فصلنامه چشم انداز حسابداری و مدیریت
دوره ۳، شماره ۲٤، بهار ۱۳۹۹(جلد چهارم)

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

چشم انداز حسابداری و مدیریت (دوره سوم)
شماره ۲۴/ بهار ۱۳۹۹ (جلد چهارم)/ صص ۹۴-۱۰۷

پیش بینی درماندگی مالی در شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران با تأکید بر اقلام تعهدی و جریانات نقدی

مهسا نجارپور حسنی
کارشناسی ارشد حسابداری، موسسه آموزش عالی علم و فن آوری شمس، تبریز، ایران. (نویسنده مسئول)
Mahsa.najarpour@gmail.com
دکتر مرتضی خانلاری
دکتری حسابداری، موسسه آموزش عالی علم و فن آوری شمس، تبریز، ایران.
Khanlari.morteza@yahoo.com

چکیده
پژوهش حاضر به پیش بینی درماندگی مالی در شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران با تأکید بر اقلام تعهدی و جریانات نقدی می‌پردازد. این پژوهش از لحاظ هدف، کاربردی و از بعد روش شناسی، همبستگی از نوع علّی (پس رویدادی) می باشد. با استفاده از روش نمونه‌گیری حذف سیستماتیک، ۱۲۷ شرکت به عنوان نمونه پژوهش انتخاب شده در دوره زمانی ۶ ساله بین سال‌های ۱۳۹۱ تا ۱۳۹۶ مورد تحقیق قرار گرفتند. نتایج حاصل از پژوهش نشان می دهد که جریان های نقد عملیاتی، تغییرات در حسابهای دریافتنی و تغییرات در موجودی کالا رابطه معکوس و معناداری با درماندگی مالی (طبق مفاد ماده ۱۴۱ قانون تجارت و مدل تعدیل شده آلتمن) دارند و هزینه استهلاک سالانه رابطه معناداری با آن ندارد. همچنین جریان های نقدی عملیاتی، تغییرات در حسابهای دریافتنی و تغییرات در موجودی کالا، قدرت پیش بینی سود عملیاتی سال آتی را داشته و با آن رابطه مستقیم و معنادار دارند ولی تغییرات در حسابهای پرداختنی رابطه معکوس و معناداری با سود عملیاتی سال آتی دارد و هزینه استهلاک سالانه رابطه معناداری با سود عملیاتی سال آتی ندارد.

واژگان کلیدی: پیش بینی درماندگی مالی، اقلام تعهدی، جریانات نقدی عملیاتی.

مقدمه
در حال حاضر، بنگاه های اقتصادی در محیطی بسیار متغیر و رقابتی فعالیت می کنند. واکنش سریع و درست در مقابل شرایط بسیار متغیر بازار، در موقعیت بنگاه ها نقش بسزایی دارد. با توسعه بازار های پولی و مالی و متعاقب آن حاکم شدن وضعیت رقابتی، بسیاری از شرکت های ورشکسته از گردونه رقابت خارج می شوند. این امر موجبات نگرانی صاحبان سرمایه را فراهم نموده، برای این که از سوخت شدن اصل و فرع سرمایه خود جلوگیری کنند، به دنبال روش هایی هستند که درماندگی مالی شرکت ها را پیش بینی کنند. درماندگی مالی و در نهایت ورشکستگی واحد های اقتصادی می تواند زیان های هنگفتی را در سطح خرد و کلان وارد نماید (پور حیدری و کوپایی، ۱۳۸۹). بحران مالی مکزیک (۱۹۹۴). بحران مالی عظیم شرق آسیا (۱۹۹۷). بحران مالی برزیل و اقتصاد آزاد شده روسیه (۱۹۹۸) و بحران مصیبت بار آرژانتین، بحران انرون در آمریکا و بحران مسکن (۲۰۰۵) و عظیم ترین بحران مالی تاریخ ۲۳۰ ساله آمریکا (۲۰۰۸) همگی حاکی از تجدید و پایداری درماندگی هاست (ایروانی، ۱۳۸۸). به واسطه عوالی همچون موج اخیر رسوایی های شرکت های سهامی نظیر آدلفیا، انرون و ورلدکام در کنگره ایالات متحده، مارکنی در انگلستان و رویال آهولد در هلند، نظام راهبری

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

شرکت مورد توجه روز افزون فعالان بازار قرار گرفته است. رسوایی های مذکور به وضوح به لزوم بهبود ساز و کارهای نظام راهبردی شرکت و نیز افزایش شفافیت در حسابداری اشاره دارد (عبدالله[1]، ۲۰۰۶).

این تحقیق به بررسی ارتباط بین درماندگی مالی در شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران با تأکید بر اقلام تعهدی و جریانات نقدی می پردازد. درماندگی مالی و ورشکستگی شرکت ها به هدر رفتن منابع و عدم بهره گیری از فرصت های سرمایه گذاری منجر می شود. پیش بینی درماندگی مالی با طراحی شاخصها و الگوهای مناسب می تواند شرکت ها را نسبت به وقوع درماندگی مالی و ورشکستگی آگاه سازد تا با توجه به این هشدارها سیاست مناسبی را اتخاذ نمایند. از سوی دیگر، فعالان بازار سرمایه و بازار پول نیازمند آگاهی و دانش نسبت به وضعیت مالی شرکت های موجود و کارایی آنها می باشند.

درماندگی مالی را می توان اینگونه تعریف کرد: شرایطی که در آن شرکت قادر به پرداخت تعهدات خود نباشد یا آنها را به سختی پرداخت کند (وو و همکاران[2]، ۲۰۰۸). از نقطه نظر اقتصادی، درماندگی مالی را می توان به زیان ده بودن شرکت تعبیر کرد که در این حالت شرکت دچار شکست شده است (فرج زاده، ۱۳۹۳). گوردون[3] (۱۹۷۱) آن را به عنوان کاهش قدرت سودآوری شرکت معرفی می کند که احتمال عدم توانایی بازپرداخت بهره و اصل بدهی را افزایش می دهد. بر اساس ماده ۱۴۱ قانون تجارت اگر میزان زیان انباشته شرکت بیش از نصف سرمایه باشد، شرکت درمانده مالی تلقی می شود. پیش بینی درماندگی مالی برای سه گروه از اهمیت زیادی برخوردار است. این گروه ها شامل مدیران، اعتباردهندگان و حسابرسان است (عبدالرحیمیان و همکاران، ۱۳۹۶).

درماندگی مالی، شرایطی از کمبود منابع نقدی است که در آن یک شرکت نمی تواند به تعهداتش عمل کند، بنابراین چنین شرکتی برای ادامه فعالیت تجاری خود با ابهام و خطر ورشکستگی روبرو است (یئونگ[4]، ۲۰۰۴)؛ بنابراین در زمان درماندگی مالی به علت کمبود منابع نقدی، اتکای بیشتری بر روی اقلام تعهدی وجود دارد، در این صورت باید با برآوردهای واقعی تر قابلیت اتکای اقلام تعهدی نیز افزایش یابد، بدین منظور مدیران به اعمال محافظه کاری و سختگیری بیشتری در برآورد اقلام تعهدی روی می آورند که منجر به پایداری بیشتر اقلام تعهدی نیز می شود (آلفونس و نگوین[5]، ۲۰۱۵).

صورت های مالی تهیه شده بر مبنای حسابداری تعهدی اطلاعاتی در جهت پیش بینی جریان های نقدی در اختیار استفاده کنندگان از صورت های مالی قرار میدهد. این ادعا که در مفاهیم نظری گزارشگری مالی مطرح شده به معنای آن است که اقلام تعهدی باید قابلیت پیش گویی نهایی داشته باشند و علاوه بر جریان های نقدی جاری، جریان های نقدی آتی را نیز پیش بینی نماید. در مطالعات و پژوهشهای انجام شده قبلی، توانایی مدل های تعهدی در پیش بینی جریان های نقدی آتی بیش از مدل های نقدی به نتایج متضادی منجر شده است. در شرکت های درمانده مالی هدف اصلی مدیران از انجام برآوردهای دقیق تر اقلام تعهدی افزایش قابلیت اتکای اقلام تعهدی به عنوان جایگزین وجه نقد و راه کاری برای خروج از شرایط درماندگی مالی است. لذا در شرکت های درمانده مالی برآوردهای واقعی تر اقلام تعهدی منجر به پایداری بیشتر اقلام تعهدی و همچنین سودهای آتی می شود (آلفونس و نگوین[6]، ۲۰۱۵). بنابراین این پژوهش به دنبال بررسی این موضوع است که چگونه می توان با استفاده از اقلام تعهدی و جریانات نقدی درماندگی مالی را پیش بینی نمود ؟

[1] Abdullah
[2] Wu et al
[3] Gordon
[4] Yeong
[5] Alphonse & Nguyen
[6] Alphonse & Nguyen

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

مبانی نظری و پیشینهٔ پژوهش

درماندگی مالی

یکی از عوامل مهم که تصمیمات سرمایه گذاران را تحت تأثیر قرار می دهد سلامت مالی واحدهای اقتصادی می باشد. اگر بتوان سلامت مالی را به مفهوم توانایی واحد اقتصادی به ایفاء تعهدات و سودآوری برای کلیه سرمایه گذاران و ذینفعان و تداوم فعالیت، سنجش و ارزیابی کرد و مدلی برای آن ارائه داد، در واقع شرایط مطمئن تری در بازار سرمایه ایجاد شده که به امر گسترش سرمایه گذاری در بازارهای مالی کمک خواهد کرد (خدابخش و همکاران، ۱۳۹۲). میزان وقوع بحران های مالی در جهان در سال های اخیر بیش از هر زمان است. در دو دهه اخیر ارقام و اعداد اقتصادی نشان دهنده افزایش بی سابقه میزان ورشکستگی ها است. وجود بحران های مالی در یک کشور شاخص اقتصادی مهمی است که توجه عموم را به خود جلب می کند. همچنین، هزینه های اقتصادی ورشکستگی نیز بسیار زیاد است (دارابی، ۱۳۹۶).

اقلام تعهدی اختیاری و غیر اختیاری

اقلام تعهدی اختیاری به اقلامی گفته می شود که مدیریت بر آن کنترل دارد و می تواند آن ها را به تأخیر اندازد، حذف کند یا ثبت و شناسایی آن را تسریع نماید (صفری، ۱۳۸۶). از آنجایی که جزء اختیاری اقلام تعهدی، این فرصت را برای مدیریت فراهم می آورد تا سود را دست کاری کند، از آن به عنوان شاخص مدیریت سود استفاده می شود (بارتو، گال و تسوی[1]، ۲۰۰۱). هیلی[2] (۱۹۸۵)، اقلام تعهدی اختیاری را تعدیلات جریان وجه نقد انتخاب شده به وسیله مدیریت برای تاثیر گذاشتن بر روی سود گزارش شده می داند. فرانسیس و میشل[3] (۲۰۰۵)، اقلام تعهدی اختیاری را اقلامی می دانند که از هر شرکت به شرکت دیگر میتواند متفاوت باشد چون تحت تأثیر رویه و خط مشی های انتخابی شرکت قرار دارد و هر اندازه مدیر شرکت آزادی عمل بیشتری برای به وجود آوردن آنها داشته باشد، احتمال بیشتری دارد که از این اقلام برای تأثیر گذاری روی سود استفاده کند (مهدوی و زارع حسین آبادی، ۱۳۹۰). اقلام تعهدی غیراختیاری، به وسیله استاندارد های حسابداری الزامی شده و تحت تاثیر شرایط اقتصادی شرکت هستند و به واسطه مقررات سازمان ها و دیگر عوامل خارجی محدود می شوند. این اقلام به طور نسبی از دستکاری شدن توسط مدیریت در امان می باشند (مصطفی زاده، ۱۳۸۷). فرانسیس و میشل (۲۰۰۵)، اقلامی را اقلام تعهدی غیراختیاری می نامند که در مدل تجاری شرکت ها و محیط عملیاتی آنها به وجود می آید و مدیریت واحد تجاری در پیدایش آنها دخالتی نداشته و در حین انجام فعالیت های تجاری شرکت ایجاد شده است. همچنین، هاچبرگ (۲۰۰۳)، اقلام تعهدی اختیاری را بیانگر آن قسمت از اقلام تعهدی می داند که در روند عادی فعالیت موسسه ایجاد می شوند و پیش بینی می شود که مدیریت در دخالتی در ایجاد آن نداشته باشد. به عبارت دیگر، در اثر انجام مبادلات به طور طبیعی ایجاد شده باشند(مهدوی و زارع حسین آبادی، ۱۳۹۰). جونز (۱۹۹۱) فرض ثابت بودن اقلام تعهدی غیراختیاری در طول زمان را کنار گذاشت و تلاش کرد اثر تغییر شرایط اقتصادی بر اقلام تعهدی غیراختیاری را کنترل کند. او فرض می کند که درآمد فروش غیراختیاری است.

جریانات نقدی

در چارچوب نظری حسابداری مالی کشورهای مختلف، توجه خاصی به جریان های نقدی و اهمیت پیش بینی آن مبذول شده است. این تأکید تا حدی بوده که در اکثر کشورها این مهم به عنوان یکی از اهداف حسابداری و گزارشگری مالی تعریف شده است. جوامع حرفه ای با تفاوت های جزئی بر این نکته تأکید دارند که حسابداری مالی باید اطلاعاتی در اختیار استفاده کنندگان از صورت های مالی قرار دهند تا آنان بتوانند مبلغ، زمان بندی و قطعیت جریان های نقدی آتی را ارزیابی کنند. (اعتمادی و تاری وردی، ۱۳۸۵). بر اساس استاندارد شماره (۲) ایران صورت جریان های نقدی (تجدید نظر

[1] Bartov, Gul & Tsui
[2] Heyley
[3] Francis & Micheal

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

شده ۱۳۹۷): فعالیت های عملیاتی عبارت از فعالیتهای اصلی مولد درآمد عملیاتی واحد تجاری و سایر فعالیتهایی که جزء فعالیتهای سرمایه گذاری و تأمین مالی نباشند.

مبلغ جریانهای نقدی حاصل از فعالیتهای عملیاتی، معیار اصلی در ارزیابی این موضوع است که عملیات واحد تجاری، تا چه میزان جریانهای نقدی کافی برای بازپرداخت وامها، نگهداشت توان عملیاتی واحد تجاری، پرداخت سود تقسیمی و انجام سرمایه‌گذاری جدید بدون استفاده از منابع مالی برون‌سازمانی، ایجاد کرده است. برای پیش‌بینی جریانهای نقدی عملیاتی آتی، ارائه اطلاعات تاریخی درباره برخی اجزای جریانهای نقدی عملیاتی، همراه با سایر اطلاعات، مفید است.

آگوست گونزالز[1] و همکاران (۲۰۱۷) به پیش بینی درماندگی مالی با استفاده ازمتغیرهای کلان و متغیرهای حسابداری در شرکتهای بورسی اسپانیا طی دوره زمانی ۱۹۹۵تا ۲۰۱۱ پرداختند. نتایج تحقیق آنها نشان داد که یک الگوی ترکیبی از متغیرهای کلان اقتصادی و متغیرهای حسابداری، توان پیش بینی درماندگی مالی شرکت ها را دارد.

چیارمونت و کاسو[2] (۲۰۱۷) تاثیر نسبت های نقدینگی و نسبت های سرمایه در پیش بینی درماندگی مالی شرکت ها را بررسی کرده و بواهدی از اروپا دست یافتند که نشان داد باارتقا وضعیت نقدینگی و نسبت های مالکانه و سرمایه، احتمال درماندگی مالی کاهش می یابد.

لوپز گاتیریز[3] و همکاران (۲۰۱۵) تاثیر درماندگی مالی را بر رفتار سرمایه گذاری در کشور های آلمان، کانادا، اسپانیا، فرانسه، ایتالیا، آمریکا و انگلستان طی سال های ۱۹۹۶ تا ۲۰۰۶ مورد بررسی قرار دادند. نتایج تحقیق نشان داد که تاثیر درماندگی مالی بر سرمایه گذاری متناسب با فرصت های سرمایه گذاری در دسترس شرکت ها متفاوت بوده است. بدین سان، شرکت های درمانده مالی با فرصت های سرمایه گذاری کمتر، تمایل بیشتری به کم سرمایه گذاری نشان می دهند. در حالی که، شرکت های درمانده مالی با فرصت سرمایه گذاری بیشتر، رفتار سرمایه گذاری متفاوتی از خود نشان می دهند.

حساس یگانه و باری (۱۳۹۶) در پژوهشی به بررسی نقش پراکندگی بازده در تفسیر ناهنجاری های اقلام تعهدی پرداختند. بدین منظور، نمونه‌ای شامل ۹۹۹ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در بازه زمانی ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۳ مورد بررسی قرار گرفت. برای آزمون فرضیه های پژوهش از مدل قیمت گذاری فاما و فرنچ استفاده شده است. نتایج به دست آمده نشان داد که پراکندگی نسبی بازده، منجر به صرف ریسک مثبت و معناداری در سطح سهام و پرتفوی اقلام تعهدی میشود و میان تأثیر پراکندگی نسبی بازده بر صرف ریسک، در شرکتهای با اقلام تعهدی کم و شرکتهای با اقلام تعهدی بالا تفاوت معناداری وجود دارد.

پیری و خدا کرمی (۱۳۹۶) در مقاله ای به پیش بینی درماندگی مالی شرکتها بر مبنای الگوی ترکیبی از اطلاعات حسابداری و بازار با رویکرد رگرسیون لجستیک پرداختند. با توجه به پیامد های نامطلوبی که درماندگی مالی برای شرکت ها، اقتصاد کشور و نهاد های پولی و مالی به همراه دارد، استفاده از روش هایی که بتواند وقوع ناتوانی مالی را پیش بینی نموده و از هدر رفتن ثروت جلوگیری نماید از اهمیت ویژه ای برخودار است. هدف بررسی و بر آورد الگوی مناسبی از اطلاعات حسابداری و بازار برای پیش بینی درماندگی می باشد.

احمدپور و همکاران (۱۳۹۵) به بررسی بررسی عوامل مؤثر بر ریسک ورشکستگی مالی شرکتها پرداختند. نتایج برآورد رابطه فرضیه های پژوهش با استفاده از تکنیک داده های پانلی، برای ۱۲۶ شرکت بورس اوراق بهادار تهران در طی دوره ۵ ساله ۱۳۸۹ تا ۱۳۹۳ حاکی از این است که استفاده از محافظه کاری مشروط در حسابداری نه تنها تغییرات چشمگیری در کاهش ریسک ورشکستگی ایجاد نکرده است بلکه توانایی افزایش ریسک ورشکستگی مالی شرکتهای بورسی ایرانی

[1] August Gonzalez
[2] Chiarmont & Casu
[3] Lopez Gatiriz

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

را نیز داشته است. نتایج همچنین وجود رابطه تأثیر با اهمیت ویژگی های کیفی مبتنی بر اطلاعات حسابداری را (کیفیت اقلام تعهدی، پایداری، پیش بینی پذیری) بر ریسک ورشکستگی مالی شرکت ها را تأیید می کند. به طور کلی یافته ها بیانگر آن است که ریسک ورشکستگی مالی شرکت بیشتر تحت تأثیر شرایط اقتصادی کشور، سیاستهای تأمین مالی، اندازه شرکت، نوع صنعت و بهبود ویژگی های کیفی مبتنی بر اطلاعات حسابداری است تا رویکردهای محافظه کارانه.

فرضیه‌های پژوهش

فرضیه ۱) جریان های نقدی عملیاتی و اقلام تعهدی سال جاری قدرت پیش بینی سود عملیاتی سال آتی را دارند.
فرضیه ۲) جریان های نقد عملیاتی و اقلام تعهدی قدرت پیش بینی درماندگی مالی را دارند.

روش‌شناسی پژوهش

این تحقیق از لحاظ هدف از نوع کاربردی است. از آن جهت که می‌تواند مورد استفاده سازمان بورس اوراق بهادار، تحلیل‌گران مالی و کارگزاران بورس، مدیران مالی شرکت‌ها، دانشگاه‌ها و مراکز آموزش عالی ومحققان، سازمان حسابرسی قرار گیرد. این تحقیق از جهت روش استنتاج، از نوع توصیفی- تحلیلی می باشد. این نوع از تحقیق شامل جمع‌آوری اطلاعات به منظور آزمون فرضیه یا پاسخ به سوالات مربوط به وضعیت فعلی موضوع مورد مطالعه می‌باشد.
جامعه آماری پژوهش حاضر شرکت های تولیدی فعال پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران است. دلایل انتخاب جامعه آماری مذکور این است که سازمان بورس اوراق بهادار تهران اطلاعات نسبتاً جامعی در خصوص وضعیت شرکت ها و روند عملکرد مالی و اقتصادی آنها دارند و می توان گفت تنها منبع اطلاعاتی است که با استفاده از آن می توان به منابع اطلاعاتی مالی شرکت ها دسترسی یافته و مدل های تحقیق را مورد آزمون قرار داد. در این پژوهش با توجه به شرایط متغیرها از روش نمونه گیری حذف سیستماتیک برای رسیدن به نمونه استفاده گردیده است که تعداد ۱۲۷ شرکت به عنوان نمونه انتخاب و در بازه زمانی ۶ ساله بین سالهای ۱۳۹۱ تا ۱۳۹۶ مورد تحقیق قرار گرفتند.
برای آزمون فرضیات تحقیق از مدل های زیر استفاده می شود:
مدل شماره (۱) برای آزمون فرضیه یک:

$$Ernings_{t+1} = \theta_0 + \theta_1 \Delta AR_t + \theta_2 \Delta INV_t + \theta_3 \Delta AP_t + \theta_4 DEP_t + \theta_5 OCF_t + \delta_{t+1}$$

که در آن:
متغیر وابسته:
$Earnings_{t+1}$: سود عملیاتی سال آتی: از تقسیم سود عملیاتی سال آتی بر کل دارایی ها اندازه گیری شده است.
متغیر های مستقل:
ΔAR: تغییرات در حسابهای دریافتنی که از ما به التفاوت حسابهای دریافتنی ابتدای دوره و پایان دوره به دست می آید.
ΔINV: تغییرات در موجودی کالا که از ما به التفاوت موجودی کالای ابتدای دوره و پایان دوره به دست می آید.
ΔAP: تغییرات در حسابهای پرداختنی که از ما به التقاوت حسابهای پرداختنی ابتدای دوره و انتهای دوره به دست می آید.
DEP: هزینه استهلاک سالانه
OCF: جریان های نقدی عملیاتی که از قسمت جریان های نقد عملیاتی صورت جریان وجه نقد استفاده می شود.
مدل شماره (۲) برای آزمون فرضیه دو:

$$FD_t = \omega_0 + \omega_1 \Delta AR_{t-1} + \omega_2 \Delta INV_{t-1} + \omega_3 \Delta AP_{t-1} + \omega_4 DEP_{t-1} + \omega_5 OCF_{t-1} + \omega_t$$

که در آن:

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

متغیر وابسته:

FD_t=درماندگی مالی

درماندگی مالی که به صورت متغیر مجازی یا موهومی می باشد. بدین معنی که برای شرکت های درمانده عدد (۱) و برای شرکت های سالم (غیردرمانده) عدد (۰) می باشد. برای درماندگی مالی از دو معیار استفاده می شود:

۱) ماده ۱۴۱ قانون تجارت: ماده ۱۴۱ اصلاحیه قانون تجارت مقرر می‌دارد که اگر بر اثر زیان‌های وارده حداقل نصف سرمایه شرکت از میان برود، هیأت‌مدیره مکلف است بلافاصله مجمع عمومی فوق‌العاده صاحبان سهام را دعوت کند تا موضوع انحلال یا بقای شرکت مورد شور و رأی واقع شود. هر گاه مجمع مزبور رأی به انحلال شرکت ندهد، باید در همان جلسه و یا رعایت مقررات ماده (۶) این قانون سرمایه شرکت را به مبلغ سرمایه موجود کاهش دهد. براساس ماده ۱۴۱ قانون تجارت ایران، چنانچه زیان انباشته شرکت معادل ۵۰ درصد سرمایه آن شود، شرکت ورشکسته محسوب می شود (سعیدی و آقایی، ۱۳۸۸).

۲) مدل تعدیل شده آلتمن (۲۰۰۶): مدل آلتمن توانایی بالایی برای تعیین درماندگی مالی شرکت ها دارد، که در آن مقدار Z بیشتر، به معنای سلامت مالی بیشتر و بر عکس. مطابق تحقیق کردستانی و همکاران (۱۳۹۳) در این تحقیق از مدل تعدیل شده آلتمن که در آن ضرایب متناسب با محیط اقتصادی ایران از تعمیم پذیری بالاتری برخوردارند به شرح ذیل استفاده می شود.

مدل (۱)

$$Z_{it} = 6.56X_1 + 3.26X_2 + 6.72X_3 + 1.05X_4$$

که متغیر های کنترلی آن به شرح ذیل می باشد:

X_1 (RE/TA) = نسبت سرمایه در گردش به کل دارایی ها

X_2 (WC/TA) = نسبت سود (زیان) انباشته به کل دارایی ها

X_3 (EBIT/TA) = نسبت سود قبل از بهره و مالیات (سود و زیان عملیاتی) به کل دارایی ها

X_4 (BVE/TL) = نسبت ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام به کل بدهی ها

پس از طبقه بندی شرکت ها به سالم و درمانده بر اساس امتیاز $۱٫۱ < Z \leq ۲٫۶$، مدل زیر برای برای تخمین فرضیات تحقیق استفاده خواهد شد:

مدل (۲)

$$Z_{it}=\beta_0+ \beta_1X_1 + \beta_2X_2+ \beta_3X_3+ \beta_4X_4+ \beta_5X_5+\beta_6X_6+\beta_7X_7+\beta_8X_8+\beta_9X_9+\varepsilon i$$

در این مدل:

در این مدل هر چه Z پایین تر باشد، درجه درماندگی مالی شرکت بیشتر است. بطوری که شرکت با امتیاز Z بالاتر از ۲/۶ وارد شرکت های سالم شده و با امتیاز Z کمتر از ۱/۱ بعنوان شرکت های درمانده طبقه بندی می شوند و Z در محدوده ۱/۱ و ۲/۶ به عنوان منطقه تردید تلقی شده و ناحیه مزبور باید با احتیاط تفسیر شود (آلتمن، ۲۰۰۶).

که متغیرهای آن به شرح ذیل است:

X_1 (RE/TA) = نسبت سرمایه در گردش به کل دارایی ها

X_2 (WC/TA) = نسبت سود (زیان) انباشته به کل دارایی ها

X_3 (EBIT/TA) = نسبت سود قبل از بهره و مالیات (سود و زیان عملیاتی) به کل دارایی ها

X_4 (BVE/TL) = نسبت ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام به کل بدهی ها

X_5 (BS)= اندازه هیأت مدیره: تعداد اعضای هیأت مدیره

X_6 (BI)= استقلال هیأت مدیره: نسبت اعضای غیرمؤظف به تعداد کل اعضای هیأت مدیره

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

X_7 (BT)= چرخش اعضای هیأت مدیره: تقسیم تعداد سالهایی که مدیران در شرکت خدمت کرده اند بر کل سالهایی که تمام مدیران در هیأت مدیره بوده اند.

X_8 (MD) = نقش دوگانه مدیر عامل: در صورتی که در شرکتی مدیرعامل، رییس یا نایب رییس هیأت مدیره باشد از متغیر مجازی یک و در غیر این صورت از متغیر مجازی صفر استفاده شد. رییس هیأت مدیره بودن یا نبودن مدیر عامل نیز از گزارش های هیأت مدیره به مجامع عادی سالیانه استخراج شده است.

X_9 (FE) = تخصص مالی اعضای هیأت مدیره: متغیر مجازی (موهومی) که در صورت حضور اعضا با مدرک مالی در شرکت، عدد یک و در غیر این صورت عدد صفر داده می شود.

متغیرهای مستقل:

ΔAR: تغییرات در حسابهای دریافتنی که از ما به التفاوت حسابهای دریافتنی ابتدای دوره و پایان دوره به دست می آید.

ΔINV: تغییرات در موجودی کالا که از ما به التفاوت موجودی کالای ابتدای دوره و پایان دوره به دست می آید.

ΔAP: تغییرات در حسابهای پرداختنی که از ما به التقاوت حسابهای پرداختنی ابتدای دوره و انتهای دوره به دست می آید.

DEP: هزینه استهلاک سالانه

OCF: جریان های نقدی عملیاتی که از قسمت جریان های نقد عملیاتی صورت جریان وجه نقد استفاده می شود.

یافته‌های پژوهش

به منظور بررسی مشخصات عمومی متغیرها و تجزیه و تحلیل دقیق آن‌ها، آشنایی با آمار توصیفی مربوط به متغیرها لازم است. جدول ۱، آمار توصیفی داده های مربوط به متغیرهای مورد استفاده در تحقیق را نشان می‌دهد. آمار توصیفی مربوط به ۱۲۷ شرکت نمونه طی دوره زمانی ۶ ساله (۱۳۹۱ تا ۱۳۹۶) می‌باشد.

جدول (۱): آمار توصیفی متغیرهای پژوهش

نام متغیر	علامت	تعداد	میانگین	انحراف معیار	کمترین	بیشترین
سود عملیاتی سال آتی	$Earnings_{t+1}$	۷۶۲	۰,۱۷۳	۰,۱۸۰	−۰,۳۹۷	۰,۸۵۴
تغییرات در حسابهای دریافتنی	ΔAR	۷۶۲	۰,۰۴۴۱	۰,۱۳۰۵	−۰,۶۲۶	۰,۷۷۴
تغییرات در موجودی کالا	ΔINV	۷۶۲	۰,۰۲۳۹	۰,۰۶۷۷	−۰,۳۰۳	۰,۳۵۹
تغییرات در حسابهای پرداختنی	ΔAP	۷۶۲	۰,۰۳۴۳	۰,۱۱۲	−۰,۵۹۹	۰,۷۰۹
هزینه استهلاک سالانه	DEP	۷۶۲	۳,۲۰۷	۰,۶۴۹	۱,۲۰۴	۵,۶۶۹
جریان های نقدی عملیاتی	OCF	۷۶۲	۰,۱۲۳	۰,۱۲۷	−۰,۴۶	۰,۶۴۲

میانگین متغیرها نشان‌دهنده نقطه تعادل و مرکز ثقل توزیع است و شاخص خوبی برای نشان دادن مرکزیت داده‌هاست. برای مثال مقدار میانگین برای متغیر جریان های نقدی عملیاتی برابر با (۰,۱۲) می‌باشد که نشان می‌دهد بیشتر داده‌ها حول این نقطه تمرکز یافته‌اند و بیانگر این است که در شرکت های عضو نمونه به طور میانگین به میزان ۱۲ درصد دارایی هایشان جریان نقد عملیاتی داشته اند. به‌طورکلی پارامترهای پراکندگی، معیاری برای تعیین میزان پراکندگی از یکدیگر یا میزان پراکندگی آن‌ها نسبت به میانگین است. از مهم‌ترین پارامترهای پراکندگی، انحراف معیار است. مقدار این پارامتر برای هزینه استهلاک سالانه برابر با ۰,۶۴۹ و برای تغییرات در موجودی کالا برابر است با ۰,۰۶ می‌باشد که نشان می‌دهد این دو متغیر به ترتیب دارای بیشترین و کمترین انحراف معیار هستند. کمینه و بیشینه نیز کمترین و بیشترین را در هر متغیر نشان می‌دهد. به‌عنوان مثال بزرگ‌ترین مقدار سود عملیاتی سال آتی برابر با ۰,۸۵ است. متغیر

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

درماندگی مالی متغیر کیفی می باشد با استفاده از مفاد ماده ۱۴۱ قانون تجارت و مدل تعدیل شده آلتمن (۲۰۰۶) تعیین گردیده است که جدول توزیع فراوانی آن به صورت زیر است:

جدول (۲): توزیع فراوانی متغیر درماندگی مالی (ماده ۱٤۱ قانون تجارت)

شرح	فراوانی	درصد فراوانی
شرکت های درمانده	۴۱	۵,۳۸
شرک های سالم	۷۲۱	۹۴,۶۲
جمع کل	۷۶۲	۱۰۰

همان‌طور که در جدول ۲، قابل مشاهده است، جمع کل شرکت- سال‌های مورد بررسی برابر با ۷۶۲ می‌باشد که از بین آن‌ها تعداد ۴۱ شرکت- سال یعنی ۵,۳۸ درصد مشاهدات درماندگی مالی داشته اند و ۷۲۱ شرکت- سال معادل ۹۴,۶۲ درصد مشاهدات درماندگی مالی نداشته اند.

جدول (۳): توزیع فراوانی متغیر درماندگی مالی (مدل z آلتمن تعدیل شده)

شرح	فراوانی	درصد فراوانی
شرکت های درمانده	۱۸۶	۲۴,۴۱
شرکت های سالم	۵۷۶	۷۵,۵۹
جمع کل	۷۶۲	۱۰۰

همان‌طور که در جدول ۳، قابل مشاهده است، جمع کل شرکت- سال‌های مورد بررسی برابر با ۷۶۲ می‌باشد که از بین آن‌ها تعداد ۱۸۶ شرکت- سال یعنی ۲۴,۴۱ درصد مشاهدات درماندگی مالی داشته‌اند و ۵۷۶ شرکت- سال معادل ۷۵,۵۹ درصد مشاهدات درماندگی مالی نداشته‌اند.

آزمون مانایی متغیرها

مطابق ادبیات اقتصادسنجی لازم است قبل از برآورد مدل، مانایی متغیرها بررسی گردد. برای بررسی وجود ریشه واحد در داده‌های پانل، می‌توان از آزمون هاریس استفاده کرد که نتایج آن به‌صورت جدول ۴ عرضه می‌گردد.

جدول (٤): آزمون مانایی (هاریس) برای تمامی متغیرهای پژوهش

نام متغیر	نماد	آماره آزمون	سطح معناداری	نتیجه
سود عملیاتی سال آتی	$Earnings_{t+1}$	-۹,۱۹۳۳	۰,۰۰۰۰	مانا است
تغییرات در حسابهای دریافتنی	ΔAR	-۲۱,۸۵۸۷	۰,۰۰۰۰	مانا است
تغییرات در موجودی کالا	ΔINV	-۱۸,۱۸۷۳	۰,۰۰۰۰	مانا است
تغییرات در حسابهای پرداختنی	ΔAP	-۳۱,۸۸۴۸	۰,۰۰۰۰	مانا است
هزینه استهلاک سالانه	DEP	-۵,۶۸۲۵	۰,۰۰۰۰	مانا است
جریان های نقدی عملیاتی	OCF	-۱۶,۴۸۵۹	۰,۰۰۰۰	مانا است

با توجه به جدول شماره ۴ مشاهده می‌شود که سطح معنی‌داری متغیرها در آزمون مانایی همه متغیرها کمتر از ۵ درصد بوده و بیانگر مانا بودن متغیرها است.

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

نتایج آزمون فرضیه اول پژوهش

آزمون اف لیمر (چاو)

این آزمون برای تشخیص بین الگوهای اثرات معمولی (pool) و داده‌های تابلویی (panel) صورت می‌گیرد. نتایج حاصل از آزمون اف لیمر برای مدل پژوهش بدین شرح می‌باشد:

جدول (۵): نتایج آزمون اف لیمر(چاو)

مدل آزمون	آماره آزمون	سطح معنی‌داری	نتیجه آزمون
فرضیه (مدل) اول	۴,۳۶	۰,۰۰۰۰	پذیرش الگوی داده‌های تابلویی

طبق نتایج آزمون چاو، سطح معناداری آزمون برای همه مدل‌ها کمتر از ۵ درصد بوده و بیانگر پذیرش الگوی داده‌های تابلویی (پانل) می‌باشد.

آزمون هاسمن

درصورتی‌که میزان معناداری آماره‌ی چاو (prob) کمتر از سطح ۰,۰۵ باشد ساختار داده‌ای panel انتخاب می‌شود. در این حالت برای تشخیص اثرات ثابت یا تصادفی باید آزمون هاسمن نیز انجام شود.

جدول (٦): نتایج آزمون هاسمن

مدل آزمون	آماره آزمون	سطح معنی‌داری	نتیجه آزمون
فرضیه (مدل) اول	۲۶۲,۸۴	۰,۰۰۰۰	اثرات ثابت عرض از مبدأ

طبق نتایج آزمون هاسمن، سطح معناداری آزمون کمتر از ۵ درصد بوده و بیانگر پذیرش اثرات ثابت می‌باشد.

آزمون ناهمسانی واریانس

اگر خطاهای رگرسیون ناهمسان باشند اما محقق بدون در نظر گرفتن این موضوع به فرایند برآورد و استنباط ادامه دهد در این حالت، انحراف معیار می‌تواند اشتباه باشد و بنابراین هرگونه استنباطی که صورت گرفته، می‌تواند گمراه‌کننده باشد بنابراین از آزمون والد تعدیل‌شده برای بررسی ناهمسانی واریانس جملات اخلال استفاده‌شده است.

جدول (۷): نتایج آزمون ناهمسانی واریانس

مدل آزمون	آماره آزمون	سطح معنی‌داری	نتیجه آزمون
فرضیه (مدل) اول	۵۱۷۴۴,۲۹	۰,۰۰۰۰	ناهمسانی واریانس

نتایج حاصل در جدول ۷، نشان می‌دهد که سطح معنی‌داری آزمون والد تعدیل شده در مدل کمتر از ۵ درصد می‌باشد و بیانگر وجود ناهمسانی واریانس در جملات اخلال می‌باشد که این مشکل در تخمین نهایی مدل ها با اجرای دستور gls رفع شده است.

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

آزمون خودهمبستگی

یکی از فرض‌های اساسی در تخمین مدل رگرسیون به روش OLS عدم خودهمبستگی بین جملات خطا یا همبستگی سریالی است. چون مقادیری که متغیرهای توضیحی در مدل به خود می‌گیرند تصادفی هستند، بنابراین مقادیر خطا نیز باید در کل تصادفی باشند.

جدول (۸): نتایج آزمون خودهمبستگی سریالی

مدل آزمون	آماره آزمون	سطح معنی‌داری	نتیجه آزمون
فرضیه (مدل) اول	۱۰۸,۸۹۲	۰,۰۰۰۰	وجود خودهمبستگی

با توجه به نتایج جدول شماره ۸، مشاهده می‌شود که سطح معناداری آزمون والدریج برای مدل کمتر از ۵ درصد بوده و بیانگر وجود خودهمبستگی سریالی در مدل‌ها می‌باشد که این مشکل در تخمین نهایی مدل ها با اجرای دستورAuto Correlation رفع شده است.

جدول (۹): تخمین نهایی آزمون فرضیه اول

$$\text{Earnings}_{i,t+1} = \beta_0 + \beta_1 \Delta AR_{it} + \beta_2 \Delta INV_{it} + \beta_3 \Delta AP_{it} + \beta_4 DEP_{i,t} + \beta_5 OCF_{i,t} + u_{it}$$

متغیر وابسته: سود عملیاتی سال آتی

متغیرها	نماد	ضرایب	خطای استاندارد	آماره z	سطح معناداری
تغییرات در حسابهای دریافتنی	ΔAR	۰,۱۳۲	۰,۰۳۸۷	۳,۴۲	۰,۰۰۱
تغییرات در موجودی کالا	ΔINV	۰,۳۲۹	۰,۰۷۲۵	۴,۵۴	۰,۰۰۰
تغییرات در حسابهای پرداختنی	ΔAP	−۰,۱۰۴	۰,۰۴۰۷	−۲,۵۶	۰,۰۱۰
هزینه استهلاک سالانه	DEP	−۰,۰۰۴۹	۰,۰۱۰۵	−۰,۴۶	۰,۶۴۲
جریان های نقدی عملیاتی	OCF	۰,۳۵۱	۰,۰۴۸۴	۷,۲۶	۰,۰۰۰
عرض از مبدأ	C	۰,۱۳۷	۰,۰۳۵۱	۳,۹۱	۰,۰۰۰
ضریب تعیین		۲۵ درصد			
آماره والد		۶۳,۳۶			
سطح معناداری		۰,۰۰۰۰			

نتایج جدول ۹، نشان می‌دهد که متغیر تغییرات در حسابهای دریافتنی دارای ضریب مثبت (۰,۱۳۲) و سطح معناداری (۰,۰۰۱) است. بنابراین، تغییرات در حسابهای دریافتنی قدرت پیش بینی سود عملیاتی سال آتی را داشته و با آن رابطه مستقیم و معنادار دارد. متغیرهای تغییرات در موجودی کالا و جریان های نقدی عملیاتی دارای ضریب مثبت و سطح معناداری کمتر از پنج درصد هستند. بنابراین، تغییرات در موجودی کالا قدرت پیش بینی سود عملیاتی سال آتی را داشته و با آن رابطه مستقیم و معنادار دارند. تغییرات در حسابهای پرداختنی دارای ضریب منفی و سطح معناداری کمتر از پنج درصد است. بنابراین رابطه معکوس و معنادار با سود عملیاتی سال آتی را دارد. ضریب تعیین برابر با ۲۵ درصد می‌باشد که نشان می‌دهد متغیرهای مستقل موجود در مدل توانسته‌اند ۲۵ درصد از تغییرات متغیر وابسته را توضیح دهند. آماره والد برابر با ۶۳,۳۶ و سطح معناداری آن کمتر از ۵ درصد است بنابراین می‌توان گفت مدل برازش شده از اعتبار کافی برخوردار است.

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

جدول (۱۰): تخمین نهایی آزمون فرضیه دوم

$$FD_{i,t+1} = \beta_0 + \beta_1 \Delta AR_{it} + \beta_2 \Delta INV_{it} + \beta_3 \Delta AP_{it} + \beta_4 DEP_{i,t} + \beta_5 OCF_{i,t} + u_{it}$$

متغیر وابسته: درماندگی مالی					
متغیرها	نماد	ضرایب	خطای استاندارد	آماره z	سطح معناداری
تغییرات در حسابهای دریافتنی	ΔAR	-۳,۵۰۶	۱,۳۵۱	-۲,۵۹	۰,۰۰۹
تغییرات در موجودی کالا	ΔINV	-۷,۳۲۶	۲,۶۰۳	-۲,۸۱	۰,۰۰۵
تغییرات در حسابهای پرداختنی	ΔAP	۵,۵۴۳	۱,۱۹۰	۴,۶۶	۰,۰۰۰
هزینه استهلاک سالانه	DEP	-۰,۲۴۰	۰,۲۸۸	-۰,۸۴	۰,۴۰۴
جریان های نقدی عملیاتی	OCF	-۳,۷۵۵	۱,۴۳۸	-۲,۶۱	۰,۰۰۹
عرض از مبدأ	C	-۱,۸۶۵	۰,۹۱۰	-۲,۰۵	۰,۰۴۱
ضریب مک فادن	۱۲ درصد				
آماره راست نمایی	۴۰,۷۰				
سطح معناداری	۰,۰۰۰۰				

نتایج جدول ۱۰، نشان می‌دهد با استفاده از مفاد ماده (۱۴۱) قانون تجارت که متغیرهای تغییرات در حسابهای دریافتنی، تغییرات در موجودی کالا و جریان های نقدی عملیاتی دارای ضریب منفی و سطح معناداری کمتر از پنج درصد می باشند. بنابراین تأثیر معکوس و معناداری بر درماندگی مالی دارند. متغیر تغییرات در حسابهای پرداختنی دارای ضریب مثبت و سطح معناداری کمتر از پنج درصد است که بیانگر تأثیر مستقیم و معنادار با درماندگی مالی می باشد. ضریب مک فادن برابر با ۱۲ درصد می‌باشد که نشان می‌دهد متغیرهای مستقل موجود در مدل توانسته‌اند ۱۲ درصد از تغییرات متغیر وابسته را توضیح دهند. آماره راست نمایی برابر با ۴۰,۷۰ و سطح معناداری آن کمتر از ۵ درصد می‌باشد ازاین‌رو می‌توان گفت که مدل برازش شده از اعتبار کافی برخوردار است.

برازش مطلوب مدل رگرسیونی

در آزمون هاسمر– لمشو اگر سطح معناداری آزمون بیشتر از ۵ درصد باشد بیانگر برازش مطلوب مدل رگرسیونی است در غیر این صورت مدل برازش شده از اعتبار کافی برخوردار نخواهد بود.

جدول (۱۱): نتایج آزمون هاسمر لمشو برای مدل رگرسیونی پژوهش

نام آزمون / فرضیه	هاسمر لمشو	
	مقدار آماره آزمون	سطح معناداری آزمون
فرضیه (مدل) دوم	۶,۴۰	۰,۶۰۲۴

با توجه به نتایج جدول۱۱، مشاهده می‌شود سطح معناداری آزمون هاسمر- لمشو برای مدل دوم پژوهش بیش از ۵ درصد می‌باشند و بیانگر برازش مطلوب مدل رگرسیونی می‌باشد.

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

جدول (۱۲): تخمین نهایی آزمون فرضیه سوم

$zaltman_{i,t+1} = \beta_0 + \beta_1 \Delta AR_{it} + \beta_2 \Delta INV_{it} + \beta_3 \Delta AP_{it} + \beta_4 DEP_{i,t} + \beta_5 OCF_{i,t} + u_{it}$					
متغیر وابسته: درماندگی مالی					
متغیرها	**نماد**	**ضرایب**	**خطای استاندارد**	**آماره z**	**سطح معناداری**
تغییرات در حسابهای دریافتنی	ΔAR	-۳,۲۶۷	۰,۷۹۰	-۴,۱۳	۰,۰۰۰
تغییرات در موجودی کالا	ΔINV	-۶,۶۶۷	۱,۴۳۶	-۴,۶۴	۰,۰۰۰
تغییرات در حسابهای پرداختنی	ΔAP	۳,۶۸۵	۰,۸۱۷	-۴,۵۱	۰,۰۰۰
هزینه استهلاک سالانه	DEP	۰,۴۰۳	۰,۱۳۴	۳,۰۰	۰,۰۰۳
جریان های نقدی عملیاتی	OCF	-۲,۸۰۵	۰,۷۷۶	-۳,۶۱	۰,۰۰۰
عرض از مبدأ	C	-۲,۰۱۸	۰,۴۴۹	-۴,۴۹	۰,۰۰۰
ضریب مک فادن		۷ درصد			
آماره راست نمایی		۶۵,۲۳			
سطح معناداری		۰,۰۰۰۰			

نتایج جدول ۱۲، نشان می‌دهد که متغیرهای تغییرات در حسابهای دریافتنی، تغییرات در موجودی کالا و جریان های نقدی عملیاتی دارای ضریب منفی و سطح معناداری کمتر از پنج درصد می باشند. بنابراین تاثیر معکوس و معناداری بر درماندگی مالی (مدل z آلتمن تعدیل شده) دارند. متغیر تغییرات در حسابهای پرداختنی و هزینه استهلاک سالانه دارای ضریب مثبت و سطح معناداری کمتر از پنج درصد هستند که بیانگر تاثیر مستقیم و معنادار با درماندگی مالی (مدل z آلتمن تعدیل شده) دارند. ضریب مک فادن برابر با ۷ درصد می‌باشد که نشان می‌دهد متغیرهای مستقل موجود در مدل توانسته‌اند ۷ درصد از تغییرات متغیر وابسته را توضیح دهند. آماره راست نمایی برابر با ۶۵,۲۳ و سطح معناداری آن کمتر از ۵ درصد می‌باشد ازاین‌رو می‌توان گفت که مدل برازش شده از اعتبار کافی برخوردار است.

برازش مطلوب مدل رگرسیونی

در آزمون هاسمر- لمشو اگر سطح معناداری آزمون بیشتر از ۵ درصد باشد بیانگر برازش مطلوب مدل رگرسیونی است در غیر این صورت مدل برازش شده از اعتبار کافی برخوردار نخواهد بود.

جدول (۱۳): نتایج آزمون هاسمر لمشو برای مدل رگرسیونی پژوهش

نام آزمون / فرضیه	هاسمر لمشو	
	مقدار آماره آزمون	**سطح معناداری آزمون**
فرضیه (مدل) سوم	۸,۶۶	۰,۳۷۱۶

با توجه به نتایج جدول ۱۳، مشاهده می‌شود سطح معناداری آزمون هاسمر- لمشو برای مدل سوم پژوهش بیش از ۵ درصد می‌باشند و بیانگر برازش مطلوب مدل رگرسیونی می‌باشد.

نتیجه‌گیری و پیشنهادات

با توجه به نتایج حاصل از پژوهش مشاهده گردید که متغیر جریان های نقدی عملیاتی دارای ضریب مثبت و سطح معناداری کمتر از پنج درصد است. بنابراین می توان در مورد معناداری آن اظهار نظر کرد. یعنی جریان های نقدی عملیاتی قدرت پیش بینی سود عملیاتی سال آتی را دارند و با افزایش میزان جریان های نقدی عملیاتی، سود عملیاتی سال آتی افزایش می یابد. تغییرات در حسابهای دریافتنی و تغییرات در موجودی کالا نیز دارای سطح معناداری کمتر از

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

پنج درصد و ضریب مثبت می باشند بنابراین افزایش در تغییرات در حسابهای دریافتنی و افزایش در تغییرات در موجودی کالا منجر به افزایش سود عملیاتی سال آتی می‌شوند. ولی تغییرات در حسابهای پرداختنی دارای ضریب منفی و معنادار می باشد یعنی افزایش در حسابهای پرداختنی، منجر به کاهش سود عملیاتی سال آتی می گردد. در مورد هزینه استهلاک سالانه، چون این متغیر دارای سطح معناداری بیشتر از پنج درصد است بنابراین رابطه معناداری با سود عملیاتی سال آتی ندارد. جریان های نقدی عملیاتی قدرت پیش بینی درماندگی مالی را دارند و با افزایش میزان جریان های نقدی عملیاتی، درماندگی مالی کاهش می یابد. یعنی در شرکت‌هایی که جریانات نقدی عملیاتی بیشتر است این شرکت‌ها دچار درماندگی مالی نمی شوند. تغییرات در حسابهای دریافتنی و تغییرات در موجودی کالا نیز دارای سطح معناداری کمتر از پنج درصد و ضریب منفی می باشند بنابراین افزایش در تغییرات در حسابهای دریافتنی و افزایش در تغییرات در موجودی کالا منجر به کاهش درماندگی مالی می‌شوند. یعنی وقتی میزان فروش بیشتر شود و یا شرکت بتواند قسمتی از مطالبات خود را وصول کند حسابهای دریافتنی تغییر می کند که با توجه به این تغییرات، درماندگی مالی کمتر می‌شود. ولی تغییرات در حسابهای پرداختنی دارای ضریب مثبت و معناداری می باشد یعنی افزایش حسابهای پرداختنی، منجر به افزایش درماندگی مالی می گردد. در مورد هزینه استهلاک سالانه، چون این متغیر دارای سطح معناداری بیشتر از پنج درصد است بنابراین رابطه معناداری با درماندگی مالی ندارد. جریان های نقدی عملیاتی قدرت پیش بینی درماندگی مالی (مدل **z** آلتمن تعدیل شده) را دارند و با افزایش میزان جریان های نقدی عملیاتی، درماندگی مالی (مدل **z** آلتمن تعدیل شده) کاهش می یابد. یعنی در شرکت‌هایی که جریانات نقدی عملیاتی بیشتر است این شرکت‌ها دچار درماندگی مالی نمی شوند. تغییرات در حسابهای دریافتنی و تغییرات در موجودی کالا نیز دارای سطح معناداری کمتر از پنج درصد و ضریب منفی می باشند بنابراین افزایش در تغییرات در حسابهای دریافتنی و افزایش در تغییرات در موجودی کالا منجر به کاهش درماندگی مالی (مدل **z** آلتمن تعدیل شده) می‌شوند. یعنی وقتی میزان فروش بیشتر شود و یا شرکت بتواند قسمتی از مطالبات خود را وصول کند حسابهای دریافتنی تغییر می کند که با توجه به این تغییرات، درماندگی مالی (مدل **z** آلتمن تعدیل شده) کمتر می‌شود. ولی تغییرات در حسابهای پرداختنی یعنی افزایش حسابهای پرداختنی، منجر به افزایش درماندگی مالی می گردد. در مورد هزینه استهلاک سالانه، چون این متغیر دارای سطح معناداری این متغیر نیز کمتر از پنج درصد است بنابراین رابطه معناداری با درماندگی مالی دارد یعنی با افزایش هزینه استهلاک سالانه، احتمال درماندگی مالی بیشتر می شود.

پیشنهاد می‌شود پیش بینی درماندگی مالی در شرکتهای پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران با تأکید بر اقلام تعهدی و جریانات نقدی با توجه به اصطکاک بازارانجام شود. با توجه به نتایج پژوهش و تاثیر معکوس جریان های نقدی عملیاتی بر درماندگی مالی، به سرمایه گذاران توصیه می‌شود در شرکت‌هایی سرمایه گذاری کنند که جریان های نقدی عملیاتی در آنها بالا است چون در این شرکتها درماندگی مالی کمتر است. هرچه درماندگی مالی بیشتر باشد شرکت با محدودیت در سرمایه گذاری روبرو می‌شود در نتیجه عملکرد ضعیف تری خواهد داشت. لذا به تحلیلگران توصیه می‌شود به درماندگی مالی شرکتها توجه ویژه نمایند عواملی که بر درماندگی مالی اثر معکوس دارند را مدنظر داشته باشند. شرکتهایی که تغییرات در موجودی کالا و حسابهای دریافتنی بیشتری دارند کمتر دچار درماندگی مالی می شوند لذا به سرمایه گذاران پیشنهاد می شود به موجودی کالا و تغییرات آنها توجه داشته باشند.

منابع

- ✓ احمدپور، احمد، شهسواری، معصومه، عموزاده، خلیل، (۱۳۹۵)، بررسی عوامل مؤثر بر ریسک ورشکستگی مالی شرکت ها، مطالعات تجربی حسابداری مالی، شماره ۵۱، صص ۹-۳۴.

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

- ✓ پورحیدری، امید، کوپائی حاجی، مهدی، (۱۳۸۹)، پیش بینی بحران مالی شرکت ها با استفاده از مدل مبتنی بر تابع تفکیکی خطی، پژوهش های حسابداری مالی، دوره دوم، شماره ۱، صص ۳۳-۴۶.
- ✓ پیری، پرویز، خداکریمی، پری، (۱۳۹۶)، پیش بینی درماندگی مالی شرکت ها بر مبنای الگوی ترکیبی از اطلاعات حسابداری و بازار با رویکرد رگرسیون لجستیک، مطالعات تجربی حسابداری مالی، شماره ۵۵، صص ۱۴۵-۱۶۸.
- ✓ حساس یگانه، یحیی، باری، سمانه، (۱۳۹۶)، نقش پراکندگی بازده در تفسیر ناهنجاری های اقلام تعهدی، دانش مالی تحلیل اوراق بهادار، شماره ۳۳، صص ۳۳-۴۹.
- ✓ رحیمیان، نظام الدین، تقوی فرد، محمدتقی، مالکی دیزجی، آیدا، (۱۳۹۶)، رابطه بین اقلام تعهدی و اظهارنظر حسابرسی، پژوهش های نوین در حسابداری و حسابرسی، دوره ۱، شماره ۲، صص ۳۷-۶۴.
- ✓ عبدالرحیمیان، محمد حسین، محسن زاده هدش، لیلا، (۱۳۹۶)، بررسی رابطه بین حاکمیت شرکتی و تمرکز مالکیت با درماندگی مالی شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، مطالعات مدیریت و حسابداری، دوره ۳، شماره ۴، صص ۲۰۰-۲۱۴.
- ✓ Abdullah S, (2006), Directors remuneration, firm's performance and corporate governance in Malaysia among distressed companies, corporate governance vol. 6 no.2.
- ✓ Acosta-González, E., & Fernández-Rodríguez, F, Ganga H, (2017), Predicting Corporate Financial Failure Using Macroeconomic Variables and Accounting Data, Computational Economics, Accepted.
- ✓ Alphonse, P. Nguyen, T. H. (2015), Financial Distress and Accrual Anomaly: Evidence from the Vietnamese Stock Market, available at: http://ssrn.com.
- ✓ Chiaramontea L, Casu B, (2017) Capital and liquidity ratios and financial distress, Evidence from the European banking industry, The British Accounting Review, 9(2), 138-161.
- ✓ Francis J, Micheal S. A ,(2005), Re-examination of the Persistence of Accruals and Cash Flows", Journal of Accounting and Economics; 43.PP. 413-45
- ✓ Gordon, M. J. (1971), Towards a Theory of Financial Distress", the Journal of Finance, Vol.26. PP: 347-356.
- ✓ Healy, P. (1985), the effect of bonus schemes on accounting decisions. Journal of Accounting and Economics, 7, 85-107.
- ✓ Jones, J., (1991), Earnings management during import relief Investigations, Journal of Accounting Research, Vol. 29, pp. 193-228.
- ✓ Wei, L. U, J. I. Xu-dong, and Q. U. Wen. (2017) Voluntary Disclosure of Internal Control Weakness and Earnings Quality, Evidence from China. The International Journal of Accounting 52: 27–44.
- ✓ Wu, D, Liang, & Yang, Z. (2008). Analyzing the financial distress of Chinese public companies using probabilistic neural networkes and multivariate discriminate analysis, Socio-Economic planning Sciences, Vol 42.NO.3, and PP.206-220.
- ✓ Yeong, Heui. (2004), Financial Data Modeling and Analysis for Bankruptcy Prediction. Working Paper. University of Technology, Sydney.