

بررسی رابطه بین محافظه کاری شرطی، محافظه کاری غیر شرطی و ریسک ورشکستگی

حسن صالح‌نژاد^۱
سید حسام وقفی^۲
حسن عادل قراملکی^۳

چکیده

شواهد تئوری و تجربی بسیاری در خصوص نقش اطلاعاتی محافظه کاری در حسابداری و تاثیرات مطلوب آن در حفظ منافع تامین‌کنندگان سرمایه وجود دارد. هدف اصلی تحقیق حاضر، بررسی روابط متقابل بین محافظه کاری شرطی و محافظه کاری غیر شرطی با ریسک ورشکستگی در شرکت‌های پذیرفته شده بørs اوراق بهادار تهران می‌باشد. نمونه آماری این تحقیق شامل ۱۵۷ شرکت از شرکت‌های پذیرفته شده در بورس می‌باشد که داده‌های آن‌ها در طول سال‌های ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۰ مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفت. نتایج نشان داد که ریسک ورشکستگی تاثیر معناداری بر محافظه کاری شرطی ندارد. این در حالی است که متناقض با مبانی نظری تحقیق، ریسک ورشکستگی موجب کاهش محافظه کاری غیر شرطی در بین شرکت‌های نمونه آماری شده است. نتایج همچنین نشان داد که محافظه کاری غیر شرطی، ریسک ورشکستگی را کاهش می‌دهد، این یافته با مبانی نظری تحقیق سازگار بوده و حاکی از مزایای محافظه کاری حسابداری برای حفظ منافع مالکان در شرکت‌های رو به ورشکستگی است.

کلمات کلیدی: محافظه کاری شرطی، محافظه کاری غیر شرطی، ریسک ورشکستگی

Email:shs_489@yahoo.com

۱. استادیار حسابداری - عضو هیات علمی دانشگاه پیام نور

۲. مربی حسابداری - عضو هیات علمی دانشگاه پیام نور (نویسنده مسئول)

Email:h.vaghfi.2012@gmail.com

Email:hgh.2000@yahoo.com

۳. حسن عادل قراملکی - کارشناس ارشد حسابداری - دانشگاه پیام نور

تاریخ دریافت: ۹۲/۰۳/۰۱ تاریخ پذیرش: ۹۲/۰۸/۰۱

۱. مقدمه

محافظه کاری به عنوان میزان احتیاط و بدبینی بالاتر برای شناسایی سودها در مقایسه با زیانها تعریف شده است. این امر به شناسایی سریع تر زیانها در مقایسه با سودها می انجامد و نتیجه این رویه کاهش در خالص ارزش داراییهاست. وجود رویه های محافظه کاری در گزارشگری مالی، در پاسخ به تقاضا برای اینگونه اطلاعات در جهت حل مسایل نمایندگی است (واتس^۱، ۲۰۰۳). در پژوهش های اخیر، محافظه کاری را به دو نوع تقسیم کرده اند: نوع نخست، محافظه کاری نامشروط^۱ (پیش رویدادی) که محافظه کاری مستقل از اخبار است. محافظه کاری پیش رویدادی از به کارگیری آن دسته از استانداردهای حسابداری ناشی می شود که سود را به گونه ای مستقل از اخبار اقتصادی جاری، می کاهند. برای مثال، شناسایی بدون درنگ مخارج تبلیغات و تحقیق و توسعه به عنوان هزینه، حتی در صورتی که جریانهای نقدی آتی مورد انتظار آنها مثبت باشد، از این نوع است (بال^۲، ۲۰۰۴). نوع دیگر محافظه کاری، محافظه کاری پس رویدادی است که محافظه کاری وابسته به اخبار، محافظه کاری مشروط^۲ و عدم تقارن زمانی سود^۳ نیز خوانده شده است. محافظه کاری پس رویدادی به مفهوم شناسایی به موقع تر اخبار بد نسبت به اخبار خوب در سود است. برای مثال، قاعده اقل بهای تمام شده یا ارزش بازار، حذف سرقفلی در پی انجام آزمون کاهش ارزش و شناسایی نامتقارن زیانهای احتمالی در مقابل سودهای احتمالی، از این نوع هستند. شواهد نشان می دهد که محافظه کاری حسابداری، وجه نقد در دسترس را از طریق افزایش جریان ورودی وجه نقد و کاهش خروج وجه نقد، افزایش می دهد. محافظه کاری، جریانهای نقدی را از طریق پس اندازهای احتیاطی، کاهش هزینه سرمایه و افزایش جریان نقد عملیاتی افزایش می دهد (بیدل و همکاران^۴، ۲۰۱۱).

لارا و همکاران^۵ (۲۰۱۰) و لی^۶ (۲۰۱۰) ثابت کردند که محافظه کاری از طریق محدود نمودن سرمایه گذاری افراطی و افزایش جریان نقد عملیاتی، هزینه سرمایه را کاهش می دهد که در نتیجه تأمین مالی برون سازمانی را تسهیل می کند و منجر به دسترسی سریع و آسان شرکت به منابع مالی نقدی می شود. لارا و همکاران (۲۰۱۰) بیان می کنند که محافظه کاری انگیزه های مدیریت را برای اجتناب از سرمایه گذاری در پروژه های با خالص ارزش فعلی منفی و کنار گذاشتن پروژه های زیان ده، افزایش می دهد. بوشمن و همکاران (۲۰۱۰) دریافتند که شناسایی به موقع زیان، مدیر را در تشخیص و کنار گذاشتن بموقع پروژه های زیان ده، کمک می کند. بر این اساس، نقش محافظه کاری در افزایش سطح وجه نقد، ریسک ورشکستگی را کاهش می دهد. زیرا که، براساس تئوری و شواهد مالی، ورشکستگی به وضعیتی اطلاق می شود که سطح وجه نقد نگهداری شده جهت رفع نیازهای ضروری، ناکافی و نامناسب باشد. بعبارت

دیگر، برای پرداخت بدهی‌ها و ایفای تعهدات، منابع مالی نقدی مورد نیاز میباشد که در صورت عدم کفایت منابع، شرکت به سوی ورشکستگی پیش خواهد رفت (بیدل و همکاران، ۲۰۱۱). مطابق با شواهد نظری و تجربی فوق، می‌توان انتظار داشت که محافظه کاری حسابداری (شرطی و غیرشرطی) به سه طریق بر ریسک ورشکستگی تأثیرگذار است. ۱) نقش محافظه کاری حسابداری در بالا بردن سطح نگهداشت وجه نقد (مانند اندوخته‌ی احتیاطی) باعث می‌شود، شرکت منابع مالی مناسبی را در دست داشته و با ریسک ورشکستگی پایین‌تری مواجه باشد. ۲) محافظه کاری به سبب کم‌نمایی سود و دارایی‌ها و در نتیجه محدود نمودن پرداخت به تامین‌کنندگان سرمایه شرکت و از طرف دیگر، با تسهیل در تامین مالی خارج از شرکت، خطر ورشکستگی شرکت‌های بحران زده را کاهش داده و ورشکستگی آنها را به تأخیر می‌اندازد. ۳) رویه‌های محافظه کارانه منجر به شناسایی سریعتر اخبار بد و پروژه‌های زیان ده و در نتیجه توقف آنها شده و احتمال ورشکستگی شرکت را کاهش می‌دهد. (بیدل و همکاران، ۲۰۱۱). چنانچه محافظه کاری حسابداری (شرطی و غیر شرطی) بر ریسک ورشکستگی تأثیرگذار باشد؛ ممکن است ریسک ورشکستگی عاملی برای بکارگیری رویه‌های محافظه کاری در گزارشگری مالی باشد. بعبارت دیگر، انتظار می‌رود که در شرکت‌هایی که نشانه‌های احتمال ورشکستگی آتی در آنها بیشتر است؛ سطح محافظه کاری بیشتری اعمال شود که این محافظه کاری ناشی از تقاضا و نظارت تامین‌کنندگان سرمایه شرکت بر محیط گزارشگری آن می‌باشد. در پژوهش حاضر، در جهت تبیین مطلوبیت محافظه کاری حسابداری برای شرکت‌هایی که نشانه‌هایی از ورشکستگی در آنها مشاهده می‌شود و تمایلات تامین‌کنندگان سرمایه این شرکت‌ها برای اعمال محافظه کاری بیشتر، روابط متقابل میان محافظه کاری شرطی و غیرشرطی با ریسک ورشکستگی بررسی شده است.

۱.۱. نقش اطلاعاتی محافظه کاری

مدیران بطور بالقوه انگیزه دارند که وضعیت شرکت را مطلوب جلوه دهند و به علت اختیارات مدیریت در ارائه گزارش‌های مالی فرصت اعمال این رویه را به دست می‌آورند. بنابراین وجود مکانیزم‌های نظارتی و کنترلی جهت حفظ منافع سهامداران ضروری است (گیولی و هین، ۲۰۰۹). شواهد نشان می‌دهند که محافظه کاری شرطی و غیرشرطی عدم تقارن اطلاعاتی و عدم اطمینان در اطلاعات را کاهش می‌دهند. این کارکرد محافظه کاری ناشی از نگاه بدبینانه به درآمدهای تحقق نیافته و شناسایی سریع و بموقع اخبار بد می‌باشد (لی، ۲۰۱۰). در بسیاری از پژوهش‌ها و شواهد پیشین، تأثیرات مطلوب محافظه کاری حسابداری بر

محیط گزارشگری مالی در جهت حفظ منافع سهامداران و اعتباردهندگان اثبات شده است (لارا و همکاران، ۲۰۱۰).

۲.۱. نقش محافظه کاری در شرکتهای رو به ورشکستگی

مدیران قادر به پنهان نمودن اخبار بد مربوط به شرکت هستند و به نظر می رسد که اطلاعات منفی درون یک شرکت ذخیره خواهد شد. با این وجود، یک محدودیت برای مدیران از لحاظ میزان اخبار بدی که می توانند جذب کنند و به طور موفقیت آمیزی پنهان کنند وجود دارد. این محدودیت به این دلیل است که اگر در یک زمان خاص، مقدار اخبار بد جمع آوری شده به یک آستانه و یا حد مشخص و ویژه ای رسید، از آن به بعد ادامه پنهان نمودن آنها یا بسیار پر هزینه بوده و یا به طور کلی غیر ممکن خواهد شد. زمانی که جمع آوری اخبار بد به آخرین نقطه (نقطه سرازیری) رسید، همه آنها به طور ناگهانی انتشار یافته و منجر به ورشکستگی یکباره شرکت می شود (هوتون و همکاران^{۱۱}، ۲۰۰۹). در این راستا، بنظر می رسد وجود رویه های محافظه کارانه در گزارشگری مالی شرکتهای رو به ورشکستگی، اهمیت و ضرورت بیشتری دارد. زیرا که اولاً در اینگونه شرکتهای حجم اخبار بد در مقایسه با سایر شرکتهای بیشتر است که در نتیجه مدیران تلاش بیشتری در جهت پنهان نمودن اخبار بد خواهند نمود و ثانیاً لزوم حفظ منابع مالی شرکت، از طریق کم نمایی سود و دارایی ها، بیشتر می شود. همچنین، محافظه کاری خروج وجه نقد را از طریق اجتناب از هزینه های نقدی غیر ضروری، تأخیر در پرداخت هزینه های محقق شده و کاهش هزینه های نمایندگی مرتبط با نگهداری وجه نقد، کاهش می دهد. در این رابطه، محافظه کاری از طریق شناسایی دیر هنگام سودها و افزایش در داراییها، خروج وجوه نقد در قالب پاداش، مالیات و یا سود تقسیمی را کاهش می دهد (کالن^{۱۱}، ۲۰۱۰).

۲. پیشینه پژوهش

سری استارا و تس^{۱۲} (۲۰۰۹) دریافتند که تشخیص به موقع ضرر و زیانها، این احتمال را افزایش می دهد که شرکتها بتوانند پروژه های غیر مفید را در یک موقعیت مناسب تر و به هنگام تر متوقف سازند. به همین ترتیب، فرانسیس و مارتین (۲۰۱۰) دریافتند که شرکت های محافظه کار بسیار سریع تر از شرکت های دیگر در متوقف کردن پروژه های غیر مفید عمل می کنند. هوی و همکاران^{۱۳} (۲۰۰۹) دریافتند که محافظه کاری باعث می شود که شرکت قادر به بستن قراردادهایی با شرایط مناسب تر با فروشندگان مواد اولیه گردد و این امر منجر به بالا

رفتن جریان نقد عملیاتی می‌شود. بطورکلی، هم محافظه کاری شرطی و هم محافظه کاری غیرشرطی، ریسک کاهش جریان نقد عملیاتی را تقلیل می‌دهند.

کریشن هیتر و راما کریشن^۴ (۲۰۱۰) بیان می‌کنند که تصمیم‌گیرندگان محافظه کار، جهت کاهش ریسک ناشی از جریان نقدی ورودی آتی، متقاضی محافظه کاری حسابداری هستند تا از این طریق بتوانند در خصوص ذخایر نقدی احتیاطی آسان‌تر تصمیم‌گیری نموده و سطح نگهداشت وجه نقد را بالا ببرند.

بیدل و همکاران (۲۰۱۱) در تحقیقی با عنوان محافظه کاری حسابداری و ریسک ورشکستگی، دریافتند که محافظه کاری شرطی و غیرشرطی از طریق افزایش ذخایر نقدی و شفافیت اطلاعاتی، به کاهش ریسک ورشکستگی در شرکت‌ها کمک می‌کند. این تحقیق پیشنهاد می‌کند زمانیکه ریسک ورشکستگی افزایش می‌یابد؛ تقاضای تامین‌کنندگان سرمایه شرکت و حساب‌برسان برای اعمال سطح بیشتری از محافظه کاری در گزارشهای مالی، افزایش می‌یابد.

