



تبیین تأثیر درماندگی مالی بر ناهنجاری در سودهای گزارش شده

مهرناز اسلام دوست کاربندي^۱
امیررضا کیقبادی^۲

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۳/۰۳/۱۴

تاریخ دریافت: ۱۴۰۳/۰۲/۰۴

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 ۱۴۰۱-۱۳۹۰ گردآوری شده است. برای آزمون فرضیه‌ها از رگرسیون چندمتغیره با داده‌های تابلویی استفاده شده است. برای درماندگی مالی از معیار آلتمن تعديل شده استفاده گردید. برای ناهنجاری در سودهای گزارش شده از معیار جونز تعديل شده و شاخص ایکل استفاده شد. نتایج حاصل از آزمون فرضیه اول پژوهش نشان می‌دهد که معیار درماندگی مالی بر معیار نخست - جونز تعديل شده - ناهنجاری در سودهای گزارش شده تأثیر معناداری ندارد. نتایج حاصل از آزمون فرضیه دوم گردید 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.

پرتال جامع علوم انسانی

^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 ارایه 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 مشایی، 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 تدوین در کننده قوانین و مقررات مدنظر قرار گرفته که منتهی به وضع قوانین و استانداردهای متعددی شده که برای اطمینان از افشاءی 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 مسائل 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 (پرمچاندرا 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). بهدلیل 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 ففز و نشیبهای می‌شوند و همواره برخی از آن‌ها بهدلیل 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 (جلبی و داداشی، ۱۴۰۲)، بالطبع به هر طریق ممکن از جمله از طریق مدیریت سود سعی می‌کنند اوضاع مالی خود را بهبود بخشنند و در صورت عدم موفقیت در این راستا، عاقبت آن‌ها ورشکستگی است (دیچو و همکاران، ۱۴۰۱).

هدف از دستکاری سود نشان دادن کیفیت سود به صورتی است که بتواند انتظارات سهامداران و ارایه‌کنندگان آن را برآورده کند (لی و همکاران، ۱۴۰۱). زمانی که مدیریت شرکت اقدام به دستکاری سود می‌کند، اقلام 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، ۱۴۰۸). روابط 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 (۱۴۰۷) در می‌یابند 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، ۱۴۰۶). تحقیقات آتی می‌توانند کاوش کنند که آیا شرکت‌های دچار

درماندگی مالی ریسک ریزش قیمت سهام بیشتری را در زمان نقض قراردادهای بدھی 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 (بیشتر) 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 سیملای (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:

$$\begin{aligned} H_0 &= \text{Pooled Data} \\ H_1 &= \text{Panel Data} \end{aligned}$$

در این آزمون فرض صفر مبنی بر همگن بودن داده‌های است و در صورت تأیید، می‌بایست کلیه داده‌ها را با یکدیگر ترکیب کرد و به وسیله یک رگرسیون کلاسیک تخمین پارامترها را انجام داد، در غیر این صورت داده‌ها را به صورت داده‌های پانلی در نظر گرفت. در صورتی که نتایج این آزمون مبنی بر به کارگیری داده‌ها به صورت 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 برگیرنده کلیه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادر 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 بهادر تهران انتخاب شده است:

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

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

(پ) به دلیل شفاف نبودن مربنی 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 ناهمجاري در سودهای گزارش شده متغير وابسته است. برای اين منظور از معيارهای دستکاری سود مدل جونز تعديل شده و هموارسازی سود مدل ايکل بهره گرفته شد.

در مدل تعديل شده جونز ابتدا اقلام تعهدی از رابطه (۱) محاسبه می‌گردد:

رابطه (۱)

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

t = اقلام تعهدی شرکت i در سال

$\Delta CA_{t,i}$ = تغيير در دارايی هاري جاري شرکت i بين سال t و $t-1$

$\Delta CL_{t,i}$ = تغيير در بدھي هاي جاري شرکت i بين سال t و $t-1$

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

$\Delta STD_{t,i}$ = تغيير در حصه جاري بدھي هاي بلندمدت شرکت i بين سال t و $t-1$

$DEP_{t,i}$ = هزينه استهلاك شرکت i در سال t

پس از محاسبه کل اقلام تعهدی، پارامترهای $\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3$ به منظور تعیین اقلام تعهدی غير اختياری، از طریق

رابطه (۲) برآورد می‌شوند.

