



تبیین تأثیر درماندگی مالی بر ناهنجاری در سودهای گزارش شده

مهناز اسلام دوست کاربندی^۱
امیررضا کیقبادی^۲✉

تاریخ دریافت: ۱۴۰۳/۰۲/۰۴ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۳/۰۳/۱۴

چکیده

هدف اصلی پژوهش تبیین تأثیر درماندگی مالی بر ناهنجاری در سودهای گزارش شده در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران است. برای این منظور اطلاعات صورت‌های مالی ۱۴۷ شرکت در دوره زمانی ۱۳۹۰-۱۴۰۱ گردآوری شده است. برای آزمون فرضیه‌ها از رگرسیون چندمتغیره با داده‌های تابلویی استفاده شده است. برای درماندگی مالی از معیار آلتمن تعدیل شده استفاده گردید. برای ناهنجاری در سودهای گزارش شده از معیار جونز تعدیل شده و شاخص ایکل استفاده شد. نتایج حاصل از آزمون فرضیه اول پژوهش نشان می‌دهد که معیار درماندگی مالی بر معیار نخست - جونز تعدیل شده - ناهنجاری در سودهای گزارش شده تأثیر معناداری ندارد. نتایج حاصل از آزمون فرضیه دوم پژوهش نشان می‌دهد که معیار درماندگی مالی بر معیار دوم - شاخص ایکل - ناهنجاری در سودهای گزارش شده تأثیر معناداری دارد. **واژه‌های کلیدی:** درماندگی مالی، ناهنجاری در سودها، شاخص ایکل.

۱ گروه حسابداری، واحد تهران مرکزی، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران. mahnazeslamdoost@gmail.com

۲ گروه مدیریت صنعتی، واحد تهران مرکزی، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران (نویسنده مسئول). a.keyghobadi@iauctb.ac.ir



۱- مقدمه

حسابداری ابزاری برای انتقال اطلاعات مالی شرکت‌ها است تا استفاده کنندگان با بهره‌گیری از آن توانایی اتخاذ تصمیمات خود را به دست آورند. از این رو اعداد و ارقام ارائه شده از مجرای سیستم اطلاعاتی حسابداری دارای اهمیت ویژه‌ای است؛ زیرا اطلاعات حسابداری در اتخاذ تصمیم‌های اقتصادی مانند توزیع منابع، تخصیص سرمایه‌ها، میزان مالیات و سایر منابع موثر هستند. از این رو اطلاعات حسابداری با کیفیت می‌تواند در بهینگی تخصیص منابع موثر باشد (ابراهیمی، بهرامی‌نسب و ممشلی، ۱۳۹۶). یکی از مهم‌ترین و محوری‌ترین اعداد حسابداری، سود حسابداری است که مبنای بسیاری از الگوهای تصمیم‌گیری مالی است. در واقع می‌توان سود حسابداری را یکی از محصولات اصلی نظام حسابداری هر واحد اقتصادی دانست (جمالیان پور و ثقفی، ۱۳۹۲). طی دهه‌های اخیر کیفیت گزارش‌گری مالی واحدهای انتفاعی بر مکانیزم‌های سرمایه‌گذاری توسط سرمایه‌گذاران تأثیر مهمی داشته است. روند رو به رشد مطالعات تجربی نشان می‌دهد که کیفیت مطلوب گزارش‌های مالی معیاری اصولی و اصلی موثر بر اتخاذ تصمیم‌های سرمایه‌گذاران در راستای دستیابی به منافع است (یانگ، ۲۰۰۳). با توجه به گزارش‌های فزاینده تقلب و دست‌کاری‌های حسابداری و سوء استفاده‌ها در سال‌های اخیر، اهمیت کیفیت گزارش‌های مالی به طور گسترده توسط محافل آکادمیک و نهادهای تدوین‌کننده قوانین و مقررات مدنظر قرار گرفته که منتهی به وضع قوانین و استانداردهای متعددی شده که برای اطمینان از افشای به موقع و قابل اطمینان اطلاعات مالی معرفی شده‌اند (فانگ، ۲۰۱۴).

کیفیت اطلاعات حسابداری و به تبع آن گزارش‌های مالی برای اقتصاد لازم و ضروری است؛ زیرا منجر به تخصیص بهینه منابع می‌شود و در ارتباط مستقیم با رشد و توسعه اقتصادی است. وجود ناهنجاری در گزارش‌های مالی مانند مدیریت سود مبتنی بر اقلام تعهدی، مدیریت سود مبتنی بر اقلام واقعی، هموارسازی سود، ناهنجاری اقلام تعهدی و تقلب می‌تواند منجر به افزایش هزینه معاملات و شکست بازار شود. بنابراین ناهنجاری در کیفیت گزارش‌گری مالی می‌تواند در روند عادی فعالیت‌های واحدهای انتفاعی و به تبع آن در سلامت مالی آن‌ها تأثیرگذار باشد (دی پیازا و اکلس، ۲۰۰۲).

مبانی نظری پژوهش

یکی از مباحث مهم مطرح شده در حوزه سرمایه‌گذاری و مدیریت مالی اطمینان به سرمایه‌گذاری است. وجود ابزارها و مدل‌های مناسب و منطقی برای ارزیابی وضعیت مالی واحدهای انتفاعی نیز از مسایل مهمی است که می‌تواند در اتخاذ تصمیم‌های اقتصادی موثر باشد. با وجود این دستیابی به بازده مورد نظر با توجه به تغییرات محیطی و رقابت شدید تجاری دشوارتر شده است. در نتیجه، استفاده از مدل‌های سریع و آسان برای سرمایه‌گذاران در بسیاری از واحدهای انتفاعی، که تحت تأثیر ورشکستگی هستند، از اهمیت زیادی برخوردار است زیرا آن‌ها اغلب مجبور به تصمیم‌گیری سریع و منطقی درباره سرمایه خود هستند (پرماچاندر و همکاران،

