فصلنامه علمی پژوهشی حسابداری مالی/سال هفتم/ شماره ۲۶ /تابستان۹۴/صفحات ۱۵۱-۱۲۵

بررسی تأثیر کیفیت کنترل داخلی بر محافظه کاری مشروط در شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران

داریوش جاوید*
محسن دستگیر**
مهدی عرب صالحی***

تاریخ دریافت: ۱۳۹۴/۰۱/۲۱ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۴/۰۶/۱۸

چکیده:

شرکت های مختلف سیاست ها و روش های متفاوتی در رابطه با مواردی همچون چیدمان ساختار سازمانی، نحوه اجرای عملیات، ارزیابی وضعیت و عملکرد سازمان و گزارشگری مالی و مدیریتی در راستای نیل به اهدافشان دارند. علاوه بر منابع کلان اقتصادی، محافظه کاری هر شرکت می تواند وابسته به اثر بخشی و کارایی این سیاست ها و روشها باشد. از آنجا که روش های اجرای این سیاست ها، ساختار کنترل داخلی هر شرکتی را تشکیل می دهد، لذا در این پژوهش رابطه بین ضعف کنترل های داخلی و محافظه کاری در شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال های ۱۳۸۷ تا ۱۳۹۱ مورد بررسی قرار گرفت. با استفاده از روش های آماری داده های پانل نمونه آماری شامل ۱۰۲ شرکت منتخب در قالب یک پژوهش همبستگی و با استفاده از رگرسیون خطی چندگانه و داده های ترکیبی انجام گرفته است. نتایج پژوهش نشان می دهد که بر اساس مدل شیواکومار، کیفیت کنترل های داخلی بر محافظه کاری

* دانشجوی دکترای حسابداری، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد اصفهان، گروه حسابداری، اصفهان، ایران.

** استاد حسابداری، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد اصفهان، گروه حسابداری، اصفهان، ایران (نویسنده مسئول).
Email: dastmw@yahoo.com

*** استادیار حسابداری، دانشگاه اصفهان، گروه حسابداری، اصفهان، ایران.

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-16]

مشروط تأثیری مثبت و مستقیم دارد. همچنین نتایج پژوهش در مدل فوق دلالت بر وجود تأثیر مستقیم متغیر کنترلی نسبت ارزش بازار حقوق صاحبان سهام به ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام بر محافظه کاری مشروط و نیز تأثیر معکوس اندازه شرکت و نسبت سود خالص به کل دارائی ها بر محافظه کاری مشروط دارد. همینطور متغیر اهرم مالی نیز در مدل مزبور تأثیر معناداری بر محافظه کاری مشروط ندارد.

واژه های کلیدی: کیفیت کنترل های داخلی، محافظه کاری مشروط، قانون ساربینز آکسلی، پانل دیتا

۱-مقدمه

کنترل های داخلی یکی از مکانیزم های متعددی است که واحدهای تجاری برای کنترل مسأله نمایندگی مورد استفاده قرار می دهند (لاتریدیس، ۲۰۱۱). شرکت ها برای گزارشگری کنترل داخلی انگیزه اقتصادی دارند و مطالعات نشان داده اند که کنترل داخلی هزینه های نمایندگی را کاهش می دهد. این یافته ها بر این فرض مبتنی است که تهیه اطلاعات اضافی برای کارگمار (سهامداران) در مورد رفتار نماینده (مدیریت) عدم تقارن اطلاعاتی و ریسک سرمایه گذار را کاهش و محافظه کاری را افزایش داده و این خود منجر به کاهش هزینه سرمایه می شود (لی، ۲۰۰۹). یافته های پژوهش های دیگر پژوهشگران نشان می دهد که ضعف در کنترل های داخلی با کاهش محافظه کاری از یک سو و افزایش مدیریت سود از سوی دیگر همراه است (گیولی و هاین ، ۲۰۰۰). مدیریت سود، به ویژه دستکاری سود توسط انرون، ورلدکام و... شکلی از مسأله نمایندگی است که از جمله انگیزه های تدوین قانون ساربینز آکسلی به شمار می رود. این قانون شرکت ها را ملزم به ارزیابی و افشای اثربخشی کنترل های داخلی حاکم بر گزارشگری مالی نموده است. این قانون تلاشی در راستای کاهش تقلب و بازگرداندن یکپارچگی به فرآیند گزارشگری مالی بوده است. در ایران نیز دستورالعمل کنترل های داخلی مصوب سازمان بورس و اوراق بهادار شرکت ها را ملزم به ارزیابی و گزارش کنترل های داخلی نموده است.

کاربرد اصلی اطلاعات مالی استفاده از آنها در تصمیم گیری هاست. وظیفه تهیه این اطلاعات به عهده سیستم گزارشگری مالی است. بر اساس تئوری های اثباتی حسابداری هر چه کیفیت اطلاعات بدست آمده از این سیستم ها بالاتر باشد، تصمیم های اتخاذ شده بر اساس این اطلاعات نیز از محتوای اطلاعاتی بالاتری برخوردار خواهد بود. محافظه کاری یکی از ویژگیهای گزارشگری

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-16]

مالی است که در قالب یک اصل محدود کننده در چارچوب اصول و مفاهیم حسابداری، ایفاگر نقش مهمی در محدود کردن رفتارهای خوش بینانه مدیران در جایگاه تهیه کنندگان اطلاعات از یک سو و برآوردی از حداقل عایدات سرمایه گذاران و اعتبار دهندگان در جایگاه مهمترین استفاده کنندگان، از سویی دیگر است. لذا با توجه به اینکه محافظه کاری از ویژگی های بارز گزارشگری مالی است که از مدت ها قبل با تئوری ها و اعمال مربوط به دانش حسابداری در آمیخته است و همچنین با علم به اهمیت شرایط کنترل داخلی به عنوان ابزاری برای بهبود عملکرد شرکت ها و با در نظر گرفتن این موضوع که یکی از معیارها برای پر رنگ تر شدن نقش محافظه کاری، استقرار یک سیستم کنترل داخلی قوی است لذا این پژوهش به دنبال بررسی تأثیرکیفیت کنترل های داخلی برمحافظه کاری مشروط است.

۲- مبانی نظری و پیشینه پژوهش

۲-۱-کنترل داخلی

طبق بخش ۳۱۵ استاندارد حسابرسی ایران، کنترل داخلی فرایندی است که به وسیله مدیریت و سایر کارکنان طراحی و اجرا می شود تا از دستیابی به هدف های واحد مورد رسیدگی در زمینه قابلیت اعتماد گزارشگری مالی، اثر بخشی و کارایی عملیات و رعایت قوانین و مقررات مربوطه، اطمینانی معقول بدست آید. از این رو کنترل های داخلی برای شناسایی آن دسته از خطر های تجاری طراحی و اجراء می شوند که دستیابی به هر یک از این اهداف را تهدید می کند در تعریفی دیگر کنترل داخلی را می توان به عنوان فرایندی در نظر گرفت که از جانب هیات مدیره, مدیران و دیگر کارکنان موسسه, به منظور کسب اطمینان معقول از اهدافی همچون: اثر بخشی و کارایی عملیات, قابلیت اعتماد صورت های مالی، پذیرش و رعایت قوانین برقرار می شود.

۲-۲-محافظه کاری حسابداری

محافظه کاری از جمله ویژگی های بارز گزارشگری مالی است که از مدتها قبل با تئوری و عمل حسابداری درآمیخته است. محافظه کاری را می توان به عنوان الزام به داشتن درجه بالایی از تایید برای شناخت اخبار خوب مانند سود، در مقابل شناخت اخبار بد مانند زیان تعریف نمود. چنین تعریفی محافظه کاری را از منظر صورت سود و زیان توصیف می نماید که به آن محافظه کاری مشروط حسابداری گفته می شود (باسو ، ۱۹۹۷). اما تعریف دیگر محافظه کاری بر دیدگاه

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-16]

ترازنامه ای استوار است. بر اساس این دیدگاه در مواقعی که تردیدی واقعی در انتخاب از میان دو یا چند روش گزارشگری وجود دارد، آن روشی باید انتخاب شود که کمترین اثر مطلوب را بر حقوق صاحبان سرمایه داشته باشد (فلتهام و اهلسون، ۱۹۹۵). در تعریفی دیگر محافظه کاری به عنوان فرایندی تعریف می شود که به شناخت کندتر درآمد و سریع تر هزینه ، ارزشیابی کمتر دارایی ها و ارزشیابی بیشتر بدهی ها منتهی می گردد (گیولی و هاین ، ۲۰۰۰).

۲-۳-رابطه نظری میان سیستم کنترل داخلی و محافظه کاری حسابداری

یکی از دلایل استقرار سیستم های کنترل داخلی در درون هر سازمانی ارتقای کیفیت اطلاعات حسابداری می باشد . از طرف دیگر یکی از ویژگی های کیفی اطلاعات حسابداری بر اساس مبانی نظری گزارشگری مالی ایران محافظه کاری است. از این رو به لحاظ نظری می توان چنین استدلال نمود که هرچه کیفیت سیستم (های) کنترل داخلی استقرار یافته در درون یک سازمان بالاتر باشد، بکارگیری محافظه کاری مشروط در گزارشگری مالی سازمان مربوطه نیز بیشتر خواهد بود. با این وجود پذیرش چنین استدلالی در عمل، نیازمند انجام آزمونهای تجربی در قالب پژوهش می باشد که در این مقاله بدان پرداخته می شود .

۲-۴-پیشینه پژوهش

۲-۴-۱-پیشینه پژوهشهای خارجی انجام شده

موریس(۲۰۱۱)[1] در پژوهشی با عنوان «تأثیر سیستم ERP بر اثر بخشی کنترل داخلی در رابطه با گزارشگری مالی» به بررسی تأثیر سیستم ERP بر اثر بخشی کنترل داخلی پرداخته است. نتیجه اصلی این پژوهش این بوده است که سیستم های ERP به دو روش مکانیزم نظارت را تسهیل می نمایند، اولاً: آنها گزارشگری سریع و صحیح اطلاعات مالی را به سهامداران امکان پذیر می نمایند، ثانیاً و مهم تر اینکه این سیستم ها جنبه هایی را در بر میگیرند که اعمال و اجرای کنترل های داخلی اطمینان بخش، صحت اطلاعات مالی گزارش شده را امکان پذیر می سازد. به طور کلی می توان انتظار داشت که شرکت هایی که سیستم ERP مستقر نموده اند، بکارگیری این کنترل های درون ساختاری را نه تنها برای کاهش هزینه های نمایندگی، بلکه با هدف حداقل کردن تعداد ضعف های گزارش شده، کنترل داخلی را حداکثر نمایند.

1Maurice

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-16]

گری، ماری و فرانک(۲۰۱۰) در پژوهش خود با عنوان رابطه بین محافظه کاری حسابداری و ریسک ورشکستگی پرداختند که در این مطالعه رابطه بین محافظه کاری در حسابداری و ریسک ورشکستگی پرداخته شده است. محافظه کاری در این پژوهش به محافظه کاری مشروط و محافظه کاری نامشروط تقسیم شده است. نتایج و مدل های تحلیلی نشان می دهد که نقش اطلاعاتی و افزایش وجوه نقد در دسترس محافظه کاری به مقابله با ریسک ورشکستگی کمک می کند. فرضیات پژوهش با استفاده از تحلیل ضرایب همبستگی و مدل سازی رگرسیونی آزمون شده است. نتایج این پژوهش حاکی از آن است که یک رابطه معکوسی بین محافظه کاری نامشروط و ریسک ورشکستگی وجود دارد همچنین رابطه بین محافظه کاری مشروط و ریسک ورشکستگی نیز معکوس است این یافته ها منجر به مهیا شدن یک نقش رفتاری برای محافظه کاری جهت کمک به شرکت برای مقابله با تعهدات خود می شود.

آگنوا و دیگران (۲۰۰۷) پژوهشی را تحت عنوان ضعف در کنترل های داخلی و هزینه حقوق صاحبان سهام بر اساس شواهدی از بخش ۴۰۴ قانون ساربینز آکسلی به انجام رساندند. آنها در بررسی خود وجود ضعف در کنترل های داخلی را مرتبط با چهار عامل می دانند که عبارتند از :

الف) عوامل مرتبط با پیچیدگی عملیات شرکت

ب) عوامل مرتبط با تغییرات ساختار سازمانی در شرکت ها

ج) عوامل مرتبط با ریسک برآوردها و شیوه های حسابداری

د) شاخص های محدودیت منابع (یعنی عواملی که ضعف کنترل های داخلی ممکن است آن را به وجود آورد مانند: کاهش ارزش بازار شرکت، زیان، ورشکستگی)

آنها برای اندازه گیری پیچیدگی عملیات شرکت دو متغیر تعریف نمودند، متغیر اول وجود ارتباط مالی با کشورهای خارجی (صادرات و واردات) و متغیر دوم تعداد بخش های تجاری شرکت است. برای اندازه گیری تغییرات سازمانی به دو عامل بسیار مهم توجه نمودند، یکی ورود شرکت ها به فعالیت های تحصیل، جذب و ادغام و عامل دوم تجدید ساختار سازمان (ساختار سرمایه) بود، که مورد توجه آنها قرار گرفت. همچنین برای اندازه گیری ریسک برآوردها و شیوه های حسابداری به رشد فروش شرکت در مقایسه با میانگین فروش صنعت و سطح موجودی های کالا توجه نمودند، و برای محاسبه عواملی که ضعف در کنترل های داخلی موجب محدودیت آنها می شود به کاهش ارزش بازار شرکت و وجود زیان و ورشکستگی و عمر شرکت ها توجه نمودند که پژوهش های اشباغ و اسکافی (۲۰۰۶) و جی و مک وی (۲۰۰۵) را تأکید نمودند.

اشبوق و همکاران (۲۰۰۶) به نتایج مشابه پژوهش های فوق دست یافتند و نشان دادند که شرکت های با ضعف عمده در کنترل های داخلی دارای عملیاتی پیچیده تر هستند و به تازگی

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-16]

تجدید ساختار سازمانی داده اند، همچنین ریسک حسابداری این شرکت ها (شامل ریسک سیستماتیک) روند افزایشی را نشان می دهد و منابع مالی کمتری برای سرمایه گذاری در کنترلهای داخلی دارند .

احمد و دوئلمن (۲۰۰۵) در پژوهش خود با عنوان بررسی رابطه بین محافظه کاری و راهبری شرکتی با توجه به ترکیب اعضای هیأت مدیره پرداختند که نشان دادند که از یک سو میزان درصد مدیران خارجی در ترکیب اعضای هیأت مدیره رابطه مثبتی با محافظه کاری دارد و از سویی دیگر نیز میزان درصد مدیران داخلی با محافظه کاری رابطه ای منفی دارد. احمد و دوئلمن در تحقیق خود از نمونه های آمریکایی و بر اساس اصول عمومی پذیرفته شده حسابداری آمریکا استفاده کردند. از سویی دیگر احمد و دوئلمن در تحقیق خود از سه نمونه معیار برای سنجش محافظه کاری استفاده کردند که شامل: الف) معیار اقلام تعهدی انباشته شده ، ب) معیار نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار و ج) معیار عدم تقارن زمانی سود، می باشد. البته معیار عدم تقارن زمانی سود مورد استفاده آنها بر خلاف مدل باسو بر اساس پاسخ سود نسبت به بازده های سهام یک دوره نبود بلکه آنها معیار تعدیل شده ای را از مدل باسو در پژوهش خود استفاده کردند که توسط رویچوداری و واتز (۲۰۰۵) معرفی شده بود و بر اساس آن، معیار عدم تقارن زمانی سود بر اساس پاسخ سود نسبت به بازده های سهام، طی چندین دوره و به صورت انباشته شده برآورد می شدند.

۲-۴-۲-پیشینه پژوهش های داخلی انجام شده

سیدی (۱۳۹۰) رابطه بین ضعف کنترل های داخلی و عملکرد در شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران را مورد بررسی قرار داد. وی در فرضیه های فرعی تأثیر ضعف کنترل های داخلی بر اجزای ارزش شرکت (ارزش دفتری، درآمدهای غیر عادی و ارزش بازار ناشی از سایر اطلاعات غیر حسابداری در دست سهامداران) را بررسی نمود. نتایج بدست آمده از آزمون فرضیه نشان داد که بین ضعف در کنترل های داخلی و عملکرد شرکت ها در شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران رابطه معنی داری وجود دارد، به عبارت دیگر با افزایش ضعف در کنترل های داخلی، عملکرد شرکت ها کاهش می یابد.

بنی مهد و باغبانی (۱۳۸۸) اثر محافظه کاری حسابداری، مالکیت دولتی، اندازه شرکت و نسبت اهرمی بر زیان دهی شرکت ها را بررسی نمودند که این پژوهش اثر محافظه کاری حسابداری، مالکیت دولتی، اندازه شرکت و نسبت اهرمی بر زیان دهی شرکت ها در ۴۸ شرکت زیان ده از تابلو بورس اوراق بهادار تهران را برای دوره زمانی ۷ ساله ۱۳۸۰ الی ۱۳۸۶ مورد

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-16]

بررسی قرار می دهد شاخص محافظه کاری در این پژوهش بر حسب اقلام تعهدی سنجیده شده است. نتایج پژوهش نشان می دهد که محافظه کاری حسابداری با زیان دهی شرکت رابطه مستقیم دارد. این موضوع از دیدگاه نظری پایرفته شده است. هم چنین نتایج پژوهش بر وجود رابطه مستقیم میان اندازه شرکت و زیان دهی و رابطه معکوس میان نسبت اهرمی و زیان دهی تأکید دارد. نتایج نشان می دهد که مالکیت دولتی اثری بر زیان دهی شرکت ندارد.

گوره دار(۱۳۸۸) به بررسی رابطه بین کیفیت اقلام تعهدی و کنترل های داخلی موثر بر گزارشگری پرداخت. و نتایج این تحقیق نشان داد که بین ضعف کنترل های داخلی و کیفیت اقلام تعهدی هم بستگی معنا داری وجود دارد. وی برای آزمون این فرضیه از مدل های ذکر شده در تحقیق دویل، جی و مک وی (۲۰۰۷) استفاده نمود. و به این نتیجه رسید که بین ضعف در کنترل های داخلی و کیفیت اقلام تعهدی در شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران رابطه معنی داری وجود دارد، به عبارت دیگر با افزایش ضعف در کنترل های داخلی، کیفیت اقلام تعهدی کاهش می یابد.

ودیعی و کوچکی (۱۳۸۷) با ارزیابی اثربخشی نظام کنترلهای داخلی از دیدگاه حسابرسان مستقل و تأثیر آن بر فرآیند حسابرسی به این نتیجه رسید که سیستم کنترل های داخلی شرکت ها به منظور دستیابی به اهداف واحد اقتصادی، فاقد اثربخشی کافی است و ارزیابی حسابرسان مستقل از این کنترل ها برای اجرای عملیات حسابرسی در شرکت ها تأثیر گذار نیست.

در پژوهشی دیگر بررسی تأثیر نامه مدیریت حسابرسان مستقل بر سیستم کنترل داخلی در شرکت های پذیرفته شده در سازمان بورس و اوراق بهادار تهران را مورد ارزیابی قرار گرفت. و نشان داد توجه نمودن به نقاط ضعف نامه مدیریت و بکار بستن اصلاحات پیشنهادی حسابرسان باعث برطرف شدن نقاط ضعف موجود در سیستم کنترل داخلی و در نتیجه بهبود سیستم می شود.

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-16]

۳-فرضیه های پژوهش

فرضیه های این پژوهش که در جهت یافتن پاسخی منطقی برای پرسش‌های پژوهش تدوین شده اند به صورت زیر ارائه می شوند:

فرضیه اول:

کیفیت کنترل داخلی بر محافظه کاری مشروط تأثیر دارد.

فرضیه دوم:

تأثیر کیفیت کنترل داخلی بر محافظه کاری مشروط در شرکت هایی که ضعف در سیستم کنترل داخلی خود را بر طرف کرده اند نسبت به شرکت های دارای ضعف در سیستم کنترل داخلی، بیشتر است.

۴- روش پژوهش

پژوهش حا ضر از نظر هدف جزء پژوهشهای کاربردی و از نظر ماهیت و روش اجراء ، از نوع پژوهشهای همبستگی محسوب می شود.

۴-۱-مدل آماری مرتبط با فرضیه های پژوهش

۴-۱-۱-متغیر مستقل: کیفیت کنترل داخلی

در این پژوهش به پیروی از مقاله گاه و لی (۲۰۱۱) از شاخص ضعف سیستم کنترل داخلی در نامه مدیریت استفاده شده است. بدین صورت که اگر شرکت حداقل یک ضعف در سیستم کنترل داخلی داشته باشد عدد۱ و درغیر اینصورت عدد صفر درنظر گرفته می شود. همچنین متغیر رفع ضعف درسیتم کنترل داخلی درفرضیه دوم به عنوان متغیرمستقل مدنظر بوده است.

۴-۱-۲-متغیر وابسته: محافظه کاری مشروط (مدل شیواکومار – اقلام تعهدی)

(رابطه۱)

$$ACCRUAL_{it} = \alpha_0 + \beta_1 DCFO_{it} + \beta_2 CFO_{it} + \beta_3 DCFO_{it} * CFO_{it} + \varepsilon_{it}$$

$\mathrm{ACCRUAL}_{it}$ = جمع اقلام تعهدی شرکت j طی سال t سال مالی.

CFO_{it} = جریان های نقدی عملیاتی شرکت j طی سال t مالی.

$DCFO_{it}$ = متغیر مجازی که در صورت منفی بودن جریان‌های نقدی عملیاتی، برابر یک و در غیر این صورت صفر می‌باشد.

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-16]

در این رابطه β_2، همبستگی بین اقلام تعهدی و جریان‌های نقدی در هنگام وجود اخبار خوب (مطلوب) و $\beta_2 + \beta_3$ همبستگی بین اقلام تعهدی و جریان‌های نقدی در هنگام وجود اخبار بد (نامطلوب) را اندازه گیری می‌کند. محافظه کاری به این معنی است که اقلام تعهدی به دلیل شناسایی سریع‌تر زیان‌های تحقق نیافته (اخبار بد با تأیید پذیری کمتر)، با احتمال زیادی منفی هستند؛ در نتیجه در هنگام وجود جریان‌های نقدی منفی، رابطه بین اقلام تعهدی و نقدی بیشتر از هنگام وجود جریان‌های نقدی مثبت خواهد بود. هر چه β_3 بزرگتر باشد رفتار نامتقارن در قبال سود و زیان‌های اقتصادی (اخبار خوب و بد) بیشتر و در نتیجه محافظه کاری بیشتر خواهد بود از مزایای این مدل این است که برای اندازه گیری محافظه کاری بر بازده بازار متکی نمی‌باشد. بدین ترتیب معنی دار بودن ضریب β_3 نشان دهنده وجود محافظه کاری است. مثبت بودن این ضریب یعنی با افزایش جریان نقدی منفی، متغیر اقلام تعهدی (تغییرات در خالص سرمایه در گردش) نیز افزایش می یابد و منفی بودن این ضریب یعنی با افزایش جریان نقدی منفی ،متغیر اقلام تعهدی کاهش می یابد.

۴-۱-۳-مدل مربوط به آزمون فرضیه اول

با توجه به مطالب مذکور جهت آزمون فرضیه اول بر اساس مدل بال وشیوا کومار (۲۰۰۵) جهت اندازه گیری محافظه کاری مشروط و رابطه آن با کیفیت کنترل‌های داخلی از رابطه رگرسیونی زیراستفاده می‌شود:

(رابطه۲)

$$\begin{aligned}\mathrm{ACCRUAL} = \alpha_0 &+ \beta_1 \mathrm{DCFO} + \beta_2 \mathrm{CFO} + \beta_3 \mathrm{DCFO} * \mathrm{CFO} + \beta_4 \mathrm{MW} + \beta_5 \mathrm{DCFO} \\ &* \mathrm{MW} + \beta_6 \mathrm{CFO} * \mathrm{MW} \quad + \beta_7 \mathrm{DCFO} * \mathrm{CFO} * \mathrm{MW} + \beta_8 \mathrm{MB} \\ &+ \beta_9 \mathrm{DCFO} * \mathrm{MB} + \beta_{10} \mathrm{CFO} * \mathrm{MB} + \beta_{11} \mathrm{DCFO} * \mathrm{CFO} * \mathrm{MB} \\ &+ \beta_{12} \mathrm{LEV} + \beta_{13} \mathrm{DCFO} * \mathrm{LEV} + \beta_{14} \mathrm{CFO} * \mathrm{LEV} + \beta_{15} \mathrm{DCFO} \\ &* \mathrm{CFO} * \mathrm{LEV} + \beta_{16} \mathrm{SIZE} + \beta_{17} \mathrm{DCFO} * \mathrm{SIZE} + \beta_{18} \mathrm{CFO} \\ &* \mathrm{SIZE} + \beta_{19} \mathrm{DCFO} * \mathrm{CFO} * \mathrm{SIZE} + \beta_{20} \mathrm{ROA} + \beta_{21} \mathrm{DCFO} \\ &* \mathrm{ROA} + \beta_{22} \mathrm{CFO} * \mathrm{ROA} + \beta_{23} \mathrm{DCFO} * CFO * \mathrm{ROA} + \varepsilon\varepsilon\end{aligned}$$

در مدل فوق اگر ضریب $\beta_7 \mathrm{DCFO}^{*}\mathrm{CFO}^{*}\mathrm{MW}$ معنادار باشد فرضیه پژوهش تایید خواهد شد.

