

بررسی عوامل موثر بر خلاف قاعده ریسک غیر سیستماتیک

سید جلال صادقی شریف*، طاهره اسلامیان**

چکیده

در اکثر تحقیقات صورت گرفته در خصوص خلاف قاعده ریسک غیرسیستماتیک به ترجیحات سرمایه‌گذاران و یا غیرعقلایی بودن سرمایه‌گذاران و ویژگی‌های شرکت پرداخته شده است و در مورد تاثیر ریسک غیر سیستماتیک بر قیمت گذاری باید عنوان کرد؛ وقتی وضعیت بازار مناسب باشد، قیمت سهام اجزای بنیادی شرکت را منعکس می‌سازد؛ اما در واقع حرکت قیمت سهام کاملاً بازتاب یا انعکاسی از ارزش اولیه آن نیست؛ زیرا عوامل غیربنیادی همانند تورش رفتاری سرمایه‌گذاران، نبود تقارن اطلاعاتی و ریسک‌های سیستماتیک هنگام ارزیابی سهام موجب انحراف قیمت سهام از ارزش اولیه یا واقعی آن یا قیمت گذاری نادرست می‌شود. این وضعیت بر تصمیمات سرمایه‌گذاری شرکت تأثیرگذار است. مدیر می‌تواند از سهام بیش قیمت‌گذاری شده به منزله منبع تأمین وجه برای سرمایه‌گذاری (به دلیل پایین بودن هزینه سرمایه) بهره‌برد و در مقابل، از فروش سهامی که کم قیمت‌گذاری شده امتناع ورزد؛ زیرا هزینه سرمایه بیشتر است که نتایج حاصل از آزمون فرضیه با بررسی اطلاعات جمع‌آوری شده مربوط به ۶۷ شرکت در جامعه آماری در دوره‌ی زمانی ۱۳۹۳-۱۳۸۱ که مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفت؛ در نتیجه این پاسخ حاصل می‌شود که سرمایه‌گذاری صورت گرفته توسط شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار ایران جهت سودآوری منجر به افزایش نوسان ریسک غیر سیستماتیک آنها شده است.

کلیدواژه‌ها: خلاف قاعده ریسک غیر سیستماتیک؛ قیمت گذاری نادرست؛ سودآوری؛ سرمایه‌گذاری.

تاریخ دریافت مقاله: ۱۳۹۵/۱۰/۳۰، تاریخ پذیرش مقاله: ۱۳۹۵/۱۲/۲۰

* استادیار، دانشگاه شهید بهشتی.

** کارشناس ارشد، دانشگاه شهید بهشتی (نویسنده مسئول).

۱. مقدمه

در عصر حاضر استفاده از سرمایه‌گذاری مولد جهت رشد و توسعه اقتصادی کشورها بیش از پیش ضرورت یافته است. برای تأمین مالی سرمایه‌گذاری‌های کلان، روش‌های بسیاری وجود دارد و یکی از اصلی‌ترین منابع تأمین مالی پس‌اندازهای مردم هر جامعه است. از این جهت، وجود یک سازوکار قوی جهت سوق دادن این پس‌اندازها به منظور تأمین مالی پروژه‌های تولیدی ضروری است. بازار بورس اوراق بهادار مکان فیزیکی مشخصی است که امکان استفاده از پس‌اندازها برای سرمایه‌گذاری در بخش‌های تولیدی را فراهم می‌کند و یکی از عمده‌ترین راه‌های تجهیز سرمایه در کشور است. شناخت این بازار و عوامل تأثیرگذار موجود در آن یکی از عوامل مهم توسعه بازار سرمایه محسوب می‌شود.

نوسانات بازده دارایی به دو قسمت نوسانات بازار و نوسانات مختص شرکت تجزیه می‌شوند که به ترتیب به ریسک سیستماتیک و غیر سیستماتیک مشهور می‌باشند. در مقایسه با مطالعات پیشماری که رابطه بین ریسک سیستماتیک و بازده را بررسی نموده‌اند، نقش ریسک غیر سیستماتیک در قیمت‌گذاری دارایی به‌طور چشمگیری نادیده گرفته شده است [۴]. هدف این تحقیق بررسی عوامل موثر بر خلاف قاعده ریسک غیر سیستماتیک می‌باشد.

مسئله اصلی تحقیق. در مدل CAPM که یکی از اصلی‌ترین مدل‌های قیمت‌گذاری محسوب می‌شود تنها ریسک سیستماتیک قیمت‌گذاری شده است؛ با این وجود برخی شواهد نظری نشان می‌دهد که سرمایه‌گذارانی که دارای سبد سرمایه‌گذاری غیرمتنوع هستند که به دلیل وجود موانع بازار قادر به تنوع‌بخشی سبد سرمایه‌گذاری خود نشده‌اند، انتظار دارند بابت تحمل نوسان‌های غیر سیستماتیک بازده کسب نمایند. بدین ترتیب میانی نظری خلاف قاعده نوسان‌پذیری غیر سیستماتیک؛ یعنی رابطه نوسان‌پذیری غیر سیستماتیک و بازده شکل گرفت. به رغم اینکه برخی مطالعات بر وجود رابطه مثبت ریسک غیر سیستماتیک و بازده مورد انتظار در سطح شرکت یا پرتفوی، تأکید می‌نمایند، در اغلب موارد رابطه مشاهده شده، غیرمعنادار و گاهی حتی منفی است. در همین راستا کماکان رابطه بین ریسک غیر سیستماتیک و بازده همچون معمایی باقی مانده است.

تناقض صریح یافته‌های آنگ و همکاران (۲۰۰۶ و ۲۰۰۹) که بیان می‌کنند رابطه قویاً منفی میان نوسان‌پذیری غیر سیستماتیک و بازده مورد انتظار برقرار است [۲، ۱]، با اصول بنیادین نظریه‌های سنتی قیمت‌گذاری دارایی مبنی بر عدم قیمت‌گذاری ریسک غیر سیستماتیک و نظریه‌های لوی (۱۹۷۸) و مرتون (۱۹۸۷) مبنی بر وجود صرف ریسک مثبت بابت تحمل ریسک غیر سیستماتیک، محققان بسیاری را بر آن داشت تا به توضیح معمایی مطرح شده، بپردازند. برای

مثال، بویور و همکاران (۲۰۱۰) عقیده دارند نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک پیش‌بینی‌کننده مناسبی برای چولگی مورد انتظار است. به همین دلیل، رابطه معکوس ریسک غیرسیستماتیک و بازده، پس از کنترل چولگی مورد انتظار، تا حد زیادی تقلیل می‌یابد.

مباحث مطرح‌شده در مورد ریسک غیرسیستماتیک به دو دسته کلی در مبنای نظری مالی تقسیم شده است؛ اولین بخش از مقالات در مورد سازوکار ریسک‌های اساسی نوشته شده‌اند، این مقالات نشان می‌دهند که برآورد ریسک غیرسیستماتیک تا اندازه فراوانی به روش‌ها و داده‌های مورد استفاده مرتبط می‌شود و نتایج متفاوت و سردرگمی در آن وجود دارد. به نحوی که چوآ، گا و ژانگ (۲۰۱۰) دلیل بروز یافته‌های متفاوت را به نحوه اندازه‌گیری نوسان‌های غیر سیستماتیک نسبت داده و به منظور بررسی دقیق رابطه مورد نظر، نوسان‌پذیری غیر سیستماتیک را به دو جزء نوسان‌های غیرسیستماتیک مورد انتظار (EIV) و نوسان‌های غیرسیستماتیک غیر منتظره (UIV) تجزیه نموده‌اند. با تجزیه نوسان‌های غیرسیستماتیک به مؤلفه‌های مورد انتظار و غیر منتظره، می‌توان از نوسان‌های غیرسیستماتیک غیر منتظره UIV برای کنترل بخش غیرمنتظره بازده استفاده نمود.

در بخش دوم مطالعات همان‌طور که در بالا نیز بدان‌ها اشاره شد به بخش رابطه منفی بین بازدهی و ریسک غیرسیستماتیک پرداخته است؛ همچنین مطالعات گائو و همکاران (۲۰۱۲) نشان می‌دهد که رابطه ریسک غیر سیستماتیک و بازدهی به نحوه و تمایلات سرمایه‌گذاران مرتبط است.

با توجه به ماهیت اخیر از این ناهنجاری، مباحث جنجالی هنوز هم در هر دو بخش در حال توسعه است که توسط مقالات از قبیل جیانگ و همکاران (۲۰۰۹) نشان داده است که این فرضیه به دلیل رفتار غیر عقلایی سرمایه‌گذاران رخ داده است و این موجب افزایش نوسانات ریسک غیر سیستماتیک می‌شود. به عبارت دیگر، همه سرمایه‌گذاران و شرکت‌ها می‌توانند در سرمایه‌گذاری‌ها و قیمت‌گذاری‌ها در تأثیر نوسانات ریسک غیرسیستماتیک سهیم باشند.

در مورد تأثیر ریسک غیر سیستماتیک بر قیمت‌گذاری باید عنوان کرد؛ وقتی وضعیت بازار مناسب باشد، قیمت سهام اجزای بنیادی شرکت را منعکس می‌سازد؛ اما در واقع حرکت قیمت سهام کاملاً بازتاب یا انعکاسی از ارزش اولیه آن نیست؛ زیرا عوامل غیربنیادی همانند تورش رفتاری سرمایه‌گذاران، نبود تقارن اطلاعاتی و ریسک‌های سیستماتیک هنگام ارزیابی سهام موجب انحراف قیمت سهام از ارزش اولیه یا واقعی آن یا قیمت‌گذاری نادرست می‌شود. این وضعیت بر تصمیمات سرمایه‌گذاری شرکت تأثیرگذار است. مدیر می‌تواند از سهام بیش قیمت‌گذاری شده به منزله منبع تأمین وجه برای سرمایه‌گذاری (به دلیل پایین بودن هزینه سرمایه) بهره‌برد و در مقابل، از فروش سهامی که کم قیمت‌گذاری شده‌اند امتناع ورزد؛

زیرا هزینه سرمایه بیشتر است.

برخی از محققان در این زمینه معتقدند که بی‌نظمی نوسان‌پذیری پایین به خاطر قیمت‌گذاری نادرست و شاید در رابطه با برخی کاستی‌ها مثل غیرعقلایی بودن سرمایه‌گذاران در رابطه با ریسک غیر سیستماتیک ناشی از نوسان‌پذیری باشد. در حالتی که بحث قیمت‌گذاری نادرست مطرح باشد، فرصت به‌دست آوردن سود زودگذر ایجاد می‌شود و سرمایه‌گذاران به اشتباه شناختی خود و آریترای پی برده و خطای خود را تصحیح می‌کنند. اگر این قیمت‌گذاری نادرست پایدار بماند، در طول زمان توسط هزینه‌های بالایی که در رابطه با آریترای وجود دارد، از بین می‌رود؛ بنابراین می‌توان مطرح نمود که ریسک غیر سیستماتیک و نوسانات آن موجبات قیمت‌گذاری نادرست توسط سرمایه‌گذار نیز می‌شود.

با توجه به مباحث یاد شده در بالا، مدل‌های کلاسیک قیمت‌گذاری دارایی مبتنی بر فرض تنوع‌بخشی کامل و حذف ریسک غیر سیستماتیک است؛ اما اگر پرتفوی سرمایه‌گذاران به دلیل وجود موانع بازار، امکان متنوع کردن نباشد، ریسک غیر سیستماتیک، قیمت‌های تعادلی دارایی را متاثر می‌سازد و موجب قیمت‌گذاری نادرست می‌شود. می‌توان استدلال نمود در صورت وجود هزینه‌های گردآوری اطلاعات، سهام دارای نوسان‌پذیری غیر سیستماتیک بالا، بازده مورد انتظار بالایی نیز دارد؛ زیرا در چنین شرایطی سرمایه‌گذاران قادر نخواهند بود ریسک خاص شرکت را از طریق تنوع‌بخشی حذف نمایند. این در حالی است که تحقیقات تجربی، شواهد بحث‌برانگیزی مبنی بر وجود اثر ریسک غیر سیستماتیک در تعیین بازده دارایی‌ها فراهم آورده است. بدین ترتیب این سوال نیز در ذهن به وجود می‌آید که نوسانات ریسک غیر سیستماتیک منجر به قیمت‌گذاری و سرانجام سرمایه‌گذاری اشتباه نیز می‌گردد؟

با توجه به اهمیت این دو بخش در مطالعات در زمینه‌های مالی در مورد پیشرفت صورت‌گرفته در محاسبات اندازه‌گیری ریسک غیر سیستماتیک و بحث در مورد سودآوری یک شرکت و سرمایه‌گذاری در آن و توضیح رابطه بازدهی با ریسک غیر سیستماتیک منجر به چالش ذهنی در مورد رابطه بین تصمیمات مدیریتی شرکت‌ها و سرمایه‌گذاران و ارتباط آن با نوسانات ریسک غیر سیستماتیک می‌شود.

بدین ترتیب و با توجه به پیشرفت مطالعات صورت‌گرفته تاکنون، به بررسی یکی از عوامل اثرگذار بر نوسانات ریسک غیر سیستماتیک یعنی تاثیر سرمایه‌گذاری شرکت به‌عنوان یک سوال اصلی پرداخته می‌شود.

۲. مبانی نظری و پیشینه پژوهش

بدری و همکاران (۱۳۹۳)، به بررسی نوسان پذیری ریسک غیر سیستماتیک در بورس اوراق بهادار تهران پرداخته‌اند. آنها با استفاده از داده‌های ۱۳۷۸ تا ۱۳۸۹ و با استفاده از رویکرد پرتفوی و رگرسیون فاما^۳ مک‌بت نشان دادند که رابطه معناداری بین کشیدگی و بازده برقرار نیست؛ همچنین تاثیر چولگی و کشیدگی بر رابطه ریسک غیرسیستماتیک و بازده سهام قویاً متاثر از معیارهایی همچون نوسان پذیری ریسک غیر سیستماتیک (IVOL) است [۳].

دولو (۱۳۹۱)، برای بررسی رابطه نوسان پذیری ریسک غیرسیستماتیک و بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران به عنوان بازاری در حال توسعه، قیمت گذاری ریسک غیر سیستماتیک را بر مبنای روش شناسی‌های متعدد آزمود و شواهدی دال بر همسویی تغییرات بازده سهام انفرادی و نوسان پذیری غیر سیستماتیک ارائه نمود وی در آزمون جامع قیمت گذاری ریسک غیرسیستماتیک که برای نخستین بار در بورس اوراق بهادار تهران انجام شد، از چهار سنجه مختلف برای اندازه گیری نوسان های غیر سیستماتیک استفاده نمود که همگی شاخص های اندازه گیری ریسک غیرسیستماتیک کل است. وی بر وجود صرف ریسک مثبت نوسان های غیرسیستماتیک صحه گذاشته و قیمت گذاری ریسک غیر سیستماتیک در بورس اوراق بهادار تهران را تأیید می کند [۴].

دولو و رجبی (۲۰۱۴)، به بررسی توضیح خلاف قاعده نوسان پذیری غیرسیستماتیک بر مبنای تجزیه نوسان های غیرسیستماتیک به دو مؤلفه نوسان های غیرسیستماتیک مورد انتظار (EIV) و نوسان های غیرسیستماتیک غیرمنتظره (UIV) و بررسی آثار تفکیکی آن در توضیح تغییرات بازده مقطعی سهام منفرد است [۴]. رابطه اخیر در نمونه ای مشترک از ۳۵ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال های ۱۳۸۱ تا ۱۳۹۱ با استفاده از مدل فاما - مک‌بت بررسی شده است. شواهد حاکی از آن است که EIV به تنهایی قادر به تبیین تغییرات بازده نیست؛ لیکن با احتساب همزمان EIV و UIV، ضریب مثبت UIV به لحاظ آماری معنادار می شود. نتایج به دست آمده پس از احتساب تأثیر متغیرهای کنترل و نیز در صورت استفاده از رویکرد تحلیل سبد سرمایه گذاری، کماکان برقرار است. بدین ترتیب در این مطالعه بیان شده است که منشأ بروز خلاف قاعده نوسان پذیری غیرسیستماتیک در بورس اوراق بهادار تهران ناشی از اثرگذاری نوسان پذیری غیرسیستماتیک غیرمنتظره است.

گیو و ساویکاس (۲۰۰۵)، شواهدی ارائه می کنند که نشان می دهد نوسان های غیرسیستماتیک موزون، از قدرت بالایی برای پیش بینی بازده اضافی بازار سهام برخوردار است. آنها برای محاسبه نوسان های غیر سیستماتیک از میانگین موزون جزء خطای حاصل از مدل سه عاملی فاما و فرنچ استفاده کرده اند. بررسی آن ها نشان داد، رابطه بین نوسان های غیر

سیستماتیک و بازده آتی بازار سهام منفی است. یکی از پژوهش‌های نسبتاً جامع در رابطه با نوسان‌های غیر سیستماتیک و بازده مورد انتظار، پژوهش بالی و کاکسی (۲۰۰۶) است. آن‌ها نشان دادند فراوانی داده‌های مورد استفاده (روزانه یا ماهانه) برای محاسبه نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک، روش وزن‌دهی محاسبه بازده سید سرمایه‌گذاری، داده‌های مورد استفاده و مستثنا نمودن سهام شرکت‌های کوچک، سهام دارای حداقل قیمت و حداقل نقدشوندگی، نقش مهمی در وجود معناداری ارتباط بین بازده مورد انتظار و ریسک غیر سیستماتیک دارد. آن‌ها با بررسی حالت‌های مختلف نشان دادند تنها در حالتی که داده‌های روزانه، روش میانگین موزون و کل سهام NYSE، AMEX، NASDAQ استفاده شود، رابطه منفی بین متغیرهای مذکور برقرار است که آن هم به دلیل عدم اطمینان داده‌های روزانه قابل اطمینان نیست و بدین ترتیب آن‌ها استدلال کردند هیچ رابطه منفی بین بازده مورد انتظار و ریسک غیر سیستماتیک وجود ندارد.

برانت و همکاران (۲۰۱۰)، به بررسی تاثیرپذیری ریسک غیر سیستماتیک از مالکیت نهادی پرداختند. آنها در طی پژوهش خود با استفاده از معیارهای اندازه‌گیری ریسک غیر سیستماتیک و رگرسیون فاما مک‌بت تاثیر مثبت مالکیت نهادی بر ریسک غیر سیستماتیک را تایید کردند؛ همچنین وزلیلینیا (۲۰۱۱)، در مطالعات خود نشان داد که سهم بالای مالکیت نهادی تاثیر کمتری در ریسک غیر سیستماتیک را دارد. در بررسی تاثیر درآمد و سودآوری و تاثیرگذاری آنها بر ریسک غیر سیستماتیک مطالعات بیشتری انجام شده جایی که توسط محققانی همچون مالکیل و ژو (۲۰۰۳) بیان می‌کنند که رشد درآمد پیش‌بینی شده منجر به افزایش تلاطم ریسک غیرسیستماتیک می‌شود. وی و ژانگ (۲۰۰۵) بیان می‌کنند که درآمد پیش‌بینی شده و درآمد تحقق‌یافته در شرکت‌ها رابطه منفی با ریسک غیر سیستماتیک دارد؛ اما منجر به نوسان بیشتر ریسک غیر سیستماتیک می‌شود.

فینک و دیگران (۲۰۱۰) و براون و کاپادیا (۲۰۰۷) و همچنین ایروین و پونتیف (۲۰۰۹) با استفاده از داده‌های پانل به بررسی ریسک غیر سیستماتیک و تاثیرپذیر آن از عوامل مختلف پرداختند. آنها در تحقیقات جدای از هم به این نتیجه رسیدند که اقدامات مرتبط با سودآوری بنگاه‌ها ارتباط منفی با ریسک غیر سیستماتیک دارد. به بیان دیگر، اقداماتی که شرکت‌ها در رابطه با افزایش سودآوری خود انجام می‌دهند منجر به کاهش ریسک غیر سیستماتیک می‌شود. جیانگ و همکاران (۲۰۰۹)، بین شوک‌های درآمدی رخ داده در بنگاه‌های کوچک بزرگ و ریسک غیر سیستماتیک آنها رابطه منفی یافتند؛ همچنین نتایج کاو و دیگران (۲۰۰۸)، سودآوری‌های بنگاه‌ها منجر به تلاطم بیشتر ریسک غیر سیستماتیک می‌شود؛ اما رابطه منفی و معناداری بین آنها وجود دارد. به بیان دیگر درآمدهای بنگاه‌ها منجر به کاهش ریسک

غیرسیستماتیک می‌شود.

جامعه و نمونه آماری. جامعه آماری این تحقیق شرکت‌های بورس اوراق بهادار تهران می‌باشد. به منظور انتخاب نمونه تحقیق از روش نمونه حذفی سیستماتیک استفاده شده است. در این روش ابتدا شرایط لازم جهت انتخاب نمونه تعریف شده و سپس نمونه‌های فاقد شرایط مذکور حذف می‌شود. دلیل استفاده از روش مزبور و تعریف چنین شرایطی همگون نمودن نمونه آماری با کل جامعه و امکان تعمیم نتایج حاصل از آزمون‌ها به جامعه آماری است. در انتخاب نمونه آماری به دو موضوع توجه شده است. اول اینکه نماینده مطلوبی از جامعه آماری باشد و دوم این که با متغیرهای اساسی تحقیق تناسب داشته باشد. بر این اساس نمونه آماری تحقیق با توجه به ضوابط ذیل انتخاب شده است؛ زیرا تعدادی از شرکت‌ها در این بازه زمانی برای اولی بار در بازار سرمایه پذیرفته شده‌اند، و تعدادی از شرکت‌ها، توقف طولانی داشته‌اند که در صورت عدم حذف این شرکت‌ها، در مراحل انجام تحلیل، اجرای مدل‌های تحقیق با مشکل روبرو می‌شود.

جزء شرکت‌های واسطه‌گری مالی، سرمایه‌گذاری، نهادهای پولی، بانکی و هلدینگ نباشند؛ زیرا صورت‌های مالی شرکت‌های بیمه‌ای و سرمایه‌گذاری با توجه به ماهیت فعالیتشان که بیشتر به صورت خدماتی، سرمایه‌گذاری می‌باشد، اقلام صورت‌های مالی این نهادها با اقلام صورت‌های مالی شرکت‌های تولیدی متفاوت است.

- پایان سال مالی شرکت منتهی به پایان اسفند باشد.

- نماد معاملاتی شرکت فعال و سهام آنها حداقل یکبار در سال معامله شده باشد.

- اطلاعات مالی شرکت در دوره مورد مطالعه در دسترس باشد.

بازه زمانی این تحقیق سال‌های ۱۳۹۳-۱۳۸۱ می‌باشد. بر اساس فیلترهای در نظر گرفته شده، ۹۰ شرکت به‌عنوان نمونه در این تحقیق در نظر گرفته می‌شود.

ابزارهای گردآوری اطلاعات. در این تحقیق برای گردآوری داده‌ها از شیوه‌های زیر استفاده خواهد شد:

- برای گردآوری اطلاعات مورد نیاز درباره مبانی نظری تحقیق از منابع کتابخانه‌ای مانند مطالب موجود در کتاب‌ها، مقالات، نشریات و پایان‌نامه‌ها استفاده خواهد شد.

- در پژوهش حاضر به‌منظور آزمون فرضیه‌های تحقیق از داده‌های مالی طبقه‌بندی شده در بورس و اوراق بهادار تهران استفاده شده است. برای جمع‌آوری اطلاعات مورد نیاز شرکت‌ها نیز از طریق نرم‌افزار تدبیرپرداز، ره‌آورد نوین و سایت رسمی سازمان بورس اوراق بهادار گردآوری شده‌اند.

