چشم‌انداز مدیریت مالی
شماره ۱۱ ـ پاییز ۱۳۹۴
ص‌ص ۷۸ ـ ۵۳

تأثیر عوامل سودآوری و سرمایه گذاری بر بازده سهام (مدل پنج عاملی فاما و فرنچ، ۲۰۱۵)

محمد مرادی*، جعفر کمری، فرزاد داهی*****

چکیده

فاما و فرنچ (۲۰۱۴) با ارائه مدل پنج عاملی و افزودن دو عامل سودآوری و سرمایه‌گذاری به مدل سه عاملی (۱۹۹۳) تلاش کردند تا بازده غیرعادی را که ممکن است از طریق عوامل سودآوری و فرصت‌های سرمایه‌گذاری ایجاد شود، توضیح دهند؛ لذا این پژوهش بر مبنای تحقیق فاما و فرنچ (۲۰۱۴) در بازار سهام ایران صورت گرفته است. با توجه به اینکه ارزیابی بازده سهام شرکت‌های مختلف مهم‌ترین مسئله پیش‌روی سرمایه‌گذاران در بازار سرمایه است، هدف این پژوهش آن است که آیا عوامل سودآوری و سرمایه‌گذاری پس از کنترل عوامل اندازه، ارزش دفتری به ارزش بازار، قدرت توضیح‌دهندگی بازده پرتفوها را دارد یا خیر؟ و تأثیر این عوامل در سطوح مختلف چگونه است؟ به‌منظور پاسخ‌گویی به مسئله مطرح‌شده، پنج فرضیه تدوین شده است. برای آزمون این فرضیه‌ها، نمونه‌ای از ۱۵۲ شرکت پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۸۷ تا ۱۳۹۲ انتخاب شدند و برای آزمون فرضیه‌ها از رگرسیون چند متغیره به روش داده‌های سری زمانی استفاده شده است. نتایج بررسی نشان می‌دهد که هر دو عامل سودآوری و سرمایه‌گذاری، توانایی لازم برای تبیین رفتار بازده آتی سهام شرکت‌ها را دارند. همچنین یافته‌ها حاکی از ایجاد بازده غیرعادی بیشتر توسط راهبرد دو مبادلاتی که هر دو عامل سودآوری و سرمایه‌گذاری مورد توجه قرار می‌گیرد نسبت به راهبرد یک مبادلاتی که تنها به یک عامل توجه می‌شود، است.

کلیدواژه‌ها: سودآوری؛ سرمایه‌گذاری؛ بازده سهام.

تاریخ دریافت مقاله: ۱۳۹۴/۰۹/۱۷، تاریخ پذیرش مقاله: ۱۳۹۵/۰۱/۲۱

۱. استادیار گروه حسابداری، دانشگاه تهران.
۲. کارشناس ارشد اقتصاد، دانشگاه تهران.
۳. کارشناس ارشد مدیریت مالی، موسسه آموزش عالی ارشاد دماوند (نویسنده مسئول).
E-mail: dahifarzad@yahoo.com

۱. مقدمه

یکی از مهم‌ترین و گسترده‌ترین پژوهش‌های بازارهای مالی، تشریح رفتار بازده سهام است. دستاورد این پژوهش‌ها، ارائه مدل‌هایی است که دست‌خوش انتقادها و حمایت‌های گوناگونی بوده است. ازجمله معروف‌ترین این مدل‌ها، «مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای (CAPM)» است که آزمون‌های زیادی در بررسی قدرت تعمیم‌پذیری این مدل انجام شده است. مهم‌ترین آن‌ها آزمون بلک، جنسن و شولز[1] (۱۹۷۲) و مطالعه فاما و مکبث[2] (۱۹۷۳) است. به رغم آنکه این تحقیقات نشان داد که میان ریسک سیستماتیک و بازده اوراق بهادار رابطه خطی و مثبتی وجود دارد، مطالعات بعدی تأیید کردند که علاوه بر ریسک سیستماتیک ناشی از عامل بازار، عوامل دیگری نیز وجود دارند که با تغییرات بازده سهام ارتباط دارند و با در نظر گرفتن آن‌ها می‌توان تغییرات بازده را بهتر تبیین کرد.

این حقیقت باعث شکل‌گیری و ارائه نظریه قیمت‌گذاری آربیتراژ توسط استفان راس[3] در سال ۱۹۷۶ شد. مهم‌ترین مدل چندعاملی ارائه‌شده در این زمینه، مدل سه عاملی فاما و فرنچ است. در مدل سه عاملی، سه عامل بازار، SMB وHML عوامل تبیین‌کننده بازده مورد انتظار سهام هستند. این مدل در رفع بسیاری از ناهمسانی‌های بازده که توسط مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای تبیین نمی‌شد، موفق بود؛ به‌طوری‌که عرض از مبدأ مدل (آلفا) صفر شد و ضریب تعیین مدل را بهبود بخشید. اگرچه مدل سه عاملی فاما و فرنچ، بهتر از مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای به تبیین بازده مورد انتظار پرداخت، همچنان حجم عمده‌ای از مطالعات در زمینه یافتن عوامل تأثیرگذار و مرتبط با بازده مورد انتظار سهام، در جریان است تا بتوان به مدلی کامل‌تر و با قدرت تبیین بالاتر دست یافت.

فاما و فرنچ (۲۰۱۴)، مدل پنج عاملی ارائه کردند که دو عامل سودآوری و سرمایه‌گذاری را به مدل سه عاملی (۱۹۹۳) افزودند که سعی داشتند بازده غیرعادی که ممکن است از طریق عوامل سودآوری و فرصت‌های سرمایه‌گذاری ایجاد شود، توضیح دهند؛ لذا این پژوهش بر مبنای تحقیق فاما و فرنچ (۲۰۱۴) در بازار سهام ایران صورت گرفته است. با توجه به اینکه ارزیابی بازده سهام شرکت‌های مختلف مهم‌ترین مسئله پیش‌روی سرمایه‌گذارن در بازار سرمایه است، این پژوهش در پی پاسخ به این سؤال است که آیا عوامل سودآوری و سرمایه‌گذاری پس از کنترل عوامل اندازه، ارزش دفتری به ارزش بازار، قدرت توضیح‌دهندگی بازده پرتفوها را دارد یا خیر؟ و تأثیر این عوامل در سطوح مختلف چگونه است؟

1. Black, F, Jensen, M.C. and Shoches, M
2. Fama, E. F. and Macbeth, J
3. Ross. S

اهداف این پژوهش عبارت‌اند از:

ـ تعیین تأثیر عامل سودآوری بر بازده آتی سهام در بورس اوراق بهادار تهران؛

ـ تعیین تأثیر عامل سرمایه‌گذاری بر بازده آتی سهام در بورس اوراق بهادار تهران؛

ـ تعیین اینکه یک راهبرد مبادلاتی بر مبنای هر دو عامل (سودآوری و سرمایه‌گذاری) می‌تواند بازده غیرعادی بیشتری را نسبت به زمانی‌که تنها از یک راهبرد مبادلاتی که فقط بر مبنای یک عامل استفاده می‌شود، ایجاد کند.

۲. مبانی نظری و پیشینه تحقیق

پژوهش‌های خارجی. محفوز سلیم و راج یاداو[1](۲۰۱۲)، در پژوهشی با عنوان «ساختار و عملکرد شرکت»؛ به‌بررسی رابطه بین ساختار سرمایه و عملکرد شرکت‌ها پرداخته است. در این پژوهش از روش داده‌های پانل برای نمونه استفاده شده است. این پژوهش از چهار معیار عملکرد شامل بازده حقوق صاحبان سهام، بازده دارایی‌ها، معیار کیوتوبین و درآمد هرسهم به‌عنوان متغیر وابسته استفاده شده است. همچنین از نسبت‌های ساختار سرمایه (از جمله بدهی‌های بلندمدت، بدهی کوتاه‌مدت، نسبت کل بدهی و رشد) به‌عنوان متغیر مستقل استفاده شده است. از اندازه شرکت نیز به‌عنوان متغیر کنترل استفاده شده است. نتایج این پژوهش بیان می‌کند که ارتباط منفی میان ساختار سرمایه و عملکرد شرکت‌ها وجود دارد. همچنین این پژوهش نشان می‌دهد که ارتباط مثبت میان رشد شرکت و عملکرد شرکت‌ها وجود دارد [۲۴].

چوقتایی و همکاران (۲۰۱۲) پژوهشی را با عنوان «تأثیر اهرم بر بازده سهام شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار پاکستان در فاصله سال‌های ۲۰۰۷–۲۰۱۰» مورد بررسی قرار دادند. آن‌ها در پژوهش خود عامل تغییرات اهرم را به مدل سه عاملی فاما و فرنچ (۱۹۹۳) اضافه نمودند و تأثیر عامل تغییرات اهرم را بر بازده مورد آزمون قرار دادند. نتایج این پژوهش حاکی از عدم تأثیر اهرم بر بازده سهام است [۲۱].

بعضی مطالعات نشان می‌دهد که در بررسی روابط مقطعی، رابطه میان سودآوری و بازده در طول زمان کاملا ناپایدار است؛ یعنی سود حسابداری فاقد این قابلیت است که به پیش‌بینی بازده‌های آتی سهام کمک کند. برای فائق آمدن بر این مشکل بسیاری از محققان توانایی متغیرهای دیگر غیر از سودآوری را برای بهبود مدل سودآوری و بازده اولیه آزمون کردند. یکی از این متغیرها که توجه محافل دانشگاهی را به خود معطوف کرد، اندازه شرکت بود که معمولا به‌صورت ارزش بازار شرکت تعریف می‌شود. این استنباط وجود دارد که شرکت‌های کوچک، دارای میانگین رشد سودآوری بالایی هستند؛ بنابراین انتظار می‌رود در تغییرات سود شرکت‌های

1. Mahfuzah Salim and Raj Yadav

کوچک قیمت سهام منظور شود. از سوی دیگر، شرکت‌های بزرگ، میانگین رشد سودآوری کمی دارند. معمولا تغییر مهمی در سودآوری آن‌ها انتظار نمی‌رود و منتشر شدن اطلاعات ممکن است بر تغییرات قیمتی سهام اثر کمی داشته باشد؛ البته وجود کانال‌های مختلف اطلاع‌رسانی نیز ممکن است توجیهی برای این موضوع باشد.

کوپر و همکاران (۲۰۰۸)، اثرات سرمایه‌گذاری در دارایی‌ها را بر بازده آتی سهام مورد بررسی قرار دادند. بر اساس نتایج آن‌ها، رشد دارایی‌ها به مقدار قابل ملاحظه‌ای بازده آتی سهام را پیش‌بینی می‌کند. علاوه بر این، متغیر رشد دارایی‌ها، توانایی پیش‌بینی‌کنندگی خود را در سهام دارد. آن‌ها ادعا می‌کنند که رشد دارایی‌ها نسبت به سایر متغیرهای مبتنی بر بازده مانند B/M تعهدی‌ها و ... در پیش‌بینی بازده آتی، بهتر عمل می‌کنند [۲۵].

لی و همکاران (۲۰۱۲)، در تحقیق خود به‌بررسی قدرت پیش‌بینی‌کنندگی رشد دارایی‌ها برای ارزیابی بازده آتی سهام پرداختند. نمونه آن‌ها شامل داده‌های ۲۳ کشور در ۳ قاره آمریکا، اروپا و آسیا است. نتایج به‌دست‌آمده نشان می‌دهد که قدرت پیش‌بینی‌کنندگی بالایی در معیارهای رشد دارایی برای بازده سهام وجود دارد. این قدرت پیش‌بینی‌کنندگی برای ۴ سال بعد از تاریخ اندازه‌گیری اولیه نیز ادامه داشت. علاوه بر این، آن‌ها بیان نمودند که این نتایج قابل تعمیم در نمونه‌های مختلف از جمله نمونه‌های شرکت‌های بزرگ، شرکت‌های کوچک و شرکت‌های موجود در یک منطقه جغرافیایی است [۲۰].

پژوهش‌های داخلی. رحمانی و همکاران (۱۳۹۰)، به‌بررسی رابطه سودآوری و بازده سهام با توجه به چرخه عمر و اندازه شرکت، در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران بین سال‌های ۱۳۸۳ تا ۱۳۸۷ پرداختند. یافته‌های آن‌ها نشان داد که متغیرهای چرخه عمر و اندازه شرکت عوامل تأثیر گذار در رابطه بین سودآوری و بازده هستند و باعث افزایش ضریب تعیین تعدیل‌شده می‌شوند [۸].

صالح‌نژاد و غیور (۱۳۸۹)، در پژوهشی با عنوان «تأثیر نرخ بازده دارایی‌ها و نرخ بازده حقوق صاحبان سهام و اهرم مالی بر قیمت سهام شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران»؛ به‌بررسی اخبار و اطلاعات حاصل از گزارشگری‌های مالی شرکت‌ها در قالب نسبت‌های مالی و میزان تأثیر این نسبت‌ها بر قیمت سهام شرکت‌ها پرداختند. فرضیه‌های پژوهش با استفاده از الگوهای رگرسیون چندمتغیره و مدل متغیرهای تأخیری در دو سطح کلی و تفکیکی شرکت‌ها در صنایع مختلف آزمون شده‌اند؛ نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که در سطح کل شرکت‌ها، نسبت‌های نرخ بازده دارایی‌ها و نرخ بازده حقوق صاحبان سهام بر قیمت سهام مؤثر هستند؛ ولی اهرم مالی تأثیر معناداری بر قیمت سهام شرکت‌ها ندارد. در سطح تفکیکی صنایع،

نتایج تأثیر نسبت‌های مالی بر قیمت سهام در هر صنعت با صنایع دیگر متفاوت است و بیانگر استقلال صنایع از یکدیگر است [۱۰].

خدادادی و کارگرپور (۱۳۸۸)، به‌بررسی رابطه میان جریان نقد عملیاتی و نسبت‌های آنی با بازده سهام بین سال‌های ۱۳۸۰ تا ۱۳۸۵ پرداختند. یافته‌های آن‌ها نشان داد که بین جریان نقد عملیاتی و نسبت آنی با بازده سهام رابطه مثبت و معنادار وجود دارد؛ ولی بین نسبت خالص سرمایه در گردش به کل دارایی‌ها با بازده سهام این رابطه تأیید نشد [۴].

احمدپور و رحمانی (۱۳۸۵)، به‌بررسی تأثیر اندازه شرکت و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار بر بازده سهام پرداختند. یافته‌های آن‌ها نشان داد که این عوامل بر بازده سهام اثر می‌گذارند [۲].

خواجوی و ناظمی (۱۳۸۴)، در یک بررسی رابطه بین کیفیت سود و بازده اوراق بهادار، با تاکید بر نقش ارقام تعهدی را مورد مطالعه قرار دادند. آن‌ها فرضیه‌های خود را بر ۹۶ شرکت در دوره زمانی بین سال‌های ۱۳۷۷تا ۱۳۸۲ آزمون کردند [۵]. فرضیه‌های اصلی که آن‌ها در پژوهش خود بررسی کردند، شامل:

ـ بین میانگین بازده عادی شرکت‌های طبقه‌بندی‌شده بر اساس ارقام تعهدی رابطه معناداری وجود دارد؛

ـ بین میانگین بازده غیرعادی شرکت‌های طبقه‌بندی‌شده بر اساس ارقام تعهدی رابطه معناداری وجود دارد.

در نهایت با بررسی فرضیه‌ها به این نتیجه رسیدند که بازده با مقدار کم یا زیاد ارقام تعهدی تحت تاثیر قرار نمی‌گیرد.

۳. فرضیه‌های تحقیق

فرضیه ۱: بازده مورد انتظار پرتفوهای مرتب‌شده بر اساس سودآوری تفاوت معناداری با بازده واقعی این پرتفوها دارد.

فرضیه ۲: پس از کنترل سبک اندازه و سبک ارزش با افزودن عامل سودآوری اختلاف بین بازده مورد انتظار پرتفوها با بازده واقعی آن‌ها کاهش می‌یابد.

فرضیه ۳: بازده مورد انتظار پرتفوهای مرتب‌شده بر اساس سرمایه‌گذاری تفاوت معناداری با بازده واقعی این پرتفوها دارد.

فرضیه ۴: پس از کنترل سبک اندازه و سبک ارزش با افزودن عامل سرمایه‌گذاری اختلاف بین بازده مورد انتظار پرتفوها با بازده واقعی آن‌ها کاهش می‌یابد.

فرضیه ۵: راهبرد مبادلاتی بر مبنای هر دو عامل (سودآوری و سرمایه‌گذاری) بازده غیرعادی

بیشتری را نسبت به زمانی‌که تنها از یک راهبرد مبادلاتی که فقط بر مبنای یک عامل استفاده می‌شود، ایجاد می‌کند.

٤. روش‌شناسی

در این پژوهش اطلاعات مورد نیاز به روش‌های زیر جمع‌آوری می‌شود:

روش کتابخانه‌ای: از این روش برای جمع‌آوری اطلاعات در زمینه مبانی نظری و پیشینه پژوهش استفاده می‌شود؛ بنابراین با مطالعه کتب و مقالات و جست‌وجو در سایت‌های رسمی، اطلاعات مورد نیاز جمع‌آوری خواهد شد.

روش اسناد کاوی: برای انجام پژوهش و جمع‌آوری اطلاعات مورد نیاز برای آزمون فرضیه‌ها از این روش استفاده می‌شود. جمع‌آوری اطلاعات با استفاده از سایت‌های رسمی سازمان بورس اوراق بهادار صورت خواهد پذیرفت.

مدل‌های مورد استفاده در پژوهش

$$R_{i,t} - R_{f,t} = \alpha_i + \beta_{iM}(R_{Mt} - R_{f,t}) + \beta_{iHML} HML_t + \beta_{iSMB} SMB_t + \varepsilon_{i,t}$$

$$R_{i,t} - R_{f,t} = \alpha_i + \beta_{iM}(R_{Mt} - R_{f,t}) + \beta_{iHML} HML_t + \beta_{iSMB} SMB_t + \beta_{iRMW} RMW_t + \varepsilon_{i,t}$$

$$R_{i,t} - R_{f,t} = \alpha_i + \beta_{iM}(R_{Mt} - R_{f,t}) + \beta_{iHML} HML_t + \beta_{iSMB} SMB_t + \beta_{iCMA} CMA_t + \varepsilon_{i,t}$$

$$R_{i,t} - R_{f,t} = \alpha_i + \beta_{iM}(R_{Mt} - R_{f,t}) + \beta_{iHML} HML_t + \beta_{iSMB} SMB_t + \beta_{iRMc} pcaf_t + \varepsilon_{i,t}$$

مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای برای توضیح اینکه چگونه ریسک اوراق بهادار در بازار قیمت‌گذاری می‌شوند، ایجاد شده است. در حقیقت، مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای، (CAPM) توسعه داده شده نظریه پرتفولیوی مدرن مارکوویتز است. بر اساس این مدل، بازده مورد انتظار هر دارایی عبارت است از نرخ بازده بدون ریسک، به‌علاوه صرف ریسک:

$$R_{i,t} - R_{f,t} = \alpha_i + \beta_{iM}(R_{Mt} - R_{f,t}) \qquad \text{رابطه (۱)}$$

$R_{i,t} - R_{f,t}$: صرف ریسک سهام شرکت‌های نمونه است که از طریق کسر بازده بدون ریسک (R_f) از میانگین ساده و موزون بازده سهام شرکت‌ها به‌دست می‌آید. میانگین موزون بازده سهام شرکت‌ها از طریق رابطه (۲) محاسبه می‌شود:

$$R_i = \sum_{i=1}^{n} W_i X_i$$ رابطه (۲)

W_i: وزن سهم i در پورتفوی که از رابطه (۳) محاسبه می‌شود:

$$W_i = \frac{P_i}{\sum_{i=1}^{n} p_i}$$ رابطه (۳)

P_i: ارزش بازار کل سهام منتشرشده و موجود در بورس شرکت i

متغیر سرمایه گذاری[1] به‌صورت رابطه (۴) اندازه‌گیری می‌شود:

$$Inv=\frac{tas_t - tas_{t-1}}{tas_{t-1}}$$ رابطه (۴)

tas_t: جمع دارایی‌های شرکت i در دوره t

متغیر سودآوری به‌صورت رابطه (۵) اندازه‌گیری می‌شود:

$$prof=\frac{EBITD_{i.t} - EBITD_{i.t-1}}{EBITD_{i.t}}$$ رابطه (۵)

$EBITD_{i.t}$: سود عملیاتی شرکت i در دوره t

HML: عامل ارزش دفتری به ارزش بازار سهام شرکت در سال t است که از طریق جدول ۱ به روش زیر محاسبه می‌شود. اگر در هر ماه، متوسط بازده دو پورتفوی ۳۰٪ بالا در گروه بالای میانه، از متوسط بازده دو پورتفوی ۳۰٪ پایین در گروه پایین میانه کسر شود، مقدار این متغیر در ماه مذکور به‌دست می‌آید (گروه میانه گروهی از پرتفوها است که B/M متوسطی دارند).

این متغیر از طریق رابطه (۶) محاسبه می‌شود.

1. Investment

جدول ۱. شش پرتفولیو

نسبت B/M اندازه شرکت	بالا (H)	متوسط (M)	پایین (L)
کوچک (S)	S/H	S/M	S/L
بزرگ (B)	B/H	B/M	B/L

رابطه (۶) $$HML_t = \frac{S/H+\mathrm{B/H}}{2} - \frac{S/L+\mathrm{B/L}}{2}$$

SMB: عامل اندازه شرکت است که پس از رتبه‌بندی شرکت‌ها بر حسب اندازه، از تفاوت میان میانگین ساده بازدهی پورتفوی ساختگی شرکت‌های بزرگ‌تر از میانه و میانگین ساده بازدهی پورتفوی ساختگی شرکت‌های کوچک‌تر از میانه، در هر ماه به‌دست می‌آید؛ بنابراین طبق آنچه در جدول ۱ آمده است این متغیر از طریق رابطه (۷) محاسبه می‌شود:

رابطه (۷) $$SMB_t = \frac{S/L+S/M+S/H}{3} - \frac{B/L+B/M+B/H}{3}$$

توانایی شرکت‌ها در مشخص ساختن منابع مالی بالقوه (اعم از داخلی یا خارجی) برای تهیه سرمایه به‌منظور سرمایه‌گذاری‌ها و تهیه برنامه‌های مالی مناسب، از عوامل اصلی رشد و پیشرفت شرکت‌ها به‌حساب می‌آید. مدیریت شرکت در راستای تعیین منابع مالی مناسب باید هزینه منابع متعدد تأمین مالی را مشخص و آثاری را که این منابع مالی می‌تواند بر ارزش شرکت داشته باشد را تعیین کند؛ به‌گونه‌ای که ثروت سهامداران به حداکثر برسد. فاما و فرنچ (۲۰۱۴)، دو عامل سرمایه‌گذاری (CMA) و سودآوری (RMW) به مدل سه عامل افزودند که این عوامل از طریق جداول زیر محاسبه می‌شود.

عامل سرمایه‌گذاری (CMA)، تفاوت در بازده پرتفوهای متشکل از سهام شرکت‌های با سرمایه‌گذاری بالا و بازده پرتفوهای متشکل از سهام شرکت‌های با سرمایه‌گذاری پایین، در شرایطی که متغیرهای اندازه و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار کنترل شده است. در واقع این متغیر، بیانگر میزان تطابق رفتار بازده مورد انتظار هر سهم با عامل سرمایه‌گذاری یا بازده اضافی ناشی از عامل فرصت‌های سرمایه‌گذاری در بازار است که از طریق جدول ۲ محاسبه می‌شود.

جدول ۲. محاسبه عامل سرمایه‌گذاری

نسبت B/M	بالا(H)	متوسط(M)	پایین(L)
اندازه شرکت			
کوچک (**S**)	HCMA	HCMA	HCMA
	MCMA	MCMA	MCMA
	LCMA	LCMA	LCMA
بزرگ (**B**)	HCMA	HCMA	HCMA
	MCMA	MCMA	MCMA
	LCMA	LCMA	LCMA

بر اساس جدول ۲، برای وارد کردن متغیر عامل سرمایه‌گذاری ۱۸ پرتفو تشکیل می‌شود، به این صورت که ابتدا شرکت‌ها بر اساس متغیر اندازه به شرکت‌های بزرگ و کوچک و نیز به‌طور مستقل بر اساس متغیر BM به شرکت‌های ارزشی (ارزش دفتری به ارزش بازار بالا)، متوسط و رشدی (ارزش دفتری به ارزش بازار پائین) طبقه‌بندی می‌شوند. در طبقه‌بندی شرکت‌ها، بر اساس متغیر اندازه، نقاط تفکیک پرتفوها میانه است. سپس، برای طبقه‌بندی شرکت‌ها براساس سرمایه‌گذاری به‌طور مستقل به سه طبقه، شرکت‌های با سرمایه‌گذاری بالا، متوسط و پائین تقسیم می‌شود و با پرتفوهای ایجاد شده قبلی اشتراک‌گیری می‌شود که از این طریق عامل اندازه و ارزش دفتری به ارزش بازار کنترل شده است و تنها تأثیر خالص این متغیر بر بازده در مدل سنجیده می‌شود که از طریق رابطه (۸) محاسبه می‌شود.

$$CMA = \frac{\text{جمع بازده پرتفوهای HCMA}}{۶} - \frac{\text{جمع بازده پرتفوهای LCMA}}{۶}$$

عامل سودآوری (RMW) [1]، تفاوت بازده ماهانه پرتفوی سهام شرکت‌های با سودآوری بالا و بازده ماهانه پرتفوی سهام شرکت‌های با سودآوری پائین، در شرایطی که متغیرهای اندازه و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار کنترل شده است. در واقع این متغیر به تبیین میزان حساسیت بازده مورد انتظار یک سهم به تفاوت عملکرد شرکت‌های با سودآوری پائین و شرکت‌های با سودآوری بالا می‌پردازد. نحوه تشکیل پرتفو براساس عامل سودآوری مشابه عامل سرمایه‌گذاری است که در جدول ۳ آمده است.

1. Robust and weak profitability

جدول ۳. محاسبه عامل سودآوری

نسبت B/M اندازه شرکت	بالا(H)	متوسط(M)	پایین(L)
کوچک (**S**)	HRMW	HRMW	HRMW
	MRMW	MRMW	MRMW
	LRMW	LRMW	LRMW
بزرگ (**B**)	HRMW	HRMW	HRMW
	MRMW	MRMW	MRMW
	LRMW	LRMW	LRMW

بر اساس جدول ۳، برای وارد کردن متغیر سودآوری ۱۸ پرتفو تشکیل می‌شود که از این طریق عامل اندازه و ارزش دفتری به ارزش بازار کنترل شده است و تنها تأثیر خالص این متغیر بر بازده در رابطه (۹) سنجیده می‌شود. عامل سودآوری به‌صورت رابطه زیر محاسبه می‌شود:

$$RMW = \frac{\text{جمع بازده پرتفوهای HRMW}}{۶} - \frac{\text{جمع بازده پرتفوهای LRMW}}{۶}$$

در این پژوهش پرتفوهای متشکل از سهام شرکت‌ها بر اساس سودآوری از کمترین تا بیشترین تغییر برای پرتفوهای با بازده یکسان و موزون مطابق جدول ۴ مرتب شده است، به‌گونه‌ای که پرتفو (۱) از کمترین سودآوری و پرتفو (۴) از بیشترین سودآوری برخوردار است. همچنین برای عامل سرمایه‌گذاری نیز از جدول ۴ استفاده می‌شود.

جدول ۴. نحوه پرتفوبندی برای آزمون فرضیه‌های بازده با وزن یکسان و موزون

INV	PROF	ΔLOWEST	INV	ΔPROF	HIGHEST
پرتفو ۴	پرتفو ۳	پرتفو ۲	پرتفو ۱	ماه	سال
**	**	**	**	۱۲ماه	۸۶
**	**	**	**	۱۲ماه	۸۷
**	**	**	**	۱۲ماه	۸۸
**	**	**	**	۱۲ماه	۸۹
**	**	**	**	۱۲ماه	۹۰
**	**	**	**	۱۲ماه	۹۱

برای آزمون فرضیه اول پژوهش از مدل سه عاملی فاما و فرنچ (۱۹۹۳) استفاده می‌شود، چنانچه مدل مذکور توان توضیح‌دهندگی همه تغییرات بازده را داشته باشد؛ بنابراین نباید برای پرتفو یک تا پنج بازده غیرعادی ایجاد شود، در غیر این‌صورت عاملی بر تغییرات بازده تأثیر

می‌گذارد که مدل سه عاملی توان توضیح آن را ندارد. در آزمون فرضیه دوم پژوهش عامل سودآوری از طریق جدول ۵ محاسبه و وارد مدل می‌شود. برای آزمون فرضیه‌های ۲ و ۴ نیز تمام شرکت‌های نمونه در قالب یک پرتفو در نظر گرفته شده است. چنانچه عوامل سودآوری و سرمایه‌گذاری به‌عنوان عامل تأثیرگذار بر بازده باشد، انتظار بر این است که با اندازه‌گیری این عامل و وارد کردن آن در مدل، قدرت تبیین مدل نسبت به مدل‌های قبلی بیشتر و تغییرات بازده را توضیح دهد.

برای آزمون فرضیه پنجم پژوهش، چهار پرتفو بر اساس جدول ۵، تشکیل و مدل سه عاملی برای این پرتفوها تخمین زده می‌شود، همان‌طورکه در جدول ۵ مشاهده می‌شود، چهار پرتفو بر اساس عامل سرمایه‌گذاری و عامل سودآوری تشکیل شده است. چنانچه راهبردی که به‌طور همزمان به هر دو عامل توجه می‌شود، بهتر عمل کند، انتظار بر این است که پرتفو چهار که از سودآوری و سرمایه‌گذاری بالاتری برخوردار است، بازده غیرعادی بیشتری نسبت به دیگر پرتفوها ایجاد کند؛ بنابراین چنانچه عرض از مبدأ مدل از پرتفو یک تا پرتفو چهار روند افزایشی داشته باشد، فرضیه پنجم تأیید می‌شود.

جدول ۵. سودآوری و سرمایه‌گذاری

سودآوری / سرمایه‌گذاری	**۱ کمترین**	**۲**	**۳**	**٤ بالاترین**
۱کمترین	**			
۲		**		
۳			**	
۴ بالاترین				**

۵. تحلیل داده‌ها

جدول ۶. آمار توصیفی

آماره	RI	RM	SMB	HML	RMW	CMA	PCAF
میانگین	۰/۰۱۴۸۸	۰/۰۱۷۶۲	۰/۰۶۸۹۰	۰/۰۹۰۶۲	-۰/۰۰۳۲۳	۰/۰۰۳۳۸	۰/۰۶۸۷۳
میانه	۰/۰۰۸۷۵	۰/۰۱۵۱۰	-۰/۰۰۳۴۰	۰/۱۸۱۷	۰/۰۰۲۴۹	۰/۰۰۹۷۴	۰/۰۲۸۷۶
حداکثر	۰/۲۴۸۷۰	۰/۱۶۵۱۰	۲/۷۱۴۴۰	۲/۵۵۵۲	۰/۰۷۹۱	۰/۰۶۶۸۰	۰/۲۲۹۱۸
حداقل	-۰/۱۳۰۳۰	-۰/۱۱۷۴	-۵/۴۰۵۰۰	-۱/۵۳۶۴	-۰/۰۱۱۹۴	-۰/۰۸۴۹۰	-۰/۰۶۸۷۴
انحراف معیار	۰/۰۶۰۶۱	۰/۰۶۴۱۴	۱/۰۴۲۶۰	۰/۸۱۷۲۴	۰/۰۱۸۷۹	۰/۰۶۳۴۹	۰/۰۲۶۹۳
چولگی	۱/۱۳۳۰۲	۰/۱۵۶۷۳	-۱/۳۳۷۵۴	۰/۱۷۹۴۵	-۰/۲۶۹۷۵	-۰/۳۳۸۷	۰/۲۶۸۴
کشیدگی	۵/۸۷۲۳۹	۲/۲۳۰۹۹	۱۲/۹۴۵۰	۳/۱۲۹۷۸	۳/۸۲۵۸۱	۲/۱۳۹۷	۳/۳۸۴۶
مشاهدات	۷۲	۷۲	۷۲	۷۲	۷۲	۷۲	۷۲

تجزیه‌وتحلیل فرضیه اول پژوهش. فرضیه اول این پژوهش مبنی بر بازده مورد انتظار پرتفوهای مرتب‌شده بر اساس سودآوری تفاوت معناداری با بازده واقعی این پرتفوها دارد. برای آزمون این فرضیه، چهار پرتفو بر اساس سودآوری که پرتفو ۱ کمترین و پرتفو ۴ بیشترین سودآوری را دارد. در ادامه، مدل سه عاملی جهت چهار پرتفو تشکیل شده تخمین زده شد.

جدول ۷. نتایج برآورد مدل فاما و فرنچ (۱۹۹۳)

$$R_{i,t} - R_{f,t} = \alpha_i + \beta_{iM}(R_{Mt} - R_{f,t}) + \beta_{iHML}HML_t + \beta_{iSMB}SMB_t + \varepsilon_{i,t}$$

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t	سطح معناداری
پرتفوی یک				
α	۰/۰۱۱۵۶۶	۰/۰۱۰۴۵۶	۱/۹۸۸۷۶۹	۰/۰۳۶۵
$R_{m,t} - R_{f,t}$	۰/۴۶۸۳۶۱	۰/۰۸۰۵۰۶	۵/۸۱۷۷۰۹	۰/۰۰۰۰
SMB_t	۰/۰۰۴۷۸۰	۰/۰۰۵۶۹۹	۰/۸۳۸۸۱۷	۰/۴۰۱۶
HML_t	۰/۰۱۲۲۸۷	۰/۰۰۷۲۲۶	۱/۷۰۰۲۸۸	۰/۰۸۹۱
آماره دوربین- واتسون	۱/۷۳۲۲۸۵	ضریب تعیین (R^2)		۰/۵۷۸۷۱۲
آماره F	۲۲/۹۳۱۰۰	R^2 تعدیل شده		۰/۵۵۳۱۸۰
معناداری آماره F	۰/۰۰۰۰۰۰	Akaike info criterion		-۳/۴۲۷۵۳۹
پرتفوی دو				
α	۰/۰۱۱۳۷۸	۰/۰۰۴۶۹۱	۲/۴۲۵۳۱۱	۰/۰۱۵۳
$R_{m,t} - R_{f,t}$	۰/۶۰۵۹۳۸	۰/۰۷۴۹۴۷	۸/۰۸۴۸۳۶	۰/۰۰۰۰
SMB_t	۰/۰۰۴۲۹۵	۰/۰۰۴۷۰۱	۰/۹۱۳۵۵۳	۰/۳۶۱۰
HML_t	۰/۰۱۰۴۲۹	۰/۰۰۵۰۹۳	۲/۰۴۷۷۳۱	۰/۰۴۰۶
آماره دوربین- واتسون	۱/۵۷۶۳۵۲	ضریب تعیین (R^2)		۰/۵۰۳۹۳۰
آماره F	۲۶/۹۸۷۳۳	R^2 تعدیل شده		۰/۴۷۳۸۶۵
معناداری آماره F	۰/۰۰۰۰۰۰	Akaike info criterion		-۳/۴۶۷۱۱۵
پرتفوی سه				
α	۰/۰۱۵۷۰۹	۰/۰۰۸۸۱۶	۱/۷۸۱۷۸۳	۰/۰۷۴۸
$R_{m,t} - R_{f,t}$	۰/۶۴۱۹۶۳	۰/۱۱۳۱۲۲	۵/۶۷۴۹۷۳	۰/۰۰۰۰
SMB_t	۰/۰۱۵۴۸۳	۰/۰۰۷۴۴۲	۲/۰۸۰۳۲۸	۰/۰۳۷۵
HML_t	-۰/۰۰۷۳۶۶	۰/۰۰۸۰۲۲	-۰/۹۱۸۱۳۲	۰/۳۵۸۵
آماره دوربین- واتسون	۱/۷۲۱۸۲۹	ضریب تعیین (R^2)		۰/۵۲۹۰۵۱
آماره F	۲۰/۶۸۳۷۳	R^2 تعدیل شده		۰/۵۰۰۵۰۹
معناداری آماره R^2	۰/۰۰۰۰۰۰	Akaike info criterion		-۳/۳۹۰۵۴۲
پرتفوی چهار				
α	۰/۰۲۹۸۰۵	۰/۰۰۹۱۷۱	۳/۲۴۹۸۹۰	۰/۰۰۱۸
$R_{m,t} - R_{f,t}$	۰/۶۱۷۷۳۸	۰/۱۲۲۳۳۱	۵/۰۴۹۷۴۶	۰/۰۰۰۰
SMB_t	۰/۰۰۹۶۹۹	۰/۰۰۷۷۹۴	۱/۲۴۴۴۸۳	۰/۲۱۷۷
HML_t	۰/۰۰۰۲۲۱	۰/۰۰۸۹۶۰	۰/۰۲۴۶۹۴	۰/۹۸۰۴
آماره دوربین- واتسون	۱/۹۸۹۸۸۸	ضریب تعیین (R^2)		۰/۴۴۰۸۰۶
آماره F	۱۳/۰۰۶۷۴	R^2 تعدیل شده		۰/۴۰۶۹۱۵
معناداری آماره F	۰/۰۰۰۰۰۰	Akaike info criterion		-۲/۹۷۸۶۴۲

برای بررسی برقرار بودن فرض عدم خودهمبستگی در نتایج معادله رگرسیونی از آزمون دوربین ـ واتسون استفاده می‌شود. برای اطمینان از برقرار بودن عدم خودهمبستگی بین باقی-مانده‌ها، از مقدار دوربین ـ واتسون برآورد شده در جدول ۷ استفاده می‌شود.

برای بررسی وجود همسانی واریانس بین جز باقی‌مانده از آزمون وایت استفاده می‌شود. در این آزمون، H_0 بیانگر همسانی واریانس و H_1 بیانگر ناهمسانی واریانس است. خلاصه نتایج از آزمون وایت، برای داده‌های سری زمانی، در جدول ۸ آورده شده است.

جدول ۸. نتایج آزمون وایت

$$R_{i,t} - R_{f,t} = \alpha_i + \beta_{iM}(R_{Mt} - R_{f,t}) + \beta_{iHML}HML_t + \beta_{iSMB}SMB_t + \varepsilon_{i,t}$$

پرتفوی یک	
آماره F	۱/۶۶۴۳۴۳
معناداری آماره F	۰/۳۹۶۸۶
پرتفوی دو	
آماره F	۰/۹۸۳۷۱۱
معناداری آماره F	۰/۳۴۷۹۸۱
پرتفوی سه	
آماره F	۱/۳۳۷۹۵۸
معناداری آماره F	۰/۶۶۲۸۹
پرتفوی چهار	
آماره F	۱/۳۸۲۳۹
معناداری آماره F	۰/۳۸۲۵۹

بر اساس جدول ۸، مقدار احتمال آماره F تقریبا برای هر چهار پرتفو بیشتر از ۰.۰۵ است که در سطح خطای $\alpha = ۰.۰۵$ فرضیه H_0 پذیرفته می‌شود؛ بنابراین بین داده‌ها ناهمسانی واریانس وجود ندارد.

برای بررسی معناداری کل مدل از آماره F استفاده می‌شود. در این آزمون، فرضیه H_0 و H_1 به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

H_0: تمام ضرایب معادله رگرسیونی برابر با صفر است.

H_1: همه ضرایب به‌طور همزمان برابر صفر نیستند (حداقل یکی از ضرایب مخالف صفر است).

با توجه به احتمال آماره F محاسبه‌شده در جدول ۷ ($p = ۰.۰۰۰۰$) و سطح خطای $\alpha = ۰.۰۵$ فرضیه H_0 پذیرفته نمی‌شود (۰/۰۵>۰/۰۰۰۰)؛ یعنی مدل برای هر چهار پرتفو معنادار و حداقل یکی از ضرایب مدل رگرسیونی مخالف صفر است. ضریب تعیین، مناسب بودن خط رگرسیون برازش‌شده بر اساس مجموعه‌ای از داده‌ها را مورد بررسی قرار می‌دهد. هر چه مقدار این ضریب بالاتر باشد، نشان‌دهنده این مطلب است که متغیرهای مستقل توان بیشتری در تبیین رفتار متغیر وابسته دارند. بر اساس جدول ۷، مقدار ضریب تعیین، در نتایج برآورد شده مدل رگرسیونی برای پرتفو یک برابر با $R^2 = .57$، پرتفو دو$R^2 = .50$، پرتفو سه$R^2 = .52$ ، و پرتفو چهار$R^2 = .44$ است. مقدار ضریب تعیین برآورد شده، گویای این

مطلب است که چه میزان رفتار متغیر وابسته توسط متغیرهای مستقل توضیح داده می‌شود.

جدول ۹. عرض از مبدأ تخمین

عرض از مبدأ				
پرتفو	ضریب	انحراف معیار	آماره t	سطح معناداری
پرتفوی ۱	۰/۰۱۱۵۶۶	۰/۰۱۰۴۵۶	۱/۹۸۸۷۶۹	۰/۰۳۶۵
پرتفوی ۲	۰/۰۱۱۳۷۸	۰/۰۰۴۶۹۱	۲/۴۲۵۳۱۱	۰/۰۱۵۳
پرتفوی ۳	۰/۰۱۵۷۰۹	۰/۰۰۸۸۱۶	۱/۷۸۱۷۸۳	۰/۰۷۴۸
پرتفوی ۴	۰/۰۲۹۸۰۵	۰/۰۰۹۱۷۱	۳/۲۴۹۸۹۰	۰/۰۰۱۸
اختلاف پرتفوی یک و چهار			۳/۸۸۹۳۴	۰/۰۰۰۰
			۰/۰۱۸۲۳۹	

براساس جدول ۹، پرتفو چهار به میزان ۰/۰۱۸۲۳۹از پرتفو یک بازده غیرعادی بیشتری ایجاد می‌کند. بازده غیر عادی ایجاد شده از پرتفو یک تا پرتفو چهار روند افزایشی دارد و نشان‌دهنده این است که عاملی بر بازده تأثیر می‌گذارد که مدل سه عاملی فاما و فرنچ از توضیح آن ناتوان است.

تجزیه‌وتحلیل فرضیه دوم پژوهش. در آزمون فرضیه دوم پژوهش مبنی بر اینکه پس از کنترل سبک اندازه و سبک ارزش با افزودن عامل سودآوری، اختلاف بین بازده مورد انتظار پرتفوها با بازده واقعی آن‌ها کاهش می‌یابد.

جدول ۱۰. نتایج برآورد مدل فاما و فرنچ (۱۹۹۳)

$$R_{i,t} - R_{f,t} = \alpha_i + \beta_{iM}(R_{Mt} - R_{f,t}) + \beta_{iHML}HML_t + \beta_{iSMB}SMB_t + \beta_{irmw}RMW_t +_t \varepsilon_{i,t}$$

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t	سطح معناداری
α_i	۰/۰۰۹۵۰۵	۰/۰۰۹۳۳۲	۲/۰۱۸۶۰۰	۰/ ۰۴۸
$R_{m,t} - R_{f,t}$	۰/۴۸۸۱۳۹	۰/۰۳۹۶۴۰	۱۲/۳۱۴۳۹	۰/۰۰۰۰
SMB_t	۰/۰۰۴۰۷۳	۰/۰۰۳۰۴۵	۱/۳۳۷۵۳۹	۰/۱۸۱۰
HML_t	۰/۰۱۱۰۱۲	۰/۰۰۳۳۹۲	۳/۲۴۶۸۴۸	۰/۰۰۱۲
RMW	۰/۳۰۴۷۹۵	۰/۰۹۳۷۵۸	۳/۲۵۰۸۷۷	۰/۰۰۱۲
آماره دوربین- واتسون	۱/۸۲۳۲۰۶	ضریب تعیین (R^2)		۰/۶۰۱۰۲۰
Fآماره	۶/۱۵۱۱۳۰	R^2 تعدیل شده		۰/۵۷۰۳۲۹
F معناداری آماره	۰/۰۰۰۰۰۴	Akaike info criterion		-۳/۷۸۳۵۷۳

در این پژوهش برای بررسی برقرار بودن فرض عدم خودهمبستگی در نتایج معادله رگرسیونی از آزمون دوربین ـ واتسون استفاده می‌شود. برای اطمینان از برقرار بودن عدم خودهمبستگی بین باقی‌مانده‌ها، از مقدار دوربین ـ واتسون برآورد شده در جدول ۱۰ استفاده می‌شود. از آنجاکه مقدار آماره دوربین واتسون ۱/۸۲ تقریبا نزدیک به ۲ بهترین حالت ممکن است نشان از عدم خودهمبستگی بین اجزا اخلال است.

برای بررسی وجود همسانی واریانس بین جز باقی‌مانده از آزمون وایت استفاده می‌شود. در این آزمون، H_0 بیانگر همسانی واریانس و H_1 بیانگر ناهمسانی واریانس است. خلاصه نتایج آزمون وایت، برای داده‌های سری زمانی، در جدول ۱۱ آورده شده است.

جدول ۱۱. نتایج آزمون وایت

$$R_{i,t} - R_{f,t} = \alpha_i + \beta_{iM}(R_{Mt} - R_{f,t}) + \beta_{iHML}HML_t + \beta_{iSMB}SMB_t + \beta_{irmw}RMW_t +_t \varepsilon_{i,t}$$

۵۳۸۹/۱	آماره F
۱۳۹۵۷/۰	معناداری آماره F

براساس جدول ۱۱، مقدار احتمال آماره F تقریبا برابر با p=۰/۱۳ است که در سطح خطای $\alpha = ۰.۰۵$ فرضیه H_0 پذیرفته می‌شود؛ بنابراین بین داده‌ها ناهمسانی واریانس وجود ندارد. برای بررسی معناداری کل مدل از آماره F استفاده می‌شود که نتایج جدول ۱۱، حاکی از اعتبار و معناداری مدل است.

ضریب تعیین، مناسب بودن خط رگرسیون برازش‌شده بر اساس مجموعه‌ای از داده‌ها را مورد بررسی قرار می‌دهد. هر چه مقدار این ضریب بالاتر باشد، نشان‌دهنده این است که متغیرهای مستقل، توان بیشتری در تبیین رفتار متغیر وابسته دارند. بر اساس جدول ۱۰، مقدار ضریب تعیین، در نتایج برآورد شده برابر با $R^2 = ۰.60$ است. مقدار ضریب تعیین برآورد شده، گویای این مطلب است که حدود ۶۰٪ رفتار متغیر وابسته توسط متغیرهای مستقل توضیح داده می‌شود که این امر بیانگر ارتباط بالای متغیرهای مستقل با متغیر وابسته است.

بر اساس جدول ۱۰، مقدار احتمال محاسبه شده برای عامل سودآوری(RMW)، $p = 0.۰012$ است که در سطح خطای مشخص‌شده، فرضیه H_0 رد می‌شود (۰/۰۰۱۲<۰/۰۵)؛ بنابراین عامل سودآوری بر صرف ریسک سهام تاثیرگذار است و بین این دو متغیر، رابطه مثبت و معناداری وجود دارد؛ با فرض ثابت در نظر گرفتن سایر عوامل تأثیرگذار بر

بازده با یک واحد تغییر در عامل سودآوری بازده سهام به میزان ۰/۳۰۴ تغییر می‌کند، در نتیجه فرضیه دوم پژوهش رد نمی‌شود.

تجزیه‌وتحلیل فرضیه سوم پژوهش. در آزمون فرضیه سوم پژوهش مبنی بر بازده مورد انتظار پرتفوهای مرتب‌شده بر اساس سرمایه‌گذاری تفاوت معناداری با بازده واقعی این پرتفوها دارد. برای آزمون این فرضیه چهار پرتفو بر اساس سرمایه‌گذاری که پرتفو ۱ کمترین و پرتفو ۴ بیشترین سرمایه‌گذاری را دارد، تشکیل شد. در ادامه، مدل سه عاملی فاما و فرنچ جهت چهار پرتفو تشکیل شده تخمین زده شد.

جدول ۱۲. نتایج برآورد مدل فاما و فرنچ (۱۹۹۳)

$$R_{i,t} - R_{f,t} = \alpha_i + \beta_{iM}(R_{Mt} - R_{f,t}) + \beta_{iHML}HML_t + \beta_{iSMB}SMB_t + \varepsilon_{i,t}$$

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t	سطح معناداری
پرتفوی یک				
α	-۰/۰۰۵۱۲۱	۰/۰۰۴۹۶۰	-۱/۰۳۲۴۲۰	۰/۳۰۱۹
$R_{m,t} - R_{f,t}$	۰/۶۹۷۴۶۳	۰/۰۵۶۳۰۳	۱۲/۳۸۷۶۶	۰/۰۰۰۰
SMB_t	۰/۰۰۷۲۴۶	۰/۰۰۵۳۳۰	۱/۳۵۹۳۷۹	۰/۱۷۴۰
HML_t	-۰/۰۰۱۸۶۶	۰/۰۰۵۵۲۲	-۰/۳۳۷۹۴۰	۰/۷۳۵۴
آماره دوربین- واتسون	۱/۸۵۳۴۱۱	ضریب تعیین R^2		۰/۴۸۳۹۳۷
آماره F	۲۴/۲۰۴۵۶	تعدیل شده R^2		۰/۴۵۲۶۶۱
معناداری آماره F	۰/۰۰۰۰۰۰	Akaike info criterion		-۳/۳۹۷۹۸۲
پرتفوی دو				
α	۰/۰۱۰۷۰۵	۰/۰۰۵۶۵۱	۱/۸۹۴۲۷۶	۰/۰۵۸۲
$R_{m,t} - R_{f,t}$	۰/۵۴۴۳۵۲	۰/۰۸۵۴۱۹	۶/۳۷۲۷۴۶	۰/۰۰۰۰
SMB_t	۰/۰۱۰۵۷۶	۰/۰۰۸۰۱۶	۱/۳۱۹۳۴۰	۰/۱۸۷۱
HML_t	-۰/۰۰۲۰۲۱	۰/۰۱۱۷۵۹	-۰/۱۷۱۹۰۹	۰/۸۶۳۵
آماره دوربین- واتسون	۱/۸۹۸۵۷۶	ضریب تعیین (R^2)		۰/۳۷۹۰۲۱
آماره F	۲۰/۰۰۶۶۲	تعدیل شده R^2		۰/۳۴۰۸۰۷
معناداری آماره F	۰/۰۰۰۰۰۰	Akaike info criterion		-۳/۰۷۳۷۰۴
پرتفوی سه				
α	۰/۰۲۵۷۱۲	۰/۰۰۴۳۳۲	۵/۹۳۵۳۹۹	۰/۰۰۰۰
$R_{m,t} - R_{f,t}$	۰/۵۰۹۴۸۵	۰/۰۸۴۸۸۶	۶/۰۰۱۹۹۵	۰/۰۰۰۰
SMB_t	۰/۰۰۱۷۵۲	۰/۰۰۰۶۴۹	۲/۶۹۸۵۰۳	۰/۰۰۷۰
HML_t	-۰/۰۰۷۱۷۶	۰/۰۰۵۱۸۹	-۱/۳۸۲۷۷۵	۰/۱۶۶۷
آماره دوربین- واتسون	۱/۶۹۸۴۳۵	ضریب تعیین (R^2)		۰/۵۱۴۳۷۱
آماره F	۱۸/۴۰۴۸۲	تعدیل شده R^2		۰/۴۸۴۹۳۹
معناداری آماره F	۰/۰۰۰۰۰۰	Akaike info criterion		-۳/۵۴۱۸۶۶
پرتفوی چهار				
α	۰/۰۲۹۱۴۷	۰/۰۰۹۲۵۷	۲/۵۰۰۳۵۷	۰/۰۱۲۴
$R_{m,t} - R_{f,t}$	۰/۵۱۸۸۲۴	۰/۱۱۲۵۳۳	۴/۶۱۰۴۳۴	۰/۰۰۰۰
SMB_t	۰/۰۱۵۷۸۵	۰/۰۰۷۳۳۳	۲/۱۵۲۶۰۲	۰/۰۳۱۳
HML_t	-۰/۰۰۱۲۸۰	۰/۰۰۸۰۱۶	-۰/۱۵۹۶۹۰	۰/۸۷۳۱
آماره دوربین- واتسون	۱/۷۹۱۷۳۶	ضریب تعیین (R^2)		۰/۴۰۳۵۷۲
آماره F	۱۲/۸۳۶۴۹	تعدیل شده R^2		۰/۳۶۷۴۲۵
معناداری آماره F	۰/۰۰۰۰۰۱	Akaike info criterion		-۳/۰۳۳۶۷۱

در این پژوهش، برای بررسی برقرار بودن فرض عدم خودهمبستگی در نتایج معادله رگرسیونی از آزمون دوربین ـ واتسون استفاده می‌شود. برای اطمینان از برقرار بودن عدم خودهمبستگی بین باقی‌مانده‌ها، از مقدار دوربین – واتسون برآورد شده در جدول ۱۲ استفاده می‌شود.

برای بررسی وجود همسانی واریانس بین جز باقی‌مانده از آزمون وایت استفاده می‌شود. در این آزمون، H_0 بیانگر همسانی واریانس و H_1 بیانگر ناهمسانی واریانس است. خلاصه نتایج آزمون وایت، برای داده‌های سری زمانی، در جدول ۱۳، آورده شده است.

جدول ۱۳. نتایج آزمون وایت

$R_{i,t} - R_{f,t} = \alpha_i + \beta_{iM}(R_{Mt} - R_{f,t}) + \beta_{iHML}HML_t + \beta_{iSMB}SMB_t + \varepsilon_{i,t}$	
پرتفوی یک	
آماره F	۸۸۹۲۴/۰
معناداری آماره F	۰/۳۹۸۲۷
پرتفوی دو	
آماره F	۰/۹۷۳۸۹
معناداری آماره F	۰/۲۸۹۳۹
پرتفوی سه	
آماره F	۶۹۸۷۹/۰
معناداری آماره F	۰/۸۸۷۹۴
پرتفوی چهار	
آماره F	۱/۸۸۳۹
معناداری آماره F	۰/۰۸۹۱

بر اساس جدول ۱۳، مقدار احتمال آماره F تقریبا برای هر چهار پرتفو بیشتر از ۰.۰۵ است که در سطح خطای $\alpha = ۰.۰۵$ فرضیه H_0 پذیرفته می‌شود؛ بنابراین بین داده‌ها ناهمسانی واریانس وجود ندارد.

برای بررسی معناداری کل مدل از آماره F استفاده می‌شود که نتایج جدول ۱۲ حاکی از اعتبار و معناداری مدل است. همان‌طور که در جدول ۱۲ نشان داده شده است، مقدار ضریب تعیین در نتایج برآوردشده مدل رگرسیونی برای پرتفو یک برابر با $R^2 = ۰.48$، پرتفو دو$R^2 = ۰.37$، پرتفو سه$R^2 = ۰.51$ و پرتفو چهار$R^2 = ۰.40$ است.

عرض از مبدأ مدل تخمین‌زده شده حاکی از بازده غیرعادی ایجاد شده است که مدل از توضیح آن ناتوان است.

جدول ۱۴. عرض از مبدأ تخمین

عرض از مبدأ				
پرتفو	ضریب	انحراف معیار	آماره t	سطح معناداری
پرتفوی ۱	-۰/۰۰۵۱۲۱	۰/۰۰۴۹۶۰	-۱/۰۳۲۴۲۰	۰/۳۰۱۹
پرتفوی ۲	۰/۰۱۰۷۰۵	۰/۰۰۵۶۵۱	۱/۸۹۴۲۷۶	۰/۰۵۸۲
پرتفوی ۳	۰/۰۲۵۷۱۲	۰/۰۰۴۳۳۲	۵/۹۳۵۳۹۹	۰/۰۰۰۰
پرتفوی ۴	۰/۰۲۹۱۴۷	۰/۰۰۹۲۵۷	۲/۵۰۰۳۵۷	۰/۰۱۲۴
اختلاف پرتفو یک و چهار			۸/۹۷۸۶	۰/۰۰۰۰
			۰/۰۳۴۲	

همان‌طور که مشاهده می‌شود، بازده غیرعادی ایجاد شده از پرتفو یک تا پرتفو چهار روند افزایشی دارد و نشان می‌دهد که عاملی بر بازده تأثیر می‌گذارد که مدل سه عاملی فاما و فرنچ از توضیح آن ناتوان است؛ بنابراین فرضیه سوم پژوهش مبنی بر متفاوت بودن بازده واقعی و مورد انتظار پرتفوهای مرتب‌شده در این پژوهش رد نمی‌شود.

تجزیه‌وتحلیل فرضیه چهارم پژوهش. در آزمون فرضیه چهارم پژوهش مبنی بر اینکه پس از کنترل سبک اندازه و سبک ارزش با افزودن عامل سرمایه‌گذاری اختلاف بین بازده مورد انتظار پرتفوها با بازده واقعی آن‌ها کاهش می‌یابد.

جدول ۱۵. نتایج برآورد مدل فاما و فرنچ (۱۹۹۳)

$$R_{i,t} - R_{f,t} = \alpha_i + \beta_{iM}(R_{Mt} - R_{f,t}) + \beta_{iHML}HML_t + \beta_{iSMB}SMB_t + \beta_{iCMA}CMA_t +_t \varepsilon_{i,t}$$

متغیر	ضریب	انحراف معیار	t آماره	سطح معناداری
α_i	۰/۰۱۲۷۰	۰/۰۰۵۷۲۷	-۱/۹۶۹۳۹۷	۰/۰۵۱۳
$R_{m,t} - R_{f,t}$	۰/۵۷۰۶۸۱	۰/۰۷۲۰۷۱	۷/۹۱۸۲۸۲	۰/۰۰۰۰
SMB_t	۰/۰۰۶۳۵۷	۰/۰۰۵۲۴۰	۱/۲۱۳۲۴۱	۰/۲۲۵۰
HML_t	۰/۰۰۴۳۴۶	۰/۰۰۵۸۸۴	۰/۷۳۸۵۴۶	۰/۴۶۰۲
CMA_t	۰/۲۵۰۳۱۵	۰/۱۱۹۴۴۶	۲/۰۹۵۶۳۰	۰/۰۳۶۱
آماره دوربین- واتسون	۱/۷۱۲۴۱۱	ضریب تعیین (R^2)		۰/۶۰۴۹۲۲
Fآماره	۹/۹۵۶۴۴۱	R^2 تعدیل شده		۰/۵۷۴۵۳۲
Fمعناداری آماره	۰/۰۰۰۰۰۰	Akaike info criterion		-۳/۷۰۰۰۰۶

برای اطمینان از برقرار بودن عدم خودهمبستگی بین باقی‌مانده‌ها، از مقدار دوربین– واتسون برآوردشده در جدول ۱۵ استفاده می‌شود. از آنجاکه مقدار آماره دوربین واتسون ۱/۷۱ تقریبا نزدیک به ۲ بهترین حالت ممکن است نشان از عدم خودهمبستگی بین اجزا اخلال است. برای بررسی وجود همسانی واریانس بین جز باقی‌مانده از آزمون وایت استفاده می‌شود. در این آزمون، H_0 بیانگر همسانی واریانس و H_1 بیانگر ناهمسانی واریانس است. خلاصه نتایج آزمون وایت، برای داده‌های سری زمانی، در جدول ۱۶ آورده شده است.

