

تأثیر درماندگی مالی بر اثرگذاری اقلام تعهدی بر بازده‌های آتی

* داریوش فروغی
** هادی امیری
*** سید محمد الشریف

چکیده

هدف پژوهش حاضر، بررسی تأثیر درماندگی مالی بر اثرگذاری اقلام تعهدی بر بازده آتی دارایی‌ها و بازده آتی سهام است. اقلام تعهدی به دلیل ماهیت برآوردی آن دارای پایداری کمتری نسبت به جریان‌های نقدی است، لذا بر بازده اثرگذاری بیشتری دارد؛ اما درماندگی مالی می‌تواند منجر به افزایش یا کاهش اثرگذاری اقلام تعهدی بر بازده آتی شود. نمونه پژوهش شامل ۱۱۷ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در بازه زمانی ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۴ می‌باشد. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که در شرکت‌های درمانده مالی اثرگذاری اقلام تعهدی بر بازده آتی دارایی‌ها کمتر است، این امر ناشی از پایداری بیشتر اقلام تعهدی (برآوردهای واقعی‌تر) در شرکت‌های درمانده مالی است. همچنین در شرکت‌های درمانده مالی اثرگذاری اقلام تعهدی بر بازده آتی سهام کمتر است، که ناشی از نابهنجاری کمتر اقلام تعهدی (قیمت‌گذاری نادرست کمتر) در شرکت‌های درمانده مالی نسبت به شرکت‌های غیر درمانده مالی است.

واژگان کلیدی: استدلال پایداری، بازده دارایی‌ها، بازده سهام، درماندگی مالی، نابهنجاری اقلام تعهدی.

* دانشیار گروه حسابداری دانشگاه اصفهان (نویسنده مسئول) d.foroghi@gmail.com

** استادیار گروه حسابداری دانشگاه اصفهان

*** دانشجوی کارشناسی ارشد حسابداری دانشگاه اصفهان

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۶/۱۰/۱۰

تاریخ دریافت: ۱۳۹۵/۱۰/۲۶

مقدمه

تخصیص بهینه منابع و کسب حداکثر بازدهی، همیشه پیش شرط هرگونه سرمایه‌گذاری است. بنابراین، همواره نیاز به اطلاعاتی درمورد بازده و عوامل موثر بر آن می‌باشد. سرمایه‌گذاران به منظور برآورد بازده سرمایه‌گذاری، بیش از حد بر سود تکیه می‌کنند، در حالی که سود از دو جزء جریان‌های نقدی و اقلام تعهدی تشکیل شده است که ماهیت و پایداری آن‌ها با یکدیگر متفاوت است (اسلون^۱، ۱۹۹۶).

اسلون (۱۹۹۶) برای پیش‌بینی درآمدهای آتی از معیار سود حاصل از عملیات مستمر و اجزای درآمدهای جاری شامل: جریان‌های نقدی و اقلام تعهدی استفاده کرد و به این نتیجه رسید که اقلام تعهدی بر روی درآمدها و سودهای آتی تاثیر معکوس و منفی دارد، که این همان پایداری کمتر جزء تعهدی سود نسبت به جزء نقدی سود است و یک شرکت با سطح بالایی از سود گزارش شده که جزء نقدی آن نسبت به جزء تعهدی آن کمتر است (یعنی اقلام تعهدی بزرگ)؛ به احتمال زیاد از معیارهای تعهدی برای شناسایی هزینه‌ها و یا مدیریت سود جهت بیش از حد نشان دادن درآمدها و سود استفاده کرده است که منجر به پایداری کمتر اقلام تعهدی نسبت به جزء نقدی سود می‌شود (آلفونس و نگوین^۲، ۲۰۱۵).

در پژوهش اسلون (۱۹۹۶)، ارتباط منفی و معنادار اقلام تعهدی با بازده آتی سهام به عنوان نابهنجاری اقلام تعهدی بیان شده است، که منجر به ارائه استدلال پایداری^۳ و رشد^۴ در خصوص علت این نابهنجاری گردیده است. همچنین نابهنجاری اقلام تعهدی در پژوهش‌هایی نظیر زای^۵ (۲۰۰۱)، زاچ^۶ (۲۰۰۳)، کرفت^۷ و همکاران (۲۰۰۶)، کور^۸ (۲۰۰۶)، فدیوک^۹ و همکاران (۲۰۱۱)، بررسی شده است و قیمت‌گذاری نادرست اقلام تعهدی توسط سرمایه‌گذاران یکی از علل اصلی نابهنجاری اقلام تعهدی بیان شده است.

علاوه بر اقلام تعهدی نتایج پژوهش‌هایی نظیر: بنز^{۱۰} (۱۹۸۱)، ردی (۱۹۹۸)، استاتمن

1 - Sloan

2 - Alphonse & Nguyen

3 - Persistence Argument

4 - Growth Argument

5 - Xie

6 - Zach

7 - Kraft

8 - Core

9 - Fedyk

10 - Banz

(۱۹۸۰)، روزنبرگ^۱ و همکاران (۱۹۸۵)، فاما و فرنچ^۲ (۱۹۹۲) و باسو^۳ (۱۹۷۷) نشان می‌دهد عوامل دیگری نظیر: اندازه شرکت، نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار حقوق صاحبان سهام (B/M)^۴ و نسبت سود به قیمت (E/P)^۵ نیز بر بازده سهام تاثیر دارند که باید اثرات آن‌ها کنترل شود.

درماندگی مالی، شرایطی از کمبود منابع نقدی است که در آن یک شرکت نمی‌تواند به تعهداتش عمل کند، بنابراین چنین شرکتی برای ادامه فعالیت تجاری خود با ابهام و خطر ورشکستگی روبرو است (یانگ^۶، 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 واقعی‌تر قابلیت اتکای اقلام تعهدی نیز افزایش یابد، بدین منظور مدیران به اعمال محافظه‌کاری و سختگیری بیشتری در برآورد اقلام تعهدی روی می‌آورند که منجر به پایداری بیشتر اقلام تعهدی نیز می‌شود (آلفونس و نگوین، ۲۰۱۵).

در پژوهش آلفونس و نگوین (۲۰۱۵) با استناد به پژوهش‌هایی نظیر: واتس^۷ (۲۰۰۳a)، واتس (۲۰۰۳b)، ریچاردسون^۸ و همکاران (۲۰۰۵)، پی^۹ (۲۰۰۷)، ژانگ^{۱۰} (۲۰۰۸) و هسو^{۱۱} و همکاران (۲۰۱۱) بیان می‌شود که انگیزه‌هایی در مدیران برای اعمال حسابداری محافظه‌کارانه در شرایط درماندگی مالی وجود دارد و در زمان استقراض‌های پی در پی شرکت و اتکا به وام‌های بانکی این انگیزه‌ها بیشتر می‌شود. از آنجایی که استقراض‌های پی در پی باعث افزایش بدهی‌ها از یک طرف و خروج بیشتر وجوه نقد برای بازپرداخت بهره این بدهی‌ها از طرف دیگر خواهد شد، لذا شرکت‌های درمانده مالی با استقراض‌های پی در پی، بیشتر در معرض ورشکستگی قرار می‌گیرند؛ بنابراین این شرکت‌ها باید برآوردهای دقیقی از زمان بازپرداخت و منابع بازپرداخت اصل و بهره این وام‌ها داشته باشند تا با بودجه بندی مناسب و همزمان با آن برآوردهای دقیق‌تر اقلام تعهدی دارایی‌ها، نسبت به بازپرداخت این وام‌ها اقدام نمایند. بنابراین در پژوهش آلفونس و نگوین (۲۰۱۵) بیان می‌

1 - Rosenberg
2 - Fama & French
3 - Basu
4 - Book to Market
5 - Earning to Price
6 - Yeong
7 - Watts
8 - Richardson
9 - Pae
10 - Zhang
11 - Hsu

شود که باید تفاوت‌هایی در میزان محافظه‌کاری شرکت‌های درمانده‌مالی و غیردرمانده‌مالی وجود داشته باشد، به عبارت دیگر میزان پایداری و قیمت‌گذاری نادرست اقلام‌تعهدی در شرکت‌های درمانده‌مالی با شرکت‌های غیردرمانده‌مالی متفاوت می‌باشد. با توجه به مطالب فوق هدف از پژوهش حاضر، بررسی تاثیر درماندگی مالی بر اثرگذاری اقلام‌تعهدی بر بازده‌های آتی می‌باشد.

مبانی نظری پژوهش

اقلام‌تعهدی مهمترین اثرگذاری را بر روی سود و بازده آتی دارد. عدم پایداری اقلام‌تعهدی ناشی از ماهیت برآوردی آن باعث اثر معکوس بر سودآوری آتی می‌شود. از طرف دیگر نابهنجاری اقلام‌تعهدی ناشی از قیمت‌گذاری نادرست توسط سرمایه‌گذاران باعث ایجاد یک رابطه معکوس بین اقلام‌تعهدی و بازده‌های آتی می‌شود.

در پژوهش آلفونس و نگوین (۲۰۱۵) پایداری اقلام‌تعهدی بیانگر اثر اقلام‌تعهدی بر بازده آتی دارایی‌ها (معیار سودآوری شرکت) است، همچنین نابهنجاری اقلام‌تعهدی بیانگر اثر اقلام‌تعهدی بر بازده آتی سهام است که نشان دهنده بازده‌های نابهنجار ناشی از مابه‌التفاوت سودهای آتی واقعی نسبت به سودهای پیش‌بینی شده توسط سرمایه‌گذاران در سهام شرکت است؛ اگر سود آتی واقعی نسبت به سود پیش‌بینی شده کاهش داشته باشد، قیمت سهام با افت مواجه می‌شود و منجر به اثر معکوس اقلام‌تعهدی بر بازده‌های آتی سهام (نابهنجاری اقلام‌تعهدی) می‌شود.

در پژوهش اسلون (۱۹۹۶) علت اصلی پایداری کمتر جزء تعهدی سود جاری نسبت به جزء نقدی آن ناشی از ذهنی بودن برآوردهای اقلام‌تعهدی است، که به نظر نمی‌رسد سرمایه‌گذاران این تفاوت را درک کنند، بنابراین سهام شرکت‌هایی با اقلام‌تعهدی بالا بیش از حد ارزش‌گذاری می‌شود، درحالی که سهام شرکت‌هایی با اقلام‌تعهدی کم، کمتر ارزش‌گذاری می‌شود.

در ادبیات حسابداری و مالی بازده سهام شامل دو جزء اصلی سود تقسیمی نقدی و سود قیمتی و همچنین سایر منافع سهام می‌باشد، که سود قیمتی ناشی از مابه‌التفاوت قیمت سهام در پایان دوره نسبت به اول دوره می‌باشد و سهامداران همواره انتظار دارند که قیمت سهام در پایان دوره روند افزایشی داشته باشد تا سود قیمتی مثبتی بدست آورند؛ اما سرمایه‌گذاران فقط در صورتی حاضر به خرید سهامی با مبلغ بیشتر هستند و قیمت سهام در

پایان دوره زمانی افزایش خواهد یافت که چشم‌انداز روشن و مثبتی از آینده شرکت و سودهای آتی آن وجود داشته باشد. اسلون (۱۹۹۶) بیان می‌کند سود فعلی شرکت یکی از مهمترین منابع پیش‌بینی سودهای آتی شرکت است و جزء تعهدی سود به دلیل ماهیت برآوردی آن با برآوردهای غیر واقعی و مدیریت سود افزایشی که منجر به پایداری کمتر جزء تعهدی سود می‌شود، می‌تواند برآوردهای سهامداران از قیمت سهام را به شکل غیرواقعی افزایش دهد و در سال‌های آتی که برآوردهای غیرواقعی اقلام تعهدی مشخص می‌شود، سهام شرکت با افت قیمت مواجه می‌شود، که این پدیده به عنوان نابهنجاری اقلام تعهدی نامیده می‌شود که همان اثر معکوس و منفی اقلام تعهدی بر بازده‌های آتی سهام است.

در پژوهش آلفونس و نگوین (۲۰۱۵) علت اصلی نابهنجاری اقلام تعهدی، قیمت‌گذاری نادرست بیان شده است و با استناد به پژوهش اسلون (۱۹۹۶) و ریچاردسون و همکاران (۲۰۰۵) بیان گردیده که اگر سرمایه‌گذاران پایداری کمتر اقلام تعهدی را تشخیص دهند، نباید رابطه معناداری بین اقلام تعهدی و بازده نابهنجاری آتی وجود داشته باشد، اما اگر سرمایه‌گذاران این پایداری کمتر را تشخیص ندهند، یک رابطه منفی بین اقلام تعهدی و بازده‌های نابهنجاری آتی وجود خواهد داشت.

با وجود اینکه اسلون (۱۹۹۶) برای پیش‌بینی درآمدهای آتی از اجزای درآمدهای جاری شامل: جریان‌های نقدی جاری و کل اقلام تعهدی جاری استفاده کرده است، اما پژوهش ریچاردسون و همکاران (۲۰۰۵) نشان می‌دهد که جریان‌های نقدی ناشی از تفاوت بین بازده جاری دارایی‌ها و کل اقلام تعهدی است؛ و اجزای جریان‌های نقدی شامل: تغییر در مانده‌های نقدی و خالص توزیع به سهامداران است و اجزای اقلام تعهدی شامل: تغییر در سرمایه در گردش غیر نقدی، تغییر در خالص دارایی‌های عملیاتی غیرجاری و تغییر در خالص دارایی‌های مالی است، بنابراین در پژوهش‌هایی نظیر: ریچاردسون و همکاران (۲۰۰۵) و آلفونس و نگوین (۲۰۱۵)، به دلیل روابط بین جریان‌های نقدی و کل اقلام تعهدی جهت جلوگیری از سوءگیری نتایج در پیش‌بینی درآمدهای آتی، بازده جاری دارایی‌ها به عنوان معیاری برای جریان‌های نقدی در مدل پیش‌بینی درآمدهای آتی جایگزین جریان‌های نقدی شده است.

واتس (۲۰۰۳a) بیان می‌کند که محافظه‌کاری به اتکاپذیری بالاتر اقلام تعهدی منجر می‌شود و ریچاردسون و همکاران (۲۰۰۵) نشان می‌دهند که اتکاپذیری بالاتر اقلام

تعهدی، پایداری آن‌ها را در پیش‌بینی سود و بازده آتی افزایش می‌دهد. همچنین، واتس (۲۰۰۳b) بیان می‌کند که محافظه‌کاری به طور ضمنی بر این موضوع اشاره دارد که سودها در مقایسه با زیان‌ها پایدارتر هستند.

ریشه اصلی انحرافات حسابداری که منجر به پایداری کمتر و قیمت‌گذاری نادرست اقلام تعهدی می‌شود می‌تواند ناشی از هر دو حسابداری محافظه‌کارانه و غیرمحافظه‌کارانه (تهاجمی) باشد (ریچاردسون و همکاران، ۲۰۰۵)، اما ادبیات حسابداری نشان می‌دهد که حسابداری غیرمحافظه‌کارانه با برآوردهای غیرواقعی و بیش از حد اقلام تعهدی منجر به پایداری کمتر اقلام تعهدی می‌شود (آلفونس و نگوین، ۲۰۱۵).

گزارش بیش از حد اقلام تعهدی منجر به معکوس شدن درآمدهای آتی و پایداری کمتر اقلام تعهدی است، در حالی که گزارش کمتر از حد اقلام تعهدی منجر به پایداری کمتر اقلام تعهدی نخواهد شد. هرچند انگیزه‌های مدیریت برای انتخاب بین حسابداری محافظه‌کارانه و غیرمحافظه‌کارانه بسیار با اهمیت است، اما شرایط قراردادهای بدهی و درماندگی مالی نیز منجر به جهت دهی انگیزه‌های مدیران برای اعمال حسابداری محافظه‌کارانه است (آلفونس و نگوین، ۲۰۱۵).

نتایج پژوهش پی (۲۰۰۷) نشان می‌دهد که محافظه‌کاری شرطی در درآمد شرکت‌ها عمدتاً در جزء تعهدی درآمدها منعکس شده است، و مدیران اختیارات خودشان را برای تشخیص به هنگام اخبار بد نسبت به اخبار خوب بر روی اقلام تعهدی اعمال می‌کنند. نتایج پژوهش آلفونس و نگوین (۲۰۱۵) نشان می‌دهد که تفاوت در اقلام تعهدی اختیاری شرکت‌های درمانده مالی و غیردرمانده مالی ناشی از رفتارهای مدیریتی است، اما نظارت بانک‌ها در شرکت‌های درمانده مالی، از گزارش بیش از حد درآمدها توسط مدیران جلوگیری می‌کند.

نتایج پژوهش هسو و همکاران (۲۰۱۱) نشان دهنده رابطه مثبت بین درماندگی مالی و معیار محافظه‌کاری شرطی (تفاوت حساسیت درآمدها نسبت به بازده مثبت و منفی ناشی از اخبار خوب و بد) است، که این ارتباط مثبت عمدتاً ناشی از جزء تعهدی درآمدها است و علت اصلی آن یک درجه بالاتر از محافظه‌کاری شرطی در شرکت‌های نسبتاً درمانده مالی است. نتایج همچنین نشان دهنده رابطه مثبت بین درماندگی مالی و محافظه‌کاری شرطی است که به وسیله‌ی سایر عوامل به غیر از بازده سهام (معیار محافظه‌کاری شرطی) تایید می‌شود. همچنین زمانی که از تفاوت حساسیت درآمدها به عنوان معیار محافظه‌کاری

شرطی استفاده می‌شود، درماندگی مالی نمی‌تواند قابلیت اطمینان آن را از بین ببرد. نتایج پژوهش آلفونس و نگوین (۲۰۱۵) نشان می‌دهد که شرکت‌های درمانده مالی حسابداری محافظه کارانه تری نسبت به شرکت‌های غیر درمانده مالی اعمال می‌کنند.

شرکت‌های درمانده مالی نیازمند استقراض‌های پی در پی برای تامین کسری وجه نقد خود هستند (آلفونس و نگوین، ۲۰۱۵)، از طرفی نتایج پژوهش ژانگ (۲۰۰۸) حاکی از ارتباط منفی بین سطح محافظه کاری و نرخ بهره ناشی از پرداخت وام‌های با بهره پایین تر توسط وام دهندگان به وام گیرندگانی است که محافظه کاری بیشتری دارند، زیرا وام دهندگان به دنبال تشویق وام گیرندگان برای محافظه کاری بیشتر هستند تا نسبت به بازپرداخت وام‌ها توسط وام گیرندگان اطمینان حاصل شود؛ بنابراین از آنجایی که شرکت‌های درمانده مالی حتی برای پرداخت اصل بدهی نیز ناتوان هستند، پس ناچار به پرداخت نرخ بهره کمتر و اتخاذ تصمیماتی هستند که باعث خروج جریان وجه نقد کمتری از شرکت می‌شود، بنابراین محافظه کاری بیشتری بر سودهای خود اعمال می‌کنند تا مشمول وام‌های با نرخ بهره کمتر شوند، که همزمان منجر به پایداری بیشتر سود و جزء تعهدی سود نیز می‌شود (آلفونس و نگوین، ۲۰۱۵).

نتایج پژوهش وکیل و آلام (۲۰۱۳) نشان می‌دهد که، درجات بالاتر محافظه کاری منجر به افزایش پایداری اقلام تعهدی در شرکت‌های با اقلام تعهدی بالا می‌شود. همچنین محافظه کاری، منجر به افزایش اثرات اقلام تعهدی در پیش‌بینی بازده‌های آتی در شرکت‌های با اقلام تعهدی بالا می‌شود. همچنین افزایش محافظه کاری در شرکت‌های با اقلام تعهدی بالا می‌تواند منجر به کاهش بازده‌های نابهنجار منفی آتی، و افزایش کارایی بازار نیز شود، بنابراین می‌توان استدلال کرد که افزایش محافظه کاری منجر به کاهش نابهنجاری اقلام تعهدی می‌شود.

هرچند برآوردهای دقیق تر و عینی تر اقلام تعهدی که به پایداری بیشتر اقلام تعهدی منجر می‌شود، می‌تواند به دلیل اعمال حسابداری محافظه کارانه باشد، اما در شرکت‌های 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 شرکت‌های درمانده مالی برآوردهای واقعی تر اقلام تعهدی منجر به پایداری بیشتر اقلام تعهدی و همچنین سودهای آتی می‌شود (آلفونس و نگوین، ۲۰۱۵).

نسبت‌های مالی نامساعد، جریان وجوه نقد و سرمایه در گردش منفی همگی حاکی از

درماندگی مالی و یا ابهام در تداوم فعالیت شرکت است، به صورتی که در گزارش حسابرسی ابهام در تداوم فعالیت شرکت به صورت بند توضیحی، بند شرط یا حتی عدم اظهار نظر ارائه می‌شود؛ تحلیل گران نیز برای جلوگیری از اشتباه سهامداران و سرمایه گذاران، نسبت‌های مالی مهم را از صورت‌های مالی برای استفاده آن‌ها استخراج می‌کنند، بنابراین تمامی این موارد باعث می‌شود که سهامداران در برآورد سودهای آتی و قیمت‌گذاری نادرست برای سهام شرکت‌های درمانده مالی کمتر دچار اشتباه شوند، که این امر منجر به کاهش نابهنجاری اقلام تعهدی (اثر معکوس و منفی اقلام تعهدی بر بازده آتی سهام) در شرکت‌های درمانده مالی می‌شود.

نابهنجاری اقلام تعهدی در بازار سرمایه ایران وجود دارد، و ریسک ناتوانی مالی نیز بر رابطه بین اقلام تعهدی و بازده غیرعادی آتی سهام (نابهنجاری اقلام تعهدی) تاثیر دارد (هاشمی و همکاران، ۱۳۹۲). همچنین در بازار سرمایه ویتنام تفاوت بین پایداری اقلام تعهدی و جریان‌های نقدی در شرکت‌های غیردرمانده مالی نسبت به شرکت‌های درمانده مالی معناداری بزرگتری دارد، و نابهنجاری اقلام تعهدی در شرکت‌های غیردرمانده مالی متمرکز شده است، در حالی که در شرکت‌های درمانده مالی نشان داده نشده است (آلفونس و نگوین، ۲۰۱۵). نتایج پژوهش آلفونس و نگوین (۲۰۱۵) حاکی است که سلامت مالی یک شرکت باید در مدل اقلام تعهدی اختیاری گنجانده شود.

پیشینه پژوهش

نگار و سین^۱ (۲۰۱۶) در پژوهشی با عنوان «استراتژی‌های مدیریت سود در زمان درماندگی مالی» به بررسی تاثیر درماندگی مالی و شدت آن بر تصمیم‌گیری مدیران برای انتخاب نوع استراتژی‌های مدیریت سود پرداختند. نتایج نشان داد که در مراحل اولیه از درماندگی مالی، مدیریت سود واقعی با کاهش هزینه‌های توزیع و فروش و اداری اجرا شده است، اما با شدت یافتن درماندگی مالی، کاهش تولید از طریق مدیریت اقلام تعهدی افزایش سود و افزایش هزینه‌های توزیع و فروش و اداری اجرا می‌شود. نتایج حاکی از دیدگاه‌هایی برای برقراری توازن بین نقدینگی و سودآوری و همچنین قدرت پرداخت دیون در کوتاه‌مدت و بلندمدت برای مدیران شرکت‌های درمانده مالی با استفاده از استراتژی‌های مختلف مدیریت سود می‌باشد.

آلفونس و نگوین (۲۰۱۵) در پژوهشی با عنوان «درماندگی مالی و نابهنجاری اقلام تعهدی: شواهدی از بازار سهام وینام» به بررسی تفاوت بین پایداری اقلام تعهدی و جریان‌های نقدی و همچنین نابهنجاری اقلام تعهدی در شرکت‌های غیردرمانده مالی نسبت به شرکت‌های درمانده مالی پرداختند. نتایج نشان داد که تفاوت بین پایداری اقلام تعهدی و جریان‌های نقدی در شرکت‌های غیردرمانده مالی معناداری بزرگتری نسبت به شرکت‌های درمانده مالی دارد. همچنین نابهنجاری اقلام تعهدی در شرکت‌های غیر درمانده مالی متمرکز شده است، در حالی که در شرکت‌های درمانده مالی مشاهده نشده است.

لی و ژانگ^۱ (۲۰۱۵) در پژوهشی با عنوان «محافظه کاری شرطی و پایداری اجزای اقلام تعهدی» به بررسی اینکه آیا پایداری اجزای اقلام تعهدی مرتبط با درجات مختلف از قابلیت اطمینان متاثر از محافظه کاری شرطی می‌شود یا خیر؟، پرداختند. نتایج نشان می‌دهد که محافظه کاری، کاهش دهنده پایداری اقلام تعهدی است. نتایج همچنین نشان می‌دهد که اختیار مدیران در میزان محافظه کاری ممکن است باعث پایداری پایین‌تر اقلام تعهدی شود.

توکاماتسو و لوپز^۲ (۲۰۱۳) در پژوهشی با عنوان «اقلام تعهدی، پایداری سودها و بازده سهام در شرکت‌های برزیل» به ارزیابی مهارت‌های تفسیر اطلاعات حسابداری توسط سرمایه‌گذاران و چگونگی تاثیر اجزای متفاوت سود بر سودآوری آتی شرکت‌های تجاری برزیل پرداختند. نتایج نشان می‌دهد که اقلام تعهدی جاری از آشکار کردن حرکت نابهنجاری درآمد آتی در شرکت‌های بررسی شده ناتوان است.

فرانچشتی و کوچتال^۳ (۲۰۱۳) در پژوهشی، تحت عنوان «آیا شرکت‌های ورشکسته بیش از شرکت‌های غیر ورشکسته درآمدها را دستکاری می‌نمایند؟» با بررسی دو نمونه ۳۰ تایی از شرکت‌های ورشکسته و غیر ورشکسته به این نتیجه رسیدند که شرکت‌های ورشکسته میزان درآمدهای خود را قبل از ورشکستگی به طور قابل ملاحظه‌ای دستکاری می‌نمایند. برای مثال ناتوانی در پرداخت بدهی یکی از مواردی است که شرکت‌ها را قادر به دستکاری صورت‌های مالی و دستکاری درآمد می‌نماید.

شی و ژانگ^۴ (۲۰۱۲) در پژوهشی بررسی کرده‌اند که آیا فرضیه ثبات سود می‌تواند نابهنجاری اقلام تعهدی را توضیح دهد؟ آن‌ها دریافتند که اگر سرمایه‌گذاران بر سود

1- Li & Zhang

2- Takamatsu & Lopes

3- Franceschetti & Koschtial

4- Shi & Zhang

گزارش شده ثابت عملکرد داشته باشند، اثربخشی استراتژی ارقام تعهدی در واکنش قیمت سهام به سود و پایداری متفاوت جریان‌های نقدی نسبت به ارقام تعهدی افزایش خواهد یافت.

در پژوهش‌های داخلی، مهمترین پژوهش‌های مرتبط با موضوع به شرح زیر است. احمدپور و شهسواری (۱۳۹۳) در پژوهشی به بررسی نحوه‌ی اعمال اختیارات مدیران در سه مرحله درماندگی مالی در بورس تهران پرداختند. دستکاری ارقام تعهدی (به عنوان شاخص مدیریت سود) بر مبنای الگوی کازنیک (۱۹۹۹) اندازه‌گیری شده است. نتایج حاکی از مدیریت سود کارا در شرکت‌ها دارد. به عبارت دیگر، مدیران شرکت‌ها در مراحل مختلف درماندگی مالی برای بهتر نشان دادن وضعیت مالی، از طریق ارقام تعهدی اختیاری اقدام به دستکاری کاهشی سود حسابداری می‌کنند. همچنین، با افزایش احتمال درماندگی مالی شرکت‌ها، میزان دستکاری سود حسابداری توسط مدیران افزایش یافته است.

مرادزاده‌فر و همکاران (۱۳۹۲) در پژوهشی به بررسی تاثیر میزان درماندگی مالی بر کیفیت ارقام تعهدی پرداخته‌اند. در این پژوهش شرکت‌ها بر اساس درماندگی مالی به سه دسته، عدم درماندگی مالی، ناحیه تردید و خاکستری و درماندگی مالی تقسیم شده است. نتایج حاکی است که رابطه بین میزان درماندگی مالی و کیفیت ارقام تعهدی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران منفی و معنادار نیست. همچنین، در ناحیه درماندگی مالی کامل، رابطه بین این دو متغیر منفی، نسبتاً ضعیف و معنادار بوده است ولی در دو ناحیه عدم درماندگی مالی و ناحیه تردید و خاکستری این رابطه معنادار نبوده است. هاشمی و همکاران (۱۳۹۲) در پژوهشی به بررسی نابهنجاری ارقام تعهدی با در نظر گرفتن ریسک ناتوانی مالی در بورس تهران پرداختند. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که در بازار سرمایه ایران نابهنجاری ارقام تعهدی وجود دارد و ریسک ناتوانی مالی بر رابطه بین ارقام تعهدی و بازده غیرعادی آتی سهام (نابهنجاری ارقام تعهدی) تاثیر دارد. مقایسه دو پژوهش حاکی است که در این پژوهش متغیر وابسته بازده غیرعادی آتی سهام و متغیرهای مستقل شامل ارقام تعهدی و ریسک ناتوانی مالی می‌باشد، اما در پژوهش حاضر بازده آتی سهام متغیر وابسته و درماندگی مالی متغیر تعدیل‌گر می‌باشد.

رحیمیان و همکاران (۱۳۹۰) در پژوهشی با عنوان «رابطه محافظه‌کاری با خطر ورشکستگی در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران» به بررسی رابطه

محافظه کاری و خطر ورشکستگی پرداختند. برای این منظور شرکت‌های نمونه به دو گروه در معرض خطر ورشکستگی و غیر ورشکسته تفکیک شدند. برای شرکت‌های در خطر ورشکستگی فرض شد که دو سال متوالی در بازه زمانی پژوهش مشمول ماده ۱۴۱ اصلاحیه قانون تجارت باشند. میزان محافظه کاری نیز با استفاده از مدل فلتهام و اهلسون (۱۹۹۵) اندازه‌گیری شده است. نتایج نشان داد که در ابتدا محافظه کاری در همه شرکت‌های مورد بررسی و در همه دوره‌های پژوهش وجود دارد و سپس میزان محافظه کاری در گزارشگری مالی شرکت‌های در معرض خطر ورشکستگی نسبت به سایر شرکت‌ها کمتر است. به این معنا که محافظه کاری با نقش اطلاعاتی و ایجاد نقدینگی خود به کاهش خطر ورشکستگی می‌انجامد.

ثقفی و سدیدی (۱۳۸۷) در پژوهشی با عنوان «تاثیر محافظه کاری حسابداری بر کیفیت سود و بازده سهام» به بررسی ارتباط میان محافظه کاری و کیفیت سود و نرخ بازده پرداختند. نتایج حاکی است که شاخص کیفیت سود معرفی شده بر مبنای محافظه کاری می‌تواند بخشی از تفاوت نرخ بازده دارایی‌های عملیاتی و نرخ بازده سهام جاری را با سال بعد بیان نماید. به عبارتی شرکت‌های که رویه‌های محافظه کارانه را اعمال می‌کنند، می‌توانند با تغییر سرمایه‌گذاری در دارایی‌های عملیاتی، کیفیت سود را تغییر دهند.

فرضیه‌های پژوهش

فرضیه‌های پژوهش به شرح زیر می‌باشد:

- ۱) اثر اقلام تعهدی بر بازده آتی دارایی‌ها در شرکت‌های غیردرمانده مالی نسبت به شرکت‌های درمانده مالی بزرگتر است.
- ۲) اثر اقلام تعهدی بر بازده آتی سهام در شرکت‌های غیردرمانده مالی نسبت به شرکت‌های درمانده مالی بیشتر است.

روش پژوهش

این پژوهش از لحاظ هدف از نوع کاربردی و از لحاظ ماهیت و روش از نوع توصیفی-همبستگی می‌باشد. نتایج این پژوهش می‌تواند برای طیف گسترده‌ای از سرمایه‌گذاران و تحلیل‌گران و سایر استفاده‌کنندگان مفید باشد. در پژوهش حاضر برای آزمون فرضیه اول پژوهش از مدل رگرسیونی چند متغیره به روش داده‌های ترکیبی پویا و از روش

گشتاورهای تعمیم‌یافته^۱ GMM با استفاده از متغیرهای ابزاری استفاده شده است و همچنین برای آزمون فرضیه دوم پژوهش از مدل رگرسیونی چند متغیره به روش داده‌های ترکیبی و از آزمون حداقل مربعات تعمیم‌یافته^۲ GLS استفاده شده است.

متغیرهای پژوهش

متغیرهای مورد استفاده، در این پژوهش بر چهار نوع است؛ متغیر وابسته، متغیر مستقل، متغیر کنترلی و متغیر مداخله‌گر. بر این اساس متغیرهایی که به منظور تبیین تأثیر درماندگی مالی بر اثرگذاری اقلام تعهدی بر بازده‌های آتی مورد استفاده قرار گرفته‌اند، عبارت‌اند از:

متغیرهای وابسته

متغیرهای وابسته پژوهش عبارت است از: الف) بازده آتی دارایی‌ها (ب) بازده آتی سهام. الف) بازده آتی دارایی‌ها: مطابق با پژوهش آلفونس و نگوین (۲۰۱۵) برای اندازه‌گیری متغیر وابسته پژوهش، بازده آتی دارایی‌ها، سود خالص عملیاتی در سال آتی $(t + 1)$ تقسیم بر کل دارایی‌های آغاز دوره می‌شود و با (ROA_{t+1}) نشان داده می‌شود. ب) بازده آتی سهام: که معیار آن در این پژوهش مطابق با پژوهش رحمانی و سعیدی (۱۳۸۷)، بازده تعدیل شده بر اساس بازده بازار می‌باشد و برای اندازه‌گیری آن طبق رابطه (۱) عمل می‌شود، که در این رابطه برای محاسبه بازده تجمعی اضافی (خرید و نگهداری) سهم (i) از اول ماه پنجم بعد از پایان سال مالی $(t = 1)$ تا ماه (m) (که در اینجا ۱۲ ماه است) استفاده می‌شود و سپس نسبت به بازده بدست آمده از بازار (شاخص بازار) تعدیل می‌شود.

$$MAR_{im} = \prod_{t=1}^m (1 + R_{it}) - \prod_{t=1}^m (1 + R_{Mt}) \quad \text{رابطه (۱):}$$

MAR_{im} : نشان دهنده بازده تعدیل شده بر اساس بازده بازار برای سهم (i) تا ماه (m) است، که محاسبه آن به صورت حاصل ضرب بازده‌های ماهانه سهام برای یکسال و تعدیل بر اساس حاصل ضرب بازده‌های ماهانه شاخص بورس می‌باشد.

1 - Generalized Method of Moments
2 - Generally Least Squares

Π : نشان دهنده حاصل ضرب مقادیر داخل پرانتز به صورت ماهانه برای (m) (که در اینجا ۱۲ ماه است) از ابتدای مردادماه تا پایان تیرماه سال بعد می‌باشد.
 R_{it} : نشان دهنده بازده سهم شرکت i به صورت دوره‌ای ماهانه است که مطابق با پژوهش قائمی، لیوانی و ده بزرگی (۱۳۸۸) برای اندازه‌گیری آن طبق رابطه (۲) عمل می‌شود.

رابطه (۲):

$$R_{Mt} = \frac{\text{افزایش سرمایه از محل آورده نقدی و مطالبات - سود سهام مصوب} + (\text{ارزش بازار شرکت در پایان دوره} - \text{ارزش بازار شرکت در ابتدای دوره})}{\text{ارزش بازار شرکت در ابتدای دوره}} = \text{بازده سهام عادی}$$

R_{Mt} : نشان دهنده بازده بازار بر اساس شاخص کل قیمت و بازده نقدی بورس اوراق بهادار تهران به صورت دوره‌ای ماهانه است که برای اندازه‌گیری آن طبق رابطه (۳) عمل شده است.

$$R_{Mt} = \frac{Index_t - Index_{t-1}}{Index_{t-1}} \quad \text{رابطه (۳)}$$

$Index_t$: شاخص کل قیمت و بازده نقدی در زمان (t) است.

$Index_{t-1}$: شاخص کل قیمت و بازده نقدی در زمان $(t - 1)$ است.

متغیر مستقل

متغیر مستقل این پژوهش مطابق با پژوهش آلفونس و نگوین (۲۰۱۵) کل اقلام تعهدی می‌باشد. مطابق با پژوهش آلفونس و نگوین (۲۰۱۵) و ریچاردسون و همکاران (۲۰۰۵) برای اندازه‌گیری آن، از رابطه (۴) استفاده می‌شود.

$$TACC_t = DWC_t + DNCO_t + DFIN_t \quad \text{رابطه (۴)}$$

در این رابطه کل اقلام تعهدی از سه قسمت شامل: الف) سرمایه در گردش غیر نقدی (DWC_t) ب) خالص دارایی‌های عملیاتی غیر جاری ($DNCO_t$) ج) خالص دارایی‌های مالی ($DFIN_t$)، تشکیل شده است، و برای استفاده در مدل‌های رگرسیون جهت آزمون فرضیه‌ها لازم است که کل اقلام تعهدی یا سه قسمت تشکیل دهنده آن بر کل دارایی‌های آغاز دوره تقسیم شود و سپس در مدل‌های رگرسیون مورد استفاده قرار گیرد.
 الف) سرمایه در گردش غیر نقدی (DWC_t): مطابق با پژوهش ریچاردسون و

همکاران (۲۰۰۵)، (DWC_t) نشان دهنده تغییر در سرمایه در گردش غیرنقدی برای سال (t) است و برای اندازه گیری آن طبق رابطه (۵) عمل می شود، و سپس برای استفاده در مدل های رگرسیون بر کل دارایی های آغاز دوره تقسیم می شود.

$$DWC_t = DCOA_t - DCOL_t \quad \text{رابطه (۵):}$$

$DCOA_t$: نشان دهنده تغییر در دارایی های عملیاتی جاری برای سال (t) است و برای اندازه گیری آن از رابطه (۶) استفاده می شود.

$$DCOA_t = COA_t - COA_{t-1} \quad \text{رابطه (۶):}$$

COA_t : نشان دهنده دارایی های عملیاتی جاری برای سال (t) است و برای اندازه گیری آن مجموع وجوه نقد و سرمایه گذاری های کوتاه مدت از کل دارایی های جاری کسر می شود.
 COA_{t-1} : نشان دهنده دارایی های عملیاتی جاری برای سال $(t-1)$ است.
 $DCOL_t$: نشان دهنده تغییر در بدهی های عملیاتی جاری برای سال (t) است و برای اندازه گیری آن از رابطه (۷) استفاده می شود.

$$DCOL_t = COL_t - COL_{t-1} \quad \text{رابطه (۷):}$$

COL_t : نشان دهنده بدهی های عملیاتی جاری برای سال (t) است و برای اندازه گیری آن تسهیلات مالی دریافتی جاری از کل بدهی های جاری کسر می شود.
 COL_{t-1} : نشان دهنده بدهی های عملیاتی جاری برای سال $(t-1)$ است.

ب) خالص دارایی های عملیاتی غیر جاری $(DNCO_t)$: مطابق با پژوهش ریچاردسون و همکاران (۲۰۰۵)، $(DNCO_t)$ نشان دهنده تغییر در خالص دارایی های عملیاتی غیر جاری برای سال (t) است و برای اندازه گیری آن طبق رابطه (۸) عمل می شود، و سپس برای استفاده در مدل های رگرسیون بر کل دارایی های آغاز دوره تقسیم می شود.

$$DNCOL_t = DNCOA_t - DNCOA_t \quad \text{رابطه (۸):}$$

$DNCOA_t$: نشان دهنده تغییر در دارایی‌های عملیاتی غیر جاری برای سال (t) است و برای اندازه‌گیری آن از رابطه (۹) استفاده می‌شود.

$$DNCOA_t = NCOA_t - NCOA_{t-1} \quad \text{رابطه (۹):}$$

$NCOA_t$: نشان دهنده دارایی‌های عملیاتی غیر جاری برای سال (t) است و برای اندازه‌گیری آن مجموع دارایی‌های جاری و حساب‌ها و اسناد دریافتی بلند مدت به علاوه سرمایه‌گذاری‌های بلند مدت از کل دارایی‌ها کسر می‌شود.

$NCOA_{t-1}$: نشان دهنده دارایی‌های عملیاتی غیر جاری برای سال $(t - 1)$ است.

$DNCOL_t$: نشان دهنده تغییر در بدهی‌های عملیاتی غیر جاری برای سال (t) است و برای اندازه‌گیری آن از رابطه (۱۰) استفاده می‌شود.

$$DNCOL_t = NCOL_t - NCOL_{t-1} \quad \text{رابطه (۱۰):}$$

$NCOL_t$: نشان دهنده بدهی‌های عملیاتی غیر جاری برای سال (t) است و برای اندازه‌گیری آن مجموع بدهی‌های جاری و تسهیلات مالی دریافتی بلندمدت از کل بدهی‌ها کسر می‌شود.

$NCOL_{t-1}$: نشان دهنده بدهی‌های عملیاتی غیر جاری برای سال $(t - 1)$ است.

ج) خالص دارایی‌های مالی ($DFIN_t$): مطابق با پژوهش ریچاردسون و همکاران (۲۰۰۵)، $DFIN_t$ نشان دهنده تغییر در خالص دارایی‌های مالی برای سال (t) است و برای اندازه‌گیری آن طبق رابطه (۱۱) عمل می‌شود، و سپس برای استفاده در مدل‌های رگرسیون بر کل دارایی‌های آغاز دوره تقسیم می‌شود.

$$DFIN_t = DFINA_t - DFINL_t \quad \text{رابطه (۱۱):}$$

$DFINA_t$: نشان دهنده تغییر در دارایی‌های مالی برای سال (t) است و برای اندازه‌گیری

آن از رابطه (۱۲) استفاده می‌شود.

$$DFINA_t = FINA_t - FINA_{t-1} \quad \text{رابطه (۱۲):}$$

$FINA_t$: نشان دهنده دارایی‌های مالی برای سال (t) است و عبارت از مجموع سرمایه‌گذاری‌های کوتاه‌مدت و سرمایه‌گذاری‌های بلندمدت به علاوه حساب‌ها و اسناد دریافتی بلندمدت است.

$FINA_{t-1}$: نشان دهنده دارایی‌های مالی برای سال ($t - 1$) است.

$DFINL_t$: نشان دهنده تغییر در بدهی‌های مالی برای سال (t) است و برای اندازه‌گیری آن از رابطه (۱۳) استفاده می‌شود.

$$DFINL_t = FINL_t - FINL_{t-1} \quad \text{رابطه (۱۳):}$$

$FINL_t$: نشان دهنده بدهی‌های مالی برای سال (t) است و برای اندازه‌گیری آن تسهیلات مالی دریافتی جاری و بلندمدت با یکدیگر جمع می‌شوند.

$FINL_{t-1}$: نشان دهنده بدهی‌های مالی برای سال ($t - 1$) است.

متغیرهای کنترلی

مطابق با پژوهش آلفونس و نگوین (۲۰۱۵) متغیرهای کنترلی پژوهش عبارت‌اند از: الف) اندازه ب) نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار حقوق صاحبان سهام ج) نسبت سود به

قیمت سهام

الف) اندازه: مطابق با پژوهش آلفونس و نگوین (۲۰۱۵) لگاریتم ارزش بازار بیانگر اندازه شرکت است، و در مدل رگرسیون آزمون فرضیه دوم با علامت اختصاری (MV_t) استفاده می‌شود. ارزش بازار شرکت در پایان سال برابر با قیمت بازار سهام در پایان سال ضرب در تعداد سهام در پایان سال است.

ب) نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار حقوق صاحبان سهام: مطابق با پژوهش آلفونس و نگوین (۲۰۱۵) نسبت مذکور در مدل رگرسیون آزمون فرضیه دوم با علامت اختصاری

$(BTMV_t)$ استفاده می‌شود.

ج) نسبت سود به قیمت سهام: مطابق با پژوهش آلفونس و نگوین (۲۰۱۵) نسبت سود به قیمت سهام، در مدل رگرسیون آزمون فرضیه دوم با علامت اختصاری (ETP_t) نشان داده می‌شود و برای محاسبه آن سود هر سهم بر قیمت بازار سهام در پایان سال تقسیم می‌شود.

متغیر تعدیل‌گر پژوهش

متغیر مداخله‌گر پژوهش، درماندگی مالی (ID) است، که جهت تفکیک نمونه‌ها به درمانده مالی و غیر درمانده مالی از معیار Z آلمن در پژوهش بادآور نهدی و تقی‌زاده خانقاه (۱۳۹۳) استفاده شده است، و طبق رابطه (۱۴) محاسبه می‌شود.

$$\text{رابطه (۱۴): } Z = 0.717\chi_1 + 0.847\chi_2 + 3.107\chi_3 + 0.420\chi_4 + 0.998\chi_5$$

(X_1) : سرمایه در گردش به کل دارایی‌ها

(X_2) : سود انباشته به کل دارایی‌ها

(X_3) : درآمد قبل از بهره و مالیات به کل دارایی‌ها

(X_4) : ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام به ارزش دفتری بدهی

(X_5) : کل فروش به کل دارایی‌ها

در این مدل هر چه Z پایین‌تر باشد درجه بحران مالی شرکت بیشتر است، لذا به استناد پژوهش بادآور نهدی و تقی‌زاده خانقاه (۱۳۹۳) در این پژوهش شرکت‌ها بر مبنای شاخص $2/9$ به دو دسته درمانده مالی و غیر درمانده مالی تقسیم می‌شوند، بنابراین بعد از محاسبه (Z) برای شرکت‌های عضو نمونه، شرکت‌ها بر اساس معیار (Z) رتبه‌بندی می‌شوند، به طوری که اگر $(Z < 2/9)$ باشد، شرکت درمانده مالی تشخیص داده می‌شود و متغیر مجازی $(ID = 1)$ است و در غیر این صورت اگر $(Z \geq 2/9)$ باشد، شرکت غیردرمانده مالی تشخیص داده می‌شود و متغیر مجازی $(ID = 0)$ است.

مدل‌های پژوهش

در این پژوهش، بر اساس پژوهش آلفونس و نگوین (۲۰۱۵) به منظور آزمون فرضیه‌های

پژوهش از مدل رگرسیونی چند متغیره با استفاده از داده های ترکیبی برای تجزیه و تحلیل داده ها استفاده خواهد شد:

مدل مورد استفاده جهت آزمون فرضیه اول

برای آزمون فرضیه اول پژوهش که به بررسی تاثیر درماندگی مالی بر اثرگذاری اقلام تعهدی بر بازده آتی دارایی ها می پردازد، از روش گشتاورهای تعمیم یافته (GMM) استفاده می شود.

معادله اولیه این فرضیه به صورت رابطه (۱۵) می باشد.

رابطه (۱۵):

$$ROA_{t+1} = \alpha_0 + \beta_0 ID + \gamma_t D_t + \lambda_j IN_j + (\alpha_1 + \beta_1 ID) ROA_t + (\alpha_2 + \beta_2 ID) TACC_t + \varepsilon_t$$

که در این رابطه:

ROA_{t+1} : بازده آتی دارایی ها در سال $(t + 1)$

ID : درماندگی مالی

D_t : اثرات زمانی

IN_j : اثرات صنعت

ROA_t : بازده جاری دارایی ها در سال (t)

$TACC_t$: کل اقلام تعهدی در سال (t)

ε_t : جزء خطای مدل

در این مدل برای شرکت های غیردرمانده مالی ($ID = 0$) است، بنابراین ضریب اقلام تعهدی شرکت های غیردرمانده مالی برابر (α_2) می باشد اما برای شرکت های درمانده مالی ($ID = 1$) است، بنابراین ضریب اقلام تعهدی برای شرکت های درمانده مالی برابر $(\alpha_2 + \beta_2)$ خواهد شد، که تفاوت این دو ضریب یعنی (β_2) نشان دهنده تاثیر درماندگی مالی بر اثرگذاری اقلام تعهدی است.

اگر ضریب β_2 مدل رگرسیونی (۱۷) در سطح اطمینان ۹۵ درصد مثبت و معنادار باشد، فرضیه اول این پژوهش، رد نمی شود زیرا در مدل رگرسیونی ذکر شده، β_2 نشان می دهد

که اثر اقلام تعهدی بر بازده آتی دارایی‌ها در شرکت‌های غیر درمانده مالی بزرگتر از شرکت‌های درمانده مالی است.

مدل مورد استفاده جهت آزمون فرضیه دوم

برای آزمون فرضیه دوم پژوهش که به بررسی تاثیر درماندگی مالی بر اثرگذاری اقلام تعهدی بر بازده آتی سهام می‌پردازد، از روش حداقل مربعات تعمیم یافته (GLS) مبتنی بر داده‌های ترکیبی مطابق مدل رگرسیون رابطه (۱۶) استفاده می‌شود.

رابطه (۱۶):

$$MAR_{im_{t+1}} = \alpha_0 + \beta_0 ID + \gamma_t D_t + \lambda_j IN_j + (\alpha_1 + \beta_1 ID) ROA_t + (\alpha_2 + \beta_2 ID) TACC_t + \phi_1 BTMV_t + \phi_2 MV_t + \phi_3 ETP_t + \varepsilon_t$$

که در این رابطه:

$MAR_{im_{t+1}}$: بازده آتی سهام است که معیار آن بازده تعدیل شده بر اساس بازده بازار در زمان $(t + 1)$ و محاسبه آن با بازده‌های ماهانه از ابتدای مردادماه سال بعد از پایان دوره مالی تا پایان تیرماه سال بعد است.

D_t : متغیر اثرات زمانی که بیانگر دو وضعیت زمانی دوره رشد و رکود برای بازار بورس بر مبنای سال ۱۳۹۲ (دوره رشد) می‌باشد.

IN_j : متغیر اثرات صنعت که در مدل داده‌های ترکیبی اثرات صنعت را کنترل می‌کند.

$BTMV_t$: نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار حقوق صاحبان سهام در پایان دوره مالی (t)

MV_t : اندازه، لگاریتم ارزش بازار شرکت در پایان دوره مالی (t)

ETP_t : نسبت سود به قیمت سهام در پایان دوره مالی (t)

سایر متغیرها همانند متغیرهای توضیح داده شده در فرضیه اول می‌باشد، ضمن آن که در این مدل نیز برای شرکت‌های غیر درمانده مالی $(ID = 0)$ است، بنابراین ضریب اقلام تعهدی شرکت‌های غیر درمانده مالی برابر (α_2) می‌باشد اما برای شرکت‌های درمانده مالی $(ID = 1)$ است، بنابراین ضریب اقلام تعهدی برای شرکت‌های درمانده مالی برابر $(\alpha_2 + \beta_2)$ خواهد شد، که تفاوت این دو ضریب یعنی (β_2) نشان دهنده تاثیر

درماندگی مالی بر اثر گذاری اقلام تعهدی است.

اگر ضریب β_2 مدل رگرسیونی (۱۶) در سطح اطمینان ۹۵ درصد مثبت و معنادار باشد، فرضیه دوم این پژوهش، رد نمی‌شود زیرا در مدل رگرسیونی ذکر شده، β_2 نشان می‌دهد که اثر اقلام تعهدی بر بازده آتی سهام در شرکت‌های غیر درمانده مالی بیشتر از شرکت‌های درمانده مالی است.

جامعه آماری و روش نمونه‌گیری

جامعه آماری این پژوهش شامل کلیه شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران است. قلمرو زمانی پژوهش، بین سال‌های ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۴ است. از آنجایی که برای محاسبه متغیرهای وابسته (بازده آتی دارایی‌ها و بازده تعدیل شده بر اساس بازده بازار) اطلاعات یک سال بعد ($t+1$) مورد نیاز می‌باشد، از این رو جهت محاسبه متغیرهای وابسته اطلاعات و داده‌ها مورد نیاز برای دوره زمانی تا سال ۱۳۹۴ و برای محاسبه متغیر وابسته (بازده آتی سهام) تا ۳۱ تیرماه ۱۳۹۵ جمع‌آوری شده است، همچنین برای محاسبه متغیر مستقل (کل اقلام تعهدی) اطلاعات یک سال قبل ($t-1$) مورد نیاز می‌باشد، از این رو جهت محاسبه متغیر مستقل اطلاعات و داده‌های مورد نیاز برای دوره زمانی از سال ۱۳۸۵ جمع‌آوری شده است.

در این پژوهش، نمونه‌گیری با استفاده از روش حذف سیستماتیک انجام شده است. لذا نمونه انتخابی شامل کلیه شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران طی بازه زمانی پژوهش است که واجد شرایط زیر می‌باشند:

۱. به منظور قابل مقایسه بودن اطلاعات، سال مالی آن‌ها منتهی به ۲۹ اسفندماه باشد.
۲. طی بازه زمانی پژوهش، سال مالی خود را تغییر نداده باشند.
۳. معاملات سهام شرکت طی دوره پژوهش، بیش از ۶ ماه در بورس اوراق بهادار تهران متوقف نشده باشد.
۴. کلیه داده‌های مورد نیاز پژوهش برای شرکت‌های مورد بررسی، موجود و در دسترس باشد.

۵. جزء شرکت‌های سرمایه‌گذاری و واسطه‌گری مالی (بانک‌ها، لیزینگ‌ها) نباشد. لازم به ذکر است شرکت‌هایی که بیش از ۶ ماه در بورس متوقف بوده‌اند، باید از نمونه حذف شوند، زیرا در این مدت بازده‌های صفر دارند که منجر به سوء‌گیری در محاسبه

بازده آتی سهام (متغیر وابسته) و همچنین سوء گیری نتایج آزمون فرضیه می‌شوند. با توجه به شرایط و محدودیت‌های فوق، از بین شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، در مجموع ۱۱۷ شرکت انتخاب شدند.

روش و ابزار گردآوری اطلاعات

داده‌های مورد نیاز پژوهش از بانک اطلاعاتی «ره آورد نوین» استخراج شده است. برای دسته‌بندی و مرتب کردن و همچنین محاسبه متغیرها از صفحه گسترده Excel استفاده شده است و در نهایت برای تخمین مدل‌ها و آزمون فرضیه‌ها از نرم‌افزارهای Eviews 8 و Stata 12 استفاده شده است.

یافته‌های پژوهش

پس از محاسبه متغیرهای وابسته، مستقل، کنترلی و مداخله‌گر، در این بخش ابتدا آمار توصیفی این متغیرها به شرح جدول (۱) ارائه شده است و سپس نتایج آزمون فرضیه‌ها ارائه می‌شود.

جدول (۱) آمار توصیفی متغیرهای پژوهش

انحراف معیار	حداقل	حداکثر	میانه	میانگین	نام متغیر	
۰/۱۸۰۳۳۶	-۰/۴۲۰۷۴	۱/۹۰۶۰۹۳	۰/۱۴۹۹۶۸۱	۰/۱۸۲۵۶	ROA_{t+1}	بازده آتی دارایی‌ها
۰/۸۴۰۲۶	-۱/۷۷۰۸۹	۵/۲۷۷۹۱۵	-۰/۰۳۱۳۹	۰/۰۸۰۰۴۷	$MAR_{im_{t+1}}$	بازده آتی سهام
۰/۱۴۶۰۶۴	-۰/۶۰۹۷۵	۱/۲۰۷۵۴۶	۰/۰۳۴۲۴۲	۰/۰۵۸۷۴۶	$TACC_t$	کل اقلام تعهدی
۰/۱۶۴۸۳۵	-۰/۲۶۱۳۴	۱/۰۲۸۰۷۲	۰/۱۶۳۹۷۵	۰/۱۹۵۰۸۳	ROA_t	بازده جاری دارایی‌ها
۱/۰۰۹۵۶	-۱/۳۲۵۲۷	۸/۷۲۸۱۶۲	۱/۸۶۴۳۶۲	۱/۹۶۳۳۶۶	Z_t	معیار درماندگی مالی
۰/۶۸۱۴۴۲	۱۰/۱۰۱۰۶	۱۴/۱۹۲۰۹	۱۱/۷۵۰۴۲	۱۱/۷۷۵۵۴	MV_t	اندازه شرکت
۰/۵۳۳۶۲	-۱/۴۸۰۷۷	۵/۱۴۷۹۷۴	۰/۵۴۰۵۳۹	۰/۶۷۲۱۳	$BTMV_t$	نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار سهام
۰/۲۲۲۹۹۲	-۱/۷۹۱۳۸	۱/۱۴۳۱۶۲	۰/۱۵۹۹۳۵	۰/۱۳۷۳۷۲	ETP_t	نسبت سود به قیمت سهام

منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج آزمون فرضیه اول

در این پژوهش آزمون فرضیه‌ها در سطح اطمینان ۹۵ درصد انجام شده است. برای تخمین رابطه (۱۵) فرضیه اول از روش گشتاورهای تعمیم یافته GMM استفاده شده است و نتایج به شرح جدول (۲) می‌باشد.

در مدل GMM وقفه متغیر وابسته به صورت متغیر مستقل در سمت راست معادله وارد می‌شود، بنابراین نمی‌توان از روش حداقل مربعات معمولی (OLS) یا روش حداقل مربعات تعمیم یافته (GLS) استفاده کرد، زیرا در این صورت این روش‌ها تخمین زنده‌های ناسازگاری خواهند شد. علت اصلی این ناسازگاری در برآورد ضریب متغیر با وقفه زمانی، مشکل درون‌زایی این متغیر است که با اجزاء باقیمانده مدل همبستگی خواهد داشت (آلفونس و نگوین، ۲۰۱۵). بنابراین فقط آزمون خودهمبستگی و آزمون معتبر بودن ابزار برای روش GMM انجام می‌گردد (بالتاجی^۱، ۲۰۰۵).

جدول (۲) نتایج آزمون فرضیه اول

$ROA_{t+1} = \alpha_0 + \beta_0 ID + \gamma_t D_t + \lambda_j IN_j + (\alpha_1 + \beta_1 ID) ROA_t + (\alpha_2 + \beta_2 ID) TACC_t + \varepsilon_t$				
P-Value	آماره t	خطای استاندارد	ضرایب	نام متغیر
۰/۰۰۰۰	۴/۰۹۰۸۶۷	۰/۴۲۰۲۶۴	۱/۷۱۹۲۴۴	ID
۰/۰۰۰۰	۵/۶۷۷۸۱۸	۰/۸۹۱۹۰۸	۵/۰۶۴۰۹۱	ROA _t
۰/۰۰۱۷	-۳/۱۴۵۴۰۷	۰/۴۳۶۱۳۴	-۱/۳۷۱۸۱۹	TACC _t
۰/۰۰۰۰	-۴/۶۵۱۷۵۷	۱/۰۶۴۸۶۰	-۴/۹۵۳۴۷۲	ID * ROA _t
۰/۰۰۴۹	۲/۸۲۰۶۱۵	۰/۴۵۶۲۰۱	۱/۲۸۶۷۶۷	ID * TACC _t
۰/۰۶۱۷۵۲	احتمال آماره سارگان J	۱۶/۲۵۴۵۸		آماره (J-Statistic)
		۱۴		رتبه بندی ابزار
۰/۲۶۵۶	AR(2)	۰/۰۰۰۰		AR(1)

منبع: یافته‌های پژوهش

همان گونه که نتایج جدول (۲) نشان می‌دهد (P-Value) متغیر (ID * TACC_t) برابر با (۰/۰۰۴۹) و در سطح خطای ۰/۰۵ معنادار است. بنابراین اثر اقلام تعهدی بر بازده آتی

دارایی‌ها در شرکت‌های غیر درمانده مالی نسبت به شرکت‌های درمانده مالی بزرگتر است. این نتایج مطابق با پیش‌بینی‌های فرضیه اول می‌باشد و تأیید کننده دیدگاه تاثیر درماندگی مالی بر پایداری بیشتر اقلام تعهدی است که منجر به اثرگذاری کمتر اقلام تعهدی بر روی بازده دارایی‌ها در شرکت‌های درمانده مالی خواهد شد.

از آنجایی که در روش گشتاورهای تعمیم یافته از ابزار استفاده می‌شود، بنابراین لازم است، تا برای بررسی معتبر بودن ماتریس ابزارها در این روش، از آزمون سارگان^۱ استفاده شود. در این آزمون، فرضیه صفر حاکی از عدم همبستگی ابزارها با اجزای اخلال می‌باشد (مهرآرا و رضایی، ۱۳۸۹). بنابراین در اینجا احتمال آماره سارگان برابر با (۰/۰۶۱۷۵۲) می‌باشد و بیانگر معتبر بودن ابزار استفاده شده است.

برای آزمون خودهمبستگی سریالی آرانو و باند^۲، باید فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود خودهمبستگی مرتبه اول رد شود، و عدم وجود خودهمبستگی مرتبه دوم رد نشود (بالتاجی، ۲۰۰۵). با توجه به نتایج آماری جدول (۲) خطای رد کردن خودهمبستگی مرتبه اول (AR(1)) با احتمال (۰/۰۰۰۰) رد نمی‌شود، اما خطای رد کردن خودهمبستگی مرتبه دوم (AR(2)) با احتمال بیش از ۰/۰۵ برابر با (۰/۲۶۵۶) رد می‌شود.

نتایج آزمون فرضیه دوم

نتایج تخمین رابطه (۱۶) برای فرضیه دوم با استفاده از داده‌های ترکیبی در جدول (۳) ارائه شده است. بنابراین، با توجه به نتایج آزمون F لیمر داده‌ها از نوع تابلویی است، ضمن این که نتایج ناشی از آزمون هاسمن نیز نشان می‌دهد که داده‌ها از نوع اثرات ثابت است. همچنین نتایج ناشی از آزمون ناهمسانی واریانس با توجه به تابلویی بودن داده‌ها با استفاده از آزمون نسبت درستنمایی (LR) نشان دهنده ناهمسانی واریانس است، در نتیجه برای کاهش اثر ناهمسانی واریانس، رابطه (۱۶) از طریق آزمون حداقل مربعات تعمیم یافته GLS تخمین زده می‌شود.

1- Sargan Test

2- Arellano-Bond Serial Correlation Test

جدول (۳) نتایج آزمون فرضیه دوم

$MAR_{it+1} = \alpha_0 + \beta_0 ID + \gamma_t D_t + \lambda_j IN_j + (\alpha_1 + \beta_1 ID) ROA_t + (\alpha_2 + \beta_2 ID) TACC_t + \phi_1 BTMV_t + \phi_2 MV_t + \phi_3 ETP_t + \varepsilon_t$						
نام متغیر	ضرایب	خطای استاندارد	t آماره	P-Value (دوطرفه)	P-Value (یک طرفه)	آماره vif
α_0	۱/۰۴۲۷۷۳	۱/۰۷۶۲۱۶	۰/۱۸۶۵۸	۰/۳۳۲۹	۰/۱۶۶۴۵	-
ID	-۰/۲۴۵۷۳۶	۰/۱۴۶۹۴۷	-۱/۲۷۳۱۲	۰/۰۹۴۹	۰/۰۴۷۴۵	۵/۳۷
$D_t = 1392$	۱/۰۸۹۲۶	۰/۰۶۸۹۰۸	۲/۶۴۸۵	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۱/۱۱
ROA_t	۰/۱۴۵۰۷۶	۰/۳۲۷۰۰۶	۰/۴۴۳۶۵	۰/۶۵۷۴	۰/۳۲۸۷	۵/۷۳
$TACC_t$	-۰/۷۰۴۸۳۲	۰/۲۹۰۶۸۸	-۲/۴۲۴۷۰۴	۰/۰۱۵۵	۰/۰۰۷۷۵	۵/۳۸
ETP_t	-۰/۳۱۵۶۵۸	۰/۱۴۰۳۲۸	-۲/۲۴۹۴۲۶	۰/۰۲۴۸	۰/۰۱۲۴	۱/۴۷
$BTMV_t$	۰/۰۵۹۳۶۳	۰/۰۸۴۷۳۱	۰/۷۰۰۶۰۵	۰/۴۸۳۸	۰/۲۴۱۹	۱/۴۱
MV_t	-۰/۰۸۹۳۱۶	۰/۰۸۸۳۴۴	-۱/۰۱۰۹۹۸	۰/۳۱۲۳	۰/۱۵۶۱۵	۱/۲۲
$ID * ROA_t$	۱/۱۱۹۱۲۴	۰/۴۱۶۳۵۲	۲/۶۸۷۹۲۶	۰/۰۰۷۳	۰/۰۰۳۶۵	۴/۹۰
$ID * TACC_t$	۰/۷۵۹۶۶۳	۰/۳۶۷۱۳۷	۲/۰۶۹۱۵۲	۰/۰۳۸۸	۰/۰۱۹۴	۵/۱۲
(احتمال) TF آماره		۳/۲۱۸۶۳۷ (۰/۰۰۰۰۰۰)		ضریب تعیین		۰/۳۳۱۸۶۵
دوربین واتسون		۲/۴۵۵۱۹۴		ضریب تعیین تعدیل شده		۰/۲۲۸۷۵۸

منبع: یافته های پژوهش

همان گونه که نتایج جدول (۳) نشان می دهد (P-Value) یک طرفه متغیر $(ID * TACC_t)$ برابر با (۰/۰۱۹۴) و در سطح خطای ۰/۰۵ معنادار است. از این رو می توان نتیجه گرفت که اثر اقلام تعهدی بر بازده آتی سهام در شرکت های غیر درمانده مالی نسبت به شرکت های درمانده مالی بیشتر است. این نتایج مطابق با پیش بینی های فرضیه دوم می باشد و تأیید کننده دیدگاه تاثیر درماندگی مالی بر عدم قیمت گذاری نادرست و بیش از حد اقلام تعهدی برای شرکت های درمانده مالی است که منجر به اثرگذاری کمتر اقلام تعهدی (نابهنجاری کمتر اقلام تعهدی) بر روی بازده سهام در شرکت های درمانده مالی خواهد شد.

با توجه به نتایج آماری جدول (۳) در سطح اطمینان ۹۵٪ فرضیه دوم پژوهش رد نخواهد شد. همچنین آماره F نشان می دهد رگرسیون در سطح اطمینان ۹۵٪ معنادار می باشد، بنابراین اعتبار مدل نیز تأیید می شود. ضریب تعیین تعدیل شده نیز برابر با (۲۲٪/۸۷)

می‌باشد و به این معناست که (۲۲٪/۸۷) از تغییرات متغیر وابسته توسط مجموعه متغیرهای مستقل توضیح داده می‌شود. همچنین نتایج آماره دوربین واتسون در ناحیه (بین ۱/۵ تا ۲/۵) قرار دارد، که نشان می‌دهند مشکل خودهمبستگی در رگرسیون وجود ندارد. همچنین جهت آزمون هم‌خطی از شاخص VIF در نرم‌افزار Stata12 استفاده شده است. اگر این شاخص برای متغیر مستقلی بیشتر از ۱۰ باشد، احتمالاً این متغیر مستقل با متغیرهای دیگر هم‌خطی دارد. مقادیر ارائه شده در جدول (۳) بیانگر عدم وجود هم‌خطی بین متغیرها می‌باشد.

جمع‌بندی نتایج آزمون فرضیه‌ها

نتایج منعکس شده جدول (۲) نشان می‌دهد که مقدار ضریب متغیر توضیحی $ID * TACC_t$ مثبت و برابر ۱/۲۸۶۷۶۷ و معنادار است. بنابراین، می‌توان نتیجه گرفت که فرضیه اول این پژوهش رد نشده است. همچنین مقدار ضریب متغیر توضیحی $TACC_t$ برابر با ۱/۳۷۱۸۱۹- و معنادار است؛ تفاضل مقادیر ضریب متغیر توضیحی $ID * TACC_t$ برای شرکت‌های درمانده مالی از ضریب متغیر توضیحی $TACC_t$ در حالت عادی و بدون درماندگی مالی مشخص می‌کند که اثرگذاری اقلام تعهدی بر روی بازده آتی دارایی‌ها در شرکت‌های درمانده مالی نسبت به شرکت‌های غیردرمانده مالی کمتر است، که این اثرگذاری کمتر اقلام تعهدی بر روی بازده آتی دارایی‌ها در شرکت‌های درمانده مالی بیانگر پایداری بیشتر اقلام تعهدی ناشی از برآوردهای واقعی‌تر آن در شرکت‌های درمانده مالی است. نتایج با مبانی تئوریک آن سازگار است. همچنین نتایج آزمون این فرضیه با نتایج حاصل از پژوهش آلفونس و نگوین (۲۰۱۵) مطابقت دارد.

نتایج منعکس شده در جدول (۳) نشان می‌دهد که مقدار ضریب متغیر توضیحی $ID * TACC_t$ مثبت و برابر ۰/۷۵۹۶۶۳ و معنادار است. بنابراین، می‌توان نتیجه گرفت که فرضیه دوم این پژوهش نیز رد نشد است. همچنین مقدار ضریب متغیر توضیحی $TACC_t$ برابر با ۰/۷۰۴۸۳۲- و معنادار است؛ تفاضل مقادیر ضریب متغیر توضیحی $ID * TACC_t$ برای شرکت‌های درمانده مالی از ضریب متغیر توضیحی $TACC_t$ در حالت عادی و بدون درماندگی مالی مشخص می‌کند که اثرگذاری اقلام تعهدی بر روی بازده آتی سهام در شرکت‌های درمانده مالی نسبت به شرکت‌های غیردرمانده مالی کمتر است؛ این اثرگذاری کمتر اقلام تعهدی بر روی بازده آتی سهام در شرکت‌های درمانده مالی بیانگر عدم

قیمت گذاری نادرست اقلام تعهدی در شرکت های درمانده مالی است. در صورتی که قیمت گذاری نادرست در شرکت های غیردرمانده مالی یکی از علل نابهنجاری اقلام تعهدی یعنی همان ارتباط معکوس و معنادار اقلام تعهدی با بازده آتی سهام است. این نتایج با مبانی تئوریک آن سازگار است، و نتایج آزمون این فرضیه با نتایج حاصل از پژوهش آلفونس و نگوین (۲۰۱۵) و همچنین نتایج پژوهش هاشمی و همکاران (۱۳۹۲) مطابقت دارد.

نتیجه گیری و پیشنهادها

نتایج این پژوهش نشان می دهد که درماندگی مالی می تواند بر اثرگذاری اقلام تعهدی بر روی بازده آتی دارایی های (پایداری اقلام تعهدی) و همچنین بر اثرگذاری اقلام تعهدی بر روی بازده آتی سهام (نابهنجاری اقلام تعهدی) تاثیر گذار باشد. اثرگذاری اقلام تعهدی بر بازده های آتی که به شکل پایداری و نابهنجاری اقلام تعهدی می باشد، پیش از این در ادبیات حسابداری مطرح شده است؛ اما تاثیر سایر عوامل نظیر: درماندگی مالی بر اثرگذاری اقلام تعهدی بر بازده های آتی موضوعی جدید در ادبیات حسابداری تلقی می گردد، بنابراین طرح یک موضوع جدید و همچنین نتایج حاصل از آزمون فرضیه ها در اثبات تاثیر درماندگی مالی بر اثرگذاری اقلام تعهدی بر بازده های آتی به شکل پایداری و نابهنجاری اقلام تعهدی، اهمیت موضوع پژوهش را نشان می دهد.

نتایج حاصل از آزمون فرضیه اول با مبانی نظری و پژوهش آلفونس و نگوین (۲۰۱۵) مطابقت دارد و نشان می دهد که پایداری اقلام تعهدی در شرکت های درمانده مالی افزایش می یابد، لذا اثر اقلام تعهدی بر بازده آتی دارایی ها در شرکت های درمانده مالی نسبت به شرکت های غیردرمانده مالی کوچکتر است.

نتایج حاصل از آزمون فرضیه دوم نیز با مبانی نظری و پژوهش های آلفونس و نگوین (۲۰۱۵) و هاشمی و همکاران (۱۳۹۲) مطابقت دارد و نشان می دهد که نابهنجاری اقلام تعهدی در شرکت های درمانده مالی نسبت به شرکت های غیردرمانده مالی کمتر است، لذا اثر اقلام تعهدی بر بازده آتی سهام در شرکت های درمانده مالی نسبت به شرکت های غیردرمانده مالی کمتر است.

بر اساس یافته های پژوهش مبنی بر تاثیر درماندگی مالی بر اثرگذاری اقلام تعهدی بر بازده آتی دارایی ها (پایداری اقلام تعهدی)، و همچنین تاثیر درماندگی مالی بر اثرگذاری اقلام تعهدی بر بازده آتی سهام (نابهنجاری اقلام تعهدی)، پیشنهاد می شود که در

پژوهش‌های آتی در زمینه اثرگذاری اقلام تعهدی بر بازده‌های آتی (پایداری و نابهنجاری اقلام تعهدی)، تأثیر درماندگی مالی بر اثرگذاری اقلام تعهدی مورد ملاحظه قرار گیرد و از درماندگی مالی به عنوان متغیر کنترلی استفاده شود.

همچنین برای پژوهش‌های آتی پیشنهاد می‌شود به بررسی تأثیر سایر عوامل به عنوان متغیر تعدیل‌گر به جای درماندگی مالی بر اثرگذاری اقلام تعهدی بر بازده‌های آتی پرداخته شود. این عوامل نظیر محافظه‌کاری و... می‌تواند به عنوان متغیر تعدیل‌گر در این مدل مورد استفاده قرار گیرد.

منابع

- احمدپور، احمد و شهبواری، معصومه، (۱۳۹۳). بررسی نحوه‌ی اعمال اختیارات مدیران در مراحل مختلف درماندگی مالی در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. *مجله دانش حسابداری*، سال پنجم، شماره ۱۹، زمستان، صص ۲۷-۵۰.
- بادآور نهندی، یونس و وحید تقی زاده خانقاه، (۱۳۹۳). ارتباط بین برخی مکانیزم‌های حاکمیت شرکتی و کارایی سرمایه‌گذاری در مراحل چرخه عمر. *مجله دانش حسابداری*، سال پنجم، شماره ۱۸، پاییز، صص ۱۱۳-۱۴۰.
- ثقفی، علی و مهدی سدیدی. (۱۳۸۷). تاثیر محافظه‌کاری بر کیفیت سود و بازده سهام. *فصلنامه مطالعات تجربی حسابداری مالی*. شماره ۱۸. صص ۱-۲۴.
- دستگیر، محسن، حسین زاده، علی حسین، خدادادی، ولی و واعظ، سید علی، (۱۳۹۱). کیفیت سود در شرکت‌های درمانده مالی، *مجله پژوهش‌های حسابداری مالی*، سال ۴، شماره ۱، شماره پیاپی ۱۱، بهار، صص ۱-۱۶.
- رحمانی، علی و فرشته سعیدی، (۱۳۸۷). ارزیابی عملکرد مدل‌های لاجیت در پیش‌بینی بازده سهام، *فصلنامه بورس اوراق بهادار*، سال اول، شماره ۲، تابستان، صص ۴۳-۸۵.
- رحیمیان، نظام‌الدین، صالحی راد، معصومه و حمید محمدی. (۱۳۹۰). رابطه محافظه‌کاری با خطر ورشکستگی در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. *فصلنامه مطالعات تجربی حسابداری مالی*. سال نهم، شماره ۳۰. تابستان. صص ۱۲۷-۱۴۹.
- سوری، علی. (۱۳۹۴). *اقتصاد سنجی (جلد ۲)*. چاپ سوم، تهران، انتشارات فرهنگ شناسی.
- فروغی، داریوش، امیری، هادی و نرگس حمیدیان، (۱۳۹۱). تاثیر بازده نامشهود دوره‌های قبل بر رابطه بین ارقام تعهدی و بازده آینده سهام. *مجله دانش حسابداری*، سال سوم، شماره ۹، تابستان، صص ۱۰۱-۱۲۲.
- قائمی، محمد حسین، لیوانی، علی جمال و سجاد ده بزرگی، (۱۳۸۸). کیفیت سود و بازده سهام شرکت‌ها. *بررسی‌های حسابداری و حسابرسی*، دوره ۱۵، تابستان، صص ۷۱-۸۸.
- مرادزاده فر، مهدی، روحی، علی و واحد آذری، (۱۳۹۲). تاثیر درماندگی مالی بر کیفیت ارقام تعهدی. *فصلنامه علمی پژوهشی حسابداری مالی*، سال پنجم، شماره ۱۸، تابستان، صص ۱۰۳-۱۲۹.
- مهرآرا، محسن، رضایی، عباس‌علی. (۱۳۸۹). کیفیت نهادها و آثار آزادسازی تجاری در

کشورهای در حال توسعه منتخب. پژوهشنامه بازرگانی، شماره ۵۶، پاییز، صص ۱-۳۲.
هاشمی، سید عباس، حمیدیان، نرگس و ابراهیمی، خدیجه، (۱۳۹۲). بررسی نابهنجاری
اقلام تعهدی با در نظر گرفتن ریسک ناتوانی مالی در شرکت‌های پذیرفته شده در
بورس اوراق بهادار تهران. فصلنامه علمی پژوهشی حسابداری مالی، سال پنجم،
شماره ۱۹، پاییز، صص ۱-۲۰.

- Alphonse, P. Nguyen, T. H. (2015). "Financial Distress and Accrual Anomaly: Evidence from the Vietnamese Stock Market". available at: <http://ssrn.com>.
- Baltagi, B. H. (2005). Econometric Analysis of Panel Data. New York: John Wiley and Sons.
- Banz, R.W., 1981, The relationship between return and market value of common stocks, *Journal of Financial Economics*, March, 3-18.
- Basu, S., (1997). The Conservatism Principle and the Asymmetric Timeliness of Earnings. *Journal of Accounting and Economics*, 24: 3-37.
- Core, J.E. (2006). "Discussion of an analysis of the theories and explanations offered for the mispricing of accruals and accrual components ". *Journal of Accounting Research*, Vol. 44, No.2, pp. 341-350.
- Fama, E.F., and French, K. (1992). "The Cross-Section of Expected Stock Returns". *The Journal of Finance*, No.47, pp. 427-465.
- Fedyk, T.Z. Singer and T. Sougiannis. (2011). "Does the Accrual Anomaly End When Abnormal Accrual Reverse?". *The Canadian Academic Accounting Association Conference*. Forthcoming Contemporary Accounting Research.
- Franceschetti Bruno Mario, Koschtial Claudia. (2013). Do Bankrupt Companies Manipulate Earnings More Than the Non-Bankrupt Ones? *Journal of Finance & Accountancy*. Available at: <http://jid.aabri.com/jfa.html>.
- Green Ena Rose, Lovata Linda, (2013). The Relationship Between Firms' Characteristics in the Periods Prior to Bankruptcy Filing and Bankruptcy Outcome. *Accounting & Finance Research*. Vol2(1).
- Hsu, A. W., O'Hanlon, J. and Peasnell, K. (2011), "Financial distress and the Earnings-Sensitivity-Difference Measure of Conservatism", *Abacus*, Vol. 47, pp.284- 314.
- Kraft, A., Leone, A. and Wasley, C. (2006). "An analysis of the theories and explanations offered for the mispricing of accruals and accrual components". *Journal of Accounting Research*, Vol. 44, pp. 297-339.
- Li, Y. and Zhang, W. (2015), Conditional conservatism and

- persistence of accrual components. *Canadian Journal of Administrative Sciences*, 32: 15–29. doi: [10.1002/cjas.1305](https://doi.org/10.1002/cjas.1305).
- Nagar, N. Sen, K. (2016). "Earnings Management Strategies during Financial Distress". *Working Paper*. Indian Institute of Management Ahmedabad.
- Pae, J. (2007), "Unexpected Accruals and Conditional Accounting Conservatism", *Journal of Business Finance & Accounting*, Vol. 34, pp. 681-704.
- Raedy, J.S, (1998). "*A Reconciliation of Stock Market Anomalies*". The Dissertation for the Degree of Doctor of Philosophy. The Pennsylvania State University.
- Richardson, S. A., Sloan, S. G., Soliman, M. T. and Tuna, I. (2005), "Accrual reliability, earnings persistence and stock prices", *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 39, pp. 437-485.
- Rosenberg B, Reid K, Lanstein R (1985): Persuasive evidence of market inefficiency. *Journal of Portfolio Management*, 11(3):9–16.
- Shi, L. & Zhang, H. (2012). Can the Earnings Fixation Hypothesis Explain the Accrual Anomaly? *Review of Accounting Studies*, 17 (1): 1-21.
- Sloan, R. G. (1996), "Do stock prices fully reflect information in accruals and cash flows about future earnings?", *The Accounting Review*, Vol. 71, No. 3, pp. 289-315.
- Stattman D (1980): Book values and stock returns. *The Chicago MBA: A Journal of Selected Papers*, 4:25–45.
- Takamatsu, R. Turola and Lopes Fávero, L. Paulo, (2013) "Accruals, Persistence of Profits and Stock Returns in Brazilian Public Companies," *Modern Economy*, Vol. 4 No. 2, 2013, pp. 109-118. doi: [10.4236/me.2013.42014](https://doi.org/10.4236/me.2013.42014).
- Wakil, G. & Alam, P. (2013). Can Conservatism Affect the Accrual Anomaly? *2013AAA Mid-Atlantic Conference*. New Jersey, 18-20 April 2013.
- Watts, R. L. (2003a), "Conservatism in Accounting Part I: Explanations and Implications", *Accounting Horizons*, Vol. 17, No. 3, pp. 207-221.
- Watts, R. L. (2003b), "Conservatism in Accounting Part II: Evidence and Research Opportunities", *Accounting Horizons*, Vol. 17, No. 4, pp.287-301.
- Xie, H. (2001), "The mispricing of abnormal accruals", *The Accounting Review*, Vol. 76, pp. 357-373.
- Yeong, Heui. (2004). "Financial Data Modeling and Analysis for Bankruptcy Prediction". *Working Paper*. University of Technology, Sydney.
- Zach, T. (2003). "*Inside the Accrual Anomaly*". The Dissertation for the Degree of Doctor of Philosophy, University of Rochester, New

York.
Zhang, J. (2008), "The contracting benefits of accounting conservatism to lenders and borrowers", *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 45, pp.27-54.