۳. توسعه فرضیه‌ها و مدل مفهومی

متغیرهای پژوهش و نحوه سنجش آنها. فاما و فرنچ با استفاده از مدل سه‌عاملی خود سعی در توجیه مشاهدات غیرعادی گزارش شده نمودند. آنان معتقد بودند که چنانچه به جای مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای شارپ از مدل سه‌عاملی آنان استفاده شود، بسیاری از مشاهداتی که با استفاده از مدل شارپ قابل تبیین نبودند را می‌توان توجیه نمود. مدل ارائه‌شده توسط آنان که بر اساس مطالعه ملاگان و همکاران (۲۰۱۵) نیز مورد استفاده قرار گرفته به صورت زیر می‌باشد:

$$R_i^t = b_i MKT + s_i E(SMB) + h_i E(HML) + \varepsilon_i \quad \text{رابطه (۱)}$$

که در آن R_i بازده پرتفوی بازار نسبت به نرخ بازده بدون ریسک، MKT نشان‌دهنده بازدهی بازار، SMB اختلاف بازده پرتفوی از سهام شرکت‌های کوچک و پرتفوی از سهام شرکت‌های بزرگ، HML اختلاف بازده پرتفوی از سهامی که نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار حقوق صاحبان سهام آنها بزرگ است و پرتفوی که نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار حقوق صاحبان سهام آنها کوچک است، می‌باشند. b_i ، s_i و h_i نیز حساسیت بازده نسبت به عوامل مذکور هستند. بدین ترتیب می‌توان واریانس پسماندهای این مدل را به‌عنوان ریسک غیرسیستماتیک معرفی نمود.

در بررسی تاثیر سرمایه‌گذاری، سودآوری و رابطه آن‌ها با ریسک غیر سیستماتیک با بررسی این فرضیه که بین سودآوری و ریسک غیر سیستماتیک رابطه منفی وجود دارد. بدین ترتیب برای محاسبه و بررسی اثرات خصوصیات شرکتی بر ریسک غیر سیستماتیک از رگرسیون مبتنی بر داده‌های پانل استفاده خواهد شد. در این زمینه و با توجه به نوع داده‌ها در این مقاله مدل زیر قابل اجرا است.

$$r_{it} = \alpha_{it} + \gamma_1 \varepsilon_{it-1} + \gamma_2 \beta_{MKT, it} + \gamma_3 \beta_{SMB, it} + \gamma_4 \beta_{HML, it} + \gamma_5 s_{it-1} + \gamma_6 I r_{it-1} \quad \text{رابطه (۲)}$$

که در آن r ریسک سیستماتیک، S اندازه شرکت (لگاریتم طبیعی ارزش بازاری سهام شرکت) با یک وقفه و $I r$ بازدهی هر شرکت با یک وقفه، خواهد بود. برای بررسی رابطه سرمایه‌گذاری با نوسانات ریسک غیر سیستماتیک به شرط سودآوری شرکت از رگرسیون مبتنی بر داده‌های پانل به شرح رابطه (۳) استفاده خواهد شد که در آن دو

معیار رشد دارایی‌های شرکت (AG) با یک وقفه و معیارهای سودآوری شرکت (prof) شامل؛ ROA و ROE استفاده خواهد شد.

$$r_{it} = \alpha_{it} + \gamma_1 \varepsilon_{it-1} + \gamma_2 \beta_{MKT, it} + \gamma_3 \beta_{SMB, it} + \gamma_4 \beta_{HML, it} + \gamma_5 S_{it-1} + \gamma_6 lr_{it-1} + \gamma_7 AG_{it-1} + \gamma_8 prof_{it-1} \quad \text{رابطه (۳)}$$

در این پژوهش برای محاسبه رشد دارایی‌ها از مجموع رشد وجه نقد (C)، رشد دارایی‌های غیر نقدی شرکت (NCCA)، رشد دارایی‌های ثابت و تجهیزات شرکت (PPE) و رشد سایر دارایی‌ها (OA) بر اساس مطالعه کوپر و همکاران (۲۰۰۸) استفاده خواهد شد.

$$AG_t = C_t + NCCA_t + PPE_t + OA_t \quad \text{رابطه (۴)}$$

(RES): ریسک غیر سیستماتیک

MKT: عبارت است از تفاوت میانگین بازدهی بازار و نرخ بازده بدون ریسک در هر ماه.
SMB: تفاوت بازده ماهانه پرتفوی سهام با اندازه کوچک و بازده ماهانه پرتفوی سهام با اندازه بزرگ، در شرایطی که متغیر نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار کنترل شده است که با ضریب معین می‌شود.

HML: تفاوت بازده ماهانه پرتفوی سهام با نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار بالا و بازده ماهانه پرتفوی سهام با نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار پایین، در شرایطی که عامل اندازه کنترل شده است که با ضریب معین می‌شود.

SIZE: اندازه شرکت

IR: بازدهی هر شرکت با یک وقفه

AG: رشد دارایی‌های شرکت

PROF (شامل ROA و ROE): سودآوری شرکت

۴. روش‌شناسی تحقیق

آمار توصیفی. متغیرهایی که در این بخش جهت بررسی فرضیه‌های تحقیق مورد استفاده قرار می‌گیرند عبارت‌اند از:

جدول ۱. متغیرهای تحقیق

اسم متغیر	علامت اختصاری	نوع متغیر
ریسک غیر سیستماتیک	RES	وابسته
بازدهی بازار	MKT	مستقل
عامل اندازه (SMB: Small Minus Big)	SMB	مستقل
عامل ارزش (HML: High BM Minus Low BM)	HML	مستقل
اندازه شرکت	SIZE	مستقل
بازدهی هر شرکت با یک وقفه	IR	مستقل
رشد دارایی‌های شرکت	AG	مستقل
سودآوری شرکت	ROA	مستقل
سودآوری شرکت	ROE	مستقل

جدول ۲. آمار توصیفی متغیرهای تحقیق

RES	MKT	HML	SMB	SIZE	ROE	ROA	RI	IR	AG	
-۰/۰۰۳۳۹	۳۵/۱۵۶۵۵	-۰/۰۱۲۴۲۷	-۰/۰۹۰۷۱۹	۵/۷۶۹۱۲۵	۳۷/۴۵۰۱	۱۰/۸۵۷۳۵	۱۹/۸۰۷۷	۲/۴۶۵۹۷۱	۶/۴۴۲۸۲۹	میانگین
-۰/۱۵۵۲۳	-۱۷Jun	۰	-۰/۰۲۴۴۶۸	۵/۷۰۸۸۲۲	۳۹/۰۵۱۸۶	۸/۷۲۲۳	۱	۱/۴۸۴۴۱۵	۵۱۱۴۷۴	میانه
۲/۹۴۹	۱۲۵	-۰/۳۴۸۵۶۶	۲/۱۷۶۹۳۶	۸/۰۱۴۷۱۲	۲۸۲۹/۳۰۶	۶۳/۱۳۴۲	۱۱۲	۲۱۷/۸۹۲۸	۱/۰۳۸۵۱	ماکزیمم
-۶/۶۶۴۰۱	-۱۱/۲	-۰/۰۹۴۰۴	-۰/۱۹۱۸۹	۴/۲۵۴۹۳۵	-۵۳۸/۷۱۵	-۳۳/۹۹۹۵	-۳۷/۲	-۷۱/۷۳۳۸	۱۷۹۸۶	مینیمم
۲/۲۲۵۵۹۷	۳۶/۰۹۷۲۵	-۰/۰۲۹۰۳۶	-۰/۱۷۹۷۵	۰/۶۴۹۱۸	۱۱۱/۰۵۰۸	۱۲/۲۵۳۲	۳۶/۸۵۷۲	۱۲/۶۰۶۷۴	۷/۰۱۰۸۳	انحراف معیار
-۱/۴۶۱۷۵	۱/۱۵۱۴۵۹	۳/۲۶۶۱۴۸	۴/۲۶۶۹۹۴	-۰/۶۶۴۰۸	۱۸/۱۳۶۳۳	-۰/۶۰۲۵۳	۱/۱۷۰۱۵۸	۷/۵۹۰۳۱	۶/۸۷۳۲۸۱	چولگی
۵/۷۰۸۷۲۱	۳/۵۶۶۷۸۶	۱۸/۸۳۰۲۷	۳۴/۰۰۳۱۶	۳/۹۹۷۲۶۴	۴۶۲/۵۴۶۹	۵/۳۲۷۰۴۳	۳/۵۹۷۲۸۵	۱۲۸/۱۶۹	۵۴/۷۲۲۷۶	کشدگی
۶۷	۶۷	۶۷	۶۷	۶۷	۶۷	۶۷	۶۷	۶۷	۶۷	تعداد شرکت
۸۷۰	۸۷۰	۸۷۰	۸۷۰	۸۷۰	۸۷۰	۸۷۰	۸۷۰	۸۷۰	۸۷۰	تعداد مشاهده

متغیر سودآوری شرکت (ROE) بیشترین انحراف معیار را در اختیار دارد که نشان‌دهنده این است که این متغیر از پراکندگی زیادی برخوردار است. تفاوت بین مقدار ماکزیمم و مینیمم این متغیر گویای این واقعیت است. متغیر اختلاف بازده پرتفوی از سهام شرکت‌های بزرگ نیز کمترین میزان انحراف معیار را در اختیار دارد.

جدول ۲ نشان می‌دهد که متغیر سودآوری شرکت (ROE) بیشترین میانگین را در اختیار دارد و کمترین میانگین در اختیار متغیر ریسک غیر سیستماتیک است.

تعداد مشاهده‌ها در هر متغیر برابر با ۸۷۰ است؛ به طوری که هر متغیر برای ۶۷ شرکت و طی ۱۳ سال ۱۳۹۳-۱۳۸۱ بررسی شده است.

۵. تحلیل داده‌ها

آزمون مانایی متغیرها (ریشه واحد). ساده‌ترین روش برای تعیین ایستایی یک متغیر، مشاهده نمودار آن متغیر است؛ اما با توجه به اینکه این روش از دقت کافی برخوردار نیست، باید ایستایی متغیر سری زمانی را مورد آزمون قرار داد. آزمون ریشه واحد از معمول‌ترین آزمون‌هایی است که برای تشخیص ایستایی یک فرآیند سری زمانی مورد استفاده قرار می‌گیرد. آزمون‌هایی که در این تحقیق برای بررسی مانایی متغیرها مورد استفاده قرار گرفته‌اند، عبارت‌اند از: لوین، فیشرفیشر ADF و فیشرفیشر PP. نتایج آزمون ریشه واحد داده‌های تلفیقی در جدول ۳ آورده شده است.

جدول ۳. بررسی مانایی متغیرها (اعداد داخل جدول بیانگر P-Value می‌باشند)

نتیجه آزمون	فیشرفیشر PP		فیشرفیشر ADF		لوین		متغیر
	معناداری	آماره	معناداری	آماره	معناداری	آماره	
مانا	۰/۰۰۰۰	۲۶۴/۹۸۱	۰/۰۰۰۰۴	۱۹۵/۹۸۹	۰/۰۰۰۰	-۹/۵۷۳۷۰	RES
مانا	۰/۰۰۰۰	۴۲۴/۶۸۵	۰/۰۰۰۰	۵۴۰/۸۹۱	۰/۰۰۰۰	-۳۰/۹۱۶۵	MKT
مانا	۰/۰۰۰۰	۱۴۸/۸۳۸	۰/۰۰۱۰	۱۱۹/۶۷۳	۰/۰۰۰۰	-۵/۱۰۷۳۵	SML
مانا	۰/۰۰۰۰	۱۴۸/۷۷۶	۰/۰۰۴۲	۹۰/۳۱۰۹	۰/۰۰۰۰	-۵/۹۶۵۸۲	HML
مانا	۰/۰۰۰۰	۳۹۴/۰۳۹	۰/۰۰۰۰	۳۰۴/۳۲۱	۰/۰۰۰۰	-۹/۳۲۷۱۵	SIZE
مانا	۰/۰۰۰۰	۶۰۹/۱۵۲	۰/۰۰۰۰	۳۳۸/۲۳۶	۰/۰۰۰۰	-۱۴/۱۹۸۴	IR
مانا	۰/۰۰۰۰	۴۴۰/۱۸۳	۰/۰۰۰۰	۳۰۳/۰۱۴	۰/۰۰۰۰	-۵/۹۷۰۲۶	AG
مانا	۰/۰۰۰۰	۳۲۲/۴۳۳	۰/۰۰۰۰۴	۱۹۵/۷۹۲	۰/۰۰۰۰	-۴/۳۹۷۳۵	ROA
مانا	۰/۰۰۰۰	۴۱۶/۷۷۱	۰/۰۰۰۰	۲۶۳/۲۳۷	۰/۰۰۰۰	-۸/۰۹۸۶۸	ROE

نتایج جدول ۳ نشان‌دهنده این است که برای تمامی متغیرها، مقدار آماره احتمال تمامی آزمون‌ها کمتر از ۰/۰۵ می‌باشد و این نشان‌دهنده این است که تمامی متغیرهای تحقیق مانا می‌باشند. در ادامه به بررسی مدل‌های تحقیق پرداخته می‌شود.

بررسی مدل‌های پژوهش

بررسی مدل اول:

$$r_{it} = \alpha_{it} + \gamma_1 \varepsilon_{it-1} + \gamma_2 \beta_{MKT, it} + \gamma_3 \beta_{SMB, it} + \gamma_4 \beta_{HML, it} + \gamma_5 s_{it-1} + \gamma_6 I r_{it-1} \quad \text{رابطه (۵)}$$

آزمون تشخیص مدل. به منظور تخمین مدل مربوط به فرضیه‌ها، در ابتدا باید نوع روش تخمین، مشخص شود؛ بنابراین ابتدا برای تشخیص بین اینکه باید از روش پولینگ دیتا استفاده

شود یا از روش داده‌های تلفیقی استفاده شود، آماره چاو (F لیمر) محاسبه می‌شود. با توجه به فرض ثابت بودن ضرایب متغیرها، آیا عرض از مبدا در تمامی سال‌ها ثابت است یا خیر. به‌طور کلی، برای انتخاب از میان مدل Pooled و Panel از آزمون زیر استفاده می‌شود:

$$\left\{ \begin{array}{l} \text{مدل (pooled)} \quad \text{تمام عرض از مبداها با هم برابرند} \quad H_0: \alpha_1 = \alpha_2 = \alpha_3 = \dots = \alpha_{t-1} \\ \text{مدل (panel)} \quad \text{حداقل یکی از عرض از مبداها با بقیه متفاوت است} \quad H_1: \alpha_i \neq \alpha_j \end{array} \right.$$

جدول ۴. نتایج آزمون F لیمر

اثرات آزمون	آماره	درجه آزادی	معناداری
F لیمر	۰/۵۱۲۴۰۳	-۶۶/۷۹۹	۰/۹۹۹۵
کای دو	۳۶/۱۰۷۲۴۹	۶۶	۰/۹۹۹۰

با توجه به اینکه p-value برابر ۰/۹۹۹۵ و بزرگ‌تر از ۰/۰۵ است؛ پس فرضیه صفر این آزمون که بیان‌کننده ترجیح روش پولینگ دیتا بر روش داده‌های تلفیقی است، تایید می‌شود و تخمین با روش پولینگ دیتا ترجیح داده می‌شود و باید عرض از مبداً برای معادله لحاظ ننمود.

هم‌خطی متغیرها. در اقتصادسنجی هم‌خطی زمانی اتفاق می‌افتد که دو یا بیش از دو متغیر توضیح دهنده (مستقل) در یک رگرسیون چندمتغیره نسبت به یکدیگر از همبستگی بالایی برخوردار باشند. منظور از همبستگی در اینجا وجود یک ارتباط خطی بین متغیرهای مستقل است. در این مطالعه برای بررسی هم‌خطی بین متغیرهای توضیحی از ضریب همبستگی بین آن‌ها استفاده شده است. که نتایج آن در جدول ۵ و ۶ زیر آمده است.

جدول ۵. نتایج آزمون همخطی

متغیر	MKT	HML	SMB	IR	SIZE
VIF	۱/۰۱۳۳۰۲	۱/۰۵۱۲۹۲	۱/۴۳۰۴۴۱	۱/۰۰۸۳۱۹	۱/۴۰۱۸۵۸

با توجه به نتایج جدول ۵، مقادیر این آماره برای همه متغیرها در هر دو مدل کمتر از ۱۰ است، می‌توان نتیجه گرفت که بین متغیرهای هیچ یک از مدل‌ها هم‌خطی وجود ندارد؛ بنابراین نتایج به‌دست‌آمده از تحلیل رگرسیون چند متغیره قابل قبول خواهد بود. صحت نتایج بالا را در جدول همبستگی متغیرها نیز می‌توان مشاهده نمود.

جدول ۶. قدر مطلق مقدار ضریب همبستگی بین متغیرهای توضیحی مدل اول

IR	SIZE	SMB	HML	MKT	
۰/۰۵۱	۰/۰۹۲	۰/۰۱۱	۰/۰۲۴	۱/۰۰۰	MKT
۰/۰۳۲	۰/۱۲۵	۰/۲۱۶	۱/۰۰۰	۰/۰۲۴	HML
۰/۰۰۶	۰/۲۲۵	۱/۰۰۰	۰/۲۱۶	۰/۰۱۱	SMB
۰/۰۶۵	۱/۰۰۰	۰/۲۲۵	۰/۱۲۵	۰/۰۹۲	SIZE
۱/۰۰۰	۰/۰۶۵	۰/۰۰۶	۰/۰۳۲	۰/۰۵۱	IR

بیشترین مقدار ضریب همبستگی بین متغیرها برابر با مقدار ۰/۲۲۵ می باشد که نشان دهنده این است که بین متغیرهای توضیحی هم خطی بالایی وجود ندارد.

آزمون ناهمسانی واریانس ها. آزمون این فرض به شرح زیر است:

$$\begin{cases} H_0: \sigma_t^2 = \sigma^2 \\ H_1: \sigma_t^2 \neq \sigma^2 \end{cases}$$

جدول ۷. نتایج آزمون ناهمسانی واریانس (آزمون وایت)

معناداری	آماره F	آزمون
۰/۶۶۰۲	۴/۵۱۷۱۴۴	وایت

طبق جدول ۷، مقدار آماره F برابر ۴/۵۱۷ و مقدار معناداری آن برابر ۰/۶۶۰ است که از سطح خطای ۰/۰۵ بزرگ تر بوده و فرض وجود واریانس ناهمسانی رد می شود.

تخمین مدل. در این قسمت از تحقیق با استفاده از داده های سال های ۱۳۸۱-۱۳۹۳ برای شرکت های مورد مطالعه، به برآورد مدل تحقیق پرداخته می شود. مدل مورد بررسی به صورت زیر است:

$$r_{it} = \alpha_{it} + \gamma_1 \varepsilon_{it-1} + \gamma_2 \beta_{MKT, it} + \gamma_3 \beta_{SMB, it} + \gamma_4 \beta_{HML, it} + \gamma_5 s_{it-1} + \gamma_6 lr_{it-1} \quad \text{رابطه (۶)}$$

آزمون خود همبستگی. آزمون خود همبستگی یکی از فروض کلاسیک رگرسیون است. آماره دوربین-واتسن (Durbin° Watson statistic) یک آماره آزمون است که برای بررسی وجود خود همبستگی (autocorrelation) رابطه بین مقادیری که با تاخیر (lag) زمانی مشخص از

یکدیگر جدا شده‌اند بین باقیمانده‌ها در تحلیل رگرسیون استفاده می‌شود.

جدول ۸. تخمین مدل تحقیق

متغیر	ضریب	آماره تی	معناداری
MKT	-۰/۰۰۳۲۹۱	-۲/۵۰۴۵۶۲	۰/۰۳۱۵
HML	۰/۴۵۲۷۴۹	۰/۱۰۹۹۶۳	۰/۹۱۲۵
SMB	-۱/۱۴۳۹۱۷	-۱/۹۹۰۵۷۹	۰/۰۴۳۷
IR	۰/۰۰۹۱۲۸	۱/۳۸۳۱۴۵	۰/۱۶۷۰
SIZE	-۱/۹۲۷۳۷۹	-۶/۴۱۴۳۹۶	۰/۰۰۰۰
مقدار ثابت	۱۱/۳۰۹۳۹	۶/۳۶۳۸۱۹	۰/۰۰۰۰
$R^2 = ۰/۷۵۴$	D.W = ۲/۰۰۳	prob(F) = ۰/۰۰۰۹	F = ۶/۶۴۴۷۸۳

نتایج حاصل از برآورد مدل رگرسیونی مدل اول در جدول ۸ گزارش شده است. نتایج حاصل از برآورد مدل و مقدار به‌دست آمده برای آماره F در مدل برابر با ۶/۶۴۴ و سطح معناداری مربوط به آن که برابر با ۰/۰۰۰ است حاکی از معنادار بودن متغیرهای ورودی از جمله متغیرهای کنترلی و مستقل، در سطح اطمینان ۹۵ درصد است. ضریب تعیین این تخمین برابر ۰/۷۵۴ و این مقدار بیانگر این است که تعداد و نوع متغیرهای انتخابی برای توجیه متغیر وابسته در رگرسیون مناسب بوده است و متغیرهای مستقل ذکر شده توانسته‌اند متغیر وابسته را توجیه کنند.

بررسی تخمین مدل اول. بررسی متغیر بازدهی بازار نشان می‌دهد مقدار آماره احتمال این متغیر برابر با ۰/۰۳۱۵ که نشان‌دهنده این است که بین متغیر بازدهی بازار و ریسک غیر سیستماتیک به‌عنوان متغیر وابسته رابطه معنادار وجود دارد. همان‌طور که مشخص است مقدار ضریب این متغیر منفی است؛ اما ضریب این رابطه عددی کوچک و نزدیک به صفر است. بررسی متغیر اختلاف بازده پرتفویی از سهام شرکت‌های بزرگ نشان می‌دهد مقدار آماره احتمال این متغیر برابر با ۰/۹۱۲۵ که نشان‌دهنده این است که بین متغیر اختلاف بازده پرتفویی از سهام شرکت‌های بزرگ و ریسک غیر سیستماتیک به‌عنوان متغیر وابسته رابطه معناداری وجود ندارد.

بررسی متغیر اختلاف بازده پرتفویی از سهام شرکت‌های کوچک نشان می‌دهد مقدار آماره احتمال این متغیر برابر با ۰/۰۴۳۷ که نشان‌دهنده این است که بین متغیر اختلاف بازده پرتفویی از سهام شرکت‌های کوچک و ریسک غیر سیستماتیک به‌عنوان متغیر وابسته رابطه معنادار وجود دارد. مقدار ضریب این متغیر مقداری منفی برابر ۱/۱۴۳۹۱۷- است.

بررسی متغیر بازدهی هر شرکت با یک وقفه نشان می‌دهد مقدار آماره احتمال این متغیر

برابر با ۰/۱۶۷۰ که نشان دهنده این است که بین متغیر بازدهی هر شرکت با یک وقفه و ریسک غیر سیستماتیک به عنوان متغیر وابسته رابطه معناداری وجود ندارد. بررسی متغیر اندازه شرکت نشان می‌دهد مقدار آماره احتمال این متغیر برابر با ۰/۰۰۰ که نشان دهنده این است که بین متغیر اندازه شرکت و ریسک غیر سیستماتیک به عنوان متغیر وابسته رابطه معنادار وجود دارد. مقدار ضریب این متغیر مقداری منفی برابر ۱/۹۲۷۳۷۹- است.

بررسی مدل دوم:

$$r_{it} = \alpha_{it} + \gamma_1 \varepsilon_{it-1} + \gamma_2 \beta_{MKT, it} + \gamma_3 \beta_{SMB, it} + \gamma_4 \beta_{HML, it} + \gamma_5 s_{it-1} + \gamma_6 lr_{it-1} + \gamma_7 AG_{it-1} + \gamma_8 prof_{it-1} \quad \text{رابطه (۷)}$$

آزمون تشخیص مدل. به منظور تخمین مدل ۲ مربوط به فرضیه‌ها نیز، در ابتدا باید نوع روش تخمین، مشخص شود؛ بنابراین ابتدا برای تشخیص بین اینکه باید از روش پولینگ دیتا استفاده شود یا از روش داده‌های تلفیقی استفاده شود، آماره چاو (F لیمر) محاسبه می‌شود. با توجه به فرض ثابت بودن ضرایب متغیرها، آیا عرض از مبدا در تمامی سال‌ها ثابت است یا خیر. به‌طور کلی برای انتخاب از میان مدل Pooled و Panel از آزمون زیر استفاده می‌شود:

$$\begin{cases} H_0: \alpha_1 = \alpha_2 = \alpha_3 = \dots = \alpha_{t-1} & \text{(مدل pooled) تمام عرض از مبداها با هم برابرند} \\ H_1: \alpha_i \neq \alpha_j & \text{(مدل panel) حداقل یکی از عرض از مبداها با بقیه متفاوت است} \end{cases}$$

جدول ۹. نتایج آزمون F لیمر

اثرات آزمون	آماره	درجه آزادی	معناداری
F لیمر	۰/۶۱۳۹۸۵	-۶۶/۷۹۵	۰/۹۹۳۲
کای دو	۴۳/۱۸۳۹۶۹	۶۶	۰/۹۸۶۷

با توجه به اینکه p-value برابر ۰/۹۹۳۲ و بزرگ‌تر از ۰/۰۵ است؛ بنابراین فرضیه صفر این آزمون که بیان‌کننده ترجیح روش پولینگ دیتا بر روش داده‌های تلفیقی است، تایید می‌شود و تخمین با روش پولینگ دیتا ترجیح داده می‌شود و باید عرض از مبداً برای معادله لحاظ نمود.

هم‌خطی متغیرها. نتایج آزمون VIF برای مدل رگرسیونی فرضیه اول و فرضیه دوم در جدول ۸ ارائه شده است و در این مطالعه برای بررسی هم‌خطی بین متغیرهای توضیحی از ضریب همبستگی بین آن‌ها استفاده شده است که نتایج آن در جدول ۱۰ و ۱۱ زیر آمده است.

جدول ۱۰. نتایج آزمون هم‌خطی

متغیر	MKT	HML	SMB	SIZE	IR	AG	ROA	ROE
VIF	۱/۰۱۸۹۱۲	۱/۰۷۴۷۵۴	۱/۵۳۶۲	۲/۴۴۷۹	۱/۰۱۲۵	۱/۷۴۴۰	۱/۱۱۳۲۷۳	۱/۰۶۶۰۸۷

با توجه به نتایج جدول ۱۰، مقادیر این آماره برای همه متغیرها در هر دو مدل کمتر از ۱۰ است، می‌توان نتیجه گرفت که بین متغیرهای هیچ یک از مدل‌ها هم‌خطی وجود ندارد؛ بنابراین نتایج تحلیل رگرسیون چند متغیره قابل قبول خواهد بود. صحت نتایج بالا را در جدول همبستگی متغیرها نیز می‌توان مشاهده نمود.

جدول ۱۱. قدرمطلق مقدار ضریب همبستگی بین متغیرهای توضیحی مدل دوم

	SML	SIZE	ROE	ROA	MKT	IR	HML	AG
AG	۰/۱۲۷	۰/۱۰۳	۰/۰۴۰	۰/۱۰۹	۰/۰۳۲	۰/۰۰۷	۰/۰۶۰	۱/۰۰
HML	۰/۲۱۶	۰/۱۲۴	۰/۰۰۷	۰/۰۴۰	۰/۰۲۴	۰/۰۳۲	۱/۰۰۰	۰/۰۶۰
IR	۰/۰۰۶	۰/۰۶۵	۰/۰۳۲	۰/۰۵۳	۰/۰۵۱	۱/۰۰۰	۰/۰۳۲	۰/۰۰۷
MKT	۰/۰۱۱	۰/۰۹۳	۰/۰۵۵	۰/۰۱۷	۱/۰۰۰	۰/۰۵۱	۰/۰۲۴	۰/۰۳۲
ROA	۰/۰۸۲	۰/۲۰۳	۰/۲۳۵	۱/۰۰۰	۰/۰۱۷	۰/۰۵۳	۰/۰۴۰	۰/۱۰۹
ROE	۰/۰۲۰	۰/۰۲۰	۱/۰۰۰	۰/۲۳۵	۰/۰۵۵	۰/۰۳۲	۰/۰۰۷	۰/۰۴۰
SIZE	۰/۲۲۵	۱/۰۰۰	۰/۰۲۰	۰/۲۰۳	۰/۰۹۳	۰/۰۶۵	۰/۱۲۴	۰/۱۰۳
SML	۱/۰۰۰	۰/۲۲۵	۰/۰۲۰	۰/۰۸۲	۰/۰۱۱	۰/۰۰۶	۰/۲۱۶	۰/۱۲۷

بیشترین مقدار ضریب همبستگی بین متغیرها برابر با مقدار ۰/۲۳۵ که نشان دهنده این است بین متغیرهای توضیحی هم‌خطی بالایی وجود ندارد.

آزمون ناهمسانی واریانس‌ها. آزمون این فرض مدل ۲ نیز به شرح زیر است:

$$\begin{cases} H_0: \sigma_t^2 = \sigma^2 \\ H_1: \sigma_t^2 \neq \sigma^2 \end{cases}$$

جدول ۱۲. نتایج آزمون ناهمسانی واریانس (آزمون وایت)

معناداری	آماره F	آزمون وایت
۰/۹۱۰۱	۳/۲۲۴۱۱۴	وایت

طبق جدول ۱۲، مقدار آماره F برابر ۳/۲۲۴ و مقدار معناداری آن برابر ۰/۹۱۰ به دست آمده است که از سطح خطای ۰/۰۵ بزرگتر بوده و فرض وجود واریانس ناهمسانی رد می‌شود.

تخمین مدل. در این قسمت از تحقیق با استفاده از داده‌های سال‌های ۱۳۸۱-۱۳۹۳ برای شرکت‌های مورد مطالعه، به برآورد مدل تحقیق پرداخته می‌شود. مدل مورد بررسی به صورت زیر است:

$$r_{it} = \alpha_{it} + \gamma_1 \varepsilon_{it-1} + \gamma_2 \beta_{MKT, it} + \gamma_3 \beta_{SMB, it} + \gamma_4 \beta_{HML, it} + \gamma_5 s_{it-1} + \gamma_6 lr_{it-1} + \gamma_7 AG_{it-1} + \gamma_8 prof_{it-1} \quad \text{رابطه (۸)}$$

آزمون خود همبستگی. مقدار این آماره در این مطالعه برابر ۱/۹۹۰ که نشان‌دهنده عدم وجود خود همبستگی می‌باشد که حالت مطلوب در فرضیه‌های اصلی مربوط به باقیمانده‌ها است.

جدول ۱۳. تخمین مدل تحقیق

متغیر	ضریب	آماره تی	معناداری
MKT	-۰/۰۰۳۲۰۹	-۱/۹۷۲۴۴۵	۰/۰۴۱۲
HML	۰/۵۱۵۲۴۲	۰/۱۲۴۹۲۸	۰/۹۰۰۶
SMB	-۱/۰۱۶۴۳۶	-۱/۹۸۸۵۳۷	۰/۰۱۲۵
SIZE	-۱/۶۲۳۹۰۷	-۵/۰۳۸۱۷۶	۰/۰۰۰۰
IR	۰/۰۰۹۱۵۹	۱/۳۹۰۴۵۷	۰/۱۶۴۸
AG	-۱/۹۶۰۹۹۲	-۲/۶۹۴۴۰۲	۰/۰۰۷۲
ROA	۰/۰۰۰۶۱۲	-۰/۰۷۹۲۳۹	۰/۰۹۳۶۹
ROE	۰/۰۰۰۰۷۳۲	۰/۰۹۹۱۸۸	۰/۰۹۳۱۰
مقدار ثابت	۹/۷۲۱۲۲۸	۵/۰۷۵۷۰۶	۰/۰۰۰۰
$R^2 = ۰/۶۲۲$	D.W=۱/۹۹۰	prob(F)=۰/۰۰۰	F=۴۵/۷۱۲

نتایج برآورد مدل رگرسیونی مدل دوم در جدول ۱۳ گزارش شده است. نتایج برآورد مدل و مقدار به دست آمده برای آماره F در مدل برابر با ۴۵/۷۱۲ و سطح معناداری مربوط به آن که برابر با ۰/۰۰۰ است حاکی از معنادار بودن متغیرهای ورودی از جمله متغیرهای کنترلی و

مستقل، در سطح اطمینان ۹۵ درصد است؛ همچنین آماره R^2 عددی است که هر چه به یک نزدیک‌تر باشد، نشان‌دهنده مناسب بودن تعداد و نوع متغیرهای انتخابی برای توجیه متغیر وابسته در رگرسیون است. ضریب تعیین این تخمین برابر $0/622$ که بیانگر این است که تعداد و نوع متغیرهای انتخابی برای توجیه متغیر وابسته در رگرسیون مناسب بوده است و متغیرهای مستقل ذکر شده توانسته‌اند متغیر وابسته را توجیه کنند.

بررسی تخمین مدل دوم. بررسی متغیر بازدهی بازار نشان می‌دهد مقدار آماره احتمال این متغیر برابر با $0/0412$ که نشان‌دهنده این است که بین متغیر بازدهی بازار و ریسک غیر سیستماتیک به‌عنوان متغیر وابسته رابطه معنادار وجود دارد. مقدار ضریب این متغیر منفی می‌باشد؛ اما ضریب این رابطه عددی کوچک و نزدیک به صفر است.

بررسی متغیر اختلاف بازده پرتفوی از سهام شرکت‌های بزرگ نشان می‌دهد مقدار آماره احتمال این متغیر برابر با $0/9006$ می‌باشد که این نشان‌دهنده این است که بین متغیر اختلاف بازده پرتفوی از سهام شرکت‌های بزرگ و ریسک غیر سیستماتیک به‌عنوان متغیر وابسته رابطه معناداری وجود ندارد.

بررسی متغیر اختلاف بازده پرتفوی از سهام شرکت‌های کوچک نشان می‌دهد مقدار آماره احتمال این متغیر برابر با $0/0125$ که نشان‌دهنده این است که بین متغیر اختلاف بازده پرتفوی از سهام شرکت‌های کوچک و ریسک غیر سیستماتیک به‌عنوان متغیر وابسته رابطه معنادار وجود دارد. مقدار ضریب این متغیر مقداری منفی برابر $0/016436$ است.

بررسی متغیر بازدهی هر شرکت با یک وقفه نشان می‌دهد مقدار آماره احتمال این متغیر برابر با $0/1648$ که نشان‌دهنده این است که بین متغیر بازدهی هر شرکت با یک وقفه و ریسک غیر سیستماتیک به‌عنوان متغیر وابسته رابطه معناداری وجود ندارد.

بررسی متغیر اندازه شرکت نشان می‌دهد مقدار آماره احتمال این متغیر برابر با $0/000$ که نشان‌دهنده این است که بین متغیر اندازه شرکت و ریسک غیر سیستماتیک به‌عنوان متغیر وابسته رابطه معنادار وجود دارد. مقدار ضریب این متغیر مقداری منفی برابر $0/632907$ است.

بررسی متغیر رشد دارایی‌های شرکت نشان می‌دهد مقدار آماره احتمال این متغیر برابر با $0/0072$ که نشان‌دهنده این است که بین متغیر رشد دارایی‌های شرکت و ریسک غیر سیستماتیک به‌عنوان متغیر وابسته رابطه معنادار وجود دارد. مقدار ضریب این متغیر مقداری منفی برابر $0/960992$ است. بررسی متغیر سودآوری شرکت نشان می‌دهد مقدار آماره احتمال این متغیر برابر با $0/0936$ و $0/9210$ که نشان‌دهنده این است که بین متغیر سودآوری شرکت و ریسک غیر سیستماتیک به‌عنوان متغیر وابسته رابطه معناداری وجود دارد.

۶. بحث و نتیجه گیری

نتایج بررسی عوامل موثر برخلاف قاعده ریسک غیر سیستماتیک در این پژوهش مورد بررسی قرار گرفت. نتایج آزمون فرضیه تحقیق در زیر ارائه شده است:

سرمایه گذاری صورت گرفته توسط شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار ایران جهت سودآوری منجر به افزایش نوسان ریسک غیر سیستماتیک آنها شده است.

نتایج حاصل از این پژوهش نشان می دهد هر چه رشد دارائی های شرکت افزایش یابد ریسک غیر سیستماتیک کاهش یافته و هر چه شرکت ها در پی سودآوری بیشتری باشند شاهد آن خواهند بود که ریسک غیر سیستماتیک آنها نیز افزایش یابد و با وجود اینکه مدل سه عاملی فاما و فرنچ در بورس اوراق بهادار تهران به طور مطلوبی در بازه زمانی بیش از یک دهه (۹۵-۸۶) تغییرات بازده مورد انتظار را تبیین می کند و ناهمسانی در کسب بازده ایجاد نمی کند؛ اما در نظر گرفتن رشد دارائی ها و سودآوری شرکت به سرمایه گذاران کمک خواهد کرد که تصمیمات بهتر و کم خطرتری را اتخاذ نمایند.

بررسی متغیر رشد دارایی های شرکت نشان می دهد مقدار آماره احتمال این متغیر برابر با $0/0072$ می باشد که نشان می دهد بین متغیر رشد دارایی های شرکت و ریسک غیر سیستماتیک به عنوان متغیر وابسته رابطه معنادار وجود دارد. مقدار ضریب این متغیر مقداری منفی برابر $1/960992$ است که نشان دهنده تاثیر منفی رشد دارایی ها بر ریسک غیر سیستماتیک است. در این راستا، وی و ژانگ (۲۰۰۵) نشان دادند که درآمد پیش بینی شده و درآمد تحقق یافته در شرکت ها رابطه منفی با ریسک غیر سیستماتیک دارد؛ اما منجر به نوسان بیشتر ریسک غیر سیستماتیک می شود.

منابع

1. Ang, A., Hodrick, R.J., Xing, Y., Zhang, X., (2006). The cross-section of volatility and expected returns. *J. Financ.* 51, 259° 299.
2. Ang, A., Hodrick, R.J., Xing, Y., Zhang, X., (2009). High idiosyncratic volatility and low returns: International and further u.s. evidence. *J. Financ. Econ.* 91(1), 1° 23.
3. Badri, Ahmad, Arabmazar Yazdi, Mohammad, Davallou, Maryam, (2014). Higher Moments and Idiosyncratic Volatility Puzzle. *Quarterly Journal of Investment Knowledge*, 3(15).
4. Davallou, Maryam, Rajabi, Azim, (2014). An Anatomic Study of the Relationship between Stock Return and Idiosyncratic Volatility Evidences from Tehran Stock Exchange. *Quarterly Journal of Asset Management and Financing*, 3(3).
5. Fama, E., French, K.R., (1992). The cross-section of expected stock returns. *J. Financ.* 46, 427° 466.
6. Fama, E., French, K.R., (1996). Multifactor explanation of asset pricing anomalies. *J. Financ.* 51, 55° 84.
7. Fama, E.F., French, K.R., (1993). Common risk factors in the returns on stocks and bonds. *J. Financ. Econ.* 33, 3° 56.
8. Fama, E.F., French, K.R., (2006). Profitability, investment and average returns. *J. Financ. Econ.* 82(3), 491° 518.
9. Fama, E.F., French, K.R., (2014). A five-factor asset pricing model. *J. Financ. Econ.* <http://dx.doi.org/10.1016/j.jfineco.10.010>.
10. Fama, E.F., MacBeth, J.D., (1973). Risk, return, and equilibrium: empirical tests. *J. Polit. Econ.* 71, 607° 636
11. Juliana Malagon, David Moreno Rosa Rodríguez (2015). The idiosyncratic volatility anomaly: Corporate investment or investor mispricing?. *Journal of Banking & Finance*, 60: 224° 238