پژوهش‌های تجربی حسابداری

سال سوم، شماره ۱۰، زمستان ۱۳۹۲، صص ۸۹-۱۰۷

تاثیر محافظه‌کاری حسابداری بر تصمیمات سرمایه‌گذاری مدیران

غلامحسین اسدی *، مهدی نیک روش **، علیرضا نجف پور کردی***

تاریخ دریافت: ۹۲/۰۲/ ۲۱

تاریخ پذیرش: ۹۲/۰۶/ ۲۷

چکیده

نقش محافظه‌کاری حسابداری کاهش مشکلات نمایندگی مربوط به تصمیمات سرمایه‌گذاری مدیران توسط صاحب‌نظرانی چون واتز(۲۰۰۳)، بال و شیواکومار(۲۰۰۵) و احمد و دوئلمن(۲۰۱۰) مطرح شده است. انتظار می رود محافظه‌کاری حسابداری با شناسایی به هنگام زیان‌های ناشی از پروژه‌هایی با NPV منفی سبب اجرای اقدامات اصلاحی در این زمینه شده و همچنین انگیزه‌ی مدیران برای پذیرش این نوع پروژه‌ها را کاهش داده و موجب کاراتر شدن سرمایه‌گذاری‌ها شود.

این تحقیق به بررسی رابطه محافظه‌کاری حسابداری با سودآوری آتی، به عنوان معیاری از تصمیمات سرمایه گذاری مدیران، در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سالهای ۱۳۸۰ تا ۱۳۸۹ می‌پردازد. با توجه به مزایای محافظه‌کاری در بهبود کارآیی تصمیمات سرمایه‌گذاری، فرض شده است که رابطه‌ی مستقیمی میان محافظه‌کاری حسابداری و سودآوری آتی وجود دارد. بر اساس یافته‌های تحقیق رابطه معناداری بین محافظه‌کاری حسابداری و معیارهای سودآوری آتی وجود ندارد که این یافته‌ها برخلاف یافته‌های احمد و دوئلمن(۲۰۱۰) می‌باشد. این نتایج نشان می‌دهد که محافظه‌کاری حسابداری نقش بااهمیتی در تصمیمات سرمایه‌گذاری مدیران ایفا نمی‌کند.

واژه‌های کلیدی : محافظه کاری، سرمایه گذاری، سودآوری آتی.

طبقه‌بندی موضوعی : G20 ، GL7

* استادیار حسابداری، دانشگاه شهید بهشتی، (Assadi4@gmail.com)

** کارشناس ارشد حسابداری ،دانشگاه شهید بهشتی، (MehdiNikravesh@Yahoo.com)

*** کارشناس ارشد حسابداری، دانشگاه شهید بهشتی، (نویسنده مسئول)، (Phd.Nadjafpour@gmail.com)

مقدمه

در پژوهش‌های مختلف حسابداری، مسئله تئوری نمایندگی مورد بررسی و تجزیه و تحلیل قرار می‌گیرد ولی این مسئله با توجه به روند رو به رشد جدایی مالکیت و کنترل در شرکت‌های سهامی امروزی منجر به افزایش بیشتر تضاد منافع بین مدیران و ذی‌نفعان شرکت شده است(احمد و دوئلمن[1]، ۲۰۱۰). به همین دلیل مالکان با توسل به راه‌کارهای گوناگون قصد نظارت بر مدیران شرکت را دارند. از راه‌کارهای معمول در خصوص نظارت بر مدیران و کاهش تضاد منافع، تعیین و استقرار اعضای هیئت مدیره حرفه‌ای می‌باشد. همچنین ارائه‌ی صورت‌های مالی دوره‌ای یا میان دوره‌ای در بازارهای مالی امروزی، که مورد حسابرسی نیز قرار می‌گیرند، راه‌کار دیگری برای رفع این مشکل است. مالکان نیز همانند اعضای هیئت مدیره جهت بررسی‌های خود به اطلاعات قابل تائیدی نیاز دارند. سیستم اطلاعات حسابداری و گزارشگری مالی منبعی حیاتی از اطلاعات قابل تائید است که در نظارت و ارزیابی مدیران و تصمیمات و استراتژی‌های آنها مفید می‌باشد(واتز و زیمرمن،۱۹۸۶[2]) و از این رو توسط مالکان و هیئت مدیره مورد استفاده قرار می‌گیرد. رعایت محافظه‌کاری در تهیه اطلاعات حسابداری همواره باعث شده است که حسابداران نگاه بسیار محتاطانه‌ای نسبت به شناسایی درآمد و دارائی نسبت به هزینه و بدهی داشته باشند. اطلاعات تهیه شده با رعایت محافظه‌کاری می‌تواند بخشی از تضادهای موجود را پوشش دهد. بال و شیواکومار(۲۰۰۵) استدلال می‌کنند که با وجود محافظه‌کاری حسابداری، مدیران جهت کاهش زیان‌های اقتصادی ناشی از سرمایه‌گذاری‌هایی با عملکرد ضعیف انگیزه خواهند داشت زیرا بدون چنین اقدامی زیان‌ها افزایش می‌یابند و در دوره‌ی تصدی آن‌ها شناسایی خواهند شد. بر اساس استدلال‌های بالا آشکار می‌شود که محافظه‌کاری: ۱) برای اخذ تصمیمات بهینه جهت انجام سرمایه‌گذاری‌ها انگیزه ایجاد می‌کند و ۲) نظارت بر عملکرد و تصمیمات سرمایه‌گذاری مدیران را آسان می‌سازد. این پرسش که آیا محافظه‌کاری در تحت فشار گذاشتن، انتخاب‌های حسابداری مدیران موثر بوده و آیا محافظه‌کاری نقش با اهمیتی را در تصمیمات سرمایه‌گذاری بازی می‌کند، سوال و موضوع پژوهش حاضر است.

