تحقیقات مالی
دانشکده مدیریت دانشگاه تهران

دوره ۱۵، شماره ۱
بهار و تابستان ۱۳۹۲
صص. ۱۲۸-۱۰۹

ریسک سیستماتیک و محافظه‌کاری مشروط

بیتا مشایخی [۱]، محسن مطمئن [۲]

چکیده: این مقاله به بررسی اثر ریسک سیستماتیک بر محافظه‌کاری حسابداری می‌پردازد. در این نوشتار استدلال می‌شود که در شرکت‌هایی با ریسک سیستماتیک بالاتر، مدیران انگیزه بیشتری دارند تا شناسایی اخبار بد را به امید اخبار خوب آینده به تعویق بیندازند. همچنین این شرکت‌ها، از جانب سرمایه‌گذاران و حسابرسان با تقاضای کمتری برای محافظه‌کاری روبه‌رو هستند. در این پژوهش برای اندازه‌گیری ریسک سیستماتیک، از بتای مدل CAPM و برای اندازه‌گیری محافظه‌کاری حسابداری، از مدل بال و شیواکومار (۲۰۰۶) استفاده شده است. بر اساس این فرضیه‌ها و با استفاده از ۶۸۱ مشاهده (۷۵ شرکت پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران) طی دوره زمانی سال‌های ۱۳۸۰ تا ۱۳۹۰، این نتیجه حاصل شد که میان ریسک سیستماتیک و محافظه‌کاری حسابداری، ارتباط منفی معناداری وجود دارد. هنگامی‌که عوامل تعیین‌کننده محافظه‌کاری کنترل شدند، پایداری رابطه بین ریسک سیستماتیک و محافظه‌کاری حسابداری مورد تأیید قرار گرفت. همچنین با استفاده از آزمون نمونه‌های اخبار خوب و بد به‌طور جداگانه، مشخص شد اثر ریسک سیستماتیک بر محافظه‌کاری، از به تعویق افتادن شناسایی اخبار بد و نه از تسریع در شناسایی اخبار خوب ناشی شده است.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

واژه‌های کلیدی: محافظه‌کاری مشروط، ریسک سیستماتیک، تئوری نمایندگی.

۱. دانشیار گروه حسابداری، دانشگاه تهران، ایران
۲. دانشجوی دکترای، حسابداری، دانشگاه تهران، ایران

تاریخ دریافت مقاله: ۱۳۹۱/۰۵/۰۳
تاریخ پذیرش نهایی مقاله: ۱۳۹۱/۱۱/۱۸
نویسنده مسئول مقاله: محسن مطمئن
E-mail: mohsenmotmaen@ut.ac.ir

مقدمه

محافظه‌کاری به الزامات تأییدپذیری نامتقارن برای شناسایی زیان‌های اقتصادی در مقابل سودهای اقتصادی اشاره دارد (باسو، ۱۹۹۷)؛ در حالی‌که مطالعات گذشته، عواملی را مورد شناسایی قرار داده‌اند که تغییر مقطعی در محافظه‌کاری حسابداری را توضیح می‌دهند ولی اثر ریسک سیستماتیک بر محافظه‌کاری، هنوز مورد آزمون قرار نگرفته است. ریسک سیستماتیک ـ ریسک تنوع‌ناپذیر که به عوامل کلان اقتصادی یا بازار نسبت داده می‌شود ـ یکی از مفاهیم اساسی در قیمت‌گذاری دارایی‌هاست. مطالعات گذشته شواهدی را ارائه داده‌اند که کیفیت حسابداری (سود) پایین‌تر با ریسک سیستماتیک بالاتر و هزینه سرمایه بالاتر همراه است (فرانسیس و همکاران، ۲۰۰۴). مقاله اخیر گارسیا لارا (۲۰۱۰) نیز نشان می‌دهد که محافظه‌کاری حسابداری، بازده مورد انتظار را کاهش می‌دهد. هر چند که این مقاله‌ها تأثیر ویژگی‌های حسابداری را بر ریسک سیستماتیک مورد بررسی قرار داده‌اند؛ اما مشخص نیست که ریسک سیستماتیک چگونه بر انتخاب‌های گزارشگری مالیِ مدیران و در نتیجه ویژگی‌هایی همچون، به‌هنگام بودن یا محافظه‌کاری، تأثیر می‌گذارد. این مطالعه تلاش می‌کند تا این شکاف را با بررسی اثر ریسک سیستماتیک بر محافظه‌کاری حسابداری مورد پوشش قرار دهد.

در ادامه، نخست به تشریح بیان مسئله و طرح فرضیه‌های پژوهش پرداخته می‌شود. سپس پیشینه پژوهش توضیح داده خواهد شد. سپس به سراغ روش پژوهش رفته و یافته‌های پژوهش تشریح می‌شود. نتیجه‌گیری و پیشنهادها در قسمت پایانی ارائه شده است.

بیان مسئله

دو ویژگی مهم محافظه‌کاری در ادبیات حسابداری مورد بررسی قرار گرفته است. نخست، وجود جانبداری در ارائه کمتر از واقع ارزش دفتری سهام، نسبت به ارزش بازار سهام است که از سوی فلتهام و اوهلسون (۱۹۹۵) مطرح شده و معرف محافظه‌کاری از دیدگاه ترازنامه‌ای است. دوم، تمایل به سرعت بخشیدن در شناسایی زیان‌ها و به تعویق انداختن شناسایی سودها است که آن را باسو (۱۹۹۷) مطرح کرده و معرف محافظه‌کاری از دیدگاه سود و زیانی است.

باسو (۱۹۹۷) محافظه‌کاری را "تمایل حسابداران در الزام درجه بالاتری از تأییدپذیری برای شناسایی اخبار خوب نسبت به اخبار بد در صورت‌های مالی" تعریف می‌کند که آن را محافظه‌کاری وابسته به اخبار یا محافظه‌کاری مشروط می‌نامند. شناسایی کاهش ارزش دارایی‌های ثابت، موجودی‌ها و سرمایه‌گذاری‌ها را می‌توان نمونه‌هایی از این نوع محافظه‌کاری دانست. شواهد بسیار زیادی از شناسایی نامتقارن سود و زیان در آمریکا و بین‌الملل مستند شده

است (بال و همکاران، ۲۰۰۰؛ بوشمن و پیوتروسکی، ۲۰۰۶). یک تفسیر برای متداول بودن محافظه‌کاری، تقاضا برای قرارداد است. از آنجایی که مدیران، به‌دلیل روبه‌رویی با بازده‌های نامتقارن در شناسایی اخبار خوب و بد، برای گزارشگری فرصت‌طلبانه انگیزه دارند، استدلال می‌شود که محافظه‌کاری، فرصت‌طلبی مدیر را محدود و کارایی قراردادهای بدهی و جبران خدمات را افزایش می‌دهد. ادبیات موجود شواهدی را پیرامون محافظه‌کاری حسابداری ارائه می‌کنند که بر اساس آنها، محافظه‌کاری توزیع دارایی‌ها به سهامداران را از طریق سود تقسیمی محدود می‌کند (احمد و همکاران، ۲۰۰۲) و به تشخیص و اتمام پروژه‌های با خالص ارزش فعلی منفی کمک می‌کند (فرانسیس و مارتین، ۲۰۱۰).

با توجه به اختیارات تفویض شده به مدیر در چارچوب نظری استانداردهای مالی، مدیر می‌تواند گزارشگری محافظه‌کارانه یا کمتر محافظه‌کارانه (متهورانه) داشته باشد (گوای، ۲۰۰۸). سطوح مشاهده شده محافظه‌کاری، نتیجه تصمیم‌های گزارشگری مدیران و تقاضا از سوی سهامداران، بستانکاران و مشارکت‌کنندگان دیگر در بازار است (بوشمن و پیوتروسکی، ۲۰۰۶؛ کوتاری و همکاران، ۲۰۰۹). در ادامه استدلال می‌شود که ریسک سیستماتیک بر درجه محافظه‌کاری اثرگذار است؛ زیرا هم بر انگیزه مدیریت در گزارشگری محافظه‌کارانه و هم بر تقاضا برای محافظه‌کاری از سوی سرمایه‌گذاران و حسابرسان تأثیر می‌گذارد.

اول، ریسک سیستماتیک بالاتر انگیزه مدیران را برای به تأخیر انداختن شناسایی اخبار بد افزایش می‌دهد. تمایل مدیران به حفظ اخبار بد ناشی از مشکل نمایندگی است (مدیران اطلاعات خصوصی در اختیار دارند که در دسترس افراد بیرونی نیست و اولویت‌های آن‌ها با اولویت‌های سهامداران در یک راستا قرار ندارد). مدیران انگیزه دارند تا این اطلاعات را به نحو مطلوبی سویه‌دار جلوه دهند تا پاداش خویش را افزایش دهند. مدیران می‌توانند با به تأخیر انداختن شناسایی اخبار بد به آینده (هنگامی‌که شرایط بهبود خواهد یافت)، حق اختیارهای قابل اعمال خود را تحقق بخشند. با در نظر گرفتن ثابت بودن سایر عوامل، شرکت‌هایی که ریسک سیستماتیک بالاتری دارند، طیف گسترده‌تری از نتایج ممکن را در اختیار دارند و درنتیجه، احتمال بیشتری وجود دارد هنگامی‌که اقتصاد بهبود یابد، عملکرد خوبی داشته باشند. بنابراین، انگیزه مدیران برای به تأخیر انداختن شناسایی اخبار بد به امید اخبار خوب در آینده، تشدید می‌شود. در مقابل، چشم‌انداز آتی شرکت‌های با ریسک پایین کمتر متغیر است و عملکرد بد فعلی، به‌احتمال زیاد مختص به شرکت و در ماهیت، پایدار است و درنتیجه، مدیران در این شرکت‌ها انگیزه کمتری دارند تا شناسایی اخبار بد را به تعویق بیاندازند (کی،۲۰۱۱).

دوم، ریسک سیستماتیک بالاتر، تقاضا برای محافظه‌کاری از سوی سرمایه‌گذاران و حسابرسان را کاهش می‌دهد. اخبار بد ناشی از بازار، به‌عنوان مشکل واحد تجاری تفسیر نخواهد شد؛ در حالی‌که اخبار بد مختص شرکت، به‌دلیل دعواخواهی و سایر ملاحظات به‌شدت زیر نظر قرار می‌گیرد. در معرض ریسک سیستماتیک قرار گرفتن، سرمایه‌گذاران را قادر می‌کند تا علائم معتبری در مورد عملکرد شرکت به‌دست بیاورند و در نتیجه تقاضا برای علامت‌دهی در مورد زیان‌ها از طریق گزارشگری محافظه‌کارانه کاهش می‌یابد. به‌طور مشابه، حرکت همزمان عملکرد شرکت و اقتصاد، بستانکاران را در وضعیت بهتری قرار می‌دهد تا بتوانند اطلاعات خصوصی شرکت را به‌موقع کسب کرده و از این طریق راحت‌تر بر مدیریت نظارت کنند. از آنجایی که چنین اطلاعاتی به‌سادگی تأییدپذیر است و می‌توان آن را با هزینه کم به‌دست آورد، بستانکاران در شرکت‌های با ریسک سیستماتیک بالا، تقاضای کمتری برای علامت‌دهی زیان‌ها از طریق گزارشگری محافظه‌کارانه دارند (کی، ۲۰۱۱). در مجموع، استدلال‌های بالا اشاره دارند که ریسک سیستماتیک، تقاضا برای محافظه‌کاری از سوی حسابرسان، سرمایه‌گذاران و بستانکاران را کاهش می‌دهد (توضیحات فوق به‌طور خلاصه در نمودار شماره ۱ نمایش داده شده است).

با توجه به توضیحات فوق، فرضیه (های) این پژوهش به شرح زیر بیان می‌شود:

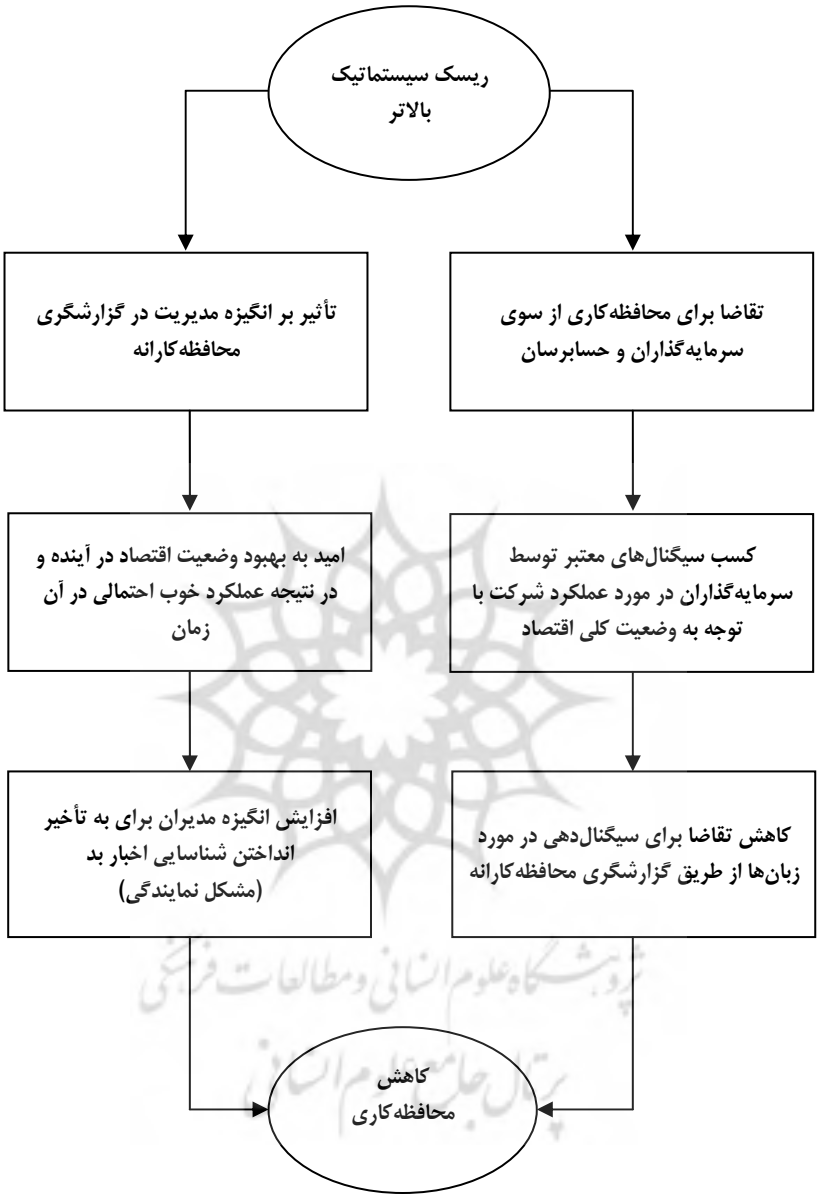
"محافظه‌کاری حسابداری با ریسک سیستماتیک ارتباط منفی معنادار دارد."

بوشمن و پیوتروسکی (۲۰۰۶) بین تسریع در شناسایی اخبار بد در مقابل آهسته شناسایی کردن اخبار خوب، تمایز قائل می‌شوند. در این پژوهش نیز، برای بررسی اثر ریسک سیستماتیک بر محافظه‌کاری، دو فرض زیر را به‌طور مجزا مورد آزمون قرار می‌دهیم:

الف) به‌هنگام بودن شناسایی اخبار بد با ریسک سیستماتیک رابطه منفی معنادار دارد.

ب) به‌هنگام بودن شناسایی اخبار خوب با ریسک سیستماتیک رابطه مثبت معنادار دارد.

در حقیقت در دو فرض فوق، به‌دنبال این پاسخ هستیم که آیا اثر ریسک سیستماتیک بر محافظه‌کاری از به تعویق افتادن شناسایی اخبار بد ناشی شده است یا از تسریع در شناسایی اخبار خوب.



نمودار شماره ۱. دلایل تأثیر ریسک سیستماتیک بر محافظه‌کاری

پیشینه پژوهش

در ادبیات گذشته فرض شده است که محافظه‌کاری، ریسک سیستماتیک و هزینه سرمایه را کاهش می‌دهد (فرانسیس و همکاران، ۲۰۰۴؛ لی، ۲۰۰۹). گارسیا لارا و همکاران (۲۰۱۰) با استفاده از آزمون‌های استاندارد قیمت‌گذاری دارایی‌ها، دریافتند که محافظه‌کاری با بازده‌های مازاد آتی در ارتباط است و یک عامل قیمت‌گذاری شده در مدل عاملی فاما و فرنچ (۱۹۹۳) است. محافظه‌کاری، ریسک سیستماتیک را کاهش می‌دهد؛ زیرا عدم قطعیت مرتبط با برآورد جریانات نقدی آتی را کاهش می‌دهد و درنتیجه، ریسک اطلاعات کاهش می‌یابد (ایسلی و اّهارا، ۲۰۰۴؛ گوای و ورچیا، ۲۰۰۷؛ لامبرت و همکاران، ۲۰۰۷). در مقابل، این نوشتار به طرح این موضوع می‌پردازد که ریسک سیستماتیک بر محافظه‌کاری اثر می‌گذارد؛ زیرا ریسک سیستماتیک می‌تواند رفتار گزارشگری مدیر را از طریق انگیزش مدیر در گزارش سطوح پایین‌تر محافظه‌کاری و تقاضای کمتر برای محافظه‌کاری از جانب سرمایه‌گذاران تغییر دهد.

کی (۲۰۱۱) رابطه میان ریسک سیستماتیک و محافظه‌کاری مشروط را با استفاده از مدل بازار و مدل بسط داده شده باسو مورد بررسی قرار دادند. آنها با استفاده از استدلال‌های ارائه شده در فوق، پیش‌بینی کردند که ریسک سیستماتیک از دو طریق بر محافظه‌کاری اثر گذاشته و باعث کاهش آن می‌شود. آنها با استفاده از ۱۴۱,۵۵۰ سال ـ شرکت، طی سال‌های ۱۹۶۴ تا ۲۰۰۸ پیش‌بینی خود را تأیید کردند.

فرانسیس و مارتین (۲۰۱۰) با استفاده از مدل رگرسیون خطی باسو دریافتند که شرکت‌هایی که زیان‌های اقتصادی را به‌هنگام‌تر شناسایی می‌کنند، تحصیل‌های سودآورتری کسب می‌کنند. آنها همچنین نتیجه گرفتند که رابطه مثبت بین شناسایی به‌هنگام زیان و سودآوری تحصیل در شرکت‌هایی که هزینه نمایندگی آنها بالاتر است، پررنگ‌تر است.

ژانگ (۲۰۰۸) مزایای حسابداری محافظه‌کارانه را برای اعتباردهندگان و استقراض‌کنندگان در فرآیند قرارداد بدهی مورد آزمون قرار داد. وی نتیجه گرفت که استقراض کنندگان محافظه‌کارتر در پی شوک‌های قیمتی منفی، مفاد قراردادهای بدهی را نقض می‌کنند. همچنین اعتباردهندگان به استقراض‌کنندگان محافظه‌کارتر، نرخ‌های بهره کمتری پیشنهاد می‌کنند.

مجتهدزاده و فرشی (۱۳۹۱) به بررسی رابطه بین محافظه‌کاری حسابداری و تصمیم‌های سرمایه‌گذاری مدیران پرداختند. آنها برای اندازه‌گیری محافظه‌کاری از دو معیار عدم تقارن زمانی در شناسایی اخبار خوب در مقابل اخبار بد و معیار مبتنی بر ارزش بازار استفاده کردند. آنها همچنین، دو معیار حاشیه سود و جریان نقدی عملیاتی تعدیل شده را برای بررسی منافع محافظه‌کاری در کاهش مشکلات نمایندگی مرتبط با تصمیم‌های سرمایه‌گذاری مدیران به‌کار

گرفتند. این دو پژوهشگر با استفاده از نمونه متشکل از ۹۹ شرکت طی سال‌های ۱۳۸۷ تا ۱۳۸۹، به این نتیجه رسیدند که میان معیار عدم تقارن در شناسایی به‌هنگام اندازه‌گیری محافظه‌کاری با سودآوری آتی رابطه منفی معنادار وجود دارد. همچنین معیار ارزش بازار به ارزش دفتری سهام برای سنجش محافظه‌کاری با سودآوری رابطه مثبت وجود دارد؛ هرچند که این رابطه از لحاظ آماری معنادار نیست.

ملایی (۱۳۹۰) با استفاده از نمونه متشکل از ۴۱۰ سال ـ شرکت طی سال‌های ۱۳۷۸ تا ۱۳۸۷، به این نتیجه رسید که میان شش متغیر حسابداری با ریسک سیستماتیک رابطه معنادار وجود دارد. وی از مهم‌ترین معیارهای ریسک در حسابداری شامل سود پرداختی، رشد دارایی‌ها، نسبت اهرمی، اندازه شرکت، نقدینگی، تغییرپذیری سود استفاده کرد.

ثقفی و همکاران (۱۳۸۹) ارتباط میان هزینه حقوق صاحبان سهام و متغیرهای حسابداری محرک ریسک را برای ۶۶ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۷۶ تا ۱۳۸۷ مورد بررسی قرار دادند. نتیجه مطالعه ایشان از رابطه میان هزینه حقوق صاحبان سهام و برخی متغیرهای ریسک مبتنی بر ارقام حسابداری و در نتیجه، از مفید بودن تحلیل بنیادی برای تعیین ریسک حمایت می‌کند.

روش‌شناسی پژوهش

پژوهش پیش رو با توجه به شیوه جمع‌آوری داده‌ها توصیفی و از نوع تحلیل همبستگی است. همچنین این پژوهش از دید هدف، کاربردی است. در این مطالعه ابتدا از مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای (CAPM) برای کسب معیار ریسک سیستماتیک (ضریب بتا) استفاده می‌شود (شارپ، ۱۹۶۴). از رگرسیون زیر برای تخمین ضریب بتا برای هر شرکت طی ۱۲ ماه که از پایان چهارمین ماه پس از سال مالی آغاز می‌شود، استفاده می‌شود:

رابطه ۱) $$R_{it} - Rf_t = \alpha_i + \beta_i(Rm_t - Rf_t) + \varepsilon_{it}$$

در رابطه ۱)

R_{it} = بازده روزانه سهام شرکت i؛

Rf_t = نرخ بدون ریسک روزانه؛

Rm_t = بازده روزانه بازار؛

همچنین β_i نشان‌دهنده ریسک سیستماتیک و انحراف معیار و ε_{it} نشان‌دهنده ریسک غیرسیستماتیک است.

برای اندازه‌گیری محافظه‌کاری از مدل بال و شیواکومار (۲۰۰۶) استفاده می‌شود. آنها از مدل ساده اقلام تعهدی و جریان‌های نقد دیچو، کوتاری و واتس (۱۹۹۸)، برای برجسته کردن نقش اقلام تعهدی در شناخت به‌هنگام زیان‌ها استفاده کردند. در صورت محافظه‌کارانه بودن سود خالص، انتظار می‌رود جریان‌های نقدی منفی با کاهش در اقلام تعهدی همراه باشد. مدل آنها در چارچوب رابطه شماره ۲ آورده شده است:

رابطه ۲) $$ACC_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 DCFO_{it} + \alpha_2 CFO_{it} + \alpha_3 DCFO_{it} * CFO_{it} + \varepsilon_{it}$$

در این رابطه:

ACC_{it} = اقلام تعهدی شرکت i در سال t. اقلام تعهدی برابر است با سود خالص منهای جریان‌های نقدی ناشی از عملیات؛

$DCFO_{it}$ = اگر جریان‌های نقدی عملیاتی شرکت i در سال t منفی باشد، یک و در غیر این صورت صفر؛

CFO_{it} = جریان‌های نقدی عملیاتی شرکت i در سال t؛

همه متغیرهای مدل بالا (به‌استثنای متغیر مجازی) به رقم جمع دارایی‌های شرکت i در انتهای سال t-1 تقسیم شده و بنابراین هم‌مقیاس شده است.

در صورت محافظه‌کارانه بودن سود خالص، α_3 مثبت بوده و جریان‌های نقدی رابطه معناداری با اقلام تعهدی دارد. اندازه این ضریب بیانگر میزان محافظه‌کاری است.

مزیت مهم این مدل نسبت به مدل باسو این است که این مدل برای اندازه‌گیری محافظه‌کاری به بازده سهام متکی نیست و در نتیجه از هرگونه رابطه بالقوه ناشی از استفاده از بازده برای اندازه‌گیری هر دوی متغیر مستقل (بتا) و متغیر وابسته (به موقع بودن نامتقارن سود) اجتناب می‌کند.

برای آزمون فرض اول، بتای محاسبه شده توسط مدل CAPM را وارد مدل اصلی بال و شیواکومار می‌کنیم:

رابطه ۳) $$\begin{aligned} ACC_{\mathrm{it}} = {} & \alpha_0 + \alpha_1 DCFO_{it} + \alpha_2 CFO_{it} + \alpha_3 DCFO_{it} * CFO_{it} \\ & + \alpha_4 BETA + \alpha_5 BETA * DCFO_{it} + \alpha_6 BETA \\ & * CFO_{it} + \alpha_7 BETA * DCFO_{it} * CFO_{it} + \varepsilon_{it} \end{aligned}$$

فرض اول پیش‌بینی می‌کند که ضریب α_7 منفی و معنادار است؛ یعنی مدیران در شرکت‌های با ریسک سیستماتیک بالا، سود را به روشی گزارش می‌کنند که کمتر محافظه‌کارانه است.

برای آزمون دو فرض الف و ب، رگرسیون زیر برای نمونه اخبار بد و نمونه اخبار خوب تخمین زده می‌شود:

$$ACC_{\mathrm{it}} = \alpha_0 + \alpha_1 BETA + \alpha_2 CFO_{it} + \alpha_3 BETA * CFO_{it} + \varepsilon_{it} \qquad \text{رابطه ۴)}$$

ضریب منفی و معنادار α_3 برای نمونه اخبار بد و ضریب مثبت و معنادار α_3 برای نمونه اخبار خوب، به‌ترتیب فرض فرعی اول و فرض فرعی دوم را تأیید می‌کند.

برای تضمین پایداری رابطه بین ریسک سیستماتیک و محافظه‌کاری، از یک رویکرد دو مرحله‌ای برای کنترل معیارهایی که پروکسی تقاضا برای محافظه‌کاری هستند، استفاده می‌شود. در مرحله اول، بتا روی متغیرهای کنترلی شامل اهرم (LEV)، اندازه شرکت (LOGSIZE) و نرخ بازار (MB) به دفتری تخمین زده می‌شود:

$$BETA = \alpha_0 + \alpha_1 LEV + \alpha_2 LOGSIZE + \alpha_3 MB + \varepsilon \qquad \text{رابطه ۵)}$$

جزء باقیمانده (BETARESIDUAL) در رگرسیون بالا، تغییرات توضیح داده نشده در بتا را نشان می‌دهد و در رگرسیون مرحله دوم به جای بتا از این جزء باقیمانده استفاده می‌شود:

$$\begin{aligned} ACC_{it} = {} & \alpha_0 + \alpha_1 DCFO_{it} + \alpha_2 CFO_{it} + \alpha_3 DCFO_{it} * CFO_{it} \\ & + \alpha_4 BETARESIDUAL + \alpha_5 BETARESIDUAL \\ & * DCFO_{it} + \alpha_6 BETARESIDUAL * CFO_{it} \\ & + \alpha_7 BETARESIDUAL * DCFO_{it} * CFO_{it} + \varepsilon_{it} \end{aligned} \qquad \text{رابطه ۶)}$$

ضریب منفی و معنادار α_7 فرضیه اول را تأیید کرده و نشان می‌دهد که رابطه منفی بین ریسک سیستماتیک و محافظه‌کاری حسابداری در معرض اثرات محدود کننده عوامل حذف شده نیست.

به‌طور مشابه در رگرسیونی که برای آزمون دو فرض فرعی مورد استفاده قرار می‌گیرد، جزء باقی‌مانده جایگزین بتا می‌شود:

$$ACC_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 BETARESIDUAL + \alpha_2 CFO_{it} + \alpha_3 BETARESIDUAL * CFO_{it} + \varepsilon_{it}$$

رابطه ۷)

گفتنی است که دوره مطالعاتی، یک دوره یازده‌ساله از سال ۱۳۸۰ تا سال ۱۳۹۰ است. شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، جامعه آماری این پژوهش را تشکیل می‌دهند. برای رسیدن به نمونه پژوهش، شرکت‌های واسطه‌گری مالی (شرکت‌های سرمایه‌گذاری و بانک‌ها)، به‌سبب ماهیت خاص خود، مستثنی شده‌اند. همچنین سال مالی شرکت‌های نمونه منتهی به پایان اسفند ماه است و شرکت‌های نمونه طی این سال‌ها، تغییر سال مالی یا تغییر فعالیت نداده‌اند. برای محاسبه بازده نیز، معیار هفتاد روز انتخاب شده است؛ بدین ترتیب که باید دست‌کم هفتاد روز در سال، اطلاعات مربوط به بازده شرکت‌های نمونه در دسترس باشد. با توجه به محدودیت‌های فوق، تعداد ۷۵ شرکت انتخاب شد که پس از حذف کردن یک درصد از بالاترین و پایین‌ترین مشاهدات، تعداد ۶۸۱ سال ـ شرکت مورد آزمون قرار گرفت.

یافته‌های پژوهش

آمار توصیفی متغیرهای پژوهش در جدول شماره ۱ نشان داده شده است.

جدول ۱. آمار توصیفی متغیرهای اصلی پژوهش

شاخص / آماری متغیر	تعداد مشاهدات	حداقل	حداکثر	میانگین	انحراف معیار
BETA	۶۸۱	-۳/۸۸۹	۴/۶۳۰	۰/۳۶۹	۰/۹۹۱۰
ACC	۶۸۱	-۲,۱۳۰,۲۷۲	۳,۴۶۵,۳۳۳	۲۲,۰۵۸	۳۴۹,۶۳۱
CFO	۶۸۱	-۲,۰۴۳,۱۱۰	۲,۹۵۴,۹۰۶	۱۲۴,۴۱۷	۳۶۵,۱۱۱
ACC/ASSETS	۶۸۱	-۰/۸۰۲	۳/۷۱۲	۰/۰۲	۰/۲۰۵۴
CFO/ASSETS	۶۸۱	-۰/۴۳۸	۱/۲۲۰	۰/۱۶۳	۰/۱۶۹۹
LEV	۶۸۱	۰/۲۲۷	۵۲/۰۷۷	۴/۷۱۹	۵/۸۹۲۸
LOGSISE	۶۸۱	۱۰/۸۲۳	۱۶/۴۰۸	۱۳/۱۹۰	۱/۱۵۴۰
MB	۶۸۱	۰/۰۳۸	۶/۱۶۰	۱/۰۳۰	۰/۹۵۳۰

اعداد مربوط به اقلام تعهدی (ACC) و جریانات نقد عملیاتی (CFO) به میلیون ریال هستند.

همان‌گونه که در جدول شماره ۱ مشخص است، میانگین بتا عددی مثبت است؛ از مجموع ۶۸۱ مشاهده، تعداد ۲۱۲ سال ـ شرکت دارای بتای منفی و ۴۶۹ سال ـ شرکت دارای بتای مثبت هستند. به بیان بهتر، اکثر مشاهدات در جهت تغییرات بازار حرکت می‌کنند.

در بخش بعدی، نتایج حاصل از آزمون فرضیه‌ها با استفاده از مدل‌های رگرسیونی مورد بحث قرار می‌گیرد. در این بخش، ابتدا برای هر یک از روابط شماره (۲) تا (۶) به‌طور جداگانه از آزمون چاو[1] استفاده می‌گردد تا مشخص شود که داده‌ها باید به‌صورت ترکیبی[2] مورد آزمون قرار گیرند یا به‌صورت تلفیقی[3]. اگر نتایج آزمون چاو بیانگر استفاده داده‌ها به‌صورت تلفیقی باشد، در گام بعد، آزمون هاسمن[4] برای تعیین مدل مورد استفاده قرار می‌گیرد تا مشخص شود باید از مدل با اثرات ثابت[5] استفاده کرد یا مدل با اثرات متغیر[6].

همان‌گونه که در بخش روش پژوهش بیان شد، ابتدا با استفاده از مدل بال و شیواکومار (۲۰۰۶)، محافظه‌کارانه بودن سود خالص مورد بررسی قرار می‌گیرد. نتایج حاصل از آزمون‌های مورد نیاز در جدول شماره ۲ خلاصه شده است.

جدول۲. نتایج حاصل از آزمون چاو برای رابطه شماره (۲)

Effects Test	آماره	درجه آزادی	ضریب معناداری
Cross-section F	۲/۱۰۰۴	(۵۹۳،۷۴)	۰/۰۰۰۰
Cross-sectionChi-square	۱۵۸/۵۲۹۹	۷۴	۰/۰۰۰۰
Period F	۴/۴۳۲۴	(۵۹۳،۱۰)	۰/۰۰۰۰
Period Chi-square	۴۹/۰۸۹۳	۱۰	۰/۰۰۰۰
Cross-Section/Period F	۲/۳۱۹۷	(۵۹۳،۸۴)	۰/۰۰۰۰
Cross-Section/Period Chi-square	۱۹۳/۴۹۱۳	۸۴	۰/۰۰۰۰

همان‌طور که در جدول ۲ مشخص است، نتایج آزمون چاو برای رابطه شماره (۲) معنادار شده است؛ به بیان بهتر، باید داده‌ها را به‌صورت تلفیقی مورد آزمون قرار داد. حال برای مشخص شدن مدل دارای اثرات ثابت یا مدل دارای اثرات متغیر، از آزمون هاسمن استفاده می‌شود. نتایج حاصل از این آزمون در جدول شماره ۳ آمده است.

---

1. Chow Test
2. Pool
3. Panel
4. Hausman Test
5. Fixed Effect
6. Random Effect

جدول۳. نتایج حاصل از آزمون هاسمن برای رابطه شماره (۲)

Test Summary	آماره کای ـ دو	درجه آزادی	ضریب معناداری
Cross-section random	۸/۸۴۵۹	۳	۰/۰۳۱۴

معناداری آزمون هاسمن در مدل دارای اثرات متغیر، بدین معناست که فرضیه صفر آزمون مبنی بر همبستگی بین جزء اخلال و متغیر مستقل، رد شده و بنابراین باید از مدل دارای اثرات ثابت استفاده شود.

جدول ٤. نتایج حاصل از آزمون مدل دارای اثرات ثابت برای رابطه شماره (۲)

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t	ضریب معناداری
عرض از مبدأ	۰/۱۰۴۶	۰/۰۱۳۰	۸/۰۲۶۳	۰/۰۰۰۰
DCFO	۰/۰۳۳۹	۰/۰۳۳۹	۰/۴۷۹۶	۰/۶۳۱۷
CFO/ASSETS	-۰/۵۴۸۰	۰/۰۵۸۴	-۹/۳۸۱۲	۰/۰۰۰۰
DCFO*(CFO/ASSETS)	۰/۷۹۴۴	۰/۲۳۹۲	۳/۳۲۰۳	۰/۰۰۱۰
ضریب تعیین تعدیل شده: ۰/۳۰۱۰		آماره F: ۴/۳۷۱۶		
آماره دوربین ـ واتسون: ۲/۱۵۸۳		ضریب معناداری (آماره‌F): ۰/۰۰۰۰		

از جدول شماره ۴ می‌توان به این نتایج رسید: یک) مدل معنادار است و دو) ضریب متغیر مورد نظر، یعنی α_3 (۰/۷۹۴۴) مثبت و معنادار است؛ این بدین معناست محافظه‌کاری وجود دارد.

حال برای بررسی اثر ریسک سیستماتیک بر محافظه‌کاری، رابطه شماره (۳) به همان ترتیبی که برای رابطه شماره (۲) گفته شد، مورد آزمون قرار می‌گیرد.

جدول۵. نتایج حاصل از آزمون چاو برای رابطه شماره (۳)

Effects Test	آماره	درجه آزادی	ضریب معناداری
Cross-section F	۲/۰۴۸۴	(۵۸۹،۷۴)	۰/۰۰۰۰
Cross-sectionChi-square	۱۵۵/۹۵۸۶	۷۴	۰/۰۰۰۰
Period F	۴/۱۲۹۷	(۵۸۹،۱۰)	۰/۰۰۰۰
Period Chi-square	۴۶/۱۴۸۰	۱۰	۰/۰۰۰۰
Cross-Section/Period F	۲/۲۳۳۲	(۵۸۹،۸۴)	۰/۰۰۰۰
Cross-Section/Period Chi-square	۱۸۸/۲۹۰۶	۸۴	۰/۰۰۰۰

همان‌طور که در جدول شماره ۵ مشخص است، نتایج آزمون چاو برای رابطه شماره (۳) معنادار شده است؛ به‌گفته‌ای دیگر باید داده‌ها را به‌صورت تلفیقی مورد آزمون قرار داد. حال برای مشخص شدن مدل دارای اثرات ثابت یا مدل دارای اثرات متغیر، از آزمون هاسمن استفاده می‌شود. نتایج حاصل از این آزمون در جدول شماره ۶ آمده است.

جدول٦. نتایج حاصل از آزمون هاسمن برای رابطه شماره (۳)

Test Summary	آماره کای-دو	درجه آزادی	ضریب معناداری
Cross-section random	۱۲/۲۶۳۳	۷	۰/۰۹۲۲

عدم معناداری آزمون هاسمن در مدل دارای اثرات متغیر، بدین معناست که فرضیه صفر آزمون مبنی بر همبستگی بین جزء اخلال و متغیر مستقل پذیرفته شده و بنابراین باید از مدل دارای اثرات متغیر استفاده شود.

جدول ۷. نتایج حاصل از آزمون مدل دارای اثرات متغیر برای رابطه شماره (۳)

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t	ضریب معناداری
عرض از مبدأ	۰/۰۷۶۱	۰/۰۱۴۳	۵/۳۲۰۴	۰/۰۰۰۰
DCFO	۰/۰۳۹۴	۰/۰۴۱۵	۰/۹۴۸۱	۰/۳۴۳۴
CFO/ASSETS	-۰/۴۱۵۱	۰/۰۵۷۶	-۷/۲۰۳۴	۰/۰۰۰۰
DCFO*(CFO/ASSETS)	-۰/۴۰۰۶	۰/۳۲۷۹	-۱/۲۲۱۶	۰/۲۲۳۳
BETA	۰/۰۱۷۱	۰/۰۱۳۳	۱/۲۸۰۴	۰/۲۰۰۸
BETA*DCFO	-۰/۰۲۸۱	۰/۰۳۰۸	-۰/۹۱۲۹	۰/۳۶۱۶
BETA*(CFO/ASSETS)	-۰/۰۰۱۲	۰/۰۵۳۸	-۰/۰۲۲۹	۰/۹۸۱۷
BETA*DCFO*(CFO*ASSETS)	-۰/۲۹۸۳	۰/۱۵۱۲	-۱/۹۷۱۹	۰/۰۴۹۰
ضریب تعیین تعدیل شده: ۰/۲۰۹۷		آماره F: ۲۶/۷۸۱۲		
آماره دوربین ـ واتسون: ۱/۹۳۱۸		ضریب معناداری (آمارهF): ۰/۰۰۰۰		

از جدول شماره ۷ می‌توان به این نتایج رسید: یک) مدل معنادار است و دو) ضریب متغیر مورد نظر، یعنی α_7 (۰/۲۹۸۳-) منفی و معنادار است؛ این بدین معناست که ریسک سیستماتیک بر محافظه‌کاری اثر می‌گذارد.

برای آزمون دو فرضیه الف و ب نیز از رابطه شماره (۴) برای نمونه اخبار خوب و اخبار بد، به‌طور جداگانه، استفاده می‌شود. نتایج آزمون‌های مربوطه در زیر آمده است.

جدول۸. نتایج حاصل از آزمون مدل دارای اثرات متغیر برای رابطه شماره (٤) ـ نمونه اخبار بد

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t	ضریب معناداری
عرض از مبدأ	۰/۱۱۰۱	۰/۰۱۹۱	۵/۷۴۰۳	۰/۰۰۰۰
BETA	-۰/۰۱۲۰	۰/۰۱۱۳	-۱/۰۵۶۹	۰/۲۹۴۷
CFO/ASSETS	-۰/۷۴۶۸	۰/۱۳۳۱	-۵/۶۰۸۵	۰/۰۰۰۰
BETA*(CFO/ASSETS)	-۰/۳۵۲۸	۰/۰۵۷۹	-۶/۰۸۴۷	۰/۰۰۰۰
ضریب تعیین تعدیل شده: ۰/۸۱۸۰		آماره F: ۹۶/۹۱۶۹		
آماره دوربین ـ واتسون: ۱/۸۶۴۴		ضریب معناداری (آمارهF): ۰/۰۰۰۰		

جدول ۹. نتایج حاصل از آزمون مدل دارای اثرات ثابت برای رابطه شماره (٤) ـ نمونه اخبار خوب

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t	ضریب معناداری
عرض از مبدأ	۰/۱۱۰۲	۰/۰۱۵۲	۷/۲۱۸۰	۰/۰۰۰۰
DCFO	۰/۰۰۲۱	۰/۰۱۵۱	۰/۱۴۲۵	۰/۸۸۶۷
CFO/ASSETS	-۰/۵۶۸۳	۰/۰۷۰۰	-۸/۱۱۴۰	۰/۰۰۰۰
DCFO*(CFO/ASSETS)	۰/۰۳۱۹	۰/۰۵۹۲	۰/۵۳۸۵	۰/۵۹۰۴
ضریب تعیین تعدیل شده: ۰/۱۹۵۶		آماره F: ۲/۷۱۴۳		
آماره دوربین-واتسون: ۲/۳۰۱۷		ضریب معناداری (آمارهF): ۰/۰۰۰۰		

با توجه به جدول شماره ۸، فرضیه فرعی اول تأیید می‌شود؛ به‌گفته بهتر، به‌هنگام بودن شناسایی اخبار بد با ریسک سیستماتیک رابطه منفی معنادار دارد (ضریب متغیر مورد نظر، منفی و معنادار است؛ ۰/۳۵۲۸-). اما با توجه به جدول شماره ۹، فرضیه فرعی دوم مورد تأیید قرار نمی‌گیرد؛ یعنی به‌هنگام بودن شناسایی اخبار خوب با ریسک سیستماتیک، رابطه مثبت معنادار

ندارد (ضریب متغیر مورد نظر، مثبت ولی غیر معنادار است؛ ۰/۰۳۱۹). پس با توجه به جداول شماره ۸ و ۹ می‌توان به این نتیجه رسید که اثر ریسک سیستماتیک بر محافظه‌کاری از به تعویق افتادن شناسایی اخبار بد ناشی شده است تا از تسریع در شناسایی اخبار خوب.

برای تضمین پایداری رابطه بین ریسک سیستماتیک و محافظه‌کاری، رابطه شماره (۵) آزموده می‌شود و جزء باقی‌مانده آن به جای بتا، وارد مدل بسط داده شده بال و شیواکومار می‌شود (رابطه شماره ۶). نتایج حاصل از این آزمون در جداول زیر خلاصه شده است.

جدول۱۰. نتایج حاصل از آزمون چاو برای رابطه شماره (٦)

Effects Test	آماره	درجه آزادی	ضریب معناداری
Cross-section F	۲/۰۳۵۹	(۵۸۹،۷۴)	۰/۰۰۰۰
Cross-sectionChi-square	۱۵۵/۱۰۹۵	۷۴	۰/۰۰۰۰
Period F	۴/۰۲۶۶	(۵۸۹،۱۰)	۰/۰۰۰۰
Period Chi-square	۴۵/۰۳۳۸	۱۰	۰/۰۰۰۰
Cross-Section/Period F	۲/۲۰۶۳	(۵۸۹،۸۴)	۰/۰۰۰۰
Cross-Section/Period Chi-square	۱۸۶/۳۰۳۴	۸۴	۰/۰۰۰۰

همان‌طور که در جدول ۱۰ مشخص است، نتایج آزمون چاو برای رابطه شماره (۶) معنادار شده است؛ یعنی باید داده‌ها را به صورت تلفیقی مورد آزمون قرار داد. حال برای مشخص شدن مدل دارای اثرات ثابت یا مدل دارای اثرات متغیر از آزمون هاسمن استفاده می‌شود. نتایج حاصل از این آزمون در جدول شماره ۱۱ آمده است.

جدول۱۱. نتایج حاصل از آزمون هاسمن برای رابطه شماره (٦)

Test Summary	آماره کای-دو	درجه آزادی	ضریب معناداری
Cross-section random	۱۲/۲۷۷۳	۷	۰/۰۹۱۸

عدم معناداری آزمون هاسمن در مدل دارای اثرات متغیر، بدین معناست که فرضیه صفر آزمون مبنی بر همبستگی بین جزء اخلال و متغیر مستقل پذیرفته شده و بنابراین باید از مدل دارای اثرات متغیر استفاده شود.

جدول ۱۲. نتایج حاصل از آزمون مدل دارای اثرات متغیر برای رابطه شماره (٦)

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t	ضریب معناداری
عرض از مبدأ	۰/۰۸۳۲	۰/۰۱۳۴	۶/۱۹۰۴	۰/۰۰۰۰
DCFO	۰/۰۲۷۴	۰/۰۳۶۰	۰/۷۶۲۴	۰/۴۴۶۱
CFO/ASSETS	−۰/۴۱۸۶	۰/۰۵۰۶	−۸/۲۶۲۰	۰/۰۰۰۰
DCFO*(CFO/ASSETS)	−۰/۵۳۷۴	۰/۲۸۹۷	−۱/۸۵۴۵	۰/۰۶۴۱
BETAR	۰/۰۲۰۹	۰/۰۱۳۷	۱/۵۲۹۶	۰/۱۲۶۶
BETAR*DCFO	−۰/۰۳۱۰	۰/۰۳۰۸	−۱/۰۰۴۷	۰/۳۱۵۴
BETAR*(CFO/ASSETS)	−۰/۰۰۶۰	۰/۰۵۵۸	−۰/۱۰۷۸	۰/۹۱۴۱
BETAR*DCFO*(CFO*ASSETS)	−۰/۲۸۹۲	۰/۱۵۳۴	−۱/۸۸۵۴	۰/۰۴۳۹
ضریب تعیین تعدیل شده: ۰/۲۱۱۳		آماره F: ۲۷/۰۳۵۱		
آماره دوربین ـ واتسون: ۱/۹۳۴۳		ضریب معناداری (آمارهF): ۰/۰۰۰۰		

با توجه به جدول شماره ۱۲ می‌توان گفت که هم مدل معنادار است و هم ضریب مورد نظـر، یعنی α_7 منفی و معنادار است (۰/۲۸۹۲−). به بیان دیگر، رابطه منفی بین ریسک سیستماتیک و محافظه‌کاری، در معرض اثرات محدود کننده عوامل حذف شده مانند اهرم، اندازه شرکت و نـرخ بازار به دفتری نیست.

پایداری فرضیه‌های الف و ب نیز با استفاده از رابطه شماره (۷) مورد آزمون قرار می‌گیرد.

جدول۱۳. نتایج حاصل از آزمون مدل دارای اثرات متغیر برای رابطه شماره (۷) ـ نمونه اخبار بد

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t	ضریب معناداری
عرض از مبدأ	۰/۱۰۷۵	۰/۰۱۶۸	۶/۳۷۹۰	۰/۰۰۰۰
BETAR	−۰/۰۰۸۳	۰/۰۱۱۲	−۰/۷۴۱۸	۰/۴۶۰۹
CFO/ASSETS	−۰/۹۰۸۲	۰/۱۱۷۰	−۷/۷۶۱۳	۰/۰۰۰۰
BETAR*(CFO/ASSETS)	−۰/۳۴۱۵	۰/۰۵۸۵	−۵/۸۳۳۸	۰/۰۰۰۰
ضریب تعیین تعدیل شده: ۰/۸۱۱۲		آماره F: ۹۵/۵۵۶۵		
آماره دوربین−واتسون: ۱/۷۹۱۴		ضریب معناداری (آمارهF): ۰/۰۰۰۰		

جدول۱٤. نتایج حاصل از آزمون مدل دارای اثرات ثابت برای رابطه شماره (۷) ـ نمونه اخبار خوب

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t	ضریب معناداری
عرض از مبدأ	۰/۱۱۰۹	۰/۰۱۴۱	۷/۸۴۷۶	۰/۰۰۰۰
BETAR	۰/۰۰۴۴	۰/۰۱۵۲	۰/۲۹۰۴	۰/۷۷۱۶
CFO/ASSETS	−۰/۵۵۵۴	۰/۰۶۳۴	−۸/۷۵۱۱	۰/۰۰۰۰
BETAR*(CFO/ASSETS)	۰/۰۲۲۶	۰/۰۶۰۸	۰/۳۷۱۶	۰/۷۱۰۳
ضریب تعیین تعدیل شده: ۰/۱۹۵۵		آماره F: ۲/۷۱۳۰		
آماره دوربین ـ واتسون:۲/۳۰۱۴		ضریب معناداری (آمارهF): ۰/۰۰۰۰		

با توجه به جدول شماره ۱۳، فرضیه فرعی اول تأیید می‌شود؛ یعنی، به‌هنگام بودن شناسایی اخبار بد با ریسک سیستماتیک رابطه منفی معنادار دارد (ضریب متغیر مورد نظر، منفی و معنادار است؛ ۰/۳۴۱۵−). اما با توجه به جدول شماره ۱۴، فرضیه فرعی دوم مورد تأیید قرار نمی‌گیرد؛ به‌گفته دیگر، به‌هنگام بودن شناسایی اخبار خوب با ریسک سیستماتیک رابطه مثبت معنادار ندارد (ضریب متغیر مورد نظر، مثبت ولی غیر معنادار است؛ ۰/۰۲۲۶). پس با توجه به جداول شماره ۱۳ و ۱۴ می‌توان به این نتیجه رسید که اثر ریسک سیستماتیک بر محافظه‌کاری از به تعویق افتادن شناسایی اخبار بد ناشی شده است تا از تسریع در شناسایی اخبار خوب.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

در این مقاله رابطه بین ریسک سیستماتیک و محافظه‌کاری حسابداری مورد بررسی قرار گرفته است. ریسک سیستماتیک بالاتر انگیزه مدیران را در به تعویق انداختن اخبار بد، افزایش و همچنین تقاضا برای محافظه‌کاری از طرف حسابرسان، سرمایه‌گذاران و بستانکاران را کاهش می‌دهد. بر اساس این فرضیه‌ها و با استفاده از آزمون‌های آماری، رابطه منفی معنادار بین ریسک سیستماتیک و محافظه‌کاری پیدا شد. این نتیجه با یافته‌های کی (۲۰۱۱) همخوانی دارد. همچنین هنگامی‌که نتایج به‌دست آمده در معرض کنترل‌های اضافی ـ که پروکسی تقاضا برای محافظه‌کاری هستند (شامل اهرم، اندازه شرکت و نرخ بازار به دفتری) ـ قرار می‌گیرند، قدرت توضیح‌دهندگی خود را حفظ می‌کنند. به بیانی دیگر، رابطه منفی بین ریسک سیستماتیک و محافظه‌کاری در معرض اثرات محدودکننده عوامل حذف شده مانند اهرم، اندازه شرکت و نرخ بازار به دفتری نیست. همچنین تأثیر اخبار خوب و بد (به‌ترتیب جریانات نقد عملیاتی مثبت و

منفی در مدل بال و شیواکومار)، به‌طور جداگانه مورد آزمون قرار گرفت. نتیجه این آزمون‌ها بدین شرح بود که اثر ریسک سیستماتیک بر محافظه‌کاری از به تعویق افتادن شناسایی اخبار بد ناشی شده است تا از تسریع در شناسایی اخبار خوب.

یافته‌های این پژوهش را می‌توان این‌گونه تفسیر کرد که ریسک سیستماتیک، نقش مهمی را در شکل‌دهی رفتار گزارشگری مالی مدیران ایفا می‌کند. از سویی دیگر، چون مدیران بازده‌های متفاوتی در نتیجه شناسایی اخبار خوب در مقابل اخبار بد در سود به‌دست می‌آورند، برای گزارشگری فرصت‌طلبانه انگیزه زیادی دارند. محافظه‌کاری، فرصت‌طلبی مدیریت را محدود کرده و موجب افزایش کارایی قراردادهای بدهی و پاداش می‌شود (کی، ۲۰۱۱). از این رو شناسایی عواملی که می‌تواند با محافظه‌کاری ارتباط داشته باشند، موجب کمک به سرمایه‌گذاران در تصمیم‌گیری و تسهیل کنترل سیاست‌های سرمایه‌گذاری شرکت‌ها می‌شود. بنابراین به سرمایه‌گذاران پیشنهاد می‌شود هنگام تصمیم‌گیری‌های اقتصادی به عامل ریسک سیستماتیک توجه کنند؛ چراکه ریسک سیستماتیک باعث کاهش محافظه‌کاری شده و کارایی قراردادها را کاهش می‌دهد.

برای پژوهش‌های آتی نیز پیشنهاد می‌شود، محققان اجزای ریسک سیستماتیک را در نظر گرفته (ریسک مطلوب و ریسک نامطلوب) و به این موضوع بپردازند که آیا به‌هنگام بودن نامتقارن سود با رفتار نامتقارن ریسک شرکت همخوانی دارد یا خیر. همچنین محققان می‌توانند عامل ریسک سیستماتیک را به‌عنوان یک عامل کنترلی هنگام آزمون محافظه‌کاری در نظر بگیرند.

منابع

۱. ثقفی، ع.، و رحمانی، ع.، و معتمدی فاضل، ج. (۱۳۸۹). هزینه حقوق صاحبان سهام و متغیرهای حسابداری محرک ریسک. *دانش حسابداری*، ۱(۲): ۳۲– ۹.

۲. مجتهدزاده، و.، و فرشی، ز. (۱۳۹۱). بررسی رابطه محافظه‌کاری حسابداری و تصمیمات سرمایه‌گذاری مدیران در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. *بررسی‌های حسابداری و حسابرسی*، ۱۹(۶۷): ۱۰۴– ۹۱.

۳. ملایی، م. (۱۳۹۰). محتوای اطلاعاتی معیارهای ریسک حسابداری در پیش بینی ریسک سیستماتیک. *حسابداری مالی*، ۳(۹): ۱۷۷– ۱۵۵.

4. Ahmed, A.S., Billings, B.K., Morton, R.M., 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 (4): 867–890.

5. Ball, R., Kothari, S.P., Robin, A. (2000). The effect of international institutional factors on properties of accounting earnings. *Journal of Accounting and Economics*, 29 (1): 1–51.
6. Ball, R., Shivakumar, L. (2006). The role of accruals in asymmetrically timely gain and loss recognition. *Journal of Accounting Research*, 44 (2): 207-242.
7. Basu, S. (1997). The conservatism principle and the asymmetric timeliness of earnings. *Journal of Accounting and Economics*, 24 (1): 3-37.
8. Bushman, R., Piotroski J. (2006). Financial reporting incentives for conservative accounting: the influence of legal and political institutions. *Journal of Accounting and Economics*, 42 (1-2): 107-148.
9. Easley, D., O'Hara, M. (2004). Information and the cost of capital. *The Journal of Finance*, 59 (4): 1553–1583.
10. Feltham G, Ohlson J (1995). Valuation and Clean Surplus Accounting for Operating and Financial Activitie". *Contemporary Accounting Research*,11 (2): 689-731.
11. Francis, J., LaFond, R., Olsson, P., Schipper, K. (2004). Cost of equity and earnings attributes. *The Accounting Review*, 79 (4): 967-1010.
12. Francis, J., Martin, X., (2010). Acquisition profitability and timely loss recognition. *Journal of Accounting and Economics*, 49 (1-2): 161-178.
13. García Lara, J., García Osama, B., Penalva, F., (2010). Conditional conservatism and the cost of capital. *Review of Accounting Studies*, forthcoming. 16 (2): 247-271.
14. Guay, W., (2008). Conservative financial reporting, debt covenants, and the agency costs of debt. *Journal of Accounting and Economics*, 45 (2-3): 175-180.
15. Guay, W., Verrecchia, R. E., (2007). *Conservative disclosure*. Working paper. University of Pennsylvania.
16. Kothari, S.P., Shu, S., Wysocki, P., (2009). Do managers withhold bad news? *Journal of Accounting Research*, 47 (1): 241-276.

17. Lambert, R., Leuz, C., Verrecchia, R., (2007). Accounting information, disclosure, and the cost of capital. *Journal of Accounting Research*, 45(2): 385-420.

18. Li, X., (2009). *Accounting conservatism and cost of capital*: *International analysis*. Working paper, London Business School.

19. Qi, Z., (2011). *Systematic risk and accounting conservatism*. Working paper, University of Southern California.

20. Zhang, J. (2008). Efficiency gains from accounting conservatism: benefits to lenders and borrowers. *Journal of Accounting and Economics*, 45, 27–54.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی