

بررسی تأثیر محافظه کاری مشروط و غیرمشروط حسابداری بر ریسک درماندگی مالی شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران

محمدحسین ستایش^۱ / عیسی کریمی پور^۲

چکیده

هدف این پژوهش، بررسی تأثیر محافظه کاری مشروط و غیرمشروط حسابداری بر ریسک درماندگی مالی شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران است. برای کمی کردن محافظه کاری مشروط از نسبت جمع اقلام تعهدی غیرعملیاتی به کل دارایی ها و نسبت سود خالص قبل از اقلام غیرمترقبه به ارزش بازار حقوق صاحبان سهام و برای سنجش محافظه کاری غیرمشروط از دو معیار نسبت کل اقلام تعهدی قبل از استهلاک به میانگین کل دارایی ها و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار خالص دارایی ها استفاده شده است. برای سنجش ریسک درماندگی مالی نیز از امتیاز 'Z' آلتمن و امتیاز O اولسون استفاده گردید.

در راستای تحقق اهداف پژوهش، دو فرضیه اصلی و هشت فرضیه فرعی تدوین شده است. جهت آزمون فرضیه های مطرح شده در این پژوهش، از نرم افزارهای Stata نسخه ۹.۱ و Eviews نسخه ۷ استفاده شد و برای آزمون هر یک از فرضیه های اصلی دو مدل رگرسیون کلی تخمین زده شده است. نمونه آماری پژوهش شامل ۱۲۷ شرکت طی بازه زمانی ده ساله ۱۳۸۸-۱۳۷۹ می باشد. نتایج حاصل از تجزیه و تحلیل فرضیه های پژوهش نشان می دهد که محافظه کاری مشروط و غیرمشروط حسابداری توان کاهش ریسک درماندگی مالی شرکت های ایرانی را دارد اما این ارتباط از لحاظ آماری معنادار نیست. بنابراین، شناسایی سریع تر اخبار بد نسبت به اخبار خوب (محافظه کاری مشروط) و اعمال رویه هایی که ذاتاً محافظه کارانه است (محافظه کاری غیرمشروط) تغییرات چشم گیر و قابل ارزیابی در میزان ریسک درماندگی مالی شرکت ها ایجاد نکرده است.

واژگان کلیدی: گزارشگری مالی محافظه کارانه، ریسک درماندگی مالی، محافظه کاری مشروط، محافظه کاری غیرمشروط.

طبقه بندی موضوعی: M41, G33, G32

۱. دانشیار حسابداری دانشگاه شیراز Setayesh@shirazu.ac.ir

۲. کارشناس ارشد حسابداری، دانشگاه شیراز

مقدمه

پیشرفت سریع فناوری و تغییرات محیطی وسیع، شتاب فزاینده‌ای به اقتصاد بخشیده است. رقابت روزافزون بنگاه‌های اقتصادی، دستیابی به سود را محدود و احتمال ورشکستگی را افزایش داده است. بدین ترتیب تصمیم‌گیری مالی نسبت به گذشته راهبردی‌تر شده است (مهرانی و همکاران، ۱۳۸۴: ۱۰۶). تصمیم‌گیری مالی همواره مبتنی بر اطلاعات صورت‌های مالی بوده است (کمیته فنی سازمان حسابرسی، ۱۳۸۱: ۴۸۱). هدف‌های گزارشگری مالی و مبانی حسابداری ایجاب می‌کند، اطلاعاتی که گزارشگری مالی فراهم می‌آورد از ویژگی‌های معینی برخوردار باشد (مرکز تحقیقات حسابداری و حسابرسی، ۱۳۸۵: ۴۹). در مفاهیم نظری گزارشگری مالی ایران از این ویژگی‌ها با عنوان خصوصیات کیفی یاد شده است. یکی از این خصوصیات محافظه‌کاری است که از آن با عنوان احتیاط یاد شده است. در حسابداری، محافظه‌کاری مفهومی است که سابقه‌ای طولانی دارد. باسو (Basu., 1997) معتقد است که محافظه‌کاری طی قرن‌ها تئوری و عمل حسابداری را تحت تأثیر قرار داده است. تلاش‌های اخیر جهت حذف محافظه‌کاری به‌منظور دستیابی به «بی‌طرفی اطلاعات» منجر به پژوهش‌های جدیدی در مورد عوامل مؤثر بر محافظه‌کاری در گزارشگری مالی شده است.

رسوایی‌های مالی ابتدای سده بیست و یکم مانند انرون و حجم گسترده ورشکستگی شرکت‌ها باعث افزایش اهمیت قابلیت اتکای صورت‌های مالی شده است. شواهد موجود حاکی از آن است که محافظه‌کاری حسابداری نامتقارن بودن اطلاعات را کاهش می‌دهد و میزان شفافیت سود خالص، دارایی‌های شرکت و سایر اجزای صورت‌های مالی را افزایش می‌دهد. بنابراین در عصری که شرکت‌ها برای بقا در بازارهای رقابتی با چالش‌های فراوانی رو به رو هستند، شناسایی عواملی که منجر به بحران‌های مالی می‌شوند و عواملی که با بهبود کیفیت اطلاعات صورت‌های مالی، زمینه جذب سرمایه‌های داخلی و خارجی را فراهم کرده و مانع بروز بحران‌های حاد می‌شوند از اهمیت به‌سزایی برخوردار است.

ارتباط بین محافظه‌کاری حسابداری و ریسک درماندگی مالی از نقش محافظه‌کاری به‌عنوان عامل افزایش‌دهنده وجوه نقد شرکت، و ورشکستگی به‌عنوان شرایطی که در آن، وجوه نقد کافی وجود ندارد نشأت می‌گیرد. پژوهش‌های اخیر در مورد ارتباط بین محافظه‌کاری حسابداری و ریسک درماندگی مالی بر روی فرایند افزایش نقدینگی و نقش اطلاعاتی محافظه‌کاری تأکید می‌کنند. برای مثال یافته‌های پژوهش گران اخیر نشان می‌دهد که محافظه‌کاری حسابداری از طریق کاهش مخارج سرمایه‌ای غیرضروری، کاهش انتقال ریسک، افزایش ذخایر احتیاطی و کاهش هزینه‌های نمایندگی

باعث کاهش جریان‌های خروجی وجه نقد می‌شود. (لارا و همکاران (Lara, et al., 2009)؛ لوکتینو (Loktionov., 2009)؛ لویز و همکاران (Louis, et al., 2009)؛ کالن و همکاران (Callen, et al., 2010)؛ کرشینه‌یتر و همکاران (Kirshenheiter, et al., 2010). شواهد بیشتر نشان می‌دهد که محافظه‌کاری حسابداری از طریق عملیاتی مانند مذاکره با عرضه‌کنندگان بهتر و کاهش مخارج سرمایه‌ای باعث افزایش جریان‌های نقدی ورودی می‌شود (هوی و همکاران (Hui, et al., 2009) و لارا و همکاران، ۲۰۰۹). این نقش محافظه‌کاری در افزایش نقدینگی به‌عنوان یک عامل کاهنده مخاطره ورشکستگی محسوب می‌شود، که در مدل‌های نظری و عملی مالی به شرایط عدم کفایت نقدینگی گفته می‌شود (Kim, et al., 1993)؛ (Uhrig- homburg., 2005)، (Campbell, et al., 2008)

شواهد دیگری نشان می‌دهد که محافظه‌کاری حسابداری، عدم تقارن اطلاعاتی و عدم اطمینان را از طریق گزارشگری بدبینانه‌تر سود خالص و دارایی‌ها و گزارشگری سریع‌تر اخبار بد کاهش می‌دهد. (watts., 2003)؛ (Guay and verrechia., 2007)؛ (Gox , et al., 2010) و (رضازاده و همکاران، ۱۳۸۷). بنا به این دلایل در پژوهش حاضر، ارتباط علی منفی بین محافظه‌کاری مشروط و غیرمشروط حسابداری و ریسک درماندگی مالی پیش‌بینی می‌شود.

اگر محافظه‌کاری حسابداری توان کاهش خطر درماندگی مالی را داشته باشد، می‌توان از طریق گزارشگری محافظه‌کارانه، ذینفعان شرکت شامل سهامداران (سود تقسیمی و بازده سرمایه)، بستانکاران (بازپرداخت بدهی‌ها)، مدیریت و کارکنان (جبران خدمات)، مشتریان (محصولات و خدمات)، عرضه‌کنندگان (فروش) و دولت (مالیات) را، با کاهش خطر درماندگی مالی منتفع کرد. با توجه به تأثیر سرائیتی ورشکستگی در درون صنعت (Lang and Stulz., 1992)، در طول زنجیره عرضه (Hertzel et al., 2008) و در بخش‌های مالی و غیرمالی (Jorion and Zhang., 2009) شواهد ارتباط بین محافظه‌کاری حسابداری و ریسک ورشکستگی می‌تواند منادی نقش حیاتی محافظه‌کاری در کاهش فشارها و بحران‌های مالی از طریق به‌کارگیری سیاست‌های اقتصادی متفاوت باشد. شواهد این پژوهش، همچنین برای تدوین‌کنندگان استانداردهای حسابداری، اطلاعاتی در مورد نقش محافظه‌کاری به‌عنوان یک قاعده بادوام حسابداری مالی ارائه می‌کند.

در ادامه مبانی نظری پژوهش ارائه می‌گردد و سپس خلاصه‌ای از پژوهش‌های داخلی و خارجی مرتبط با موضوع پژوهش ذکر می‌شود. در بخش بعدی روش پژوهش و روش سنجش متغیرهای پژوهش تشریح می‌گردد و بخش پایانی به نتیجه‌گیری و بحث بر روی نتایج اختصاص دارد.

مبانی نظری پژوهش

اهمیت ورشکستگی در آن است که عوارض و آثار منفی آن، تنها دامن گیر تاجر یا شرکت ورشکسته نمی شود بلکه بسته به وسعت دامنه فعالیت تاجر یا شرکت تجاری، اشخاص ثالث و طلبکاران و طرف-های معامله با تاجر یا شرکت نیز از آن متضرر می شوند و گاه، در صورت گستردگی فعالیت شرکت، به ورشکستگی های دیگر و بیکار شدن کارگران و کارمندان آنها نیز می انجامد و پیامدهای ناگواری برای اقتصاد کشور به بار می آورد (شقایق نژاد، ۱۳۷۲). ورشکستگی شرکت ها معمولاً بر نقدینگی بازار سرمایه و توسعه ی اقتصاد مؤثر است. در زمان ورشکستگی، بانک ها معمولاً اعتباردهی به شرکت های ورشکسته را کاهش داده و در ازای وامی که به شرکت ها می دهند، بهره بالاتری را برای جبران ریسک اضافی درخواست می کنند. به صورت مشابهی، مؤسسات سرمایه گذاری مانند صندوق های بازنشستگی و شرکت های بیمه، خرید سهام را کاهش داده و بیشتر به سراغ سرمایه گذاری و خرید اوراق قرضه ی بانک ها یا بازارهای مشابه آن می روند. همه این ها به کاهش نقدینگی در بازارهای سرمایه، افزایش هزینه سرمایه شرکت ها و کاهش رشد اقتصادی منجر خواهد شد (نیکبخت و شریفی، ۱۳۸۹).

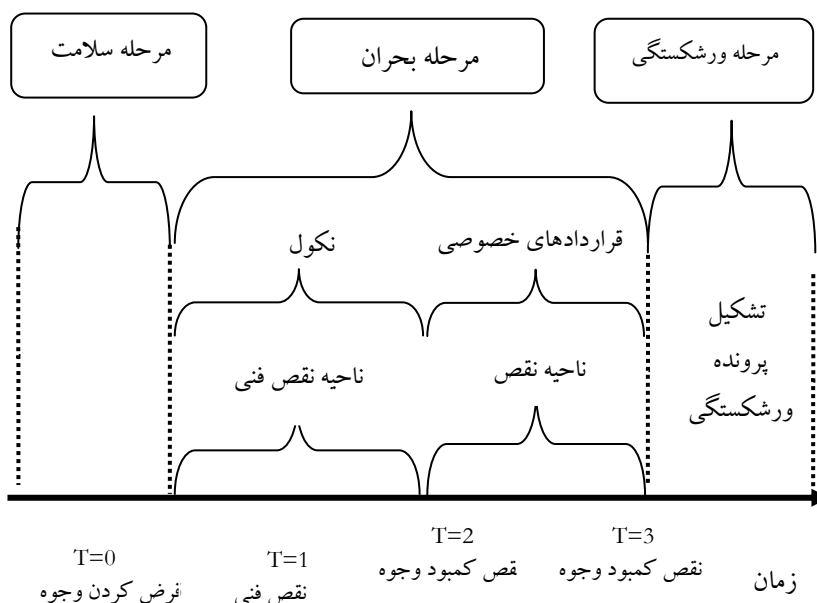
مراحل ورشکستگی و نقش محافظه کاری

شکل یک، زنجیره حرکت شرکت از سلامت مالی به ورشکستگی را نشان می دهد. هرچند در ابتدا ممکن است به نظر برسد که محافظه کاری، بحران و در نتیجه ورشکستگی شرکت را تسریع می کند، ولی برای فهم اثر واقعی محافظه کاری بر ریسک درماندگی مالی باید بین اثر درآمدی و اثر نقدینگی محافظه کاری تمایز قائل شویم. محافظه کاری سود گزارش شده را کاهش می دهد ولی جریان های نقدی عملیاتی و دستیابی به سرمایه را افزایش خواهد داد. در مقابل، ورشکستگی اساساً مربوط به شرایط نقدی است نه شرایط سود خالص. یک شرکت می تواند با سود خالص اندک یا حتی با زیان خالص، برای دوره نامحدودی بدون تجربه بحران مالی (نقطه T_2) و ورشکستگی (نقطه T_3) فعالیت کند، مشروط بر اینکه وجوه کافی برای بازپرداخت تعهداتش در دسترس داشته باشد.

پژوهش های تجربی نشان می دهد که محافظه کاری حسابداری، هم در شرکت های سالم و هم در شرکت های درمانده باعث افزایش نقدینگی و افزایش شفافیت خالص دارایی ها و سود خالص شده و به این وسیله مانع پیشرفت بحران و ورشکستگی می شود. برای مثال ژانگ (Zang, 2008) شواهدی فراهم آورده که نشان می دهد با کاهش سود خالص و نقض قراردادهای وام، محافظه کاری اطلاعات به موقع در مورد علائم نقص فنی (نقطه T_1) فراهم می کند و وام دهندگان را منتفع می سازد. این امر

باعث تسهیل اقدامات حفاظتی و کاهش ریسک درماندگی مالی می‌شود. بنابراین محافظه‌کاری هر چند با کاهش سود خالص، احتمال نقص فنی (نقطه T_1) را افزایش می‌دهد ولی نقش آن در تقویت نقدینگی و نقش اطلاعاتی آن در افزایش شفافیت و کاهش عدم تقارن اطلاعاتی مانع بحران مالی (نقطه T_2) و ورشکستگی (نقطه T_3) خواهد شد.

شکل (۱): مراحل ورشکستگی



بیدل و همکاران (Biddie, et al., 2010)

نقش محافظه‌کاری حسابداری در افزایش نقدینگی^۱

سازه‌های مفهومی، مدل‌های تحلیلی و شواهد تجربی نشان داده‌اند که محافظه‌کاری حسابداری به دو صورت میزان وجوه نقد در دسترس را افزایش می‌دهد: الف) کاهش جریان‌های نقدی خروجی و ب) افزایش جریان‌های نقدی ورودی

کاهش جریان‌های نقدی خروجی از طریق کاهش پرداخت‌ها و اتلاف‌های نقدی و همچنین کاهش هزینه‌های نمایندگی مرتبط با نگهداری وجوه نقد صورت می‌پذیرد. برای نمونه واتس (watts., 2003) دریافت که محافظه‌کاری با به تأخیر انداختن ثبت سود خالص و خالص دارایی‌ها

1. The Cash Enhancing Role of Accounting Conservatism

مخارج نقدی مربوط به جبران خدمات عملکردی، مالیات و سود تقسیمی را کاهش داده و به تأخیر می‌اندازد. بیدل (1980)، چن و همکاران (Chen, et al., 2009) و کالن و همکاران (۲۰۱۰) نیز شواهدی در تأیید دیدگاه واتس ارائه کردند.

لوئیس و همکاران (2009) عنوان کرده‌اند که شناسایی سریع‌تر زیان‌ها (محافظه‌کاری مشروط) به کنترل هزینه‌های نمایندگی مربوط به نگهداری وجه نقد کمک می‌کند. لارا و همکاران (2009) بحث کرده‌اند که محافظه‌کاری مشروط انگیزه‌های مدیریت را برای جلوگیری از سرمایه‌گذاری‌های غیر بهینه آتی افزایش می‌دهد و زیان پروژه‌های فعلی را کاهش می‌دهد. لوکیتو (2009) گزارش می‌کند در شرکت‌های درمانده مالی، محافظه‌کاری مشروط ائتلاف نقدینگی مربوط به انتقال ریسک را در پروژه‌های سرمایه‌گذاری با شناسایی سریع‌تر اخبار بد و کاهش عدم تقارن اطلاعاتی کاهش می‌دهد. احمد و دولمان (Ahmed and Duellman., 2002)، لارا و همکاران (2009)، چان و همکاران (2009)، لی (Li, 2010) و اعتمادی و همکاران (۱۳۸۹) شواهدی فراهم کرده‌اند که بیانگر نقش محافظه‌کاری در کاهش هزینه سرمایه است. کاهش هزینه سرمایه باعث تسهیل تأمین مالی شده که این امر افزایش نقدینگی از محل تأمین مالی و افزایش وجوه نقد عملیاتی آتی را در پی دارد. بال (Ball, 2001) نشان می‌دهد که محافظه‌کاری حسابداری از طریق ترغیب به اتمام سریع‌تر پروژه‌های نامطلوب، کارایی قراردادهای جبران خدمات را افزایش می‌دهد.

محافظه‌کاری، همچنین موجب به تعویق انداختن شناسایی سود و کم‌نمایی سود انباشته و خالص دارایی‌ها می‌شود. در قراردادهای مدیریت، این امر موجب افزایش ارزش شرکت می‌شود. زیرا پرداخت‌های فرصت طلبانه مدیریت به خود و دیگران را محدود کرده و به افزایش نقدینگی منجر می‌شود. با افزایش نقدینگی و ارزش شرکت، همه بخش‌ها و افراد درگیر منتفع می‌شوند (پیری و حسینلو، ۱۳۹۰: ۶۷).

نقش اطلاعاتی محافظه‌کاری^۱

پژوهش‌های پیشین حاکی از آن است که علاوه بر نقش محافظه‌کاری در افزایش نقدینگی، محافظه‌کاری از طریق افزایش دقت اطلاعات (گوی و ویرچیا، ۲۰۰۷ و گاکس و همکاران، ۲۰۰۹) و کاهش عدم تقارن اطلاعاتی (واتس، ۲۰۰۳؛ لافورد و واتس، ۲۰۰۸؛ کوینگ، ۲۰۰۸ و رضازاده و آزاد، ۱۳۸۷) نقش اطلاعاتی مهمی ایفا می‌کند. پژوهش‌گران اخیر پیشنهاد می‌کنند که محافظه‌کاری

1. The Informational Role of Accounting Conservatism

حسابداری عدم تقارن اطلاعاتی بین شرکت و سرمایه‌گذاران را در مورد ارزش دارایی‌ها کاهش می‌دهد. محافظه‌کاری مشروط با شناسایی سریع‌تر اخبار بد عدم تقارن اطلاعاتی را کاهش می‌دهد. محافظه‌کاری غیر مشروط نیز با محدود کردن تعصب مربوط به ارزیابی بیش از واقع سود خالص و خالص دارایی‌ها عدم تقارن اطلاعاتی را کاهش می‌دهد (Wittenberg-Moerman, 2008).

نقش اطلاعاتی محافظه‌کاری همچنین به‌طور غیرمستقیم و با کمک کردن به افزایش نقدینگی باعث کاهش خطر درماندگی می‌شود. محافظه‌کاری با کاهش عدم تقارن و عدم اطمینان اطلاعاتی، هزینه‌های سرمایه‌سهم عادی و هزینه بدهی را برای سرمایه‌گذاران کاهش می‌دهد و از این طریق در زمان نقص (مرحله ۲ از شکل ۱) دسترسی به منابع خارجی وجوه نقد را آسان می‌کند. برای شرکت‌هایی که وارد شرایط بحران شده‌اند (مرحله ۳ از شکل ۱) ویژگی‌های اطلاعاتی محافظه‌کاری ممکن است با تشویق اعتباردهندگان و سایر تأمین‌کنندگان سرمایه به همکاری بیشتر با یکدیگر و با شرکت به‌منظور جلوگیری از تشکیل پرونده برای ورشکستگی و تحمل زیان‌های گسترده‌تر، مانع حرکت مستقیم و سریع شرکت به ورشکستگی شود. مدل‌های تنوری مدیریت مالی نیز تأیید می‌کنند که عدم تقارن اطلاعاتی کمتر، مذاکره مجدد بدهی‌ها را تسهیل می‌کند و خطر ورشکستگی را کاهش می‌دهد. کاراپتو (Carapeto, 2005) به‌صورت تحلیلی نشان می‌دهد که عدم تقارن اطلاعاتی کمتر، قدرت چانه‌زنی و طرح‌های تجدید سازمان چندگانه را بهبود می‌بخشد. چن (۲۰۰۳) پیش‌بینی می‌کند شرکت‌های با عدم تقارن اطلاعاتی کمتر، بیشتر احتمال دارد که در مورد بدهی‌های خصوصی‌شان مذاکره مجدد کنند. بنابراین نقش اطلاعاتی محافظه‌کاری با بهبود شفافیت اطلاعاتی ارزش سود و دارایی‌ها، به اعتباردهندگان و سایر تأمین‌کنندگان سرمایه در مورد قابلیت اتکای شرایط مالی شرکت اطمینان می‌دهد و آنها را برای تجدید مذاکره با بستانکاران امیدوار می‌کند و از این طریق ریسک درماندگی مالی را کاهش می‌دهد.

پیشینه پژوهش

از زمان ارائه مدل‌های آلتمن و اولسون، این مدل‌ها و کاربرد آنها به‌ویژه برای سنجش ریسک درماندگی مالی، مورد توجه گسترده پژوهشگران بوده است. گریفین و همکاران (Griffin, et al., 2002) از امتیاز O اولسون به‌عنوان شاخص اندازه‌گیری خطر درماندگی مالی استفاده کردند و نشان دادند در شرکت‌هایی که ریسک درماندگی مالی بالاتری دارند، اختلاف در بازده بین ارزش دفتری به ارزش بازار بالا و پایین بیش از دو برابر سایر شرکت‌ها است. زارتزکی و همکاران (Zaretzky, et al.,

(2007) در پژوهش مشابهی، این فرضیه را که شرکت‌های دارای ریسک درماندگی بالاتر نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار و بازده کمتری دارند را مورد بررسی قرار دادند. تفاوت کار آنان با پژوهشگران قبلی این بود که در این پژوهش برای سنجش ریسک درماندگی مالی از دو مدل امتیاز Z آلتمن و امتیاز O اولسون استفاده شد. صمد و همکاران (Samad, et al., 2009) نیز ارتباط بین ریسک درماندگی مالی و بازده سهام را در بورس مالزی بررسی کردند. آنها برای سنجش ریسک درماندگی مالی فقط از مدل امتیاز Z آلتمن استفاده کردند.

فیچ و همکاران (Fich, et al., 2008) با استفاده از مدل آلتمن و بررسی ۷۸۱ شرکت بزرگ جهان در طی سال‌های ۱۹۹۰ تا ۲۰۰۰ نقش راهبری شرکتی در نجات شرکت‌های درمانده را بررسی کردند و به این نتیجه رسید که راهبری شرکتی در پیش‌بینی ورشکستگی مؤثر است. رادو و همکاران (Radu, et al., 2009) مدل‌های بر مبنای امتیاز ریسک درماندگی مالی را شامل مدل آلتمن مورد بررسی قرار دادند و به این نتیجه رسیدند که مدل‌های بر مبنای امتیاز یک ابزار سریع و مفید برای ارزیابی ریسک درماندگی مالی هستند. در ایران نیز رسول‌زاده (۱۳۸۰)، رهنمای رودپشتی و علی‌خانی (۱۳۸۸)، قدیری مقدم و همکاران (۱۳۸۸) و قدرتی و همکاران (۱۳۸۹)، در پژوهش‌های خود به بررسی کاربرد مدل‌های آلتمن و اولسون در پیش‌بینی ورشکستگی شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. نتایج آنها بیانگر قابلیت استفاده مدل‌های مذکور در پیش‌بینی ورشکستگی بود. با وجود استفاده گسترده از مدل‌های آلتمن و اولسون برای سنجش ریسک درماندگی مالی و پیش‌بینی ورشکستگی، پژوهش‌های اندکی بر روی محافظه‌کاری حسابداری و نقش آن در کاهش ریسک درماندگی تمرکز کرده‌اند. بیدل و همکاران (2010) ارتباط بین محافظه‌کاری حسابداری و ریسک ورشکستگی را در شرکت‌های آمریکایی در سال‌های بین ۱۹۸۹ تا ۲۰۰۷ بررسی کردند. نتیجه‌ی پژوهش آنها ارتباط منفی بین محافظه‌کاری مشروط و غیرمشروط و ریسک ورشکستگی را نشان داد. ستایش و همکاران (۱۳۸۹) به این نتیجه رسیدند که محافظه‌کاری شرطی و غیرشرطی در هر سطح کل شرکت‌ها و در سطح صنایع مختلف وجود داشته و روند آن نیز صعودی است. بنی مهد و همکاران (۱۳۸۸) اثر محافظه‌کاری حسابداری، مالکیت دولتی، اندازه شرکت و نسبت اهرمی بر زیان-دهی شرکت‌ها را مورد بررسی قرار دادند. نتایج پژوهش نشان داد محافظه‌کاری حسابداری با زیان‌دهی شرکت‌ها رابطه‌ای مستقیم دارد.

لارا و همکاران (۲۰۰۹) با استفاده از سه معیار (یکی بر مبنای بازار و دو تا بر مبنای اقلام تعهدی) برای سنجش محافظه‌کاری مشروط، نشان دادند شرکت‌های با حاکمیت قوی‌تر، از سایر شرکت‌ها

محافظه‌کارتر هستند. یافته‌های پژوهش وی‌گاه و همکاران (Wee Goh, et al., 2011) حاکی از این بود که شرکت‌های با ضعف بیشتر در سیستم کنترل داخلی از شرکت‌های مشابه که چنین وضعی نداشتند، رویه‌های محافظه‌کارانه کمتری اعمال می‌کردند. چان و همکاران (2009) با بررسی شرکت‌های غیرمالی آمریکایی طی سال‌های ۱۹۸۷ تا ۱۹۹۹ نتیجه‌گیری کردند که محافظه‌کاری غیرمشروط با کیفیت بیشتر اطلاعات حسابداری و هزینه سرمایه کمتر و محافظه‌کاری مشروط با کیفیت کمتر اطلاعات حسابداری و هزینه سرمایه بیشتر مرتبط است.

این پژوهش با استفاده از روش بیور و همکاران (Beaver, et al., 2000) مبنی بر تقسیم محافظه‌کاری به دو نوع محافظه‌کاری مشروط و غیرمشروط، نقش این دو نوع محافظه‌کاری را در کاهش ریسک درماندگی مالی بررسی می‌کند.

فرضیه‌های پژوهش

پیش‌بینی می‌شود محافظه‌کاری مشروط و غیرمشروط حسابداری از طریق افزایش سطح نگهداشت و جریان وجوه نقد و تسهیل فرآیند اجتناب از تشکیل پرونده رسمی برای ورشکستگی، میزان ریسک درماندگی مالی را کاهش دهد (بیدل و همکاران، ۲۰۱۰: ۱۲). نقش محافظه‌کاری در بهبود نقدینگی و همچنین نقش اطلاعاتی محافظه‌کاری مشروط و غیرمشروط باعث کاهش ریسک درماندگی مالی می‌شود. نقش اطلاعاتی محافظه‌کاری بیشتر مختص محافظه‌کاری مشروط (شناسایی سریع‌تر اخبار بد نسبت به اخبار خوب) است و از طریق بهبود کیفیت اطلاعات، کاهش عدم تقارن اطلاعاتی، کاهش هزینه سرمایه و تسهیل دستیابی به منابع نقدی ریسک درماندگی مالی را کاهش می‌دهد. بنابراین انتظار می‌رود رابطه منفی بین معیارهای محافظه‌کاری مشروط و ریسک درماندگی مالی وجود داشته باشد.

فرضیه اصلی

الف) بین محافظه‌کاری مشروط و ریسک درماندگی مالی شرکت‌ها ارتباط معناداری وجود دارد.

به دلیل انعطاف بیشتر اقلام تعهدی غیرعملیاتی نسبت به اقلام تعهدی عملیاتی و اقلام نقدی، مدیریت از این اقلام برای شناسایی سریع‌تر اخبار بد استفاده می‌کند. شناسایی سریع‌تر اخبار بد با کاهش تعصب ارزیابی بیش از واقع سود خالص، عدم تقارن اطلاعاتی را کاهش می‌دهد. طبق پژوهش‌های کاراپتو (2005) و چن (2003)، با کاهش عدم تقارن اطلاعاتی قدرت چانه‌زنی و طرح‌های تجدید سازمان و

احتمال تجدید مذاکره در مورد بدهی‌ها افزایش می‌یابد و در نتیجه، ریسک درماندگی مالی (امتیاز آلتمن) کاهش می‌یابد.

۱- بین نسبت جمع ارقام تعهدی غیر عملیاتی به کل دارایی‌ها و امتیاز 'Z' آلتمن ارتباط معناداری وجود دارد.

در بلندمدت ارزش بازار حقوق صاحبان سهام به‌ویژه در شرایط کارایی بازار، به عملکرد شرکت بستگی دارد و مدیر نمی‌تواند آن را تحت تأثیر قرار دهد ولی مدیریت می‌تواند با شناسایی سریع‌تر اخبار بد و اعمال رویه‌های حسابداری کاهنده سود، سود خالص را تحت تأثیر قرار دهد. بنابراین، هر چه نسبت سود خالص قبل از ارقام غیر مترقبه به ارزش بازار حقوق صاحبان سهام کمتر باشد، محافظه‌کاری مشروط بیشتر است. این نسبت به معیار باسو (۱۹۹۷) در سنجش محافظه‌کاری معروف است و با توجه به تعریف آن محافظه‌کاری یکی از ویژگی‌های کیفی اطلاعات حسابداری در استانداردهای حسابداری ایران می‌باشد و عاملی است که با اندازه‌گیری صحیح و محافظه‌کارانه نتایج حاصل از فعالیت بنگاه‌های اقتصادی منجر به کاهش سود اقتصادی اندازه‌گیری شده و نهایتاً کاهش سود نقدی توزیع شده می‌گردد (اعتمادی و همکاران، ۱۳۸۹). کاهش سود نقدی توزیع شده موجب تقویت نقدینگی واحد تجاری شده و باعث کاهش خطر درماندگی (امتیاز آلتمن) می‌گردد که به شرایط عدم کفایت نقدینگی اطلاق می‌شود.

۲- بین نسبت سود خالص قبل از ارقام غیر مترقبه به ارزش بازار حقوق صاحبان سهام و امتیاز 'Z' آلتمن ارتباط معناداری وجود دارد.

به‌صورت مشابهی، شناسایی سریع‌تر اخبار بد، عدم تقارن اطلاعاتی را کاهش می‌دهد. با کاهش عدم تقارن اطلاعاتی قدرت چانه‌زنی و طرح‌های تجدید سازمان و احتمال تجدید مذاکره در مورد بدهی‌ها افزایش می‌یابد و در نتیجه، ریسک درماندگی مالی (امتیاز اولسون) کاهش می‌یابد.

۳- بین نسبت جمع ارقام تعهدی غیر عملیاتی به کل دارایی‌ها و امتیاز O اولسون ارتباط معناداری وجود دارد.

کاهش نسبت سود خالص قبل از ارقام غیر مترقبه (افزایش سطح محافظه‌کاری مشروط) با اندازه‌گیری صحیح و محافظه‌کارانه نتایج حاصل از فعالیت بنگاه‌های اقتصادی منجر به کاهش سود اقتصادی و کاهش سود نقدی توزیع شده می‌گردد و با تقویت نقدینگی واحد تجاری، خطر درماندگی (امتیاز اولسون) را کاهش می‌دهد.

۴- بین نسبت سود خالص قبل از اقلام غیر مترقبه به ارزش بازار حقوق صاحبان سهام و امتیاز O اولسون ارتباط معناداری وجود دارد.

نقش محافظه کاری در بهبود نقدینگی از طریق کاهش جریان های خروجی وجه نقد و افزایش جریان های نقدی ورودی حاصل می شود و عمدتاً حاصل محافظه کاری غیر مشروط (اعمال رویه های محافظه کارانه از سوی مدیریت) است. بنابراین، ارتباط علی منفی بین معیارهای محافظه کاری غیر مشروط و ریسک درماندگی مالی مورد انتظار است.

فرضیه اصلی ب) بین محافظه کاری غیر مشروط و ریسک درماندگی مالی شرکت ها ارتباط معناداری وجود دارد.

گزارشگری محافظه کارانه منتج به مانده منفی دائمی برای اقلام تعهدی می شود به نحوی که هرچه در طول دوره مورد بررسی مانده اقلام تعهدی منفی تر شود، سطح محافظه کاری بیشتر است (احمد و دولمان، ۲۰۰۷: ۴۱۸). گزارشگری محافظه کارانه این اقلام باعث کاهش ارزیابی اغراق آمیز دارایی ها گردیده و با بهبود کیفیت اطلاعات، عدم تقارن اطلاعاتی بین شرکت و سرمایه گذاران را کاهش می دهد. کاهش عدم تقارن اطلاعاتی، زمینه جذب سرمایه را فراهم کرده و هزینه سرمایه را کاهش می دهد. در نتیجه، توانایی شرکت برای مقابله با شرایط بحرانی افزایش می یابد و از ریسک درماندگی مالی (امتیاز آلتمن) کاسته می شود.

۵- بین نسبت کل اقلام تعهدی قبل از استهلاک به میانگین کل دارایی ها و امتیاز 'Z' آلتمن ارتباط معناداری وجود دارد.

هرچه محافظه کاری حسابداری بیشتر شود، نسبت ارزش دفتری به ارزش خالص دارایی ها کمتر می شود. زیرا صورت کسر (ارزش دفتری خالص دارایی ها) با اعمال رویه های محافظه کارانه مانند روش های استهلاک تسریعی و قاعده اقل بهای تمام شده و خالص ارزش فروش کاهش پیدا می کند. این عامل از یک سو باعث کاهش سود (افزایش هزینه استهلاک و کاهش ارزش موجودی ها) و افزایش اندوخته های شرکت می گردد و از سوی دیگر تعصب ارزیابی بیش از واقع دارایی ها را محدود می کند و هر دوی این عوامل منتج به کاهش ریسک درماندگی مالی (امتیاز آلتمن) می گردد.

۶- بین نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار خالص دارایی‌ها و امتیاز 'Z' آلتمن ارتباط معناداری وجود دارد.

با افزایش مانده منفی اقلام تعهدی (افزایش سطح محافظه کاری غیرمشروط) عدم تقارن اطلاعاتی و هزینه سرمایه کاهش می‌یابد، زمینه جذب سرمایه فراهم می‌شود و ریسک درماندگی مالی (امتیاز اولسون) کم می‌شود.

۷- بین نسبت کل اقلام تعهدی قبل از استهلاک به میانگین کل دارایی‌ها و امتیاز O اولسون ارتباط معناداری وجود دارد.

به صورت مشابهی، با کاهش نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار خالص دارایی‌ها (افزایش محافظه کاری) اندوخته‌های شرکت به دلیل کاهش سود افزایش می‌یابد و تعصب ارزیابی بیش از واقع دارایی‌ها محدود شده و هر دوی این عوامل منتج به کاهش ریسک درماندگی مالی (امتیاز اولسون) می‌گردد.

۸- بین نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار خالص دارایی‌ها و امتیاز O اولسون ارتباط معناداری وجود دارد.

روش پژوهش

برای بررسی تأثیر محافظه کاری مشروط بر ریسک درماندگی مالی از مدل‌های زیر استفاده می‌شود (بر اساس بیدل و همکاران، ۲۰۱۰):

$$DRz_t = \alpha_{10} + \gamma_{11}CC_ACM_t + \gamma_{12}CC_EP_t + Controls_t + \varepsilon_{11}$$

$$DRO_t = \alpha_{10} + \gamma_{11}CC_ACM_t + \gamma_{12}CC_EP_t + Controls_t + \varepsilon_{11}$$

برای بررسی تأثیر محافظه کاری غیرمشروط بر ریسک درماندگی مالی از مدل زیر استفاده می‌شود (بر

اساس بیدل و همکاران، ۲۰۱۰):

$$DRz_t = \alpha_{10} + \gamma_{11}UC_ACC_t + \gamma_{12}UC_BM_t + Controls_t + \varepsilon_{11}$$

$$DRO_t = \alpha_{10} + \gamma_{11}UC_ACC_t + \gamma_{12}UC_BM_t + Controls_t + \varepsilon_{11}$$

لازم به ذکر است که متغیرهای این پژوهش با نرم‌افزار Excel ویرایش ۲۰۱۰ محاسبه و سپس تجزیه و تحلیل و آزمون فرضیه‌های پژوهش، به همراه نتایج آن نیز با توجه به خروجی‌های به دست آمده از نرم‌افزارهای Stata نسخه ۹.۱ و Eviews نسخه ۷ انجام می‌شود.

اندازه‌گیری ریسک درماندگی مالی

زینگلی (Zwingli, 2010) روش‌های تعیین ریسک ورشکستگی را به سه دسته تقسیم می‌کند. دسته اول مدل‌های حسابداری محور هستند که به طور گسترده‌ای توسط مؤسسات اعتباری مورد استفاده قرار

می‌گیرند و کاربردهای دانشگاهی و عملی نیز دارند و بر مبنای متغیرهای حسابداری مانند نقدینگی، اهرم و سودآوری که توانایی پیش‌بینی ورشکستگی را دارند، ریسک درماندگی مالی را تعیین می‌کنند. مشهورترین این مدل‌ها امتیاز Z آلتمن و امتیاز O اولسون است. مدل‌های حسابداری محور خیلی ایستا هستند و بعد از دسترسی به اطلاعات مالی سالانه یا فصلی به‌روز می‌شوند. دسته دوم مدل‌های مبتنی بر بازار هستند که جایگزینی برای مدل‌های ایستای حسابداری محسوب می‌شوند. تحقیقات دانشگاهی نشان داده است که مدل‌های مبتنی بر بازار معیاری از ریسک درماندگی مالی فراهم می‌آورند که به‌اندازه مدل‌های حسابداری محور و گاهی بیش از آن، اثربخش است. مدل‌های بازار محور بر مبنای نظریه قیمت‌گذاری اختیار خرید بلک - شولز^۱ و فاصله نکول مورتون^۲ قرار دارند. معیار سوم برای تعیین ریسک درماندگی مالی، ارزیابی توان بالقوه گزارشگری متقالبانه صورت‌های مالی است. هدف شناسایی شرکت‌هایی است که ممکن است مرتکب تقلب گزارشگری شوند یا اینکه سود را هموار سازند.

در این پژوهش از دو متغیر حسابداری محور امتیاز Z' آلتمن و امتیاز O اولسون استفاده می‌شود که فرمول‌های آن به شرح زیر است:

$$Z' = 0.717 x_1 + 0.847 x_2 + 3.107 x_3 + 0.420 x_4 + 0.998 x_5$$

که در آن:

$$Z' = \text{شاخص کل}$$

$$x_1 = \text{نسبت سرمایه در گردش به کل دارایی‌ها}$$

$$x_2 = \text{نسبت سود انباشته به کل دارایی‌ها}$$

$$x_3 = \text{نسبت سود قبل از بهره و مالیات به کل دارایی‌ها}$$

$$x_4 = \text{نسبت ارزش دفتری سهام شرکت به ارزش دفتری کل بدهی‌ها}$$

$$x_5 = \text{نسبت فروش به کل دارایی‌ها}$$

در این مدل هرچه Z' کمتر باشد، درجه بحران مالی شرکت بیشتر است (دیچف، 1998: Dichev., 1136).

$$O = -1.32 - 0.407 x_1 + 6.03 x_2 - 1.43 x_3 + 0.0757 x_4 - 2.37 x_5 - 1.83 x_6 + 0.285 x_7 - 1.72 x_8 - 0.521 x_9$$

که در آن:

O: شاخص کل

X_1 : لگاریتم (نسبت کل دارایی‌ها به شاخص ریالی تولید ناخالص ملی)

X_2 : نسبت کل بدهی‌ها به کل دارایی‌ها

X_3 : نسبت سرمایه در گردش به کل دارایی‌ها

X_4 : نسبت بدهی‌های جاری به دارایی‌های جاری

X_5 : متغیر مجازی که اگر کل بدهی‌ها بزرگ‌تر یا مساوی کل دارایی‌ها باشد، به آن عدد یک و در غیر این صورت عدد صفر تخصیص داده می‌شود.

X_6 : نسبت سود خالص به مجموع دارایی‌ها

X_7 : نسبت وجوه حاصل از عملیات به کل بدهی‌ها

X_8 : متغیر مجازی که اگر سود خالص برای دو سال متوالی قبل منفی باشد، عدد یک و در غیر این صورت عدد صفر تخصیص داده می‌شود.

X_9 : تغییرات در سود خالص به صورت:

$$= (NI_T - NI_{T-1}) / (|NI_T| + |NI_{T-1}|)$$

که NI همان سود خالص و T ارقام سال جاری و T-1 ارقام سال قبل است. طبق تحلیل لوجیت مقدار O به دست آمده برای هر مورد در معادله $P(O) = 1/(1 + e^{-O})$ قرار داده شده و احتمال شرطی ورشکستگی آن محاسبه می‌گردد. هرچه مقدار O بیشتر باشد، ریسک ورشکستگی بیشتر می‌شود (دیچف، ۱۹۹۸: ۱۱۳۶).

گریفین و لمون (۲۰۰۲)، زارتزکی و زاموال (۲۰۰۷)، فیچ و اسلزاک (۲۰۰۸)، رادو و همکاران (۲۰۰۹) و صمد و همکاران (۲۰۰۹) در پژوهش‌های خود برای اندازه‌گیری ریسک درماندگی مالی و دیچف (۱۹۹۸) برای سنجش ریسک ورشکستگی از هر دو یا یکی از این دو متغیر استفاده کرده‌اند. در بورس اوراق بهادار تهران نیز، قابلیت کاربرد مدل‌های آلتمن و اولسون بدون تغییر ضرایب در پژوهش‌های رسول‌زاده (۱۳۸۰)، رهنمای رودپشتی و علی‌خانی (۱۳۸۸)، قدیری مقدم و همکاران (۱۳۸۸) و قدرتی و معنوی مقدم (۱۳۸۹) در پیش‌بینی ورشکستگی شرکت‌های ایرانی به اثبات رسیده است. پیرو پژوهش‌های یاد شده، در این پژوهش نیز از مدل‌های آلتمن و اولسون بدون تغییر ضرایب استفاده شده است.

اندازه‌گیری محافظه‌کاری

در دهه اخیر، به‌منظور اندازه‌گیری محافظه‌کاری موجود در صورت‌های مالی، مدل‌های متفاوتی از سوی پژوهش‌گران ارائه شده که در هر یک از این مدل‌ها، بر مبنای تعریفی خاص، اقدام به اندازه‌گیری محافظه‌کاری شده است. بیور و رایان با بررسی رابطه‌ی میان ارزش بازار و ارزش دفتری خالص دارایی‌ها، بیان کردند که علت اصلی وجود اختلاف پایدار میان ارزش بازار و ارزش دفتری، تبعیت از اصل محافظه‌کاری در ارزیابی خالص دارایی‌ها است. آنها هرگونه اختلاف را به‌نوعی منتج از اعمال محافظه‌کاری می‌دانند؛ به‌گونه‌ای که بخش ثابت (سوگیری در حسابداری) متأثر از اعمال احتیاط در اندازه‌گیری و شناخت اولیه‌ی اقلام است. این در حالی است که بخش متغیر (تأخیر در حسابداری) از اعمال رویکرد احتیاطی و محافظه‌کارانه در دوره‌ی بعد از شناخت اولیه‌ی اقلام دارایی‌ها و بدهی‌ها تأثیر پذیرفته است. پژوهش‌گران یادشده در مطالعات بعدی خود، این دو مورد اختلاف را به ترتیب، «محافظه‌کاری مشروط»^۱ و «محافظه‌کاری غیرمشروط»^۲ نامیدند.

محافظه‌کاری مشروط (وابسته به اخبار، گذشته‌نگر، بازار محور و مربوط به سود و زیان) در ادبیات حسابداری با تفسیر باسو (۱۹۹۷) از محافظه‌کاری به‌عنوان پاسخ غیرمقارن سود به بازده یا زیان اقتصادی تعریف شده است. محافظه‌کاری مشروط مربوط به شناسایی سریع‌تر زیان اقتصادی نسبت به سود است و بیشتر تحت تأثیر تصمیمات مدیریت قرار می‌گیرد زیرا مدیران اختیار تصمیم‌گیری در مورد زمان‌بندی و میزان مخارج کنارگذاری و تجدید ساختار دارایی‌ها را دارند. بنابراین تأثیر محافظه‌کاری مشروط بر جریان سود موقتی‌تر است و کمتر احتمال دارد به‌وسیله سرمایه‌گذاران پیش‌بینی شود.

محافظه‌کاری غیرمشروط (مستقل از اخبار، آینده‌نگر، حسابداری محور و مربوط به ترازنامه) ارزشیابی کمتر از واقع ارزش دفتری خالص دارایی‌ها (معمولاً به دلیل سرقفلی ثبت‌نشده) را منعکس می‌کند. تأثیر محافظه‌کاری غیرمشروط بر جریان سود پایداری (دوام) بیشتری دارد و از آنجا که سرمایه‌گذاران می‌توانند تأثیر آن را بر سودهای جاری و آتی از طریق سیاست‌های افشای حسابداری ارزیابی کنند، بیشتر قابل پیش‌بینی است (چان و همکاران، ۲۰۰۹).

در این پژوهش از طبقه‌بندی بیور و رایان برای اندازه‌گیری محافظه‌کاری در گزارشگری مالی شرکت‌ها استفاده شده است. دلیل بررسی تأثیر هر دو نوع محافظه‌کاری بر ریسک درماندگی مالی این

است که پژوهش‌های قبلی نشان می‌دهند این دو نوع محافظه‌کاری می‌توانند نقش‌های متفاوتی در قراردادهای، مقررات، مالیات، ارزش‌گذاری و کاهش عدم تقارن اطلاعاتی داشته باشند (Ball and Shivakumar., 2005) و کیانگ (Qiang, 2007, 2008).

برای اندازه‌گیری محافظه‌کاری مشروط از روش‌های زیر استفاده می‌شود:

۱) نسبت جمع اقلام تعهدی غیرعملیاتی به کل دارایی‌ها برگرفته از ژانگ (۲۰۰۸). برای محاسبه اقلام تعهدی غیرعملیاتی از فرمول زیر استفاده می‌شود (بیدل و همکاران، ۲۰۱۰):

$$\text{Nonoperating accruals} = \text{Total accruals} - \Delta \text{RECT} - \Delta \text{INVT} - \Delta \text{XPP} + \Delta \text{AP} + \Delta \text{TXT}$$

Nonoperating accruals: اقلام تعهدی غیرعملیاتی

ΔRECT : تغییرات حساب‌های دریافتنی

ΔINVT : تغییرات موجودی‌ها

ΔXPP : تغییرات پیش‌پرداخت هزینه‌ها

ΔAP : تغییرات حساب‌های پرداختنی

ΔTXT : تغییرات مالیات‌های پرداختنی

۲) نسبت سود خالص قبل از اقلام غیرمترقبه به ارزش بازار حقوق صاحبان سهام برگرفته از باسو (۱۹۹۷).

برای اندازه‌گیری محافظه‌کاری غیرمشروط نیز از روش‌های زیر استفاده می‌شود:

۱) نسبت کل اقلام تعهدی قبل از استهلاک به میانگین کل دارایی‌ها برگرفته از احمد و دولمان (Ahmed and Duellman., 2007). برای محاسبه کل اقلام تعهدی از فرمول زیر استفاده می‌شود (Biddle, et al., 2010):

$$\text{Total accruals} = \text{IB} - \text{OANCF} + \text{DP}$$

Total accruals: کل اقلام تعهدی

IB: سود خالص قبل از اقلام غیرمترقبه

OANCF: جریان‌های نقدی عملیاتی

DP: هزینه‌های استهلاک

۲) نسبت ارزش دفتری به ارزش خالص دارایی‌ها برگرفته از احمد و همکاران (2007).

از آنجا که جهت تغییر متغیرهای مربوط به محافظه‌کاری حسابداری و امتیاز اولسون عکس یکدیگر است، در هنگام تحلیل نتایج متغیرهای مربوط به محافظه‌کاری در عدد ۱- ضرب شده‌اند.

نتیجه‌گیری

آماره‌های توصیفی متغیرهای پژوهش

به‌منظور بررسی و تجزیه و تحلیل اولیه داده‌ها، آماره‌های توصیفی متغیرهای مورد مطالعه محاسبه و در جدول شماره ۱ ارائه شده است.

جدول (۱): آماره‌های توصیفی متغیرهای پژوهش

نام متغیر	تعداد	میانگین	میانه	حداکثر	حداقل	انحراف معیار
امتیاز Z' آلتمن	۱۲۷۰	۱/۵۴۴۴	۱/۵۷۹۲	۵/۳۹۸۱	-۹/۴۰۷۷	۱/۰۳۰۶
امتیاز O اولسون	۱۲۷۰	۰/۸۹۵۱	۰/۹۴۳۴	۰/۹۹۹۸	۰/۱۶۴۸	۰/۱۲۹۳
نسبت جمع اقلام تعهدی غیرعملیاتی به کل دارایی‌ها	۱۲۷۰	۰/۰۲۹۸	-۰/۰۰۷۹	۷/۹۹۲۳	-۱۰/۱۴۵	۰/۵۱۳۳
نسبت سود خالص قبل از اقلام غیرمترقبه به ارزش بازار حقوق صاحبان سهام	۱۲۷۰	۰/۳۲۱۵	۰/۱۵۲۸	۴۰/۳۱۰۷	-۲/۹۲۴۹	۱/۶۲۶۸
نسبت کل اقلام تعهدی قبل از استهلاک به میانگین کل دارایی‌ها	۱۲۷۰	۰/۰۲۷۳	۰/۰۱۹۳	۷/۸۲۳۰	-۱۰/۱۶۹	۰/۴۴۸۸
نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار خالص دارایی‌ها	۱۲۷۰	۰/۵۱۱۷	۰/۳۹۶۲	۵۰/۴۲۷۵	-۱۸/۴۴۹	۱/۷۹۷۸
اهرم مالی	۱۲۷۰	۰/۷۰۸۳	۶/۸۲۸	۱/۷۷۴۸	۰/۱۳۹۲	۰/۳۸۹۸
نرخ بازده دارایی‌ها	۱۲۷۰	۰/۱۴۰۸	۰/۱۱۲۶	۱۶/۶۸۸۰	-۱/۶۷۶۹	۰/۴۸۹۵۳
اندازه شرکت	۱۲۷۰	۱۲/۳۶۱۳	۱۲/۲۲۹۷	۱۷/۹۷۹۱	۵/۶۸۰۱	۱/۳۷۱۹
نقدینگی	۱۲۷۰	۰/۷۱۶۱	۰/۶۵۵۱	۴/۵۳۷۹	-۱/۹۰۷۱	۰/۴۳۷۷

همان‌گونه که در جدول مشاهده می‌شود نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار خالص دارایی‌ها بالاترین انحراف معیار (۱/۷۹۷۸) و امتیاز O اولسون که حاصل یک احتمال است و مقدار آن بین صفر و یک در نوسان است، کمترین انحراف معیار (۰/۱۲۹۳) را به خود اختصاص داده‌اند. همچنین بیشترین میزان میانگین و میانه مربوط به متغیر اندازه شرکت است.

ایستایی (پایایی) متغیرهای پژوهش

بر اساس آزمون ریشه واحد از نوع آزمون لوین، لین و چو (Levin, Lin and Chu., 2002)، چنانچه معناداری آماره آزمون کمتر از ۰/۰۵ باشد، متغیرهای مستقل، وابسته و کنترلی پژوهش در طی دوره پژوهش در سطح پایا هستند. نتایج حاصل از بررسی پایایی متغیرهای پژوهش با استفاده از این آزمون در جدول شماره ۲ ارائه شده است.

جدول ۲: نتایج حاصل از آزمون لوین، لین و چو

معناداری	آماره آزمون	متغیرهای پژوهش
۰/۰۰۰۱	-۱۳/۴۳۴۷	امتیاز 'Z' آلتمن
۰/۰۰۰۱	-۱۳/۰۷۱۵	امتیاز O اولسون
۰/۰۰۰۱	-۱۵۴/۸۸۷	نسبت کل ارقام تعهدی قبل از استهلاک به میانگین کل دارایی‌ها
۰/۰۰۰۱	-۸۴/۶۸۲۹	نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار خالص دارایی‌ها
۰/۰۰۰۱	-۳۱۵/۲۷۱	نسبت جمع ارقام تعهدی غیر عملیاتی به کل دارایی‌ها
۰/۰۰۰۱	-۴۵/۷۵۸۶	سود خالص قبل از ارقام غیر مترقبه به ارزش بازار حقوق صاحبان سهام
۰/۰۰۰۱	-۷/۵۹۹۹	اهرم مالی
۰/۰۰۰۱	-۱۴/۸۳۳۱	نرخ بازده دارایی‌ها
۰/۰۰۰۱	-۹/۱۶۹۵	اندازه شرکت
۰/۰۰۰۱	-۱۳/۹۰۷۵	نقدینگی

برای کلیه متغیرهای مستقل، وابسته و کنترلی سطح معناداری کوچک‌تر از ۰/۰۵ است و نشان‌دهنده این است که متغیرها پایا هستند. این بدان معنی است که میانگین و واریانس متغیرها در طول زمان و کوواریانس متغیرها بین سال‌های مختلف ثابت بوده است. در نتیجه، شرکت‌های مورد بررسی تغییرات ساختاری نداشته و استفاده از این متغیرها در مدل باعث به وجود آمدن رگرسیون کاذب نمی‌شود.

آزمون فرضیه‌های پژوهش

جهت آزمون فرضیه‌های پژوهش، ابتدا نوع مدل هر فرضیه با آزمون‌های چاو، هاسمن و بروش-پاگان بررسی و برای تمامی هشت فرضیه مدل تصادفی انتخاب شد.

آزمون فرضیه اصلی اول: بین محافظه‌کاری مشروط و ریسک درماندگی مالی شرکت‌ها ارتباط معناداری وجود دارد.

فرضیه فرعی اول: بین نسبت جمع ارقام تعهدی غیر عملیاتی به کل دارایی‌ها و امتیاز 'Z' آلتمن، رابطه معناداری وجود دارد.

نتایج حاصل از فرضیه فرعی اول بر اساس مدل تصادفی در جدول شماره ۳ ارائه شده است.

جدول (۳): الگوی برآورد فرضیه فرعی اول

متغیرها	ضرایب	خطای استاندارد	آماره t	معناداری
نسبت جمع اقلام تعهدی غیر عملیاتی به کل دارایی ها	-۰/۰۰۷۴	۰/۰۳۹۴	-۰/۱۸۹۹	۰/۸۴۹۴
اهرم مالی	-۱/۶۵۰۷	۰/۰۵۶۰	-۲۹/۴۴۰۲۱	۰/۰۰۰۱
نرخ بازده دارایی ها	۰/۲۵۹۶	۰/۰۴۴۵	۵/۸۲۴۷	۰/۰۰۰۱
اندازه شرکت	۰/۰۸۱۷	۰/۰۱۴۱	۵/۸۰۴۳	۰/۰۰۰۱
نقدینگی	۰/۳۹۳۹	۰/۰۴۸۰	۸/۱۸۹۵	۰/۰۰۰۱
مقدار ثابت	۱/۳۷۵۹	۰/۱۹۱۰	۷/۲۰۲۶	۰/۰۰۰۱
آماره F: ۳۲۵/۸۳۴۲		معناداری آماره F: ۰/۰۰۰۱		
ضریب تعیین: ۰/۵۶۳۱		ضریب تعیین تعدیل شده: ۰/۵۶۱۳		
		دوربین - واتسون: ۱/۸۰۷۳		

میزان P-Value تمامی ضرایب به جز متغیر مستقل یعنی نسبت جمع اقلام تعهدی غیر عملیاتی به کل دارایی ها، کوچک تر از ۰/۰۵ است و نشان می دهد بین نسبت جمع اقلام تعهدی غیر عملیاتی به کل دارایی ها به عنوان شاخص محافظه کاری مشروط و امتیاز Z' آلتمن به عنوان شاخص ریسک درماندگی مالی رابطه معناداری وجود ندارد. همچنین، در این فرضیه تمامی متغیرهای کنترلی اهرم مالی، نرخ بازده دارایی ها، اندازه شرکت و نقدینگی عوامل مؤثری بر ریسک درماندگی مالی شرکت ها محسوب می شود.

فرضیه فرعی دوم: بین نسبت سود خالص قبل از اقلام غیر مترقبه به ارزش بازار حقوق صاحبان سهام و امتیاز Z' آلتمن، رابطه معناداری وجود دارد.

نتایج حاصل از فرضیه فرعی دوم بر اساس مدل تصادفی در جدول شماره ۴ ارائه شده است. باز هم P-Value تمامی ضرایب به جز متغیر مستقل یعنی نسبت سود خالص قبل از اقلام غیر مترقبه به ارزش بازار حقوق صاحبان سهام، کوچک تر از ۰/۰۵ است. بنابراین، بین نسبت سود خالص قبل از اقلام غیر مترقبه به ارزش بازار حقوق صاحبان سهام به عنوان شاخص محافظه کاری مشروط و امتیاز Z' آلتمن به عنوان شاخص ریسک درماندگی مالی رابطه معناداری وجود ندارد. همچنین، در این فرضیه تمامی متغیرهای کنترلی اهرم مالی، نرخ بازده دارایی ها، اندازه شرکت و نقدینگی عوامل مؤثری بر ریسک درماندگی مالی شرکت ها محسوب می شود.

حال اگر هر دو متغیر مربوط به محافظه کاری مشروط را وارد مدل کنیم، ارتباط بین ریسک درماندگی مالی محاسبه شده بر مبنای امتیاز 'Z' آلتمن و محافظه کاری مشروط حسابداری به شکل جدول ۵ در می آید.

جدول (۴): الگوی برآورد فرضیه فرعی دوم

متغیرها	ضرایب	خطای استاندارد	آماره t	معناداری
نسبت سود خالص قبل از اقلام غیر مترقبه به ارزش بازار حقوق صاحبان سهام	-۰/۰۰۵۱	۰/۰۱۲۸	-۰/۳۹۹۸	۰/۶۸۹۳
اهرم مالی	-۱/۶۵۰۹	۰/۰۵۶۰	-۲۹/۴۴۶۶	۰/۰۰۰۱
نرخ بازده دارایی ها	۰/۲۵۹۲	۰/۰۴۴۵	۵/۸۲۲۰	۰/۰۰۰۱
اندازه شرکت	۰/۰۸۱۸	۰/۰۱۴۰	۵/۸۰۵۵	۰/۰۰۰۱
نقدینگی	۰/۳۹۳۹	۰/۰۴۷۹	۸/۱۹۲۸	۰/۰۰۰۱
مقدار ثابت	۱/۳۷۷۸	۰/۱۹۰۹	۷/۲۱۴۷	۰/۰۰۰۱
آماره F: ۳۲۵/۹۰۲۵				معناداری آماره F: ۰/۰۰۰۱
ضریب تعیین: ۰/۵۶۳۱		ضریب تعیین تعدیل شده: ۰/۵۶۱۴		دوربین- واتسون: ۱/۸۰۷۱

جدول شماره ۵ بیانگر این است که بین متغیرهای نسبت جمع اقلام تعهدی غیر عملیاتی به کل دارایی ها و نسبت سود خالص قبل از اقلام غیر مترقبه به ارزش بازار حقوق صاحبان سهام به عنوان شاخص های محافظه کاری مشروط و امتیاز 'Z' آلتمن به عنوان شاخص ریسک درماندگی مالی رابطه معناداری وجود ندارد. همچنین، در این فرضیه تمامی متغیرهای کنترلی اهرم مالی، نرخ بازده دارایی ها، اندازه شرکت و نقدینگی عوامل مؤثری بر ریسک درماندگی مالی شرکت ها محسوب می شود. در نهایت، مدل بر اساس متغیر وابسته (ریسک درماندگی مالی) و متغیر مستقل محافظه کاری مشروط به صورت زیر است:

$$DRZ = ۰/۰۸۱۷ ROA + ۰/۲۵۹۰ LEVERAGE - ۱/۶۵۰۸ CC2 - ۰/۰۰۶۰ CC1 + ۰/۰۰۴۶ SIZE + ۰/۳۹۳۸ LIQUIDITY + ۱/۳۷۷۸$$

جدول (۵): الگوی کلی تأثیر محافظه کاری مشروط بر امتیاز Z' آلمن

متغیرها	ضرایب	خطای استاندارد	آماره t	معناداری
نسبت جمع اقلام تعهدی غیر عملیاتی به کل دارایی ها	۰/۰۰۴۶	۰/۰۴۹۸	۰/۰۹۳۸	۰/۹۲۵۲
نسبت سود خالص قبل از اقلام غیر مترقبه به ارزش بازار حقوق صاحبان سهام	-۰/۰۰۶۰	۰/۰۱۶۲	-۰/۳۷۳۴	۰/۷۰۸۹
اهرم مالی	-۱/۶۵۰۸	۰/۰۵۶۰	-۲۹/۴۳۱۶	۰/۰۰۰۱
نرخ بازده دارایی ها	۰/۲۵۹۰	۰/۰۴۴۵	۵/۸۰۹۲	۰/۰۰۰۱
اندازه شرکت	۰/۰۸۱۷	۰/۰۱۴۱	۵/۷۹۷۵	۰/۰۰۰۱
نقدینگی	۰/۳۹۳۸	۰/۰۴۸۱	۸/۱۸۹۶	۰/۰۰۰۱
مقدار ثابت	۱/۳۷۸۵	۰/۱۹۱۱	۷/۲۱۰۳	۰/۰۰۰۱
آماره F : ۲۷۱/۳۷۴۱		معناداری آماره F : ۰/۰۰۰۱		
ضریب تعیین: ۰/۵۶۳۱		ضریب تعیین تعدیل شده: ۰/۵۶۱۰		دوربین- واتسون: ۱/۹۰۷۴

فرضیه فرعی سوم: بین نسبت جمع اقلام تعهدی غیر عملیاتی به کل دارایی ها و امتیاز O اولسون، رابطه معناداری وجود دارد.

نتایج حاصل از فرضیه فرعی سوم بر اساس مدل تصادفی در جدول شماره ۶ ارائه شده است.

جدول (۶): الگوی برآورد فرضیه فرعی سوم

متغیرها	ضرایب	خطای استاندارد	آماره t	معناداری
جمع اقلام تعهدی غیر عملیاتی به کل دارایی ها	-۰/۰۰۴۸	۰/۰۰۴۶	-۱/۰۴۰۴	۰/۲۹۸۳
اهرم مالی	۰/۰۴۷۵	۰/۰۰۷۱	۶/۶۹۸۷	۰/۰۰۰۱
نرخ بازده دارایی ها	-۰/۰۳۷۷	۰/۰۰۴۹	-۷/۵۹۶۶	۰/۰۰۰۱
اندازه شرکت	-۰/۰۰۴۳	۰/۰۰۱۷	-۲/۴۰۱۱	۰/۰۱۶۵
نقدینگی	-۰/۱۹۷۹	۰/۰۰۶۲	-۳۱/۵۳۸۸	۰/۰۰۰۱
مقدار ثابت	۱/۰۶۱۸	۰/۰۲۴۲	۴۳/۷۴۵۵	۰/۰۰۰۱
آماره F : ۳۱۶/۷۸۳۶		معناداری آماره F : ۰/۰۰۰۱		
ضریب تعیین: ۰/۵۵۶۱		ضریب تعیین تعدیل شده: ۰/۵۵۴۴		دوربین- واتسون: ۱/۸۸۳۴

همان گونه که در جدول شماره ۶ ملاحظه می شود P-Value تمامی ضرایب به جز متغیر مستقل یعنی نسبت جمع اقلام تعهدی غیر عملیاتی به کل دارایی ها کوچک تر از ۰/۰۵ است که معنادار بودن ضرایب مذکور در مدل را نشان می دهد. به بیان دیگر، بین نسبت جمع اقلام تعهدی غیر عملیاتی به کل دارایی ها به عنوان شاخص محافظه کاری مشروط و امتیاز O اولسون به عنوان شاخص ریسک درماندگی مالی رابطه معناداری وجود ندارد. همچنین، در این فرضیه متغیرهای کنترلی اهرم مالی، نرخ بازده دارایی ها، اندازه شرکت و نقدینگی عوامل مؤثری بر ریسک درماندگی مالی شرکت ها محسوب می شود.

فرضیه فرعی چهارم: بین نسبت سود خالص قبل از اقلام غیر مترقبه به ارزش بازار حقوق صاحبان سهام و امتیاز O اولسون، رابطه معناداری وجود دارد. نتایج حاصل از فرضیه فرعی چهارم بر اساس مدل تصادفی در جدول شماره ۷ ارائه شده است.

جدول (۷): الگوی برآورد فرضیه فرعی چهارم

متغیرها	ضرایب	خطای استاندارد	آماره t	معناداری
نسبت سود خالص قبل از اقلام غیر مترقبه به ارزش بازار حقوق صاحبان سهام	-۰/۰۰۲۸	۰/۰۰۱۴	-۱/۹۸۰۶	۰/۰۴۷۸
اهرم مالی	۰/۰۴۷۶	۰/۰۰۷۰	۶/۷۲۳۹	۰/۰۰۰۱
نرخ بازده دارایی ها	-۰/۰۳۷۴	۰/۰۰۵۰	-۷/۴۹۷۷	۰/۰۰۰۱
اندازه شرکت	-۰/۰۰۴۲	۰/۰۰۱۷	-۲/۳۹۲۵	۰/۰۱۶۹
نقدینگی	-۰/۱۹۷۶	۰/۰۰۶۲	-۳۱/۵۶۱۳	۰/۰۰۰۱
مقدار ثابت	۱/۰۶۰۷	۰/۰۲۴۲	۴۳/۷۵۱۲	۰/۰۰۰۱
آماره F: ۳۱۷/۹۸۷۳				معناداری آماره F: ۰/۰۰۰۱
ضریب تعیین: ۰/۵۵۷۱		ضریب تعیین تعدیل شده: ۰/۵۵۵۳		دورین - واتسون: ۱/۸۸۹۸

همان گونه که ملاحظه می شود P-Value تمامی ضرایب از جمله متغیر مستقل یعنی نسبت سود خالص قبل از اقلام غیر مترقبه به ارزش بازار حقوق صاحبان سهام کوچک تر از ۰/۰۵ است. بنابراین، بین نسبت سود خالص قبل از اقلام غیر مترقبه به ارزش بازار حقوق صاحبان سهام به عنوان شاخص محافظه کاری مشروط و امتیاز O اولسون به عنوان شاخص ریسک درماندگی مالی رابطه معناداری

وجود دارد. همچنین، در این فرضیه متغیرهای کنترلی اهرم مالی، نرخ بازده دارایی‌ها، اندازه شرکت و نقدینگی عوامل مؤثری بر ریسک درماندگی مالی شرکت‌ها محسوب می‌شود.

اگر هر دو متغیر مربوط به محافظه‌کاری مشروط را وارد مدل کنیم، ارتباط بین ریسک درماندگی مالی محاسبه‌شده بر مبنای امتیاز O اولسون و محافظه‌کاری مشروط حسابداری به شکل جدول ۸ در می‌آید.

جدول شماره ۸ نشان می‌دهد که بین متغیرهای نسبت جمع اقلام تعهدی غیرعملیاتی به کل دارایی‌ها و نسبت سود خالص قبل از اقلام غیرمترقبه به ارزش بازار حقوق صاحبان سهام به عنوان شاخص‌های محافظه‌کاری مشروط و امتیاز O اولسون به عنوان شاخص ریسک درماندگی مالی رابطه معناداری وجود ندارد. همچنین، در این فرضیه تمامی متغیرهای کنترلی اهرم مالی، نرخ بازده دارایی‌ها، اندازه شرکت و نقدینگی عوامل مؤثری بر ریسک درماندگی مالی شرکت‌ها محسوب می‌شود.

جدول (۸): الگوی کلی تأثیر محافظه‌کاری مشروط بر امتیاز O اولسون

متغیرها	ضرایب	خطای استاندارد	آماره t	معناداری
جمع اقلام تعهدی غیرعملیاتی به کل دارایی‌ها	۰/۰۰۱۵	۰/۰۰۶۰	-۰/۲۶۰۲	۰/۷۹۴۹
نسبت سود خالص قبل از اقلام غیرمترقبه به ارزش بازار حقوق صاحبان سهام	-۰/۰۰۳۱	۰/۰۰۱۸	۱/۶۹۶۸	۰/۰۹۰۰
اهرم مالی	۰/۰۴۷۶	۰/۰۰۷۱	۶/۷۱۷۵	۰/۰۰۰۱
نرخ بازده دارایی‌ها	-۰/۰۳۷۴	۰/۰۰۵۰	-۷/۴۶۲۴	۰/۰۰۰۱
اندازه شرکت	-۰/۰۰۴۲	۰/۰۰۱۷	-۲/۳۸۲۳	۰/۰۱۷۴
نقدینگی	-۰/۱۹۷۹	۰/۰۰۶۲	-۳۱/۵۲۹۸	۰/۰۰۰۱
مقدار ثابت	۱/۰۶۰۴	۰/۰۲۴۲	۴۳/۶۸۶۱	۰/۰۰۰۱
آماره F: ۲۶۴/۸۰۴۴		معناداری آماره F: ۰/۰۰۰۱		
ضریب تعیین: ۰/۵۵۷۱	ضریب تعیین تعدیل شده: ۰/۵۵۵۰	دوربین-واتسون: ۱/۸۸۹۶		

در نهایت، مدل بر اساس متغیر وابسته (ریسک درماندگی مالی) و متغیر مستقل محافظه‌کاری مشروط به صورت زیر است:

$$DRO = - 0.0015 CC1 + 0.0031 CC2 + 0.0476 LEVERAGE - 0.374 ROA - 0.042 SIZE - 0.1979 LIQUIDITY + 1.0604$$

آزمون فرضیه اصلی دوم: بین محافظه کاری غیرمشروط و ریسک درماندگی مالی شرکت ها ارتباط معناداری وجود دارد.

فرضیه فرعی پنجم: بین نسبت کل ارقام تعهدی قبل از استهلاك به میانگین کل دارایی ها و امتیاز Z' آلتمن، رابطه معناداری وجود دارد.

نتایج حاصل از فرضیه فرعی پنجم بر اساس مدل تصادفی در جدول شماره ۹ ارائه شده است. جدول شماره ۹ نشان می دهد که P-Value تمامی ضرایب به جز متغیر مستقل کوچک تر از ۰/۰۵ است و بیانگر معنادار بودن ضرایب مذکور در مدل است. به بیان دیگر، بین نسبت کل ارقام تعهدی قبل از استهلاك به میانگین کل دارایی ها به عنوان شاخص محافظه کاری غیرمشروط و امتیاز Z' آلتمن به عنوان شاخص ریسک درماندگی مالی رابطه معناداری وجود ندارد. در این فرضیه نیز تمامی متغیرهای کنترلی اهرم مالی، نرخ بازده دارایی ها، اندازه شرکت و نقدینگی عوامل مؤثری بر ریسک درماندگی مالی شرکت ها محسوب می شود.

جدول (۹): الگوی برآورد فرضیه فرعی پنجم

متغیرها	ضرایب	خطای استاندارد	آماره t	معناداری
نسبت کل ارقام تعهدی قبل از استهلاك به میانگین کل دارایی ها	۰/۰۰۰۷	۰/۰۴۶۲	۰/۰۱۶۲	۰/۹۸۷۱
اهرم مالی	-۱/۶۵۰۳	۰/۰۵۶۲	-۲۹/۳۵۶۸	۰/۰۰۰۱
نرخ بازده دارایی ها	۰/۲۵۹۳	۰/۰۴۴۸	۵/۷۸۰۰	۰/۰۰۰۱
اندازه شرکت	۰/۰۸۱۷	۰/۰۱۴۱	۵/۷۹۶۵	۰/۰۰۰۱
نقدینگی	۰/۳۹۳۶	۰/۰۴۸۰	۸/۱۸۴۷	۰/۰۰۰۱
مقدار ثابت	۱/۳۷۶۸	۰/۱۹۱۰	۷/۲۰۸۲	۰/۰۰۰۱
آماره F: ۳۲۵/۸۱۶۰				معناداری آماره F: ۰/۰۰۰۱
ضریب تعیین: ۰/۵۶۳۰	ضریب تعیین تعدیل شده: ۰/۵۶۱۳	دوربین- واتسون: ۱/۸۹۶۳		

فرضیه فرعی ششم: بین نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار خالص دارایی ها و امتیاز Z' آلتمن، رابطه معناداری وجود دارد.

نتایج حاصل از فرضیه فرعی ششم بر اساس مدل تصادفی در جدول شماره ۱۰ ارائه شده است.

جدول (۱۰): الگوی برآورد فرضیه فرعی ششم

متغیرها	ضرایب	خطای استاندارد	آماره t	معناداری
ارزش دفتری به ارزش بازار خالص دارایی‌ها	-۰/۰۲۰۶	۰/۰۱۱۱	-۱/۸۵۳۱	۰/۰۶۴۱
اهرم مالی	-۱/۶۷۲۷	۰/۰۵۷۴۷	-۲۹/۱۰۵۴	۰/۰۰۰۱
نرخ بازده دارایی‌ها	۰/۲۵۷۰	۰/۰۴۴۲	۵/۸۱۰۳	۰/۰۰۰۱
اندازه شرکت	۰/۰۸۲۴	۰/۰۱۴۰	۵/۸۵۴۸	۰/۰۰۰۱
نقدینگی	۰/۳۹۲۰	۰/۰۴۷۹	۸/۱۷۰۵	۰/۰۰۰۱
مقدار ثابت	۱/۳۹۶۵	۰/۱۹۰۹	۷/۳۱۲۷	۰/۰۰۰۱
آماره F: ۳۲۷/۴۴۶۸	معناداری آماره F: ۰/۰۰۰۱			
ضریب تعیین: ۰/۵۶۴۳	ضریب تعیین تعدیل شده: ۰/۵۶۲۶	دوربین- واتسون: ۱/۸۶۵۸		

جدول نشان می‌دهد که P-Value تمامی ضرایب به جز متغیر مستقل کوچک‌تر از ۰/۰۵ است. یعنی بین نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار خالص دارایی‌ها به عنوان شاخص محافظه‌کاری غیرمشرط و امتیاز Z' آلتمن به عنوان شاخص ریسک درماندگی مالی رابطه معناداری وجود ندارد. همچنین، در این فرضیه تمامی متغیرهای کنترلی اهرم مالی، نرخ بازده دارایی‌ها، اندازه شرکت و نقدینگی عوامل مؤثری بر ریسک درماندگی مالی شرکت‌ها محسوب می‌شود. حال هر دو متغیر مربوط به محافظه‌کاری غیرمشرط را وارد مدل می‌کنیم، ارتباط بین ریسک درماندگی مالی محاسبه‌شده بر مبنای امتیاز Z' آلتمن و محافظه‌کاری غیرمشرط حسابداری به شکل زیر در می‌آید:

جدول (۱۱): الگوی کلی تأثیر محافظه‌کاری غیرمشرط بر امتیاز Z' آلتمن

متغیرها	ضرایب	خطای استاندارد	آماره t	معناداری
نسبت کل اقلام تعهدی قبل از استهلاک به میانگین کل دارایی‌ها	۰/۰۰۰۳	۰/۰۴۶۳	۰/۰۷۳۱	۰/۹۴۱۷
ارزش دفتری به ارزش بازار خالص دارایی‌ها	-۰/۰۲۰۶	۰/۰۱۱۱	-۱/۸۵۴۰	۰/۰۶۴۰
اهرم مالی	-۱/۶۷۲۳	۰/۰۵۷۶	-۲۹/۰۱۶۵	۰/۰۰۰۱
نرخ بازده دارایی‌ها	۰/۲۵۶۷	۰/۰۴۴۵	۵/۷۶۱۱	۰/۰۰۰۱
اندازه شرکت	۰/۰۸۲۳	۰/۰۱۴۰	۵/۸۴۶۴	۰/۰۰۰۱
نقدینگی	۰/۳۹۲۰	۰/۰۴۸۰	۸/۱۶۴۳	۰/۰۰۰۱
مقدار ثابت	۱/۳۹۶۸	۰/۱۹۱۰	۷/۳۰۹۷	۰/۰۰۰۱

معناداری آماره F: ۰/۰۰۰۱	آماره F: ۲۷۲/۶۵۸۸
ضریب تعیین تعدیل شده: ۰/۵۶۲۲	ضریب تعیین: ۰/۵۶۴۳
دورین- واتسون: ۱/۸۴۸۲	

جدول شماره ۱۱ بیانگر عدم وجود رابطه معنادار بین متغیرهای نسبت کل ارقام تعهدی قبل از استهلاک به میانگین کل دارایی ها و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار خالص دارایی ها به عنوان شاخص های محافظه کاری غیر مشروط و امتیاز 'Z' آلتمن به عنوان شاخص ریسک درماندگی مالی است و در این فرضیه تمامی متغیرهای کنترلی اهرم مالی، نرخ بازده دارایی ها، اندازه شرکت و نقدینگی عوامل مؤثری بر ریسک درماندگی مالی شرکت ها محسوب می شود.

در نهایت، مدل بر اساس متغیر وابسته (ریسک درماندگی مالی) و متغیر مستقل محافظه کاری مشروط به صورت زیر است:

$$DRZ = 0.0003 UC1 - 0.0206 UC2 - 1.6723 LEVERAGE + 0.2567 ROA + 0.0823 SIZE + 0.3920 LIQUIDITY + 1.3968$$

فرضیه فرعی هفتم: بین نسبت کل ارقام تعهدی قبل از استهلاک به میانگین کل دارایی ها و امتیاز O اولسون، رابطه معناداری وجود دارد.

نتایج حاصل از فرضیه فرعی هفتم بر اساس مدل تصادفی در جدول شماره ۱۲ ارائه شده است.

جدول (۱۲): الگوی برآورد فرضیه فرعی هفتم

متغیرها	ضرایب	خطای استاندارد	آماره t	معناداری
نسبت کل ارقام تعهدی قبل از استهلاک به میانگین کل دارایی ها	۰/۰۰۰۹	۰/۰۰۵۳	۰/۱۸۵۱	۰/۸۵۳۱
اهرم مالی	۰/۰۴۷۲	۰/۰۰۷۱	۶/۶۳۰۴	۰/۰۰۰۱
نرخ بازده دارایی ها	-۰/۰۳۷۴	۰/۰۰۵۰	-۷/۴۴۱۷	۰/۰۰۰۱
اندازه شرکت	-۰/۰۰۴۲	۰/۰۰۱۸	-۲/۳۶۲۹	۰/۰۱۸۳
نقدینگی	-۰/۱۹۷۷	۰/۰۰۶۲	-۳۱/۴۸۱۰	۰/۰۰۰۱
مقدار ثابت	۱/۰۶۱۲	۰/۰۲۴۲	۴۳/۷۱۲۳	۰/۰۰۰۱
آماره F: ۳۱۶/۳۲۹۳		معناداری آماره F: ۰/۰۰۰۱		
ضریب تعیین: ۰/۵۵۵۸	ضریب تعیین تعدیل شده: ۰/۵۵۴۰	دورین- واتسون: ۱/۸۷۸۱		

همان گونه که در جدول شماره ۱۲ ملاحظه می شود P-Value تمامی ضرایب به جز متغیر مستقل یعنی نسبت کل ارقام تعهدی قبل از استهلاک به میانگین کل دارایی ها کوچک تر از ۰/۰۵ است. پس، بین نسبت کل ارقام تعهدی قبل از استهلاک به میانگین کل دارایی ها به عنوان شاخص محافظه کاری غیر مشروط و امتیاز O اولسون به عنوان شاخص ریسک درماندگی مالی رابطه معناداری وجود ندارد. در این فرضیه، متغیرهای کنترلی اهرم مالی، نرخ بازده دارایی ها، اندازه شرکت و نقدینگی عوامل مؤثری بر ریسک درماندگی مالی شرکت ها محسوب می شود.

فرضیه فرعی هشتم: بین نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار خالص دارایی ها و امتیاز O اولسون، رابطه معناداری وجود دارد.

نتایج حاصل از فرضیه فرعی هشتم بر اساس مدل تصادفی در جدول شماره ۱۳ ارائه شده است.

جدول (۱۳): الگوی برآورد فرضیه فرعی هشتم

متغیرها	ضرایب	خطای استاندارد	آماره t	معناداری
ارزش دفتری به ارزش بازار خالص دارایی ها	-۰/۰۰۱۹	۰/۰۰۱۳	-۱/۴۶۵۹	۰/۱۴۲۹
اهرم مالی	۰/۰۴۹۴	۰/۰۰۷۲	۶/۷۹۲۴	۰/۰۰۰۱
نرخ بازده دارایی ها	-۰/۰۳۷۳	۰/۰۰۵۰	-۷/۴۹۲۱	۰/۰۰۰۱
اندازه شرکت	-۰/۰۰۴۳	۰/۰۰۱۸	-۲/۴۰۶۰	۰/۰۱۶۳
نقدینگی	-۰/۱۹۷۶	۰/۰۰۶۲	-۳۱/۴۶۵۲	۰/۰۰۰۱
مقدار ثابت	۱/۰۵۹۴	۰/۰۲۴۳	۴۳/۵۸۸۲	۰/۰۰۰۱
آماره F: ۳۱۷/۲۳۵۰				معناداری آماره F: ۰/۰۰۰۱
ضریب تعیین: ۰/۵۵۶۵		ضریب تعیین تعدیل شده: ۰/۵۵۴۷	دوربین - واتسون: ۱/۸۳۵	

همان گونه که در جدول شماره ۱۳ ملاحظه می شود P-Value تمامی ضرایب به جز متغیر مستقل یعنی نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار خالص دارایی ها کوچک تر از ۰/۰۵ است که معنادار بودن ضرایب مذکور در مدل را نشان می دهد. به بیان دیگر، بین نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار خالص دارایی ها به عنوان شاخص محافظه کاری غیر مشروط و امتیاز O اولسون به عنوان شاخص ریسک درماندگی مالی رابطه معناداری وجود ندارد. همچنین، در این فرضیه متغیرهای کنترلی عوامل مؤثری بر ریسک درماندگی مالی شرکت ها محسوب می شوند.

اگر هر دو متغیر مربوط به محافظه کاری غیرمشروط را وارد مدل کنیم، ارتباط بین ریسک درماندگی مالی محاسبه شده بر مبنای امتیاز O اولسون و محافظه کاری غیرمشروط حسابداری به شکل جدول ۱۴ در می آید. این نتایج نشان می دهد که بین متغیرهای نسبت کل اقلام تعهدی قبل از استهلاك به میانگین کل دارایی ها و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار خالص دارایی ها به عنوان شاخص های محافظه کاری غیرمشروط و امتیاز O اولسون به عنوان شاخص ریسک درماندگی مالی رابطه معناداری وجود ندارد. همچنین، تمامی متغیرهای کنترل اهرم مالی، نرخ بازده دارایی ها، اندازه شرکت و نقدینگی عوامل مؤثری بر ریسک درماندگی مالی شرکت ها محسوب می شود.

جدول (۱۴): الگوی کلی تأثیر محافظه کاری غیرمشروط بر امتیاز O اولسون

متغیرها	ضرایب	خطای استاندارد	آماره t	معناداری
نسبت کل اقلام تعهدی قبل از استهلاك به میانگین کل دارایی ها	۰/۰۰۱۲	۰/۰۰۵۳	-۰/۲۳۲۵	۰/۸۱۶۱
ارزش دفتری به ارزش بازار خالص دارایی ها	-۰/۰۰۱۹	۰/۰۰۱۳	۱/۴۷۳۳	۰/۱۴۰۹
اهرم مالی	۰/۰۴۹۳	۰/۰۰۷۳	۶/۷۵۱۹	۰/۰۰۰۱
نرخ بازده دارایی ها	-۰/۰۳۷۲	۰/۰۰۵۰	-۷/۴۰۷۵	۰/۰۰۰۱
اندازه شرکت	-۰/۰۰۴۳	۰/۰۰۱۷	-۲/۳۹۶۵	۰/۰۱۶۷
نقدینگی	-۰/۱۹۷۵	۰/۰۰۶۲	-۳۱/۴۴۸۷	۰/۰۰۰۱
مقدار ثابت	۱/۰۵۹۳	۰/۰۲۴۳	۴۳/۵۶۶۷	۰/۰۰۰۱
آماره F: ۲۶۴/۱۷۲۸				معناداری آماره F: ۰/۰۰۰۱
ضریب تعیین: ۰/۵۵۶۵	ضریب تعیین تعدیل شده: ۰/۵۵۴۴		دوربین- واتسون: ۱/۸۰۲۵	

در نهایت، مدل بر اساس متغیر وابسته (ریسک درماندگی مالی) و متغیر مستقل محافظه کاری مشروط به صورت زیر است:

$$DRo = - 0.0012 UC1 + 0.0019 UC2 + 0.0493 LEVERAGE - 0.372 ROA - 0.043 SIZE - 0.1975 LIQUIDITY + 1.0593$$

بحث و نتیجه‌گیری

با توجه به عدم تأیید سه فرضیه از چهار فرضیه فرعی مربوط به فرضیه اصلی اول، و همچنین با توجه به جداول ۵ و ۸ که مربوط به تأثیر کلی محافظه‌کاری مشروط بر امتیاز Z' آلتمن و امتیاز O اولسون هستند، فرضیه اصلی اول مبنی بر وجود رابطه معنادار بین محافظه‌کاری مشروط حسابداری و ریسک درماندگی مالی مورد تأیید قرار نمی‌گیرد. همچنین به دلیل عدم تأیید فرضیه‌های فرعی مربوط به فرضیه اصلی دوم، و همچنین با توجه به جداول ۱۱ و ۱۴ که مربوط به تأثیر کلی محافظه‌کاری غیرمشروط بر امتیاز Z' آلتمن و امتیاز O اولسون هستند، فرضیه اصلی دوم نیز مبنی بر وجود رابطه معنادار بین محافظه‌کاری غیرمشروط حسابداری و ریسک درماندگی مالی مورد تأیید قرار نمی‌گیرد.

فرضیه فرعی چهارم از فرضیه اصلی اول مبنی بر وجود رابطه بین امتیاز O اولسون و نسبت سود خالص قبل از اقلام غیرمترقبه به ارزش بازار حقوق صاحبان سهام مورد تأیید قرار گرفته است. زیرا مقدار معناداری مربوط به آن کمتر از میزان α یعنی ۵٪ است. با توجه به جدول ۷ مقدار ضریب این متغیر ۰/۰۰۲۸- است که نشان‌دهنده ارتباط منفی و ضعیف بین محافظه‌کاری مشروط و ریسک درماندگی مالی است. این نتیجه مطابق با مبانی نظری و ادبیات موجود است. در جدول ۸ برای بررسی بیشتر هر دو متغیر محافظه‌کاری مشروط وارد مدل شده و ارتباط آنها با امتیاز اولسون بررسی شد که هر دو متغیر غیر معنادار شد. باید توجه داشت که ضرایب متغیر مستقل پژوهش (محافظه‌کاری حسابداری) در شش فرضیه از هشت فرضیه موجود منفی و در یک مورد، منفی و معنادار است. این امر بیانگر آن است که محافظه‌کاری حسابداری توانایی کاهش ریسک درماندگی مالی را دارد اما این توانایی در بیشتر موارد از لحاظ آماری معنادار نیست.

نتایج به دست آمده از آزمون فرضیه‌های اصلی اول و دوم از لحاظ معناداری آماری با نتایج پژوهش بیدل و همکاران (۲۰۱۰)، که تنها پژوهش موجود در این زمینه است مغایرت دارد، اما از نظر جهت ارتباط متغیرها مطابق با پژوهش مذکور است. زیرا پژوهش بیدل و همکاران (۲۰۱۰) ارتباط منفی و معنادار بین محافظه‌کاری و ریسک ورشکستگی را نشان داده بود. اما نتایج پژوهش حاضر، بیانگر ارتباط منفی و غیر معنادار بین محافظه‌کاری و ریسک درماندگی مالی است. به نظر می‌رسد به دلیل عدم کارایی بازار سرمایه، اعمال رویه‌های محافظه‌کارانه و بهبود ویژگی‌های کیفی اطلاعات مالی توسط بازار به نحو مناسب تشخیص داده نشده است و ریسک درماندگی مالی در ایران بیشتر متأثر از سایر عوامل مانند نقدینگی، اندازه و شرایط اقتصادی است.

همچنین، نتایج این پژوهش به صورت غیرمستقیم با نتایج پژوهش‌های گوی و ویرچیا (۲۰۰۷)، گاکس و همکاران (۲۰۰۹)، واتس (۲۰۰۳)، لافورد و واتس (۲۰۰۸)، کوینگ (۲۰۰۸)، احمد و دولمان (۲۰۰۲)، لارا و همکاران (۲۰۰۹)، چان و همکاران (۲۰۰۹)، لی (۲۰۱۰)، رضا زاده و آزاد (۱۳۸۷) و اعتمادی و همکاران (۱۳۸۹) مغایرت دارد. زیرا پژوهش‌های بالا نشان داده‌اند که محافظه‌کاری حسابداری باعث کاهش هزینه سرمایه و عدم تقارن اطلاعاتی می‌شود. با کاهش هزینه سرمایه تأمین مالی راحت و نقدینگی افزایش می‌یابد و ریسک درماندگی مالی کم می‌شود. افزون بر آن، با کاهش عدم تقارن اطلاعاتی، عدم اطمینان اطلاعاتی تأمین‌کنندگان سرمایه شرکت کاهش می‌یابد و به صورت مشابهی افزایش نقدینگی و کاهش ریسک درماندگی مالی را در پی دارد. این مغایرت نیز مربوط به معناداری نتایج است و جهت تغییر متغیرها با پژوهش‌های یادشده مطابقت دارد.

استنباط کلی از یافته‌های پژوهش نشان می‌دهد که ریسک درماندگی مالی شرکت بیشتر تحت تأثیر شرایط اقتصادی کشور، سیاست‌های تأمین مالی، میزان نقدینگی، اندازه شرکت و نوع صنعت است تا اعمال رویه‌های محافظه‌کارانه و بهبود ویژگی‌های کیفی اطلاعات مالی. بنابراین، نتایج بیان‌گر این است که شناسایی سریع‌تر اخبار بد نسبت به اخبار خوب (محافظه‌کاری مشروط) و اعمال رویه‌هایی که ذاتاً محافظه‌کارانه است (محافظه‌کاری غیرمشروط) تغییرات چشم‌گیر و قابل ارزیابی در میزان ریسک درماندگی مالی شرکت‌ها ایجاد نکرده‌اند.

پیشنهاد‌های پژوهش

با توجه به نتایج به دست آمده از آزمون فرضیه‌های اصلی اول و دوم پژوهش، به سرمایه‌گذاران توصیه می‌شود برای بررسی ریسک درماندگی مالی شرکت‌ها علاوه بر محافظه‌کاری حسابداری به عواملی مانند سطح نقدینگی، اندازه شرکت، و نسبت‌های مالی توجه کنند. همچنین با توجه منفی بودن ضریب اغلب متغیرهای پژوهش (ارتباط منفی بین محافظه‌کاری حسابداری و ریسک درماندگی مالی گرچه این ارتباط معنادار نیست) به سازمان حسابرسی به عنوان مرجع تدوین استانداردهای حسابداری توصیه می‌شود در تدوین استانداردها برای محافظه‌کاری حسابداری اهمیت بیشتری قائل شود و زمان بیشتری برای شناسایی مزایا و منافع محافظه‌کاری صرف کند. به پژوهشگران آینده توصیه می‌شود با بررسی سایر متغیرهای محافظه‌کاری و ریسک درماندگی مالی به تبیین بهتر ارتباط محافظه‌کاری و مخاطره درماندگی مالی کمک کنند.

منابع و مأخذ

۱. اعتمادی، حسین؛ نوروش، ایرج؛ آذر، عادل و سراجی، حسن (۱۳۸۹). «طراحی و تبیین مدل پیش‌بینی محافظه‌کاری حسابداری با تأکید بر ارتباط آن با میانگین موزون هزینه سرمایه در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران». تحقیقات حسابداری، شماره ۵، ۱۹-۱.
۲. بنی‌مهد، بهمن و باغبانی، ته‌مین (۱۳۸۸). «اثر محافظه‌کاری حسابداری، مالکیت دولتی، اندازه شرکت و نسبت اهرمی بر زیان دهی شرکت‌ها». بررسی‌های حسابداری و حسابرسی، دوره ۱۶، شماره ۵۸، ۷۰-۵۳.
۳. پیری، پرویز و حسینلو، وحیده (۱۳۹۰). «محافظه‌کاری در حسابداری». ماهنامه حسابدار، شماره ۲۳۱، خرداد ۹۰، ۷۱-۶۶.
۴. رسول‌زاده، مهدی (۱۳۸۰). «کاربرد مدل آلتمن در تعیین وضعیت ورشکستگی شرکت‌ها». مجله تدبیر، شماره ۱۲۰، ۱۰۷-۱۰۵.
۵. رهنمای رودپشتی، فریدون و علی‌خانی، راضیه (۱۳۸۸). «بررسی کاربرد مدل‌های پیش‌بینی ورشکستگی آلتمن و فالمر در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران». بررسی‌های حسابداری و حسابرسی، دوره ۱۶، شماره ۵۵، ۳۴-۱۹.
۶. ستایش، محمد حسین و جمالیان‌پور، مظفر (۱۳۸۹). «بررسی وجود محافظه‌کاری در گزارشگری مالی شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران». مجله پیشرفت‌های حسابداری دانشگاه شیراز، دوره دوم، شماره اول، پای‌پی ۵۸.۳، ۱۱۹-۸۵.
۷. شقاق‌نژاد، فتح‌الله (۱۳۷۲). «مقررات ورشکستگی در حقوق ایران». مجله حسابدار، شماره ۹۹، ۷۲-۶۴.
۸. قدرتی، حسن و معنوی مقدم، میرهادی (۱۳۸۹). «دقت مدل‌های پیش‌بینی ورشکستگی (مدل‌های آلتمن، شیراتا، اولسون، زمیسکی، اسپرینگیت، سی‌ای اسکور، فولمر، ژنتیک فرج‌زاده و ژنتیک مک‌کی) در بورس اوراق بهادار تهران». تحقیقات حسابداری و حسابرسی، شماره هفتم، ۱۴۴ - ۱۲۸.

۹. قدیری مقدم، ابوالفضل؛ غلامپورفرد، محمد مسعود و نصیر زاده، فرزانه (۱۳۸۸). «بررسی توانایی مدل‌های پیش‌بینی ورشکستگی آلتمن و اولسون در پیش‌بینی ورشکستگی شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار». مجله دانش و توسعه، سال شانزدهم، شماره ۲۸، ۲۲۰-۱۹۳.
۱۰. کمیته فنی سازمان حسابرسی (۱۳۸۱). استانداردهای حسابداری. سازمان حسابرسی، نشریه شماره ۱۶۰.
۱۱. مرکز تحقیقات تخصصی حسابداری و حسابرسی (۱۳۸۵). مبانی نظری حسابداری و گزارشگری مالی. سازمان حسابرسی، نشریه شماره ۱۱۳.
۱۲. مهرانی، ساسان؛ مهرانی، کاوه؛ منصفی، یاشار و کرمی، غلامرضا (۱۳۸۴). «بررسی کاربردی الگوهای پیش‌بینی ورشکستگی زیمنسکی و شیراتا در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران» بررسی‌های حسابداری و حسابرسی، سال دوازدهم، شماره ۴۱، ۱۳۱-۱۰۵.
۱۳. نیکبخت، محمدرضا و شریفی، مریم (۱۳۸۹). «پیش‌بینی ورشکستگی مالی شرکت‌های بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از شبکه‌های عصبی مصنوعی». مدیریت صنعتی، شماره ۴، ۱۸۰-۱۶۳.
14. Ahmed, A. S. and S. Duellman (2007). "Accounting Conservatism and Board of Director Characteristics: An Empirical Analysis." Journal of Accounting and Economics, Vol, 43, pp. 411-437.
15. Altman, Edward. (1968). "Financial Ratio, Discriminant Analysis and the Prediction of Corporate Bankruptcy." Journal of Finance, vol. 23, pp.589-610.
16. Ball, R. and L. Shivakumar (2005). "Earnings Quality in UK Private Firms: Comparative Loss Recognition Timeliness." Journal of Accounting and Economics, Vol. 39, pp. 83-125.
17. Basu, Sudipta. (1997). "The Conservatism Principle And the Asymmetric Timeliness of Earnings." Journal of Accounting and Economics, Vol. 24, pp. 24 – 337.
18. Beaver, William H. and Stephen G. Ryan (2000). "Biases and Logs 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, Vol. 38, No. 1, pp. 127-148.
19. Biddle, G. C. (1980). "Accounting Methods and Management Decisions: The Case of Inventory Costing and Inventory Policy." Journal of Accounting Research, Vol 18, 235- 280.

20. Biddle, Gary C.; Ma, Mary L.; and F. Song (2010) "Accounting Conservatism and Bankruptcy Risk." Working Paper, Faculty of Business and Economics the University of Hong Kong
21. Callen, J. L.; Chen, F.; Dou, Y. and B. Xin (2010). "Information Asymmetry and the Debt Contracting Demand for Accounting Conservatism." Working paper, Rotman School of Business, University of Toronto.
22. Campbell, J.; Hilscher, J. and J. Szilagyi (2008). "In Search of Distress Risk." *Journal of Finance*, Vol. 53, pp. 2899-2939.
23. Carapeto, M. (2005). "Bankruptcy Bargaining with Outside Options and Strategic Delay." *Journal of Corporate Finance*, Vol 11, pp. 736-746.
24. Chan, Ann L. C.; Lin, Stephen W. J.; and N. Strong (2009). "Accounting Conservatism and the Cost of Equity Capital: UK Evidence" *Managerial Finance*, Vol. 35 No. 4, pp. 325-345
25. Chen, C. and S. Zhu (2009). "Does Conservative Accounting Matter for the Cash Dividend Policy?" Working paper, School of Management, Fudan University.
26. Dichev, Hlia D. (1998). "Is the Risk of Bankruptcy a Systematic Risk?" the *Journal of Finance*, No. 3, pp. 1131-1147.
27. Fich, E. and S. Slezak (2008) "Can corporate governance save distressed firms from bankruptcy? An empirical analysis." *Review of Quantitative Finance and Accounting*, Vol. 30, pp. 225-251.
28. Gox, R. and R. Wagenhofer (2009). "Optimal Impairment Rules." *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 48, pp. 2-16.
29. Griffin, Michael and John M. Lemon (2002). "Book-to-Market Equity, Distress Risk, and Stock Returns." *Journal of Finance*, Vol. 57, Issue 5, pp. 2317-2336.
30. Guay, W. and R. E. Verrecchia (2007). "Conservative Disclosure." Working paper, University of Pennsylvania.
31. Hertz, M. G., Officer, M. S., Li, Z. and K. J., Rodgers (2008). "Inter-Firm Linkages and the Wealth Effects of Financial Distress Along the Supply Chain." *Journal of Financial Economics*, No. 87, 374-387.
32. Hui, K. W.; Klasa, S. and E. Yeung (2009). "Corporate Suppliers and Customers and Accounting Conservatism." Working paper, Hong Kong University of Science and Technology.
33. Jorion, P. and G. Zhang (2009). "Credit Contagion from Counterparty Risk." *Journal of Finance*, No. 64, pp. 2053-2087.

34. Kim, J.; Ramaswamy, K. and S. Sundaresan (1993). "Does Default Risk in Coupons Affect the Valuation of Corporate Bonds: A Contingent Claims Model." *Financial Management*, pp. 117–131.
35. Kirschenheiter, M. and R. Ramakrishnan (2009). "Prudence Demands Conservatism." Working paper, College of Business Administration, University of Illinois at Chicago
36. Lang, L. and R. Stulz (1992). "Contagion and Competitive Intra-industry Effects of Bankruptcy Announcements. *Journal of Financial Economics*, No, 32, 45–60.
37. Lara, Juan; Osma, Beatriz and F, Penalva (2009a). "Accounting conservatism and corporate governance." *Review of Accounting Studies*, Vol. 14, pp. 161-201.
38. Li, Dan (2010). "Does auditor tenure affect accounting conservatism? Further evidence" *Journal of Accounting and Public Policy*, Vol 29, pp. 226–241.
39. Loktionov, Y. (2009). "Does Accounting Quality Mitigate Risk Shifting?" Working paper, Sloan School of Management, Massachusetts Institute of Technology.
40. Louis, H.; Sun, A. and O. Urcan (2009). "Value of Cash Holdings and Accounting Conservatism." Working paper, Pennsylvania State University.
41. Ohlson, James A. Spring (1980). "Financial ratios and the probabilistic prediction of bankruptcy." *Journal of Accounting Research*, Vol. 18, no. 1, pp. 109-13.
42. Radu, Florin; Pacurari, Doina; Bordeianu, GaDRIela-Daniela; Pavaloaia, Willi and M. Paraschivescu (2009). "The Score-Method Evaluation Instrument for the Bankruptcy Risk" *Economy Transdisciplinarity Cognition*, pp. 233 -239.
43. Samad, Fazilah; Mohd Yusof, Mohd Azhar and Roselee, Shah Shaharudin (2009). "Financial Distress Risk and Stock Returns: Evidence from the Malaysian Stock Market." *Journal of International Finance and Economics*, Volume 9, Number 2, pp. 19-38.
44. Uhrig-Homburg, M. (2005). "Cash-flow Shortage as an Endogenous Bankruptcy Reason." *Journal of Banking and Finance*, Vol. 29, pp. 1509–1534.
45. Watts, R. (2003). "Conservatism in Accounting Part I: Explanations and Implications." *Accounting Horizons*, Vol. 17, pp. 207–221.
46. Wee Goh, Beng and Li, Dan (2011). "Internal Controls and Conditional Conservatism." *The Accounting Review*, Vol 86, No 3, pp. 975–1005.
47. Wittenberg-Moerman, R. (2008). "The Role of Information Asymmetry and Financial Reporting Quality in Debt Trading: Evidence from the Secondary Loan Market." *Journal of Accounting and Economics*, Vol 46, pp. 240-260.

48. Zang, Jieying (2008). "The Contracting Benefits of Accounting Conservatism to Lenders and Borrowers." *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 45, I. 1, pp. 27-54.
49. Zaretzky, Kaylene and J. Zumwalt (2007). "Relation between Distress Risk, Book-to-Market Ratio and Return Premium." *Managerial Finance*, Vol. 33, No. 10, pp. 788-797.