رابطه (۲)

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

که داريم:

t = کل اقلام تعهدی شرکت i در سال

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

ΔREC = تغيير در حسابهای دریافتی شرکت i بين سال t و $t-1$

PPE_{it} = ناخالص اموال، ماشین آلات و تجهيزات شرکت i در سال t

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

ε_{it} = اثرات نامشخص عوامل تصادفي

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

پس از محاسبه پارامترهای $\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3$ از طریق روش حداقل مربعات طبق فرمول ذیل اقلام تعهدی غیراختیاری

(NDA) از طریق رابطه (۳) تعیین می‌شود:

رابطه (۳)

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

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:

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

$CV\Delta I$: ضریب پراکندگی تغییرات سود در شرکت α در بازه زمانی تحقیق

$CV\Delta S$: ضریب پراکندگی تغییرات فروش در شرکت α 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 تعديل شده آلتمن (۱۹۸۶) به شرح زیر استفاده شد:

$$0.998 X_5 + 0.420 X_4 + 3.107 X_3 + 0.847 X_2 0.717 X_1 + = Z'$$

Z' شاخص کل ورشکستگی

X_1 : نسبت سرمایه در گردش به کل دارایی‌ها

X_2 : نسبت سود انباشته به کل دارایی‌ها

X_3 : نسبت سود از بهره و مالیات به کل دارایی‌ها

X_4 : نسبت ارزش دفتری سهام شرکت به ارزش دفتری کل بدھی‌ها

X_5 : نسبت فروش به کل دارایی‌ها

اگر شاخص کل محاسبه شده کمتر از $1/9$ باشد شرکت‌ها با بحران مالی روبرو هستند، و زمانی که بیشتر از $1/9$ باشد، پدیده بحران مالی آن‌ها را تهدید نمی‌کند.

با توجه به این که مدل تعديل شده آلتمن در اکثر پژوهش‌ها پذیرفته شده است و با استناد به این که ضرایب مدل آلتمن در پژوهش‌های مشابهی مانند نمازی و قدیریان آرانی (۱۳۹۳)؛ نوری‌فرد 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) $LN = \ln(\text{ارزش دفتری کل دارایی‌ها})$

- اهرم مالی

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

$\text{کل دارایی‌ها} / \text{کل بدھی‌ها} = \text{اهرم مالی}$

- رشد فروش

بیان گر وضعیت سودآوری شرکت است و از نسبت تفاضل مبلغ فروش انتهای دوره و مبلغ فروش ابتدای دوره بر مبلغ فروش ابتدای دوره حاصل می‌شود.

$\text{فروش ابتدای دوره} / (\text{فروش ابتدای دوره} - \text{فروش انتهای دوره}) = \text{رشد فروش}$

- نرخ بازده دارایی

بیان گر عملکرد شرکت است و از نسبت سود خالص به کل دارایی‌ها محاسبه می‌شود.

$\text{کل دارایی‌ها} / \text{سود خالص} = \text{نرخ بازده دارایی‌ها}$

آمار توصیفی

توصیف متغیرهای پژوهش به شرح نگاره ۲ آرایه می‌شود:

نگاره ۲. آمار توصیفی متغیرهای پژوهش

نام متغیر	میانگین	میانگین	میانه	میانه	بیشینه	انحراف معیار	چولگی
معیار جوزن تعديل شده	۱/۴۶E-۱۶	-۰/۰ ۱۳۰۷۰	۱/۸۶۵۷۷۴	-۲/۲۹۶۷۱۶	۰/۱۹۵۰۶۸	۰/۲۳۹۶۳۲	۰/۲۳۹۶۳۲
اندازه شرکت	۱۴/۵۳۲۷۳	۱۴/۲۸۹۶۴	۲۱/۳۲۷۶۳	۱۰/۲۲۶۸۷	۱/۶۱۳۰۷۳	۰/۷۷۸۴۰۲	۰/۷۷۸۴۰۲
اهرم مالی	۰/۵۸۲۵۶۶	۰/۵۸۱۹۶۰	۲/۰ ۷۷۵۰۶	۰/۰۳۱۴۳۱	۰/۲۱۰۵۵۶	۰/۵۹۹۰۴۲	۰/۵۹۹۰۴۲

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

فرآوانی مشاهدات شاخص ایکل: ۶۸۶ سال - شرکت
فرآوانی 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 ارایه گردیده است:

نگاره ۳. آزمون پایایی متغیرهای پژوهش

نام آزمون	نام متغیر	آماره t	سطح معنی‌داری
آزمون ریشه واحد	معیار جونز تعديل شده	-۲۱/۱۷۱۵۱	۰/۰۰۰
	شاخص ایکل	-۲۹/۶۴۲۹۱	۰/۰۰۰
	معیار آلتمن	-۲۲/۴۱۳۷۱	۰/۰۰۰
	اندازه شرکت	-۷/۳۰۷۰۸۰	۰/۰۰۰
	اهرم مالی	-۱۷/۱۵۸۳۵	۰/۰۰۰
	رشد فروش	-۹/۴۴۷۳۱۸	۰/۰۰۰
	نرخ بازده دارایی	-۹/۰۲۴۲۲۵	۰/۰۰۰

منبع: یافته های پژوهشگر

مطابق یافته های حاصل از آزمون پایایی در نگاره ۳، به دلیل این که سطح معنی‌داری کمتر از ۵٪ است، می‌توان 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 ارایه می شود:

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 ۱۱/۰۷ 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 (۲/۱۶۷) که بین ۱/۵-۲/۵ می‌باشد بیان‌گر عدم وجود خودهمبستگی است و استقلال باقی مانده‌های اجزای خطرا را نشان می‌دهد. همان‌طور که در نگاره ۴ مشاهده می‌شود سطح معنی‌داری آماره α 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 تعديل 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 می‌باشد.

نگاره ۴. آزمون فرضیه اول

نام متغیر	ضریب تعیین	مقدار ثابت	نرخ بازده دارایی	رشد فروش	اهرم مالی	اندازه شرکت	معیار آلتمن درماندگی مالی	ضریب	انحراف استاندارد	آماره α	سطح معنی‌داری
	۰/۰۰۸۶۷۰						معیار آلتمن درماندگی مالی			۰/۰۱۳۴۹	۰/۷۶۳۹۸۸
	۰/۰۰۳۳۸۶						اندازه شرکت			۰/۰۰۲۸۱۴	۱/۲۰۳۲۷۷
	-۰/۰۱۸۵۵۴						اهرم مالی			۰/۰۰۲۷۵۲۵	-۰/۶۷۴۰۷۳
	۰/۰۳۲۲۸۸						رشد فروش			۰/۰۰۹۵۸۳	۳/۴۷۳۶۷۱
	۰/۳۹۰۸۵۱						نرخ بازده دارایی			۰/۰۴۵۸۶	۸/۷۶۶۱۸۹
	-۰/۰۱۰۴۷۵۴						مقدار ثابت			۰/۰۴۲۹۷۲	-۲/۴۳۷۷۲۷
آماره هاسمن:							ضریب تعیین:				
۲۱۰/۹۵۹۱۶۳	آماره اف لیمر:	آماره آزمون:									
(۰/۰۰۰۰)	۱/۳۸۳۲۸۲	۴۳/۸۰۶۵۴									
	(۰/۰۰۲۵)	(۰/۰۰۰۰)									
آماره دوربین واتسون:	۲/۱۶۷۶۶۶										

منبع: یافته‌های پژوهشگر

آزمون فرضیه دوم پژوهش

یافته‌های حاصل از آزمون فرضیه دوم پژوهش به شرح نگاره ۵ ارایه 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 خطرا 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
اهم مالی	-۰/۰۲۲۹۸۴	۰/۰۹۲۳۴۴	-۰/۳۴۸۸۹۶	۰/۸۰۳۵
رشد فروش	-۰/۰۲۸۸۱۲	۰/۰۲۵۷۱۹	-۱/۱۲۰۲۸۹	۰/۲۶۲۸
نرخ بازده دارایی	-۰/۰۷۴۹۵۶	۰/۱۴۱۹۳۰	-۶/۸۶۹۲۷۵	۰/۰۰۰۰
ضریب تعیین:	۰/۲۴۹۳۱۱	آمار آزمون: ۳/۵۴۵۴۳۹ واتسون: ۱/۵۵۰۶۱۳	آماره دوربین: آماره اف لیمر: ۱/۷۷۰۲۷۷ (۰/۰۰۰۰)	آماره هاسمن: ۴/۱۳۹۹۳۷ (۰/۵۲۹۴)