جدول ۱۶. نتایج آزمون وایت

$$R_{i,t} - R_{f,t} = \alpha_i + \beta_{iM}(R_{Mt} - R_{f,t}) + \beta_{iHML} HML_t + \beta_{iSMB} SMB_t + \beta_{irmw} RMW_t +_t \varepsilon_{i,t}$$

آماره F	۸۸۶۹/۰
معناداری آماره F	۲۴۲۸/۰

بر اساس جدول ۱۶، مقدار احتمال آماره F تقریبا برابر با p= ۰/۲۴ است که در سطح خطای $\alpha = ۰.۰۵$ فرضیه H_0 پذیرفته می‌شود؛ بنابراین بین داده‌ها ناهمسانی واریانس وجود ندارد. برای بررسی معناداری کل مدل از آماره F استفاده می‌شود که نتایج جدول ۱۵ حاکی از اعتبار و معناداری مدل است. همان‌طور که در جدول ۱۵ نشان داده شده است مقدار ضریب تعیین، در نتایج برآورد شده برابر با $R^2 = ۰.60$ است. مقدار ضریب تعیین برآورد شده، گویای این مطلب است که حدود ۶۰٪ رفتار متغیر وابسته توسط متغیرهای مستقل توضیح داده می‌شود که این امر بیانگر ارتباط بالای متغیرهای مستقل با متغیر وابسته است.

همان‌طور که در جدول ۱۵ آمده است، مقدار احتمال محاسبه‌شده برای عامل سرمایه‌گذاری (CMA_t)، ۰/۰۳۶۱ است که در سطح خطای مشخص‌شده، فرضیه H_0 رد می‌شود (۰/۰۳۶۱<۰/۰۵)؛ بنابراین عامل سرمایه‌گذاری بر صرف ریسک سهام تاثیرگذار است و بین این دو متغیر، رابطه مثبت و معناداری وجود دارد؛ با فرض ثابت در نظر گرفتن سایر عوامل تأثیرگذار بر بازده با یک واحد تغییر در عامل سرمایه‌گذاری، بازده سهام به میزان ۰/۲۵۰تغییر می‌کند. در نتیجه فرضیه چهارم پژوهش رد نمی‌شود.

تجزیه‌وتحلیل فرضیه پنجم پژوهش. در نهایت جهت آزمون فرضیه پنج مبنی بر اینکه راهبرد مبادلاتی بر مبنای هر دو عامل (سودآوری و سرمایه‌گذاری) بازده غیرعادی بیشتری را نسبت به زمانی‌که تنها از یک راهبرد مبادلاتی که فقط بر مبنای یک عامل استفاده می‌شود، ایجاد می‌کند.

جدول ۱۷. نتایج برآورد مدل فاما و فرنچ (۱۹۹۳)

$$R_{i,t} - R_{f,t} = \alpha_i + \beta_{iM}(R_{Mt} - R_{f,t}) + \beta_{iHML}HML_t + \beta_{iSMB}SMB_t + \beta_{iPC}PCAF_{PQ} +_t \varepsilon_{i,t}$$

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t	سطح معناداری
α_i	۰/۰۰۸۸۰۶	۰/۰۰۹۱۷۵	۱/۹۹۹۷۲۲	۰/۰۳۷۲
$R_{m,t} - R_{f,t}$	۰/۵۵۲۲۰۰	۰/۰۶۱۹۵۴	۸/۹۱۳۰۴۴	۰/۰۰۰۰
SMB_t	۰/۰۰۵۸۹۵	۰/۰۰۳۴۶۹	۱/۶۹۹۶۲۱	۰/۰۸۹۲
HML_t	۰/۰۰۹۹۱۵	۰/۰۰۵۰۳۴	۱/۹۶۹۵۹۷	۰/۰۴۸۹
$PCAF_t$	۰/۱۶۰۲۱۲	۰/۰۵۷۴۳۹	۲/۷۸۹۲۴۹	۰/۰۰۵۳

آماره دوربین- واتسون	۱/۷۷۹۰۵۷	ضریب تعیین (R^2)	۰/۶۴۲۴۲۱
آماره F	۲۱/۷۶۰۷۲	R^2 تعدیل شده	۰/۶۱۴۹۱۵
معناداری آماره F	۰/۰۰۰۰۰۰	Akaike info criterion	-۳/۶۸۶۱۷۵

برای اطمینان از برقرار بودن عدم خودهمبستگی بین باقی‌مانده‌ها، از مقدار دوربین- واتسون برآورد شده در جدول ۱۷ استفاده می‌شود. از آنجاکه مقدار آماره دوربین واتسون ۱/۷۷ تقریبا نزدیک به ۲ بهترین حالت ممکن است نشان از عدم خودهمبستگی بین اجزا اخلال است.

برای بررسی وجود همسانی واریانس بین جز باقی‌مانده از آزمون وایت استفاده می‌شود. در این آزمون، H_0 بیانگر همسانی واریانس و H_1 بیانگر ناهمسانی واریانس است. خلاصه نتایج آزمون وایت، برای داده‌های سری زمانی، در جدول ۱۸ آورده شده است.

جدول ۱۸. نتایج آزمون وایت

$$R_{i,t} - R_{f,t} = \alpha_i + \beta_{iM}(R_{Mt} - R_{f,t}) + \beta_{iHML}HML_t + \beta_{iSMB}SMB_t + \beta_{iAQ}PCAF_{PQ} +_t \varepsilon_{i,t}$$

آماره F	۱/۶۲۸۳
معناداری آماره F	۰/۱۳۸۶

بر اساس جدول ۱۸، مقدار احتمال آماره F تقریبا برابر با p = ۰.13 است که در سطح خطای $\alpha = ۰.۰۵$ فرضیه H_0 پذیرفته می‌شود؛ بنابراین بین داده‌ها ناهمسانی واریانس وجود ندارد. با توجه به احتمال آماره F محاسبه شده در جدول ۱۷ ($p = ۰.۰۰۰۰$) و سطح خطای $\alpha = ۰.۰۵$ فرضیه H_0 پذیرفته نمی‌شود (۰/۰۵>۰/۰۰۰۰)؛ یعنی مدل معنادار و حداقل یکی از ضرایب مدل رگرسیونی مخالف صفر است.

همان‌طور که در جدول ۱۷ نشان داده شده است، مقدار ضریب تعیین در نتایج برآورد شده مدل رگرسیونی برابر با $R^2 = ۰.64$ است. مقدار ضریب تعیین برآورد شده، گویای این مطلب

است که حدود ۶۴٪ رفتار متغیر وابسته توسط متغیرهای مستقل توضیح داده می‌شود که این امر بیانگر ارتباط بالای متغیرهای مستقل با متغیر وابسته است. مقدار احتمال محاسبه‌شده برای عامل ($PCAF_t$)، $p = ۰.0053$ است که نشان‌دهنده رابطه مثبت و معنادار است. در سطح خطای مشخص‌شده، فرضیه H_0 پذیرفته نمی‌شود (۰/۰۵>۰/۰۰۵۳)؛ بنابراین عامل $PCAF_t$ بر صرف ریسک سهام تاثیرگذار است و بین این دو متغیر، رابطه مثبت و معناداری وجود دارد؛ معیار آکائیک که نشان‌دهنده اعتبار مدل است در مقایسه با زمانی‌که عوامل سودآوری و سرمایه‌گذاری به‌صورت جداگانه وارد مدل شده‌اند از اعتبار بیشتری برخوردار است و قدر مطلق آن گویای مقدار کمتری است (۳/۶۸۶۱۷۵>۳/۷۰۰۰۰۶ و ۳/۷۸۳۵۷۳). همچنین عرض از مبدأ مدل که نشان از توضیح‌دهندگی بیشتر این متغیردر خصوص بازده غیر عادی است به این صورت است (۰/۰۰۸۸۰۶ > ۰/۰۱۲۷۰ و ۰/۰۰۹۵۰۵). در نتیجه، فرضیه پنجم پژوهش مبنی بر قدرت توضیح‌دهندگی بالاتر معیار ترکیبی PCAF نسبت به زمانی‌که هریک از عوامل به صورت جداگانه مورد استفاده قرار می‌گیرد رد نمی‌شود.

٦. بحث و نتیجه‌گیری

نتایج به‌دست‌آمده از آزمون فرضیه‌های پژوهش نشان داد که فرضیه اصلی اول پژوهش مبنی بر وجود رابطه عامل سودآوری و بازده آتی سهام رد نخواهد شد. یافته‌ها همچنین نشان داد که فرضیه اصلی دوم پژوهش نیز در سطح اطمینان ۹۵٪ رد نمی‌شود. حداکثر کردن ارزش شرکت‌ها مستلزم اجرای طرح‌های سودآور است. در جهان امروز با توجه به شرایط بازار رقابت، تعیین روش تأمین مالی مناسب برای افزایش سودآوری و ادامه حیات شرکت‌ها امری ضروری است. سرمایه‌گذاران نیز علاقمند هستند برای استفاده از منابع خود برای افزایش ثروت به تجزیه و تحلیل عملکرد شرکت‌ها و ساختار سرمایه آن‌ها بپردازند تا به سرمایه‌گذاری صحیح دست یابند. همچنین بنگاه‌های اقتصادی نیز برای ورود به تجارت و ادامه فعالیت در بازار نیاز به سرمایه دارند. لازمه تأمین مالی از منابع درونی، سودآوری گذشته شرکت است که از محل سودهای گذشته که منبعی مناسب برای تأمین مالی شرکت فراهم می‌آورد، یعنی به‌جای تقسیم سود بین سهامداران، سود را در فعالیت‌های عملیاتی شرکت برای کسب بازده بیشتر به‌کار می‌گیرند.

در خصوص فرضیه اصلی سوم، مبنی بر تاثیرگذاری عامل سرمایه‌گذاری بر بازده آتی سهام مورد قبول قرار گرفت.

فرضیه ۴ به‌عنوان یک متغیر وارد مدل شد، همانطور که در جدول ۱۵ آمده است، مقدار احتمال محاسبه‌شده برای عامل سرمایه‌گذاری (CMA_t)، $p = 0.0361$ است که در سطح

خطای مشخص‌شده، فرضیه H_0 رد می‌شود (۰/۰۵> ۰/۰۳۶۱)؛ بنابراین عامل سرمایه‌گذاری بر صرف ریسک سهام تاثیرگذار است و بین این دو متغیر، رابطه مثبت و معناداری وجود دارد و با فرض ثابت در نظرگرفتن سایر عوامل تأثیرگذار بر بازده با یک واحد تغییر در عامل سرمایه‌گذاری، بازده سهام به میزان ۰/۲۵۰ تغییر می‌کند. فرضیه عدم تقارن اطلاعات بیان می‌کند که مدیران درباره جریان‌های نقدی، فرصت‌های سرمایه‌گذاری و به‌طورکلی چشم‌انداز آتی و ارزش واقعی شرکت اطلاعاتی بیش از اطلاعات سرمایه‌گذاران برون‌سازمانی در اختیار دارند. مایرز و ماجلوف (۱۹۸۴) بیان می‌کنند که اگر سرمایه‌گذاران درباره ارزش واقعی شرکت اطلاعات کمتری داشته باشند، در چنین شرایطی ممکن است سهام شرکت را درست قیمت‌گذاری نکنند. در چنین مواقعی، مشکلات کم سرمایه‌گذاری به دلیل اینکه شرکت‌ها ناگزیرند که از قبول و اجرای پروژه‌های سرمایه‌گذاری دارای خالص ارزش فعلی مثبت چشم‌پوشی کنند، به‌وجود می‌آید. نهایتا در فرضیه پنجم مبنی بر اینکه راهبرد مبادلاتی بر مبنای هر دو عامل (سودآوری و سرمایه‌گذاری) بازده غیرعادی بیشتری را نسبت به زمانی‌که تنها از یک راهبرد مبادلاتی که فقط بر مبنای یک عامل استفاده می‌شود، ایجاد می‌کند در سطح اطمینان ۹۵٪ رد نمی‌شود.

شماره فرضیه	عنوان فرضیه	نتیجه
۱	بازده مورد انتظار پرتفوهای مرتب شده بر اساس سودآوری تفاوت معناداری با بازده واقعی این پرتفوها دارد.	رد نمی‌شود
۲	پس از کنترل سبک اندازه و سبک ارزش با افزودن عامل سودآوری اختلاف بین بازده مورد انتظار پرتفوها با بازده واقعی آن‌ها کاهش می‌یابد.	رد نمی‌شود
۳	بازده مورد انتظار پرتفوهای مرتب شده بر اساس سرمایه‌گذاری تفاوت معناداری با بازده واقعی این پرتفوها دارد.	رد نمی‌شود
۴	پس از کنترل سبک اندازه و سبک ارزش عامل سرمایه‌گذاری اختلاف بین بازده مورد انتظار پرتفوها با بازده واقعی آن‌ها کاهش می‌یابد.	رد نمی‌شود
۵	راهبرد مبادلاتی بر مبنای هر دو عامل (سودآوری و سرمایه‌گذاری) بازده غیرعادی بیشتری را نسبت به زمانی‌که تنها از یک راهبرد مبادلاتی که فقط بر مبنای یک عامل استفاده می‌شود، ایجاد می‌کند.	رد نمی‌شود

منابع

۱. ابراهیمی، شهلا؛ نمازی، محمد (۱۳۹۱). بررسی ارتباط بین ساختار رقابتی بازار محصول و بازده سهام، *مجله پژوهش‌های تجربی حسابداری مالی*، شماره ۳: ۹ ـ ۲۷.

۲. احمدپور، احمد؛ رحمانی فیروزجایی، مجید (۱۳۸۵). بررسی تاثیر اندازه شرکت و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار بر بازده سهام، *تحقیقات حسابداری:* دوره ۴۲ شماره ۷۹: ۱۹ ـ ۳۷.

۳. پناهیان، حسین؛ رمضانی، علی‌اکبر (۱۳۸۶). بررسی رابطه بین کیفیت سود با واکنش بازار به افزایش سرمایه از محل مطالبات و آورده‌های نقدی سهامداران، *بررسی‌های حسابداری و حسابرسی*، شماره ۵۰: ۸۳–۹۸.

۴. خدادادی، ولی؛ کارگرپور، خاطره (۱۳۸۸). بررسی معیارهای مختلف رشد دارایی در پیش‌بینی بازده آتی سهام، *فصلنامه علمی پژوهشی دانش مالی تحلیل اوراق بهادار*، سال ششم، شماره ۱۹.

۵. خواجوی، شکرالله؛ ناظمی، امین (۱۳۸۴). بررسی ارتباط بین کیفیت سود و بازده سهام با تاکید بر نقش ارقام تعهدی در بورس اوراق بهادار تهران، *فصلنامه بررسی‌های حسابداری و حسابرسی*، دوره ۱۲، شماره ۲.

۶. رضا، شباهنگ (۱۳۹۱). *تئوری حسابداری*، جلد اول، سازمان حسابرسی، نشریه ۱۵۷.

۷. جهانخانی، علی و ظریف‌فرد، احمد (۱۳۷۴). آیا مدیران و سهامداران از معیارهای مناسبی برای اندازه‌گیری ارزش شرکت استفاده می‌کنند؟، *مجله تحقیقات مالی*، شماره ۷و۸ : ۶۶–۴۱

۸. رحمانی، علی؛ مسجد موسوی، میرسجاد؛ قیطاسی، روح‌اله (۱۳۹۰). بررسی رابطه سودآوری و بازده با توجه به چرخه عمر و اندازه شرکت؛ تحقیقات حسابداری. دوره ۳، شماره ۹: ۱۰۴–۱۱۵.

۹. شورورزی محمدرضا؛ نیکومرام، هاشم، طراحی و تبیین مدلی برای ارزیابی کیفیت سود با استفاده از خصوصیات کیفی مفاهیم نظری گزارشگری مالی در ایران.

۱۰. صالح‌نژاد، سیدحسن؛ غیور، وحیدرضا (۱۳۸۹). تاثیر نرخ بازده دارایی‌ها و نرخ بازده حقوق صاحبان سهام و اهرم مالی بر قیمت سهام شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران؛ پژوهشگر (مدیریت): دوره ۷ شماره ۱۸: ۱۷–۲۷.

۱۱. غنی‌نژاد، موسی (۱۳۸۹). مزایای رقابتی در مقابل رذایل انحصار فضیلت بازار رقابتی، اقتصاد ایران.

۱۲. محتشم دولتشاهی، طهماسب (۱۳۸۷). *اقتصاد خرد*. تهران، انتشارات خجسته.

۱۳. مدیریت استراتژیک – نویسندگان: برایین کویین، جیمز و مینزبرگ، هنری و جیمز رابرت – ترجمه: محمد صائبی– انتشارات مرکز آموزش مدیریت دولتی، ۱۳۸۳.

۱۴. معصومی‌نیا، علی (۱۳۸۳). بازار مطلوب، رقابت کامل، *مجله اقتصاد اسلامی*، شماره ۱۵: ۵۵ – ۸۰.

۱۵. نوروش، ایرج، مجیدی، رضا (۱۳۸۴). بررسی رابطه بین کیفیت سود و هزینه سرمایه در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادارتهران، *حسابداری برق*، شماره ۴۳.

۱۶. یحیی حساس یگانه، حمزه دیدار؛ احمد، اسکندری (۱۳۹۳). بررسی رابطه بین حاکمیت شرکتی و کیفیت اقلام تعهدی اختیاری و غیراختیاری در شرکت‌های پذیرفته‌شده بورس اوراق بهادار تهران، پژوهش‌های حسابدرای مالی، سال ششم، شماره اول، شماره پیاپی (۱۹): ۱–۱۴.

17. Barth, M; Beaver, W; and W, landsman (2007). The relevance of the value relevance literature for financial accounting standard setting: enother view, *journal of accounting and economics, 31*: 77-104.
18. Braua, A (2006). Using the FASB qualitative characteristics in earning quality measures, pro Quest information and learning company, UMI number/ 3208143.
19. Cornell, B; Landsman, R (2011). Accounting valuation: is earnings quality an issue?
20. Chien-Chiang Lee a, Chi-Chuan Lee (2012). The link between life insurance activities and economic growth: Some new evidence.
21. Chughtai, S., Farah, Z., Ayesha, R. and Farah, Kh (2012). Impact of Leverage on Stock Returns Empirical Evidence from Karachi Stock Exchange (KSE)-Pakistan. *International Journal of Contemporary Business Studies*.
22. Desai, H; Bhattacharya , N; Venkataraman , K (2009). Earnings Quality and Information Asymmetry, available at www/ssrn/com /
23. Lugee, B; Marquardt, C (2004). Earnings informativeness and strategic disclosure: and empirical analysts of pro forma earnings, *The accounting review, 79(3):* 769-795.
24. Mahfuzah Salim and Raj Yadav (2012). Capital Structure and Firm Performance: Evidence from Malaysian Listed Companies.
25. Michel J. cooper, Huseyin gulen, Michel J. Schill (2008). Asset Growth and the Cross-Section of Stock Returns.
26. Mc Nichals, M (2002). Discussion of the quality of accruals and earnings, the role of accruals estimations errors, *The accounting review, 77,* 61-69.
27. Pandey, I; M (2004). Capital Structure, Profitability and Market Structure: Evidence from Malaysia, *Asia Pacific Journal of Economics and Business,* 78-91.
28. Schipper, K and L, Vincent (2003). Earnings Quality, Accounting Horizons, Supplement: 97-110.
29. Velury, U and D, S, Jenkins (2006). Institutional Ownership And The Quality Of Earnings, *Journal of Business Research, 59:* 1043-1051.