ژانگ و کیم^۵ (۲۰۱۰) پژوهشی در مورد بررسی ارتباط بین حسابداری محافظه‌کارانه با ریزش ناگهانی قیمت سهام انجام دادند. نتایج این بررسی نشان می‌دهد که حسابداری محافظه‌کارانه مانع از انباشته کردن اخبار بد توسط مدیران می‌شود و این مسأله باعث کاهش احتمال ریزش ناگهانی قیمت سهام می‌شود. این محققین همچنین در تحقیق خود به این نتیجه رسیدند که رابطه معکوس موجود بین این دو متغیر در شرکت‌هایی که در آن‌ها عدم تقارن اطلاعاتی بالاتر است (به طور مثال در شرکت‌هایی با سرمایه‌گذاری‌های بزرگ در مخارج تحقیق و توسعه و یا در صنایعی با پوشش تحلیل‌گر کمتر) قوی‌تر می‌باشد. به طور کلی نتایج این دو محقق مطابق است با این دیدگاه که حسابداری محافظه‌کارانه انگیزه‌های مدیریت را برای بالا نشان دادن عملکرد و نیز پنهان ساختن اخبار بد از سرمایه‌گذاران محدود می‌سازد که این مهم باعث جلوگیری از انباشته شدن اخبار بد در شرکت و در نتیجه کاهش ریسک ریزش قیمت سهام می‌شود.

رضازاده و آزاد (۱۳۸۷) به تبیین رابطه بین عدم تقارن اطلاعاتی بین سرمایه‌گذاران و میزان محافظه کاری در گزارشگری مالی پرداختند. نتایج تحقیق بیانگر وجود رابطه مثبت و معنی دار میان عدم تقارن اطلاعاتی بین سرمایه‌گذاران و سطح محافظه کاری اعمال شده در صورت‌های مالی است. همچنین، نتایج نشان می‌دهد که تغییر عدم تقارن اطلاعاتی بین سرمایه‌گذاران موجب تغییر در سطح محافظه کاری می‌گردد.

بنی مهد و باغبانی (۱۳۸۸) اثر محافظه کاری حسابداری، مالکیت دولتی، اندازه شرکت و نسبت اهرمی بر زیان دهی شرکت‌ها در ۴۸ شرکت زیان ده از شرکت‌های خارج شده از

تابلوی بورس اوراق بهادار تهران در دوره زمانی ۷ساله ۱۳۸۱ الی ۱۳۸۶ را مورد بررسی قرار دادند. نتایج این پژوهش نشان می دهد که محافظه کاری حسابداری با زیان دهی شرکتها رابطه ای مستقیم دارد. همچنین نتایج پژوهش بر وجود رابطه ای مستقیم میان اندازه شرکتها و زیان دهی و رابطه ای معکوس میان نسبت اهرمی و زیان دهی تأکید دارد. نتایج نشان می دهد که مالکیت دولتی، اثری بر زیان دهی شرکتها ندارد. همچنین نتایج مزبور، محافظه کاری حسابداری را مکانیزم قراردادی موثری برای محدود نمودن رفتار جانبدارانه مدیر در بیش نمایی از سود در شرکت های زیان دیده می شناسد و از این رو، محافظه کاری را موجب ارتقای ارزش شرکت های زیان دیده در بلند مدت میدانند.

مرادی وهمکاران (۱۳۹۰) به بررسی تاثیر محافظه کاری حسابداری بر کاهش ریسک سقوط قیمت سهام در بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. یافته های تحقیق نشان می دهد که بین وجود و یا عدم وجود رویداد سقوط سهام در طول دوره تحقیق با سطح محافظه کاری حسابداری، یک رابطه معکوس و معنی دار وجود دارد. به عبارت دیگر، یافته ها حاکی از تاثیر مثبت محافظه کاری حسابداری بر کاهش ریسک سقوط قیمت سهام است. همچنین نتایج حاکی از آن است که رابطه بین محافظه کاری با وجود یا عدم وجود رویداد سقوط قیمت سهام در شرکت های دارای سطح عدم تقارن اطلاعاتی بالا، به لحاظ آماری معنی دار نیست. همچنین نتایج حاصل از این تحقیق نشان می دهد که عدم تقارن اطلاعاتی، نتوانسته است تاثیر محافظه کاری در کاهش ریسک سقوط قیمت سهام را افزایش دهد.

۳. چارچوب نظری و تدوین فرضیه های تحقیق

بطور کلی در شرکت هایی که با بحران مالی مواجه هستند، مکانیزم های نظارتی از جانب تامین کنندگان سرمایه شرکت با دقت و شدت بیشتری اعمال می شود و عملیات حسابرسی نیز با حساسیت بیشتری دنبال می شود. بنابراین بنظر می رسد مدیران ناگزیر از اعمال محافظه کاری غیرشرطی باشند زیرا که عدم اعمال آن منجر به هزینه های انضباطی برای مدیران از قبیل از دست دادن شغل و یا شهرت می شود. این در حالی است که انگیزه های فرصت طلبانه مدیران برای گزارشگری خلاف واقع و پنهان نمودن اخبار بد در شرکتهای رو به ورشکستگی، بیشتر از سایر شرکتهاست (کوتاری و همکاران، ۲۰۱۰). بنظر می رسد که در شرایط بحران مالی و با وجود نظارتهای قدرتمند ناشی از چنین شرایطی، مدیران بیشتر به محافظه کاری شرطی تمایل نشان دهند. این در حالی است که تامین کنندگان سرمایه شرکت و حسابرسان، بیشتر محافظه- کاری غیرشرطی را دنبال می کنند. بنابراین انتظار می رود که هم محافظه کاری شرطی و هم

محافظه کاری غیرشرطی در شرکتهای با ریسک ورشکستگی بالاتر، بیشتر باشد. بنابراین فرضیه های اول و دوم تحقیق بصورت ذیل مطرح شده اند.

فرضیه اول: ریسک ورشکستگی موجب افزایش محافظه کاری شرطی می شود.

فرضیه دوم: ریسک ورشکستگی موجب افزایش محافظه کاری غیرشرطی می شود.

با توجه به مباحث مطرح شده در مساله تحقیق و بررسی پژوهش های پیشین، می توان انتظار داشت که محافظه کاری حسابداری (شرطی و غیرشرطی)، می تواند نقش موثری در کاهش ریسک ورشکستگی داشته باشد. بر این اساس، فرضیه های سوم و چهارم تحقیق بشرح ذیل مطرح شده اند.

فرضیه سوم: محافظه کاری شرطی موجب کاهش ریسک ورشکستگی می شود.

فرضیه چهارم: محافظه کاری غیرشرطی موجب کاهش ریسک ورشکستگی می شود.

۴. روش شناسی تحقیق

این تحقیق، به لحاظ هدف کاربردی و به لحاظ روش اجرا، توصیفی و از نوع همبستگی است. در این تحقیق، متغیرها به دو دسته مستقل و وابسته تفکیک شده و ارتباط متقابل بین آنها از طریق آزمون های رگرسیونی بررسی می شود. از این نظر می توان تحقیق حاضر را از جمله تحقیقات پس رویدادی بشمار آورد. زیرا که در آن برای آزمون فرضیه های تحقیق، از داده های تاریخی استفاده می شود. تحقیق حاضر به لحاظ روش گرد آوری اطلاعات توصیفی می باشد و اطلاعات مورد نیاز از صورت های مالی شرکت ها و نرم افزار رهاورد نوین استخراج شده است.

۵. جامعه و نمونه آماری تحقیق

جامعه آماری این تحقیق شامل تمامی شرکتهای پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران غیر از شرکتهای سرمایه گذاری، بیمه ها و بانکها می باشد که دارای شرایط زیر بوده اند. (۱) در سالهای مالی ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۰ در بورس حضور داشته اند. (۲) پایان سال مالی آنها آخر اسفند هر سال بوده و در طول دوره فوق الذکر تغییری در سال مالی نداشته اند. (۳) نماد معاملاتی شرکت فعال و بیش از ۴ ماه در سال توقف نماد معاملاتی نداشته باشند. دوره زمانی تحقیق از سال ۱۳۸۵ الی ۱۳۹۰ بمدت شش سال می باشد. روش نمونه گیری حذفی سیستماتیک می باشد که باتوجه به ملاحظات فوق تعداد ۱۵۷ شرکت از جامعه آماری بعنوان نمونه انتخاب شدند.

۶. متغیرهای تحقیق و نحوه محاسبه آنها

متغیرهای اساسی تحقیق حاضر شامل محافظه کاری شرطی و غیرشرطی و ریسک ورشکستگی می باشند که نحوه برآورد و محاسبه هر کدام بصورت ذیل است.

۱.۶. شیوه برآورد ریسک ورشکستگی

در تحقیق حاضر برای اندازه گیری ریسک ورشکستگی از مدل آلتمن^{۱۶} (۱۹۶۸) استفاده شده است. آلتمن (۱۹۶۸) از طریق تجزیه و تحلیل تشخیص چند گانه و از میان ۲۲ نسبت مالی پنج نسبت به صورت ترکیبی را به عنوان بهترین عوامل پیش بینی کننده ورشکستگی انتخاب کرد. دلیل استفاده از این مدل این است که مدل آلتمن از جمله مدل های ورشکستگی است که قبلا بارها در تحقیقات داخلی آزمون و قدرت مناسب پیش بینی کنندگی آن در شرایط اقتصادی ایران ثابت شده است (مانند تحقیقات قدرتی و معنوی مقدم، ۱۳۸۸ و سلیمانی، ۱۳۸۹). الگوی آلتمن به این شرح است (سلیمانی، ۱۳۸۹).

$$Z = 0/999X_1 + 0/6X_2 + 3/3X_3 + 1/4X_4 + 1/2X_5$$

متغیرهای پیش بینی کننده (Xها) در مدل فوق به ترتیب شامل فروش به مجموع دارایی، ارزش بازار حقوق صاحبان سهام به مجموع ارزش دفتری بدهیها، سود قبل از بهره و مالیات به مجموع داراییها، سود انباشته به مجموع داراییها و سرمایه در گردش به مجموع داراییها است. آلتمن پس از آزمون توان ارزیابی مدل دریافت که میزان موفقیت آن ۹۵ درصد می باشد. در الگوی فوق، Z بعنوان شاخص ورشکستگی آلتمن مطرح می باشد و برای هر سال- شرکت بطور جداگانه محاسبه می شود. هرچه اندازه Z بزرگتر باشد؛ ریسک ورشکستگی شرکت کمتر است. با توجه به اینکه در الگوی آزمون فرضیات تحقیق، ریسک ورشکستگی مورد نظر می باشد؛ مقدار بدست آمده برای Z در (-۱) ضرب می شود. ریسک ورشکستگی در مدل آزمون فرضیه های تحقیق با نماد BR وارد شده است.

۲.۶. شیوه اندازه گیری محافظه کاری غیرشرطی

محافظه کاری غیرشرطی گونه ای از محافظه کاری است که متأثر از استانداردهای حسابداری و الزامات قانونی است. برای سنجش این متغیر، نسبت ارقام تعهدی کل به کل داراییها محاسبه می شود. ارقام تعهدی منفی تر حاکی از درجه بالاتر محافظه کاری غیرشرطی است. زیرا که نتیجه محافظه کاری غیرشرطی، کم نمایی سود است و در نتیجه سود گزارش شده پایین تر از جریان های نقدی شرکت خواهد بود (گیولی و هین، ۲۰۰۰).

$$UC-ACC_{i,t} = \frac{TACC_{i,t}}{TA_{i,t}} (-1)$$

TACC: اقلام تعهدی کل

TA: ارزش دفتری کل دارایی‌ها

شیوه محاسبه اقلام تعهدی کل بصورت ذیل می باشد.

Total accruals_{it} = net income before extraordinary items_{it} – operational cash flow_{it}

۳.۶. شیوه اندازه گیری محافظه کاری شرطی

برای اندازه گیری محافظه کاری شرطی از اقلام تعهدی غیر عملیاتی انباشته استفاده می شود. زیرا که به اعتقاد ژانگ (۲۰۰۸) اخبار بد مرتبط با شرکت در اقلام تعهدی غیر عملیاتی منعکس و انباشته می شوند. شیوه محاسبه این متغیر بصورت ذیل است.

$$CC-ACM_{i,t} = \frac{NACC_{i,t}}{TA_{i,t}} (-1)$$

NACC: اقلام تعهدی غیر عملیاتی

TA: ارزش دفتری کل دارایی‌ها

شیوه محاسبه اقلام تعهدی غیر عملیاتی بصورت ذیل می باشد.

Nonoperating accruals = Total accruals - Δ accounts receivable
- Δ inventories - Δ prepaid expenses + Δ accounts payable
+ Δ taxes payable

۷. آزمون فرضیات

جهت آزمون فرضیات این تحقیق مدل‌های ذیل برآزش داده شده است. این مدل‌های رگرسیونی توسط بیدل و همکاران (۲۰۱۱) ارائه و آزمون شده است.

مدل (۱)

$$CC_ACM_t = \beta_0 + \beta_1 BR_t + \beta_2 BR_{t-1} + \beta_3 UC_ACC_{t-1} + \beta_4 CC_ACM_{t-1} + \beta_5 Leverage_t + \beta_6 BM_t + \beta_7 ROA_t + \beta_8 LnMV_t + \beta_9 Size_t + \varepsilon_t$$

مدل (۲)

$$UC_ACC_t = \beta_0 + \beta_1 BR_t + \beta_2 BR_{t-1} + \beta_3 UC_ACC_{t-1} + \beta_4 CC_ACM_{t-1} + \beta_5 Leverage_t + \beta_6 BM_t + \beta_7 ROA_t + \beta_8 LnMV_t + \beta_9 Size_t + \varepsilon_t$$

مدل (۳)

$$BR_t = \beta_0 + \beta_1 CC_ACM_t + \beta_2 BR_{t-1} + \beta_3 UC_ACC_{t-1} + \beta_4 CC_ACM_{t-1} + \beta_5 Leverage_t + \beta_6 LnMV_t + \beta_7 Size_t + \beta_8 ROA_t + \beta_9 Cash_t + \varepsilon_t$$

مدل (۴)

$$BR_t = \beta_0 + \beta_1 UC_ACC_t + \beta_2 BR_{t-1} + \beta_3 UC_ACC_{t-1} + \beta_4 CC_ACM_{t-1} + \beta_5 Leverage_t + \beta_6 LnMV_t + \beta_7 Size_t + \beta_8 ROA_t + \beta_9 Cash_t + \varepsilon_t$$

که در آنها

UC_ACCT: سطح محافظه کاری غیرشرطی؛ CC_ACM: سطح محافظه کاری شرطی؛ BR: ریسک ورشکستگی؛ Leverage: اهرم مالی شرکت بعنوان متغیر کنترل (نسبت کل بدهی ها به کل دارایی ها)؛ BM: نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار بعنوان متغیر کنترل؛ ROA: بازده دارایی ها بعنوان متغیر کنترل (نسبت سودخالص به کل دارایی ها)؛ LnMV: لگاریتم طبیعی ارزش بازار سهام شرکت بعنوان متغیر کنترل؛ Size: اندازه شرکت بعنوان متغیر کنترل (لگاریتم طبیعی دارایی های شرکت)؛ Cash: موجودی نقد شرکت.

نگاره ی ۱ آمار توصیفی متغیرهای مورد مطالعه را نشان می دهد، طبق نگاره ی ۱ میانگین ریسک ورشکستگی برابر ۲.۰۷ و انحراف معیار آن ۱.۸۲ است و محافظه کاری شرطی و غیر شرطی به ترتیب دارای میانگین ۰.۰۱ و ۰.۰۲ و دارای انحراف معیار ۰.۱۳ و ۰.۱۴ هستند.

نگاره ی (۱): آمار توصیفی متغیرهای مورد مطالعه

نام متغیر	میانگین	انحراف معیار	حداکثر	حداقل
ریسک ورشکستگی	۲.۰۷	۱.۸۲	۹.۷۱	-۲.۸۸
محافظه کاری شرطی	۰.۰۱	۰.۱۳	۰.۴۸	-۰.۴۹
محافظه کاری غیر شرطی	۰.۰۲	۰.۱۴	۰.۵۱	-۰.۴۵
نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار	۰.۶۷	۰.۲۱	۱.۱۳	۰.۱۲
بازده داراییها	۰.۰۹	۰.۱۳	۰.۶۲	-۰.۴۳
اهرم مالی	۰.۵۸	۰.۱۸	۱.۱۲	۰.۰۱
موجودی نقد شرکت	۰.۰۳	۰.۰۷	۰.۰۰۱	۰.۴۵
اندازه شرکت	۱۲.۹۱	۱.۵۱	۲۰.۸۱	۹.۳۱
لگاریتم ارزش بازار	۲۶.۲۲	۱.۷۶	۳۲.۵۶	۲۱.۹۲

۱.۷. نتایج حاصل آزمون فرضیه اول

فرضیه اول در خصوص تاثیر ریسک ورشکستگی بر سطح محافظه کاری شرطی می باشد و در آن یک رابطه مستقیم بین این دو متغیر پیشنهاد شده است. جهت آزمون این فرضیه از یک الگوی رگرسیونی که در آن سطح محافظه کاری شرطی حسابداری تابعی از ریسک ورشکستگی و سایر متغیرهای کنترلی است؛ استفاده شده است. برای برازش الگوهای رگرسیونی آزمون فرضیه های تحقیق از روش گام به گام استفاده شد. روش گام به گام در رگرسیون، روشی است که در آن نرم افزار آماری، متغیرهای مستقل را یکی پس از دیگری به مدل اضافه می نماید و در هر مرحله، متغیرهایی که بلحاظ آماری غیرمعتبر باشند؛ از مدل

حذف می‌شوند. در نهایت، معنادارترین متغیرها در قالب یک مدل رگرسیونی معتبر ارائه می‌گردد که اساس تصمیم‌گیری در خصوص ارتباط بین متغیرهای مستقل و وابسته فرضیه‌های تحقیق می‌باشد. در نگاره‌ی ۲ نتایج حاصل از برازش این الگوی رگرسیونی ارائه شده است.

نگاره‌ی (۲): نتایج تحلیل آماری آزمون فرضیه اول

سطح معنی داری	آماره F	آماره دوربین واتسون	R ² تعدیل شده
۰/۰۰۰	۱۳/۷۳	۲/۰۶	۰/۰۵۲

سطح معنی داری	آماره t	β استاندارد شده	متغیر
۰/۰۰۰	۴/۱۱۷	۰/۱۸۶	سطح محافظه کاری غیر شرطی
۰/۰۰۲	-۳/۰۹۶	-۰/۱۳۸	سطح محافظه کاری شرطی
۰/۰۰۰	-۳/۶۴۲	-۰/۱۱۶	نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار
۰/۰۰۰	-۳/۶۹	-۰/۱۲	بازده دارایی‌ها

پس از برازش مدل، مشخص شد که ۴ متغیر نگاره‌ی فوق، به لحاظ آماری معنادار و معتبر بوده‌اند و در رگرسیون به روش گام به گام حفظ شده‌اند. سایر متغیرها، بدلیل عدم معناداری یا نامعتبر بودن از مدل حذف شده‌اند. براساس نتایج، ضریب تعیین برآورد شده مدل رگرسیونی آزمون فرضیه فرعی اول، ۰/۰۵۲ می‌باشد و حاکی از این است که این مدل تنها ۵/۲ درصد از تغییرات در محافظه کاری شرطی را از طریق تغییرات متغیرهای مستقل و کنترل، تبیین نموده است. آماره دوربین واتسون شاخصی برای بررسی عدم وجود خودهمبستگی میان باقیمانده‌های الگوی رگرسیونی است. همانطور که نتایج نشان می‌دهد، عدم وجود خودهمبستگی میان باقیمانده‌ها بعنوان یکی از فرضیه‌های اولیه رگرسیون در مدل برقرار است. یکی از تحلیل‌های اساسی در خصوص رگرسیون، بررسی معناداری کلی مدل است. این تحلیل از آنجا ضرورت دارد که نشان دهنده وجود یا عدم وجود روابط معنادار میان متغیرهای مستقل و وابسته الگوی رگرسیونی است. معیار مورد نظر برای تصمیم‌گیری در این خصوص، آماره F است. فرضیه‌های آماری مربوط به الگوی رگرسیونی بصورت ذیل می‌باشد.

H0: $\beta_i=0$ الگوی رگرسیونی معنی دار نیست

H1: $\beta_i \neq 0$ الگوی رگرسیونی معنی دار است

سطح معنی داری آماره F کمتر از سطح خطای آزمون ($\alpha=0/05$) است و در نتیجه فرض H0 فوق رد می‌شود و می‌توان نتیجه گرفت که حداقل یکی از ضرایب β ، در الگوی برازش شده، معنادار است. بخش دوم نگاره‌ی ۲، نتایج تحلیل آماری برای ضرایب متغیرهای مستقل

در مدل های رگرسیونی را نشان می دهد. این نتایج نوع، شدت و معنی داری ارتباط هر یک از متغیرهای مستقل وارد شده به الگوی رگرسیونی با متغیر وابسته را نشان می دهد. نتایج حاکی از این است که متغیر ریسک ورشکستگی که مبنای تصمیم گیری در خصوص این فرضیه میباشد؛ بدلیل نامعتبر بودن از مدل حذف شده است و ضرایب بدست آمده مربوط به متغیرهای کنترلی است. ضریب برآورد شده برای متغیر سطح محافظه کاری غیر شرطی UC_ACC_{t-1} مثبت و معنادار و ضریب متغیر سطح محافظه کاری شرطی CC_ACM_{t-1} منفی و معنادار است. این یافته نشان می دهد که محافظه کاری شرطی دوره جاری با محافظه کاری غیرشرطی دوره قبل رابطه مستقیم و با محافظه کاری شرطی دوره قبل رابطه معکوسی دارد. همچنین ضرایب برآورد شده برای متغیرهای نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار و بازده دارایی ها، منفی و معنادار است. بنابراین می توان دریافت که شرکتهای با ارزش دفتری بالاتر و بازده بیشتر دارایی ها، رویه های محافظه کارانه کمتری در گزارشگری مالی اعمال نموده اند. براساس شواهد فوق، نمی توان ادعای مطرح شده در فرضیه اول تحقیق مبنی بر تاثیر ریسک ورشکستگی بر محافظه کاری شرطی را پذیرفت و فرضیه اول تحقیق رد می شود.

۲.۷. نتایج حاصل آزمون فرضیه دوم

در فرضیه دوم تحقیق پیش بینی شده است که ریسک ورشکستگی موجب افزایش محافظه کاری غیرشرطی می شود. نگاره ی ۳ نتایج حاصل از برازش این الگوی رگرسیونی را نشان میدهد.

نگاره ی (۳): نتایج تحلیل آماری آزمون فرضیه دوم

سطح معنی داری	آماره F	آماره دوربین واتسون	R^2 تعدیل شده
۰/۰۰۰	۴۸/۸۳۳	۲/۰۱۴	۰/۱۷
سطح معنی داری	آماره t	β استاندارد شده	متغیر
۰/۰۰۲	-۳/۰۵۹	-۰/۱۵۴	ریسک ورشکستگی
۰/۰۰۱	۳/۱۹۶	۰/۰۹۷	سطح محافظه کاری غیر شرطی
۰/۰۰۰	-۳/۶۱۳	-۰/۱۰۹	نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار
۰/۰۰۰	-۹/۴۲۹	-۰/۴۷۶	بازده دارایی ها

براساس نتایج، ضریب تعیین برآورد شده مدل رگرسیونی، ۰/۱۷ می باشد و این مدل ۱۷ درصد از تغییرات در محافظه کاری غیرشرطی را از طریق تغییرات متغیرهای مستقل و کنترل،

تیین نموده است. آماره دوربین واتسون نشان می‌دهد که میان باقیمانده‌های مدل، خود همبستگی وجود ندارد. سطح معنی‌داری آماره F کمتر از سطح خطای آزمون ($\alpha=0/05$) است و می‌توان نتیجه گرفت که حداقل یکی از ضرایب β ، در الگوی برازش شده، معنادار است. نتایج نشان می‌دهد که ضریب برآورد شده برای متغیر ریسک ورشکستگی، $-0/154$ و سطح معناداری آن $0/002$ است. این یافته حاکی از یک ارتباط معکوس و معنادار بین ریسک ورشکستگی با محافظه کاری غیرشرطی است. به عبارت دیگر، شرکت‌هایی که در معرض ریسک ورشکستگی بیشتری (کمتری) بوده‌اند؛ رویه‌های محافظه کارانه کمتری (بیشتری) را در گزارشگری مالی اعمال نموده‌اند. این یافته با مبانی نظری تحقیق و ادعای مطرح شده در فرضیه دوم سازگار نیست. زیرا که انتظار می‌رفت، ریسک ورشکستگی، تمایل و انگیزه شرکت‌های نمونه آماری را برای اعمال رویه‌های محافظه کارانه در گزارشگری مالی افزایش دهد. ضرایب برآورد شده برای متغیرهای کنترلی، مشابه نتایج حاصل از آزمون فرضیه اول است. بر این اساس، نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار و بازده دارایی‌ها با محافظه کاری غیرشرطی رابطه معکوس و معناداری دارند و بین محافظه کاری غیرشرطی دوره قبل با محافظه کاری غیرشرطی دوره جاری رابطه مسقیم و معناداری برقرار است. در مجموع، براساس شواهد فوق، نمی‌توان ادعای مطرح شده در فرضیه دوم تحقیق مبنی بر اینکه ریسک ورشکستگی موجب افزایش محافظه کاری غیرشرطی می‌شود، را پذیرفت و این فرضیه رد می‌شود.

۳.۷. نتایج حاصل آزمون فرضیه سوم

در فرضیه سوم تحقیق پیش بینی شده است که محافظه کاری شرطی موجب کاهش ریسک ورشکستگی می‌شود. برازش الگوی رگرسیونی آزمون این فرضیه نیز، بطریق گام به گام انجام شده است. در نگاره‌ی ۳ نتایج حاصل از برازش این الگوی رگرسیونی ارائه شده است.

نگاره‌ی (۴): نتایج تحلیل آماری آزمون فرضیه سوم

سطح معنی داری	آماره F	آماره دوربین واتسون	R^2 تعدیل شده
۰/۰۰۰	۴۵۰/۵۱۷	۱/۶۷۹	۰/۷۷
سطح معنی داری	آماره t	β استاندارد شده	متغیر
۰/۰۲۴	۲/۲۶۲	۰/۰۵	سطح محافظه کاری شرطی
۰/۰۰۰	-۴/۱۲۳	-۰/۰۹۲	سطح محافظه کاری غیر شرطی
۰/۰۰۰	۱۱/۶۵۶	۰/۲۶۹	ریسک ورشکستگی
۰/۰۰۰	۹/۵۳۱	۰/۱۸۶	نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار
۰/۰۰۰	-۱۶/۸۶	-۰/۴۰۶	بازده دارایی‌ها
۰/۰۰۰	۱۳/۱۸۸	۰/۳۴۷	اهرم مالی
۰/۰۲۳	-۰/۲۶۹	-۰/۰۳۶	موجودی نقد شرکت

پس از برازش مدل، مشخص شد که متغیرهای فوق، بلحاظ آماری معنادار و معتبر بوده‌اند و در رگرسیون به روش گام به گام حفظ شده‌اند. سایر متغیرها، بدلیل عدم معناداری و یا نامعتبر بودن از مدل حذف شده‌اند. براساس نتایج، ضریب تعیین برآورد شده مدل رگرسیونی، ۰/۷۷ می‌باشد و این مدل ۷۷ درصد از تغییرات در ریسک ورشکستگی را از طریق تغییرات متغیرهای مستقل و کنترل، تبیین نموده است. آماره دوربین واتسون بین ۱/۵ تا ۲/۵ می‌باشد و نشان می‌دهد که میان باقیمانده‌های مدل، خود همبستگی وجود ندارد. سطح معنی داری آماره F کمتر از سطح خطای آزمون ($\alpha=۰/۰۵$) است و می‌توان نتیجه گرفت که حداقل یکی از ضرایب β ، در الگوی برازش شده، معنادار است. نتایج نشان می‌دهد که متغیر سطح محافظه کاری شرطی CC_ACM_t بدلیل نامعتبر بودن از مدل حذف شده است. این در حالی است که ضریب برآورد شده برای متغیر سطح محافظه کاری شرطی CC_ACM_{t-1} ، بمیزان ۰/۰۵ و با سطح معناداری ۰/۰۲۴ می‌باشد و نشان می‌دهد که محافظه‌کاری شرطی دوره قبل، ریسک ورشکستگی دوره جاری را افزایش داده است. این یافته با ادعای مطرح شده در فرضیه سوم تحقیق، سازگار نیست. ضریب بدست آمده برای متغیر سطح محافظه کاری غیر شرطی UC_ACC_{t-1} ، منفی و معنادار است که حاکی از یک ارتباط معکوس بین محافظه‌کاری غیر شرطی دوره قبل با ریسک ورشکستگی است. ضرایب برآورد شده برای متغیرهای کنترلی نشان می‌دهد که بین ریسک ورشکستگی با بازده دارایی‌ها و موجودی نقد، رابطه معکوس و معناداری برقرار است. به عبارت دیگر، شرکتهای دارای عملکرد مطلوب‌تر و ذخایر نقد بالاتر،

با احتمال کمتری دچار ورشکستگی می‌شوند. همچنین، مطابق با یافته‌های ارائه شده در نگاره ۳، بین ریسک ورشکستگی با اهرم مالی و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار، رابطه مستقیم و معناداری برقرار است که نشان می‌دهد شرکتهایی که ساختار سرمایه آنها بیشتر متکی به تامین مالی خارج از شرکت است و شرکتهایی ارزش بازار کمتری دارند؛ با احتمال بیشتری با خطر ورشکستگی مواجه می‌شوند. با توجه اینکه متغیر محافظه کاری شرطی که اساس تصمیم گیری در خصوص فرضیه سوم می‌باشد؛ بدلیل نامعتبر بودن از مدل رگرسیونی حذف شده است؛ نمی‌توان ادعای مطرح شده در این فرضیه را پذیرفت و این فرضیه رد می‌شود.

۴.۷. نتایج حاصل آزمون فرضیه چهارم

در فرضیه چهارم تحقیق پیش بینی شده است که محافظه کاری غیرشرطی موجب کاهش ریسک ورشکستگی می‌شود. برازش الگوی رگرسیونی آزمون این فرضیه نیز، بطریق گام به گام انجام شده است. در نگاره ۵ نتایج حاصل از برازش این الگوی رگرسیونی ارائه شده است.

نگاره ۵: نتایج تحلیل آماری آزمون فرضیه چهارم

سطح معنی داری F	آماره F	آماره دوربین واتسون	R ² تعدیل شده
۰/۰۰۰	۵۱۶/۲۸۳	۱/۶۶۷	۰/۷۶۷

سطح معنی داری	آماره t	β استاندارد شده	متغیر
۰/۰۴۸	-۱/۹۸۱	-۰/۰۳۴	سطح محافظه کاری غیر شرطی
۰/۰۰۰	۱۰/۹۹۷	۰/۲۵۴	ریسک ورشکستگی
۰/۰۰۰	۹/۵۶۴	۰/۱۸۹	نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار
۰/۰۰۰	-۱۶/۳۱۳	-۰/۴۱۴	بازده دارایی‌ها
۰/۰۰۰	۱۳/۱۱۸	۰/۳۴۸	اهرم مالی
۰/۰۲۲	-۲/۲۸۸	-۰/۰۳۶	موجودی نقد شرکت

ضریب برآورد شده برای متغیر سطح محافظه کاری غیر شرطی UC_ACC_t ، بمیزان $-۰/۰۳۴$ و با سطح معناداری $۰/۰۴۸$ می‌باشد. این یافته حاکی از یک ارتباط معکوس و معنادار بین ریسک ورشکستگی با محافظه کاری غیرشرطی است و مطابق با ادعای مطرح شده در فرضیه چهارم تحقیق می‌باشد. نتایج بدست آمده برای ضرایب متغیرهای کنترلی، مشابه نتایج حاصل از آزمون فرضیه سوم می‌باشد و نشان می‌دهد که ریسک ورشکستگی با مانده نقد و بازده دارایی‌ها، ارتباط معکوس و با اهرم مالی شرکت ارتباط مستقیم دارد. براساس شواهد

فوق، می توان دریافت که با افزایش (کاهش) محافظه کاری غیرشرطی در شرکتهای نمونه آماری، ریسک ورشکستگی آنها، کاهش (افزایش) یافته است و در نتیجه فرضیه چهارم و ادعای مطرح شده در آن در سطح اطمینان ۹۵ درصد پذیرفته می شود.

۸. بحث و نتیجه گیری

در تحقیق حاضر، ارتباط متقابل بین محافظه کاری شرطی و محافظه کاری غیرشرطی با ریسک ورشکستگی بررسی شد. نتایج تحلیل آماری نشان داد که ریسک ورشکستگی تاثیر معناداری بر محافظه کاری شرطی ندارد. این در حالی است که متناقض با مبانی نظری تحقیق، ریسک ورشکستگی موجب کاهش محافظه کاری غیرشرطی در بین شرکتهای نمونه آماری شده است. در حالیکه محافظه کاری غیرشرطی را کاهش می دهد. از آنجاییکه محافظه کاری، موجب کم نمایی سود خالص و ارزش دارایی ها می شود؛ بنظر می رسد مدیران شرکتهایی که در معرض ورشکستگی هستند؛ سعی می کنند، با محدود نمودن رویه های محافظه کارانه، وضعیت شرکت را مطلوب نشان داده و اخبار بد مرتبط با شرکت را از این طریق پنهان نمایند. این یافته نشان می دهد که نقش نظارتی مالکان و سهامداران در میان شرکتهای بازار سرمایه ایران، بطور مطلوب ایفا نشده است و آنها نتوانسته اند از اعمال متهورانه و منفعت جوینانه مدیران در گزارشگری مالی شرکتهای رو به ورشکستگی، جلوگیری نمایند. نتایج همچنین نشان داد که محافظه کاری غیرشرطی، ریسک ورشکستگی را کاهش می دهد. این یافته با مبانی نظری تحقیق سازگار بوده و حاکی از مزایای محافظه کاری حسابداری برای حفظ منافع مالکان در شرکتهای رو به ورشکستگی است. در مجموع، یافته های فوق، چند مفهوم کلیدی در خصوص نقش اطلاعاتی و نظارتی محافظه کاری حسابداری را در بردارد. اول اینکه، احتمالاً نشانه های ورشکستگی نمی تواند عاملی برای تقاضای تامین کنندگان سرمایه شرکتها در جهت اعمال رویه های محافظه کارانه بیشتر باشد. دوم، یافته های فوق با شواهد تئوری و تجربی پیشین در خصوص نقش مطلوب محافظه کاری در سیستم گزارشگری مالی (مانند پژوهش های ژانگ، ۲۰۰۸ و هوی و همکاران، ۲۰۰۹)، سازگار است و نشان می دهد که احتمالاً محافظه کاری حسابداری به شفافیت مالی و حفظ منافع تامین کنندگان سرمایه شرکت کمک می کند. در نهایت تاثیر نامتقارن محافظه کاری شرطی و غیرشرطی بر ریسک ورشکستگی می توان بیانگر این مطلب باشد که احتمالاً مدیران شرکتهای نمونه آماری، تمایلی به اعمال رویه های محافظه کارانه در گزارشگری مالی نداشته اند و تنها سطحی از محافظه کاری غیرشرطی که خارج از اختیار مدیران است؛ در گزارشات مالی این شرکتها اعمال شده است.

۹. پیشنهادات تحقیق

با توجه به یافته‌های حاصل از آزمون فرضیه‌های تحقیق پیشنهاداتی به شرح ذیل مطرح شده است. (۱) به تامین کنندگان سرمایه شرکت‌های سهامی توصیه می‌شود که ابزارهای نظارتی خود را در جهت کنترل انگیزه‌ها و فرصت‌های منفعت جویانه مدیران، بخصوص درباره شرکت‌های رو به ورشکستگی، تقویت نموده و اعمال محافظه کاری بیشتر در گزارشات مالی این شرکت‌ها را تقاضا نمایند. (۲) به تدوین کنندگان استانداردهای حسابداری و مقررات افشای شرکتی پیشنهاد می‌شود، در تدوین نظام‌های گزارشگری مالی، جنبه‌های حمایت از منافع سرمایه‌گذاران شرکت‌های سهامی را بطور خاص مورد توجه قرار دهند. (۳) به مدیران شرکت‌هایی که نشانه‌هایی از ریسک ورشکستگی در آنها مشاهده می‌شود، توصیه می‌شود، با اعمال سطح بالاتری از محافظه کاری در گزارشگری مالی به حفظ منافع شرکت و مالکان آن در برابر تبعات ناشی از این نشانه‌ها کمک نمایند.

۱۰. محدودیت‌های تحقیق

(۱) در این تحقیق تنها شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار در سال‌های ۸۵ الی ۹۰ که سال مالی آنها منتهی به آخر اسفند می‌باشد مورد استفاده قرار گرفته است در نتیجه در تسری نتایج به سایر شرکت‌ها باید با احتیاط عمل شود. (۲) یکی دیگر از محدودیت‌های تحقیق در دسترس نبودن اطلاعات برخی شرکت‌ها که می‌توانست به عنوان جامعه آماری انتخاب شود، می‌باشد. (۳) نتایج حاصل از تحقیق حاضر فقط قابل تعمیم به شرکت‌های بورسی است. لذا تعمیم نتایج به شرکت‌های خارج از بورس باید با احتیاط صورت پذیرد. (۴) در این تحقیق آثار ناشی از تفاوت روش‌های حسابداری در اندازه گیری و گزارش رویدادها مالی در نظر گرفته نشده است.

یادداشت‌ها

- | | |
|--|---|
| 1- Watts, R | 9- Givoly, D. and C. Hayn |
| 2- Unconditional Conservatism | 10- Hutton, A.P., Marcus, A.J.,
Tehrani, H |
| 3- Ball, R | 11- Callen, J. L |
| 4- Conditional Conservatism | 12- Srivastava, A., Tse, S.Y |
| 5- Asymmetric Timely Earning | 13- Hui, K. W., Morse, D. and
Matsunaga, S |
| 6- Biddle, Gary C, Mary L. Z. Ma,
Frank M. Song | 14- Kirschenheiter and Ramakrishnan |
| 7- Lara, J. M. G., Osma, B, G. and
Penalva, F | 15- Kim, J. B., Zhang, L. |
| 8- Li, X. | 16- Altman |

منابع و مأخذ

۱. بنی مهد، بهمن، باغبانی، تهمنه. (۱۳۸۸). اثر محافظه کاری حسابداری، مالکیت دولتی، اندازه شرکت و نسبت اهرمی بر زیان دهی شرکت ها. فصلنامه بررسی های حسابداری و حسابرسی. دوره ۱۶، شماره ۵. صص ۲۱-۳۶
۲. رضازاده و آزاد. (۱۳۸۷). رابطه بین عدم تقارن اطلاعاتی و محافظه کاری در گزارش گری مالی. فصلنامه بررسی های حسابداری و حسابرسی. شماره ۵۴. صص ۱۶-۲۸
۳. سلیمانی، غلامرضا. (۱۳۸۹). ارزیابی کارایی الگوهای پی بینی بحران مالی برای شرکتهای ایرانی. مجله دانش حسابداری. سال اول. شماره ۲. صص ۲۴-۴۰
۴. مرادی جواد، ولی پورهانم، قلمی مرجان. (۱۳۹۰). تاثیر محافظه کاری حسابداری بر کاهش ریسک سقوط قیمت سهام. حسابداری مدیریت. ۴(۱۱): صص ۹۳-۱۰۶.
5. Ball, R. (2004). Daimler-Benz AG: *Evolution of corporate governance from a code-law "stakeholder" to a common-law "shareholder value"*. *Journal of Accounting Education*, 2004, 22(4), pp.6-26
6. Biddle. Gary C, Mary L. Z. Ma, Frank M. Song. (2011). *Accounting Conservatism and Bankruptcy Risk. Faculty of Business and Economics The University of Hong Kong*
7. Callen, J. L., Chen, F., Dou, Y. and Xin, B. (2010). *Information Asymmetry and the Debt Contracting Demand for Accounting Conservatism. Working paper, University of Toronto.*
8. Givoly, D. and Hayn, C. (2000). *The Changing Time-Series Properties Of Earnings, Cash Flows and Accruals: Has Financial Reporting Become More Conservative?. Journal of Accounting and Economics. VOL: 29 NO: 5, PP: 287-320*
9. Jin, L., Myers, C.S. (2006). *around the world: New theory and new tests. Journal of Financial Economics. VOL: 79. NO: 18, PP: 257-292.*
10. Hui, K. W., Morse, D. and Matsunaga, S. (2009). *The Impact of Conservatism on Management Quantitative Earnings Forecasts. Journal of Accounting and Economics. VOL: 47 NO: 23, PP: 192-207.*
11. Kothari, S. P., Ramanna, K. and Skinner, D. J. (2010). *Implications for GAAP from an Analysis of Positive Research in Accounting. Journal of Accounting and Economics VOL: 13. NO: 4, PP: 246-248.*
12. Kim, J., Zhang, L. (2010). *Does Accounting Conservatism Reduce Stock Price Crash Risk? Firm-level Evidence. On line ,http://www.ssrn.com.*
13. Hutton, A.P., Marcus, A.J., Tehranian, H. (2009). *Opaque financial reports, and crash risk. Journal of Financial Economics VOL: 20. NO: 94, PP: 67-86.*
14. Lara, J. M. G., Osmá, B. G. and Penalva, F. (2010). *Conditional Conservatism and Cost of Capital. Review of Accounting Studies. Forthcoming in Review of Accounting Studies, Vol. 16, No. 2, June 2010*
15. Li, X. (2010). *Accounting Conservatism and the Cost of Capital: International Analysis. Working paper, London Business School.*
16. Srivastava, A., Tse, S. Y. (2009). *Timely Loss Recognition and the Early Termination of Unprofitable Projects. SSRN eLibrary.*
17. Watts, R. (2003). *Conservatism in Accounting Part I: Explanations and Implications. Accounting Horizons vol 21., No. 20, PP: 207*

تأثیر چرخه تبدیل وجوه بر عملکرد و هزینه مالی شرکت

فرزانه حیدرپور^۱

کیوان عبادی لمر^۲

چکیده

هدف این تحقیق، بررسی تأثیر طول چرخه تبدیل وجوه بر عملکرد و هزینه مالی شرکت‌ها است. ارتباط بین طول چرخه تبدیل وجوه و عملکرد با استفاده از داده‌های پانل برای نمونه‌هایی از شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در سال‌های ۱۳۸۱ تا ۱۳۸۹ انجام گرفته است. در این تحقیق به منظور استنباط در مورد فرضیه‌های پژوهش از مدل‌های رگرسیونی چند متغیره استفاده شده است. نتایج این تحقیق حاکی از آن است که بین طول چرخه تبدیل وجوه و سودآوری شرکت‌ها یک رابطه منفی معناداری وجود دارد. و این در حالی است که بین طول چرخه تبدیل وجوه و هزینه مالی شرکت‌ها رابطه مثبت وجود دارد. از سوی دیگر، نتایج تحقیق نشان داد که طول چرخه تبدیل وجوه با سودآوری شرکت‌های کوچکتر و بزرگتر رابطه منفی معناداری دارد. و طول چرخه تبدیل وجوه بر عملکرد شرکت‌های فعال در صنایع مختلف موثر است و این تأثیر بر شرکت‌های فعال در صنایع پایه و شرکت‌های فعال در تولید کالاهای مصرفی بیشتر است.

واژه‌های کلیدی: چرخه تبدیل وجوه، سرمایه در گردش، سودآوری، حساب‌های دریافتی، موجودی کالا، حساب‌های پرداختی.

۱. استاد یار دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران مرکزی، نویسنده اصلی و مسوول مکاتبات

fheidarpoor@yahoo.com

keivanebad@yahoo.com

۲. کارشناس ارشد حسابداری دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران مرکزی

تاریخ دریافت: ۹۲/۰۳/۰۸ تاریخ پذیرش: ۹۲/۰۸/۱۹

۱. مقدمه

در مباحث مدیریت مالی شرکت‌ها، به صورت سنتی بر تصمیم‌گیری‌های مالی بلندمدت، مانند بودجه‌بندی سرمایه‌ای، ساختار سرمایه و تقسیم سود سهام، تاکید شده‌است. با این وجود، طی دو دهه اخیر توجه به مدیریت سرمایه در گردش، افزایش یافته است و محققان دانشگاهی و مدیران مالی تمایل زیادی به این موضوع نشان داده‌اند (لایرودی^۱ و لازاریویس، ۲۰۰۰).

کارایی مدیریت سرمایه در گردش بر "اصل تسریع هرچه ممکن وصول مطالبات و تاخیر هرچه بیشتر در پرداخت‌ها" استوار است. این اصل مدیریت سرمایه در گردش که بر مبنای مفاهیم سنتی چرخه تبدیل وجه نقد ارائه شده به وسیله ریچارد^۲ و لاگلین (۱۹۸۰) قرار دارد، معیاری قوی برای ارزیابی عملکرد مدیریت سرمایه در گردش شرکت فراهم می‌آورد. گنتری^۳ و همکاران (۱۹۹۰) نشان می‌دهند که چرخه کوتاه‌تر تبدیل به وجه نقد به طور غیرمستقیم با ارزش شرکت مرتبط است. چرخه کوتاه‌تر تبدیل به وجه نقد نشان می‌دهد که شرکت مطالبات خود را تا آن جا که امکان دارد سریع‌تر وصول می‌کند و پرداختی‌ها به تامین‌کنندگان مواد اولیه (بستانکاران) را تا آن جا که امکان دارد به تاخیر می‌اندازد. این اقدام باعث افزایش نسبی خالص ارزش فعلی جریان‌های نقدی و بالتبع، ارزش نسبتاً بالاتری برای شرکت می‌شود. نوبانی (۲۰۱۱)

استوارت^۴ (۱۹۹۵) چرخه تبدیل به وجه نقد را توصیف‌کننده متوسط مدت زمان مورد نیاز برای تبدیل یک ریال وجه سرمایه‌گذاری شده در مواد اولیه، به وجه وصول شده از مشتری تعریف می‌کند. بسلی^۵ و بریگهام (۲۰۰۵) چرخه تبدیل وجوه را متوسط مدت زمان بین لحظه پرداخت بابت خرید مواد اولیه تا زمان وصول دریافتی‌های مربوط به فروش محصولات تولید شده، توصیف می‌کنند. چرخه کوتاه‌تر تبدیل به وجه نقد می‌تواند با سودآوری بالاتر مرتبط باشد، زیرا چرخه کوتاه‌تر تبدیل به وجه نقد، کارایی استفاده از سرمایه در گردش را بهبود می‌بخشد. چرخه کوتاه‌تر تبدیل به وجه نقد نشان می‌دهد که شرکت موجودی‌های خود را با سرعت بالاتری پردازش و مدیریت می‌کند و به وصول مطالبات سرعت می‌بخشد و سرانجام، سرعت پرداخت وجوه به عرضه‌کنندگان را کاهش می‌دهد. این اقدامات باعث افزایش کارایی عملیات داخلی شرکت شده و در نتیجه سودآوری و خالص ارزش فعلی جریان‌های نقدی بالاتری را به همراه داشته و در نهایت ارزش بازار شرکت افزایش می‌یابد (گنتری، ۱۹۹۰). چرخه تبدیل به وجه نقد را می‌توان از طریق کاهش مدت زمان وابستگی وجه نقد به سرمایه

در گردش کاهش داد. این عمل را می‌توان به واسطه کاهش دوره گردش موجودی کالا (از طریق افزایش سرعت پردازش و فروش کالاها به مشتریان) یا از طریق کاهش دوره وصول مطالبات (به واسطه سرعت بخشیدن به وصول مطالبات) یا درنهایت از طریق به تعویق انداختن پرداخت به بستانکاران، انجام داد. هر چه چرخه وجه نقد طولانی‌تر باشد، نیاز به تامین مالی خارج از شرکت بیشتر خواهد بود و این امر موجب افزایش هزینه‌های شرکت، کاهش سود و کاهش ارزش افزوده اقتصادی می‌شود. از طرف دیگر، هر چه این چرخه کوتاه‌تر باشد، از یک طرف انباشت منابع در موجودی‌ها و حساب‌های دریافتی کمتر می‌شود و از طرف دیگر با به تاخیر انداختن پرداخت بدهی‌ها، از خروج منابع جلوگیری می‌شود و موجب در اختیار داشتن منابع کافی و به کار بردن این منابع در فرایند کسب سود می‌شود (جان نثاری، ۱۳۸۹). چرخه وجه نقد روش مناسبی برای ارزیابی نقدینگی شرکت‌هاست به خصوص برای شرکت‌های کوچک که معمولاً با منابع مالی کمتری فعالیت می‌کنند. کاهش در چرخه تبدیل وجه نقد می‌تواند یکی از منابع با اهمیت تامین مالی برای شرکت‌های کوچکتر باشد (نوبانی، ۲۰۱۱). در برخی موارد بحث سرمایه در گردش و نقدینگی را بسان خونی تشبیه کرده‌اند که در رگ‌های یک شرکت جاری است تا شرکت بتواند به حیات خود ادامه دهد و از مدیریت این بخش به قلب تپنده واحد تجاری یاد شده است که وظیفه ارسال خون به رگ‌های سازمان را به عهده دارد (کیسون ۲۰۰۶). بنابراین دلیل اصلی انتخاب موضوع تحقیق، نقش اساسی چرخه تبدیل وجه نقد به عنوان معیار و شاخص مدیریت سرمایه در گردش و تاثیر آن بر سودآوری و هزینه تامین مالی شرکت می‌باشد. و با توجه به اهمیت مدیریت سرمایه در گردش برای شرکت‌های کوچکتر و تاثیر نوع صنعت فعالیت شرکت بر عملکرد این چرخه به بررسی تاثیر این چرخه بر عملکرد و هزینه مالی شرکت‌های فعال در صنایع مختلف و شرکت‌های بزرگ و کوچک پرداخته شده است.

۲. چارچوب نظری

مدیریت کارای سرمایه در گردش در شرکت‌های تجاری عبارت است از وجوه نقد آزاد شده از موجودی‌ها، حساب‌های دریافتی و حساب‌های پرداختی می‌باشد. به وسیله مدیریت صحیح این اجزا شرکت‌ها می‌توانند وابستگی خود را به منابع مالی گرانقیمت خارجی کاهش

دهند. این عمل کارایی استفاده از اجزای سرمایه در گردش را افزایش خواهد داد و شرکت را به سودآوری بالاتر و ارزش افزوده بیشتر رهنمون خواهد داد. (نوبانی، ۲۰۱۱)

چرخه تبدیل وجوه به وسیله کاهش مدت زمانی که وجوه درگیر عملیات است، می تواند کاهش داده شود. کاهش طول چرخه تبدیل وجوه می تواند به وسیله کاهش مدت زمان فرایند تبدیل مواد اولیه به کالاهای آماده فروش، همراه با تسریع در فروش کالا به خریداران و سرعت بخشیدن به فرایند جمع آوری حساب های دریافتی از بدهکاران و همچنین تعویق در پرداخت حساب های پرداختی تا آن جایی که به اعتبار شرکت آسیب نرسد، انجام داد. با انجام این کارها می توان کارایی عملیات داخلی شرکت را افزایش داد که نتیجه آن سودآوری بالاتر، ارزش فعلی خالص بالاتر جریان های نقدی بیشتر و ارزش بازار بالاتر برای شرکت می شود. (گنتری، ۱۹۹۰)

۳. پیشینه تحقیق

نوبانی و همکاران (۲۰۱۱) در پژوهشی ارتباطی بین چرخه تبدیل به وجه نقد و عملکرد را در شرکت های ژاپنی مورد بررسی قرار دادند و نتایج تحقیق آنها نشان داد که یک ارتباط منفی قوی بین طول چرخه تبدیل به وجه نقد شرکت ها و عملکرد آنها در مورد تمام نمونه های مورد مطالعه به جز شرکت های تولید کننده کالاهای مصرفی و شرکت های خدماتی وجود دارد.

ال شویبری^۷ (۲۰۱۱) تایید کرد که منابع موجود در سرمایه در گردش را می توان به عنوان یک منبع پنهان در نظر گرفت که می تواند در بهبود سودآوری مورد استفاده قرار گیرد.

نتایج مطالعات کارادومان^۸ و همکاران (۲۰۱۱) نشان داد که یک ارتباط منفی معنادار بین طول چرخه تبدیل به وجه نقد و سودآوری در بین شرکتهای فعال در بورس اوراق بهادار توکیو وجود دارد.

حساسیت مدیریت سرمایه در گردش به نقص های موجود در بازار مانند اطلاعات نامتقارن، تضاد منافع یا توقیف مالی که بوسیله کابالرو^۹ (۲۰۱۰) مورد بررسی قرار گرفت نشان داد هنگامی که محدودیت منابع مالی وجود دارد، سرمایه در گردش برای بدست آوردن وجوه موجود در شرکت ها با مخارج سرمایه ای رقابت می کند. یافته های آنها همچنین نشان داد که مدیریت سرمایه در گردش به قدرت چانه زنی و دیگر عوامل مانند در دسترس بودن منابع مالی داخلی، هزینه تامین مالی و وجود بازارهای سرمایه بستگی دارد.

یوار^{۱۰} (۲۰۰۹) ارتباط بین چرخه تبدیل به وجه نقد، اندازه و سودآوری در شرکت‌های موجود در بورس اوراق بهادار استانبول را مورد بررسی قرار داد. نتایج پژوهش وی نشان دهنده یک ارتباط منفی معنادار بین چرخه تبدیل به وجه نقد و سودآوری و به همان میزان بین چرخه تبدیل وجود و اندازه شرکت‌ها وجود دارد. همچنین، این نتایج نشان داد که در صنایع خرده‌فروشی و عمده‌فروشی نسبت به کارخانه‌های صنعتی، چرخه تبدیل به وجه نقد کوتاه‌تر است.

تأثیر سیاست سرمایه در گردش بی‌مهابا بر بازده مالی به وسیله بویسجولی^{۱۱} (۲۰۰۹) مورد بررسی قرار گرفت و او دریافت جریان‌های نقدی هر سهم بطور عمده باعث افزایش بهره‌وری در مدیریت سرمایه در گردش بی‌پروا می‌شود.

لازاریدیس^{۱۲} و ترفونیدیس (۲۰۰۶) ارتباط بین مدیریت سرمایه در گردش و سودآوری را برای شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار آتن برای سال‌های ۲۰۰۱ تا ۲۰۰۴ بررسی کردند. آنان معیار سودآوری را سود عملیاتی ناخالص در نظر گرفتند و نشان دادند که بین سودآوری و چرخه تبدیل وجه نقد از نظر آماری ارتباط معناداری وجود دارد. بین سودآوری و گردش حساب‌های پرداختی نیز ارتباط مثبت وجود دارد. علاوه بر آن، بین سودآوری با گردش حساب‌های دریافتی و گردش موجودی کالا ارتباط منفی وجود دارد.

دلوف^{۱۳} (۲۰۰۳) به بررسی این موضوع پرداخت که آیا مدیریت سرمایه در گردش، سودآوری شرکت‌های بلژیکی را تحت تأثیر قرار می‌دهد؟ وی به این نتیجه دست یافت که بین سود عملیاتی ناخالص و سه متغیر گردش حساب‌های دریافتی، گردش حساب‌های پرداختی و گردش موجوی کالا ارتباط منفی معناداری وجود دارد. همچنین شین و سوانن^{۱۴} (۱۹۹۸)، نشان دادند در میان شرکت‌های آمریکایی، یک ارتباط منفی معنادار بین چرخه خالص تجاری و سودآوری وجود دارد.

ستایش و همکاران (۱۳۸۹) در یک کار پژوهشی به بررسی ارتباط بین سرمایه در گردش و اجزای مختلف سود حسابداری در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران پرداخته است. نتایج این پژوهش حاکی از آن است که سرمایه در گردش خالص، دارای ارتباط مثبت و معنا دار با سود عملیاتی، سود قبل از کسر بهره و مالیات و سود خالص می‌باشد. این در حالی است که بین سرمایه در گردش ناخالص و هیچ یک از اجزای مختلف سود حسابداری رابطه معنا داری وجود ندارد.

یعقوب نژاد و همکاران (۱۳۸۹) این تحقیق به بررسی رابطه بین مدیریت سرمایه در گردش و سود آوری در شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران پرداخته است. نتایج تحقیق نشان می دهد بین متغیرهای مدیریت سرمایه در گردش و سودآوری رابطه عکس وجود دارد. نتایج نشان می دهد که اگر دوره وصول مطالبات، دوره پرداخت بدهی، دوره گردش موجودی کالا و چرخه تبدیل وجه نقد افزایش یابد منجر به کاهش سودآوری در شرکتها خواهد شد، و مدیران می توانند با کاهش دوره وصول مطالبات، دوره گردش موجودی کالا و چرخه تبدیل وجه نقد به حداقل سطح ممکن یک ارزش مثبت برای سهامداران بوجود آورند. جان نثاری (۱۳۸۹) به بررسی تاثیر مدیریت سرمایه در گردش و سودآوری واحدهای تجاری کوچک و متوسط پرداخته است. نتایج تحقیقات نشان می دهد که شرکت های کوچک و متوسط می توانند با کاهش تعداد روزهای چرخه تبدیل وجه نقد به عنوان معیار سرمایه در گردش و نگهداری اجزای آن، دوره گردش حساب های دریافتی، پرداختی و موجودی مواد و کالا، در سطح بهینه سودآوری خود را بهبود بخشند و برای سهامداران خود ایجاد ارزش کنند. محمدی (۱۳۸۸) در تحقیق خود به بررسی تاثیر مدیریت سرمایه در گردش بر سودآوری شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، پرداخته است. نتایج این تحقیق حاکی از این بود که بین سودآوری شرکت ها با دوره وصول مطالبات، دوره گردش موجودی ها، دوره واریز بستانکاران و چرخه تبدیل وجه نقد، رابطه معکوس معناداری وجود دارد. همچنین، نتایج این تحقیق در رابطه با دوره واریز بستانکاران می تواند بیانگر این امر باشد که شرکت هایی که سودآور می باشند دوره واریز بستانکاران کوتاهتری دارند.

ستایش و همکاران (۱۳۸۸) تاثیر مدیریت سرمایه در گردش بر سودآوری شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران را مورد بررسی قرار دادند. نتایج این پژوهش حاکی از آن است که بین متغیرهای دوره وصول مطالبات، دوره تبدیل موجودی کالا، چرخه تبدیل وجه نقد و اهرم مالی با سودآوری ارتباط منفی معناداری وجود دارد علاوه بر آن رشد فروش رابطه ای مثبت و معناداری با سودآوری داشته و تاثیر دوره پرداخت حساب های پرداختی بر سودآوری معنادار نیست.

عنایتی (۱۳۸۳) در یک کار پژوهشی تحت عنوان بررسی و تبیین مدیریت سرمایه در گردش و تاثیر آن بر وضعیت نقدینگی شرکت ها و همچنین شناخت سایر عوامل موثر بر نقدینگی شرکت ها در بورس اوراق بهادار تهران پرداخته است. نتیجه کلی این پژوهش حاکی

از این است که مدیریت وجه نقد، مدیریت مطالبات و روش‌های تامین مالی بر وضعیت نقدینگی اثر دارند و مدیریت موجودی کالا از نظر آماری معنی دار نیست.

طالبی (۱۳۷۷) در یک کار تحقیقی به ارزیابی وضعیت موجود مدیریت سرمایه در گردش در شرکتهای ایرانی پرداخته است. نتیجه گیری نهایی حاکی از ضرورت جدی تقویت بنیان‌های مدیریت سرمایه در گردش شرکت‌هاست.

پیشکاری (۱۳۷۵) در پژوهشی به بررسی مدیریت سرمایه در گردش در شرکت‌های ایرانی پرداخته است. در این تحقیق یکی از دلایل تحقیق، اهمیت دارایی‌های جاری و بدهی‌های جاری برای شرکت و چگونگی تامین مالی به خصوص برای شرکت‌های کوچک عنوان شده است. در این پژوهش عنوان شده است که دارایی‌های جاری بیش از نیمی از کل دارایی‌های موسسه را تشکیل می‌دهند. از یک طرف دارایی‌ها سرمایه گذاری عمده‌ای به حساب می‌آیند و از آن جا که این سرمایه گذاری‌ها نسبتاً فرارند، نیاز به توجه کامل دارند و میزان منابع و مصارف وجوهی که به سرمایه در گردش تخصیص داده می‌شود باید مشخص شود.

شباهنگ (۱۳۷۳) به بررسی و تشریح اقلام تشکیل دهنده سرمایه در گردش و نقش مدیر مالی در اعمال مدیریت بر سرمایه در گردش پرداخت و نتیجه تحقیق بیانگر این بود که سرمایه گذاری بیش از اندازه در دارایی‌های جاری موجب ایجاد هزینه فرصت از دست رفته خواهد شد و از طرف دیگر سرمایه گذاری کمتر از حد لازم در دارایی‌های جاری نیز ممکن است پر هزینه باشد.

۴. فرضیه‌های پژوهش

- فرضیه ۱: بین طول چرخه تبدیل به وجه نقد و سودآوری شرکت‌ها رابطه منفی وجود دارد.
- فرضیه ۲: بین طول چرخه تبدیل به وجه نقد و هزینه مالی شرکت‌ها رابطه مثبت وجود دارد.
- فرضیه ۳: اندازه شرکت بر رابطه بین طول چرخه تبدیل به وجه نقد و سودآوری شرکت تأثیر گذار است.
- فرضیه ۴: نوع صنعت، بر رابطه بین طول چرخه تبدیل به وجه نقد و سودآوری شرکت موثر است.

۵. روش پژوهش

۱.۵. روش جمع آوری داده‌ها

انجام این پژوهش در چارچوب استدلالات قیاسی - استقرایی انجام می‌پذیرد به این معنی که مبانی نظری و پیشینه پژوهش در چارچوب قیاسی و از راه مطالعات کتابخانه‌ای، مقالات و استفاده از سایت‌ها تدوین یافته و جمع‌آوری اطلاعات برای رد یا قبول فرضیه‌ها با استدلال استقرایی انجام می‌گیرد. همچنین، در این پژوهش برای گردآوری اطلاعات از روش کتابخانه‌ای و میدانی استفاده می‌شود.

۲.۵. جامعه آماری و نمونه آماری پژوهش

جامعه آماری این تحقیق شامل کلیه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی دوره‌های مالی ۱۳۸۹-۱۳۸۱ است.

در این تحقیق برای همگن سازی جامعه آماری از روش حذف سیستماتیک استفاده شده است. برای این منظور ۵ معیار زیر در نظر گرفته شده و در صورتی که شرکتی کلیه معیارها را احراز کرده باشد به عنوان جامعه تحقیق انتخاب شده است.

۱. شرکت‌ها باید جزء شرکتهای حاضر در بورس اوراق بهادار تهران باشد؛
 ۲. کلیه شرکت‌ها باید گزارشات سالانه ارائه شده به بورس را داشته باشند. گزارشات منتشر شده باید در دسترس و کلیه اطلاعات مورد نیاز در تحقیق را داشته باشد؛
 ۳. فعالیت شرکت‌ها از نوع مالی (مانند بانک‌ها، موسسات مالی اعتباری، بیمه) یا سرمایه‌گذاری نباشد.
 ۴. سال مالی شرکت‌های انتخابی باید منتهی به ۲۹ اسفند باشد و در طی دوره زمانی تحقیق، دوره مالی خود را تغییر نداده باشند.
 ۵. داده‌های شرکت‌های انتخابی باید حداقل برای سه سال پیاپی در دسترس باشد.
- در طی دوره پژوهش تعداد شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران بالغ بر ۴۵۵ شرکت بوده است. اعمال معیارهای موجود در بند ۱ تا ۵ انتخاب نمونه، در نهایت سبب شد که از این میان ۲۹۳ شرکت حائز معیارهای پنج‌گانه فوق گردیدند. تعداد ۲۹۳ شرکت در طی سال‌های ۱۳۸۱ تا ۱۳۸۹ در نهایت منجر به ۱۷۲۵ مشاهده شرکت-سال شده است.

۳.۵. روش آماری

برای آزمون فرضیه‌های تحقیق براساس داده‌های گردآوری شده از آمار توصیفی، آزمونهای رگرسیون خطی چند متغیره استفاده شده است. آزمونهای آماری و تجزیه و تحلیل‌ها به کمک نرم افزار Eviews و با استفاده از تکنیک آماری روش پانل دیتا انجام شده است. آمارهای توصیفی از جمله میانگین، میانه، واریانس، چولگی و کشیدگی، برای تمام متغیرها محاسبه شده است. در اصلی ترین بخش با استفاده از تحلیل رگرسیون چندگانه، مدلها برآورد شده و فرضیات آزمون گشته‌اند همچنین پیش فرضهای رگرسیونی (از جمله نرمال بودن متغیر وابسته، عدم وجود نقاط پرت، وجود رابطه خطی، همسانی واریانس، نداشتن همخطی و عدم وجود خود همبستگی باقیمانده‌ها) با استفاده از آزمونها و نمودارهای مناسب کنترل شده است. استنباط در مورد آزمون فرضها بر اساس سطح معناداری بدست آمده از آزمون است بدین گونه که هرگاه مقدار سطح معناداری کمتر از $0/05$ باشد فرض صفر در سطح ۹۵ درصد و اگر کمتر از $0/1$ باشد در سطح اطمینان ۹۰ درصد رد میشود و در غیر اینصورت فرض صفر رد نمی‌شود.

۴.۵. مدل رگرسیون چندگانه

در این پژوهش به منظور آزمون فرضیه‌هایی تحقیق از رگرسیون گام به گام استفاده شده است، که در آن تنها متغیرهای مستقلی که رابطه معنادار با متغیر وابسته دارند در مدل نهایی وارد خواهند شد. همچنین، در صورتی که عرض از مبدا از نظر آماری معنادار نباشد، مدل بدون عرض از مبدا برآورد می‌گردد. لازم به ذکر است که در این تحلیل ابتدا معناداری مدل با نگاهی تحلیل واریانس به عنوان مهمترین سوال بررسی و پاسخ داده شده است سپس با استفاده از معیار ضریب تعیین شدت همبستگی مدل بررسی شده است. در مرحله سوم و در صورت معنادار بودن مدل، پارامترها برآورد شده‌اند این بخش با استفاده از نگاهی ضرایب و آماره t امکانپذیر شده است و در نهایت علائم مناسب بودن شرایط برآوردها یا به عبارتی پیش فرضهای رگرسیون بررسی شده است مهمترین این پیش فرضها و روشهای بررسی و کنترل آنها عبارتند از:

نرمالیتی با استفاده از آزمون کلموگروف اسمیرنوف،

عدم خودهمبستگی باقیمانده‌ها با استفاده از دوربین واتسون

و عدم همخطی بین متغیرهای مستقل با استفاده از VIF.

۶. مدل‌ها و متغیرهای پژوهش

مشابه تحقیقات همبستگی، در این تحقیق به منظور استنباط در مورد فرضیه‌های پژوهش از مدل‌های رگرسیونی استفاده شده است.

فرضیه اول تحقیق از مدل‌های رگرسیونی چند متغیره استفاده خواهد شد که شکل کلی آن به صورت رابطه (۱) است:

$$ROI_{i,t} = \alpha + \beta_1 CCC_{i,t} + \beta_2 ROI_{i,t-1} + \beta_3 Size_t + \beta_4 AT_t + \beta_5 \Delta Sales + \varepsilon_{i,t} \quad (۱)$$

نحوه استنباط در مورد فرضیه اول تحقیق از طریق معنی دار بودن ضریب β_1 حاصل از برآورد مدل رگرسیون (۱) برای کل نمونه مورد بررسی به عمل خواهد آمد. به این ترتیب، برای تایید فرضیه نخست تحقیق، ضریب β_1 باید منفی و از نظر آماری معنادار باشد. دومین فرضیه تحقیق از طریق، مدل رگرسیونی نشان داده شده در رابطه (۲)، امکان‌پذیر است:

$$INTEREST_{it} = \beta_0 + \beta_1 CCC_{it} + \beta_2 SIZE_{it} + \beta_3 \Delta Sale_{it} + \varepsilon_{it} \quad (۲)$$

آزمون فرضیه دوم از طریق معنی دار بودن ضریب حاصل از برآورد مدل رگرسیون (۲) برای کل نمونه مورد بررسی به عمل خواهد آمد. به این ترتیب، برای تایید فرضیه دو تحقیق، ضریب β_1 باید مثبت و از نظر آماری معنادار باشد.

در این تحقیق به منظور استنباط در مورد فرضیه سوم تحقیق از مدل‌های رگرسیونی چند متغیره استفاده خواهد شد که شکل کلی آن به صورت رابطه (۱) ارائه شد. به منظور بررسی تاثیرات اندازه شرکت بر رابطه بین چرخه تبدیل به وجه نقد و سودآوری شرکت، شرکت‌های موجود در نمونه بر اساس میزان کل دارایی‌های خود، در دو گروه شرکت‌های با اندازه کوچک و اندازه بزرگ طبقه‌بندی خواهند شد. سپس رابطه (۱) در سطح هر یک از این دو گروه به صورت مجزا برآورد خواهد شد، تفاوت در مقدار ضریب برآوردی برای β_1 و همچنین سطح معناداری کل مدل رگرسیونی (ضریب تعیین) (۱) می‌تواند در رابطه با تاثیر اندازه شرکت بر رابطه بین چرخه تبدیل به وجه نقد و سودآوری شرکت-فرضیه سوم- شواهدی ارائه کند. به این ترتیب، برای تایید فرضیه سوم تحقیق، ضریب β_1 باید منفی و از نظر آماری معنادار باشد. در این تحقیق به منظور استنباط در مورد فرضیه چهارم تحقیق از مدل‌های رگرسیونی چند متغیره استفاده خواهد شد که شکل کلی آن به صورت رابطه (۱) است.

به منظور بررسی تاثیرات صنعت فعالیت شرکت بر رابطه بین چرخه تبدیل به وجه نقد و سودآوری شرکت، شرکت‌های موجود در نمونه بر اساس صنعت فعالیت خود، در پنج گروه

صنایع پایه (صنایعی که محصول آنها اغلب به عنوان ورودی و مصرف سایر صنایع مورد توجه قرار می‌گیرد و یا محصولات آنها عمدتاً به خارج از کشور صادر خواهد شد)، صنایع خدماتی، صنایع تولید کالاهای مصرفی، صنایع عمومی، صنایع تکنولوژی اطلاعات تفکیک خواهند شد. سپس رابطه (۱) در سطح هر یک از این پنج گروه به صورت مجزا برآورد خواهد شد، تفاوت در مقدار ضریب برآوردی برای β_1 و همچنین سطح معناداری (ضریب تعیین) رابطه (۱) می‌تواند در رابطه با تأثیر صنعت فعالیت شرکت بر رابطه بین چرخه تبدیل به وجه نقد و سودآوری شرکت - فرضیه چهارم - شواهدی ارائه کند.

دوره معوق نگه داشتن پرداختی‌ها - دوره گردش موجودی‌ها + دوره وصول مطالبات = چرخه تبدیل به وجه نقد

نگاره‌ی (۱): نحوه محاسبه متغیرهای پژوهش در رابطه‌های (۱) و (۲)	
نماد	نحوه محاسبه
ROI_{t-1}	سود خالص دوره گذشته ÷ کل داراییها در سال گذشته
size	log کل داراییها در سال جاری
at	درآمد جاری ÷ میانگین داراییها در سال جاری
$\Delta Sale$	(فروش دوره قبل - فروش دوره جاری) ÷ کل داراییها

۷. توصیف داده‌ها

در نگاره‌ی (۴-۱) شاخصهای مرکزی از جمله میانگین و میانه و شاخصهای پراکندگی از جمله انحراف معیار، کشیدگی و چولگی برای متغیرهای مختلف با استفاده از نرم‌افزار SPSS محاسبه شده است. بزرگ بودن میانگین از میانه وجود نقاط بزرگ را در داده‌ها نشان می‌دهد زیرا میانگین تحت تأثیر این مقادیر قرار می‌گیرد در این موارد توزیع داده‌ها چوله به راست است برای نمونه متغیرهای AT و تا حدی $\Delta Sale$ توزیع چوله به راست است در برخی موارد چوله به چپ است توزیع متغیر INTEREST تحقیق چوله به چپ است و در صورتی که مقادیر میانگین و میانه متغیرها نزدیک به هم است توزیع متغیرها متقارن است این ویژگی اهمیت زیادی دارد زیرا تقارن یکی از ویژگیهای توزیع نرمال است که در بخش بعد به آن

پرداخته خواهد شد. متغیرهای وابسته ROI و CCC با مقدار چولگی و کشیدگی نزدیک به صفر بسیار به توزیع نرمال شبیه است (میزان کشیدگی و چولگی توزیع نرمال صفر است)

نگاره (۲): آمار توصیفی نمونه های تحقیق

متغرها	مشاهدات	میانگین	میان	انحراف معیار	چولگی	کشیدگی	حداقل	حداکثر
ROI	۱۷۲۵	۰/۳۵	۰/۰۵	۱/۵۵	۱/۱۲	۰/۹۳	-۲/۴۷	۱۶/۹۷
CCC	۱۷۲۵	۱۶۶۲/۸۲	۲۷۵/۲۸	۶۴۰۸/۲۴	۰/۶۳	۰/۵۹	-۲۳۳۵۲/۲۹	۱۱۴۵۲۵/۵۴
ROI _{t-1}	۱۷۲۵	۰/۴۳	۰/۰۶	۲/۰۰	۱/۲۹	۱/۰۸	-۳/۳۷	۲۸/۷۴
SIZE	۱۷۲۵	۵/۵۲	۵/۴۶	۰/۶۲	۰/۴۷	۱/۰۵	۳/۲۰	۸/۵۲
AT	۱۷۲۵	۰/۹۱	۰/۲۲	۲/۵۹	۶/۲۷	۴۷/۳۸	۰/۰۰	۳۰/۱۶
ΔSale	۱۷۲۵	۰/۱۶	۰/۰۰	۱۰/۳۱	۱/۷۷	۶۵/۶۶	-۱۰۰/۹۳	۱۱۵/۴۵
INTEREST	۱۷۲۵	-۳۶۶۹۹/۲۳	-۵۰۳۰/۰۰	۱۵۶۱۰۰	-۹/۹۸	۱۲۱/۵۶	-۲۶۹۲۶۸۴	۰/۰۰

نگاره (۳): نتایج تحلیل رگرسیونی حاصل از آزمون فرضیه اول

پارامترها	مقدار بتا	مقدار t	سطح معناداری	VIF
CCC	۰/۰۰۰۰۰۹	-۲/۹۸۵	۰/۰۳	۱/۰۲
ROI _{t-1}	۰/۳۳۲	۲۴/۶۶۹	۰/۰۰۰	۱/۶۵
AT	۰/۲۲۳	۲۰/۱۴۶	۰/۰۰۰	۲/۱۷
ΔSale	۰/۰۵۱	۱۸/۰۳۹	۰/۰۰۰	۲/۰۱
ضریب تعیین	دوربین واتسون	مقدار F	سطح معناداری	
۰/۶۱۰	۱/۹۵	۸۷۸/۵۸۹	۰/۰۰۰	

۸. نتایج حاصل از آزمون آماری فرضیه اول

در این فرضیه تاثیر طول چرخه تبدیل وجوه بر سودآوری مورد بررسی قرار گرفته است. همانطور که در نگاره ۱ شماره ۱ مشاهده می گردد، بین طول چرخه تبدیل وجوه و عملکرد شرکتها رابطه منفی معناداری وجود دارد. مقدار آماره آزمون t برای CCC برابر با ۲/۹۹- (معنادار و منفی)، برای ROI_t برابر با ۲۴/۶۷ (معنادار و مثبت)، برای AT برابر با ۲۰/۱۴۶ (معنادار و مثبت) و برای ΔSale برابر با ۱۸/۰۳۹ (معنادار و مثبت) است. مقادیر VIF برای تمام متغیرهای کمتر از مقدار ۱۰ است این شاخص در صورتیکه کمتر از ۱۰ باشد نشانه عدم همخطی بین متغیرهای مستقل است. با توجه معنادار و منفی بودن رابطه CCC میتوان گفت که فرض اول تایید میگردد. میزان ضریب تعیین در حدود ۰/۶۱ است یعنی در حدود ۶۱

درصد از تغییرات متغیر وابسته توسط متغیرها بیان میشود. مقدار آماره دوربین واتسون برابر $1/95$ است. مقادیر نزدیک به ۲ حاکی از عدم خودهمبستگی باقیمانده‌ها که یکی دیگر از فروض رگرسیون است را نشان میدهد. در نتیجه این فرضیه در سطح اطمینان ۹۹٪ پذیرفته می‌شود و این بدین معنی است که بین طول چرخه تبدیل وجوه و سودآوری شرکت‌ها رابطه منفی معناداری وجود دارد.

نگاره‌ی (۴): نتایج تحلیل رگرسیونی حاصل از آزمون فرضیه دوم

پارامترها	مقدار بتا	مقدار t	سطح معناداری	VIF
Constant	-۹۰۳۰	۸۳۶۰	۰/۰۰۰	
SIZE	۱۹۱۷	۹/۸۲۱	۰/۰۰۰	۱/۰۲۹
Interest	۰/۰۰۳	۳/۷۸۸	۰/۰۰۰	۱/۰۲۹
ضریب تعیین	دوربین واتسون	مقدار F	سطح معناداری	
۰/۰۴۳	۱/۷	۵۰/۵۷۲	۰/۰۰۰	

۹. نتایج حاصل از آزمون آماری فرضیه دوم

میزان ضریب تعیین در حدود $0/2$ است یعنی در حدود ۴ درصد از تغییرات متغیر وابسته توسط متغیرها بیان میشود. مقدار آماره دوربین واتسون برابر $1/7$ است. مقدار سطح معنی‌داری F برابر با $0/000$ است. این مقدار کمتر از $0/01$ است بنابراین فرض صفر در سطح اطمینان ۹۹ درصد رد می‌شود یعنی در سطح اطمینان ۹۹ درصد معنی‌دار است. مقدار آماره آزمون t برای CCC برابر با $0/001$ (معنادار و مثبت)، برای SIZE برابر با $0/555$ (معنادار و مثبت)، و برای Δ Sale برابر با $-0/003$ (معنادار) است و مقدار t برای عرض از مبدا یا مقدار ثابت برابر با $-0/550$ بوده که معنادار است. مقادیر VIF برای تمام متغیرهای مستقل در حدود ۱ است. بنابراین چون بین CCC و متغیر وابسته (INTEREST) رابطه مثبت و معنادار وجود دارد این فرضیه نیز تایید میگردد.

نگاره ۵: تحلیل آماری فرضیه سوم					
اندازه	پارامترها	مقدار بتا	مقدار t	سطح معناداری	VIF
کوچک	CCC	۰/۰۰۰۸۳	-۳/۹۸	۰/۰۰۰	۱/۰۱
	ROI _{t-1}	۰/۴۸	۰/۰۲	۰/۰۰۰	۱/۳۸
	AT	۰/۱۴	۸/۱۵	۰/۰۰۰	۱/۹۴
	ΔSale	۰/۰۵	۱۳/۲۱	۰/۰۰۰	۱/۷۲
	ROI _{t-1}	۰/۰۸	۵/۴۶	۰/۰۰۰	۴/۰۸
بزرگ	AT	۰/۵۱	۴۰/۵۴	۰/۰۰۰	۳/۹۲
	ΔSale	۰/۰۴	۷/۶۲	۰/۰۰۰	۴/۸۳
	ضریب تعیین	دوربین واتسون	مقدار F	سطح معناداری	
کوچک	۰/۵۷	۱/۷۳	۲۸۶/۶۶	۰/۰۰	
بزرگ	۰/۸۹	۱/۶۴	۱۶۹۸/۹۸	۰/۰۰	

۱۰. نتایج حاصل از آزمون آماری فرضیه سوم

فرضیه ۳: در فرضیه سوم تاثیر اندازه شرکت بر رابطه بین سودآوری و چرخه تبدیل وجه نقد مورد بررسی قرار گرفته است. برای بررسی فرضیه سوم، در ابتدا شرکتهای نمونه به دو گروه کوچک و بزرگ تفکیک می شوند. برای شرکتهای کوچک مقدار آماره t آزمون t برای CCC برابر با -۳/۹۸ (معنادار و منفی)، برای ROI_t برابر با ۲۲/۸۱ (معنادار و مثبت)، برای AT برابر با ۸/۱۱ (معنادار و مثبت) و برای ΔSale برابر با ۱۳/۲۱ (معنادار و مثبت) است. اما در شرکتهای بزرگ مقدار آماره t آزمون t برای CCC معنادار نبوده و بنابراین از مدل حذف شده است. برای ROI_t برابر با ۵/۴۶ (معنادار و مثبت)، برای AT برابر با ۴۰/۵۴ (معنادار و مثبت) و برای ΔSale برابر با ۷/۶۲ (معنادار و مثبت) است. با توجه به معنادار بودن رابطه CCC با متغیر ROI در شرکتهای کوچک میتوان گفت که این فرضیه نیز اثبات میگردد. میزان ضریب تعیین برای شرکتهای کوچک و بزرگ به ترتیب برابر با ۰/۵۶ و ۰/۸۸ است مقدار آماره دوربین واتسون برای شرکتهای کوچک و بزرگ به ترتیب برابر با ۱/۷۳ و ۱/۶۴ است. مقادیر نزدیک به ۲ حاکی از عدم خودهمبستگی باقیماندهها که یکی دیگر از فروض رگرسیون است را نشان میدهد. مقدار سطح معنی داری F برای شرکتهای کوچک و بزرگ به ترتیب برابر با ۰/۰۰۰ و ۰/۰۰۰ است. این مقدار برای شرکتهای کوچک و بزرگ کمتر از ۰/۰۱ است

بنابراین فرض صفر در سطح اطمینان ۹۹ درصد برای شرکتهای کوچک و بزرگ رد می‌شود. یعنی در سطح اطمینان ۹۹ درصد مدل معنی داری برای شرکتهای کوچک و بزرگ وجود دارد.