به نظر می‌رسد اگرچه مزایای پیش‌بینی شده‌ی محافظه‌کاری در تصمیمات سرمایه‌گذاری شرکت و نظارت بر آن برای مالکان از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. اما از آن‌جا که

نمی‌توان تصمیمات سرمایه‌گذاری مدیران یا نظارت هیئت مدیره و مالکان بر این تصمیمات را به طور مستقیم اعمال کرد، لذا در این تحقیق سودآوری آتی به عنوان معیاری جهت بررسی منافع بالقوه‌ی محافظه‌کاری در تصمیمات سرمایه‌گذاری شرکت به کار رفته است. دلیل انتخاب این معیار آن است که چنانچه محافظه‌کاری منجر به عدم پذیرش پروژه‌هایی با NPV منفی شده و یا منجر به شناسایی به هنگام پروژه‌هایی با عملکرد ضعیف شود، با فرض ثابت بودن بقیه‌ی عوامل، این موضوع باعث سودآوری آتی بیشتری خواهد شد. علاوه براین، با وجود محافظه‌کاری حسابداری انگیزه‌ی مدیران جهت اقدام سریع‌تر برای کاهش زیان‌های اقتصادی ناشی از پروژه‌هایی با عملکرد ضعیف نیز منجر به سودآوری بیشتر این شرکت‌ها نسبت به شرکت‌هایی که حسابداری خوش‌بینانه‌تری را به کار گرفته و در نتیجه پروژه‌هایی با NPV منفی را ادامه می‌دهند، خواهد شد(احمد و دوئلمن،۲۰۱۰). حال با توجه به این توضیحات، سوال اساسی پژوهش به صورت زیر تبیین می‌گردد:

" آیا میان محافظه‌کاری حسابداری و سودآوری آتی رابطه‌ی مثبت و معناداری وجود دارد؟"

بیان مسئله

محافظه‌کاری بیانگر این است که هزینه‌ها باید زودتر و درآمدها دیرتر شناسایی شود. در مفاهیم نظری حسابداری، محافظه‌کاری به عنوان "واکنش محتاطانه در مقابل عدم اطمینان" و به منظور حمایت از حقوق صاحبان سهام و اعتباردهندگان شناخته می‌شود، به طوری که برای شناسایی اخبار خوب در صورت‌های مالی نسبت به اخبار بد سطح بالاتری از قابلیت رسیدگی و تاییدپذیری را الزامی می‌نماید (مجتهدزاده و فرشی، ۱۳۹۱). تحقیقاتی که تاکنون در زمینه‌ی محافظه‌کاری انجام شده است، خاطر نشان ساخته‌اند که محافظه‌کاری می‌تواند حداقل به دو طریق، کارآیی سرمایه‌گذاری ها را بهبود بخشد:

اول بال و شیواکومار[۴] (۲۰۰۵) استدلال نموده‌اند اگر مدیران بدانند به واسطه‌ی محافظه‌کاری حسابداری، زیان‌های ناشی از پروژه‌هایی با عملکرد ضعیف در طی دوره‌ی تصدی آنان شناسایی خواهند شد، انگیزه‌ی آنان جهت پذیرش پروژه‌هایی با خالص ارزش فعلی[۵] منفی کاهش می‌یابد. درمقابل چنانچه مدیران بتوانند از طریق حسابداری

غیرمحافظه‌کارانه زیان ها را به تعویق اندازند، برای پذیرش پروژه‌هایی با NPV منفی انگیزه پیدا خواهند کرد.

دوم واتز(۲۰۰۳) استدلال می‌کند که مدیران علاقه‌مند هستند تا زیان‌های ناشی از انتخاب پروژه‌هایی با عملکرد ضعیف را به خاطر جلوگیری از اخراج شدن پیش از پایان دوره‌ی تصدی‌گری شان پنهان نمایند. وی خاطر نشان می‌کند که محافظه‌کاری، هیئت مدیره و سهامداران را برای رسیدگی به دلایل زیان ها آگاه می‌سازد. چنین رسیدگی‌هایی می‌تواند منجر به فعالیت‌های اصلاحی مثل کنار گذاشتن پروژه‌هایی با NPV منفی و یا حتی اخراج مدیران مسئول این پروژه‌ها شود.

پیشینه پژوهش

ماتائو (۲۰۱۰) به بررسی اثرات محافظه‌کاری حسابداری بر انگیره‌های سرمایه‌گذاری توسط مدیران پرداخت. نتایج بررسی بیانگر رابطه منفی بین محافظه‌کاری و سرمایه‌گذاری شرکت و عملکرد عملیاتی آتی برای شرکت‌هایی بود که با محدودیت مالی مواجه بودند. این همبستگی منفی بین سرمایه‌گذاری و محافظه‌کاری را می‌توان با استفاده از ادبیات موضوع توجیه کرد. به این صورت که محافظه‌کاری می‌تواند موجب ایجاد انگیزه‌های ناسالم در جهت سرمایه‌گذاری توسط مدیران شود و آنها از پذیرش پروژه‌هایی با خالص ارزش فعلی مثبت صرف‌نظر کنند.

گرسیالارا و همکاران (۲۰۱۰) رابطه محافظه‌کاری حسابداری و کارایی سرمایه‌گذاری توسط شرکت را بررسی کردند. یافته‌ها بیانگر آن است که بین محافظه‌کاری و معیارهایی از بیش سرمایه‌گذاری و کم سرمایه‌گذاری، رابطه منفی و بین محافظه‌کاری و سودآوری آتی رابطه‌ی مثبت وجود دارد. بنابر این شرکت‌هایی که گزارشگری محافظه‌کارانه‌تری دارند، به انجام سرمایه‌گذاری کاراتر و سودآورتری می‌پردازند.

فرانسیس و مارتین[۶](۲۰۰۹) در تحقیق خود به بررسی این مساله پرداختند که آیا شناسایی به هنگام زیان با تصمیمات سرمایه‌گذاری به شکل «تحصیل» ارتباطی دارد یا خیر. ایشان با استفاده از مدل باسو در میان ۱۷۲۰۲ رویداد تحصیل طی دوره‌ی زمانی ۱۹۸۰ تا ۲۰۰۶ دریافتند شرکت‌هایی که زیان‌های اقتصادی را به موقع شناسایی می‌کنند، تحصیل‌هایی سودآورتر

خواهند داشت. همچنین این شرکت‌ها با احتمال کمتری سرمایه‌گذاری‌های خود را واگذار می‌نمایند و در صورت واگذاری نیز با سرعت بیشتری این کار را انجام می‌دهند.

احمد و دوئلمن (۲۰۱۰) فرض نمودند که چنانچه محافظه‌کاری انگیزه‌های مدیران برای گزینش پروژه‌هایی با خالص ارزش فعلی منفی را کاهش داده و نظارت بر سرمایه‌گذاری‌ها را افزایش دهد، رابطه‌ای مستقیم میان میزان محافظه‌کاری شرکت و سودآوری آتی آن وجود دارد. همچنین میزان محافظه‌کاری با احتمال رخداد هزینه‌های استثنائی آتی رابطه‌ای معکوس خواهد داشت. آنها با استفاده از ۲۳۶۸۱ سال- شرکت در میان شرکت‌های آمریکایی طی سالهای ۱۹۸۹- ۲۰۰۱، دریافتند که هر دو فرضیه‌ی تحقیق در داده‌های جمع آوری شده برقرار می‌باشد. آنها با استناد به نتایج، خاطر نشان می‌سازند که محافظه‌کاری نقشی با اهمیت را در ایجاد انگیزه در مدیران جهت پرهیز از پروژه‌هایی با خالص ارزش فعلی منفی ایفا می‌نماید.

تائو ما [۷](۲۰۱۱) تحقیق خود را در مورد شرکت‌های آمریکایی بین سالهای ۱۹۸۷ تا ۲۰۰۷ انجام داد که نتایج آن رابطه‌ای منفی را میان محافظه‌کاری با سرمایه‌گذاری شرکتی و وضعیت عملیاتی آتی برای شرکت‌هایی که از نظر مالی در محدودیت قراردادی هستند، نشان می‌دهد. نتایج کسب شده مطابق پیش‌بینی ادبیات موضوعی محافظه‌کاری بوده که طبق آن محافظه‌کاری می‌تواند سبب آن شود که مدیران پروژه‌هایی با خالص ارزش فعلی مثبت اما اندک را نپذیرند.

رضازاده و آزاد (۱۳۸۷) به بررسی رابطه‌ی عدم تقارن اطلاعاتی و محافظه‌کاری در گزارشگری مالی در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سالهای ۱۳۸۱ تا ۱۳۸۵ پرداخته‌اند. نتایج آزمون‌های تجربی آنان نشان می‌دهد که بین عدم تقارن اطلاعاتی و سطح محافظه‌کاری اعمال شده در صورتهای مالی رابطه‌ای مثبت و معنی‌دار وجود دارد. نتایج مزبور بیانگر این است که با افزایش عدم تقارن اطلاعاتی بین سرمایه‌گذاران، تقاضا جهت اعمال محافظه‌کاری در گزارشگری مالی افزایش می‌یابد و به این ترتیب سودمندی محافظه‌کاری به عنوان یکی از خصوصیات کیفی صورت‌های مالی مورد تائید قرار می‌گیرد. نتایج این تحقیق با نتایج تحقیق لافوند و واتز[۸](۲۰۰۶) در مورد شرکت‌های آمریکایی مطابقت دارد.

رحیمیان و همپژوهان(۱۳۹۰) در تحقیق خود بیان می‌کنند که ویژگی ایجاد کننده‌ی نقدینگی و نقش اطلاعاتی محافظه‌کاری به بهبود وضعیت شرکت و کاهش خطر ورشکستگی آن می‌انجامد. در نتیجه شرکت‌هایی که محافظه‌کاری بیشتری در سود خود اعمال می‌کنند، با احتمال کمتری در وضعیت ورشکستگی قرارخواهند گرفت. نمونه‌ی مورد بررسی آنها شامل ۲۲۲ شرکت پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۸۴ تا ۱۳۸۸ می‌باشد. یافته‌های تحقیق نشان می‌دهد که محافظه‌کاری در میان شرکت‌های مورد بررسی وجود داشته است. همچنین شرکت‌هایی که در معرض ورشکستگی قرار دارند نسبت به سایر شرکت‌ها، محافظه‌کاری کمتری را در گزارشگری مالی خود اعمال می‌کنند. نتایج تحقیق آنها با یافته‌های تحقیق بیدل[9] و همپژوهان(۲۰۱۰) در مورد شرکت‌های آمریکایی مطابقت دارد.

فرضیه و مدل مفهومی پژوهش

برای بررسی اثر محافظه‌کاری بر سودآوری آتی و نیز تصمیمات سرمایه‌گذاری مدیران، فرضیه زیر تدوین شده است:

"شرکت‌هایی که بیشتر محافظه‌کاری حسابداری را به کار می‌گیرند، نسبت به شرکت‌هایی که کمتر محافظه‌کارند، سودآوری آتی بیشتری دارند."

در این پژوهش از دو معیار عدم تقارن زمانی (به هنگام) و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار به عنوان معیارهای اندازه‌گیری محافظه‌کاری حسابداری استفاده شده است. معیار عدم تقارن زمانی به مفهوم شناسایی به موقع‌تر اخبار بد نسبت به اخبار خوب می‌باشد و به عنوان محافظه‌کاری شرطی به کار می‌رود. معیار نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار معیار محافظه‌کاری مستقل از اخبار بوده و محافظه‌کاری غیرشرطی را اندازه گیری می‌نماید.

جهت بررسی فرضیه‌ها از دو مدل رگرسیونی ارائه شده احمد و دوئلمن(۲۰۱۰) استفاده شده است. مدل اول برای آزمون ارتباط میان سودآوری آتی و عدم تقارن زمانی به صورت زیر می‌باشد:

$$E_{i,t,t-3} / P_{i,t,t-4} = {}_0 + {}_1 D_{i,t,t-3} + {}_2 R_{i,t,t-3} + {}_3 D_{i,t,t-3} \times R_{i,t,t-3}$$
$$+ {}_4 Profitability_{i,t+3} + {}_5 Profitability_{i,t+3} \times D_{i,t,t-3}$$
$$+ {}_6 Profitability_{i,t+3} \times R_{i,t,t-3} + {}_7 Profitability_{i,t+3} \times D_{i,t,t-3}$$
$$\times R_{i,t,t-3} + \qquad \text{(معادله ۱)}$$

که در این معادله:

$Ei,t,t-3$: سود قبل از اقلام غیرمترقبه انباشته شده از سال t-3 تا سال t،

$Pi,t,t-4$: ارزش بازار حقوق صاحبان سهام در پایان سال t-4،

$R_{i,t,t-3}$: بازده خرید و نگهداری سهم از ۴ ماه پس از پایان سال مالی t-3 تا ۴ ماه پس از پایان سال t،

$Di,t,t-3$: متغیر موهومی[۱۰] که اگر $Ri,t,t-3$ کم تر از صفر باشد برابر با یک و در غیر این صورت صفر خواهد بود،

$Profitability_{i,t+3}$: هر یک از مقادیر PM و OCF را شامل می‌شود،

$PM_{i,t+3}$: یک منهای بهای تمام شده ی کالای فروش رفته تقسیم بر جمع درآمد در سال t+3،

$OCF_{i,t+3}$: جریان‌های نقدی ناشی از عملیات تقسیم بر جمع درآمد در سال t+3،

مقدار میانه‌ی PM و OCF در هر صنعت از مقدار PM و OCF هر مشاهده کسر خواهد شد.

با توجه به فرضیات تحقیق انتظار داریم که سود آوری آتی ($Profitability_{i,t+3}$) به طور مثبت به سطح جاری عدم تقارن زمانی مرتبط باشد. مدل دوم که به بررسی رابطه‌ی محافظه کاری حسابداری و سودآوری آتی با استفاده از نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار می‌پردازد، به صورت زیر است:

$$Profitability_{i,t+3} = {}_0 + {}_1 Conservatism_{i,t} + {}_2 Avg.\ ROE_{i,t} + {}_3 Std.\ Dev\ ROE_{i,t} + {}_4 Leverage_{i,t} + {}_5 Growth_{i,t} + {}_6 Size_{i,t} + {}_7 Past_{i,t} +$$ (معادله ۲)

در این معادله:

$Profitability_{i,t+3}$: هر یک از متغیرهای PM یا OCF،

$PM_{i,t+3}$: یک منهای نسبت بهای تمام شده‌ی کالای فروش رفته بر جمع درآمد در سال t+3،

$OCF_{i,t+3}$: جریان‌های نقدی ناشی از عملیات تقسیم بر جمع درآمد در سال t+3،

$Conservatism_{i,t}$: حاصل‌ضرب نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار ضرب در منفی یک ،

$Avg.\ ROE_{i,t}$: میانگین نسبت سود خالص به جمع حقوق صاحبان سهام از t-2 تا سال t ،

Std. Dev ROE i,t : انحراف معیار ROE از سال t-2 تا سال t،

Leverage i,t : جمع بدهی‌ها تقسیم بر جمع دارایی‌ها در پایان سال t،

Growth $i_{,t}$: تغییرات درصدی درآمد در سال t نسبت به سال قبل،

Size i,t : لگاریتم طبیعی جمع دارایی ها در پایان سال t و

Past $i_{,t}$ متغیر موهومی است که اگر شرکت هزینه‌ی اقلام استثنائی طی دوره‌ی زمانی t-2 تا t داشته باشد برابر ۱ و در غیر این صورت صفر خواهد بود.

نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار علاوه بر محافظه‌کاری حسابداری، فرصت‌های رشد را نیز منعکس می‌کند. بنابراین جهت حذف آثار این مورد از نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار، از یک تعدیل برای کنترل فرصت‌های رشد در سطح صنعت و همچنین متغیرهای کنترلی ویژه‌ی شرکت در مورد فرصت‌های رشد، استفاده شده است.

در این راستا پس از محاسبه‌ی نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار مقدار میانه‌ی این متغیر در صنعت از مقدار متغیر شرکت کسر گردید. از آنجا که به احتمال زیاد فرصت‌های رشد در

میان صنایع متفاوت است، کنترل نمودن از منظر صنعت احتمال آن را که نتایج از عامل اقتصادی رشد نشات بگیرند، خواهد کاست(احمد و همپژوهان، ۲۰۰۲ ؛ احمد و همپژوهان، ۲۰۱۰).

روش پژوهش

پژوهش حاضر یک تحقیق کاربردی است. همچنین این تحقیق یک تحقیق توصیفی است که روش مورد استفاده‌ی آن همبستگی می‌باشد. از آنجا که این تحقیق از داده‌های گذشته مربوط به صورت‌های مالی و قیمت سهام شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران استفاده می‌کند، می‌توان آن را یک تحقیق پس‌رویدادی نیز دانست. جامعه‌ی آماری مورد بررسی شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران بوده و قلمرو یا دوره زمانی آن دوره‌ی ده ساله‌ی ۱۳۸۰- ۱۳۸۹ را در بر خواهد گرفت. نمونه‌های تحقیق شامل شرکت‌هایی است که تمامی معیارهای زیر را داشته باشند:

۱ . صورت‌های مالی و یادداشت‌های آن برای دوره‌ی زمانی ده ساله ۱۳۸۰ تا ۱۳۸۹ در دسترس باشد،

۲ . قیمت سهام آن در دوره‌ی مورد بررسی در دسترس باشد،

۳ . در صنعت‌های بانکداری، واسطه‌گری مالی و بیمه عضو نباشند زیرا طبقه‌بندی و اقلام صورت‌های مالی شرکت‌های حاضر در این صنایع تفاوت اساسی با سایر صنایع دارد،

۴ . در گروه صنعت‌هایی که اطلاعات مالی حداقل ۶ شرکت آن در دسترس باشد، عضو باشند. علت این امر آن است که برای محاسبه‌ی برخی از متغیرها و انجام آزمون‌های آماری از ویژگی‌های صنعت استفاده خواهد شد و لذا برای معنادار بودن این عمل نیاز به وجود تعداد قابل قبولی از شرکت‌ها در آن صنعت خواهد بود،

۵ . برای رعایت قابلیت مقایسه، دوره‌ی مالی آنها منتهی به پایان اسفند ماه باشد.

در نهایت ۸۷ شرکت در بررسی‌ها مورد استفاده قرار گرفتند. داده‌های مربوط به صورت‌های مالی شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران از لوح‌های فشرده حاوی آرشیو تصویری صورت‌های مالی این شرکت‌ها و وب‌سایت مرکز تحقیق، توسعه و

مطالعات اسلامی بورس اوراق بهادار تهران استخراج شده است. داده‌های متغیر قیمت سهام شرکت‌ها از طریق وب‌سایت سازمان بورس اوراق بهادار تهران استخراج شده و اقدامات لازم در جهت اعتباربخشی به داده‌های تحقیق به منظور حصول اطمینان از صحت آنها صورت‌گرفته است. پس از گردآوری داده‌ها، پایگاه داده‌ای در نرم افزار اکسل[11] ایجاد شد تا محاسبات لازم برای آماده کردن داده‌ها جهت اجرای آزمون‌های آماری و تجزیه‌وتحلیل، انجام شود. در این تحقیق جهت تجزیه و تحلیل داده‌ها و انجام آزمون‌های فرضیه‌ها از نرم‌افزارهای آماری اس‌پی‌اس‌اس و می‌نی‌تب استفاده شده است.

یافته‌های پژوهش

آمار توصیفی: به واسطه ی تفاوت در دوره‌ی زمانی در نظر گرفته شده برای متغیرهای هر مدل، تعداد متفاوتی داده‌ی ترکیبی سال - شرکت مورد استفاده قرار گرفته است. نگاره های(۱) و (۲) آمار توصیفی مشاهدات برای هر مدل را نشان می‌دهد. مطابق نگاره (۱)، مقدار میانه‌ی متغیر D برابر یک می باشد که این امر نشان دهنده‌ی آن است که تعداد داده‌های بازده که بیشتر از صفر می‌باشند، در میان داده‌ها کمتر است و لذا در میان داده‌ها تعداد اخبار خوب در مورد سود شرکت نسبت به اخبار بد کمتر بوده است. میانه‌ی دو متغیر PM و OCF برابر صفر است که دلیل آن اعمال تعدیل با استفاده از میانه‌ی این متغیرها در هر صنعت می‌باشد.

نگاره (۱): شاخص‌های مرکزی و پراکندگی داده‌های مدل اول

نام متغیر	میانگین	انحراف معیار	Min	Max	چارک اول	میانه	چارک سوم
E/P	۰,۶۱۱۲	۰,۵۹۸۳۸	-۰,۵۷	۳,۸۴	۰,۲۵۴۴	۰,۴۴۵۳	۰,۷۹۰۰
D	۰,۵۸۵۲	۰,۴۹۳۴۸	۰	۱	۰	۱	۱
R	۰,۳۴۴۹	۱,۷۹۷۲۵	-۰,۹۴	۱۷,۲۵	-۰,۵۲۲۲	-۰,۸۹۶	۰,۵۰۵۲
PM	-۰,۰۱۲۱	۰,۴۱۴۶۳	-۶,۸۹	۰,۵۹	-۰,۵۶۱	۰	۰,۰۴۸۸
OCF	۰,۰۳۳۸	۰,۲۲۴۸۴	-۰,۷۸	۱,۸۲	-۰,۰۵۸۸	۰	۰,۰۸۳۴

تمامی متغیرهای مدل دوم با کسر مقدار میانه‌ی صنعت از داده ها محاسبه شده است و دلیل صفر بودن مقدار میانه هر کدام از متغیرها در نگاره (۲) نیز همین موضوع است. مقدار میانگین و میانه‌ی متغیر موهومی Past نشان می‌دهد که اکثر داده‌های این متغیر صفر بوده و

بنابراین میزان شناسایی اقلام استثنائی، به عنوان معیاری از کنارگذاری سرمایه‌گذاری‌ها، نسبت به میزان عدم شناسایی آن کمتر می‌باشد.

نگاره (۲): شاخص‌های مرکزی و پراکندگی داده‌های مدل دوم

نام متغیر	میانگین	انحراف‌معیار	Min	Max	چارک اول	میانه	چارک سوم
PM	۰,۰۶۸	۰,۱۲۳۷۳	-۰,۵۰	۰,۵۹	-۰,۰۵۰۲	۰	۰,۰۴۷۶
OCF	۰,۰۳۰۷	۰,۲۰۶۲۲	-۰,۷۸	۱,۸۲	-۰,۰۵۸۸	۰	۰,۰۸۸۴
Conservatism	-۰,۰۷۰۷	۰,۴۴۵۹۸	-۴,۰۵	۱,۰۶	-۰,۱۶۶۰	۰	۰,۰۹۷۸
Avg. ROE	۰,۰۱۸۱	۰,۴۶۸۰۷	-۵,۰۹	۱,۷۲	-۰,۱۴۸۵	۰	۰,۱۴۹۹
Std. Dev ROE	۰,۱۴۱۲	۰,۶۴۴۳۶	-۳,۳	۸,۶۷	-۰,۰۴۹۳	۰	۰,۱۰۱۲
Leverage	-۰,۰۰۹۲	۰,۱۴۸۰۹	-۱,۱۴	۰,۳۹	-۰,۰۸۵۰	۰	۰,۰۸۱۵
Growth	۰,۰۴۱۷	۰,۴۵۲۹۶	-۰,۷۶	۷,۳۲	-۰,۰۹۹۵	۰	۰,۱۱۶۲
Size	۰,۰۹۸۹	۱,۱۱۱۵۸	-۲,۹۰	۴,۱۵	-۰,۵۹۳۲	۰	۰,۵۳۹۰
Past	۰,۱۲۸۵	۰,۳۳۵۱۲	۰	۱	۰	۰	۰

آمار استنباطی: آزمون نرمال بودن متغیر وابسته: نگاره (۳) نتایج آزمون کولموگروف-اسمیرنوف برای بررسی فرض نرمال بودن متغیر وابسته در هر یک از مدل‌ها را نشان می دهد.

نگاره (۳): نتایج آزمون کولموگروف- اسمیرنوف

شرح	مدل اول	مدل دوم	
متغیر وابسته	E/P	PM	OCF
آماره ی آزمون	۰,۴۷۶	۰,۹۱۸	۰,۹۹۳
معناداری	۰,۹۷۷	۰,۳۶۸	۰,۲۷۷
تعداد مشاهدات	۳۱۱	۳۸۴	۳۸۴

از آنجایی که مقدار معناداری برای تمام متغیرهای وابسته بیش از ۵٪ است می‌توان فرض نرمال بودن متغیرهای وابسته را پذیرفت.

نگاره‌های (۴) و (۵) نتایج آزمون همبستگی میان متغیرها در هر یک از دو مدل را نشان‌می‌دهد. مطابق نگاره (۴) میان متغیرهای E/P و D همبستگی معناداری در سطح خطای ۱٪ وجود دارد. همچنین میان متغیر E/P و متغیرهای R و D*R همبستگی معناداری در سطح خطای ۱٪ وجود دارد که مقدار آن‌ها به ترتیب برابر ۰,۴۹۹ و ۰,۵۶۰ می‌باشد. اما میان سایر متغیرهای مستقل و کنترل با متغیر وابسته رابطه‌ی همبستگی معناداری وجود ندارد.

نگاره (٤): همبستگی متغیرهای مدل اول،(**): معنادار در سطح ۰,۰۱(*): معنادار در سطح ۰,۰۵

شرح	E/P	D	R	D*R	PM*D*R	OCF*D*R
E/P	۱					
معناداری	۰,۰					
D	-۰,۵۱۴**	۱				
معناداری	۰,۰	۰,۰				
R	۰,۴۹۹**	-۰,۵۲۶**	۱			
معناداری	۰,۰	۰,۰	۰,۰			
D*R	۰,۵۶۰**	-۰,۷۴۳**	۰,۴۶۵**	۱		
معناداری	۰,۰	۰,۰	۰,۰	۰,۰		
PM*D*R	-۰,۰۵۶	۰,۰۵۳	-۰,۰۴۵	-۰,۱۴۳*	۱	
معناداری	۰,۳۲۲	۰,۳۴۷	۰,۴۲۷	۰,۰۱۲	۰,۰	
OCF*D*R	۰,۰۱۱	-۰,۰۹۷	۰,۰۶۱	۰,۱۳۲*	۰,۰۱۹	۱
معناداری	۰,۸۴۶	۰,۰۸۸	۰,۲۸۳	۰,۰۲۰	۰,۷۳۹	۰,۰

همان‌گونه که از نگاره (۵) آشکار می‌شود محافظه‌کاری و PM ضریب همبستگی مثبت و معناداری برابر با ۰,۱۷۱ دارند که در سطح اطمینان ۹۹٪ معنادار است. همچنین Avg. ROE و Leverage به ترتیب دارای ضریب همبستگی ۰,۲۲۰ و ۰,۱۳۸- با PM می‌باشند که این همبستگی‌ها نیز در سطح خطای ۱٪ معنادار می‌باشند. اما میان سایر متغیرهای کنترل و PM همبستگی معناداری مشاهده نمی‌شود.

نگاره (۵): همبستگی متغیرهای مدل دوم،(**): معنادار در سطح ۰,۰۱(*): معنادار در سطح ۰,۰۵

شرح	PM	OCF	Conservatism
PM	۱		
	۰,۰		
OCF	۰,۳۹۵**	۱	
	۰,۰	۰,۰	
Conservatism	۰,۱۷۱**	۰,۰۸۵	۱
	۰,۰۰۱	۰,۰۹۴	۰,۰

بر خلاف پیش‌بینی تحقیق هیچ‌گونه همبستگی معناداری میان OCF و Conservatism وجود ندارد. با این حال OCF نیز همانند PM با Avg. ROE و Leverage رابطه‌ی

معنـاداری دارد. همبسـتگی Avg. ROE و Leverage بـا OCF بـه ترتیـب برابـر ۰,۱۷۸ و ۰,۲۳۲- می باشد که هر دو در سطح خطای ۱٪ معنادار می باشند.

نگاره (٦): نتایج تجزیه و تحلیل رگرسیونی مدل اول

متغیر مستقل	PM					OCF				
شرح	Beta	آماره t	معناداری	آماره همخطی		Beta	آماره t	معناداری	آماره همخطی	
				تولرانس	VIF				تولرانس	VIF
مقدار ثابت	۰,۳۰۴	۳,۷۷۸	۰,۰۰۰			۰,۳۱۱	۳,۹۵۰	۰,۰۰۰		
D	-۰,۱۴۹	-۱,۱۰۲	۰,۲۷۱	۰,۳۹۰	۲,۵۶۵	-۰,۱۷۶	-۱,۳۱۵	۰,۱۹۰	۰,۳۹۳	۲,۵۴۴
R	۰,۱۹۱	۵,۳۴۸	۰,۰۰۰	۰,۴۲۴	۲,۳۶۱	۰,۱۷۱	۵,۷۶۰	۰,۰۰۰	۰,۶۰۳	۱,۶۵۹
D*R	۱,۰۶۳	۴,۹۵۵	۰,۰۰۰	۰,۴۲۴	۲,۳۵۷	۱,۰۶۶	۵,۰۳۹	۰,۰۰۰	۰,۴۳۰	۲,۳۲۴
PM	۰,۲۲۳	۱,۲۳۴	۰,۲۱۸	۰,۳۱۱	۳,۲۱۴	–	–		–	–
PM*D	-۰,۰۵۱	-۰,۰۵۳	۰,۹۵۸	۰,۱۸۸	۵,۳۳۰	–	–		–	–
PM*R	-۰,۲۲۵	-۱,۹۴۵	۰,۰۵۳	۰,۲۶۰	۳,۸۴۲	–	–		–	–
PM*D*R	۰,۷۰۳	۰,۴۱۳	۰,۶۸۰	۰,۱۹۱	۵,۲۳۸	–	–		–	–
CFO	–	–		–		۰,۸۳۰	۲,۰۲۷	۰,۰۴۴	۰,۲۰۳	۴,۹۳۲
CFO*D	–	–		–		-۰,۲۰۴	-۰,۳۴۱	۰,۷۳۴	۰,۱۷۳	۵,۷۸۸
CFO*R	–	–		–		-۰,۴۷۳	۲,۱۳۹	۰,۰۳۳	۰,۳۸۴	۲,۶۰۱
CFO*D*R	–	–		–		۰,۸۲۰	۰,۸۱۵	۰,۴۱۶	۰,۳۰۵	۳,۲۷۴

تجزیه و تحلیل رگرسیون: نگاره (۶) نتایج تجزیه و تحلیل رگرسیون برای مدل اول را نشان می‌دهد.

هنگامی که معیار سودآوری آتی مورد استفاده متغیر PM باشد، نتایج نشان می‌دهد که متغیرهای R و D*R به ترتیب دارای مقدار آماره‌ی t برابر ۵,۳۴۸ و ۴,۹۵۵ بوده و هر دو در سطح خطای ۱٪ معنادار می‌باشند. همچنین به واسطه‌ی مثبت بودن مقدار R و D*R در ستون β می‌توان بیان نمود که آنها رابطه‌ای مثبت با متغیر وابسته(E/P) دارند. نتایج آزمون معناداری برای متغیر PM*D*R، که با توجه به مفهوم عدم‌تقارن زمانی داشتن رابطه‌ی معنادار آن با متغیر E/P به معنای وجود رابطه میان PM و محافظه‌کاری خواهدبود، نشان می‌دهد که آماره‌ی این متغیر برابر ۰,۴۱۳ بوده و معناداری آن ۰,۶۸۰ می‌باشد و لذا نمی‌توان ادعای مبنی بر رابطه‌ی این متغیر با متغیر وابسته را پذیرفت که این امر بر خلاف فرضیه‌ی اول تحقیق می‌باشد.

قسمت دوم نگاره (۶) ، مدل را در صورت به کارگیری OCF نشان می‌دهد، که مطابق با آن متغیرهای R و D*R دارای آماره‌ی t برابر با ۵,۷۶۰ و ۵,۰۳۹ می‌باشند و رابطه‌ی این متغیرها با متغیر وابسته‌ی E/P در سطح خطای ۵٪ معنادار می‌باشد. همچنین خاطر نشان می‌سازد که متغیرهای OCF و OCF*R نیز در سطح خطای ۱۰٪ رابطه‌ای معنادار به ترتیب مثبت و منفی با E/P دارند. علیرغم وجود مقدار مثبت β متغیر OCF*D*R، هیچ‌گونه رابطه‌ی معنادار میان این متغیر و E/P وجود ندارد که این امر بر خلاف فرضیه‌ی اول تحقیق می‌باشد. نگاره (۷) خلاصه نتایج مدل اول را نشان می‌دهد.

نگاره (۷) : خلاصه نتایج مدل اول

متغیر مستقل	R^2	R^2 تعدیل شده	آماره‌ی F	معناداری	آماره‌ی دوربین-واتسون
PM	۰,۳۹۹	۰,۳۸۵	۲۸,۷۵۱	۰,۰	۱,۵۸۴
OCF	۰,۴۰۸	۰,۳۹۵	۲۹,۸۷۹	۰,۰	۱,۵۵۹

مقدار R^2 مدل اول در هر یک از حالات به کارگیری PM و OCF برابر ۰,۳۹۹ و ۰,۴۰۸ و R2 تعدیل‌شده‌ی آن برابر ۰,۳۸۵ و ۰,۳۹۵ می باشد. همچنین مقدار آماره‌ی F به ترتیب برابر ۲۸,۷۵۱ و ۲۹,۸۷۹ می‌باشد که در سطح خطای ۵٪ معنادار می‌باشد و لذا می‌توان وجود رابطه‌ی خطی میان متغیرهای مستقل و متغیر وابسته‌ی مدل را پذیرفت. مقدار آماره‌ی دوربین-

واتسون نیز برابر ۱,۵۸۴ و ۱,۵۵۹ بوده و لذا فرض رگرسیون خطی مبنی بر عدم همبستگی میان خطاها برقرار می‌باشد.

نگاره (۸) نتایج تجزیه‌وتحلیل رگرسیون برای مدل دوم را نشان می‌دهد.

نگاره (۸): نتایج تجزیه و تحلیل رگرسیونی مدل دوم

متغیر وابسته	PM					OCF				
	Beta	آماره t	معناداری	آماره همخطی		Beta	آماره t	معناداری	آماره همخطی	
				تولرانس	VIF				تولرانس	VIF
مقدار ثابت	-۰,۰۱۲	-۰,۲۲۲	۰,۰۴۶			-۰,۰۵۸	-۱,۰۷۸	۰,۲۸۲		
Conservatism	۰,۲۸۳	۲,۵۰۲	۰,۰۱۳	۰,۸۹۱	۱,۱۲۲	۰,۱۵۴	۱,۳۳۵	۰,۱۸۳	۰,۸۹۱	۱,۱۲۲
Avg. ROE	۰,۴۹۹	۴,۲۶۸	۰,۰	۰,۷۵۶	۱,۳۲۳	۰,۳۵۶	۲,۹۸۷	۰,۰۰۳	۰,۷۵۶	۱,۳۲۳
Std. Dev ROE	۰,۱۲۳	۱,۴۲۱	۰,۱۵۶	۰,۷۲۸	۱,۳۷۴	۰,۱۸۸	۲,۱۲۹	۰,۰۳۴	۰,۷۲۸	۱,۳۷۴
Leverage	-۰,۸۸۱	-۲,۶۶۹	۰,۰۰۸	۰,۹۴۸	۱,۰۵۵	-۱,۵۶۲	-۴,۶۴۴	۰,۰	۰,۹۴۸	۱,۰۵۵
Growth	-۰,۰۰۶	-۰,۰۵۶	۰,۹۵۵	۰,۹۳۰	۱,۰۷۶	-۰,۰۷۷	-۰,۶۹۱	۰,۴۹۰	۰,۹۳۰	۱,۰۷۶
Size	-۰,۱۱۷	-۲,۶۷۴	۰,۰۰۷	۰,۹۵۷	۱,۰۴۵	۰,۰۴۳	۰,۹۵۹	۰,۳۳۸	۰,۹۵۷	۱,۰۴۵
Past	۰,۱۲۲	۰,۸۱۳	۰,۴۱۷	۰,۸۹۱	۱,۱۲۲	۰,۱۰۶	-۰,۶۹۵	۰,۴۸۸	۰,۸۹۱	۱,۱۲۲

دو ستون VIF و تولرانس به بررسی فرض عدم همبستگی میان متغیرهای مستقل می‌پردازد که مطابق آنها می‌توان این فرض را پذیرفت. چنانچه PM را به عنوان متغیر وابسته در نظر بگیریم، ستون‌های مربوط به آماره‌ی t و سطح معناداری نشان می‌دهد که ضرایب متغیرهای

Conservatism، Avg. ROE ، Leverage و Size در سطح خطای ۵ درصد معنادار می‌باشند. آماره‌ی t مربوط به این متغیرها به ترتیب برابر ۲,۵۰۲ ، ۴,۲۶۸ ، ۲,۶۶۹- و ۲,۶۷۴- می‌باشند. همچنین مقدار Beta در صورت ثابت بودن سایر متغیرها ۱ واحد تغییر در Avg. ROE باعث تغییر ۰,۲۳۸ درصدی در PM خواهد شد که این موضوع نشان می‌دهد که Avg. ROE بیشترین تاثیر را در میان متغیرهای مستقل بر متغیر وابسته دارد. معنادار بودن ضریب Conservatism و ارتباط مثبت آن با PM مطابق با فرضیه‌ی اول تحقیق می باشد.

در صورت به کارگیری OCF به عنوان معیار سودآوری آتی، مقدار Avg. ROE و Leverage در ستون معناداری کمتر از ۵ درصد می باشد، و لذا رابطه‌ی آنها با OCF معنادار خواهد بود. همچنین مقدار Avg. Roe در ستون مقدار استاندارد ضرایب برابر ۰,۱۲۱ است که از مقدار استاندارد ضرایب برای سایر متغیرها بیشتر می‌باشد، در نتیجه تغییر در مقدار Avg. ROE بیشترین تغییر را در مقایسه با سایر متغیرها در OCF ایجاد خواهد کرد. علاوه بر Avg. ROE و Leverage متغیر Std. Dev ROE نیز در سطح خطای ۱۰ درصد با متغیر وابسته (OCF) ارتباط معنادار دارد. مقدار آماره ی t برای متغیر Conservatism برابر ۱,۳۳۵ می باشد و سطح معناداری آن ۰,۱۴۶ می باشد. از آنجایی که مقدار آماره در سطح پذیرش H_0 قرار گرفته است، می‌توان گفت که این متغیر با OCF رابطه‌ی معناداری ندارد که این موضوع بر خلاف فرضیه‌ی اول تحقیق می‌باشد. نگاره (۹) خلاصه نتایج مدل دوم را نشان می‌دهد.

نگاره (۹): خلاصه نتایج مدل دوم

متغیر وابسته	R^2	R2 تعدیل شده	آماره ی F	معناداری	آماره ی دوربین- واتسون
PM	۰,۱۰۷	۰,۰۹۱	۶,۵۲۳	۰,۰	۲,۱۴۸
OCF	۰,۰۹۶	۰,۰۷۹	۵,۷۶۴	۰,۰	۲,۰۹۵

مقدار R^2 این مدل در شرایطی که PM و OCF متغیر وابسته باشند، برابر ۰,۱۰۷ و ۰,۰۹۶ و R2 تعدیل‌شده‌ی آن برابر ۰,۰۹۱ و ۰,۰۷۹ می‌باشد. همچنین مقدار آماره‌ی F به ترتیب برابر ۶,۵۲۳ و ۵,۷۶۴ می‌باشد که در سطح خطای ۵٪ معنادار بوده و لذا می‌توان وجود رابطه‌ی خطی میان متغیرهای مستقل و متغیر وابسته‌ی مدل را پذیرفت. مقدار آماره‌ی دوربین- واتسون نیز برابر ۲,۱۴۸ و ۲,۰۹۵ می‌باشد و بر اساس آن فرض رگرسیون خطی مبنی بر عدم همبستگی میان خطاها برقرار می‌باشد.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

در این پژوهش اثر محافظه‌کاری حسابداری بر تصمیمات سرمایه‌گذاری مدیران بررسی شد. به این منظور فرضیه تحقیق پیرامون رابطه‌ی حاشیه‌ی سود(PM) و جریان‌های نقدی عملیاتی(OCF) به عنوان معیارهای سودآوری آتی سرمایه‌گذاری‌های شرکت با محافظه‌کاری شکل گرفت. فرضیه‌ی تحقیق با دو مدل رگرسیونی بررسی شد که معیار محافظه‌کاری در آن‌ها، عدم تقارن زمانی سود و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار می‌باشد.

بررسی‌ها نشان می‌دهد که با در نظر گرفتن مفهوم عدم تقارن زمانی سود، رابطه‌ی معناداری میان محافظه‌کاری و معیارهای سودآوری آتی وجود ندارد. بر همین اساس و از آنجایی که مفهوم عدم تقارن زمانی سود، محافظه‌کاری شرطی را بررسی می‌نماید، نمی‌توان رابطه‌ی معناداری را میان محافظه‌کاری شرطی و معیارهای سودآوری آتی در میان شرکت‌های مورد مشاهده در دوره‌ی بررسی یافت.

بررسی‌های مدل دوم به نتایج متفاوتی در مورد دو معیار منتهی شد. بر این اساس محافظه‌کاری رابطه مثبت و معناداری با حاشیه‌ی سود(PM) دارد که این مورد با پیش‌بینی پژوهش منطبق است. بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که محافظه‌کاری غیرشرطی، که بوسیله معیار نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار تعدیل شده اندازه‌گیری می‌شود، بر حاشیه‌ی سود آتی شرکت‌های مورد بررسی اثرگذار است. اما بررسی‌های مدل دوم در مورد جریان‌های نقدی آتی(OCF) نشان داد که میان محافظه‌کاری و این متغیر رابطه‌ی معناداری وجود ندارد. در نهایت نتایج بررسی‌های دو مدل نشان می‌دهد که بین محافظه‌کاری حسابداری و دو معیار سودآوری آتی استفاده شده در این پژوهش رابطه‌ی معناداری وجود ندارد و بنابراین فرضیه‌ی اول پژوهش رد می‌شود.

در مجموع یافته‌های پژوهش بر خلاف مزایای مطرح شده پیرامون محافظه‌کاری و نقش آن در سودآوری آتی سرمایه‌گذاری‌ها در تحقیقاتی چون واتز(۲۰۰۳) و بال و شیواکومار(۲۰۰۵) بوده و با یافته‌های احمد و دوئلمن(۲۰۱۰) نیز مطابقت ندارد. لازم به ذکر است که در میان شرکت‌های مورد بررسی، محافظه‌کاری حسابداری نقش با اهمیتی را در تصمیمات سرمایه‌گذاری و نظارت بر آنها بازی نمی‌کند. از آنجایی که معیار مورد استفاده در مورد سودآوری آتی سرمایه‌گذاری‌ها در این پژوهش حاشیه‌ی‌سود ناویژه و جریان‌های نقدی بوده،

برای بررسی و اظهارنظر جامع اثر محافظه‌کاری بر تصمیمات سرمایه‌گذاری شرکت‌ها نیاز به‌بکارگیری سایر معیارهای سرمایه‌گذاری می‌باشد که این امر نیاز به انجام تحقیقات بعدی در این زمینه خواهد داشت. لذا پیشنهادهای زیر برای پژوهش‌های آتی ارائه می‌گردد:

۱. بررسی رابطه‌ی محافظه‌کاری با سایر معیارهای خط‌مشی سرمایه‌گذاری مانند تحصیل‌ها، ادغام‌ها و یا واگذاری سرمایه‌گذاری‌های بلندمدت.

۲. بررسی نقش محافظه‌کاری در سایر جنبه‌های حاکمیت شرکتی.

پی‌نوشت

۱	Ahmed and Duellman	۷	Tao Ma
۲	Watts and Zimmerman	۸	Lafond and Watts
۳	Conservatism	۹	Biddle
٤	Ball and Shivakumar	۱۰	Dummy Variable
٥	Net Present Value (NPV)	۱۱	Excel
٦	Francis and Martin		

فهرست منابع

رحیمیان ، نظام الدین و صالحی راد ، معصومه و محمدی، حمید (۱۳۹۰)، " رابطه ی محافظه کاری با خطر ورشکستگی در شرکتهای پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران"، *فصلنامه مطالعات تجربی حسابداری مالی*، سال نهم ، شماره ۳۰، تابستان.

رضازاده ، جواد و آزاد ، عبدالله (۱۳۸۷)، " رابطه ی بین عدم تقارن اطلاعاتی و محافظه کاری در گزارشگری مالی" ، *بررسی‌های حسابداری و حسابرسی* ، دوره ۱۵ ، شماره ۵۴ ، زمستان.

مشایخی ، بیتا و محمد آبادی ، مهدی و حصارزاده ، رضا (۱۳۸۸) ، " تاثیر محافظه کاری حسابداری بر پایداری و توزیع سود " ، *بررسی‌های حسابداری و حسابرسی* ، دوره ۱۶ ، شماره ۵۶ ، تابستان.

مجتهدزاده، ویدا و فرشی، زهرا (۱۳۹۱)، "بررسی رابطه محافظه‌کاری حسابداری و تصمیمات سرمایه‌گذاری مدیران در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران"، بررسی‌های حسابداری و حسابرسی ، دوره ۱۹، شماره ۶۷، بهار.

Ahmed, A.S., Billings, B.K., Morton, R.M., and Stanford-Harris M., (2002)," The role of accounting conservatism in mitigating

bondholder-shareholder conflicts over dividend policy and in reducing debt costs", *The Accounting Review* 77: 867-890.

Ahmed, A., and Duellman, S., (2007), "Accounting conservatism and board of director characteristics: an empirical analysis", *Journal of Accounting and Economics* 43: 411-437.

Ahmed, A., and Duellman, S. (2010), "Evidence on the Role of Accounting Conservatism in Monitoring Managers Investment Decisions", [Online], http://www.ssrn.com.

Ball, R., and Shivakumar, L. (2005), "Earnings quality in UK private firms: comparative loss recognition timeliness", *Journal of Accounting and Economics* 39:83-128.

Biddle, G. C., Ma, M. L., and Song, F. M. (2010). "Accounting conservatism and Bankruptcy Risk", [on line], http://www.ssrn.com.

Francis, J., and Martin, X., (2009), "Acquisition Profitability and Timely Loss Recognition ", [Online], http://www.ssrn.com.

Lafond, R., and Roychowdhury, S., (2007), "Managerial Ownership and Accounting Conservatism", [on line], http://www.ssrn.com.

Lafond, R., and Watts, R., (2006), "The Information Role of Conservative Financial Statements", [online], http://www.ssrn.com.

Ma, T., (2011), " Accounting Conservatism and Corporate Investment", [Online], www.olin.wustl.edu/docs/CRES/Ma.pdf

Watts, R.L., (2003), "Conservatism in accounting part I: explanations and implications", *Accounting Horizons* 17: 207-221.

Watts, R.L., and Zimmerman, J.L., (1986), *Positive Accounting Theory*, (New Jersey, Prentice Hall).

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی