰	۳۸/۶۲
۴	۲/۲	۷/۵۵	۵۳/۳۹	۲/۰	۶/۷۲	۵۱/۱۹	۲/۱	۷/۰۱	۴۵/۶۳
۵	۲/۰	۶/۶۵	۶۰/۰۴	۱/۷	۵/۸۵	۵۷/۰۴	۱/۸	۵/۹۹	۵۱/۶۲
۶	۱/۷	۵/۸۱	۶۵/۸۵	۱/۵	۵/۱۱	۶۲/۱۵	۱/۷	۵/۶۶	۵۷/۲۸
۷	۱/۳	۴/۵۵	۷۰/۴۰	۱/۱	۳/۷۴	۶۵/۸۹	۱/۴	۴/۹۸	۶۲/۲۵
۸	۱/۰	۳/۵۸	۷۳/۹۹	۰/۸	۲/۷۵	۶۸/۶۴	۱/۲	۴/۳۱	۶۶/۵۶
۹	۱/۰	۳/۳۴	۷۷/۳۳	۰/۵	۱/۷۶	۷۰/۳۹	۱/۱	۳/۸۳	۷۰/۳۹

نگاره شماره ۹ میزان اثرپذیری هریک از متغیرها از عوامل ایجاد شده را به‌تفکیک عوامل،

بعد از عمل دوران نشان می‌دهد. هرچه قدرمطلق بارهای عاملی در این نگاره بیش‌تر باشد، نشان می‌دهد که آن متغیر نقش مهم‌تری در ایجاد آن عامل داشته و در آن گروه جای می‌گیرد. تجربه نشان می‌دهد که چنان‌چه ضریب همبستگی بین متغیر و عامل بیش‌تر از ۵۰ درصد باشد، متغیر مذکور در آن گروه قرار می‌گیرد (ون‌رنسبرگ و جنری، ۲۰۰۸).

به‌منظور تشخیص بهتر، زمینه‌ی متغیرهایی که در گروه معینی قرار گرفته‌اند، در نگاره شماره ۹ پررنگ شده‌است. البته میزان همبستگی برخی از متغیرها با عوامل، کم‌تر از ۵۰ درصد است که نشان می‌دهد هیچ‌کدام از عوامل نتوانسته به میزان کافی واریانس مشترک آن متغیر را تبیین نماید؛ اما در هر صورت جهت مقاصد گروه‌بندی، این دسته از متغیرها را نیز شناسایی نموده‌ایم.

نگاره ۹: ماتریس عوامل چرخش یافته

	عامل								
	۱	۲	۳	۴	۵	۶	۷	۸	۹
LnBTMV	−۰/۲۴	−۰/۷۴	۰/۰۷	۰/۰۴	۰/۰۵	۰/۰۴	−۰/۱۲	۰/۵۱	۰/۰۰
LnP	۰/۰۳	۰/۸۹	۰/۰۴	−۰/۰۵	۰/۰۱	−۰/۰۴	−۰/۰۲	−۰/۳۵	۰/۰۳
Size	۰/۰۲	۰/۴۰	−۰/۰۶	۰/۲۹	۰/۱۵	−۰/۰۱	−۰/۰۲	−۰/۲۱	۰/۱۵
EY	۰/۰۰	−۰/۰۶	۰/۱۳	۰/۳۲	۰/۵۰	۰/۰۰	−۰/۱۴	۰/۴۶	۰/۰۳
DY	−۰/۰۱	۰/۰۰	۰/۱۴	۰/۱۱	۰/۹۷	۰/۰۲	−۰/۰۷	۰/۲۲	−۰/۰۱
CFtP	۰/۰۰	۰/۰۲	۰/۰۱	−۰/۰۵	۰/۰۱	۱/۰۰	۰/۰۰	−۰/۰۲	۰/۰۰
CFOtP	۰/۰۰	−۰/۱۲	−۰/۰۱	−۰/۰۱	۰/۰۲	۰/۳۴	۰/۱۲	۰/۲۸	−۰/۰۱
SalestP	۰/۰۰	−۰/۳۵	−۰/۰۷	−۰/۱۶	−۰/۰۱	۰/۰۲	۰/۳۵	۰/۵۷	۰/۰۱
DE	−۰/۰۲	۰/۰۵	−۰/۳۰	−۰/۱۸	−۰/۱۲	۰/۰۸	۰/۹۱	۰/۱۶	۰/۰۴
TDtTA	−۰/۰۶	۰/۰۳	−۰/۵۲	−۰/۳۱	−۰/۰۹	۰/۰۲	۰/۶۲	۰/۰۷	۰/۰۱
EPS	۰/۰۷	۰/۹۵	۰/۱۳	۰/۰۳	۰/۰۸	−۰/۰۲	−۰/۱۱	۰/۲۱	۰/۱۰
DPS	۰/۰۳	۰/۸۷	۰/۱۳	−۰/۰۲	۰/۲۵	−۰/۰۲	−۰/۰۳	۰/۰۳	۰/۰۳
Pm	۰/۰۲	۰/۴۱	۰/۰۸	۰/۶۶	۰/۰۹	۰/۰۱	−۰/۱۳	−۰/۱۷	۰۱۰/۰۰
NPMtp	−۰/۰۱	−۰/۱۵	۰/۰۶	۰/۹۴	۰/۱۵	۰/۰۴	−۰/۱۲	۰/۱۱	−۰/۰۴
OPMtp	−۰/۰۱	−۰/۳۴	۰/۰۲	۰/۶۲	۰/۱۴	۰/۰۲	−۰/۰۷	۰/۱۳	−۰/۰۴

	عامل								
	۱	۲	۳	۴	۵	۶	۷	۸	۹
CFMtP	۰۱۰/۰۰	−۰/۰۱	۰/۰۵	۰/۰۷	−۰/۰۱	۰/۷۵	−۰/۰۱	−۰/۰۳	۰۱۰/۰۰
Current	۰/۰۴	۰/۰۲	۰/۹۹	−۰/۰۳	۰/۱۰	۰/۰۰	−۰/۱۴	۰/۰۳	۰/۰۳
Quick	۰/۰۵	۰/۰۹	۰/۸۲	۰/۱۳	۰/۰۴	۰/۰۳	−۰/۰۷	−۰/۰۵	۰/۰۵
WC	۰/۰۲	−۰/۰۳	۰/۷۶	−۰/۰۷	۰/۰۶	۰/۰۳	−۰/۱۳	۰/۱۱	−۰/۰۱
ATurn	۱/۰۰	۰/۰۴	۰/۰۳	۰۱۰/۰۰	۰۱۰/۰۰	۰۱۰/۰۰	−۰/۰۱	۰۱۰/۰۰	۰۱۰/۰۰
InvTurn	−۰/۹۹	−۰/۰۳	−۰/۰۳	۰/۰۰	۰/۰۱	۰۱۰/۰۰	۰/۰۱	۰۱۰/۰۰	۰۱۰/۰۰
ICBT	۰/۰۰	−۰/۰۷	۰/۰۲	−۰/۱۵	۰/۰۳	۰/۰۱	۰/۰۲	۰/۰۷	۰/۰۱
ROEpub	۱/۰۰	۰/۰۵	۰/۰۳	۰/۰۱	۰۱۰/۰۰	۰۱۰/۰۰	−۰/۰۱	−۰/۰۱	۰۱۰/۰۰
ROCE	۰/۰۱	−۰/۰۳	۰/۰۳	−۰/۰۱	۰/۰۱	۰۱۰/۰۰	۰/۰۲	۰/۰۴	۰۱۰/۰۰
ROA	۱/۰۰	۰/۰۴	۰/۰۳	۰/۰۱	۰/۰۰	۰۱۰/۰۰	−۰/۰۱	۰۱۰/۰۰	۰۱۰/۰۰
Reten	۰/۰۲	−۰/۲۵	−۰/۰۵	−۰/۰۵	−۰/۶۴	۰۱۰/۰۰	۰/۰۳	۰/۲۲	۰/۰۷
Grow	۱/۰۰	۰/۰۴	۰/۰۳	۰/۰۱	−۰/۰۱	۰۱۰/۰۰	−۰/۰۱	۰۱۰/۰۰	۰۱۰/۰۰
TV	−۰/۰۱	۰/۳۳	−۰/۰۷	−۰/۰۱	−۰/۰۳	−۰/۰۱	۰/۰۶	−۰/۰۶	۰/۰۲
Mvtrade	۰۱۰/۰۰	۰/۰۵	۰/۰۲	−۰/۰۲	−۰/۰۵	−۰/۰۱	۰۱۰/۰۰	۰/۰۲	۰/۳۳
MVtradeMV	۰۱۰/۰۰	۰/۰۴	۰/۰۱	۰/۰۱	۰/۰۹	۰/۰۱	۰/۰۳	−۰/۰۲	۱/۰۰
Rotation Method: Varimax with Kaiser Normalization.									

حال جهت بازسازی گروه‌ها و آزمون فرضیه‌ی دوم، ارتباط بین متغیرهای هر خوشه به‌عنوان متغیرهای مستقل و بازده سهام به‌عنوان متغیر وابسته را بررسی می‌کنیم.

نگاره شماره ۱۰ مدل‌های برآوردی نهایی را پس از حذف متغیرهای غیرمعنادار در هر گروه نشان می‌دهد:

نگاره ۱۰: مدل‌های برآوردی چندمتغیره پس از حذف متغیرهای اضافی برای خوشه‌های شکل گرفته براساس فن تحلیل عامل

شماره‌ی خوشه	متغیر	ضریب	احتمال آماره‌ی t	آماره‌ی هم‌خطی		احتمال آماره‌ی F	ضریب تعیین تعدیل شده	DW
				Tolerance	VIF			
۱	CURRENT	۰/۱۴	۰/۰۰۰۱	۰/۹۶	۱/۰۴	۰/۰۰۰۱	۰/۴۸	۱/۸۶
	EPS	۰/۰۱	۰/۰۰۰۱	۰/۹۵	۱/۰۶			
	MVTRADEMV	۰/۹۰	۰/۰۱	۰/۹۸	۱/۰۲			
	C	۰/۰۴	۰/۴۸					
۲	LNP	۰/۱۹	۰/۰۰۰۱	۱/۰۰	۱/۰۱	۰/۰۰۰۱	۰/۴۹	۱/۸۱
	TDtTA	−۰/۴۰	۰/۰۰۰۱	۱/۰۰	۱/۰۰			
	MVTRADE	۰/۰۱	۰/۰۶	۰/۹۹	۱/۰۱			
	C	−۱/۰۰	۰/۰۰۰۱					
۳	DPS	۰/۰۲	۰/۰۰۰۱	۰/۹۴	۱/۰۷	۰/۰۰۰۱	۰/۴۶	۱/۸۷
	WC	۰/۱۴	۰/۰۰۰۱	۰/۹۹	۱/۰۱			
	OPMTP	−۶/۱	۰/۰۸	۰/۹۴	۱/۰۶			
	C	۰/۲۶	۰/۰۰۰۱					
۴	LNBTMV	−۰/۲۴	۰/۰۰۰۱	۰/۹۰	۱/۱۱	۰/۰۰۰۱	۰/۴۹	۱/۸۵
	EY	۰/۵۱	۰/۰۰۰۱	۰/۸۶	۱/۱۷			
	DE	−۰/۰۲	۰/۰۱	۰/۹۴	۱/۰۶			
	C	۰/۱۰	۰/۰۵					

شماره‌ی خوشه	متغیرهای حذفی از هر خوشه بر اساس آزمون متغیرهای حذف شده
۱	A-Turn, CFTP, DE, DY, NPMTP
۲	ROEPUB, QUICK, PM, RETEN, CFMTP
۳	InvTurn, EY, CFOTP
۴	Size

آماره‌های VIF و Tolerance نشان می‌دهند که متغیرهای تبیین‌کننده‌ی هر گروه، کم-ترین میزان هم‌پوشانی را با یک‌دیگر دارند. مطابق یافته‌ها، به‌جز متغیر EY، علامت هیچ‌کدام

از متغیرهای موجود در هریک از گروه‌ها مطابق با علامت گزارش شده در مستندات مالی و حسابداری نبوده و بنابراین از این جهت فرضیه‌ی دوم تحقیق نیز رد می‌شود.

۳-۴. بررسی رابطه‌ی بین عوامل زیربنایی مشترک بین متغیرها و بازده سهام

در این مرحله به تبعیت از ون‌رنسبرگ و جنری، رابطه‌ی بین ۹ عامل زیربنایی به‌دست آمده در مرحله‌ی قبل را با بازده سهام آزمون می‌کنیم. این کار را با استفاده از مدلی که بر مبنای نمرات عاملی (مقیاس‌های عاملی) به‌دست آمده از مرحله‌ی چهارم فن تحلیل عامل حاصل می‌شود، انجام می‌دهیم.

نگاره ۱۱. مدل برآوردی بین مقیاس‌های ایجاد شده از فن تحلیل عامل به‌عنوان متغیرهای مستقل و بازده سهام

متغیر	مانایی	REMیاFEM	ضریب	خطای استاندارد	آماره‌ی t	احتمال آماره	Tolerance	VIF
f1	I(۰)	FEM	۰/۰۰۰۱	۰/۰۲	۰/۱۵	۰/۸۸	۱/۰۰	۱.۰۰
f2	I(۰)		۰/۱۶	۰/۰۲	۷/۸۶	۰/۰۰	۱/۰۰	۱.۰۰
f3	I(۰)		۰/۰۸	۰/۰۲	۴/۰۶	۰/۰۰	۱/۰۰	۱.۰۰
f4	I(۰)		۰/۰۰۰۱	۰/۰۲	۰/۲۲	۰/۸۳	۱/۰۰	۱.۰۰
f5	I(۰)		۰/۰۱	۰/۰۲	۰/۶۷	۰/۵۰	۱/۰۰	۱.۰۰
f6	I(۰)		۰/۰۰۰۱	۰/۰۲	۰/۱۸	۰/۸۶	۱/۰۰	۱.۰۰
f7	I(۰)		-۰/۰۲	۰/۰۲	-۰/۹۸	۰/۳۳	۱/۰۰	۱.۰۰
f8	I(۰)		-۰/۰۸	۰/۰۲	-۳/۹۰	۰/۰۰۰۱	۱/۰۰	۱.۰۰
f9	I(۰)		۰/۰۶	۰/۰۲	۳/۲۸	۰/۰۰۰۱	۱/۰۰	۱.۰۰
C			۰/۳۲	۰/۰۲	۱۶/۹۶	۰/۰۰۰۱		
		ضریب تعیین تعدیلی	۰/۵۹۹	انحراف معیار متغیر وابسته		۰/۸۵		
		آماره‌ی F	۳۴/۷۶	DW		۱/۸۳		
		احتمال آماره	۰/۰۰۰۱					

نگاره ۱۲. مدل برآوردی نهایی از نمرات عاملی پس از حذف متغیرهای غیرمعنادار

f۱ f۴ f۵ f۶ f۷ : متغیرهای زائد				
آماره‌ی F	۰/۳۰	Prob. F(۵,۹۸۷)		۰/۹۱
Log likelihood ratio	۱/۵۶	Prob. Chi-Square(۵)		۰/۹۰
متغیر	ضریب	انحراف استاندارد	آماره‌ی t	احتمال آماره
f2	۰/۱۶	۰/۰۲	۷/۹۵	۰/۰۰
f3	۰/۰۸	۰/۰۲	۴/۰۵	۰/۰۰
f8	-۰/۰۸	۰/۰۲	-۳/۹۴	۰/۰۰
f9	۰/۰۶	۰/۰۲	۳/۳۰	۰/۰۰
C	۰/۳۲	۰/۰۲	۱۷/۰۰	۰/۰۰
ضریب تعیین تعدیل شده	۰/۵۹/۶	انحراف معیار متغیر وابسته		۰/۸۵
آماره‌ی F	۴۲/۰۹	DW		۱/۸۲
احتمال آماره‌ی F	۰/۰۰۰۱			

براساس یافته‌های فوق، رابطه‌ی چهار مقیاس عاملی f2، f3، f8 و f9 با بازده سهام در سطح معناداری ۵ درصد تأیید گردید که این چهار مقیاس با هم، حدود ۶۰ درصد از تغییرات میانگین بازده سهام شرکت‌های فعال در بورس اوراق بهادار تهران را تبیین می‌نمایند. از آن-جاکه بنا به گفته‌ی رویس[۷۶]، عامل سازه‌ای است که عملاً به‌وسیله بارهای عاملی‌اش شناخته می‌شود (رویس[۷۶]، ۱۹۶۳). می‌توان عوامل معنادار نگاره شماره ۱۲ را براساس بارهای عاملی نگاره شماره ۹ مشخص نمود. بر این اساس عامل f2، سود هر سهم (EPS)، عامل f3، نسبت جاری (Current)، عامل f8، نسبت فروش به قیمت (SalestP) و عامل f9، ارزش بازاری معامله شده به کل ارزش بازار (MvtradeMv) هستند.

۴-۴. مدل‌سازی در سطح صنایع

در صنعت خودروسازی، ماشین‌آلات و تجهیزات نتایج سنجش اثر انفرادی هریک از متغیرهای توضیحی بر بازده سهام نشان داد، از بین ۳۰ متغیر توضیحی تعداد پانزده متغیر دارای رابطه‌ی معنادار با بازده سهام هستند. مدل‌های برآوردی تک‌متغیره بر مبنای این ۱۵

متغیر در نگاره شماره ۱۳ نشان داده شده‌است:

نگاره ۱۳: مدل‌های تخمینی تک‌متغیره در صنعت خودروسازی، ماشین‌آلات و تجهیزات

	مدل	ضریب تعیین تعدیل شده		مدل	ضریب تعیین تعدیل شده
۱	Return=-0.24LnBTMV+0.17	۰/۶۷	۸	Return=-0.04ROCE+0.25	۰/۶۹
۲	Return=0.16LnP-1.03	۰/۶۷	۹	Return=1.80ROA+0.07	۰/۶۷
۳	Return=0.06LnMV-1.34	۰/۶۶	۱۰	Return=0.01EPS+0.14	۰/۶۶
۴	Return=0.64EY+0.08	۰/۷۶	۱۱	Return=0.02DPS+0.16	۰/۵۸
۵	Return=1.04Pm+0.11	۰/۶۶	۱۲	Return=0.87Grow+0.15	۰/۶۶
۶	Return=0.25Quick+0.08	۰/۶۵	۱۳	Return=0.01TV+0.21	۰/۵۹
۷	Return=0.69ROEpub+0.02	۰/۶۷	۱۴	Return=0.02MVtrade+0.26	۰/۵۷
			۱۵	Return=0.82MVtradeMV+0.26	۰/۵۶

به‌منظور سنجش اثر گروهی متغیرها بر بازده سهام، مجدداً از فنون تحلیل عامل و تحلیل رگرسیون چندگانه استفاده شد.

با استفاده از فنون مذکور، در یک مرحله چهار عامل (پس از حذف عوامل غیرمعنادار) استخراج شد که می‌توانند حدود ۷۵ درصد از تغییرات متوسط بازده سهام را در این صنعت تبیین نمایند. مدل به‌دست آمده بر اساس این عوامل در رابطه‌ی (۴) آورده شده‌است:

$$RETURN= ۰.۱۸f_۱+ ۰.۰۷f_۶ + ۰.۰۹f_۷ +۰.۱۴f_۸$$ رابطه‌ی (۴)

براساس بارهای عاملی، متغیرهای سود هر سهم (EPS)، نرخ نگه‌داری (Reten)، اندازه‌ی شرکت (LnMV) و ارزش بازاری معامله شده (Mvtrade) اثرگذارترین متغیرها در تشکیل نمرات عاملی رابطه‌ی (۴) در صنعت خودروسازی، ماشین‌آلات و تجهیزات هستند.

در گام دیگر، براساس خوشه‌های تشکیل شده از فن تحلیل عامل، شش مدل مرکب به‌دست‌آمد که در نگاره شماره ۱۴ نشان داده شده‌است:

نگاره ۱۴: مدل‌های تخمینی چندمتغیره در صنعت خودروسازی با استفاده از خوشه‌های ایجاد شده از فن تحلیل عامل

شماره	مدل	ضریب تعیین تعدیل شده
۱	Return=0.02EPS+0.05LnMV+0.01MVtrade-1.26	۰/۷۲
۲	Return=0.009TV+0.20	۰/۷۰
۳	Return=0.78ROEpub-0.002	۰/۷۱
۴	Return=-0.24LnBTMV+0.51EY-0.02DE+0.10	۰/۴۹
۵	Return=1.93ROA+0.06	۰/۶۹
۶	Return=-0.32LnBTMV+1.08EY-0.10	۰/۷۱

در صنعت کانی غیرفلزی، نتایج سنجش اثر انفرادی هریک از متغیرهای توضیحی بر بازده سهام نشان داد، از بین ۳۰ متغیر توضیحی تعداد سیزده متغیر دارای رابطه‌ی معنادار با بازده سهام هستند. مدل‌های برآوردی تک‌متغیره بر مبنای این ۱۳ متغیر در نگاره شماره ۱۵ آمده است:

نگاره ۱۵: مدل‌های تخمینی تک‌متغیره در صنعت کانی غیرفلزی

	مدل	ضریب تعیین تعدیل شده		مدل	ضریب تعیین تعدیل شده
۱	Return=-0.22LnBTMV+0.01	۰/۷۰	۸	Return=-0.07Inv-Turn+0.065869	۰/۵۴
۲	Return=0.17LnP-1.30	۰/۶۹	۹	Return=1.15ROA+0.025623	۰/۶۷
۳	Return=.104LnMV-2.55	۰/۶۷	۱۰	Return=8.54E-05DPS+0.15	۰/۶۶
۴	Return=2.07CFtP+.30	۰/۳۷	۱۱	Return=-0.29Reten+0.321134	۰/۵۵
۵	Return=0.27Pm+0.15	۰/۵۵	۱۲	Return=0.001MVtrade+0.230720	۰/۵۴
۶	Return=-7NPMtP+.30	۰/۵۴	۱۳	Return=3.05MVtradeMV+0.23	۰/۶۵
۷	Return=-7.25OPMtP+0.332289	۰/۵۴			

به‌منظور سنجش اثر گروهی متغیرها بر بازده سهام، از فنون تحلیل عاملی و تحلیل رگرسیون چندگانه استفاده شد. براساس خوشه‌های تشکیل شده از فن تحلیل عامل و پس از حذف متغیرهای غیرمعنادار، در نهایت چهار مدل رگرسیونی به‌دست‌آمد که در نگاره شماره ۱۶ نشان داده شده‌است:

نگاره ۱۶: مدل‌های تخمینی چندمتغیره در صنعت کانی غیرفلزی با استفاده از خوشه‌های ایجاد شده از فن تحلیل عامل

شماره	مدل	ضریب تعیین تعدیل شده
۱	Return=0.84ROA+0.06LnMV-1.4	۰/۶۸
۲	Return=0.27Pm-0.06Inv-Turn+0.02	۰/۶۵
۳	Return=0.08DPS+0.15	۰/۶۶
۴	Return=0.19LnP-1.39	۰/۵۲

هم‌چنین براساس نمرات عاملی به‌دست‌آمده از مرحله‌ی چهارم تحلیل عامل و آزمون تحلیل رگرسیون، چهار عامل رابطه‌ی (۵) قادرند حدود ۷۰ درصد از نوسانات بازده سهام را در این صنعت تشریح نمایند.

$$RETURN = -0.001f_2 + 0.03f_5 + 0.009f_6 + 0.07f_8 + 0.25$$ رابطه‌ی (۵)

براساس بارهای عاملی، متغیرهای بازده عایدات (EY)، حاشیه‌ی جریان نقدی به قیمت (CFMtP)، نرخ رشد (Grow) و ارزش بازاری معامله شده (Mvtrade) اثرگذارترین متغیرها در تشکیل عوامل رابطه‌ی (۵) هستند.

۵. بحث و نتیجه‌گیری

بررسی رابطه‌ی ریسک، بازده و شناسایی عوامل تأثیرگذار بر بازده، موضوعی است که همواره مورد توجه پژوهش‌گران حوزه‌ی مالی بوده‌است. در این میان مدل‌های بازده‌ای که فقط اطلاعات مربوط به یکی از صورت‌های مالی را مدنظر قرار می‌دهند، موفق به در نظر گرفتن نقش داده‌های دیگر صورت‌های مالی نمی‌شوند.

این پژوهش با به‌کارگیری ۳۰ متغیر با عنوان «ویژگی‌های خاص شرکت» به بررسی

رابطه‌ی انفرادی و گروهی متغیرهای مذکور با بازده سهام در سطح کل شرکت‌ها و نیز در دو صنعت خودروسازی و کانی غیرفلزی پرداخت؛ به‌علاوه هدف اصلی تحقیق، شناسایی عوامل زیربنایی مبیّن تغییرات مشترک متغیرهای همبسته و بررسی رابطه‌ی این عوامل با بازده سهام بود.

یافته‌های تحقیق در سطح کل شرکت‌ها نشان داد که ۱۴ متغیر در سطح انفرادی دارای رابطه‌ی معنادار با بازده سهام هستند که البته علامت هیچ‌کدام از متغیرها مطابق با علامت مورد انتظار مستند شده در ادبیات مالی و حسابداری نبود. در این میان پنج متغیر؛ سود هر سهم (EPS)، سود تقسیمی هر سهم (DPS)، نسبت سود عملیاتی به قیمت (OPMtP)، لگاریتم طبیعی قیمت بازار (LnP) و لگاریتم طبیعی نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار (LnBTMV) به‌ترتیب بیش‌ترین قدرت تبیین‌کنندگی تغییرات بازده سهام را دارا بودند. در بررسی مقایسه‌ای نتایج این بخش از تحقیق با تحقیقات پیشین باید اذعان داشت، به یافته‌های ضد و نقیضی دست یافتیم؛ برای مثال علائم مورد انتظار متغیرهای LnBTMV و LnMV سازگار با علائم به‌دست‌آمده در تحقیق باقرزاده و کیمیاگری و همکاران بوده؛ ولی قدرت تبیین‌کنندگی بالاتری دارند، ضمن این‌که ضرایب این دو متغیر در تحقیق باقرزاده بسیار کوچک است؛ به‌طوری‌که می‌توان آن‌ها را قابل اغماض دانست (به ترتیب ۰/۰۰۷۱ و ۰/۰۱۴-).

از طرفی در یافته‌های نگارندگان، متغیر نسبت سود به قیمت غیرمعنادار است که این نتیجه ناسازگار با یافته‌های تحقیق باقرزاده و کیمیاگری و همکاران است. غیرمعنادار بودن نرخ بازده دارایی‌ها (ROA) و نرخ بازده حقوق صاحبان سهام (ROE) سازگار با تحقیق نیکبخت و تنانی ولی ناسازگار با تحقیق حسن‌زاده و همکاران است؛ ولی معنادار بودن حاشیه‌ی سود (Pm) در تضاد با تحقیق نیکبخت و تنانی است؛ هم‌چنین علائم متغیرهای Current، Quick و DE مطابق با علائم تحقیق نمازی و رستمی و ناسازگار با علائم تحقیق حسن‌پور است.

در سنجش اثر گروهی متغیرها بر بازده سهام با توجه به میزان هم‌پوشانی بین متغیرهای تبیینی از فنون تحلیل عامل و تحلیل رگرسیون چندگانه استفاده شد. با استفاده از گروه‌های تشکیل شده از فن تحلیل عامل، چهار مدل مرکب به‌دست‌آمد که علائم هیچ‌کدام از متغیرهای خوشه‌ها (به‌جز متغیر بازده عایدات، EY) مطابق انتظار نبود. نکته‌ی قابل تأمل در تشکیل دسته‌ها، هم‌گروهی متغیرهای LnBTMV، EY، SIZE و DE با یک‌دیگر بود (خوشه‌ی ۴)

که در اکثر تحقیقات خارجی و داخلی، اثر هر چهار متغیر به‌طور همزمان بر بازده سهام سنجیده شده‌است. با این‌حال، به‌نظر محققین و سازگار با نظر ون‌رنسبرگ و جنری، مدل ایجاد شده براساس نمرات عاملی مناسب‌ترین مدل برای تبیین رفتار بازده سهام به‌شمار می‌رود؛ زیرا عوامل به‌دست‌آمده، ریشه در واریانس مشترک متغیرهای تبیینی دارد. مدل به‌دست‌آمده براساس نمرات عاملی در سطح کل شرکت‌ها به‌صورت رابطه‌ی (۶) ارائه شده‌است:

رابطه‌ی (۶) $$RETURN = 0.16f_2 + 0.08f_3 - 0.08f_8 + 0.06f_9 + 0.32$$

براساس بارهای عاملی؛ متغیرهای سود هر سهم (EPS)، نسبت جاری (Current)، نسبت فروش به قیمت (SalestP) و ارزش بازاری معامله شده به کل ارزش بازار (MvtradeMV) اثرگذارترین متغیرها در تشکیل نمرات عاملی در رابطه‌ی (۶) بودند.

بر همین اساس در صنعت خودروسازی، ماشین‌آلات و تجهیزات نیز متغیرهای سود هر سهم (EPS)، نرخ نگه‌داری (Reten)، اندازه‌ی شرکت (LnMV) و ارزش بازاری معامله شده (Mvtrade) و در صنعت کانی غیرفلزی متغیرهای بازده عایدات (EY)، حاشیه‌ی جریان نقدی به قیمت (CFMtP)، نرخ رشد (Grow) و ارزش بازاری معامله شده (Mvtrade) تأثیرگذارترین متغیرها در تشکیل نمرات عاملی بودند.

۶. پیشنهادها

با توجه به بیان مسأله و نتایج تحقیق، پیشنهادهای کاربردی ما به تصمیم‌گیرندگان و سرمایه‌گذاران به شرح زیر است:

۱) به‌منظور پیش‌بینی عملکرد آتی نوسانات یک متغیر، ضمن توجه همه‌جانبه به تمامی اطلاعات موجود به عوامل زیربنایی مشترک داده‌های تبیین‌کننده‌ی آن متغیر توجه خاص مبذول داشته تا به این ترتیب لزومی به جمع‌آوری مجموعه‌ی بزرگی از داده‌ها نباشد.

۲) از آن‌جا که یکی از توجهات ویژه‌ی این تحقیق، ارتباط بازده سهام با اطلاعات حسابداری بود و این به معنای واکنش بازار سرمایه به اطلاعات حسابداری است، به سرمایه-گذاران و تحلیل‌گران توصیه می‌شود صورت‌های مالی را با دید تحلیلی بررسی کرده و در کنار آن، سایر اطلاعات به‌ویژه متغیرهای کلان اقتصادی و بازار سهام را مورد توجه قرار دهند.

۳) در ضمن با توجه به ناپایداری متغیرهای تبیین‌کننده‌ی نوسانات بازدهی که در بررسی مقایسه‌ای یافته‌های تحقیق نمایان شد، پیشنهاد می‌شود از مدل‌های غلتان و دوره‌ای استفاده گردد.

با توجه به سؤالاتی که طی انجام این تحقیق برای نگارندگان مطرح شد، جهت تکمیل این پژوهش پیشنهادهای زیر برای انجام تحقیقات آینده ارائه می‌شود:

۱) انجام این تحقیق برای شرکت‌های با اندازه‌ی مشابه، نرخ‌های رشد مشابه و مالکیت و ریسک مشابه جهت دستیابی به مدل‌های مناسب‌تر.

۲) شبیه‌سازی مدل‌های مناسب پیش‌بینی در مقاطع زمانی مختلف با شرایط اقتصادی متفاوت و بررسی تأثیر محیط اقتصادی در توان پیش‌بینی متغیرها در طول زمان.

۳) انجام تحقیق مشابه برای کل شرکت‌ها و هم‌چنین در سطح صنایع با استفاده از گزارش‌های مالی میان‌دوره‌ای.

۴) بررسی رابطه‌ی میان متغیرهای توضیحی مذکور و بازده سهام به تفکیک شرکت‌های هموارساز و غیرهموارساز سود.

۵) مدل‌سازی روابط غیرخطی میان متغیرهای توضیحی مذکور و بازده سهام در حوزه‌ی مدل‌های یادگیری ماشین.

یادداشت‌ها

1. Fama & French
2. Schwert
3. Dash & Mahakud
4. Ball and Brown
5. Dechow
6. Belkaoui
7. Sloan
8. Chen and Dodd
9. Lewellen
10. Kalyvas
11. Malkei
12. Chen and Zhang
13. Van Rensburg and Jenari
14. Banz
15. Bhandari
16. Damodaran
17. McKinlay
18. Daniel and Titman
19. Institutional trading behavior
20. Lev
21. Livnat and Zarowin
22. Shiahou
23. Lie
24. Chordia
25. Bortolotti, deJong, Nicodano and Ibolya

26. Firm-Specific Characteristics
27. Bartletts Test of Sphericity
28. Kaiser-Meyer-Olkin
29. Principal Axis
30. Squared Multiple Correlation
31. Kaiser Guttman
32. Rotation
33. Orthogonal
34. Varimax
35. Factor Score
36. Redundent

منابع

الف. فارسی

ایزدی‌نیا، ناصر؛ امینی، ولی اله و ربیعی، حامد (۱۳۹۲). بررسی ارتباط ارزشی اطلاعات حسابداری در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. *پژوهش‌های تجربی حسابداری*، ۲(۸): ۱۲۳-۱۰۱.

باقر زاده، سعید (۱۳۸۴). عوامل مؤثر بر بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران. *تحقیقات مالی*، ۱۹، (بهار و تابستان): ۶۴-۲۵.

تقوی، مهدی و آقامحمدی، جواد (۱۳۹۱). سنجش رابطه‌ی تکنیک‌های ارزش‌یابی نسبی و اهرم اقتصادی با بازده سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. *فصل‌نامه‌ی دانش مالی تحلیل اوراق بهادار*، ۱۴ (تابستان): ۱۰۲-۹۵.

ثقفی، علی و سلیمی، م ج (۱۳۸۴). متغیرهای بنیادی حسابداری و بازده سهام. *مجله‌ی علوم اجتماعی و انسانی دانشگاه شیراز*، ۲۲ (۲)، (پیاپی ۴۳) (ویژه‌نامه‌ی حسابداری).

دستگیر، محسن؛ تاجی، ندا و ساعدی، رحمان (۱۳۹۰). رابطه‌ی متغیرهای حسابداری با بازده سهام با استفاده از مدل بازده ژانگ. *پژوهش‌نامه‌ی حسابداری مالی و حسابرسی*، ۴(۱۳)، بهار: ۶۴-۴۳.

مشایخ، شهناز و حراف عموقین، نسیم (۱۳۹۰). رابطه‌ی اندازه‌ی شرکت با نوسانات بازده سهام در شرایط مختلف بازار. *پژوهش‌نامه‌ی حسابداری مالی و حسابرسی*، ۳ (۱۱)، پاییز: ۶۹-۸۶.

نمازی، محمد و رستمی، نورالدین (۱۳۸۵). بررسی رابطه بین نسبت های مالی و نرخ بازده سهام شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. *بررسی‌های حسابداری و حسابرسی*، ۴۴ (تابستان): ۱۲۷-۱۰۵.

نیکبخت، محمدرضا و تنانی، محسن (۱۳۸۶). ارتباط نسبت‌های سودآوری تعدیل شده بر اساس تورم با نرخ بازده سهام شرکت‌های صنعت تصفیه‌ی نفت و پتروشیمی بورس اوراق بهادار تهران. *پژوهش‌نامه‌ی علوم انسانی و اجتماعی «علوم اقتصادی»*، ۷ (۲۴): ۱۲۷-۱۴۴.

ب. انگلیسی

Ball, R., & Brown, P. (1968). An empirical evaluation of accounting income numbers. *Journal of Accounting Research 6*, 159-178.

Banz, R. W. (1981). The relation between return and market value of common stocks. *Journal of Financial Economics 9*, 3-18.

Basu, S. (1983). The relationship between earnings' yield, market value and return for NYSE common stocks. *Journal of Financial Economics, 12*(1), 129-156.

Belkaoui, A. R. (1997). Value relevance of popular financial ratios. *Advances in Quantitative Analysis of Finance and Accounting 5*,193-201.

Bhandari, L. C. (1988). Debt/equity ration and expected common stock returns: Empirical evidence. *Journal of Finance, 43*, 507-528.

Bortolotti, B., de Jong, F., Nicodano, G. & Ibolya, S. (2006). Privatization and stock market liquidity. *Journal of Banking & Finance, 31*, 293-316.

Chen, P., & Zhang, G. (2006). How do accounting variables explain stock price movements?. *Journal of Accounting and Economics, 43*, 219-244.

Chen, S., & Dodd, J. l. (1997). Economics value added (EVA): An empirical examination of a new corporate performance measure. *Journal of Managerial Issues, 9*, 316-333.

Chordia, T., Subrahmanyam, A., & Anshuman, V. Ravi. (2001). Trading activity and expected stock returns. *Journal of Financial Economics, 59*, 32-59.

Damodaran, A. (2002). *Investment valuation: Tools and Techniques for Determining the Value of Any Asset*. 2nd ed. New York: John Wiley & Sons.

Daniel, K., &Titman, S. (1997). Evidence on characteristics of cross-sectional variation in stock returns. *Journal of Finance, 52*, 2-33.

Dash, S. R., & Mahakud, J. (2013). Conditional multifactor asset pricing model and market anomalies. *Journal of Indian Business Research, 5*(4), 271-294.

Dechow, P. M. (1994). Accounting earnings and cash flows as measures of firm performance: The role of accounting accruals. *Journal of Accounting and Economics*, *18*, 3-42.

Fama, E., & French, K. (1998). Value versus growth: The international evidence. *Journal of Finance 53*, 1975-1998.

Jin, S., Su, L., & Zhang, Y. (2015). Nonparametric testing for anomaly effects in empirical asset pricing models. *Empirical Economics, 48*(1), 9-36.

Kalyvas, E. (2001). Using neural networks and genetic algorithms to predict stock market returns. M Sc Thesis, University of Manchester.

Lev, B. (1989). On the usefulness of earnings and earnings research: Lessons and directions from two decades of empirical research. *Journal of Accounting, 27*, 153-199

Lewellen, J. (2003). Predicting return with financial ratios. *Journal of Financial Economics*, 74, 209–235.

Lie, Q. (2006). *Cash Distribution and Returns*. Working paper, Southern Methodist University.

Livnat, J., & Zarowin, P. (1990). The incremental information content of cash-flow components. *Journal of Accounting and Economics,* 13, 25-46.

Mackinaly, A. C. (1995). Multifactor models do not explain deviation from CAPM. *Journal of Financial Economics, 38*, 3-28.

Malkei, B. G. (1999). *A random walk down Wall Street*. New York: W. W. Norton & Company.

Schwert, G. (2003). Anomalies and market efficiency, Chapter 15. In George Constantinides, Milton Harris, and Rene´ Stulz (Eds.) *Handbook of the Economics of Finance* (pp. 937–972). North-Holland.

Shiahou, S. (2004). The ability of earnings relative to cash flows to reflect firm performance: An international comparison. Retrived

from www.fma.org/shiahhou-fma.pdf.

Sloan, R. (1996). Do stock prices fully reflect information in accruals and cash flows about future earnings?. *The Accounting Review*, *71*, 289-315.

Van Rensburg, P., & Jenari, E. (2008). Firm-specific characteristics and the cross-section of Australian stock exchange returns. *Journal of Asset Management, 9*, 193–214.

Wang Y., & Iorio A. D. (2007). The cross-sectional relationship between stock returns and domestic and global factors in the Chinese A-share market. *Rev Quant Finan ACC, 29*, 181-203.