۲۰۰۹). از سوی دیگر، هدف از گزارش‌گری مالی فراهم آوردن اطلاعاتی مفید در زمینه سودآوری و برای تصمیم‌گیری‌های تجاری است. گزارش سود به عنوان معیاری برای سنجش عملکرد شرکت نیز از اهداف گزارش‌گری مالی به شمار می‌رود (کمیته تدوین استانداردهای حسابداری، ۱۳۹۲). به دلیل اهمیت سود مدیران سعی می‌کنند مبلغ و روش ارایه سود را هموار یا به عبارتی مدیریت کنند (کردستانی و تاتلی، ۱۳۹۳). به گونه کلی، واحدهای انتفاعی در طول دوره عملیاتی خود دچار فراز و نشیب‌هایی می‌شوند و همواره برخی از آن‌ها به دلیل عملکرد قوی خود به عنوان واحدهای موفق و برخی نیز به علت عملکرد ضعیفشان به عنوان واحدهای ناموفق شناخته می‌شوند. واحدهایی که به علت تداوم در ضعف عملکردی خود دچار بحران مالی می‌شوند (جبلی و داداشی، ۱۴۰۲)، بالطبع به هر طریق ممکن از جمله از طریق مدیریت سود سعی می‌کنند اوضاع مالی خود را بهبود بخشند و در صورت عدم موفقیت در این راستا، عاقبت آن‌ها ورشکستگی است (دیچو و همکاران، ۲۰۱۰).

هدف از دستکاری سود نشان دادن کیفیت سود به صورتی است که بتواند انتظارات سهام‌داران و ارایه‌کنندگان آن‌را برآورده کند (لی و همکاران، ۲۰۱۱). زمانی که مدیریت شرکت اقدام به دست‌کاری سود می‌کند، ارقام تعهدی افزایش یافته و سود بر جریان نقدی نیز فزونی می‌یابد و هر چقدر فاصله سود و جریان نقدی افزایش یابد، از کیفیت سود کاسته می‌شود (لو، ۲۰۰۸). رقابت روزافزون واحدهای انتفاعی دست‌یابی به سود را محدود و احتمال بحران و درماندگی مالی را نیز افزایش می‌دهد. بنابراین تصمیم‌گیری در مسایل مالی نسبت به گذشته از حساسیت زیاد، ریسک و عدم اطمینان برخوردار است (پورزمانی و پویان‌راد، ۱۳۹۱). در نتیجه یکی از راه‌های کمک به سرمایه‌گذاران، ارایه مدل یا الگوهای پیش‌بینی در رابطه وضعیت مالی آتی واحدهای انتفاعی است. هر چه پیش‌بینی‌ها به واقعیت نزدیک‌تر باشد، تصمیم‌گیری آینده را صحیح‌تر و دقیق‌تر خواهند کرد. سرمایه‌گذاران و اعتباردهندگان نیز تمایل زیادی برای پیش‌بینی بحران مالی واحدهای انتفاعی دارند زیرا در صورت بحران و ورشکستگی هزینه‌های زیادی به آن‌ها تحمیل می‌شود.

درماندگی مالی و ناهنجاری سودهای گزارش شده

اطلاعات جریان نقدی، در مقایسه با اطلاعات سود، در تبیین بازده‌های سهام شرکت‌های دچار درماندگی مالی مفیدتر هستند (چان و چن، ۱۹۹۱). تامین مالی خارجی ممکن است در دسترس آسان چنین شرکت‌هایی نبوده و بنابراین شرکت‌های دچار درماندگی مالی باید برای تامین مالی عملیات به جریان‌های نقدی داخلی متکی باشند (نصیرزاده و صالحی، ۱۴۰۲). لی و همکاران (۲۰۱۷) درمی‌یابند که جریان‌های نقدی عملیاتی، به جای سود، رابطه قوی‌تری با بازده‌های سهام زمانی که شرکت‌های دچار درماندگی مالی هستند، دارند. یک دلیل می‌تواند انگیزه‌های شرکت‌های دچار درماندگی مالی برای درگیری شدن در دستکاری سود باشد (شاهمرادی و همکاران، ۱۴۰۲). مخفی کردن خبرهای بد از طریق دستکاری سود اثر زیانبار تشدید ریسک ریزش قیمت سهام را دارد (لی و مایرز، ۲۰۰۶). تحقیقات آتی می‌توانند کاوش کنند که آیا شرکت‌های دچار

درماندگی مالی ریسک ریزش قیمت سهام بیشتری را در زمان نقض قراردادهای بدهی و یا هنگام دریافت اظهارنظرهای حسابرسی مشروط تجربه می‌کنند یا خیر. برخی از محققان بررسی کرده‌اند که آیا درماندگی مالی می‌تواند بعضی از ناهنجاری‌های حسابداری و بازار را تبیین کند یا خیر. ناهنجاری‌های معمولاً بررسی شده عبارت هستند از: ناهنجاری‌های اقلام تعهدی (گو، ۲۰۱۷)، ناهنجاری‌های رشد سرمایه‌گذاری (سو، ۲۰۱۶) و ناهنجاری‌های مومنتوم (آگرائول و تافلر، ۲۰۰۸). گو (۲۰۱۷) بررسی می‌کند که آیا ناهنجاری‌های اثبات‌شده اقلام تعهدی را می‌توان از منظر درماندگی مالی تبیین کرد و درمی‌یابد که شرکت‌های دچار ریسک بالای درماندگی بازده‌های غیرعادی استراتژی تعهدی را موجب می‌شوند. سو (۲۰۱۶) استدلال می‌کند که ریسک درماندگی می‌تواند ناهنجاری‌های رشد سرمایه‌گذاری را تبیین کند: بازده‌های پایین سهام برای شرکت‌هایی با رشد بیشتر در CAPEX. سو (۲۰۱۶) درمی‌یابد که شرکت‌هایی با سرمایه‌گذاری ثابت بالا (پایین) تماس کمتری (بیشتری) با ریسک سیستماتیک درماندگی و بنابراین بازده‌های مورد انتظار پایین‌تری (بالاتری) دارند. بنابراین، تغییر بازده‌های تحقق‌یافته را می‌توان جبران ریسک سیستماتیک درماندگی در نظر گرفت. آگرائول و تافلر (۲۰۰۸) درمی‌یابند که قسمت اعظم مومنتوم از طریق استمرار بازده‌های شرکت‌های دچار عملکرد ضعیف ایجاد می‌شود: یافته‌ای که اشاره دارد مومنتوم باعث ریسک درماندگی مالی می‌شود. این یافته با این یافته بیور (۱۹۶۸) سازگار است: شرکت‌هایی که ورشکسته می‌شوند بازده‌های منفی سهام را ۴ سال قبل از ورشکستگی داشتند که حاکی از گنجاندن تدریجی سلامت مالی بد یک شرکت توسط بازار است. اما سیملا (۲۰۱۴) به این نتیجه می‌رسد که ریسک درماندگی نمی‌تواند ناهنجاری‌های اندازه و ارزش را با استفاده از معیارهای مبتنی بر بازار درماندگی تبیین کند.

