

مجله پژوهش‌های حسابداری مالی

سال پنجم، شماره اول، شماره پیاپی (۱۵)، بهار ۱۳۹۲

تاریخ وصول: ۹۱/۲/۲۶

تاریخ پذیرش: ۹۱/۵/۲۵

صص ۲۸-۱۳

تأثیر کیفیت اقلام تعهدی بر صرف ریسک سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران

داریوش فروغی^{۱*}، هادی امیری^{**}، هادی شیخی^{***}

* استادیار گروه حسابداری دانشگاه اصفهان

d_foroghi@hotmail.com

** استادیار گروه اقتصاد دانشگاه اصفهان

h.amiri@yahoo.com

*** مربی دانشگاه آزاد اسلامی واحد آبدانان

hadi_sheikhi@yahoo.com

چکیده

در این پژوهش، تأثیر کیفیت اقلام تعهدی بر صرف ریسک سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس تهران بررسی شده است. بدین منظور و بر مبنای مدل سه عاملی فاما و فرنچ (۱۹۹۳)، از تفاوت میانگین بازده حاصل از استراتژی انتخاب شرکت‌های با کیفیت اقلام تعهدی بالا و شرکت‌های با کیفیت اقلام تعهدی پایین، در محدوده زمانی سال‌های ۱۳۷۶-۱۳۸۷ استفاده شده است. کیفیت اقلام تعهدی هر شرکت بر مبنای مدل فرانسیس و همکاران (۲۰۰۵) محاسبه گردیده است. نتایج بررسی نشان می‌دهد که کیفیت اقلام تعهدی توانایی لازم برای تبیین رفتار صرف ریسک سهام شرکت‌ها را ندارد. در ادامه، مجدداً با تشکیل جداگانه ۲۵، ۵۰ و ۶۴ پورتفوی و انجام آزمون رگرسیون مقطعی دو مرحله‌ای بر مدل فاما و فرنچ، مجدداً اثر کیفیت اقلام تعهدی بر صرف ریسک سهام شرکت‌ها آزمون شده است. نتایج انجام این آزمون نیز برای هر کدام از پورتفوی‌های ایجاد شده، دلالت بر عدم توانایی کیفیت اقلام تعهدی برای تبیین رفتار صرف ریسک سهام شرکت‌ها دارد.

واژه‌های کلیدی: کیفیت اقلام تعهدی، رگرسیون مقطعی دو مرحله‌ای، مدل سه عاملی فاما و فرنچ، اندازه شرکت

مقدمه

عاملی یاد شده، دنباله مطالعه قبلی فاما و فرنچ [۱۶] بود که در آن متوسط بازده یک ورق بهادار یا سبدي از اوراق بهادار به وسیله تابعی خطی از سه متغیر به نام‌های بتای بازار، ارزش بازار سهام و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار سهام بیان شده بود. فاما و فرنچ با اثبات این موضوع که دو متغیر اخیر قادر به تشریح رگرسیون انجام شده هستند، ادعا کردند که می‌توانند اثر این دو متغیر را با تشکیل دو سبد با نام‌های *SMB* و *HML* نشان دهند [۱].

اگرچه مدل سه عاملی فاما و فرنچ، بهتر از مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای به تبیین بازده مورد انتظار پرداخت، اما همچنان پژوهش‌های متعددی در زمینه یافتن سایر عوامل تأثیرگذار و مرتبط با بازده مورد انتظار سهام در حال انجام است، تا بتوان به مدلی کامل‌تر و با قدرت تبیین بالاتر دست یافت. در این پژوهش، با پیروی از پژوهش کور و همکاران [۱۳] سعی شده است، با افزودن عامل کیفیت اقلام تعهدی به مدل سه عاملی فاما و فرنچ (۱۹۹۳)، قدرت توضیح دهندگی مدل مذکور در بورس اوراق بهادار تهران بررسی گردد.

مبانی نظری

جونز [۲۱] تفاوت سود و وجوه نقد حاصل از عملیات را به عنوان اقلام تعهدی تعریف می‌کند. در واقع، اقلام تعهدی به اقلامی گفته می‌شود که موجب به تعویق افتادن ثبت درآمدها و هزینه‌ها می‌شوند و یا می‌توان اقلام تعهدی را به عنوان انتقال دهنده وجه نقد به زمان دیگر معرفی کرد؛ بدین معنی که پرداخت‌ها و دریافت‌های وجه نقد، به درستی در

تعیین عوامل مؤثر در تبیین رفتار بازده سهام، یکی از عوامل کلیدی در تصمیمات سرمایه‌گذاری است. به همین علت محققان و پژوهشگران حسابداری همواره در صدد یافتن تأثیر عوامل مختلف بر بازده سهام شرکت‌ها هستند تا با استفاده از این عوامل، بازده آتی سهام شرکت را پیش‌بینی نمایند. در سال ۱۹۶۴، نخستین مدل صریح، برای برآورد بازده مورد انتظار توسط ویلیام شارپ [۲۴]، با عنوان مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای (*CAPM*) مطرح شد. شارپ با تبیین ضریب حساسیت بازده سهم نسبت به بازده بازار (ضریب بتا) به عنوان عامل ریسک، مدل تک عاملی یا یک شاخصی خود را ارائه کرد. در پیروی از پژوهش شارپ، پژوهش‌های دیگری صورت پذیرفت که علاوه بر نوسان‌های عمومی بازار، تأثیر عوامل دیگری برای پیش‌بینی بازده مورد انتظار را بررسی نمودند. در یکی از مهمترین مطالعات انجام شده در سال ۱۹۹۲، فاما و فرنچ [۱۶] با تلخیص یافته‌های مطالعات تجربی پیشین، رابطه بین متغیرهای بتا، اندازه شرکت، نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار، اهرام مالی و نسبت سود به قیمت سهم با بازده مورد انتظار سهام را مطالعه کرده و به این نتیجه رسیدند که ریسک سیستماتیک (بتا) به تنهایی قدرت تبیین همه اختلافات بازده سهام را ندارد و از بین متغیرهای مورد بررسی، دو متغیر «اندازه شرکت» و «نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار» بهتر قادرند اختلاف میانگین بازده سهام را تشریح کنند. با این حال، به جرأت می‌توان گفت که مهمترین مدل چند عاملی ارائه شده در این زمینه، مدل سه عاملی فاما و فرنچ [۱۷] است. مدل سه

با عدم استقبال سرمایه‌گذاران روبه‌رو شده و در نتیجه بازده سهام آن شرکت کاهش می‌یابد [۲۰].

از طرف دیگر، ارتباط بین ریسک و بازده، انتظارات متفاوتی را در رابطه با ارتباط بین کیفیت اقلام تعهدی و بازده ایجاد می‌کند. وجود کیفیت پایین اقلام تعهدی گزارش شده در سود شرکت‌ها، موجب افزایش ریسک سرمایه‌گذاری می‌شود. با توجه به رابطه ریسک و بازده، افزایش ریسک شرکت باعث افزایش بازده شرکت خواهد شد [۱۵].

پیشینه پژوهش

دیچو و دایچو [۱۴] در پژوهشی تاثیر ارقام تعهدی را برای اندازه‌گیری بهتر عملکرد شرکت‌ها در یک فرایند سری زمانی بررسی کردند. نتایج این پژوهش نشان داد که ویژگی‌های هر شرکت، همانند قدرمطلق میزان ارقام تعهدی، طول چرخه عملیاتی، انحراف معیار فروش، جریان‌های نقدی ارقام تعهدی و سود و اندازه شرکت را می‌توان به عنوان ابزاری برای ارزیابی کیفیت سود به کار گرفت. فرانسیس و همکاران [۱۹] ارتباط بین کیفیت اقلام تعهدی و هزینه‌های بدهی و حقوق صاحبان سهام را بررسی کردند. آنها در این مطالعه نشان دادند شرکت‌هایی که از کیفیت اقلام تعهدی مناسبی برخوردارند، هزینه سرمایه کمتری دارند. چان و همکاران [۱۲] در یک مطالعه، رابطه ارقام تعهدی (تفاوت بین سود و جریان‌های نقدی) با بازده آتی سهام را بررسی کرده و نشان دادند که شرکت با ارقام تعهدی زیاد در دوره بعد از گزارشگری اطلاعات مالی، بازده سهام آن کاهش می‌یابد. کور و همکاران [۱۳] اثر ریسک اطلاعات ناشی از کیفیت اقلام تعهدی بر صرف ریسک سبدهای سرمایه‌گذاری را بررسی کردند. آنها

اقلام تعهدی ثبت شده مندرج است و این موضوع موجب می‌شود این اقلام، واقعیت‌های اقتصادی شرکت را بهتر نمایش دهند.

هرچند اقلام تعهدی موجب تغییر یا تعدیل در شناسایی جریان‌های نقدی در طول زمان شده و این اقلام تعدیل شده (سود) عملکرد شرکت را بهتر ارزیابی می‌کنند، اما اقلام تعهدی اغلب مبتنی بر مفروضات و برآوردهایی هستند که (در صورت اشتباه بودن) باید در اقلام تعهدی و سود آتی اصلاح شوند. برای مثال، اگر خالص دریافتی حاصل از یک طلب کمتر از برآورد اولیه باشد، ثبت بعدی هم وجه نقد وصول شده را نشان می‌دهد و هم خطای برآورد را اصلاح می‌کند. اعتقاد بر این است که خطاهای برآورد اقلام تعهدی و اصلاحات بعدی آنها نوعی پارازیت تلقی و به کاهش سودمندی اقلام تعهدی منجر می‌شوند، بنابراین، کیفیت اقلام تعهدی سود به خاطر حجم خطای برآورد اقلام تعهدی کاهش می‌یابد. به طور کلی، برای تعیین میزان سودمندی اقلام تعهدی، از معیار کیفیت اقلام تعهدی استفاده می‌گردد. کیفیت اقلام تعهدی عبارت است از میزانی که اقلام تعهدی سرمایه در گردش با تحقق جریان‌های نقدی عملیاتی مرتبط است [۹].

یکی از معیارهای محاسبه کیفیت سود شرکت، کیفیت اقلام تعهدی موجود در سود است که با هم رابطه مثبت دارند؛ بدین معنا که در هنگام افزایش کیفیت اقلام تعهدی، کیفیت سود شرکت افزایش، و در هنگام کاهش کیفیت اقلام تعهدی، کیفیت سود نیز کاهش می‌یابد. کیفیت سود شرکت نیز بر بازده شرکت اثرگذار است؛ زیرا با آگاهی بازار از پایین بودن کیفیت سود گزارش شده یک شرکت، سهام آن

مطالعه کردند. آنها دریافتند که نمی‌توان این فرض را پذیرفت که بازده شرکت‌ها با مقدار کم و یا زیاد ارقام تعهدی تحت تاثیر قرار می‌گیرد. عرب مازیار یزدی و همکاران [۶] محتوای اطلاعاتی جریان‌های نقدی و تعهدی در بازار سرمایه ایران را بررسی کردند. یافته‌های پژوهش بر وجود محتوای افزاینده اطلاعاتی سود نسبت به جریان‌های نقدی عملیاتی دلالت دارد. همچنین، ارقام تعهدی نسبت به جریان‌های نقدی عملیاتی، دارای محتوای افزاینده اطلاعاتی است. کردستانی و رودنشین [۸] به بررسی میزان مربوط بودن اجزای نقدی و تعهدی سود حسابداری با ارزش بازار شرکت پرداختند. آنها به این نتیجه رسیدند که صورت جریان وجوه نقد و افشای جریان‌های نقدی به عنوان جزء نقدی سود بر اهمیت صورت‌های مالی می‌افزاید. رسائیان و حسینی [۵] در یک بررسی رابطه بین کیفیت ارقام تعهدی و هزینه سرمایه در ایران را بررسی کردند. یافته‌های پژوهش نشان می‌دهد اجزای نقدی سود حسابداری توان پیش‌بینی و قدرت توضیحی ارزش بازار شرکت را دارند، ولی سه جزء تعهدی سود حسابداری (شامل حساب‌های دریافتنی، موجودی کالا، حساب‌های پرداختنی) که در این پژوهش استفاده شده است، توان پیش‌بینی و توضیح ارزش بازار شرکت را ندارد. قائمی و همکاران [۷] رابطه بین کیفیت سود از طریق ارقام تعهدی و اجزای تشکیل دهنده آن با بازده عادی و غیر عادی سهام را در بورس تهران بررسی کردند. نتایج بررسی‌های آنها نشان داد که بازده سهام شرکت‌ها، تحت تاثیر میزان ارقام تعهدی و اجزای مربوط به آن قرار می‌گیرد. دستگیر و رستگار [۴] به بررسی رابطه بین کیفیت سود، اندازه ارقام تعهدی و

به این نتیجه رسیدند که رگرسیون سری زمانی انجام شده در پژوهش فرانسویس و همکاران [۱۹]، شواهد لازم برای اثبات اینکه کیفیت ارقام تعهدی یک عامل ریسک اطلاعات است، را فراهم نمی‌کند. در ادامه، آنها با استفاده از رگرسیون مقطعی دو مرحله‌ای فاما و مکبث [۱۸] اثر کیفیت ارقام تعهدی بر صرف ریسک سبدهای سرمایه‌گذاری را بررسی کردند؛ تا بدین وسیله ریسک اطلاعاتی مرتبط با آن را ارزیابی کنند. با استفاده از این آزمون، آنها به هیچ مدرکی مبنی بر اینکه کیفیت ارقام تعهدی عامل ریسک در اطلاعات مرتبط با بازده است، دست نیافتند. موزیلی و جعفر [۲۳] به بررسی تاثیر کیفیت ارقام تعهدی بر صرف ریسک شرکت‌های پذیرفته شده در بورس لندن، و ریسک اطلاعاتی مرتبط با آن پرداختند. یافته‌های پژوهش آنها نشان داد که شرکت‌های با کیفیت ارقام تعهدی پایین، نسبت به شرکت‌هایی که کیفیت ارقام تعهدی بالایی دارند، بازده بالاتری را نشان می‌دهند. در پژوهش کیم و کی [۲۲] که بر اساس اطلاعات استفاده شده در پژوهش کور و همکاران [۱۳] و در همان بازه زمانی انجام پذیرفت، با تعدیلاتی که بر روی بازده سهام شرکت‌ها صورت گرفت، به این نتیجه رسیدند که بین کیفیت ارقام تعهدی و صرف ریسک سهام شرکت‌ها رابطه معناداری وجود دارد و استفاده کنندگان از اطلاعات مالی در تصمیمات اقتصادی خود باید ریسک اطلاعاتی مرتبط با آن را مد نظر قرار دهند. در پژوهش کیم و کی [۲۲]، تعدیلات انجام شده بر بازده سهام شرکت‌ها، برای حذف اثر بازده‌های غیر عادی بر نتایج پژوهش بود. خواجوی و ناظمی [۳] رابطه بین کیفیت سود و بازده اوراق بهادار را با تاکید بر نقش ارقام تعهدی

