فصلنامه علمی پژوهشی
دانش حسابداری و حسابرسی مدیریت
دوره ۱۳/ شماره ٤ (پیاپی ۵۲)/ زمستان ۱٤۰۳
صفحه ۱۳۷ تا ۱۵۲

بررسی رابطه بین ناهنجاری حسابداری، ریسک و بازده

سینا خردیار
گروه حسابداری، واحد رشت، دانشگاه آزاد اسلامی، رشت، ایران.(نویسنده مسئول)
Kheradyar@iaurasht.ac.ir

حسنا قهرمانی صغیر
گروه حسابداری، واحد رشت، دانشگاه آزاد اسلامی، رشت، ایران.
Gh_hosna_1286@yahoo.com

صغری براری نوکاشتی
گروه حسابداری، واحد رشت، دانشگاه آزاد اسلامی، رشت، ایران.
Barari@iaurasht.ac.ir

تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۰۹/۲۰ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۱۲/۰۹

چکیده

ناهنجاری در لغت به معنای انحراف از قواعد رایج و در حوزه مالی به الگویی در متوسط بازده سهام اطلاق می‌شود که با مدل‌های مرسوم در ادبیات قیمت‌گذاری دارایی‌ها سازگاری ندارد. هدف اصلی پژوهش حاضر، بررسی رابطه بین ناهنجاری حسابداری با ریسک و بازده می‌باشد. بدین منظور نمونه‌ای متشکل از ۱۱۵ شرکت طی سال‌های ۱۳۹۲ الی ۱۳۹۹ انتخاب گردید. نتایج نشان می‌دهد که میانگین بازده در مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای از میانگین بازده رویکرد حسابداری مبتنی بر اندازه‌گیری ریسک بیشتر است، بنابراین هرچقدر مدیران ، تحلیل‌گران و سرمایه‌گذاران به منظور سرمایه‌گذاری بین مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای و رویکرد حسابداری مبتنی بر اندازه‌گیری ریسک تفاوت قائل شوند انتخاب سبد سرمایه‌گذاری بهینه با کمینه مخاطره و بیشترین بازدهی می‌گردد. در فرضیه دوم، میانگین ریسک در مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای از میانگین ریسک رویکرد حسابداری مبتنی بر اندازه‌گیری ریسک بیشتر است، بنابراین هرچقدر سرمایه‌گذاران، تحلیل‌گران، نهادهای قانون‌گذار در تحلیل‌ها و تصمیمات خود به تفاوت مزبور بین مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای و رویکرد حسابداری مبتنی بر اندازه‌گیری ریسک توجه بیشتری داشته باشند، تصمیم‌گیری‌های موفق‌تری در زمینه سرمایه‌گذاری‌های خود خواهند داشت.

واژه‌های کلیدی: ناهنجاری حسابداری، ریسک و بازده، مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای، مدل مدیریت ریسک بر مبنای رویکرد حسابداری.

۱- مقدمه

در جامعه امروز تقریبا تمام افراد به نحوی با مفهوم ریسک آشنایی دارند و اذعان می‌کنند که کلیه شئونات زندگی با ریسک مواجه است. اساس و بنیان فکری برای سنجش رابطه بین ریسک و بازده در چارچوبی به نام مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای که در ابتدا توسط شارپ[1] ، لینتنر[2]، میلر و مودیلیانی (۱۹۶۵) مطرح شد و دیگران آن را بسط دادند به طوری که امروزه پیشرفت و توسعه یافته است. این مدل تئوری جامعی از روابط ریسک و بازده در در شرایط بازار کامل است (مودگلیانی و میلر ، ۱۹۵۸ : ۲۶۶). این مدل فرضهایی از قبیل رفتار منطقی سرمایه‌گذاران، وجود رقابت در سرمایه‌گذاری با توجه به شناخت سرمایه‌گذاران نسبت به ریسک و بازده مورد انتظار را در نظر گرفته و با وجود چنین شرایطی رابطه بین ریسک و بازده با جزئیات کامل بسط داده می‌شود. اگرچه به تدریج رویکردهای دیگری در تکمیل و اصلاح مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای برای بررسی رابطه بین ریسک و بازده مورد انتظار در شرایط بازار ناقص و ناکارا و یا ورود متغیرهایی همچون ورشکستگی و مالیات ارائه گردید اما اکثر این مدل‌ها، از داده‌های برگرفته از بازار به عنوان ورودی در چارچوب مدل استفاده کرده‌اند(شارپ، ۱۹۶۴: ۴۳۰).در حالی که قبلا دانشمندان، کوشیدند تا از داده‌ها و متغیرهای دیگری همچون اطلاعات حسابداری داخلی شرکت‌ها، بازار تولید و محصول یا پیش بینی فروش به علت قابلیت اتکا و سهولت دستیابی استفاده کنند اما این تلاش‌ها به این دلیل که در مقابل مدل‌های قبلی توسعه نیافته و در توصیف عملی ناکارا می‌نمودند، از اقبال عمومی برخوردار نشدند، تا انکه وقوع مسائل پیش بینی نشده‌ای همچون جنگ‌های بین کشورهای مختلف، نوسانات قیمت نفت و بحران اقتصادی جهان در سال ۲۰۰۸، ناکارایی مدل‌های پیشتر رایج را در تبیین و پیش بینی رویدادهای غیر منتظره و مقطعی آشکارتر کرد(هیبتی و دیگران ، ۱۳۹۳ : ۸۹) .

در پژوهش حاضر، ارتباط بین ناهنجاری حسابداری با ریسک و بازده شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران بررسی می شود. ناهنجاری در لغت به معنای انحراف از قواعد رایج (هارنبای، ۲۰۱۹) و در حوزه مالی به الگویی در متوسط بازده سهام اطلاق می‌شود که با مدل‌های مرسوم در ادبیات قیمت‌گذاری دارایی‌ها سازگاری ندارد (کدربرگ و همکاران، ۲۰۱۵). شواهدی وجود دارد که عوامل مختلفی نظیر سودآوری، ریسک درماندگی مالی، بخت آزمایی و ریسک غیرسیستماتیک با بازده سهم رابطه دارد، مدل‌های مرسوم قیمت‌گذاری این ناهنجاری‌ها را توضیح نمی‌دهد و نحوه این ارتباط به صورت معمایی حل شده باقی مانده‌است. در پژوهش-های متعددی هر یک از این ناهنجاری‌ها جداگانه تحلیل شده-است. که در این راستا به پژوهش‌های هاگن و بیکر (۱۹۹۶)، فاما و فرنچ (۲۰۱۵، ۲۰۰۶)، نوی-مارکس (۲۰۱۳) و هو، ژو و ژانگ (۲۰۱۵) در زمینه ناهنجاری ناشی از عامل سودآوری، دیچو (۱۹۹۸)، کمپل، هیلشر و زیلاکی (۲۰۰۸) و سلیم، شهریاری و فدایی‌نژاد (۱۳۹۴) در زمینه ناهنجاری ناشی از ریسک درماندگی مالی، کومار(۲۰۰۹) و بالی، کاکیسی و واتیلاو (۲۰۱۱) در زمینه ناهنجاری‌های ناشی از سهام بخت‌آزمایی، آنگ، هودریک ژینگ و ژانگ (۲۰۰۶) درباره ناهنجاری‌های ناشی از اثر ریسک غیرسیستماتیک، کائو، سیمین و ژائو (۲۰۰۸) و بدری، عرب‌مازاد و دولو (۱۳۹۳) اشاره می‌شود.

با وجود اینکه ادبیات نظری و یافته‌های تجربی مربوط به هر یک از این ناهنجاری‌ها و پژوهش‌های تجربی مرتبط با آن بسیار غنی و گسترده است، اما اثر ترکیبی آن بر بازده سهام مبهم است. بر این اساس تفکرات جدید از سوی پژوهشگرانی نظیر اندرسون و گارسیا (۲۰۰۶)، تریجورجیس و لمبرتیدس (۲۰۱۴)، دل ویوا، کازانن و تریجورجیس (۲۰۱۷) و بالی، دل ویوا، لمبرتیدس و تریجورجیس (۲۰۱۷، ۲۰۱۹) شکل گرفته‌است که ادعا می‌کند منشا این ناهنجاری‌ها به واسطه اختیارات و فرصت‌های رشد واقعی شرکت است که در نهایت بر چولگی تابع توزیع بازده اثر می‌گذارد.

پژوهش‌های تجربی سال‌های اخیر بر تحلیل ویژگی‌های شرکت در توضیح بازده سهام تمرکز کرده‌است. ناتوانی بتا مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای (شارپ، ۱۹۶۴؛ لینتر، ۱۹۶۴؛ موسین، ۱۹۶۶) در توضیح بازده سهام، مجموعه‌ای از پرسش‌های بدون پاسخ را در ادبیات قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای به جای گذاشته است. نظریه‌ای بر پایه چارچوب میانگین-واریانس مارکوتیز پیش‌بینی می‌کند در وضعیت تعادل، فقط ریسک بازار ناشی از حرکات متقابل (کوواریانس) بین بازده دارایی با سبد

[1] – sharpe
2- Lintner
3- Modigliani & Miller
4- Fama & French.
5- Papanastasopoulos
6- Emmanuel Tsiritakis
7- Lyimo
8- Capital Gain
9- DIividend
10- Jonathan Lewellen
11- Olivero Roggi
12- Alessandro Giannozzi
13- Mahmood Moeinddin et al
14- Jone Kommunuri
15- Im , Pesaran, Shin
16- Levin, Lin

بازار قیمت‌گذاری می‌شود و سرمایه‌گذاران با تنوع بخشی کافی و تحمل ریسک مذکور انتظار کسب بازده دارند. افراد ریسک‌گریز هستند، تابع توزیع بازده نرمال است و دو گشتاور اول تابع توزیع بازده (میانگین و واریانس) برای سرمایه‌گذاران اهمیت دارد؛ اما به دلیل ترجیحات فردی متفاوت سرمایه‌گذاران و عوامل محیطی مختلف مانند اطلاعات ناقص، محدودیت فروش استقراضی، عدم نقدشوندگی هزینه معاملات و سایر عوامل بازدارنده، این باور مطرح می‌شود که شاید توضیح بازده مورد انتظار صرفا از طریق کوواریانس بازده بازار و سهم ممکن نیست و انتقادات جدی به مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایعه‌ای وارد شد و بنای ناهنجاری-ها در مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای شکل گرفته‌است؛ در این راستا فاما و فرنچ (۱۹۹۲، ۱۹۹۳) در جایگاه منتقدان برجسته، با معرفی عامل اندازه و نسبت ارزش دفتری به بازار برای ریسک غیرقابل تنوع بخشی نشان دادند که بتا قدرت کمی در توضیح بازده دارد و آنگونه که تریجورجیس و لمبرتیدس (۲۰۱۴) بیان می‌کنند بدون ارائه دلایل نظری قانع کننده مبنی بر بهتر بودن نسبت ارزش دفتری به بازار، پیامی با این مضمون دارند که بتا مرده است؟، زنده باد ارزش دفتری به بازار.

ناهنجاری ناشی از ریسک غیر سیستماتیک به واسطه وجود صرف ریسکی است که برخی سرمایه‌گذاران با تحمل این نوع ریسک مطالبه می‌کنند. نتیجه پژوهش لوی (۱۹۷۸)، مرتون (۱۹۸۷)، درو، میرلا، تونی و مادو (۲۰۰۴، ۲۰۰۶)، فو (۲۰۰۹) و مایتی (۲۰۱۹) مبین رابطه مستقیم بین ریسک غیرسیستماتیک و بازده است و در نتیجه پژوهش آنگ و همکاران (۲۰۰۹، ۲۰۰۶) رابطه معکوس بین ریسک غیرسیستماتیک و بازده را نشان می‌دهد. این نتایج متناقض منجر به شکل‌گیری معمای ریسک غیرسیستماتیک و ابهام درباره وجود داشتن یا نداشتن صرف ریسک ناشی از آن شده است (بدری و همکاران، ۱۳۹۳).

از این رو بر اساس مطالب ذکر شده در این پژوهش با این چالش روبرو هستیم که بین ناهنجاری حسابداری با ریسک و بازده شرکت های پذیرفته شده بورس اوراق بهادار تهران چه ارتباطی وجود دارد؟

۲- مبانی نظری و تجربی پژوهش

یکی از دغدغه‌های همیشگی پژوهشگران یافتن مدل قبولی است که با آن رابطه فراگیر بین آنچه در نظریه گفته می‌شود با آنچه در عمل اتفاق افتد برقرار شود. رابطه بین ریسک و بازده یکی از برجسته‌ترین موضوعات در این حوزه است. انتظار می‌رود با تحمل ریسک بیشتر، بازده بیشتری به دست آید؛ اما شواهد تجربی این موضوع را نشان نمی‌دهد و این ارتباط بصورت یک معما باقی مانده‌است. سرآغاز بسیاری از مدل‌ها برای تبیین این رابطه، مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای است. این مدل بر اساس مجموعه‌ای از مفروضات مشخص و در قالب معادله‌ای ساده بیان می‌کند که تنها عامل ریسک، از کواریانس بین بازده دارایی و بازده مجموعه بازار به دست می‌آید و امکان تنوع بخشی به این ریسک وجود دارد. بنابراین در مدل قیمت‌گذاری دارایی مطبق بر نظریه مدرن سبد، پاداشی برای پذیرش ریسک‌هایی که منشاء آن ریسک سیستماتیک نیست، در نظر نخواهد شد و بازده مورد انتظار صرفا با ریسک سیستماتیک پیوند دارد، با این حال مدل مذکور تمام بازده سهم و تغییرات آن را توضیح نمی-دهد و این موضوع ضمن اینکه زمینه تلاش پژوهشگران برای ارائه مدل‌های کاراتر را فراهم کرد، دست مایه پژوهشگران برای بررسی عوامل موثر بر بازده شده‌است؛ در این راستا و از دهه‌ی هفتاد میلادی تلاش‌ها در این زمینه سرعت و از این رو ادبیات ناهنجاری‌ها شکل گرفت. ناهنجاری‌ها در لغت به معنای انحراف از قواعد رایج (هارنبای، ۲۰۱۵) است و در حوزه مالی به الگویی در متوسط بازده سهام اطلاق می‌شود که با مدل‌های مرسوم در ادبیات قیمت‌گذاری دارایی‌ها سازگاری ندارد (کدربرگ و دوهرتی، ۲۰۱۵).

۲-۱- ناهنجاری حسابداری

طبق اهداف گزارشگری مالی سیستم حسابداری می‌بایست اطلاعات مفید را در خصوص پیش‌بینی ریسک و بازده سهام می‌باشد. در صورتی که اطلاعات حسابداری قادر به پیش‌بینی دقیق ریسک و بازده سهام نبوده و نسبت به مدل‌های قیمت-گذاری دارایی‌ها دقت و کارایی کمتری برخوردار باشد، به این پدیده عدم توانایی اطلاعات و اقلام حسابداری در پیش‌بینی بازده و ریسک سهام را ناهنجاری حسابداری می‌گویند. بتا (ریسک سیستماتیک) در جاهایی که به عنوان ورودی در تصمیم‌گیری داخلی مورد استفاده قرار می‌گیرد، به طور بالقوه توسط نقاط ضعف موجود درمدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای تضعیف می‌شوند. یک بی نظمی خاص در مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای، که "معمای ریسک صاحبان سهام" نامیده می شود، اما چرا باید ریسک صاحبان سهام در همه آن‌ها وجود داشته باشد و اگر چنین است، مقدار آن چه باید باشد (لینتنر، ۱۹۵۸). یک دلیل، وجود ارتباط عمده بین بازده‌های نامطمئن حسابداری یا به دلیل انعکاس انتظارات سرمایه‌گذاران از درآمدهای آتی است، که در آن چنین انتظاری؛ نوسانات رفتاری سرمایه‌گذاران که در اقتصاد حباب (یا نظریه مالی رفتاری) به آن اشاره شده، را به دنبال دارد مدارک و شواهد جمع آوری شده در دهه‌های اخیرنشان می‌دهد که مدل قیمت‌گذاری دارایی

سرمایه‌ای با قواعد تجربی بسیاری اا‌ز داده‌های مقطعی قیمت-گذاری دارایی ناسازگار است (فاماو فرنچ ، ۲۰۰۸). آزمون‌های اخیر همبستگی مثبت، منفی و یا غیر همبسته‌ای بین بازده و بتا، را گزارش می‌کند. فاما وفرنچ (۱۹۹۲) نشان می‌دهند مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای در توضیح مقطعی بازده متوسط، کارایی ندارد. به عبارت دیگر، همانطورکه توسط مدل قیمت-گذاری دارایی سرمایه‌ای پیش‌بینی شده است، متوسط بازده بازارسهام با بتا دارای همبستگی مثبت نیست. جواب‌هایی به این شکست ارائه شده‌است برخی شامل مطالعات اصول حسابداری درفرایند برآورد" ریسک صاحبان سهام" است بعضی نرخ بازده مورد نیازرا بوسیله استخراج نرخ بازگشت لازم برای برابری جریان نقدی آتی با قیمت بازارسهام درحال حاضر، محاسبه کرده اند. فاما وفرنچ (۱۹۹۳) یک مدل سه فاکتوری با فاکتورهای مربوط به اندازه شرکت، سهام موجود در بازار و بازارکل سهام را توسعه داده‌اند. آنها نشان می‌دهند، برخلاف مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای، مدلشان در بدست آوردن متوسط مقطعی بازده اوراق بهادار، موفق بوده است. فاما و فرنچ (۱۹۹۳ ، ۱۹۹۵) استدلال می‌کنند که این مدل سه فاکتوری حتی برای ریسک های عادی مشاهده نشده در بازده پرتفوی شاخص بازارموفق است. حتی اگر روش فاما وفرنچ در صورت انجام صحیح آن از لحاظ تجربی درست باشد، برخی مشکلات تصمیم‌گیری‌های مالی مخاطره‌آمیز برای مدیرمالی باقی می ماند؛ نخست اینکه اگرچه فاکتور بتا به آسانی از وب سایت‌های مالی در دسترس است، منابع در دسترس مشابه برای اندازه شرکت وسهام موجود در بازاروجود ندارد. دوم، برای انطباق خصوصیات شرکت با مدل مورد نظر، محاسبات بسیار زیادی مورد نیازاست. در نهایت، دقت و نظم آشکاردرمشاهدات تجربی فقط درتحقیقات فارما و فرنچ وجود دارد بنابراین هیچ مبنای قابل تعمیمی برای این روش درزمینه تصمیم گیری وجود ندارد (فاما و فرنچ، ۲۰۰۸: ۱۶۵۵).

۲-۲- حسابداری برمبنای اندازه گیری ریسک

روش ناهنجاری حسابداری می‌تواند پیش‌بینی بتا دارایی ازجریان‌های نقدی اساسی از شرکت و یا ارتباط با یک دارایی خاص را توسعه دهد .انجام این کار نیازمند تجزیهوتحلیل دقیق از ساختار هزینه و جریان‌های نقدی است. به طور کلی، تعهدات شرکت نسبت به دارایی که باعث ایجاد هزینه‌های ثابت است، واریانس ناشی از جریان‌های نقدی را افزایش می‌دهد ناهنجاری حسابداری با تجزیه وتحلیل هزینه برای شرکت نسبت به برقراری سهمی از هزینه کل که می‌تواند به عنوان هزینه ثابت طبقه‌بندی شود اقدام می‌کند. از چنین اندازه‌گیری سطح ریسک و نرخ بازده مورد نیاز را می‌توان سنجید. شرکت بدون هزینه ثابت بدون ریسک خواهد بود و سرمایه‌گذاران آن از یک نرخ بازده بدون ریسک برخوردار خواهند بود. شرکتی با سطح متوسط هزینه‌های ثابت، دارای ریسک متوسط و شرکتی با سطح بالای هزینه‌های ثابت، ریسک بالاتری خواهد داشت (پاپاناستاسپوولس و تسیرکاکیز ، ۲۰۱۵ : ۱۸۰).

۳- پیشینه پژوهش

۳-۱- پیشینه تجربی داخلی

جعفری و همکاران (۱۴۰۰)، در پژوهشی به تحلیل تاثیر ناهنجاری‌های بازار و فرصت‌های رشد بر بازده سهام پرداختند. نتایج نشان می‌دهد بین سودآوری، درماندگی مالی، بخت‌آزمایی و ریسک غیر سیستماتیک با بازده آتی رابطه وجود دارد؛ اما مدل‌های مرسوم قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای، صرف ناشی از ناهنجاری‌های مذکور را تبیین نمی‌کند. این شواهد به صورت غیرمستقیم موید وجود معمای سودآوری، بخت‌آزمایی و ریسک غیرسیستماتیک در بازار سرمایه ایران است و نشان می‌دهد سرمایه‌گذاران با گزینش راهبرد سرمایه‌گذاری مبتنی بر این ناهنجاری ممکن است بازده متفاوتی داشته باشند.

بخردی نسب و ژولانژاد (۱۴۰۰)، در پژوهشی به بررسی نقش پیش‌بینی‌های تحلیل‌گران جریان نقد در ناهنجاری اقلام تعهدی پرداختند. نتایج پژوهش آن‌ها حاکی از آن است که پیش‌بینی‌های جریان نقدی سبب کاهش نابهنجاری اقلام تعهدی می‌شود.