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-16]

MW= عبارت است از متغیر مجازی ضعف در سیستم کنترل داخلی. چنانچه ضعف در سیستم کنترل داخلی طبق نامه مدیریت وجود داشته باشد مقدار آن یک و در غیر این صورت مقدار آن صفر خواهد بود.

۴-۱-۴-مدل مربوط به آزمون فرضیه دوم

تأثیر کیفیت کنترل داخلی بر محافظه کاری مشروط در شرکت هایی که ضعف در سیستم کنترل داخلی خود را بر طرف کرده اند نسبت به شرکت های دارای ضعف در سیستم کنترل داخلی، بیشتر است.

برای آزمون فرضیه دوم نیز مدل فوق فقط برای شرکت‌هایی پردازش می شود که دارای ضعف در سیستم کنترل داخلی‌اند و متغیر MW را از مدل فوق خارج نموده و به جای آن از متغیر مجازی FIXED استفاده می شود و اگر ضریب $\beta_7 \mathrm{DCFO} * \mathrm{CFO} * \mathrm{FIXED}$ معنادار باشد فرضیه دوم نیز تأیید می‌شود.

(رابطه۳)

$$\begin{aligned}\mathrm{ACCRU} = {} & \alpha_0 + \beta_1 \mathrm{DCFO} + \beta_2 \mathrm{CFO} + \beta_3 \mathrm{DCFO} * \mathrm{CFO} + \beta_4 \mathrm{FIXED} + \beta_5 \mathrm{DCFO} \\ & * \mathrm{FIXED} + \beta_6 \mathrm{CFO} * \mathrm{FIXED} + \beta_7 \mathrm{DCFO} * \mathrm{CFO} * \mathrm{FIXED} + \beta_8 \mathrm{MB} \\ & + \beta_9 \mathrm{DCFO} * \mathrm{MB} + \beta_{10} \mathrm{CFO} * \mathrm{MB} + \beta_{11} \mathrm{DCFO} * \mathrm{CFO} * \mathrm{MB} \\ & + \beta_{12} \mathrm{LEV} + \beta_{13} \mathrm{DCFO} * \mathrm{LEV} + \beta_{14} \mathrm{CFO} * \mathrm{LEV} + \beta_{15} \mathrm{DCFO} * \mathrm{CFO} \\ & * \mathrm{LEV} + \beta_{16} \mathrm{SIZE} + \beta_{17} \mathrm{DCFO} * \mathrm{SIZE} + \beta_{18} \mathrm{CFO} * \mathrm{SIZE} \\ & + \beta_{19} \mathrm{DCFO} * \mathrm{CFO} * \mathrm{SIZE} + \beta_{20} \mathrm{ROA} + \beta_{21} \mathrm{DCFO} * \mathrm{ROA} \\ & + \beta_{22} \mathrm{CFO} * \mathrm{ROA} + \beta_{23} \mathrm{DCFO} * \mathit{CFO} * \mathrm{ROA} + \varepsilon\varepsilon\end{aligned}$$

FIXED= عبارت است از متغیر مجازی رفع ضعف سیستم کنترل داخلی. این متغیر در رابطه با شرکت هایی که ضعف سیستم کنترل داخلی خود را برطرف کرده اند برابر با یک و در ارتباط با شرکتهایی که ضعف سیستم کنترل داخلی خود را بر طرف نکرده اند برابر با صفر می باشد.

۴-۲-روش‌های گردآوری داده‌ها

در این پژوهش اطلاعات مورد نیاز به روش‌های زیر جمع آوری شده است:

مطالعه کتابخانه‌ای، که برای گردآوری داده‌ها پیرامون مبانی نظری موضوع و پیشینه این پژوهش با مراجعه به کتب، مجلات، نشریات و سایت‌های اینترنتی گردآوری شده است.

- مطالعه اسناد و مدارک، داده‌های مورد نیاز جهت آزمون فرضیه‌های پژوهش نیز با مراجعه به بانک‌های اطلاعاتی مرتبط با عملکرد شرکت‌ها نظیر نرم افزارهای «ره آورد نوین»، «تدبیر پرداز» و سایت‌های اینترنتی «مدیریت پژوهش، توسعه و مطالعات اسلامی سازمان بورس

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-16]

اوراق بهادار»[1] و یادداشت‌های همراه صورت‌های مالی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران جمع آوری شده است.

۴-۳-جامعه آماری و نمونه گیری

۴-۳-۱-جامعه آماری

جامعه آماری این پژوهش دربرگیرنده شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران است که در طی سال‌های ۱۳۸۷ تا پایان ۱۳۹۱ در بورس اوراق بهادار تهران فعالیت داشته‌اند.

۴-۳-۲-نمونه آماری و روش نمونه گیری

روش نمونه گیری در این پژوهش بر مبنای روش هدفمند یا حذف سیستماتیک می‌باشد و در میان شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، شرکت‌هایی که ویژگی‌های زیر را داشته‌اند از آن‌ها در پژوهش استفاده شده و در غیر این صورت از پژوهش کنار گذارده شده‌اند، لذا از این جامعه شرکت ها، یک نمونه (۱۰۲شرکت) با توجه به شرایط و معیارهای جدول ۱ انتخاب شده است:

جدول (۱): نحوه بدست آمدن شرکت‌های نمونه

تعداد کل شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران تا پایان سال ۱۳۹۱	تعداد شرکت‌هایی که در سالهای۱۳۸۷ الی ۱۳۹۱ در بورس حضور داشته اند	شرکت‌هایی که اطلاعاتشان در دسترس نمی‌باشد	شرکت‌هایی که وقفه عملیاتی قابل ملاحظه‌ای داشته‌اند (شش ماه)	شرکت‌های سرمایه گذاری، واسطه گری های مالی و هلدینگ	شرکت‌هایی که پایان سال مالی آن‌ها پایان اسفندماه نمی‌باشد	شرکت‌های باقیمانده که به عنوان نمونه انتخاب شده‌اند
٤٣٢	٣١٧	(٧١)	(٦٧)	(٣٤)	(٤٣)	١٠٢

منبع و مأخذ: یافته های پژوهش

1 - www .rdis.ir

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-16]

۵-تجزیه و تحلیل داده ها

در این پژوهش با توجه به برقراری فروض کلاسیک از مدل رگرسیون چندگانه با استفاده از داده‌های ترکیبی استفاده شده است و با توجه به رگرسیون چند متغیره برای آزمون فرضیات واحد در صورت معناداری هر ضریب به صورت جداگانه، از آزمون t استیودنت[1] استفاده می‌شود و برای بررسی وضعیت بیش از یک ضریب از آزمونF با توزیع فیشر[2] استفاده می‌شود. تجزیه و تحلیل داده‌ها و استخراج نتایج پژوهش نیز به کمک نرم افزارهای Eviews 8 , Excel صورت گرفته است که دلیل استفاده از نرم افزار Eviews آزمون‌های تشخیصی است که به صورت خودکار توسط این نرم افزار محاسبه می‌شوند و امکان بررسی اعتبار مدل را از نظر مفاهیم اقتصادسنجی فراهم می‌آورد.

جدول (۲): آمار توصیفی متغیر های تحقیق

متغیر	MV	FIXED	SIZE	MB	LEV	ROA
میانگین	0.411	0.31	11.77	1.62	0.60	0.11
میانه	0.40	0.30	11.70	1.23	0.61	0.09
انحراف معیار	0.49	0.33	0.61	2.07	0.15	0.09
ضریب چولگی	-0.35	-0.40	1.07	-9.40	-0.40	1.60
ضریب کشیدگی	-1.87	-1.92	1.77	185.43	0.06	3.75

منبع و مأخذ: یافته های پژوهش

۵-۱-تحلیل پیش فرض ها

در این بخش از یافته ها با عنایت به استفاده از روش های پارامتریک رگرسیون خطی مرکب و تحلیل واریانس یک طرفه (ANOVA) به تحلیل پیش فرض های اساسی آنها مبنی بر نرمال بودن متغیرها، استقلال خطی متغیرهای مستقل، نرمال بودن باقیمانده‌ها و...پرداخته شده‌است.

۵-۱-۱-نرمال بودن توزیع متغیرها

با توجه به نتایج آماری جارکو-برا نشان داده می‌شود که فرض نرمال بودن متغیرها رد می‌شود، لذا با عنایت به وجود عناصر صفر و منفی در بین مقادیر متغیرها ابتدا با استفاده از روش انتقال

1 -T-student
2 - Fisher

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-16]

ها، مقادیر به سمت مقادیر مثبت سوق داده شده و در نهایت جهت نرمال کردن متغیرها از تبدیل لگاریتمی در مبنای عدد طبیعی استفاده شده است.

۵-۱-۲-همبستگی متغیرهای مستقل با باقیمانده

عدم همبستگی بین متغیرهای مستقل و باقیمانده، علاوه بر بیان احتمال وجود ارتباط خطی بین متغیرهای مستقل و وابسته ثابت بودن واریانس خطا برای تمام مقادیر متغیر مستقل را نیز بیان می کند. بدین منظور همبستگی بین متغیرهای مستقل و باقیمانده محاسبه می شود. با توجه به نتایج آزمون همبستگی پیرسون مشاهده شد که هیچ گونه همبستگی خطی بین متغیرها وجود ندارد.

۵-۱-۳-بررسی مستقل بودن باقیمانده ها

چون متغیر وابسته پژوهش، مقادیر مربوط به هر یک از شرکت ها به طور جداگانه می باشند و شرکت ها مستقل از یکدیگر هستند، بنابراین مقادیر متغیر وابسته، مستقل ازیکدیگر می باشند. بنابراین با توجه به تعریف باقیمانده، باقیمانده های کلیه مدل ها مستقل از یکدیگر می باشند.

۵-۱-۴-بررسی ناهمسانی واریانس

جدول (۳): نتایج آزمون ناهمسانی با استفاده ضریب لاگرانژ

مدل	فرضیات	مقدار آماره	احتمال	P-VALE	نتیجه
مدل بال و شیرا کومار (اقلام تعهدی)	فرضیه ۱	1/02497	0/0784	P ≥0/05	همسانی واریانس
		3/8946	0/0582		
	فرضیه ۲	3/2653	0/005	P <0/05	نا همسانی واریانس
		4/8675	0/0007		

منبع و مأخذ: یافته های پژوهش

با بررسی ناهمسانی واریانس مشخص شد که از روش OLS برای فرضیه اول استفاده شده و چون در فرضیه دوم فرض همسانی واریانس رد شده دیگر نتایج OLS کارا نبوده و برای رفع مشکل مزبور از روش کمترین مجذورات تعمیم یافته (Gls) استفاده شده است.

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-16]

ضمناً به جهت تعدد روابط خطی مورد استفاده، در صورت استفاده از رگرسیون خطی مقطعی به ازای هر یک از سال های پنج گانه بازه تحت مطالعه، جهت تعیین روابط بین متغیرها ازرگرسیون خطی مرکب ترکیبی استفاده شده است. درراستای تعیین نوع تحلیل مورد استفاده از آزمون های چاو و هاسمن استفاده شده است وخلاصه نتایج آزمون Fلیمر و هاسمن در جدول۳ آمده است.

جدول (٤): نتایج آزمون F لیمر و آزمون هاسمن

مدل	آزمون چاو					آزمون هاسمن			
	فرضیه ها	آماره F لیمر	احتمال	p-value	نتیجه	آماره هاسمن	احتمال	p-value	نتیجه
بال وشیوا کومار(اقلام تعهدی)	فرضیه ۱	2/6356	0/000	P<0/05	داده های تابلویی	16/64150	0/000	P<0/05	اثرات ثابت
	فرضیه ۲	3/2874	0/000	P<0/05	داده های تابلویی	12/86791	0/000	P<0/05	اثرات ثابت

منبع و مأخذ: یافته های پژوهش

۵-۲-آزمون معناداری مدل‌های پژوهش

۵-۲-۱-آزمون معناداری مدل اول پژوهش

برای آزمون فرضیه اول پژوهش به پیروی از مدل بال و شیوا کومار از رگرسیون چند متغیره استفاده شده است. لذا نتایج آزمون فرضیه اول پژوهش که توسط مدل بال و شیواکومار انجام گرفته است در جدول شماره (۵) نشان داده شده است:

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-16]

جدول (۵): نتایج حاصل از آزمون فرضیه اول (شیواکومار- اقلام تعهدی)

متغیر وابسته: محافظه کاری مشروط		روش: پانل با حداقل مجذورات تعمیم یافته	
نمونه: ۱۳۸۷-۱۳۹۱	داده های هر مقطع: ۱۰۲		کل داده های پانل: ۵۱۰
متغیرها	علامت	ضرایب	آماره t	سطح معنی داری
α 0	-	-0/04534	-8/034	0/000
β 1DCFO	-	-0/03185	-5/698	0/000
CFO۲β	-	-0/18372	-4/315	0/000
β 3DCFO * CFO	-	-/51081	-3/353	0/002
MW۴β	+	0/0106	1/894	0/030
DCFO * MW۵β	-	-0/0126	-1/183	0/061
β 6CFO * MW	-	-0/3048	-2/806	0/009
DCFO * CFO * MW۷β	–	-0/2093	-5/514	0/000
MBt۸β	+	0/00287	5/957	0/000
DCFO * MB۹β	-	-/00843	-3/186	0/003
CFO * MB۱۰β	-	-0/00914	-4/675	0/000
DCFO * CFO * MB۱۱β	+	0/0374	2/983	0/006
LEVt۱۲β	+	0/0056	1/994	0/018
DCFO * LEV۱۳β	+	0/31076	0/7591	0/102
CFO * LEV۱۴β	+	۳٤۲۸٦۰/	0/6817	0/128
β 15DCFO * CFO * LEV	-	-0/22390	-0/4962	0/219
β 16SIZEt	+	0/00209	3/426	0/001
β 17DCFO * SIZE	-	-0/00597	-2/286	0/007
β 18CFO * SIZE	-	-0/02374	-2/567	0/008
β 19DCFO * CFO * SIZE	-	-0/1638	-8/206	0/000
β 20ROAt	+	0/0095	6/176	0/000
β 21DCFO * ROA	-	-0/00217	-4/887	0/000
β 22CFO * ROA	-	-0/1097	-3/172	0/004
β 23DCFO * CFO * ROA	-	-0/16391	-2/837	0/005
ضریب تعیین	٦۳۸۱/۰	میانگین متغیر وابسته		11/1056
ضریب تعیین تعدیل شده	٦۰۲٥/۰	انحراف معیار متغیر وابسته		19/14387
خطای معیار رگرسیون	۳٥۱٤/۰	آماره اطلاعاتی آکائیک		9/55408
مجموع جملات باقیمانده	٤۱/۱٤۱٦۲٥	آماره شوارتز		13/4863
لگاریتم لایک لی هود	-324/3126	F آماره		2/63411
آماره دوربین واتسون	۰۷٤۷2/	Fسطح معنی داری		0/00012

منبع و مأخذ: یافته های پژوهش

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-16]

با توجه به جدول (۵) با جایگذاری عرض از مبدأ و شیب متغیرهای مستقل معنادار در معادله خطی مربوطه، رابطه بین کیفیت کنترل های داخلی و محافظه کاری مشروط به صورت زیر (رابطه۴) درآمده است:

(رابطه۴)

$$\begin{aligned} ACCRUAL = {} & -0/04534\alpha_0 - 0/03185DCFO - 0/18372CFO \\ & -/51081DCFO * CFO + 0/0106MW - 0/3048CFO \\ & * MW \ - 0/2093DCFO * CFO * MW + \ 0/00287MB \\ & -/00843DCFO * MB - 0/00914CFO * MB \\ & + 0/0374DCFO * CFO * MB + 0/0056LEV \\ & + 0/00209SIZE - 0/00597DCFO * SIZE \\ & - 0/02374CFO * SIZE - 0/1638DCFO * CFO * SIZE \\ & + \ 0/0095ROA - 0/00217DCFO * ROA \\ & - 0/1097CFO * ROA - 0/16391DCFO * CFO * ROA \\ & + \varepsilon \end{aligned}$$

همانگونه که در جدول (۵) ملاحظه می‌شود، ضریب متغیر $\beta\ 7DCFO * CFO *$ MWبرابر با ۰/۲۰۹۳- و عدد معناداری (Prob) آن ۰/۰۰۰۰ می باشد. با توجه به آماره t و-p Value این متغیر، نتایج نشانگر معنی داری این ضریب در سطح خطای ۵ درصد می باشد. این یافته ها نشان می دهد که MW بر محافظه کاری مشروط بر اساس مدل شیوا کومار تأثیر گذار است. در نتیجه فرض H1 پژوهش پذیرفته و فرض مقابل رد می شود. تجزیه و تحلیل نتایج این فرضیه ما را به این مطلب می رساند که در شرکت هایی که ضعف با اهمیت در کنترل های داخلی دارند و آثار آن را افشاء نمی کنند، همواره تمایلی به بکارگیری رویه های حسابداری محافظه کارانه و گزارشگری محافظه کارانه ندارند.

۵-۲-۲-بررسی تأثیر متغیر های کنترلی برمحافظه کاری مشروط

- سطح معناداری B11 برابر با ۰/۰۰۶ می باشد و چون این مقدار از ۰/۰۵ کوچکتر می باشد، لذا نسبت ارزش بازار حقوق صاحبان سهام به ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام بر میزان

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-16]

محافظ کاری مشروط تأثیر معناداری دارد و با توجه به مثبت بودن ضریب (B11 =۰/۰۳۷۴) می توان نتیجه گرفت که نسبت MB بر محافظه کاری مشروط تأثیر مستقیم دارد.

- سطح معنا داری B15 برابر با ۰/۲۱۹ می باشد و چون این مقدار از ۰/۰۵ بزرگتر می باشد، اهرم مالی بر میزان محافظه کاری مشروط تأثیر معناداری ندارد .
- سطح معناداریB19 برابر با ۰/۰۰۰ می باشد و چون این مقدار از ۰/۰۵ کوچکتر می باشد اندازه شرکت بر میزان محافظه کاری مشروط تأثیر معناداری دارد و با توجه به منفی بودن ضریب (B19 = -۰/۱۶۳۸) می توان نتیجه گرفت که اندازه شرکت بر محافظه کاری مشروط تاثیر معکوس دارد.
- سطح معنا داری B23 برابر با ۰/۰۰۵ می باشد و چون این مقدار از ۰/۰۵ کوچکتر می باشد، نسبت سود خالص به کل دارایی ها بر محافظه کاری مشروط تاثیر معنا داری دارد و با توجه به منفی بودن ضریب(B23 = -۰/۱۶۳۹)، می توان نتیجه گرفت که نسبت سود خالص به کل دارایی ها بر محافظه کاری مشروط تأثیر معکوس دارد .

۵-۲-۳-آزمون معناداری مدل دوم پژوهش

برای آزمون فرضیه دوم پژوهش از رابطه ۲ استفاده شده است. همانگونه که در قبل بیان شد در فرضیه دوم تأثیر پذیری رفع ضعف سیستم کنترل داخلی را با محافظه کاری مشروط بررسی می شود. لذا برای بررسی فرضیه دوم نیز از رگرسیون چند متغیره استفاده شده است، که نتایج آزمون فرضیه دوم پژوهش در جدول (۶) آمده است:

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-16]

(جدول٦): نتایج حاصل از آزمون فرضیه دوم (شیواکومار- اقلام تعهدی)

متغیر وابسته: محافظه کاری مشروط		روش: پانل با حداقل مجذورات تعمیم یافته	
نمونه: ۱۳۸۷-۱۳۹۱	داده های هر مقطع: ۱۰۲		کل داده های پانل: ۵۱۰
متغیرها	علامت	ضرایب	tآماره	سطح معنی داری
α 0	-	-0/04837	-6/214	0/000
β 1DCFO	-	-0/04239	-5/575	0/000
CFO۲β	-	-0/2342	-3/174	0/004
β 3DCFO * CFO	-	-/5294	-3/201	0/002
FIXED۴β	+	0/0115	1/9001	0/024
DCFO * FIXED۵β	-	-0/0138	-1/038	0/097
β 6CFO * FIXED	-	-0/3924	-2/980	0/007
DCFO * CFO * FIXED۷β	+	0/2257	5/963	0/001
MBt۸β	+	0/0036	5/328	0/000
DCFO * MB۹β	-	-/00931	-3/282	0/001
CFO * MB۱۰β	-	-0/0142	-4/675	0/000
DCFO * CFO * MB۱۱β	+	0/0391	3/014	0/005
LEVt۱۲β	+	0/0066	1/914	0/014
DCFO * LEV۱۳β	+	0/4063	0/6942	0/116
CFO * LEV۱۴β	+	۳٦۲۱۰/	0/5761	0/139
β 15DCFO * CFO * LEV	-	-0/2692	-0/4128	0/227
β 16SIZEt	+	0/0031	4/528	0/000
β 17DCFO * SIZE	-	-0/0063	-2/354	0/011
β 18CFO * SIZE	-	-0/0325	-2/438	0/008
β 19DCFO * CFO * SIZE	-	-0/1836	-7/554	0/000
β 20ROAt	+	0/0105	5/491	0/000
β 21DCFO * ROA	-	-0/00314	-5/820	0/000
β 22CFO * ROA	-	-0/1135	-3/172	0/004
β 23DCFO * CFO * ROA	-	-0/1847	-2/837	0/005
ضریب تعیین	٥٢٩٤/٠	میانگین متغیر وابسته		12/5491
ضریب تعیین تعدیل شده	٤٨٩٦٤/٠	انحراف معیار متغیر وابسته		23/2873
خطای معیار رگرسیون	٣٦٢٧/٠	آماره اطلاعاتی آکائیک		11/5972
مجموع جملات باقیمانده	٢٩/١٣٦٢٥٧	آماره شوارتز		14/9854
لگاریتم لایک لی هود	-265/6254	F آماره		2/3287
آماره دوربین واتسون	٠٦٨٤٢/	Fسطح معنی داری		0/0000

منبع و مأخذ: یافته های پژوهش

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-16]

با توجه به جدول (۶) با جایگذاری عرض از مبدأ و شیب متغیرهای مستقل معنادار در معادله خطی مربوطه، رابطه بین کیفیت کنترل های داخلی و محافظه کاری مشروط به صورت زیر (رابطه۵) درآمده است:

(رابطه۵)

$$\begin{aligned}ACCRUAL = {} & -0/04837\alpha_0 - 0/04239DCFO - 0/2342CFO \\ & -/5294DCFO * CFO + 0/0115FIXED - 0/3924CFO \\ & * FIXED + 0/2257DCFO * CFO * FIXED \\ & + 0/0036MB - /00931DCFO * MB - 0/0142CFO \\ & * MB + 0/0391DCFO * CFO * MB + 0/0066LEV \\ & + 0/0031SIZE - 0/0063DCFO * SIZE - 0/0325CFO \\ & * SIZE - 0/1836DCFO * CFO * SIZE + 0/0105ROA \\ & - 0/00314DCFO * ROA - 0/1135CFO * ROA \\ & - 0/1847DCFO * CFO * ROA + \varepsilon\end{aligned}$$

همانگونه که در جدول (۶) ملاحظه می‌شود، ضریب متغیر $\beta\ 7DCFO * CFO *$ FIXEDبرابر با ۰/۲۲۵۷ و سطح معناداری (Prob) آن ۰/۰۰۱ می باشد. با توجه به آمارهt و p-Value این متغیر، نتایج نشانگر معنی داری این ضریب در سطح خطای ۵ درصد می باشد. این یافته ها نشان می دهد که FIXED بر محافظه کاری مشروط بر اساس مدل شیوا کومار تأثیر گذار است. در نتیجه فرض H1 تحقیق پذیرفته و فرض مقابل رد می شود. نتایج این فرضیه بیانگر این مطلب می باشد که شرکت هایی که در سال های بعد نقاط ضعف با اهمیت خود را اصلاح و آثار آن را افشاء می کنند به دنبال پذیرش سطح بالایی از محافظه کاری هستند که نتایج این فرضیه نیز دور از انتظار نبود و با پژوهش های صورت گرفته و مبانی نظری پژوهش مطابقت دارد.

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-16]

۵-۲-۴-بررسی رفع ضعف سیستم کنترل داخلی بر تأثیر متغیرهای کنترلی بر محافظه کاری مشروط

سطح معناداری B11 برابر با ۰/۰۰۵ می باشد و چون این مقدار از ۰/۰۵ کوچکتر می باشد لذا نسبت ارزش بازار حقوق صاحبان سهام به ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام بر محافظه کاری مشروط تأثیر معنی داری دارد و با توجه به مثبت بودن ضریب (B11=0/0391) می توان نتیجه گرفت که نسبت MB بر محافظه کاری مشروط تأثیر مستقیم دارد.

سطح معناداری B15 برابر ۰/۲۲۷ می باشد و چون این مقدار از ۰/۰۵ بزرگتر می باشد اهرم مالی بر محافظه کاری مشروط تأثیر معنا داری ندارد.

سطح معناداری B19 برابر با ۰/۰۰۰ می باشد و چون این مقدار از ۰/۰۵ کوچکتر می باشد، اندازه شرکت بر محافظه کاری مشروط تأثیر معنا داری دارد و با توجه به منفی بودن ضریب (B19= 0/1838) می توان نتیجه گرفت که اندازه شرکت بر محافظه کاری مشروط تاثیر معکوس دارد.

سطح معناداری B23 برابر با ۰/۰۰۵ میباشد و چون این مقدار از ۰/۰۵ کوچکتر می باشد نسبت سود خالص به کل دارایی ها بر محافظه کاری مشروط تأثیر معنا داری دارد و با توجه به منفی بودن ضریب (B23=0/1847) می توان نتیجه گرفت که نسبت سود خالص به کل دارایی ها بر محافظه کاری مشروط تأثیر معکوس دارد.

۶-نتیجه گیری

در این پژوهش هدف اساسی ارزیابی رابطه بین کیفیت کنترل های داخلی با محافظه کاری مشروط شرکت بوده است. در این راستا MW و FIXED به عنوان سنجه های کیفیت کنترل داخلی و مدل شیواکومار جهت اندازه گیری محافظه کاری مشروط مورد استفاده قرار گرفته اند.

جهت تحلیل رابطه بین کیفیت کنترل های داخلی با محافظه کاری مشروط به تبع پژوهش های مشابه یا مرتبط پس از تحلیل پیش فرض های رگرسیون خطی مرکب به روش ترکیبی، پارامتری رابطه خطی مذکور برآورد گردید.

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-16]

در ادامه به جهت نرمال نبودن توزیع متغیرها به رغم استفاده از تبدیلات لگاریتمی و وابستگی خطی برخی از متغیرهای مستقل جهت نرمال کردن متغیرها از تحلیل همبستگی ناپارامتریک استفاده شد. در مجموع نتایج نشان داد که:

بینMW و محافظه کاری مشروط شرکت رابطه معکوس قوی وجود داشته است.

بین FIXED و محافظه کاری مشروط شرکت رابطه مستقیم و قوی وجود داشته است.

بین نتایج تحلیل رگرسیون خطی و تحلیل ناپارامتریک تقریباً هم خوانی داشته و صرفاً در تحلیل همبستگی یاد شده ارتباط ضعیف تری بین متغیرها وجود داشته است.

در این بخش خلاصه نتایج پژوهش به صورت جداول زیر بیان گردیده است:

(جدول۷): خلاصه رابطه بین محافظه کاری مشروط و MW

نام متغیر محافظه کاری مشروط	بر مبنای تحلیل رگرسیونی				بر مبنای تحلیل نا پارامتریک			مقایسه نتایج تحلیل ها
	ضریب (شیب)در رابطه	ضریب تعیین	شدت همبستگی	جهت همبستگی	مقدار همبستگی	شدت همبستگی	جهت همبستگی	
مدل بال و شیوا کومار	۰/۲۰۹۳-	۶۳۸/۰	متوسط	معکوس	۰/۸۱۱-	قوی	معکوس	متفاوت

منبع و مأخذ: یافته های پژوهش

(جدول۸): خلاصه رابطه بین محافظه کاری مشروط و FIXED

نام متغیرمحافظه کاری مشروط	بر مبنای تحلیل رگرسیونی				بر مبنای تحلیل نا پارامتریک			مقایسه نتایج تحلیل ها
	ضریب (شیب) در رابطه	ضریب تعیین	شدت همبستگی	جهت همبستگی	مقدار همبستگی	شدت همبستگی	جهت همبستگی	
مدل بال و شیوا کومار	۲۲۵۷/۰	۵۲۹/۰	متوسط	مستقیم	۸۳۸/۰	قوی	مستقیم	متفاوت

منبع و مأخذ: یافته های پژوهش

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-16]

در توضیح رابطه معکوس بین MW و محافظه کاری مشروط می توان اینگونه بیان نمود که شرکت های دارای ضعف با اهمیت در کنترل های داخلی سطح کمتر از محافظه کاری را اعمال می کنند. و همچنین در ارتباط با رابطه مثبت بین FIXED و محافظه کاری مشروط نیز نتایج مبین این مطلب است، که شرکت های که در سال های بعد اقدام به رفع ضعف های با اهمیت در کنترل های داخلی خود می نمایند، نسبت به شرکت هایی که همچنان همان ضعف ها را دارند تمایل بیشتر بر بکاربردن محافظه کاری دارند. نتایج تحقیق حاضر با نتایج تحقیقات احمد و دوئلمن(۲۰۰۵) ، سیدی (۱۳۹۰) ، گوره دار (۱۳۸۸) مبنی بر مفید بودن بکارگیری محافظه کاری و همچنین پیامد های منفی ضعف در سیستم کنترل داخلی شرکتها مطابقت دارد.

لذا با توجه به نتایج بدست آمده در این پژوهش پیشنهادهایی بر مبنای یافته های پژوهش و همچنین پیشنهادهایی جهت انجام پژوهش های آتی انجام می گردد.

۷-پیشنهادهای مبتنی بر یافته های پژوهش

پیشنهاد حاصل از نتایج آزمون فرضیه اول، با توجه به نتایج حاصل از آزمون فرضیه اول مبنی بر وجود رابطه معکوس بین کنترل های داخلی حاوی ضعف با اهمیت در گزارش حسابرس و محافظه کاری مشروط نتایج بیانگر این موضوع است که در این شرکت ها به دلیل ضعف در سیستم کنترل های داخلی، مدیریت سطح محافظه کاری مشروط را جهت بهتر نشان دادن عملکرد شرکت کاهش می دهد، لذا به سرمایه گذاران پیشنهاد می گردد، در اتخاذ تصمیمات اقتصادی خود مبنی بر خرید وفروش سهام این شرکت ها در کنار سایر متغیرهای تأثیر گذار بر محافظه کاری مشروط، تاثیر کنترل های داخلی را نیز به عنوان عاملی مهم در تصمیم گیری مدنظر داشته باشند.

پیشنهاد حاصل از نتایج آزمون فرضیه دوم، با توجه به یافته های حاصل از آزمون فرضیه دوم در خصوص کنترل های داخلی در شرکت هایی که ضعف با اهمیت در سیستم کنترل های خود را درسال های بعد اصلاح نموده و تأثیر مثبت این عامل بر پذیرش سطح بیشتری از محافظه کاری مشروط، نتایج مبین این مطلب است که در این شرکت ها در گزارشگری مالی خود محافظه کارانه رفتار می کنند و عملکرد این شرکت ها به مراتب بهتر سال های گذشته است که در سیستم کنترل های

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-16]

داخلی خود ضعف با اهمیت داشته اند، لذا به نهادهای مسول پیشنهاد می گردد با توجه به نتایج بدست آمده از آزمون فرضیات این پژوهش، شرکت های که حاوی ضعف با اهمیت در کنترل های داخلی هستند را ملزم به اصلاح این ضعف ها نماید، همچنین به سرمایه گذاران توصیه می شود در تصمیم گیری های خود به این موضوع توجه ویژه داشته باشند.

نتایج این پژوهش می‌تواند در اتخاذ رویکردهای گزارشگری، مورد توجه مدیران مالی قرار گیرد. بر اساس یافته‌های این پژوهش، بهتر است مدیران در شرایطی که ضعف عمده در سیستم کنترل داخلی دارند، جهت ارائه گزارش‌های مالی رویکرد محافظه-کارانه اتخاذ کنند.

نتایج پژوهش بر تصمیمات تحلیل‌گران و سرمایه‌گذاران نیز اثر گذار خواهد بود. آنها بایستی به این نکته توجه داشته باشند که در حالت کلی وضعیت مالی شرکت هایی که ضعف عمده در سیستم کنترل داخلی خود دارند، از آنچه که در گزارش‌های مالی این شرکت ها ارائه می‌شود، ضعیف تر است. چرا که مدیریت جهت متقاعد کردن آنها در چنین مواقعی، سطح محافظه کاری مشروط را کاهش می‌دهند. بدین معنی که اخبار و علائم بد را کمتر در سود حسابداری شناسایی می‌کنند.

همچنین نهادهای استانداردگذار باید در تدوین استانداردهای خاص برای هر صنعت به این موضوع نیز توجه داشته باشند، که یکی از عواملی که محافظه کاری مشروط را ایجاب می‌کند، بحث کنترل های داخلی است. در صورتی که هدف نهادهای سیاست گذار تلاش در راستای ارائه اطلاعات منصفانه باشد، باید به گونه‌ای استانداردگذاری شود که اثر کنترل های داخلی در ارائه اطلاعات محافظه کارانه سنجیده شود.

منابع

۱- آذر، عادل و منصور، مؤمنی(۱۳۸۳)؛ "آمار و کاربرد آن در مدیریت"، **انتشارات سمت**، چاپ دهم.

۲- افلاطونی، عباس و لیلی، نیکبخت(۱۳۸۹)؛ "کاربرد اقتصاد سنجی در تحقیقات حسابداری، مدیریت مالی و علوم اقتصادی"، تهران: **انتشارات ترمه**، چاپ اول.

۳- اعتمادی, حسین(۱۳۹۱)؛ "تاثیر مدیریت سود و ساختار سرمایه بر محافظه کاری سود"، **تحقیقات حسابداری و حسابرسی**، دوره ۱۴، شماره ۱۳، ۱۱۲-۱۳۷.

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-16]

۴- بادآور نهندی, یونس و سعید، محمود زاده باغبانی(۱۳۹۲)؛ "بررسی محافظه کاری در گزارشگری مالی و رابطه آن با مدیریت سود "، **فصلنامه حسابداری مالی**، سال پنجم، شماره ۱۸، ۸۲-۱۰۲.

۵- بنی مهد، بهمن و باغبانی، تهمینه(۱۳۸۸)؛ "اثر محافظه کاری حسابداری، مالکیت دولتی، اندازه شرکت و نسبت اهرمی بر زیان دهی شرکت ها"، **فصلنامه بررسیهای حسابداری و حسابرسی**، دوره۱۶، شماره۵۸، ۵۳-۷۰.

۶- بنی-مهد، بهمن(۱۳۸۵)؛ "تبیین و ارائه الگویی برای اندازه-گیری محافظه کاری حسابداری"، رساله- دکتری، دانشگاه آزاد علوم تحقیقات.

۷- حافظ-نیا، محمد رضا(۱۳۸۷)؛ "مقدمه-ای بر روش تحقیق در علوم انسانی"، تهران: **انتشارات سمت**، چاپ چهاردهم.

۸- رحمانی, علی و عبدالمجید، صدیقی(۱۳۹۲)؛ "سنجش محافظه کاری بر اساس مدل بسط یافته باسو در شرکتهای پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران" **فصلنامه حسابداری مالی**، سال ۵ , شماره ۱۸، ۲۵-۴۵.

۹- رضازاده، جواد و آزاد، عبدالله(۱۳۸۷)؛"رابطه-ی بین عدم متقارن اطلاعاتی و محافظه کاری درگزارشگری مالی"، **فصلنامه بررسی-های حسابداری وحسابرسی**، دوره۱۵،شماره۵۴، ۸۰ -۶۳.

۱۰- سیدی، سید احمد(۱۳۹۰)؛ "مشکلات حسابداری مدیریت از دیدگاه فلسفی"، **فصلنامه دانش و پژوهش حسابداری**، سال ششم، شماره۲۷، ۲۰-۲۴.

۱۱- شباهنگ، رضا(۱۳۸۷)؛ "تئوری حسابداری"، جلد اول، انتشارات مرکز تحقیقات تخصصی حسابداری و حسابرسی سازمان حسابرسی، چاپ ششم.

۱۲- ابراهیمی کردلر، علی و شهریاری علی رضا (۱۳۸۸)؛ "بررسی رابطه بین هزینه-های سیاسی(فرضیه سیاسی ومحافظه کاری دربورس اوراق بهادارتهران"، **فصلنامه بررسی-های حسابداری و حسابرسی**، دوره ۱۶، شماره۵۷، ۳-۱۶.

۱۳- کمیته-ی فنی سازمان حسابرسی(۱۳۸۶)؛ استاندارد- های حسابداری، تهران: سازمان حسابرسی، نشریه-ی ۱۶۰.

۱۴- مهرانی، کاوه و حلاج، محمد و حسنی، عباس(۱۳۸۸)؛ "بررسی محافظه کاری در سود حسابداری و رابطه- آن با اقلام تعهدی در بورس اوراق بهادار تهران"، **فصلنامه تحقیقات حسابداری**، شماره- سوم، ۸۸-۱۰۷.

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-16]

۱۵- محرومی، رامین(۱۳۸۸)؛ "رابطه ارزش اطلاعات مالی حسابداری محافظه-کارانه و غیر محافظه-کارانه". **پایان نامه کارشناسی ارشد**، دانشگاه شهید باهنر کرمان.

۱۶- ودیعی، محمد حسین و کوچکی، سید مجید(۱۳۸۷)؛ "ارزیابی اثربخشی نظام کنترل های داخلی از دیدگاه حسابرسان مستقل و تأثیر آن بر فرآیند حسابرسی"، **مجله توسعه و سرمایه**، سال اول، شماره۲، ۱۲۷-۱۴۸.

17- Ashbaugh, Skaife(2006); The effects of corporate governance on firms credit ratings, **Journal of Accounting & Economics**, 42, 203-243.

18- Ahmed, S and Duellman, Scott(2011); "Evidence on the role of accounting conservatism in monitoring managers", **Accounting & Finance** , 51 , 609-633.

19- Artiacha, T.C and Clarksona, P.M(2011); "Disclosure, conservatism and the cost of equity capital: A review of the foundation literature", **Accounting and Finance**, 51, 2–49.

20- Beng, W.G and Dan, Li(2011); "Internal Controls and Conditional Conservatism"; **Accounting Review**, 86, 3, 975-1005.

21- Ball, R and Kothari, S.P(2013); "Econometrics of the Basu asymmetric timeliness coefficient and accounting conservatism", **Journal of Accounting Research**, 51, 1071-1097.

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

23- Basu, S(1997); "The conservatism principle and the asymmetric timelines of earnings", **Journal of Accounting and Economics**, 24, 3-37.

24- Basu, S(2005); "Discussion of Conditional and unconditional conservatism: Concepts and modeling", **Review of Accounting Studies** ,10, 311-321.

25- Beaver, W.H and Ryan, S.G(2000); "Bias and lags in book value and their effects on the ability of the book-to-market ratio to predict book return on equity", **Journal of Accounting Research** ,38 (1), 127-148.

26- Darrough, M.N and N.M. Stoughton(1990); "Financial disclosure policy in an entry game", **Journal of Accounting and Economics**, 12, 219-243.

27- Dhaliwal, D , Huang, SH, Khurana, I.K and Pereira, R(2014); "Product Market Competition and Accounting Conservatism", **Review of Accounting Studies**, 19, 1309-1345.

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-16]

28- Feltham, G.A and Xie, J.Z(1992); "Voluntary financial disclosure in an entry game withcontinue of types", **Contemporary Accounting Research**, 9, 1, 46-80.

29- Francis, J and et, al(2004); "Cost of Capital and Earnings Attributes", **Accounting Review** ,79, 967-1010.

30- Givoly, D and Hayn, C.K(2000); "The changing time-series properties of earnings, cash flows and accruals: Has financial reporting become more conservative", **Accounting and Economics**, 29, 287-320.

31- Knoops, C.D(2010); Accounting conservatism, ERASMUS UNIVERSITY ROTTERDAM, Erasmus School of Economics.

32- Latridis, E.G(2011), "Accounting disclosures, accounting quality and conditional and unconditional conservatism", Elsevier 20, 88-102.

33- Laffond, R and Watts, R.L(2008); "The Information Role of Conservative Financial Statements", **The Accounting Review**, 83 , 447-478.

34- Li, J(2012); "Accounting Conservatism and Debt Contracts: Ecient Liquidation and Covenant Renegotiation", Columbia Business School- **Contemporary Accounting Research** , 1-35.

35- Mary, L and Frank, M(2011); "Accounting Conservatism and Bankruptcy Risk", University of Hong Kong, 1-50

36- Maurice. P(2014); "The information content of ratings: an analysis of Australian CDS spreads"; **Abacus**-A Journal of Accounting Finance and Business Studies, 50, 56-75.

37- Ogneva, M(2007); "Internal Control Weakness and Cost of Equity", Evidence from SOX Section 404 Disclosures, 82, 1255-1297.

38- Ohlson, J. A(1995); "Earnings, book values, and dividends in equity valuatio", **Contemporary Accounting Research**, 11, 661-687.

39- Qiang, X(2007); "The effects of contracting, litigation, regulation, and tax costs on conditional and unconditional conservatism: Cross-sectional evidence at the firm level", **The Accounting Review**, 82, 3, 759-796.

40- Roychowdhury, S and Watts. R.L(2007); "Asymmetric timeliness of earnings, marketto- book and conservatism in financial reporting", **Journal of Accounting and Economics**, 44, 2-31.

41- Tao Ma, M(2010); "Accounting Conservatism and Corporate Investment", Olin Business School Washington University, 1-47.

42- Watts, R.L(2003); "Conservatism in accounting part I: Explanations and implications", **Accounting Horizons**, 17, 3, 207-221.

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-16]

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

44- Xi Liy, x(2015); "Accounting conservatism and the cost of capital: international analysis", **Journal of Business Finance & Accounting**, 42 , 555-582.

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-16]