۴- سهام آن بیش از سه ماه وقفه معاملاتی در طول هر سال، در بورس اوراق بهادار تهران نداشته باشد.

روش تحقیق

این پژوهش یک پژوهش توصیفی-همبستگی بوده، در حوزه مطالعات تاریخی قرار دارد. متغیر وابسته صرف ریسک سبدهای سهام است و متغیر مستقل عامل کیفیت ارقام تعهدی بوده، متغیرهای کنترلی شامل صرف ریسک بازار، عامل ارزش بازار سهام و عامل نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار سهام است. مراحل محاسبه متغیرهای پژوهش برای آزمون فرضیه‌ها به شرح زیر است:

۱- ابتدا دوره زمانی ۱۳۷۶ تا ۱۳۸۷ انتخاب گردید.
 ۲- در این دوره شرکت‌هایی که شرط اول و دوم از شرایط انتخاب نمونه را دارا بودند، انتخاب شدند. با اعمال این محدودیت‌ها، ۸۱ شرکت در بازه زمانی ۱۳۷۶ تا ۱۳۸۷ انتخاب شدند.

۳- برای هر کدام از شرکت‌های انتخاب شده در بازه زمانی مذکور، معادله رگرسیونی فرانسویس و همکاران (۲۰۰۵) برآورد گردید. معادله رگرسیونی مذکور برای برآورد کیفیت ارقام تعهدی شرکت j در سال t استفاده شد. این معادله به شرح رابطه (۱) است:

$$TCA_{j,t} = \phi_{0,j} + \phi_{1,j}CFO_{j,t-1} + \phi_{2,j}CFO_{j,t} + \phi_{3,j}CFO_{j,t+1} + \phi_{4,j}\Delta REV_{j,t} + \phi_{5,t}PPE_{j,t} + \varepsilon_{j,t}$$

$\Delta REV_{j,t}$: تغییرات فروش شرکت، $PPE_{j,t}$ ناخالص

اموال، ماشین‌آلات، تجهیزات و $TCA_{j,t}$ کل ارقام تعهدی جاری است که با استفاده از رابطه (۲) محاسبه شد:

$$TCA_{j,t} = (\Delta CA_{j,t} - \Delta Cash_{j,t}) - (\Delta CL_{j,t} - \Delta STDEBT_{j,t})$$

$\Delta CA_{j,t}$: تغییرات دارایی‌های جاری، $\Delta Cash_{j,t}$

تغییرات وجوه نقد، $\Delta CL_{j,t}$ تغییرات در بدهی‌های

بازده سهام با کیفیت ارقام تعهدی پرداختند. آنها برای تعیین کیفیت سود از مدل دیچو و دایچو [۱۴] استفاده نمودند. نتایج پژوهش آنها نشان داد که کیفیت سود با کیفیت ارقام تعهدی رابطه مستقیم دارد همچنین، با افزایش کیفیت ارقام تعهدی و افزایش اندازه ارقام تعهدی، بازده سهام افزایش می‌یابد.

فرضیه پژوهش

بر اساس مبانی نظری و پیشینه موضوع، فرضیه پژوهش به شرح زیر تدوین شده است:

- کیفیت ارقام تعهدی بر صرف ریسک سهام تاثیر دارد.

این فرضیه با استفاده از مدل فاما و فرنچ (۱۹۹۳) که عامل کیفیت ارقام تعهدی به آن اضافه گردیده، آزمون شده است. همچنین، از آزمون رگرسیون مقطعی دو مرحله‌ای استفاده و مجدداً فرضیه پژوهش آزمون شده است.

جامعه آماری و نمونه

جامعه آماری این پژوهش کلیه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران بوده و روش نمونه‌برداری حذف هدفمند است؛ لذا شرکت‌هایی که حائز شرایط زیر باشند، برای قلمرو زمانی سال‌های ۱۳۷۶ تا ۱۳۸۷ انتخاب شده‌اند. شرایط مذکور عبارتند از:

۱- سال مالی آنها منتهی به ۲۹ اسفند ماه هر سال باشد.
 ۲- جزو شرکت‌های سرمایه‌گذاری و واسطه‌گری مالی نباشد.

۳- حداقل برای دو سال متوالی در دوره زمانی پژوهش در بورس اوراق بهادار تهران باشند

کیفیت ارقام تعهدی شرکت j در سال t ، لازم است مقدار $\varepsilon_{j,t}$ آن شرکت از سال $t-2$ تا سال t در دسترس باشد؛ بنابراین، کیفیت ارقام تعهدی شرکت‌هایی که از سال ۱۳۷۶ وارد نمونه می‌شوند، تنها از سال ۱۳۷۸ به بعد، قابل اندازه‌گیری است.

۴- مجدداً بازه زمانی ۱۳۷۷ تا ۱۳۸۷ در نظر گرفته شده و مراحل ۲ و ۳ اجرا گردید. با در نظر گرفتن شرایط مندرج در بند ۲، تعداد ۹ شرکت در این بازه زمانی انتخاب شد. این ۹ شرکت، شرکت‌هایی هستند که در بازه زمانی قبلی (۱۳۷۶-۱۳۸۷) در نمونه انتخابی نبوده‌اند و در سال ۱۳۷۷ تا ۱۳۸۷ شرایط ذکر شده در بند ۲ را به دست آورده‌اند. برای هر کدام از بازه‌های زمانی ۱۳۷۸-۱۳۸۷، ۱۳۷۹-۱۳۸۷، ۱۳۸۰-۱۳۸۷ و ۱۳۸۱-۱۳۸۷، به صورت مجزا مراحل ۲ و ۳ انجام پذیرفت. بر این اساس، در هر بازه زمانی تعداد مشخصی شرکت به عنوان نمونه انتخاب شد که تعداد شرکت‌ها و بازه زمانی که از اطلاعات آنها استفاده گردید، به شرح نگاره (۱) است:

جاری، $\Delta STDEBT_{j,t}$: تغییرات در اسناد پرداختنی یا سایر بدهی‌های کوتاه مدت بهره‌دار و $CFO_{j,t}$ جریان‌های نقدی شرکت در هر سال است که با استفاده از رابطه (۳) محاسبه گردید:

$$CFO_{j,t} = NIBE_{j,t} - TA_{j,t}$$

$NIBE_{j,t}$: سود خالص قبل از ارقام غیرمترقبه و $TA_{j,t}$ کل ارقام تعهدی شرکت در هر سال است که با استفاده از رابطه (۴) محاسبه شد:

$$TA_{j,t} = TCA_{j,t} - Dep_{j,t}$$

$Dep_{j,t}$: هزینه استهلاک شرکت و $\varepsilon_{j,t}$ جزء باقی مانده در رابطه (۱) است که معیار تعیین کیفیت ارقام تعهدی است.

بر اساس مدل فرانسیس و همکاران (۲۰۰۵)، مقدار کیفیت ارقام تعهدی در سال t ، انحراف معیار باقی مانده‌های شرکت در رابطه (۱) بین سال t تا $t-2$ است که به شرح رابطه (۵) محاسبه می‌شود:

$$AQ = \sigma = \sqrt{\frac{\sum_{n=t-2}^t (\varepsilon_{j,n} - \bar{\varepsilon})^2}{2}}$$

$\bar{\varepsilon}$: میانگین باقی مانده‌ها طی سال‌های t تا $t-2$ است.

همان‌طور که در رابطه (۵) آمده است، برای برآورد

نگاره شماره ۱. تعداد شرکت‌های انتخابی و سال ورود به نمونه

| بازه زمانی | ۱۳۸۷-۱۳۷۶ | ۱۳۸۷-۱۳۷۷ | ۱۳۸۷-۱۳۷۸ | ۱۳۸۷-۱۳۷۹ | ۱۳۸۷-۱۳۸۰ | ۱۳۸۷-۱۳۸۱ |
|------------------------------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|
| تعداد شرکت‌های فراوانی تجمعی | ۸۱ | ۹۰ | ۹۷ | ۱۱۳ | ۱۲۴ | ۱۳۵ |

آنها محاسبه شد، در نگاره (۲) آمده است.

۵- تعداد شرکت‌هایی که در هر سال از دوره پژوهش (از سال ۱۳۷۸ تا ۱۳۸۶)، کیفیت ارقام تعهدی برای

نگاره شماره ۲. تعداد شرکت‌های دارای کیفیت اقلام تعهدی در دسترس

| ۱۳۸۶ | ۱۳۸۵ | ۱۳۸۴ | ۱۳۸۳ | ۱۳۸۲ | ۱۳۸۱ | ۱۳۸۰ | ۱۳۷۹ | ۱۳۷۸ | t |
|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------------------------------------|
| ۱۳۵ | ۱۳۵ | ۱۳۵ | ۱۳۵ | ۱۲۴ | ۱۱۳ | ۹۷ | ۹۰ | ۸۱ | تعداد شرکت‌های انتخاب شده در سال t |

فوق برای محاسبه متغیرهای اصلی برای آزمون فرضیه پژوهش، باقی ماندند، به شرح نگاره (۳) است.

۶- مجدداً محدودیت های سوم و چهارم از شرایط انتخاب نمونه به صورت سالانه برای کل شرکت‌های نمونه اعمال گردید. تعداد شرکت‌هایی که پس از اعمال محدودیت‌های

نگاره شماره ۳. تعداد شرکت نهایی مورد استفاده در هر سال

| ۱۳۸۶ | ۱۳۸۵ | ۱۳۸۴ | ۱۳۸۳ | ۱۳۸۲ | ۱۳۸۱ | ۱۳۸۰ | ۱۳۷۹ | ۱۳۷۸ | سال |
|------|------|------|------|------|------|------|------|------|----------------------|
| ۱۱۹ | ۱۱۴ | ۱۱۴ | ۱۲۲ | ۱۱۸ | ۱۰۷ | ۹۵ | ۸۵ | ۸۰ | تعداد شرکت‌های نمونه |

$$R_i = \sum_{i=1}^n W_i X_i$$

X_i بازده سهم i و W_i وزن سهم i در پورتفوی که از رابطه (۸) محاسبه گردید:

$$W_i = \frac{P_i}{\sum_{i=1}^n P_i}$$

P_i ارزش بازار کل سهام منتشره و موجود در بورس شرکت i و R_f نرخ بازده بدون ریسک است. در این پژوهش، از نرخ سود اوراق مشارکت دولتی به عنوان نرخ بازده بدون ریسک استفاده شده است. در بازه زمانی ۷۹-۸۷ این نرخ به صورت نگاره (۴) است:

۷- برای آزمون فرضیه پژوهش از مدل رگرسیونی فاما و فرنچ (۱۹۹۳)، که عامل کیفیت اقلام تعهدی به آن اضافه شده است، استفاده شد. این معادله در رابطه (۶) آمده است.

$$R_{j,t} - R_{f,t} = a_j + b_j(R_{m,t} - R_{f,t}) + S_j(SMB_t) + h_j(HML_t) + e_j(AQfactor_t) + \epsilon_{j,t}$$

$R_{j,t} - R_{f,t}$: صرف ریسک سهام شرکت‌های نمونه است که از طریق کسر بازده بدون ریسک (R_f) از میانگین موزون بازده سهام شرکت‌ها به دست آمده است. میانگین موزون بازده سهام شرکت‌ها از طریق رابطه (۷) محاسبه شده است:

نگاره شماره ۴. نرخ سود اوراق مشارکت

| ۱۳۸۷ | ۱۳۸۶ | ۱۳۸۵ | ۱۳۸۴ | ۱۳۸۳ | ۱۳۸۲ | ۱۳۸۱ | ۱۳۸۰ | ۱۳۷۹ | سال |
|------|-------|-------|------|------|------|------|------|------|---------|
| ٪۱۸ | ٪۱۵/۵ | ٪۱۵/۵ | ٪۱۶ | ٪۱۷ | ٪۱۷ | ٪۱۷ | ٪۲۰ | ٪۱۹ | نرخ (i) |

شدند؛ طوری که هر پورتنفوی ۵۰٪ کل شرکت‌ها را شامل گردید.

در مرحله بعد شرکت‌های قرار گرفته در هر پورتنفوی، بر اساس نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار سهام رتبه‌بندی و به سه گروه تقسیم شدند که شامل ۳۰٪ بالا (H)، ۴۰٪ میانی (M) و ۳۰٪ پایین (L) بود. بنابراین، کل شرکت‌ها در شش پورتنفوی به شرح نگاره (۵) قرار گرفتند.

نگاره شماره ۵. نحوه طبقه‌بندی پورتنفوی‌ها

| | | | |
|-----------------|-----|-----|---------------|
| نسبت ارزش دفتری | | | |
| L | M | H | به ارزش بازار |
| | | | ارزش بازار |
| S/L | S/M | S/H | S |
| B/L | B/M | B/H | B |

SMB_t : عامل اندازه شرکت است که این متغیر از طریق رابطه (۱۱) محاسبه گردید:

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

HML_t : عامل ارزش دفتری به ارزش بازار سهام شرکت در سال t است که از طریق رابطه (۱۲) محاسبه شد:

$$HML_t = \frac{S/H + B/H}{2} - \frac{S/L + B/L}{2}$$

شایان ذکر است که دسته بندی شرکت‌ها در پورتنفوی‌ها برای تمامی متغیرها به صورت سالانه بوده، اما محاسبه میانگین موزون بازده این پورتنفوی‌ها به صورت ماهانه، و با استفاده از بازده ماهانه شرکت‌ها انجام گرفته است.

در محاسبه دو متغیر اخیر، توجه به این نکته

از آنجا که سود این اوراق به صورت فصلی پرداخت می‌گردد، لذا نرخ سود واقعی از نرخ سود اسمی بالاتر خواهد بود که از رابطه (۹) نرخ سود واقعی محاسبه گردید:

$$R_f = \left(\left(1 + \left(\frac{i}{4} \right) \right)^4 - 1 \right)$$

همچنین، به این علت که بازده پورتنفوی‌ها به صورت ماهانه محاسبه می‌شود و نرخ بازده بدون ریسک، سالانه است، نرخ محاسبه شده در رابطه (۹) بر ۱۲ تقسیم گردید [۲].

$R_{m,t} - R_{f,t}$ مازاد بازدهی ماهیانه سبد بازار پس از کسر نرخ بازده بدون ریسک در طول دوره مطالعه است. این متغیر صرف ریسک بازار نامیده می‌شود. $R_{m,t}$ بازده ماهانه بازار در سال t است که از رابطه (۱۰) محاسبه شد:

$$R_{m,t} = \frac{I_t - I_{t-1}}{I_{t-1}}$$

I_t شاخص کل قیمت در پایان دوره t است.

در ادامه، برای محاسبه دو متغیر دیگر مدل فاما و فرنچ (۱۹۹۳)؛ یعنی عامل اندازه شرکت (SMB_t) و عامل نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار سهام شرکت (HML_t)، شرکت‌ها به شرح زیر دسته‌بندی شدند:

در پایان هر سال، کلیه شرکت‌های نمونه در آن سال (مطابق نگاره ۳)، بر اساس ارزش بازار مرتب شده و از میانه به دو پورتنفوی شرکت‌های با اندازه بزرگ (B) و شرکت‌های با اندازه کوچک (S) تقسیم

اسفند ماه سال جاری برای محاسبه بازده ماهانه پنج پورتنفوی از تیر ماه سال بعد تا خرداد ماه دو سال بعد اعمال می‌شود).

علت این کار، این است که تا زمانی که صورت‌های مالی شرکت‌ها منتشر نگردد، بازار از کیفیت اقلام تعهدی شرکت‌ها آگاه نشده و در نتیجه، این اقلام بر بازده سهام آن شرکت‌ها نیز تأثیر ندارند.

در پایان هر ماه بازده هر پورتنفوی به روش موزون شده حالت‌های قبل محاسبه می‌گردد. برای مثال، در تیر ماه ۱۳۸۶، شرکت‌ها براساس مقدار کیفیت اقلام تعهدی محاسبه شده با استفاده از داده‌های سالانه سال مالی بین فروردین تا اسفند ۱۳۸۵ رتبه‌بندی شده‌اند و سپس بازده ماهانه هر پورتنفوی بر اساس میانگین وزنی بازده شرکت‌های موجود در هر پورتنفوی محاسبه شده است.

۸. پس از انجام مراحل ۱ تا ۷ و محاسبه متغیر وابسته و متغیرهای مستقل برای هر ماه دوره آزمون، معادله رگرسیونی فاما و فرنچ (۱۹۹۳) به صورت سری زمانی برآورد شده و آزمون‌های لازم برای بررسی معنی دار بودن مدل و ضرایب روی نتایج آن اجرا شده است.

نتایج برآورد مدل فاما و فرنچ (۱۹۹۳)

برای آزمون فرضیه پژوهش با استفاده از مدل فاما و فرنچ (۱۹۹۳) که عامل کیفیت اقلام تعهدی به آن اضافه شده است، از معادله رگرسیونی رابطه (۶) استفاده شد.

خلاصه نتایج برآورد رگرسیون خطی فاما و فرنچ (۱۹۹۳)، به صورت سری زمانی، با استفاده از نرم افزار EViews به صورت نگاره (۶) است.

ضروری است که هرگاه در پایان سال t اقدام به دسته بندی شرکت‌ها شود، محاسبات مربوط به بازده هر پورتنفوی، با استفاده از اطلاعات بازده شرکت‌ها در ماه‌های سال $t + 1$ انجام می‌گیرد؛ برای مثال، محاسبه متغیرهای فوق در خرداد ماه سال ۱۳۸۵، بر اساس پورتنفوی بندی انجام شده در پایان سال مالی ۱۳۸۴ است.

$AQfactor_t$: عامل کیفیت اقلام تعهدی در هر ماه است که از تفاوت بین میانگین ساده بازده ماهانه دو پورتنفوی ۲۰٪ بالا با دو پورتنفوی ۲۰٪ پایین (که این پورتنفوی‌ها بر اساس AQ دسته‌بندی شده‌اند) به دست آمده است. دسته‌بندی این پورتنفوی‌ها به شرح زیر صورت گرفته است:

در پایان هر سال، تمام شرکت‌های نمونه بر اساس مقدار AQ رتبه‌بندی و سپس به پنج دسته تقسیم شده‌اند. در این تقسیم‌بندی ۲۰٪ بالایی و پایینی به ترتیب به شرکت‌هایی با مقدار زیاد و کم AQ اختصاص داده می‌شود و شرکت‌های میانی به سه دسته ۲۰٪ تقسیم شده‌اند.

این پنج سبد سالانه بازنگری می‌شوند و شرکت‌ها می‌توانند بسته به تغییرات AQ در سبدهای مختلف جا به جا شوند.

در ادامه، برای محاسبه بازده ماهانه هر پورتنفوی، دسته‌بندی‌ها به شرح زیر اعمال می‌شود: دسته‌بندی انجام گرفته در پایان سال t برای چهار ماه پس از پایان سال t (سال $t + 1$) معیار محاسبه بازده پورتنفوی‌ها بوده، اعمال این دسته‌بندی تا ماه سوم سال $t + 2$ ادامه می‌یابد (یعنی اگر پایان سال مالی شرکت اسفند ماه باشد، دسته‌بندی‌های انجام شده در

نگاره شماره ۶. نتایج برآورد مدل فاما و فرنچ (۱۹۹۳)

| متغیر | ضریب | انحراف معیار | آماره t | سطح معناداری |
|---------------------|---------------------|--------------|----------------------|--------------|
| $R_{m,t} - R_{f,t}$ | ۰/۶۵۲۸۷۱ | ۰/۰۸۸۵۹۲ | ۱۱/۸۵۶۶۸ | ۰/۰۰۰۰ |
| SMB_t | -۰/۱۹۸۹۱۳ | ۶/۹۸۹۷۶۵ | -۲/۸۶۵۱۲۶ | ۰/۰۰۵۱ |
| HML_t | ۱۶۴۷۹۶ | ۴/۷۷۹۴۲۳ | ۴/۶۹۰۹۹۳ | ۰/۰۰۰۰ |
| $AQfactor_t$ | ۰/۰۵۷۷۲۴ | ۴/۴۳۳۷۹ | ۱/۴۴۹۱۰۵ | ۰/۱۵۰۴ |
| ۱/۵۹۱۶۸۶ | آماره دوربین-واتسون | ۰/۸۰۱۵۱۴ | ضریب تعیین (R^2) | |
| ۱۰۰/۹۵۳۵ | آماره F | ۰/۷۹۳۵۷۵ | R^2 تعدیل شده | |
| ۰/۰۰۰۰ | معناداری آماره F | | | |

رگرسیونی مخالف صفر است.

مقدار ضریب تعیین، در نتایج برآورد شده مدل رگرسیونی رابطه (۶) برابر با $R^2 = ۰/۸۰۱۵۱۴$ است. مقدار ضریب تعیین برآورد شده، گویای این مطلب است که حدود ۸۰٪ رفتار متغیر وابسته توسط متغیرهای مستقل توضیح داده می‌شود؛ که این امر بیانگر ارتباط بالای متغیرهای مستقل با متغیر وابسته است.

آزمون فرضیه پژوهش با استفاده از مدل فاما و فرنچ (۱۹۹۳)

برای آزمون محتوای اطلاعاتی کیفیت ارقام تعهدی، فرضیه H_0 و H_1 را می‌توان به شرح زیر بیان نمود:

$$\begin{cases} H_0: e=0 \\ H_1: e \neq 0 \end{cases}$$

H_0 : کیفیت ارقام تعهدی بر صرف ریسک سهام تاثیر ندارد.

H_1 : کیفیت ارقام تعهدی بر صرف ریسک سهام

برای بررسی برقرار بودن فرض عدم خود همبستگی در نتایج حاصل از معادله رگرسیونی رابطه (۶)، از آزمون دوربین-واتسون استفاده گردید. مقدار دوربین-واتسون برآورد شده در نگاره (۶) معادل $d = ۱/۵۹۱۶۸۶$ است و این مقدار بیانگر این موضوع است که بین باقیمانده‌ها خود همبستگی نوع اول وجود ندارد.

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

H_0 : تمام ضرایب معادله رگرسیونی برابر با صفر است.

H_1 : همه ضرایب به طور همزمان برابر صفر نیستند (حداقل یکی از ضرایب مخالف صفر است)

با توجه به احتمال آماره F محاسبه شده در نگاره (۷) ($p = ۰/۰۰۰۰$) و سطح خطای $\alpha = ۰/۰۵$ فرضیه H_0 پذیرفته نمی‌شود ($۰/۰۰۰۰ > ۰/۰۵$)؛ یعنی مدل معنادار بوده و حداقل یکی از ضرایب مدل

تأثیر دارد.

در سطح خطای $\alpha = 0/01$ بین عامل نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار سهام شرکت و صرف ریسک سهام شرکت‌ها رابطه معناداری وجود داشته و عامل نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار سهام شرکت بر صرف ریسک سهام تأثیر دارد.

آزمون فرضیه پژوهش با استفاده از آزمون رگرسیون مقطعی دو مرحله‌ای

در این پژوهش، برای آزمون مجدد فرضیه، از آزمون رگرسیون مقطعی دو مرحله‌ای بر مدل فاما و فرنچ (۱۹۹۳) نیز استفاده شده است. این آزمون در مطالعات مختلف به کار گرفته شده است [۱۸، ۱۱، ۲۳، ۱۳ و ۱۲]. علت استفاده از این روش، ناشی از این است که گاهی ممکن است در متغیر وابسته این مشکل ایجاد شود که در محاسبه میانگین موزون بازده سهام شرکت‌ها، بازده شرکت‌ها به صورت مقطعی با هم همبستگی داشته باشند. برای رفع این مشکل، از آزمون رگرسیون مقطعی دو مرحله‌ای استفاده شده است [۱۲]. بدین منظور، هر سال کلیه شرکت‌های نمونه به سه روش مختلف، به ترتیب در ۲۵، ۵۰ و ۶۴ پورتنفوی (به صورت جداگانه) دسته‌بندی شده و آزمون مقطعی دو مرحله‌ای برای هر یک از پورتنفوی‌های مذکور، به صورت مجزا اجرا شد.

این آزمون در دو مرحله انجام گردید: در مرحله اول با استفاده از متغیرهای مدل فاما و فرنچ (۱۹۹۳) و عامل AQ ضرایب معادله رابطه (۱۳) در حالات پورتنفوی‌بندی مختلف برآورد شد.

$$R_{q,t} - R_{F,t} = b_0 + b_{q,RM-RF}(R_{M,t} - R_{F,t}) + b_{q,SMB}(SMB_t) + b_{q,HML}(HML_t) + b_{q,AQfactor}AQfactor_t + \varepsilon_{q,t}$$

برای برآورد بتاهای این معادله از سه روش

برای بررسی این رابطه، از آماره t در سطح خطای $\alpha = 0/05$ استفاده می‌شود. همان‌طور که در نگاره (۷) آمده است، مقدار احتمال محاسبه شده برای عامل کیفیت اقلام تعهدی، $p = 0/1504$ است که در سطح خطای مشخص شده، فرضیه H_0 پذیرفته می‌شود ($0/1504 > 0/05$)؛ بنابراین، کیفیت اقلام تعهدی بر صرف ریسک سهام تأثیرگذار نبوده، بین این دو متغیر، رابطه معناداری وجود ندارد؛ و در نتیجه فرضیه پژوهش پذیرفته نمی‌شود.

اثر متغیرهای کنترلی بر متغیر وابسته

متغیرهای کنترلی در این پژوهش، صرف ریسک بازار، عامل اندازه شرکت و عامل نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار سهام شرکت‌ها هستند. همان‌طور که در نگاره (۷) آمده است، مقدار احتمال محاسبه شده برای صرف ریسک بازار $p = 0/0000$ است. این مقدار بیانگر این مطلب است که در سطح خطای $\alpha = 0/01$ ، بین صرف ریسک و صرف ریسک سهام شرکت‌ها رابطه معناداری وجود داشته و صرف ریسک بازار بر صرف ریسک سهام تأثیر دارد. مقدار احتمال محاسبه شده برای عامل اندازه شرکت، که در نگاره (۷) آمده است $p = 0/0051$ است. این مقدار بیانگر این مطلب است که در سطح خطای $\alpha = 0/01$ ، بین عامل اندازه شرکت و صرف ریسک سهام شرکت‌ها رابطه معناداری وجود داشته و عامل اندازه شرکت بر صرف ریسک سهام تأثیر دارد.

با توجه به نگاره (۷)، مقدار احتمال محاسبه شده برای عامل نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار سهام شرکت، $p = 0/0000$ است. این مقدار بیانگر این مطلب است که

دسته‌بندی اوراق استفاده و برای هر دسته به صورت جداگانه معادله رگرسیونی فوق اجرا شد. در روش اول ۲۵ پورتنفوی به این صورت تشکیل شد که ابتدا کلیه شرکت‌های نمونه در هر سال بر مبنای اندازه شرکت مرتب شده، و سپس به پنج دسته مساوی تقسیم گردیدند؛ به طوری که هر دسته ۲۰٪ شرکت‌ها را شامل گردد. در ادامه، هر کدام از پورتنفوی‌های ایجاد شده بر اساس اندازه شرکت، بر مبنای نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار سهام شرکت‌های قرار گرفته در آن پورتنفوی مرتب گردیده، و هر کدام مجدداً به پنج دسته مساوی تقسیم شدند. اندازه هر کدام از این پورتنفوی‌های جدید تشکیل شده، ۲۰٪ اندازه هر پورتنفوی تشکیل شده در مرحله قبل است. با اعمال این دسته‌بندی‌ها ۲۵ پورتنفوی تشکیل شد. در روش دوم شرکت‌های نمونه بر اساس اندازه AQ در هر سال، مرتب گردیده و این شرکت‌ها در پنجاه پورتنفوی قرار گرفتند، به طوری که هر پورتنفوی ۲٪ شرکت‌های نمونه را شامل شد. در روش سوم ۶۴ پورتنفوی به این صورت تشکیل شد که ابتدا تمامی شرکت‌ها در هر سال، بر اساس اندازه شرکت مرتب شده و در چهار دسته مساوی (هر کدام ۲۵٪) قرار گرفتند. در ادامه، هر پورتنفوی مجدداً بر مبنای نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار سهام مرتب گردیده و در چهار پورتنفوی مساوی قرار داده شدند (تا این مرحله شانزده پورتنفوی تشکیل شده است). و در مرحله آخر، دوباره هر پورتنفوی (از شانزده پورتنفوی) بر

اساس مقدار AQ مرتب شده و در چهار پورتنفوی دسته‌بندی شد. بر اساس این دسته‌بندی‌ها، در این روش ۶۴ پورتنفوی تشکیل شد. پس برای هر متغیر معادله فوق در هر روش به ترتیب تعداد ۲۵، ۵۰ و ۶۴ ضریب محاسبه گردید.

پس از محاسبه ضرایب متغیرهای معادله در هر روش به صورت جداگانه، در مرحله دوم، در هر ماه یک رگرسیون مقطعی از میانگین صرف ریسک عوامل بر روی بتاهای محاسبه شده در معادله قبل، تشکیل شد که برای آن از رابطه (۱۴) استفاده گردید.

$$\begin{aligned} \bar{R}_{q,t} - \bar{R}_{F,t} &= \lambda_0 + \lambda_1 b_{q,R_m-R_f} \\ &+ \lambda_2 b_{q,SMB} + \lambda_3 b_{q,HML} \\ &+ \lambda_4 b_{q,AQfactor} + u_q \end{aligned}$$

$\bar{R}_{q,t} - \bar{R}_{F,t}$ میانگین موزون صرف ریسک پورتنفوی q است.

در نهایت، برای آزمون فرضیه‌ها با استفاده از آماره t ، از میانگین ضرایب محاسبه شده در مرحله دوم استفاده گردید.

نتایج آزمون فرضیه پژوهش با استفاده از آزمون

رگرسیون مقطعی دو مرحله‌ای

نتایج حاصل از انجام آزمون رگرسیون مقطعی دو مرحله‌ای برای ۲۵، ۵۰ و ۶۴ پورتنفوی ساختگی، در نگاره (۷) ارائه شده است.

نگاره شماره ۷. نتایج تاثیر متغیر مستقل بر متغیر وابسته با استفاده از آزمون رگرسیون مقطعی دو مرحله‌ای

| تعداد پورتفوی | متغیر | میانگین | انحراف معیار | آماره t | مقدار بحرانی t | معناداری |
|---------------|-----------------|----------|--------------|-----------|------------------|----------|
| ۲۵ | <i>AQfactor</i> | -۰/۹۱۱۳۴ | ۱۲/۸۰۵۸۷ | -۰/۷۲۹۲۴ | ±۱/۶۴۵ | بی معنی |
| ۵۰ | <i>AQfactor</i> | -۰/۰۷۲۰۴ | ۱۲/۵۵۹۱۴ | -۰/۰۵۸۷۸ | ±۱/۶۴۵ | بی معنی |
| ۶۴ | <i>AQfactor</i> | -۲/۱۷۱۷۸ | ۱۶/۲۲۷۵۵ | -۱/۳۳۰۳۹ | ±۱/۶۴۵ | بی معنی |

نگاره (۷) بیانگر این مطلب است که نتایج استفاده از آزمون رگرسیون مقطعی دو مرحله‌ای بر روی مدل فاما و فرنچ (۱۹۹۳) نشان می‌دهد بین عامل کیفیت اقلام تعهدی با صرف ریسک سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس تهران، رابطه معناداری وجود ندارد؛ یعنی عامل کیفیت اقلام تعهدی بر صرف ریسک سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس تهران تاثیر ندارد. بنابراین فرضیه پژوهش در این حالت نیز پذیرفته نمی‌شود.

نتیجه‌گیری

نتایج به دست آمده در این پژوهش، بیانگر این مطلب است که بین کیفیت اقلام تعهدی با صرف ریسک سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس تهران، رابطه معناداری وجود ندارد؛ یعنی کیفیت اقلام تعهدی بر صرف ریسک سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس تهران تاثیر ندارد. نتایج آزمون این فرضیه در بورس تهران، مشابه نتایجی است که در پژوهش کور و همکاران (۲۰۰۸) [۱۳] و موزلی و جعفر (۲۰۰۹) [۲۳] به دست آمده است. در پژوهش کور و همکاران که بر اساس اطلاعات بورس نیویورک و در بازه زمانی ۱۹۷۰ تا ۲۰۰۱ انجام شده است، این فرضیه به روش‌های مختلف آزمون شده است و نتایج حاکی از عدم تاثیر کیفیت اقلام تعهدی

بر صرف ریسک سهام شرکت‌های مورد مطالعه است. در پژوهش موزلی و جعفر (۲۰۰۹) [۲۳] که با استفاده از اطلاعات بازار بورس لندن، در بازه زمانی ۱۹۹۱ تا ۲۰۰۶ صورت پذیرفت، نتیجه‌ای مشابه پژوهش کور و همکاران (۲۰۰۸) [۱۳] به دست آمد. یکی از علل کسب نتایج مذکور در شرکت‌های مورد بررسی، می‌تواند به عدم کارایی بازار سرمایه مربوط باشد و یا ممکن است اطلاعاتی غیر از موارد مندرج در صورت‌های مالی، مبنای تصمیم‌گیری استفاده‌کنندگان قرار گرفته باشد. همچنین، نتایج به دست آمده برای بررسی این فرضیه در پژوهش حاضر، با پژوهش فرانسیس و همکاران (۲۰۰۵) [۱۹] و کیم و کی (۲۰۰۹) [۲۲] در تضاد است.

محدودیت‌های پژوهش

اهم محدودیت‌ها و موانع موجود در انجام پژوهش حاضر به شرح زیر است:

- در محاسبه کیفیت اقلام تعهدی سال t با استفاده از مدل فرانسیس و همکاران (۲۰۰۵)، از مقدار باقیمانده مدل در سال‌های $t-4$ تا سال t استفاده شده است که به علت محدودیت زمانی در پژوهش حاضر، برای محاسبه کیفیت اقلام تعهدی از مقدار باقیمانده مدل مذکور در سال‌های $t-2$ تا سال t استفاده شده است.

واحدهای تجاری انتخابی در نمونه آماری، حجم

محدودی از شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران را تشکیل می‌دهند؛ بنابراین، در تعمیم نتایج به کلیه واحدهای تجاری که هم اکنون در بورس اوراق بهادار پذیرفته شده‌اند و یا سایر شرکت‌هایی که سهام آنها در بورس معامله نمی‌گردد، با احتیاط عمل شود.

پیشنهاد‌های پژوهش

- با توجه به نتایج پژوهش به سرمایه‌گذاران پیشنهاد می‌گردد برای تبیین رفتار بازده شرکت‌ها در بورس تهران، به شرایط خاص شرکت‌ها و عوامل دیگر، غیر از کیفیت ارقام تعهدی توجه نمایند.
- این پژوهش در سطح کل شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران انجام شده است. پیشنهاد می‌شود این کار در سطح صنایع مختلف نیز با تفکیک انجام شود، تا از این طریق تأثیر ویژگی‌های صنعت نیز بر نتایج قابل بررسی باشد.
- ترتیبی اتخاذ شود که در محاسبه بازده شرکت‌ها، تاثیر عوامل غیر مالی، همانند تحریم اقتصادی و مبادلات سهام غیر عقلایی و احساسی، از عوامل مالی جدا گردد و تاثیر کیفیت ارقام تعهدی بر صرف ریسک سهام شرکت‌ها با استفاده از تغییرات بازده ناشی از عوامل مالی، بررسی گردد.

منابع:

۱- اشراق نیای جهرمی، عبدالحمید و کامیار نشوادیان. (۱۳۸۷). "آزمایش مدل سه عاملی فاما و فرنچ در بورس اوراق بهادار تهران"، مجله علمی پژوهشی شریف، ش ۴۵، صص ۴۰-۴۸.

۲- تهرانی، رضا، مصطفی گودرزی و هادی

مرادی. (۱۳۸۷). "ریسک و بازده: مدل *CCAPM* در مقایسه با *CAPM* در بورس اوراق بهادار تهران"، تحقیقات مالی، ش ۲۵، صص ۲۵-۴۸.

۳- خواجه‌ی، شکر اله و امین ناظمی. (۱۳۸۴). "بررسی بین ارتباط بین کیفیت سود و بازده سهام با تاکید بر نقش ارقام تعهدی در بورس اوراق بهادار تهران"، بررسی‌های حسابداری و حسابرسی، ش ۴۰، صص ۳۷-۶۰.

۴- دستگیر، محسن و مجید رستگار. (۱۳۹۰). "بررسی رابطه بین کیفیت سود (پایداری سود)، اندازه ارقام تعهدی و بازده سهام با کیفیت ارقام تعهدی"، پژوهش‌های حسابداری مالی، دوره ۳، ش ۱، صص ۲۰-۱.

۵- رسائیان، امیر و وحید حسینی. (۱۳۸۷). "رابطه کیفیت ارقام تعهدی و هزینه سرمایه در ایران"، بررسی‌های حسابداری و حسابرسی، ش ۵۳، صص ۶۷-۸۲.

۶- عرب مازیار یزدی، محمد، بیتا مشایخی و افسانه رفیعی. (۱۳۸۵). "محتوای اطلاعاتی جریان‌های نقدی و تعهدی در بازار سرمایه ایران"، بررسی‌های حسابداری و حسابرسی، ش ۴۳، صص ۹۹-۱۱۸.

۷- قائمی، محمدحسین، علی جمال لیوانی و سجاد ده بزرگی. (۱۳۸۷). "کیفیت سود و بازده سهام شرکت‌ها"، بررسی‌های حسابداری و حسابرسی، ش ۵۲، صص ۷۱-۸۸.

۸- کردستانی، غلامرضا و حمید رودنشین. (۱۳۸۵). "بررسی میزان مربوط بودن اجزای نقدی و تعهدی سود حسابداری به ارزش بازار شرکت"، بررسی‌های حسابداری و حسابرسی، ش ۴۵، صص ۴۵-۶۸.

- ۹- نوروش، ایرج، امین ناظمی و مهدی حیدری. (۱۳۸۵). "کیفیت اقلام تعهدی و سود با تاکید بر نقش خطای برآورد اقلام تعهدی"، بررسی‌های حسابداری و حسابرسی، ش ۴۳، صص ۱۳۵-۱۶۰.
- 10- Barth, M. E. Cram, D. Nelson, K. (2001). "Accruals and the Prediction of Future Cash Flows", **The Accounting Review**. Vol 76 (January): 27-58.
- 11- Beaver, W.H., et al. (2004). "Accruals, Accounting-Based valuation Models, and The Prediction of Equity Values", www.ssrn.com.
- 12- Chan, K. , L. Chan, N. Jegadeesh, and J. Lakonishok, (2006). "Earnings quality and stock returns", **Journal of business**, forthcoming.
- 13- Core, John. Guay, Wayne Verdi, Rodrigo. (2008). Is accruals quality a priced risk factor. **Journal of Accounting and Economics** 46, 2-22
- 14- Dechow, P. M. Dichev , Ilia D (2002). "The Quality of Accruals and Earnings: The Role of Accrual Estimation Errors", **The Accounting Review**. Vol 77 (Supplement): 35-59.
- 15- Donelson, Dain. Resutck, Robert. (2011). " The capital market consequences of earnings volatility: A new measure and new evidence." www.ssrn.com
- 16- Fama, E., French, K. (1992). "The cross-section of expected stock returns". **Journal of Finance** 47, 427-465
- 17- Fama, E., French, K., (1993). Common risk factors in the returns on bonds and stocks. **Journal of Financial Economics** 33, 3-56
- 18- Fama, E., MacBeth, J. (1973). "Risk, return, and equilibrium: empirical tests". **Journal of Political Economy**, Vol 81: 607-636.
- 19- Francis, J., LaFond, R., Olsson, P., Schipper, K. (2005). "The market pricing of accruals quality". **Journal of Accounting and Economics**. Vol 39: 295-327.
- 20- Ghosh, D. Olson, I. (2009). "Environmental uncertainty and managers use of discretionary accruals." **Journal of Accounting, organizations and society**. 34:188-205.
- 21- Jones, J. (1991). "Earning management during import relief investigations". **Journal of Accounting Research**, Vol 29: 193-228
- 22- Kim, Dongcheol. Qi, Yaxuan. (2009). "Accruals Quality, Stock Returns, and Macroeconomic Conditions". www.ssrn.com. Working papre
- 23- Mouselli, Sulaiman. Jaafar, Aziz. (2009). Is Accruals Quality Priced in UK?. www.ssrn.com. Working papre
- 24- Sharp W.F. (1964). Capital Asset Prices: A Theory of Market under Condition of Risk. **Journal of Finance**, No 19