نگاره‌ی (۶): تحلیل رگرسیونی فرضیه چهارم

نوع صنعت	پارامترها	مقدار بتا	مقدار t	سطح معناداری	VIF
تکنولوژی اطلاعات	AT	۰/۴۷	۸۲/۲۴	۰/۰۰۰	۷/۲۱
	ROI _{t-1}	۰/۱۸	۴/۰۰	۰/۰۰۰	۲/۹۴
۲-خدماتی	SIZE	-۰/۲۹	-۲/۳۰	۰/۰۴۵	۱/۱۵
	AT	۰/۴۲	۸/۵۳	۰/۰۰۰	۳/۲۷
	ΔSale	۰/۰۶	۵/۴۲	۰/۰۰۰	۳/۷۵
۳-صنایع پایه	CCC	۰/۰۰۰۵۸	-۲/۴۸	۰/۰۱۲	۱/۰۱
	ROI _{t-1}	۰/۲۱	۹/۴۸	۰/۰۰۰	۱/۴۳
	AT	۰/۲۵	۱۴/۰۸	۰/۰۰۰	۲/۲۴
	ΔSale	۰/۳۰	۷/۳۶	۰/۰۰۰	۲/۱۰
۴-عمومی	ROI _{t-1}	۰/۸۵	۳۷/۲۴	۰/۰۰۰	۱/۴۵
	ΔSale	۰/۰۲	۲/۸۸	۰/۰۰۴	۱/۳۶
۵-کالاهای مصرفی	CCC	/۰۰۰۰۷۸	۲/۲۳	۰/۰۲۶	۱/۰۳
	ROI _{t-1}	۰/۳۷	۱۷/۴۰	۰/۰۰۰	۱/۸۵
	AT	۰/۱۹	۱۰/۹۹	۰/۰۰۰	۲/۰۹
	ΔSale	۰/۰۷	۱۳/۶۸	۰/۰۰۰	۲/۰۳
ضریب تعیین	دوربین واتسون	مقدار F	سطح معناداری		
۱	۲/۱۷	۶۱۶/۳۴	۰/۰۰		
۲	۱/۵۸	۱۴۸/۶۱	۰/۰۰		
۳	۱/۶۷	۲۵۷/۲۵	۰/۰۰		
۴	۱/۷۳	۷۰۸/۴۷	۰/۰۰		
۵	۱/۶۶	۳۵۷/۰۷	۰/۰۰		

۱۱. نتایج حاصل از آزمون آماری فرضیه چهارم

در این فرضیه تاثیر نوع صنعت، بر رابطه بین طول چرخه تبدیل به وجه نقد و سودآوری شرکت مورد بررسی قرار گرفته است. موارد معنادار در صنایع مختلف در نگاره‌ی بالا مشخص شده است مقدار CCC در دو صنایع پایه و کالاهای مصرفی معنادار و منفی است و در سایر صنایع بی معنی است و مقدار ROI_i در صنایع با فعالیتهای خدماتی، صنایع پایه، عمومی و کالاهای مصرفی معنادار و مثبت است و تنها در تکنولوژی اطلاعات بی معنی است. و مقدار SIZE تنها در صنعت خدماتی معنادار و مثبت است و در سایر صنایع بی معنی است. مقدار AT در صنایع تکنولوژی اطلاعات، خدماتی، صنایع پایه و کالاهای مصرفی معنادار و مثبت است اما در صنایع عمومی بی معنی است. و در نهایت $\Delta Sale$ صنایع خدماتی، صنایع پایه و کالاهای مصرفی معنادار و مثبت است اما در صنایع تکنولوژی اطلاعات و عمومی بی معنی است. با توجه به متفاوت بودن مدلها در صنایع مختلف میتوان گفت که نوع صنعت، بر رابطه بین طول چرخه تبدیل به وجه نقد و سودآوری شرکت موثر است. میزان ضرایب تعیین برای صنایع با فعالیت تکنولوژی اطلاعات برابر با ۰/۹۷، برای خدماتی برابر با ۰/۸۴، برای صنایع پایه برابر با ۰/۵۵، برای صنایع با فعالیت عمومی برابر با ۰/۸۳ و برای صنایع با فعالیت کالاهای مصرفی برابر با ۰/۶۰ است که برای تمام صنایع مقادیر قابل توجهی است. مقدار سطح معنی داری F برای شرکتهای در تمام صنایع کمتر از ۰/۰۱ است یعنی مدل مفروض در تمام صنایع معنادار است.

۱۲. بحث و نتیجه گیری

نتایج تحقیق نشان داد که بین طول چرخه تبدیل وجوه و عملکرد شرکتها رابطه منفی معناداری وجود دارد. در نتیجه مدیران می توانند با مدیریت بهینه سرمایه در گردش از طریق کاهش طول مدت چرخه تبدیل وجوه سودآوری شرکت را افزایش دهند. مدیران می توانند طول چرخه تبدیل وجوه را از طریق کاهش طول مدت فرایند تبدیل موجودیها همراه با تسریع در فرایند فروش کالا و کاهش مدت زمان دریافت وصولیها و افزایش طول مدت پرداخت به عرضه کنندگان (بدون آسیب زدن به رتبه اعتباری شرکت) کاهش دهند. نتایج حاصل از این فرضیه با نتایج نوبانی (۲۰۱۱)، کارادومان (۲۰۱۱) دانگ و سو (۲۰۱۰)، یوار (۲۰۰۹)، لازاریدیس ترفونیدیس (۲۰۰۶) شینوسوانن (۱۹۹۸)، یعقوب نژاد (۱۳۸۹)،

محمدی (۱۳۸۸)، ستایش (۱۳۸۸) و نوبانی و الهژیر (۲۰۰۷) سازگاری دارد از سوی دیگر با توجه به نتایج فرضیه دوم مدیران می‌توانند با کاهش طول چرخه تبدیل وجوه از خروج بی‌مورد و غیر ضروری وجوه از شرکت ممانعت نمایند، تا مجبور نباشند برای تامین مالی خارجی گرانقیمت هزینه بیشتری را متقبل شوند. نتایج حاصل با نتایج کابالرو (۲۰۱۰) سازگاری دارد. نتایج حاصل از فرضیه سوم نشان داد که طول چرخه تبدیل وجوه بر عملکرد و هزینه مالی شرکت‌های با اندازه‌های مختلف موثر است و این تأثیر در شرکت‌های کوچکتر بیشتر است. نتایج این تحقیق با نتایج جان نثاری (۱۳۸۹) و گارسیا و مارتینز (۲۰۱۰) سازگاری دارد. در نهایت نتایج تحقیق نشان داد که بین طول چرخه تبدیل وجوه و عملکرد شرکت‌های فعال در صنایع مختلف برای تمام نمونه‌ها رابطه منفی وجود دارد و این تأثیر در صنایع تولید کالاهای مصرفی و صنایع پایه بیشتر است. نتایج این تحقیق با نتایج نوبانی سازگاری دارد البته نتایج نوبانی (۲۰۱۱) هر چند نشان داد که بین طول چرخه تبدیل وجوه و عملکرد در کل صنایع برای تمام نمونه‌ها ارتباط منفی وجود دارد ولی نتایج آن‌ها نشان داد که بین طول چرخه تبدیل وجوه و عملکرد شرکت‌های خدماتی و تولید کالاهای مصرفی رابطه وجود ندارد.

۱۳. پیشنهادهای تحقیقات آتی

با توجه به اینکه در خارج از ایران پژوهش‌های گسترده‌ای با محوریت موضوعاتی چون تأثیر چرخه تبدیل وجوه بر عملکرد شرکت انجام پذیرفته است و نیز به دلیل عدم توجه کافی به این موضوعات طی پژوهش‌هایی که تا کنون در ایران انجام گرفته است، پیشنهاد می‌شود با در نظر گرفتن پتانسیل موضوعات مذکور برای انجام پژوهش در زمینه‌های مختلف، در ایران تلاش بیشتری صورت گیرد. از جمله مواردی که در این زمینه می‌توانند موضوع پژوهش‌های آتی قرار بگیرند عبارتند از:

۱. تحقیقات مشابه این تحقیق در شرکت‌های فعال در صنایع فعال در زمینه مالی و سرمایه‌گذاری انجام شود.

۲. تأثیر چرخه تبدیل وجوه بر عملکرد شرکت‌های فعال در صنایع تخصصی‌تر مانند کانی‌های فلزی و غیر فلزی، تولید خودرو و قطعات وابسته و... می‌تواند انجام شود.

۳. تاثیر چرخه تبدیل وجوه بر هر یک از اجزاء سود مانند سود قبل از کسر مالیات، سود پس از کسر مالیات و سود عملیاتی می تواند انجام شود.

یادداشت‌ها

- | | |
|--------------------------|---------------------|
| 1. Layroudiand Lazaridi | 9. Karaduman |
| 2. Richards and Laughlin | 10. Caballero |
| 3. Gentry | 11. Uyar |
| 4. Nobanee | 12. Boisjoly |
| 5. Stewart | 13. Shin and Soenen |
| 6. Besley and Brigham | 14. Deloof |
| 7. keison | 15. Pool Data |
| 8. Alshubiri | |

منابع و مأخذ

۱. بریگهام اف. یوجین و ارهارت سی مایکل (۲۰۰۸)، *مدیریت مالی در تئوری و عمل* (۲)، ج ۲، ج ۱، ترجمه علیرضا فراهانی (۱۳۹۱)، انتشارات ترمه
۲. پیشکاری، مزگان (۱۳۷۵)، *بررسی مدیریت سرمایه در گردش در شرکت‌های منتخب ایرانی، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه شهید بهشتی*
۳. جان نثاری سید امیر (۱۳۸۹) *مدیریت سرمایه در گردش و تاثیر آن بر سودآوری شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه علوم و تحقیقات*
۴. ستایش محمد حسین و همکاران (۱۳۸۹)، *بررسی ارتباط بین سرمایه در گردش و اجزای مختلف سود حسابداری شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، فصلنامه، پژوهشنامه حسابداری مالی و حسابرسی دانشگاه آزاد واحد تهران مرکز سال دوم شماره هشتم ص. ۱*
۵. ستایش محمد حسین و همکاران (۱۳۸۸) *تاثیر مدیریت سرمایه در گردش بر سودآوری شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران فصلنامه پژوهشنامه حسابداری مالی و حسابرسی دانشگاه آزاد واحد تهران مرکز سال دوم شماره هشتم ص. ۸*
۶. طالبی، محمد، (۱۳۷۷)، *ارزیابی وضعیت موجود مدیریت سرمایه در گردش در شرکتهای ایرانی، پایان‌نامه دکتری، دانشگاه تهران.*
۷. عنایتی، سحر (۱۳۸۳)، *بررسی و تعیین مدیریت سرمایه در گردش در شرکتهای پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه شهید بهشتی*

۸. محمدی، محمد (۱۳۸۸)، تأثیر مدیریت سرمایه در گردش بر سودآوری شرکت‌ها در جامعه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، (پژوهشگر) فصلنامه مدیریت، سال ششم، شماره ۱۴، ص.ص. ۸۰-۹۲.
۹. یعقوب‌نژاد، احمد، حمیدرضا وکیلی‌فرد و احمدرضا بابائی (۱۳۸۹)، ارتباط بین مدیریت سرمایه در گردش و سودآوری درشرکتهای پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، *مجله مهندسی مالی و مدیریت پرتغوی*، شماره دوم، ۱۳۷-۱۱۷.
10. Alshubiri, F. (2011), "The effect of working capital practices on risk management: evidence from Jordan", *Global Journal of Business Research*, vol. 5 No. 1, pp. 39-54
11. Besley, S. and Brigham, E. (2005), *Essentials of Managerial Finance*, 13th ed., Thomson, Washington, DC.
12. Boisjoly, R. (2009), "The cash flow implications of managing working capital and capital investment", *Journal of Business & Economic Studies*, Vol. 15 No. 1, pp. 98-110.
13. Caballero, S., Teruel, P.J. and Solano, (2010), "How do market imperfections affect working capital management?", *working paper, The University of Murcia, Murcia*.
14. Deloof, M. (2003), "Does working capital management affect profitability of Belgian firms? *Journal of Business Finance & Accounting*, Vol. 30 Nos 3/4, pp. 573-88.
15. Gentry, J.A., Vaidyanathan, R., Lee, R. and Wai, H. (1990), "A weighted cash conversion cycle", *Financial Management*, Vol. 19 No. 1, pp. 90-9.
16. Karaduman, H., Akbas, H., Caliskan, A. and Durer, S. (2011), "The relationship between working capital management and profitability: evidence from an emerging market", *International Research Journal of Finance and Economics*, No. 62, pp. 61-7.
17. Lazaridis, I. and Tryfonidis, D. (2006), "Relationship between working capital management and profitability of listed companies in the Athens Stock Exchange", *Journal of Financial Management and Analysis*, Vol. 19 No. 1, pp. 26-35.
18. Lyroudi, K. and Lazaridis, J. (2000), "The cash conversion cycle and liquidity analysis of the food industry in Greece", *working paper, SSRN Paper Collection*, available at: [http:// papers.ssrn.com/paper.taf?abstract_id=4236175](http://papers.ssrn.com/paper.taf?abstract_id=4236175) (accessed March 2011)
19. Richards, V.D. and Laughlin, E.J. (1980), "A cash conversion cycle approach to liquidity analysis", *Financial Management*, Vol. 9 No. 1, pp. 32-8.
20. Shin, H. and Soenen, L. (1998), "Efficiency of working capital and corporate profitability", *Financial Practice and Education*, Vol. 8 No 2, pp. 37-45.
21. Stewart, G. (1995), "Supply chain performance Benchmarking study Reveals keys to supply chain excellence", *Logistics Information Management*, Vol. 8 No. 2, pp. 38-45.
22. 16-Uyar, A. (2009), "The relationship of cash conversion cycle with firm size and profitability: an empirical investigation in Turkey", *International Research Journal of Finance and Economics*, No. 24, pp. 151-63.
23. -Nobanee, h and Abdullatif ,M. and AlHajjar, m. (2011) "Cash conversion
24. *Cycle and firm's performance of Japanese firms*" vol. 19 No. 2. 2011. pp. 147-156