منبع: یافته‌های پژوهشگر

بحث و نتیجه گیری

صرف نظر از اندازه و ماهیت فعالیت واحدهای تجاری، توانی 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 باوجود 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 فرسته‌های 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 فرسته‌های 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 به موقع شرکت‌هایی که در شرف درماندگی مالی هستند از ان 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. دریکی از نخستین مطالعات علمی بر تئوری درماندگی مالی، گوردون (۱۹۷۱) آن را به عنوان کاهش قدرت سودآوری شرکت معرفی می‌کند که منجر به افزایش احتمال عدم توانایی بازپرداخت بهره و اصل بدھی می‌شود. از دیدگاه ویتاکر (۱۹۹۹) درماندگی مالی وضعیتی است که در آن جریان‌های نقدي شرکت از مجموع هزینه‌های بهره مربوط به بدھی بلندمدت کمتر است. از نقطه نظر اقتصادی، درماندگی مالی را می‌توان به زیان ده بودن شرکت تعبیر نمود که در این حالت شرکت دچار عدم موفقیت شده است. درواقع، 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 بندھای مربوط به قرارداد بدھی مانند نگاه داشتن نسبت جاری یا نسبت ارزش ویژه به کل دارایی‌ها طبق قراردادنشود حالت دیگری از درماندگی مالی رخ می‌دهد که که به این حالت نکول تکنیکی گفته می‌شود. حالات دیگری از درماندگی مالی زمانی رخ می‌دهد که جریانات نقدي شرکت برای بازپرداخت اصل و فرع بدھی کافی نباشد و همچنین ارزش ویژه شرکت عددی منفی شود. در حوزه مالی، اگر یک شرکت در ایفا تهدات به اعتباردهدگان، دچار مشکل شود درمانده مالی تلقی می‌گردد. اگرچه ممکن است بدھی‌های 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 تعديل 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 ذی نفعان به ساختار سرمایه شرکت و به تبع آن روند تداوم فعالیت شرکت‌ها نگاه ویژه ای 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 برونو سازمانی و درون سازمانی به عنوان متغیری تعديل گر لحاظ شود.

فهرست منابع

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

- جبلى، نعيمه؛ داداشى، ايمان (۱۴۰۲). "ارزىابى تأثیر محتوى اطلاعات حسابدارى تورمى در مقايسه با اطلاعات تاریخى در طراحى مدل های پيش بىنى ورشكستگى مبتنى بر رویکردهای سنتى و فرابتكارى"، پژوهش های حسابدارى مالى و حسابرسى، ۱۵ (۳)، ص ص: ۷۹ - ۵۵.
- جماليان پور، مظفر؛ ثقفى، علی (۱۳۹۲). "اقلام تعهدى غيرمنتظره، انحراف پайдارى سود و بحران مالى"، مجله دانش حسابدارى، ۴ (۱)، ص ص: ۳۳ - ۷.
- شاهمرادى، مهدى؛ خنیفی، فرهاد؛ فتحى، زادالله (۱۴۰۲). "ارایه مدلی برای شاخص بى نظمى مالى با تأكيد بر ريسک مالى"، پژوهش های حسابدارى مالى و حسابرسى، ۱۵ (۲)، ص ص: ۱۳۶ - ۱۱۹.
- كردستانى، غلامرضا؛ تاتلى، رشید (۱۳۹۵). "پيشبىنى دستکاری سود: توسعه يك مدل"، برسى های حسابدارى و حسابرسى، ۲۳ (۱)، ص ص: ۹۶ - ۷۳.
- ميردامادى، رقيه (۱۳۹۹). "بررسى تأثیر كيفيت افشا بر ارتباط بين هموارسازى سود و پاداش نقدى مدیران"، پایان نامه کارشناسى ارشد، دانشگاه آزاد اسلامي.
- نصيرزاده، فرزانه؛ صالحی وزیرى، سيد محسن (۱۴۰۲). "مقايسه پذيرى حسابدارى، كيفيت گزارشگري مالى و كاريبي قيمت گذاري اقلام تعهدى اختيارى"، پژوهش های حسابدارى مالى و حسابرسى، ۱۵ (۴)، ص ص: ۷۸ - ۵۵.
- نمazi، محمد؛ قديريان آرانى، محمد حسين (۱۳۹۳). "بررسى رابطه سرمایه فکري و اجزای آن با خطر ورشكستگى شركت های پذيرفته شده در بورس اوراق بهادر تهران، پژوهش های تجربى حسابدارى، ۴ (۱)، ص ص: ۱۱۵ - ۱۴۱.
- نوري فرد، يدالله؛ چناري، حسن (۱۳۹۵). "تأثیر كيفيت گزارشگري مالى و سررسيد بدھى بر کارآيی سرمایه گذاري"، پژوهشنامه اقتصاد و كسب و كار، ۷ (۱۳)، ص 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



پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتمال جامع علوم انسانی