کیامهر و همکاران (۱۳۹۹) تحقیقی تحت عنوان " تبیین نقش ناهنجاری‌های بازار سهام در قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای پرداختند. یافته‌های پژوهش نشان می‌دهد که در هر سه مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای، مدل سه عاملی فاما و فرنچ (۲۰۰۱)، مدل چهار عاملی کاهارت و مدل پنج عاملی فاما و فرنچ (۲۰۱۴)، ناهنجاری بازار سهام در قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای تاثیر دارد و باعث افزایش صرف ریسک پرتفوی می‌گردد.

کیامهر و همکاران (۱۳۹۹)، در پژوهشی به تبیین نقش ناهنجاری‌های بازار سهام در قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای پرداختند. نتایج نشان می‌دهد که در هر سه مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای مدل سه عاملی فاما و فرنچ، مدل چهارعاملی کارهارت و مدل پنج عاملی فاما و فرنچ، ناهنجاری-های بازار سهام در قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای تاثیر دارد و باعث افزایش ریسک پرتفوی می‌گردد. نتایج همچنین نشان می‌دهد که در هر سه مدل قیمت‌گذاری ارائه مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای مبتنی بر ناهنجاری‌های بازار سهام قدرت

پیش‌بینی مدل‌های رایج قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای را افزایش می‌دهد.

نادری بنی و همکاران (۱۳۹۸)، در پژوهشی به بررسی آزمون ناهنجاری حسابداری مدل سه عاملی فاما و فرنچ در سطح شرکت با استفاده از رویکرد بیز سلسله مراتبی و شبیه‌سازی مونت کارلو زنجیر مارکوفی پرداختند. نتایج حاصل از این پژوهش نشان می‌دهد که اندازه، نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار، سودآوری، رشد دارایی، اقلام تعهدی سرمایه در گردش، سرمایه‌گذاری‌ها، تعداد سهام منتشره و تامین مالی خارجی برای مدل سه عاملی فاما و فرنچ در سطح شرکت به عنوان ناهنجاری شناخته نمی‌شوند.

عبدالله خانی و آذر پور (۱۳۹۶) تحقیقی تحت عنوان " تبیین ناهنجاری اقلام تعهدی و ناهنجاری سرمایه گذاری توسط پراکندگی بازده " راانجام دادند که در آن ناهنجاری اقلام تعهدی و ناهنجاری سرمایه‌گذاری و تبیین این دو، توسط متغیر پراکندگی بازده به عنوان نماینده‌ی وضعیت اقتصادی، مطالعه شده است. برای آزمون فرضیه‌ها از رگرسیون مقطعی دو مرحله-ای و رگرسیون سری زمانی و همچنین داده‌های ماهانه متشکل از ۱۲۵ سال – شرکت استفاده شده است. براساس نتایج این پژوهش پراکندگی بازده، علاوه بر سه عامل فاما و فرنچ دارای صرف ریسک مثبت است. در این پژوهش پراکندگی بازده فقط توانایی تبیین ناهنجاری اقلام تعهدی را دارد و شرکت‌های با اقلام تعهدی پائین ، بازده آتی بالاتری به دلیل جبران ریسک پراکندگی بازده دارند.

داریوش فروغی و رهروی دستجردی (۱۳۹۵) تحقیقی تحت عنوان" نابهنجاری های بازار و بازده‌های غیرعادی " مورد بررسی قرار دادند که درآن مقاله سعی شد، مفهوم « غیر عادی بودن » بازده های آتی بررسی شود. لذا به بررسی این موضوع پرداخته شد که آیا متغیرهایی که شاخص نابهتجاری در بازار هستند، بازده آتی را در همان جهتی پیش‌بینی می‌کنندکه سود آتی یا رشد در سود آتی را پیش‌بینی کرده بودند یا خیر. اگر این هم جهت بودن اثبات شود، می‌توان نتیجه گرفت بازدهی که به وسیلهٔ این متغیرها پیش بینی شود « بازده غایر عادی » نیست؛ بلکه بازدهی است که طبق پیش بینی باید به وقوع بپیوندد (بازده مورد نیاز). برای این منظور، چهار فرضیه تدوین شد و نمونه‌ای متشکل از ۷۴ شرکت از شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران انتخاب شدند و طی سال های ۱۳۸۲ تا ۱۳۹۲ بررسی گردیده‌اند. نتایج نشان می‌دهد که متغیرهای اقلام تعهدی سرمایه در گردش، روند حرکت بازده سهام، تأمین مالی خارجی و بازده دارایی‌ها توانسته‌اند سود آتی و بازده آتی و رشد در بازده آتی را دریک جهت به صورت معنادار پیش‌بینی کنند. این موضوع نشان می‌دهد که بازدهی که به وسیلهٔ این متغیرها پیش بینی شود، بازده غیر عادی نمی‌باشد و کاملاً با فرض انتظارات عقلایی منطبق است.

علوی و حقیقت تحقیقی با عنوان (۱۳۹۲) "بررسی رابطه بین شفافیت سود حسابداری و بازده غیرعادی سهام" انجام دادند که در این تحقیق ارتباط بین شفافیت سود حسابداری و بازده غیرعادی سهام در دو حالت بررسی شده است. ابتدا رابطه بین این دو متغیر بدون در نظر گرفتن متغیرهای کنترلی آزمون شده است و سپس با اضافه کردن متغیرهای کنترلی این دو متغیر بررسی شده‌اند. آزمون فرضیه‌های تحقیق، با بکارگیری اطلاعات مالی ۹۲ شرکت پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران در سال‌های ۱۳۸۴ تا ۱۳۸۹ صورت گرفته‌است. یافته‌های تحقیق نشان می‌دهد ارتباط منفی و معنی داری بین شفافیت سود حسابداری و بازده غیرعادی سهام با و بدون وجود متغیرهای کنترلی در محیط بورس اوراق بهادار تهران وجود دارد.

باغومیان و شعبانی و بیات (۱۳۹۲)، تحقیقی با عنوان "ارتباط ارزشی سود حسابداری با بازده عادی و غیر عادی" انجام دادند که در این تحقیق، ارتباط ارزشی سود حسابداری و تغییرات آن با بازده عادی و غیرعادی مورد بررسی قرار گرفته-است. با توجه به مبانی نظری و ادبیات موضوعی، برای تجزیه و تحلیل داده‌ها، پنج مدل رگرسیونی مورد استفاده قرار گرفته-است. نتایج حاصل از تجزیه‌وتحلیل داده‌ها بیانگر این است که سود حسابداری برای استفاده‌کنندگان دارای ارتباط ارزشی است. به عبارتی دیگر، هر دو متغیر بر بازده عادی سالانه و بازده غیرعادی سالانه دارای رابطه معنادار با سود حسابداری می‌باشند. به این صورت که اعلان سود حسابداری با بازده عادی دارای رابطه مستقیم و معنی‌دار ولی با بازده غیرعادی دارای رابطه معکوس و معنی‌دار می‌باشد. در واقع اعلان سود حسابداری بر قیمت سهام تاثیرگذار می‌باشد.

۲-۳- پیشینه تجربی خارجی

آلتی و تیتمن (۲۰۱۹)، در مقاله‌ای به بررسی یک مدل دینامیکی بر مبنای ویژگی برای قابلیت پیش‌بینی بازده سهام پرداخت. آن‌ها در این مقاله یک مدل پویا ارائه می‌دهند که ارتباط قابلیت پیش‌بینی بازده سهام مبتنی بر ویژگی شرکت را به عوامل سیستماتیک که ارزش بنیادی شرکت را تعیین می‌کند، پیوند دهد. در این مدل، فرایند اختلال اقتصادی در سراسر کشور، سود کسب و کارهای موجود را به پروژه‌های جدید اختصاص می‌دهد و به همین ترتیب یک منبع از ریسک سیستماتیک برای اوراق بهادار شرکت‌های مرتب شده بر حسب ارزش، سودآوری و رشد

دارایی ایجاد می‌کند. این مدل پیش‌بینی‌های مربوط به پیش-بینی شرطی پرتفوی‌ها را نشان می‌دهد و مشخص می‌کند چگونه پایداری بازده، احتمال جذب ویژگی‌ها بر مبنای ناهنجاری را افزایش می‌دهد.

پرامباتر و فنگپیس (۲۰۱۹)، در مقاله ای به بررسی ناهنجاری نسبتا جدیدی از رشد سرمایه‌گذاری پرداختند. آن‌ها در تحقیق خود فاکتور رشد سرمایه‌گذاری را همراه با سایر عوامل مبتنی بر ویژگی و بارهایشان در مدل سه عاملی فاما و فرنچ بارگذاری نمودند و به این نتیجه دست یافتند که ریسک کواریانس در مورد رشد، اندازه و ارزش سرمایه‌گذاری به عنوان متغیرهای تعیین کننده بازده سهام لازم نیست بلکه ویژگی‌های شرکت مربوط به رفتار (به عنوان مخالف با خطرات کواریانس) به عنوان متغیرهای توضیحی برای بازده سهام ضروری است.

جاناتان لوئولن (۲۰۱۷) ، تحقیقی را تحت عنوان " ناهنجاری حسابداری و تجزیه و تحلیل بنیادی : دیدگاه جایگزین " در مجله حسابداری و اقتصاد دانشکده تجارت هانوور آمریکا به ثمر رساند که در آن آمده است که ادبیات مربوط به ناهنجاری حسابداری و تجزیه‌وتحلیل اساسی، بینش مهم در رفتار، قیمت سهام و رابطه بین اعداد حسابداری و ارزش شرکت است. بررسی وی در مورد پنج موضوع کلیدی ازاین ادبیات شامل این موارد است: (۱) تبعیض بین ریسک و توضیحات اشتباه برای انحراف بازگشت. (۲) برآورد هزینه ضمن سرمایه (۳) درک سرمایه‌گذاران از روند درآمد (۴) درک اهمیت هزینه‌یابی تجاری و اندازه شرکت (۵) بهبود ساختاری استراتژی‌های مبتنی بر مشخصه. در ادامه بحث وی نشانگر چالش مهم مطرح شده در ادبیات است و پیشنهاداتی را برای بهبود تست‌های تجربی ارائه می دهد.

اُلیور روگگی و آلساندرو گینانوززی (۲۰۱۶) ، در تحقیقی تحت عنوان " افشای ارزش منصفانه ریسک نقدینگی و بازده سهام " ، به بررسی تأثیر ریسک نقدینگی بر قیمت‌های سهام شرکت‌های مالی و غیر مالی با تحلیل واکنش سرمایه پرداختند. نتایج نشان دادند که واکنش سرمایه‌گذاران به رویدادهای بحرانی تحت تأثیر ریسک نقدینگی قرار گرفته و توسط سطوح سلسله مراتب ارزش منصفانه در شرکت‌های مالی و غیر مالی بیان می-شوند.

جورجیسوس پاپاناستاسپوولس و امانوئل تسیرکاکیز (۲۰۱۵)، در تحقیقی تحت عنوان " ناهنجاری تعهدی در اروپا : نقش تحریف حسابداری" نشان دادندکه بازار سهام عمدتاً ناشی از تحریف حسابداری موقتی ناشی از حسابداری تعهدی است. و اعتبار این توضیح را در زمینه بین المللی بررسی کردند. بدین گونه که در ۱۵ بازار سهام اروپا توسعه یافته، اعوجاج حسابداری منجر به ایجاد رابطه منفی بین تعهدات و عملکرد درآمد آینده در ۱۴ بازار سهام می‌شود. به طور خاص، تعهدات مربوط به اعوجاج حسابداری پیش بینی می‌کند که در ۷ بازار از ۹ بازار انحراف تعهدی در اروپا رخ می‌دهد. در نهایت در این تحقیق نشان داده شد که تأثیر تحریم حسابداری بر قیمت‌گذاری اجزای تعهدی درآمد در بازار با سطح بالاتری از اعتماد و سطح پائین تری از محرمانه قوی‌تر است.

۲-۷- فرضیه های پژوهش

۱) بین بازده مبتنی بر رویکرد حسابداری بر اساس اندازه گیری ریسک و مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه ای تفاوت معنی داری وجود دارد.
۲) بین ریسک مبتنی بر رویکرد حسابداری بر اساس اندازه‌گیری ریسک و مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای تفاوت معنی‌داری وجود دارد.
۳) بین ریسک مبتنی بر مدل قیمت‌گذاری دارایی های سرمایه‌ای و بازده واقعی ارتباط مستقیم معنی‌داری وجود دارد.
۴) بین ریسک مبتنی بر رویکرد حسابداری بر اساس اندازه‌گیری ریسک و بازده واقعی ارتباط مستقیم معنی-داری وجود دارد.
۵) بین بازده مبتنی بر مدل قیمت گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای و بازده واقعی ارتباط مستقیم معنی‌داری وجود دارد.
۶) بین بازده مبتنی بر رویکرد حسابداری بر اساس اندازه-گیری ریسک و بازده واقعی ارتباط مستقیم معنی‌داری وجود دارد.

۳- روش شناسی پژوهش

پژوهش حاضر از نظر هدف کاربردی و از نظر ماهیت و روش از نوع توصیفی- همبستگی بوده و برای آزمون فرضیه‌ها از رگرسیون چند متغیره با به کارگیری داده‌های ترکیبی (پانل) استفاده می‌گردد. داده‌های مورد نیاز این پژوهش از طریق بانک‌های اطلاعاتی رایانه‌ای و مراجعه به کتابخانه سازمان بورس و اوراق بهادار و استفاده از نرم افزار ره‌آورد نوین و مراجعه به وب سایت www.rdis.ir سایت متعلق به سازمان بورس و اوراق بهادار (مدیریت پژوهش، توسعه و مطالعات اسلامی)، جمع‌آوری گردید. همچنین صورت‌های مالی شرکت‌ها شامل ترازنامه، صورت جریان وجوه نقد و یاداشت‌های همراه صورت‌های مالی در پایان هر سال مالی (۲۹ اسفند ماه) به عنوان ابزار تحقیق مورد استفاده قرار گرفته است.همچنین برای محاسبه‌ی متغیرها و تجزیه و

تحلیل داده ها و استخراج نتایج پژوهش ازنرم افزار EViews استفاده شده است.

۱-۳- جامعه و نمونه آماری پژوهش

جامعه آماری شامل کلیه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران بوده که روش نمونه گیری غربالگری با اعمال شرایط زیر می باشد:

۱) اطلاعات مالی شرکت‌های مورد آزمون در دوره زمانی پژوهش در دسترس باشد.
۲) شرکت‌ها از ابتدای سال ۱۳۹۲ تا ۱۳۹۹ در بورس اوراق بهادار تهران پذیرفته شده باشد.
۳) شرکت‌ها در فاصله زمانی تحقیق تغییر دوره مالی نداده و سال مالی آنها منتهی به ۲۹ اسفند باشد.
۴) جزء موسسه‌های مالی، سرمایه گذاری و بانک ها نباشد.
۵) وقفه بیشتر از سه ماه در معاملات آن‌ها رخ نداده باشد.

در نهایت حجم نمونه نهایی با توجه به روش غربالگری ۱۱۵ شرکت می باشد.

۲-۳-متغیرهای پژوهش

متغیرهای مستقل

در این پژوهش متغیر مستقل ناهنجاری حسابداری است که شامل متغیرهای بازده مبتنی بر رویکرد، ریسک مبتنی بر رویکرد حسابداری بر اساس اندازه گیری ریسک، و نرخ متوسط سود برای همه شرکت ها می‌باشد.

بتا (ریسک سیستماتیک) در جاهایی که به عنوان ورودی در تصمیم‌گیری داخلی مورد استفاده قرار می‌گیرد، به طور بالقوه توسط نقاط ضعف موجود درمدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای تضعیف می‌شوند. یک بی نظمی خاص در مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای، که "معمای ریسک صاحبان سهام" نامیده می شود، اما چرا باید ریسک صاحبان سهام در همه آن‌ها وجود داشته باشد و اگر چنین است، مقدار آن چه باید باشد (لینتنر، ۱۹۵۸). یک دلیل، وجود ارتباط عمده بین بازده‌های نامطمئن حسابداری یا به دلیل انعکاس انتظارات سرمایه‌گذاران از درآمدهای آتی است، که در آن چنین انتظاری؛ نوسانات رفتاری سرمایه‌گذاران که در اقتصاد حباب (یا نظریه مالی رفتاری) به آن اشاره شده، را به دنبال دارد مدارک و شواهد جمع آوری شده در دهه‌های اخیرنشان می‌دهد که مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای با قواعد تجربی بسیاری اا‌ز داده‌های مقطعی قیمت-گذاری دارایی ناسازگار است (فاماو فرنچ ، ۲۰۰۸).

ناهنجاری ناشی از ریسک غیر سیستماتیک به واسطه وجود صرف ریسکی است که برخی سرمایه‌گذاران با تحمل این نوع ریسک مطالبه می‌کنند. نتیجه پژوهش آنگ و همکاران (۲۰۰۹، ۲۰۰۶) رابطه معکوس بین ریسک غیرسیستماتیک و بازده را نشان می‌دهد. ما نیز به پیروی از پژوهش‌های فوق دو معیار بازده مبتنی بر رویکرد ABRM (R_{ABRM}) و ریسک مبتنی بر رویکرد حسابداری(ABRM) بر اساس اندازه گیری ریسک(γ) را به عنوان ناهنجاری‌های حسابداری در نظر می‌گیریم.

- بازده مبتنی بر رویکرد ABRM (R_{ABRM}) :

مدل ABRM با استفاده از معادله زیر به محاسبه بازده می‌پردازد:

$$Ri = Rf + [E\pi m - Rf]\gamma i \qquad (1)$$

$ER_m - R_f$: اختلاف بین نرخ مورد انتظار بازده بازار و نرخ بازده بدون ریسک؛ γi : وابسته به همه شرکتها i نرخ متغیر سود برای شرکت ؛ $E\pi m$: نرخ متوسط سود یرای همه شرکتها؛ R_i : نرخ مورد نیاز بازده شرکت؛ R_f : نرخ بازده بدون ریسک

- ریسک مبتنی بر رویکرد حسابداری(ABRM) بر اساس اندازه گیری ریسک(γ):

بنابراین γi، می تواند به صورت $\Delta ARRI/\Delta ARRm$ محاسبه شود، که درآن m مجموع دارایی‌های واقعی و یا معیار معادل مناسب آن است.

به طور مشابه ، γi می تواند به صورت CDOLi/CDOLm محاسبه شود. درهرمورد، نیاز به مقایسه ARR یاCDOL با یک معیارمعادل است. این است که γi به عنوان عامل متغیر مشترک در درآمد حسابداری شرکت و درآمد بازار سهام است(2) .

فرانک (۲۰۱۵)، در مطالعه‌ای با عنوان عوامل جدید قیمت-گذاری دارایی و بازده‌های مورد انتظار اوراق قرضه به تحلیل چگونگی قیمت‌گذاری اثر دو عامل جدید سودآوری و سرمایه-گذاری بر بازده سهام پرداختند. آن‌ها در پژوهش خود بررسی کردند که صرف‌های ریسک سیستماتیک تا چه حد به سودآوری عملیاتی و سرمایه‌گذاری که توسط فاما و فرنچ تعریف شده‌اند مرتبط هستند. نتیجه پژوهش آن‌ها نشان از رابطه منفی بین سودآوری و صرف ریسک دارد و رابطه بین سرمایه‌گذاری و مولفه‌های ریسک کاملا قوی و مستحکم نیست، در کل نتایج کار آن‌ها از ناسازگاری این دو عوامل با بازده حکایت دارد و جزئی از ناهنجاری‌های حسابداری است. در این پژوهش به پیروی از فرانک (۲۰۱۵)، نرخ متوسط سود برای همه شرکت‌ها را معیاری برای ناهنجاری حسابداری در نظر گرفته شده‌است.

- نرخ متوسط سود برای همه شرکت ها($E_{\pi m}$):

محاسبه $E_{\pi m}$ ازبرآورد پیش بینی هزینه، درآمد و فروش و مقایسه صورت‌های مالی واقعی با پیش‌بینی شده و محاسبه نرخ بازده حسابداری(ARR)، که به عنوان" سرمایه کل سود " تعریف و برای دوره جاری و پیش بینی محاسبه می‌شود . ΔARR، پیش-بینی ARR تقسیم شده دوره جاری است. این نسبت درتناسب با سهم هزینه‌های ثابت از هزینه کل افزایش می‌یابد DOL به عنوان "(فروش - هزینه های متغیر)/ سود " و یا معادل آن " (هزینه های ثابت + سود) / سود " تعریف شده است. با توجه به این تعاریف محاسبه DOL، فقط از حساب گردش وجوه نقد در صورت سود و زیان به دست می‌آید. بنابراین لازم است فاکتور اثرات نسبت گردش دارایی تعدیل شود، یا رابطه متناسب بین جمع سرمایه‌گذاری و معادل صورت سود و زیان آن ایجاد شود. این به صورت Δ سرمایه /Δ فروش محاسبه می‌شود. اگر این عامل در DOL ضرب شود، نتیجه ΔARR خواهد شد. به عبارت دیگر ΔARR تجزیه می شود به DOL و میزان گردش سرمایه. بنابراین ΔARR معادل وزن سرمایه DOL برآوردی است (3).

متغیر تعدیل گر

در این تحقیق متغیر تعدیل‌گر شامل ریسک مبتنی بر مدل CAPM و بازده مبتنی بر مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه-ای می‌باشد که هریک را شرح می‌دهیم .

- بازده مبتنی بر مدل قیمت گذاری دارایی های سرمایه ای (R_{CAPM}) :

بازده مبتنی بر مدل CAPM: مدل CAPM با استفاده از معادله زیر به محاسبه نرخ بازده می پردازد. در پارامترهای سمت راست Rf معادل نرخ پایه بانکی و یا اوراق مشارکت دولتی است ، $[ER_m - R_f]$از یک رگرسیون از بازده بدون ریسک بر بازده شاخص بازار بدست می‌آید.

$$R_i = R_f + [ER_m - R_f]*\beta_i \qquad (4)$$

$ER_m - R_f$: اختلاف بین نرخ مورد انتظار بازده بازار و نرخ بازده بدون ریسک؛ γi : وابسته به همه شرکت‌ها i نرخ متغیر سود برای شرکت؛ ER_m : نرخ مورد انتظار بازده بازار؛ R_i : نرخ مورد نیاز بازده شرکت ؛ R_f : نرخ بازده بدون ریسک

- ریسک مبتنی بر مدل CAPM (شاخص ریسک سیستماتیک (β):

این معیار نشان دهنده نوسانات بازده یک دارایی نسبت به نوسانات بازده شاخص بازار اس . برای اندازه‌گیری این معیار ابتدا کوواریانس بین بازده دارایی مورد نظر (R_i) و بازده پرتفوی بازار (R_m) محاسبه و مقدار حاصله بر واریانس بازده پرتفوی بازار تقسیم می‌شود. تنوع ریسک برای شرکت با استفاده از γ متمایز ازβ سنتی، منعکس‌کننده اتکا به فاکتورها و داده های بازار داخلی در گذشته است که از داده‌های بازار مالی در CAPM متفاوت است. مدل ABRM با استفاده از روش زیر به محاسبه ریسک می پردازد:

$$\beta = \frac{\sum_{i=1}^{n}(R_{it}-\overline{R_I})(R_{mt}-\overline{R_m})}{\sum_{i=1}^{n}(R_{mt}-\overline{R_m})^2} \qquad (5)$$

$\beta = Cov(R_i,R_m) / Var(R_m)(\beta)$

متغیرهای وابسته

در این تحقیق متغیر وابسته، بازده واقعی، نرخ بازده بازار و نرخ بازده بدون ریسک است که ارتباط آنها به شرح زیر می‌باشد.

- بازده واقعی(R_{actual}) :

به زبان ساده بازده عبارت است از عایدی حاصل از سرمایه-گذاری . بازده هر دارایی (سهم) عبارت است از نسبت تغییرات قیمت آن دارایی (سهم) در یک دوره به قیمت ابتدای دوره .نحوه محاسبه بازده سهام از طریق فرمول زیر خواهد بود (اسلامی و بیدگلی، ۱۳۸۴):

$$R_{i.t} = \frac{(p_t - p_{t-1}) + DPS_t + SO_t + SR_t}{P_{t-1}} \qquad (6)$$

R_{it}: بازده شرکت i دردوره زمانی t؛ P_t: قیمت هرسهم درپایان دوره زمانی t؛ P_{t-1} : قیمت هرسهم درپایان دوره زمانی t-1؛ DPS_t:سود تقسیمی متعلق به هرسهم دردوره t؛ SO_t: ارزش گواهینامه اختیارخرید سهم اعطا شده دردوره زمانی t؛ SR_t : ارزش حق تقدم خرید سهام اعطایی در دوره زمانی t.

- نرخ بازدهی بدون ریسک (R_f) :

که برای نرخ بازدهی بدون ریسک از نرخ سود سپرده های سرمایه‌گذاری بلند مدت یک ساله بانک مرکزی استفاده شده است (7) .

بازده بازار(R_m) (پورحیدری و شهبازی، ۱۳۸۷):

$$R_I=R_f+ \beta i\,(Rm - R_f) \qquad (*) \qquad (8)$$

رابطه (*) را می توان به صورت رابطه زیر بیان کرد.

$$R_j-R_f=\alpha_j+ \beta i\,(Rm - R_f) + \varepsilon_j \qquad (**)$$

۳-۳- مدل تحقیق و روش آزمون فرضیه ها

با توجه به ادبیات تحقیق موجود و نیز ماهیت فرضیه‌های تحقیق در این پژوهش از داده‌های ترکیبی استفاده شده‌است. به منظور تعیین مدل مناسب (تلفیقی یا تابلویی با اثرات ثابت یا تصادفی) برای آزمون فرضیات از آزمون‌های چاو و هاسمن استفاده شده است. در این تحقیق به منظور آزمون فرضیات از چهار مدل رگرسیونی به شرح زیر استفاده شده است. فرضیه اول پژوهش که بین ریسک مبتنی بر مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای و بازده واقعی ارتباط مستقیم معنی‌داری وجود دارد. با توجه به سطح معناداری آزمون چاو نشان می‌دهد که فرض اولیه مدل تلفیقی تأئید نمی‌شود به بیان دیگر آثار فردی و گروهی وجود دارد و باید از روش داده‌های تابلویی (پانل) برای برآورد مدل رگرسیونی تحقیق استفاده شود که در ادامه برای تعیین نوع مدل پانل (با اثرات تصادفی یا اثرات ثابت) از آزمون هاسمن استفاده می‌شود.

$$R_{it}-R_{ft}=\alpha+\beta_{i}(R_{mt}-R_{ft})+\varepsilon_{j} \quad ; t=1,\dots T$$

$$R_{i,actual}=\alpha_0+\alpha_1\beta_{i,t}$$

مورد فرضیه دوم و سوم هم وضعیت به همین منوال است، اما با توجه به آزمون هاسمن برازش مدل های رگرسیونی اول و سوم این تحقیق با استفاده از مدل داده‌های پانل به روش اثرات ثابت خواهد بود و برای مدل سوم، استفاده از مدل داده‌های پانل به روش اثرات تصادفی مناسب خواهد بود.

فرضیه چهارم $R_{i,actual}=\alpha_0+\alpha_1\gamma_{i,t}$

فرضیه پنجم $R_{i,actual}=\alpha_0+\alpha_1 R_{CAPM\,i,t}$

اما در مورد مدل چهارم با توجه به سطح معناداری، نتایج ازمون چاو نشان می‌دهد که فرض اولیه تأئید می‌شود ، به بیان دیگر، آثار فردی یا گروهی وجود ندارد و باید از روش داده‌های تلفیقی برای برآورد مدل رگرسیونی تحقیق استفاده شود و لذا نیاز به آزمون هاسمن نمی‌باشند.

فرضیه ششم $R_{i,actual}=\alpha_0+\alpha_1 R_{ABRM\,i,t}$

۴- یافته های پژوهش

در نگاره(۱) ، آماره‌های توصیفی متغیرهای تحقیق را در طی دوره مورد بررسی نشان می‌دهد.

نگاره (۱)- آماره های توصیفی متغیرهای تحقیق

	شرح متغیرها	میانگین	میانه	انحراف معیار	کمینه	بیشینه
R_{actual}	بازده واقعی	۰/۳۹۵۱	۰/۳۹۲۶	۰/۰۶۸۷	۰/۲۷۰۳	۰/۶۰۲۰
R_{ABRM}	بازده مبتنی بر رویکرد حسابداری بر اساس اندازه گیری ریسک	۰/۳۸۲۹	۰/۳۷۹۴	۰/۰۶۴۶	۰/۲۷۳۴	۰/۵۵۰۲
R_{CAPM}	بازده مبتنی بر مدل قیمت گذاری دارایی های سرمایه ای	۰/۶۳۴۶	۰/۶۴۹۹	۰/۳۵۶۶	۰/۰۳۹۹	۱/۴۷۲۷
$E\pi_m$	متوسط نرخ سود مورد انتظار شرکت ها	۰/۳۹۰۰	۰/۳۸۴۰	۰/۰۲۹۱	۰/۳۵۷۵	۰/۴۳۷۸
R_m	نرخ بازده بازار	۰/۵۰۳۱	۰/۵۰۳۱	۰/۲۳۹۰	۰/۱۱۲۱	۰/۸۵۸۱
γ	ریسک مبتنی بر رویکرد حسابداری بر اساس اندازه گیری ریسک	۰/۹۶۴۱	۰/۹۷۱۹	۰/۲۷۴۴	۰/۴۷۴۵	۱/۴۲۵۱
β	ریسک مبتنی بر مدل قیمت گذاری دارایی های سرمایه ای	۱/۴۱۹۴	۱/۴۱۹۴	۰/۲۹۰۹	۰/۸۸۷۳	۱/۹۲۷۳
R_f	نرخ بازده بدون ریسک	۰/۱۸۲۰	۰/۱۸۰۰	۰/۰۱۱۷	۰/۱۷۰۰	۰/۲۰۰۰

۴-۱- آزمون فرضیه اول پژوهش

نتایج حاصل از فرضیه اول در نگاره (۲) مشخص شده است. بین بازده محاسبه شده توسط رویکرد حسابداری مبتنی بر اندازه-گیری ریسک و مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای تفاوت معنی‌داری وجود دارد. همچنین با توجه به منفی بودن حد بالا و پایین دو گروه از شرکت‌ها، تفاوت میانگین دو جامعه کم‌تر از صفر خواهد بود، که در این صورت میانگین بازده در جامعه دوم (مدل قیمت گذاری دارایی سرمایه‌ای) از میانگین بازده جامعه اول (رویکرد حسابداری مبتنی بر اندازه گیری ریسک) بیشتر است. بررسی نتایج نشان می‌دهد، چون مقدار آزمون لون F=۱/۰۳ در سطح خطای ۵ درصد، بزرگ‌تر از ۵٪ می‌باشد (sig= ۰/۳۱۲) می‌باشد. بنابراین در ادامه بررسی‌ها از سطر اول آزمون t استفاده می‌نماییم. نتایج آزمون نشان می‌دهد چون قدر مطلق آماره t (t=-۲/۳۹۲) بزرگتر از ۲- و سطح معنی‌داری آن (sig = 0/۰۴۲) کوچکتر از ۵٪ می‌باشد. بنابراین فرض H_0 را مبنی بر این که بین بازده مبتنی بر رویکرد حسابداری بر اساس اندازه گیری ریسک و مدل قیمت گذاری دارایی سرمایه ای تفاوت معنی داری وجود ندارد را رد و فرضیه H_1 را می پذیریم.

همچنین با توجه به منفی بودن حد بالا و پایین دو گروه از شرکت ها، تفاوت میانگین دو جامعه کم‌تر از صفر خواهد بود، که در این صورت میانگین بازده در جامعه دوم (مدل قیمت-گذاری دارایی سرمایه‌ای) از میانگین بازده جامعه اول (رویکرد حسابداری مبتنی بر اندازه‌گیری ریسک) بیشتر است.

۴-۲- آزمون فرضیه دوم پژوهش

نتایج حاصل از فرضیه دوم در نگاره (۲) مشخص شده است بین ریسک محاسبه شده توسط رویکرد حسابداری مبتنی بر اندازه-گیری ریسک و مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای تفاوت معنی‌داری وجود دارد. همچنین با توجه به منفی بودن حد بالا و پایین دو گروه از شرکت ها، تفاوت میانگین دو جامعه کم‌تر از صفر خواهد بود، که در این صورت میانگین ریسک در جامعه دوم (مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای) از میانگین ریسک جامعه اول (رویکرد حسابداری مبتنی بر اندازه‌گیری ریسک) بیشتر است. در این آزمون چنانچه سطح معنی‌داری آزمون لون(آماره F) از ۰/۰۵ بزرگ‌تر باشد، در آن صورت از نتایج ردیف اول استفاده می‌نماییم که فرض برابری واریانس دو گروه را می‌پذیرد. اما چنانچه سطح معنی‌داری این آزمون از ۰/۰۵ کوچک‌تر باشد، در آن صورت از نتایج ردیف دوم استفاده می‌کنیم که فرض عدم برابری واربانس‌ها برای دو گروه را می‌پذیرد. بررسی نتایج نشان می‌دهد، چون مقدار آزمون لون F=۷/۷۰۴ در سطح خطای ۵ درصد، کوچکتر از ۵٪ می‌باشد (sig= ۰/۰۴۱) می‌باشد. بنابراین در ادامه بررسی‌ها از سطر دوم آزمون t استفاده می‌نماییم. نتایج آزمون نشان می‌دهد چون قدر مطلق آماره t (t=-۲/۹۰۹) بزرگتر از ۲- و سطح معنی‌داری آن (sig = ۰/۰۲۱) کوچکتر از ۵٪ می‌باشد. بنابراین فرض H_0 را مبنی بر این که بین ریسک مبتنی بر رویکرد حسابداری بر اساس اندازه گیری ریسک و مدل قیمت گذاری دارایی سرمایه ای تفاوت معنی داری وجود ندارد را رد و فرضیه H_1 را می پذیریم. همچنین با توجه به منفی بودن حد بالا و پایین دو گروه از شرکت ها، تفاوت میانگین دو جامعه کم‌تر از صفر خواهد بود، که در این صورت میانگین ریسک در جامعه دوم (مدل قیمت گذاری دارایی سرمایه ای) از میانگین ریسک جامعه اول (رویکرد حسابداری مبتنی بر اندازه گیری ریسک) بیشتر است.

نگاره (۲)- نتایج آزمون فرضیه

آزمون t (برابرای میانگین ها)	فاصله اطمینان ۹۵٪		تفاوت خطای معیار	تفاوت میانگین	سطح معناداری	درجه آزادی	آماره t	آزمون لون (برابری واریانس)	
	حد بالا	حد پائین						سطح معناداری	آماره F
آزمون فرضیه اول	۰/۰۲۶۱۹	-۰/۱۹۳۲۳	۰/۰۵۶۱	-۱/۰۹۷۱	۰/۰۴۴	۵۶	-۲/۳۹۲	۰/۳۱۲	۱/۰۳
	-۰/۰۰۵۳۳	-۰/۲۱۴۰۹	۰/۰۶۷۲	-۱/۰۹۷۱	۰/۰۳۲	۴۱/۴۸۱	-۲/۸۹۲		
آزمون فرضیه دوم	-۰/۰۴۹۵۱	-۰/۱۳۶۷۱	۰/۱۰۶۷	-۰/۰۹۳۱	۰/۰۱۳	۳۵	-۳/۱۲۱	۰/۰۴۱	۷/۷۰۴
	-۰/۰۵۸۴	-۰/۱۲۷۸۲	۰/۱۱۳۴	-۰/۰۹۳۱	۰/۰۲۱	۲۸/۸۶۸	-۲/۹۰۹		

۴-۳- آزمون فرضیه سوم پژوهش

مطابق با جدول (۳) سطح معنی‌داری (sig) متغیر ریسک مبتنی بر مدل قیمت‌گذاری دارایی های سرمایه ای (۰/۰۴۶) کمتر از سطح معنی‌داری در نظر گرفته شده در پژوهش حاضر (۵٪) است؛ همچنین قدرمطلق آماره t مربوط به این متغیر بزرگتر از آماره t بدست آمده از جدول با همان درجه آزادی است. لذا فرضیه H_0 در سطح اطمینان ۹۵٪ رد شده که با توجه به علامت مثبت ضریب متغیر ریسک مبتنی بر مدل قیمت‌گذاری دارایی-های سرمایه‌ای فرضیه H_1 مبنی بر این که بین ریسک مبتنی بر مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای و بازده واقعی ارتباط مستقیم معنی‌داری وجود دارد، تایید می‌گردد. پس از آزمون مفروضات رگرسیون و اطمینان از برقراری آن‌ها، نتایج حاصل از برازش معادله رگرسیون فوق در جدول(۳) ارائه شده است. مقدار آماره F (۱۴/۷۶۵) نیز حاکی از معناداری کل مدل رگرسیون می‌باشد. همان طور که در جدول (۳) مشخص شده است، ضریب تعیین و ضریب تعیین تعدیل شده مدل فوق به ترتیب عبارتند از ۳۲/۸ درصد و ۲۸/۱ درصد. بنابراین، می‌توان نتیجه گرفت که در معادله رگرسیونی مزبور ، تنها حدود ۲۸/۱ درصد از تغییرات بازده واقعی شرکت‌های مورد بررسی توسط ریسک مبتنی بر مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای تبیین می‌شوند.. مطابق با جدول (۳) ، سطح معنی‌داری (sig) متغیر ریسک مبتنی بر مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه ای (۰/۰۴۶) کمتر از سطح معنی‌داری در نظر گرفته شده در پژوهش حاضر (۵٪) است؛ همچنین قدرمطلق آماره t مربوط به این متغیر بزرگتر از آماره t بدست آمده از جدول با همان درجه آزادی است. لذا فرضیه H_0

در سطح اطمینان ۹۵٪ رد شده که با توجه به علامت مثبت ضریب متغیر ریسک مبتنی بر مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای فرضیه H_1 مبنی بر این که بین ریسک مبتنی بر مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای و بازده واقعی ارتباط مستقیم معنی‌داری وجود دارد، تایید می‌گردد.

۴-۴- آزمون فرضیه چهارم پژوهش

مطابق با جدول (۳) سطح معنی‌داری (sig) متغیر ریسک مبتنی بر رویکرد حسابداری بر اساس اندازه گیری ریسک (۰/۰۱۶) کمتر از سطح معنی‌داری در نظر گرفته شده در پژوهش حاضر (۵٪) است؛ همچنین قدرمطلق آماره t مربوط به این متغیرها بزرگتر از آماره t بدست آمده از جدول با همان درجه آزادی است. لذا فرضیه H_0 در سطح اطمینان ۹۵٪ رد شده که با توجه به علامت مثبت ضریب متغیر ریسک مبتنی بر رویکرد حسابداری بر اساس اندازه‌گیری ریسک فرضیه H_1 مبنی بر این که بین ریسک مبتنی بر رویکرد حسابداری بر اساس اندازه‌گیری ریسک و بازده واقعی ارتباط مستقیم معنی‌داری وجود دارد، تایید می‌گردد. پس از آزمون مفروضات رگرسیون و اطمینان از برقراری آن‌ها، نتایج حاصل از برازش معادله رگرسیون فوق در جدول (۳) ارائه شده است. مقدار آماره F (۱۴/۷۶۵) نیز حاکی از معناداری کل مدل رگرسیون می‌باشد. همان طور که در جدول (۳) مشخص شده است، ضریب تعیین و ضریب تعیین تعدیل شده مدل فوق به ترتیب عبارتند از ۴۹/۱ درصد و ۴۴/۷ درصد. بنابراین، می‌توان نتیجه گرفت که در معادله رگرسیونی مزبور ، تنها حدود ۴۴/۷ درصد از تغییرات بازده واقعی شرکت‌های مورد بررسی توسط ریسک مبتنی بر رویکرد حسابداری بر اساس اندازه گیری ریسک تبیین می‌شوند.مطابق با جدول (۳) ، سطح معنی‌داری (sig) متغیر ریسک مبتنی بر رویکرد حسابداری بر اساس اندازه‌گیری ریسک (۰/۰۱۶) کمتر از سطح معنی‌داری در نظر گرفته شده در پژوهش حاضر (۵٪) است؛ همچنین قدرمطلق آماره t مربوط به این متغیرها بزرگتر از آماره t بدست آمده از جدول با همان درجه آزادی است. لذا فرضیه H_0 در سطح اطمینان ۹۵٪ رد شده که با توجه به علامت مثبت ضریب متغیر ریسک مبتنی بر رویکرد حسابداری بر اساس اندازه گیری ریسک فرضیه H_1 مبنی بر این که بین ریسک مبتنی بر رویکرد حسابداری بر اساس اندازه گیری ریسک و بازده واقعی ارتباط مستقیم معنی‌داری وجود دارد، تایید می‌گردد.

۴-۵- آزمون فرضیه پنجم پژوهش

مطابق جدول (۳) سطح معنی‌داری (sig) متغیر بازده محاسبه شده مدل قیمت گذاری دارایی سرمایه‌ای (۰/۰۳۵) کمتر از سطح معنی‌داری در نظر گرفته شده در پژوهش حاضر (۵٪) است؛ همچنین قدرمطلق آماره t مربوط به این متغیرها(۲/۵۷۱) بزرگتر از آماره t بدست آمده از جدول با همان درجه آزادی است. لذا فرضیه H_0 در سطح اطمینان ۹۵٪ رد شده که با توجه به علامت مثبت ضریب متغیر بازده مبتنی بر مدل قیمت گذاری دارایی های سرمایه ای فرضیه H_1 مبنی بر این که بین بازده مبتنی بر مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای و بازده واقعی ارتباط مستقیم معنی‌داری وجود دارد، تایید می‌گردد. پس از آزمون مفروضات رگرسیون و اطمینان از برقراری آن‌ها، نتایج حاصل از برازش معادله رگرسیون فوق در جدول(۳) ارائه شده است. مقدار آماره F (۱۴/۷۶۵) نیز حاکی از معناداری کل مدل رگرسیون می‌باشد. همان طور که جدول (۳) مشخص شده است، ضریب تعیین و ضریب تعیین تعدیل شده مدل فوق به ترتیب عبارتند از ۳۵/۹ درصد و ۳۲/۶ درصد. بنابراین، می‌توان نتیجه گرفت که در معادله رگرسیونی مزبور ، تنها حدود ۳۲/۶ درصد از تغییرات بازده واقعی شرکت‌های مورد بررسی توسط متغیر بازده محاسبه شده مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای تبیین می‌شوند. مطابق با جدول (۳) ، سطح معنی‌داری (sig) متغیر بازده محاسبه شده مدل قیمت گذاری دارایی سرمایه ای (۰/۰۳۵) کمتر از سطح معنی‌داری در نظر گرفته شده در پژوهش حاضر (۵٪) است؛ همچنین قدرمطلق آماره t مربوط به این متغیرها(۲/۵۷۱) بزرگتر از آماره t بدست آمده از جدول با همان درجه آزادی است. لذا فرضیه H_0 در سطح اطمینان ۹۵٪ رد شده که با توجه به علامت مثبت ضریب متغیر بازده مبتنی بر مدل قیمت گذاری دارایی های سرمایه ای فرضیه H_1 مبنی بر این که بین بازده مبتنی بر مدل قیمت گذاری دارایی های سرمایه ای و بازده واقعی ارتباط مستقیم معنی داری وجود دارد، تایید می گردد.

۴-۶-آزمون فرضیه ششم پژوهش

مطابق با نگاره (۳) سطح معنی‌داری (sig) متغیر بازده محاسبه شده توسط رویکرد حسابداری مبتنی بر اندازه‌گیری ریسک (۰/۰۳۷) کمتر از سطح معنی‌داری در نظر گرفته شده در پژوهش حاضر (۵٪) است؛ همچنین قدرمطلق آماره t مربوط به این متغیرها (۲/۶۰۹) بزرگتر از آماره t بدست آمده از جدول با همان درجه آزادی است. لذا فرضیه H_0 در سطح اطمینان ۹۵٪ رد شده که با توجه به علامت مثبت ضریب متغیر بازده مبتنی بر رویکرد حسابداری بر اساس اندازه گیری ریسک فرضیه H_1

مبنی بر این که بین بازده مبتنی بر رویکرد حسابداری بر اساس اندازه‌گیری ریسک و بازده واقعی ارتباط مستقیم معنی‌داری وجود دارد، تایید می گردد. پس از آزمون مفروضات رگرسیون و اطمینان از برقراری آن‌ها، نتایج حاصل از برازش معادله رگرسیون فوق در جدول(۳) ارائه شده است. مقدار آماره F (۱۲/۲۰۹) نیز حاکی از معناداری کل مدل رگرسیون می‌باشد. همان طور که در قسمت پایین جدول (۳) مشخص شده است، ضریب تعیین و ضریب تعیین تعدیل شده مدل فوق به ترتیب عبارتند از ۵۱/۳ درصد و ۴۷/۶ درصد. بنابراین، می‌توان نتیجه گرفت که در معادله رگرسیونی مزبور، تنها حدود ۴۷/۶ درصد از تغییرات بازده واقعی شرکت‌های مورد بررسی توسط متغیر بازده محاسبه شده توسط رویکرد حسابداری مبتنی بر اندازه‌گیری ریسک مزبور تبیین می‌شوند. مطابق با جدول (۳)، سطح معنی‌داری (sig) متغیر بازده محاسبه شده توسط رویکرد حسابداری مبتنی بر اندازه‌گیری ریسک (۰/۰۳۷) کمتر از سطح معنی‌داری در نظر گرفته شده در پژوهش حاضر (۵٪) است؛ همچنین قدرمطلق آماره t مربوط به این متغیرها (۲/۶۰۹) بزرگتر از آماره t بدست آمده از جدول با همان درجه آزادی است. لذا فرضیه H_0 در سطح اطمینان ۹۵٪ رد شده که با توجه به علامت مثبت ضریب متغیر بازده مبتنی بر رویکرد حسابداری بر اساس اندازه گیری ریسک فرضیه H_1 مبنی بر این که بین بازده مبتنی بر رویکرد حسابداری بر اساس اندازه‌گیری ریسک و بازده واقعی ارتباط مستقیم معنی داری وجود دارد، تایید می‌گردد.

نگاره (۳)- نتایج آزمون فرضیه های فرعی

رگرسیون اول رگرسیون دوم			$R_{i,actual}= \alpha_0 + \alpha_1 \beta_{i,t}$ $R_{i,actual}= \alpha_0 + \alpha_1 \gamma_{i,t}$			رگرسیون سوم رگرسیون چهارم			$R_{i,actual}= \alpha_0 + \alpha_1 R_{CAPM\ i,t}$ $R_{i,actual}= \alpha_0 + \alpha_1 R_{ABRM\ i,t}$
نام متغیر	شرح متغیرها	مقدار ضریب	آماره t	سطح معناداری	ضریب تعیین R^2	ضریب تعیین تعدیل شده	آماره F	آماره دوربین واتسون	سطح معناداری
β	ریسک مبتنی بر مدل قیمت گذاری دارایی های سرمایه ای	۰/۴۱۲	۲/۲۳۱	۰/۰۴۶	۰/۳۲۸	۰/۲۸۱	۱۴/۷۶۵	۲/۰۱۸	۰/۰۰۰
γ	ریسک مبتنی بر رویکرد حسابداری بر اساس اندازه گیری ریسک	۱/۷۰۹	۳/۴۵۱	۰/۰۱۶	۰/۴۹۱	۰/۴۴۷	۱۴/۷۶۵	۲/۱۳۴	۰/۰۰۰
R_{CAPM}	بازده مبتنی بر مدل قیمت گذاری دارایی های سرمایه ای	۰/۴۵۳	۲/۵۷۱	۰/۰۳۵	۰/۳۵۹	۰/۲۳۶	۱۴/۷۶۵	۱/۴۲۷	۰/۰۰۰
R_{ABRM}	بازده محاسبه شده توسط رویکرد حسابداری بر اساس اندازه گیری ریسک	۰/۴۵۳	۲/۶۰۹	۰/۰۳۷	۰/۵۱۳	۰/۴۷۶	۱۲/۲۰۹	۱/۹۸۷	۰/۰۰۰

۵- بحث و نتیجه گیری

نتیجه‌گیری به عمل آمده با توجه به تأئید فرضیه اول مبنی بر این که میانگین بازده در مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه-ای از میانگین بازده رویکرد حسابداری مبتنی بر اندازه‌گیری ریسک بیشتر است، به این صورت است که، هرچقدر مدیران، تحلیل‌گران و سرمایه‌گذاران به منظور سرمایه‌گذاری در سهام شرکت‌ها بین مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای و رویکرد حسابداری مبتنی بر اندازه‌گیری ریسک تفاوت قائل شوند ؛ لحاظ این عوامل مهم منجر به انتخاب سبد سرمایه‌گذاری بهینه با کمینه مخاطره و بیشترین بازدهی می‌گردد. در مورد نتیجه-گیری فرضیه دوم با توجه به این که میانگین ریسک در مدل قیمت‌گذاری دارایی‌سرمایه‌ای از میانگین ریسک رویکرد حسابداری مبتنی بر اندازه‌گیری ریسک بیشتر است، می‌توان گفت هرچقدر سرمایه‌گذاران، تحلیل‌گران، نهادهای قانون‌گذار(از جمله سازمان بورس اوراق بهادار تهران، سازمان حسابرسی، جامعه حسابداران رسمی ایران و ...) در تحلیل‌ها و تصمیمات خود به تفاوت مزبور بین مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای و رویکرد حسابداری مبتنی بر اندازه‌گیری ریسک توجه ویژه مبذول داشته این تفاوت را در تصمیم‌گیری مالی و سرمایه-گذاری آنها مؤثر واقع می‌شود. نتایج یافت شده در این پژوهش با نتایج بدست آمده در پژوهش‌های انجام شده توسط فرانک (۲۰۱۵) و آنگ و همکاران (۲۰۰۹)، مشابه می‌باشد. بر اساس

نتایج حاصل از یافته‌های تحقیق حاضر تحلیلگران مالی و کارگزاران ، سرمایه‌گذاران، حسابرسان و مدیران مالی شرکت‌ها می‌توانند در هنگام تحلیل طرح های سرمایه‌گذاری شرکت‌ها با توجه به تاثیری که تجدید ارائه صورت‌های مالی بر ارزش شرکت‌ها دارد، تصمیمات بهینه که منجر به حداقل ریسک و حداکثر بازدهی می‌گردد، اتخاذ نمایند. به عبارتی دیگر این عامل مهم منجر به انتخاب سبد سرمایه‌گذاری بهینه با کمینه مخاطره و بیشترین بازدهی می‌گردد، ضمن آنکه شفافیت محیط تصمیم‌گیری و نتایج حاصله را نیز دوچندان می‌نماید.

در مجموع بر اساس نتایج پژوهش به سرمایه‌گذاران پیشنهاد می‌شود در ارزیابی عملکرد آتی شرکت، به وجود ناهنجاری‌های حسابداری، ریسک و بازده توجه کنند و با دقت بیشتری نسبت به تغییرات این ویژگی‌ها واکنش نشان دهند، از تحلیگران مالی در اتخاذ تصمیم‌های سرمایه‌گذاری کمک بگیرند و در تشکیل سبدهای خود با توجه به تابع مطلوبیت و درجه ریسک‌گریزی خود، از سهم‌های دچار چولگی در توزیع بازده، استفاده کنند. به نظر می‌رسد با وجود اینکه ناهنجاری‌های گفته شده وجود دارد، اما فعالان بازارهای مالی با بهره‌گیری از این ناهنجاری‌ها در نقش استراتژی‌های مبادلاتی، بازده اضافی به دست می‌آورند. انتظار می‌رود رواج بهره‌گیری از این ناهنجاری‌ها در گذر زمان باعث کمرنگ شدن آن‌ها و حذف بازده مازاد برای سرمایه‌گذاران شود.

فهرست منابع

* اسلامی بیدگلی، غلامرضا؛ تلنگی، احمد، (۱۳۸۴)، همسنجی بازده و ریسک فرصت های جایگذین سرمایه گذاری در ایران، فصلنامه تحقیقات مالی۴، شماره ۱۳ و ۱۴.
* بخردی نسب، وحید؛ ژولانژاد، فاطمه. (۱۴۰۰). نقش پیش-بینی‌های تحلیل‌گران جریان نقد در ناهنجاری اقلام تعهدی. فصلنامه مطالعات کمی در مدیریت، دوره ۱۱، شماره۲، تابستان، صص ۸۹-۱۲۲.
* پورحیدری، امید؛ شهبازی، مهدی. (۱۳۸۷). بررسی ارتباط بین بازده بازار، اندازه شرکت و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازارسهام با بازده شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، فصلنامه مطالعات حسابداری، شماره۲۴، صص ۵۱-۳۰
* جعفری، علیرضا؛ عربصالحی، مهدی؛ صمدی، سعید. (۱۴۰۰). تحلیل تاثیر ناهنجاری‌های بازار و فرصت‌های رشد بر بازده سهام. مدیریت دارایی و تامین مالی، دوره ۹، شماره ۱.
* خانی، عبدالله؛ آذرپور، الهام، (۱۳۹۶) ، تبیین نا هنجاری اقلام تعهدی و ناهنجاری سرمایه گذاری توسط پراکندگی بازده ، مجله پیشرفت های حسابداری دانشگاه شیراز ، ۹(۱) ، ۳۱- ۶۵.
* راعی؛ رضا، سعیدی ؛ علی، (۱۳۹۴) ، مبانی مهندسی مالی و مدیریت ریسک ، چاپ دهم ، تهران ، سازمان مطالعه و تدوین کتب علوم انسانی دانشگاهها (سمت) ، مرکز تحقیق و توسعه علوم انسانی، چاپ یاران.
* فروغی، داریوش؛ رهروی دستجردی، علی رضا، (۱۳۹۵) ، نا بهنجاری های بازار و بازده های غیر عادی، مجله پیشرفت های حسابداری دانشگاه شیراز ، ۸ (۱) ، ۱۲۷ – ۱۵۸.
* قائمی، محمدحسین.؛ طوسی. سعید.(۱۳۸۵). بررسی عوامل موثر بر بازده سهام عادی شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، پیام مدیریت، شماره ۱۷ و ۱۸، ۱۵۹-۱۷۵.
* کمالی، احسان.؛ هاشمی، سید عباس. و فروغی، داریوش.(۱۳۹۳). ارزیابی مدل مبتنی بر عوامل بنیادی ریسک در پیش بینی قیمت سهام، فصلنامه علمی پژوهشی دانش سرمایه گذاری، سال سوم، شماره دوازدهم، صص ۱۱۷-۱۳۸.
* کیامهر، علی؛ جنانی، محمدحسن؛ همت‌فر، محمود. (۱۳۹۹). تبیین نقش ناهنجاری‌های بازار سهام در قیمت-گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای، فصلنامه اقتصاد مالی، سال چهاردهم، شماره ۵۳، زمستان، صص ۱۹۳-۲۱۲
* مشکی، مهدی. و نوردیده، لطیف.(۱۳۹۱). بررسی تاثیر مدیریت سود در پایداری سود شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، مجله پژوهش های حسابداری مالی، ۴ (۱) ، ۱۰۵-۱۱۸.
* نادری بنی، رحمت‌الله؛ عربصالحی، مهدی؛ کاظمی، ایرج. (۱۳۹۸). پژوهش‌های حسابداری مالی، سال یازدهم، شماره سوم، پیاپی (۴۱)، پاییز، صص ۱۱۶-۹۷
* نمازی، محمد. و خواجوی، شکرا....(۱۳۸۳). سودمندی متغیرهای حسابداری در پیش بینی ریسک سیستماتیک شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، بررسی های حسابداری و حسابرسی، ۱۱ (۳۸) ، ۹۳-۱۱۹.
* هیبتی، فرشاد.؛ تقوی، مهدی. و موسوی، سیدرضا.(۱۳۹۳). ارزیابی تاثیر شاخص های کلاسیک و مدرن اندازه گیری ریسک بر انتخاب پرتفوی در چارچوب تئوری مالی رفتاری، فصلنامه علمی پژوهشی دانش مالی تحلیل اوراق بهادار، ۷(۲۱)، ۸۷-۹۹.
* Alti, A., & Titman, S. (2019). A Dynamic Model of Characteristic-Based Return Predictability (No. w25777). National Bureau of Economic Research.

* Ang, Andrew, Jun Liu, and Krista Schwarz. (2018). Using stocks or portfolios in tests of factor models. Working paper, Columbia University
* Ang, A., Hodrick, R. J., Xing, Y., & Zhang, X. (2006). The cross-section of volatility and expected returns. Journal of Finance. 61: 259–299. https://onlinelibrary.wiley.com/doi/10.1111/j.1540-6261.2006.00836.x.
* Ang, A., Hodrick, R. J., Xing, Y., & Zhang, X. (2009). High idiosyncratic volatility and low returns: International and further U.S. evidence. Journal of Financial Economics. 91(1): 1-23. https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2007.12.005.
* Bali, T., Viva, D. L., Lambertides, N., & Trigeorgis, L. (2017). Seemingly unrelated stock market anomalies: Profitability, distress, lotteryness and volatility. Available at SSRN. https: //ssrn.com /abstract = 2974452.
* Bali, T., Viva, D. L., Lambertides, N., & Trigeorgis, L. (2019). Growth options and related stock market anomalies: Profitability, distress, lotteryness, and volatility. Forthcoming at Journal of Financial and Quantitative Analysis. 1-31. http://doi.org/10.1017/S0022109019000619.
* Campbell, J. Y., Hilscher, J., & Szilagyi, H. (2008). In search of distress risk. Journal of Finance. 63: 2899–2939. https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2008.01416.x.
* Cao, C., Simin, T., & Zhao, J. (2008). Can growth options explain the trend in idiosyncratic risk? Review of Financial Studies. 21: 2599–2633. https://doi.org/10.1093/rfs/hhl039.
* Cederburg, Scott and Micheal, M. Doherty. (2015). Asset-pricing anomalies at the firm level. Journal of Econometrics, 186, 113-128.
* Drew, M., Mirela, M., Tony, N., & Madhu. V. (2006). Idiosyncratic volatility and security returns: Evidence from Germany and United Kingdom. Studies in Economics and Finance. 23(2): 80-93. https://doi.org/10.1108/10867370610683897.
* Dichev, I. D. (1998). Is the risk of bankruptcy a systematic risk? Journal of Finance. 53: 1131–1147. https://doi.org/10.1111/0022-1082.00046.
* Fama, E., & French. K. (2008). "Dissecting anomalies". Journal of Finance, 63, 1653–1678.
* Fu, Fangjian. (2009). Idiosyncratic Risk and the Cross-Section of Expected Stock Returns, Journal of Financial Economics, 91 (1), 24-37. https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2008.02.003
* Fama, E. F., & French, K. R. (2006). Profitability, investment and average returns. Journal of Financial Economics. 82: 491–518. https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2005.09.009.
* Fama, E. F., & French, K. R. (2015). A five-factor asset pricing model. Journal of Financial Economics. 116: 1–22. https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2014.10.010.
* Fama, E. F., & French, K. R. (1992). The cross-section of expected stock returns. Journal of Finance. 47: 427–465. Doi: 10.2307/2329112.
* Fama, E. F., & French, K. R. (1993). Common risk factors in the returns on stocks and bonds. Journal of Financial Economics. 33: 3–56. https://doi.org/10.1016/0304-405X(93)90023-5
* Franke, S. M. (2015). New asset pricing factors and expected bond returns. http: //dx.doi.org/10.2139/ssrn.2569565, 1-74.
* Hornby, S. (2015). Oxsord Advanced Learniner's Dictionary. Oxford University Press, Fifth Edition
* Haugen, R.A., Baker, N.L. (1996). Commonality in the determinants of expected stock returns. Journal of Financial Economics, 41, 401–439.
* Hou, K., Xue, C., & Zhang, L. (2015). Digesting anomalies: An investment approach. Review of Financial Studies. 28: 650–705. https://doi.org/10.1093/rfs/hhu068.
* Kumar, A. (2009). Who gambles in the stock market? Journal of Finance. 64: 1889–1933. https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2009.01483.x.
* Levy, H. (1978). Equilibrium in an imperfect market: A constraint on the number of securities in a portfolio. American Economic Review. 68: 643-658.
* Lewellen, J, (2017), ((Accounting anomalies and fundamental analysis: An alternative view)), Journal of Accounting and economics 50 (2)
* Lintner, John, (1965), "The Valuation of Risk Assets and the Selection of Risky Investments
* In Stock Portfolios and Capital Budgets", Review of Economics and Statistics 47.
* Lyimo, G. D.(2014). Accrual quality and stock price informativeness: Evidence from India, Research Journal of Finance and Accounting, 12(5), PP. 88-95.
* Merton, R. C. (1987). A simple model of capital market equilibrium with incomplete information. Journal of Finance. 42: 483-510. https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1987.tb04565.x.
* Maiti, M. (2019). Is idiosyncratic risk ignored in asset pricing: Sri Lankan evidence? Futurure Business Journal. 5(5): 1-12. https://doi.org/10.1186/s43093-019-0004-6
* Modigliani, F., Miller, M.H., 1958. The cost of capital, corporation finance and the theory of investment. Am. Econ. Rev. 48, Pp: 261–275.
* Mossin, J., (1966) Equilibrium in a Capital Asset Market. Econometrica 34, 768–783. https://doi.org/10.2307/1910098
* Novy-Marx, R. (2013). The other side of value: The gross profitability premium. Journal of Financial Economics. 108: 1–28. https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2013.01.003.
* Prombutr, W., & Phengpis, C. (2019). Behavioral-related firm characteristics, risks and determinants of stock returns. Review of Accounting and Finance, 18(1), 95-112.
* Roggi, O. & Giannozzi, A., (2016); ((Fair Value discloseure, Liquidity risk and stock returns)), Journal of Banking & Finance (2016), Pp : 1- 47.
* Papanastasopoulos, G. A., & Tsiritakis, E. (2015). The Accrual anomaly in Europ: the role of accounting distortions. International Review of Financial Analysis, 176- 185.
* Sharpe, W. (1964). Capitall Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk. Journal of Finance, 19, 425- 442.

* Trigeorgis, L., & Lambertides, N. (2014). The role of growth options in explaining stock returns. Journal of Financial and Quantitative Analysis. 49(3): 749-771. https://doi.org/10.1017/S0022109014000118.
* Viva, D. L., Kasanen, E., & Trigeorgis, L. (2017). Real options, idiosyncratic skewness, and diversification. Journal of Financial and Quantitative Analysis. 52: 215–241. https://doi.org/10.1017/S0022109016000703

Accounting Knowledge & Management Auditing
Vol. 13/ No. 52/ Winter 2024

The relationship between accounting anomalies, risk and return

Sina kheradyar
Department of Accounting, Rasht Branch, Islamic Azad University, Rasht, Iran.
(Corresponding Author)
Kheradyar@iaurasht.ac.ir

Hosna Ghahremani Saghir
Department of Accounting, Rasht Branch, Islamic Azad University, Rasht, Iran
Gh_hosna_1286@yahoo.com

soghra barari nokashti
Department of Accounting, Rasht Branch, Islamic Azad University, Rasht, Iran
Barari@iaurasht.ac.ir

Abstract
Anomaly means deviation from common rules. In financial terms, it is a model of average stock returns. Which is not compatible with conventional models in the asset pricing literature. The main purpose of this study is to investigate the relationship between accounting anomalies with risk and return. For this purpose, a sample was selected consisting of 115 companies during the years 2014 to 2021. The results indicated that the average return in the capital asset pricing model is higher than the average return of the risk-based accounting approach. Therefore, the more managers, analysts, and investors differentiate between the capital asset pricing model and the risk-based accounting approach to investing, consequently, choosing a portfolio becomes more efficient with the least risk and the highest return. The second hypothesis stated that the average risk in the capital asset pricing model is higher than the average risk of the risk-based accounting approach. Therefore, the more investors, analysts, and legislatures pay attention to the difference between the capital asset pricing model and the risk-based accounting approach in their analysis and decisions, will make their investment decisions more successful.
Keywords: accounting anomaly, risk, return, capital asset pricing model (CAPM), risk management model based on accounting approach (ABRM).