روش شناسی پژوهش

این پژوهش از نظر ماهیت و محتوایی از نوع همبستگی و از نظر هدف کاربردی می‌باشد. انجام پژوهش در چارچوب استدلال‌های قیاسی- استقرایی صورت می‌پذیرد، بدین معنی که مبانی نظری و پیشینه پژوهش از راه کتابخانه‌ای، مجلات و سایر سایت‌های معتبر در قالب قیاسی، و گردآوری داده‌ها برای تأیید و رد فرضیه‌ها از راه استقرایی صورت می‌پذیرد.

به دلیل نوع داده‌های مورد مطالعه، مقایسه هم‌زمان داده‌های مقطعی و طولی از روش الگوهای داده‌های ترکیبی (پانل دیتا) برای برآورد ضرایب و آزمون فرضیه‌ها استفاده شده است. ابتدا برای تعیین روش به کارگیری داده‌های ترکیبی و تشخیص همگن یا ناهمگن بودن آن‌ها از آزمون چاو استفاده شده است. فرضیه‌های آماری این آزمون به شرح زیر است:

$H_0 = \text{Pooled Data}$

$H_1 = \text{Panel Data}$

در این آزمون فرض صفر مبنی بر همگن بودن داده‌هاست و در صورت تأیید، می‌بایست کلیه داده‌ها را با یکدیگر ترکیب کرد و به‌وسیله یک رگرسیون کلاسیک تخمین پارامترها را انجام داد، در غیر این صورت داده‌ها را به‌صورت داده‌های پانلی در نظر گرفت. در صورتی که نتایج این آزمون مبنی بر به‌کارگیری داده‌ها به‌صورت داده‌های پانلی شود، می‌بایست برای تخمین مدل پژوهش از یکی از مدل‌های اثرات ثابت یا اثرات تصادفی استفاده شود. برای انتخاب یکی از دو مدل باید آزمون هاسمن اجرا شود. فرض صفر آزمون هاسمن مبنی بر مناسب بودن مدل اثرات تصادفی برای تخمین مدل‌های رگرسیونی داده‌های تابلویی است.

جامعه و نمونه آماری پژوهش

جامعه آماری این پژوهش در برگرفته کلیه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران است. دوره زمانی پژوهش از سال ۱۳۹۰ تا سال ۱۴۰۱ در نظر گرفته شده است. هم‌چنین در این پژوهش نمونه‌ای از شرکت‌ها براساس معیارهای زیر از جامعه آماری شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران انتخاب شده است:

الف) با توجه به دوره زمانی دسترسی به اطلاعات (۱۴۰۱-۱۳۹۰)، شرکت قبل از سال ۱۳۹۰ در بورس اوراق بهادار پذیرفته شده باشد و نام آن تا پایان سال ۱۴۰۱ از فهرست شرکت‌های یاد شده حذف نشده باشد؛

ب) به‌منظور افزایش توان هم‌سنجی و هم‌سان‌سازی شرایط شرکت‌های انتخابی، سال مالی شرکت‌ها باید به پایان اسفند ماه هر سال منتهی شود؛

پ) به‌دلیل شفاف نبودن مرزبندی بین فعالیت‌های عملیاتی و تأمین مالی شرکت‌های مالی (شرکت‌های سرمایه‌گذاری و واسطه‌گری مالی و ...)، این شرکت‌ها از نمونه حذف شده‌اند؛

ت) شرکت‌هایی که اطلاعات آن‌ها برای محاسبه متغیرهای اولیه صورت‌های مالی ناقص بوده‌اند از نمونه حذف شده‌اند.

نگاره ۱. جامعه آماری پژوهش

۴۹۵	کل شرکت‌های پذیرفته شده در تاریخ ۱۴۰۱
۱۴۴	شرکت‌های غیرفعال
۹۲	شرکت‌های پذیرفته و درج شده بعد از سال ۱۳۹۲
۵۷	شرکت‌های واسطه‌گری، مالی، بیمه، بانک‌ها و هلدینگ‌ها
۵۵	شرکت‌های پایان سال مالی غیر از ۲۹ اسفند
۱۴۷	مجموع شرکت‌های مورد مطالعه

منبع: یافته‌های پژوهشگر

متغیرهای پژوهش

در این پژوهش ناهنجاری در سودهای گزارش شده متغیر وابسته است. برای این منظور از معیارهای دستکاری سود مدل جونز تعدیل شده و هموارسازی سود مدل ایکل بهره گرفته شد. در مدل تعدیل شده جونز ابتدا ارقام تعهدی از رابطه (۱) محاسبه می‌گردد:

رابطه (۱)

$$TA_{t,i} = \Delta CA_{t,i} - \Delta CL_{t,i} - \Delta CASH_{t,i} + \Delta STD_{t,i} - DEP_{t,i}$$

TA = ارقام تعهدی شرکت i در سال t

$\Delta CA_{t,i}$ = تغییر در دارایی‌های جاری شرکت i بین سال t و t-1

$\Delta CL_{t,i}$ = تغییر در بدهی‌های جاری شرکت i بین سال t و t-1

$\Delta CASH_{t,i}$ = تغییر در وجه نقد شرکت i بین سال t و t-1

$\Delta STD_{t,i}$ = تغییر در حصة جاری بدهی‌های بلندمدت شرکت i بین سال t و t-1

$DEP_{t,i}$ = هزینه استهلاک شرکت i در سال t

پس از محاسبه کل ارقام تعهدی، پارامترهای $\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3$ به منظور تعیین ارقام تعهدی غیر اختیاری، از طریق رابطه (۲) برآورد می‌شوند.

رابطه (۲)

$$TA_{i,t}/A_{i,t-1} = \alpha_1(1/A_{i,t-1}) + \alpha_2[(\Delta REV_{i,t} - \Delta REC)/A_{i,t-1}] + \alpha_3(PPE_{i,t}/A_{i,t}) + \varepsilon_{it}$$

که داریم:

$TA_{i,t}$ = کل ارقام تعهدی شرکت i در سال t

$\Delta REV_{i,t}$ = تغییر در درآمد فروش شرکت i بین سال t و t-1

ΔREC = تغییر در حساب‌های دریافتی شرکت i بین سال t و t-1

$PPE_{i,t}$ = ناخالص اموال، ماشین آلات و تجهیزات شرکت i در سال t

$A_{i,t-1}$ = کل ارزش دفتری دارایی‌های شرکت i در سال t-1

ε_{it} = اثرات نامشخص عوامل تصادفی

$\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3$ = پارامترهای برآورد شده شرکت i

پس از محاسبه پارامترهای $\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3$ از طریق روش حداقل مربعات طبق فرمول ذیل ارقام تعهدی غیر اختیاری (NDA) از طریق رابطه (۳) تعیین می‌شود:

رابطه (۳)

$$NDA_{t,i} = \alpha_1(1/A_{i,t-1}) + \alpha_2[(\Delta REV_{i,t} - \Delta REC)/A_{i,t-1}] + \alpha_3(PPE_{i,t}/A_{i,t-1})$$

و در نهایت اقلام تعهدی اختیاری (DA) پس از تعیین NDA از طریق رابطه (۴) محاسبه می‌شود:
رابطه (۴)

$$DA_{i,t} - (TA_{i,t}/A_{i,t-1}) - NDA_{i,t}$$

با توجه به شاخص ایکل، شرکتی به عنوان هموارساز سود معرفی می‌شود که ضریب تغییرات سود به ضریب تغییرات درآمدهای آن کوچک‌تر از ۱ باشد به عبارت دیگر:

$$CY = \frac{CV\Delta I}{CV\Delta S} < 1$$

CVΔI: ضریب پراکندگی تغییرات سود در شرکت i در بازه زمانی تحقیق

CVΔS: ضریب پراکندگی تغییرات فروش در شرکت i در بازه زمانی تحقیق

اگر CY بزرگتر، مساوی یک باشد شرکت سود خود را هموار نکرده است و اگر CY کمتر از یک باشد، شرکت سود خود را هموار کرده است. گفتنی است، ضریب پراکندگی بر اساس نسبت انحراف معیار سود خالص یا فروش شرکت در دوره جاری به میانگین سود خالص یا فروش شرکت در دوره مورد بررسی، قابل اندازه‌گیری است (میردامادی، ۱۳۹۹).

در این پژوهش معیارهای ریسک نکول متغیر وابسته است. معیارهای فوق به شرح زیر هستند:

معیار نخست: آلتمن

طبق تعریف این ریسک، به واحدهای تجاری که عملیات خود را به علت واگذاری یا ورشکستگی یا توقف انجام عملیات تجاری یا زیان توسط بستانکاران متوقف نمایند، گفته می‌شود. در این پژوهش برای اندازه‌گیری سلامت مالی از مدل تعدیل شده آلتمن (۱۹۸۶) به شرح زیر استفاده شد:

$$0.998 X5 + 0.420 X4 + 3.107 X3 + 0.847 X2 + 0.717 X1 + = Z'$$

Z': شاخص کل ورشکستگی

X1: نسبت سرمایه در گردش به کل دارایی‌ها

X2: نسبت سود انباشته به کل دارایی‌ها

X3: نسبت سود قبل از بهره و مالیات به کل دارایی‌ها

X4: نسبت ارزش دفتری سهام شرکت به ارزش دفتری کل بدهی‌ها

X5: نسبت فروش به کل دارایی‌ها

اگر شاخص کل محاسبه شده کمتر از ۱/۹ باشد شرکت‌ها با بحران مالی روبرو هستند، و زمانی که بیشتر از ۱/۹ باشد، پدیده بحران مالی آن‌ها را تهدید نمی‌کند.

با توجه به این که مدل تعدیل شده آلتمن در اکثر پژوهش‌ها پذیرفته شده است و با استناد به این که ضرایب مدل آلتمن در پژوهش‌های مشابهی مانند نمازی و قدیریان آرائی (۱۳۹۳)؛ نوری فرد و چناری (۱۳۹۵) به کار گرفته شده، در این پژوهش نیز از ضرایب همان مدل استفاده شد.

برای عملیاتی کردن متغیر فوق برای شرکت‌های با محدودیت مالی عدد ۱ و برای سایر شرکت‌ها عدد صفر داده شد.

متغیرهای کنترلی پژوهش به شرح زیر هستند:

- اندازه شرکت
اندازه شرکت عمدتاً معرف وضعیت شرکت از نظر سودآوری، حجم فعالیت و ارزش شرکت است و از طریق لگاریتم طبیعی ارزش دفتری کل دارایی‌ها محاسبه می‌شود.

(ارزش دفتری کل دارایی‌ها) = LN = اندازه شرکت

- اهرم مالی
نماینده ریسک مالی شرکت است و از طریق نسبت ارزش دفتری کل بدهی‌ها به ارزش دفتری کل دارایی‌ها محاسبه می‌شود.

کل دارایی‌ها / کل بدهی‌ها = اهرم مالی

- رشد فروش
بیان‌گر وضعیت سودآوری شرکت است و از نسبت تفاضل مبلغ فروش انتهای دوره و مبلغ فروش ابتدای دوره بر مبلغ فروش ابتدای دوره حاصل می‌شود.

فروش ابتدای دوره / (فروش ابتدای دوره - فروش انتهای دوره) = رشد فروش

- نرخ بازده دارایی
بیان‌گر عملکرد شرکت است و از نسبت سود خالص به کل دارایی‌ها محاسبه می‌شود.

کل دارایی‌ها / سود خالص = نرخ بازده دارایی‌ها

آمار توصیفی

توصیف متغیرهای پژوهش به شرح نگاره ۲ ارائه می‌شود:

نگاره ۲. آمار توصیفی متغیرهای پژوهش

نام متغیر	میانگین	میانه	کمینه	بیشینه	انحراف معیار	چولگی
معیار جونز تعدیل شده	۱/۴۶E-۱۶	-۰/۰۱۳۰۷۰	۱/۸۶۵۷۷۴	-۲/۲۹۶۷۱۶	۰/۱۹۵۰۶۸	۰/۲۳۹۶۳۲
اندازه شرکت	۱۴/۵۳۳۷۳	۱۴/۲۸۹۶۴	۲۱/۳۲۷۶۳	۱۰/۲۲۶۸۷	۱/۶۱۳۰۷۳	۰/۷۷۸۴۰۲
اهرم مالی	۰/۵۸۲۵۶۶	۰/۵۸۱۹۶۰	۲/۰۷۷۵۰۶	۰/۰۳۱۴۳۱	۰/۲۱۰۵۵۶	۰/۵۹۹۰۴۲

پژوهش‌های حسابداری مالی و حسابرسی
دوره ۱۶ / پیاپی ۶۲ / تابستان ۱۴۰۳

نام متغیر	میانگین	میانه	کمینه	بیشینه	انحراف معیار	چولگی
رشد فروش	۰/۳۳۱۴۲۳	۰/۲۴۶۲۵۶	۶/۵۵۵۰۵۸	-۰/۷۳۹۶۱۳	۰/۴۸۲۱۲۶	۲/۹۸۰۳۸۱
نرخ بازده دارایی	۰/۱۳۱۹۵۱	۰/۱۰۷۳۶۳	۰/۶۷۳۱۸۹	-۰/۵۸۱۱۴۱	۰/۱۴۶۹۰۹	۰/۵۰۵۹۷۰

فراوانی مشاهدات شاخص ایکل: ۶۸۶ سال - شرکت
فراوانی مشاهدات معیار آلتمن: ۷۶۲ سال - شرکت

منبع: یافته های پژوهشگر

آزمون پایایی متغیرهای پژوهش

آزمون پایایی بر اساس آزمون ریشه واحد برای متغیرهای پژوهش در نگاره ۳ ارائه گردیده است:

نگاره ۳. آزمون پایایی متغیرهای پژوهش

نام آزمون	نام متغیر	آماره t	سطح معنی داری
آزمون ریشه واحد	معیار جونز تعدیل شده	-۲۱/۱۷۱۵۱	۰/۰۰۰۰
	شاخص ایکل	-۲۹/۶۴۲۹۱	۰/۰۰۰۰
	معیار آلتمن	-۲۲/۴۱۳۷۱	۰/۰۰۰۰
	اندازه شرکت	-۷/۳۰۷۰۸۰	۰/۰۰۰۰
	اهرم مالی	-۱۷/۱۵۸۳۵	۰/۰۰۰۰
	رشد فروش	-۹/۴۴۷۳۱۸	۰/۰۰۰۰
	نرخ بازده دارایی	-۹/۰۲۴۲۳۵	۰/۰۰۰۰

منبع: یافته های پژوهشگر

مطابق یافته های حاصل از آزمون پایایی در نگاره ۳، به دلیل این که سطح معنی داری کمتر از ۵٪ است، می توان گفت این متغیرها طی دوره پژوهش در سطح پایا بوده است. پایایی بدین معنی است که میانگین و واریانس (پراکندگی) متغیرهای پژوهش در طول زمان ثابت بوده است.

آزمون فرضیه اول پژوهش

یافته های حاصل از آزمون فرضیه اول پژوهش به شرح نگاره ۴ ارائه می شود:

سطح معنی داری برای تک تک متغیرها و هم چنین برای کل مدل در سطح اطمینان ۹۵ درصد محاسبه شده است. با توجه به ضریب تعیین مدل برازش شده می توان ادعا کرد که ۱۱/۰۷ درصد از تغییرات متغیر وابسته فرضیه پژوهش توسط متغیرهای مستقل و کنترل توضیح داده می شود. خودهمبستگی نقض یکی از فرض های

استاندارد الگوی رگرسیون است و از آماره دوربین - واتسون می‌توان جهت تعیین بود و نبود خودهمبستگی در الگوی رگرسیون استفاده کرد. آماره دوربین - واتسون محاسبه شده (۲/۱۶۷) که بین ۱/۵-۲/۵ می‌باشد بیانگر عدم وجود خودهمبستگی است و استقلال باقی مانده‌های اجزای خطا را نشان می‌دهد. همان‌طور که در نگاره ۴ مشاهده می‌شود سطح معنی‌داری آماره t برای متغیر معیار آلتمن درماندگی مالی از سطح خطای قابل قبول ۵ درصد بیشتر است، بنابراین وجود تأثیرگذاری معنی‌دار معیار آلتمن درماندگی مالی بر معیار نخست - جونز تعدیل شده دستکاری سود - ناهنجاری در سودهای گزارش شده تأیید نمی‌شود و فرضیه اول پژوهش پذیرفته نمی‌شود. از بین متغیرهای کنترل، رشد فروش و نرخ بازده دارایی دارای تأثیرگذاری معنی‌دار می‌باشند.

نگاره ۴. آزمون فرضیه اول

نام متغیر	ضریب	انحراف استاندارد	آماره t	سطح معنی‌داری
معیار آلتمن درماندگی مالی	۰/۰۰۸۶۷۰	۰/۰۱۱۳۴۹	۰/۷۶۳۹۸۸	۰/۴۴۵۰
اندازه شرکت	۰/۰۰۳۳۸۶	۰/۰۰۲۸۱۴	۱/۲۰۳۲۷۷	۰/۲۲۹۰
اهرم مالی	-۰/۰۱۸۵۵۴	۰/۰۲۷۵۲۵	-۰/۶۷۴۰۷۳	۰/۵۰۰۴
رشد فروش	۰/۰۳۳۲۸۸	۰/۰۰۹۵۸۳	۳/۴۷۳۶۷۱	۰/۰۰۰۵
نرخ بازده دارایی	۰/۳۹۰۸۵۱	۰/۰۴۴۵۸۶	۸/۷۶۶۱۸۹	۰/۰۰۰۰
مقدار ثابت	-۰/۱۰۴۷۵۴	۰/۰۴۲۹۷۲	-۲/۴۳۷۷۲۷	۰/۰۱۴۹
ضریب تعیین: ۰/۱۱۰۷۸۹	آمار آزمون: ۴۳/۸۰۶۵۴ (۰/۰۰۰۰)	آماره دوربین واتسون: ۲/۱۶۷۶۶۶	آماره اف لیمر: ۱/۳۸۳۲۸۲ (۰/۰۰۲۵)	آماره هاسمن: ۲۱۰/۹۵۹۱۶۳ (۰/۰۰۰۰)

منبع: یافته‌های پژوهشگر

آزمون فرضیه دوم پژوهش

یافته‌های حاصل از آزمون فرضیه دوم پژوهش به شرح نگاره ۵ آرایه می‌شود: سطح معنی‌داری برای تک تک متغیرها و همچنین برای کل مدل در سطح اطمینان ۹۵ درصد محاسبه شده است. با توجه به ضریب تعیین مدل برازش شده می‌توان ادعا کرد که ۲۴/۹۳ درصد از تغییرات متغیر وابسته فرضیه پژوهش توسط متغیرهای مستقل و کنترل توضیح داده می‌شود. خودهمبستگی نقض یکی از فرض‌های استاندارد الگوی رگرسیون است و از آماره دوربین - واتسون می‌توان جهت تعیین بود و نبود خودهمبستگی در الگوی رگرسیون استفاده کرد. آماره دوربین - واتسون محاسبه شده (۱/۵۵۱) که بین ۱/۵-۲/۵ می‌باشد بیانگر عدم وجود خودهمبستگی است و استقلال باقی مانده‌های اجزای خطا را نشان می‌دهد. همان‌طور که

در نگاره ۵ مشاهده می‌شود سطح معنی‌داری آماره t برای متغیر معیار آلتمن درماندگی مالی از سطح خطای قابل قبول ۵ درصد کمتر است، بنابراین وجود تأثیرگذاری معنی‌دار معیار آلتمن درماندگی مالی بر معیار دوم - ایکل دستکاری سود - ناهنجاری در سودهای گزارش شده تأیید می‌شود و فرضیه دوم پژوهش پذیرفته می‌شود. از بین متغیرهای کنترل، نرخ بازده دارایی دارای تأثیرگذاری معنی‌دار می‌باشند.

نگاره ۵. آزمون فرضیه دوم

نام متغیر	ضریب	انحراف استاندارد	آماره t	سطح معنی‌داری
مقدار ثابت	۰/۸۶۶۹۵۲	۰/۲۳۳۴۱۹	۳/۷۱۴۱۴۱	۰/۰۰۰۲
معیار آلتمن درماندگی مالی	۰/۰۹۸۹۴۰	۰/۰۳۳۱۳۴	۲/۹۸۶۰۲۳	۰/۰۰۲۹
اندازه شرکت	-۰/۰۲۵۴۰۴	۰/۰۱۴۷۵۶	-۱/۷۲۱۶۵۷	۰/۰۸۵۳
اهرم مالی	-۰/۰۲۲۹۸۴	۰/۰۹۲۳۴۴	-۰/۲۴۸۸۹۶	۰/۸۰۲۵
رشد فروش	-۰/۰۲۸۸۱۲	۰/۰۲۵۷۱۹	-۱/۱۲۰۲۸۹	۰/۲۶۲۸
نرخ بازده دارایی	-۰/۰۹۷۴۹۵۶	۰/۱۴۱۹۳۰	-۶/۸۶۹۲۷۵	۰/۰۰۰۰
ضریب تعیین: ۰/۲۴۹۳۱۱	آمار آزمون: ۳/۵۴۵۴۳۹ (۰/۰۰۰۰)	آماره دوربین واتسون: ۱/۵۵۰۶۱۳	آماره اف لیمر: ۱/۷۷۰۲۷۲ (۰/۰۰۰۰)	آماره هاسمن: ۴/۱۳۹۹۳۷ (۰/۵۲۹۴)

منبع: یافته‌های پژوهشگر

بحث و نتیجه‌گیری

صرف نظر از اندازه و ماهیت فعالیت واحدهای تجاری، ناتوانی در پرداخت تعهدات یکی از خطرات تهدید کننده این واحدها به شمار می‌رود. بررسی‌ها حاکی از آن است که در سه دهه گذشته نرخ ورشکستگی شرکت‌ها در مقایسه با دهه‌های قبل رشد چشم‌گیری داشته است. همچنین نتیجه بررسی اجمالی وضعیت مالی شرکت‌های ایرانی نشان می‌دهد که در میان شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، شرکت‌هایی وجود دارند که با وجود مشکلات مالی و عملیاتی و همچنین درماندگی در تأمین نقدینگی و سرمایه در گردش کماکان به فعالیت خود ادامه داده و منابعی را که می‌توانست در فرصت‌های سود آور و ارزش آفرین سرمایه‌گذاری شود مصرف می‌نمایند. لذا این منابع توسط این شرکت‌ها به هدر رفته و باعث کاهش منافع جامعه می‌شود. هدر رفتن منابع و عدم بهره‌گیری از فرصت‌های سرمایه‌گذاری نتیجه درماندگی مالی و ورشکستگی شرکت‌ها است. پیش‌بینی درماندگی مالی از طریق طراحی شاخص‌ها و الگوهای مناسب می‌تواند شرکت‌ها را نسبت به وقوع درماندگی مالی و ورشکستگی آگاه سازد تا با توجه به این هشدارها سیاست مناسبی را اتخاذ نمایند، از طرفی فعالان بازار سرمایه و بازار پول نیازمند آگاهی و دانش نسبت به وضعیت مالی شرکت‌های موجود و کارایی

آن‌ها می‌باشند. مطلوبیت تشخیص به‌موقع شرکت‌هایی که در شرف درماندگی مالی هستند از آن جهت است که از سرمایه‌گذاری در موارد نادرست و غیرکارا برای فعالان بازار جلوگیری می‌نماید. در ادبیات مالی تعاریف مختلفی از درماندگی مالی ارائه گردیده است. در یکی از نخستین مطالعات علمی بر تئوری درماندگی مالی، گوردون (۱۹۷۱) آن را به‌عنوان کاهش قدرت سودآوری شرکت معرفی می‌کند که منجر به افزایش احتمال عدم توانایی بازپرداخت بهره و اصل بدهی می‌شود. از دیدگاه ویتاگر (۱۹۹۹) درماندگی مالی وضعیتی است که در آن جریان‌های نقدی شرکت از مجموع هزینه‌های بهره مربوط به بدهی بلندمدت کمتر است. از نقطه‌نظر اقتصادی، درماندگی مالی را می‌توان به زیان ده بودن شرکت تعبیر نمود که در این حالت شرکت دچار عدم موفقیت شده است. در واقع، در این حالت نرخ بازدهی شرکت کمتر از نرخ هزینه سرمایه می‌باشد. در صورتی که شرکت موفق به رعایت کردن یک یا تعداد بیشتری از بندهای مربوط به قرارداد بدهی مانند نگاه داشتن نسبت جاری یا نسبت ارزش ویژه به کل دارایی‌ها طبق قرارداد نشود حالت دیگری از درماندگی مالی رخ می‌دهد که به این حالت نکول تکنیکی گفته می‌شود. حالات دیگری از درماندگی مالی زمانی رخ می‌دهد که جریانات نقدی شرکت برای بازپرداخت اصل و فرع بدهی کافی نباشد و همچنین ارزش ویژه شرکت عددی منفی شود. در حوزه مالی، اگر یک شرکت در ایفای تعهدات به اعتباردهندگان، دچار مشکل شود درمانده مالی تلقی می‌گردد. اگرچه ممکن است بدهی‌های یک شرکت برای تأمین مالی عملیات آن استفاده شود، اما این کار شرکت را بیشتر در معرض خطر تجربه درماندگی مالی قرار می‌دهد؛ بنابراین در صورت عدم بهبود درماندگی مالی شرکت، ورشکستگی رخ خواهد داد. هدف اصلی پژوهش تبیین تأثیر درماندگی مالی بر ناهنجاری در سودهای گزارش شده در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران است. نتایج حاصل از آزمون فرضیه اول پژوهش نشان می‌دهد که معیار درماندگی مالی بر معیار نخست - جونز تعدیل شده - ناهنجاری در سودهای گزارش شده تأثیر معناداری ندارد. نتایج حاصل از آزمون فرضیه دوم پژوهش نشان می‌دهد که معیار درماندگی مالی بر معیار دوم - شاخص ایکل - ناهنجاری در سودهای گزارش شده تأثیر معناداری دارد. در راستای یافته‌های حاصل از پژوهش پیشنهاد می‌شود که ذی‌نفعان به ساختار سرمایه شرکت و به تبع آن روند تداوم فعالیت شرکت‌ها نگاه ویژه‌ای داشته باشند تا موقع سرمایه‌گذاری و تأمین اعتبار لازم برای شرکت‌ها از حیث کسب بازدهی به مشکل برخورد نکنند. در راستای پژوهش‌های آتی پیشنهاد می‌شود بحث نظارت مستقل برون‌سازمانی و درون‌سازمانی به‌عنوان متغیری تعدیل‌گر لحاظ شود.

فهرست منابع

- ابراهیمی، سیدکاظم؛ بهرامی نسب، علی؛ ممشلی، رضا (۱۳۹۶). "تأثیر بحران مالی بر کیفیت گزارش‌گری مالی"، مجله دانش حسابداری، ۸ (۳)، صص: ۱۶۵-۱۴۱.
- پورزمانی، زهرا؛ پویان‌راد، مهدی (۱۳۹۱). "ارتباط بین مدیریت سود و ناتوانی مالی شرکت‌ها"، دانش مالی تحلیل اوراق بهادار، ۵ (۴)، صص: ۷۷-۸۸.

- جبلی، نعیمه؛ داداشی، ایمان (۱۴۰۲). "ارزیابی تأثیر محتوای اطلاعات حسابداری تومی در مقایسه با اطلاعات تاریخی در طراحی مدل های پیش بینی ورشکستگی مبتنی بر رویکردهای سنتی و فراابتکاری"، پژوهش های حسابداری مالی و حسابرسی، ۱۵ (۳)، ص: ۷۹ - ۵۵.
- جمالیان پور، مظفر؛ ثقفی، علی (۱۳۹۲). "اقدام تعهدی غیرمنتظره، انحراف پایداری سود و بحران مالی"، مجله دانش حسابداری، ۴ (۱)، ص: ۳۳-۷.
- شاهمرادی، مهدی؛ حنیفی، فرهاد؛ فتحی، زاده (۱۴۰۲). "ارایه مدلی برای شاخص بی نظمی مالی با تأکید بر ریسک مالی"، پژوهش های حسابداری مالی و حسابرسی، ۱۵ (۲)، ص: ۱۳۶ - ۱۱۹.
- کردستانی، غلامرضا؛ تاتلی، رشید (۱۳۹۵). "پیش‌بینی دست‌کاری سود: توسعه یک مدل"، بررسی‌های حسابداری و حسابرسی، ۲۳ (۱)، ص: ۹۶-۷۳.
- میردامادی، رقیه (۱۳۹۹). "بررسی تأثیر کیفیت افشا بر ارتباط بین هموارسازی سود و پاداش نقدی مدیران"، پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه آزاد اسلامی.
- نصیرزاده، فرزانه؛ صالحی وزیری، سید محسن (۱۴۰۲). "مقایسه پذیری حسابداری، کیفیت گزارشگری مالی و کارایی قیمت گذاری اقدام تعهدی اختیاری"، پژوهش های حسابداری مالی و حسابرسی، ۱۵ (۴)، ص: ۷۸ - ۵۵.
- نمازی، محمد؛ قدیریان آرانی، محمد حسین (۱۳۹۳). "بررسی رابطه سرمایه فکری و اجزای آن با خطر ورشکستگی شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، پژوهش های تجربی حسابداری، ۴ (۱)، ص: ۱۴۱ - ۱۱۵.
- نوری فرد، یداله؛ چناری، حسن (۱۳۹۵). "تأثیر کیفیت گزارشگری مالی و سررسید بدهی بر کارایی سرمایه گذاری"، پژوهشنامه اقتصاد و کسب و کار، ۷ (۱۳)، ص: ۴۴ - ۲۹.
- Agarwal, V. and Taffler, R., 2006. *Does financial distress drive the momentum anomaly*. Working Paper, Cranfield School of Management.
- Altman, E.I., 1968. Financial ratios, discriminant analysis and the prediction of corporate bankruptcy. *The journal of finance*, 23(4), pp.589-609.
- Beaver, W.H., 1968. The information content of annual earnings announcements. *Journal of accounting research*, pp.67-92.
- Chan, K.C. and Chen, N.F., 1991. Structural and return characteristics of small and large firms. *The journal of finance*, 46(4), pp.1467-1484.
- Dechow, P., Ge, W. and Schrand, C., 2010. Understanding earnings quality: A review of the proxies, their determinants and their consequences. *Journal of accounting and economics*, 50(2-3), pp.344-401.
- DiPiazza Jr, S.A. and Eccles, R.G., 2002. *Building public trust: The future of corporate reporting*. John Wiley & Sons.
- Fung, B., 2014. The demand and need for transparency and disclosure in corporate governance. *Universal Journal of Management*, 2(2), pp.72-80.

- Guo, J., Huang, P., Zhang, Y. and Zhou, N., 2016. The effect of employee treatment policies on internal control weaknesses and financial restatements. *The Accounting Review*, 91(4), pp.1167-1194.
- Li, F., Abeysekera, I. and Ma, S., 2011. Earnings management and the effect of earnings quality in relation to stress level and bankruptcy level of Chinese listed firms. *Corporate Ownership and Control*, 9(1), pp.366-391.
- Li, T., Munir, Q. and Abd Karim, M.R., 2017. Nonlinear relationship between CEO power and capital structure: Evidence from China's listed SMEs. *International Review of Economics & Finance*, 47, pp.1-21.
- Li, J. and Myers, S.C., 2004. R-squared around the world: New theory and new tests. *NBER Working Paper Series*, p.10453.
- Li, J. and Myers, S.C., 2004. R-squared around the world: New theory and new tests. *NBER Working Paper Series*, p.10453.
- Premachandra, I.M., Bhabra, G.S. and Sueyoshi, T., 2009. DEA as a tool for bankruptcy assessment: A comparative study with logistic regression technique. *European Journal of Operational Research*, 193(2), pp.412-424.
- Yang, B., 2003. Toward a holistic theory of knowledge and adult learning. *Human Resource Development Review*, 2(2), pp.106-129.

Abstract

<https://doi.org/10.30495/FAAR.1403.1073487>

Explaining the effect of financial default on the anomaly in reported earnings

Mahnaz Eslamdoost Karbandi ¹

Amir Reza Keyghobadi ²

Received: 23 / / April / 2024 Accepted: 03 / June / 2024

Abstract

The main purpose of the research is to explaining the effect of financial default on the anomaly in reported earnings in firms listed on the Tehran Stock Exchange. For this purpose, financial statement information of 147 firms has been collected in the period of 1390-1401. Multivariate regression with panel data was used to test the hypotheses. Adjusted Altman criterion was used for financial default. Adjusted Jones criterion and Eikel index were used for abnormality in reported earnings. The results of the test of the first hypothesis of the research show that the criterion of financial helplessness does not have a significant effect on the first criterion - adjusted Jones - abnormality in reported profits. The results of the second hypothesis test of the research show that the measure of financial helplessness has a significant effect on the second measure - Ikel index - abnormality in reported earnings.

Key words: financial default, earnings anomaly, Eckel criterion

¹ Department of Accounting, Central Tehran Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran. mahnazeslamdoost@gmail.com

² Department of Industrial Management, Central Tehran Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran (corresponding author). a.keyghobadi@iauctb.ac.ir

