

تأثیر بحران مالی بر ناهنجاری ارقام تعهدی با در نظر گرفتن نقش سطوح سرمایه گذاری

دکتر سعید یادگاری

استادیار گروه حسابداری، دانشگاه شهید اشرفی اصفهانی، اصفهان، ایران.
syadegari15@yahoo.com

ریحانه فتوتی

دانشجوی کارشناسی ارشد حسابداری، مؤسسه آموزش عالی هشت بهشت اصفهان پویا، اصفهان، ایران. (نویسنده مسئول).
fotovati_r@yahoo.com

چکیده

سرمایه گذاران باید هنگام ارزش گذاری شرکت‌ها، بین پایداری اجزاء سود جزء نقدی و تعهدی یعنی بین جریان‌های نقدی ناشی از عملیات و تعدیلات حسابداری (ارقام تعهدی عملیاتی) تمایز قائل شوند. از آنجا که جریان‌های نقد ناشی از عملیات، سودآوری آتی را بهتر از ارقام تعهدی پیش بینی می کنند، ناتوانی در تفکیک بین این دو جزء باعث می شود که سرمایه گذاران نسبت به شرکت‌های دارای ارقام تعهدی بالا خوش بینانه و نسبت به شرکت‌های دارای ارقام تعهدی پایین بدبینانه عمل کنند. بنابراین سرمایه گذاران بی تجربه و کم اطلاع بر قیمت‌ها تأثیر می گذارند و سبب تغییر قیمت‌ها می شوند؛ از این رو انتظار می رود که به صورت غیرمنطقی قیمت‌ها برای شرکت‌هایی که دارای ارقام تعهدی بالایی هستند، افزایش داشته باشد و برای شرکت‌هایی که دارای ارقام تعهدی پایین هستند، کاهش یابد. بنابراین، این پژوهش به بررسی تأثیر بحران مالی بر ناهنجاری ارقام تعهدی با در نظر گرفتن نقش سطوح سرمایه گذاری می پردازد. به منظور دستیابی به هدف پژوهش، دو فرضیه تدوین شده است. جهت آزمون این فرضیه‌ها با استفاده از روش حذف سیستماتیک نمونه‌ای شامل ۱۰۵ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در بازه زمانی ۱۳۹۴ تا ۱۴۰۰ انتخاب گردید. برای آزمون فرضیه‌های پژوهش، از مدل‌های رگرسیون چند متغیره به روش داده‌های تلفیقی استفاده شده است. نتایج حاصل از این پژوهش نشان می‌دهد بحران مالی تأثیر منفی بر ناهنجاری ارقام تعهدی دارد. همچنین نتایج نشان داد سطوح سرمایه گذاری تأثیر بحران مالی بر ناهنجاری ارقام تعهدی را تقویت می کند.

واژگان کلیدی: ناهنجاری ارقام تعهدی، بحران مالی، سرمایه گذاری.

مقدمه

ادبیات موجود بیان می‌کند که اجزای تعهدی سود نسبت به اجزای نقدی پایدارتر هستند. سرمایه‌گذاران از این تداوم آگاهی ندارند و بنابراین شرکت‌هایی با ارقام تعهدی بالا را بیش از حد ارزش گذاری می‌کنند و شرکت‌هایی با ارقام تعهدی پایین را کمتر از حد ارزش گذاری می‌کنند و این امر ناهنجاری ارقام تعهدی شناخته شده بازده سهام را ایجاد می‌کند (توماس و ژانگ^۱، ۲۰۰۲؛ زی^۲، ۲۰۰۱؛ اسلون^۳، ۱۹۹۶). دو توضیح برای تداوم افتراقی و ناهنجاری ارقام تعهدی وجود دارد:

(۱) تحریف حسابداری ارقام تعهدی و

¹ Thomas & Zhang

² Xie

³ Sloan

(۲) قیمت گذاری نادرست سرمایه گذاری (زی، ۲۰۰۱).

از یک طرف، فرضیه تحریف ارقام تعهدی ادعا می کند که مدیران به طور هدفمند اجزای اختیاری سود حسابداری را به منظور انتقال اطلاعات خصوصی به سرمایه گذاران دستکاری می کنند، یا به طور فرصت طلبانه ذینفعان را برای به دست آوردن منافع خصوصی یا تأثیرگذاری بر نتایج قراردادی همراه می کند. از سوی دیگر، فرضیه قیمت گذاری نادرست سرمایه گذاری بیان می کند که تداوم افتراقی ارقام تعهدی نتیجه طبیعی افزایش خالص دارایی های عملیاتی برای حمایت از توسعه بلندمدت است (ریچاردسون و همکاران^۱، ۲۰۰۶).

مطالعات قبلی سعی کرده اند زمینه های اقتصادی تداوم تفاضلی و ناهنجاری تعهدی را تحت این دو توضیح رقیب بررسی کنند (پینکوس و همکاران^۲، ۲۰۰۷). در میان آن ها، بحران مالی توجه برخی از پژوهش ها را به خود جلب کرده است (کامپا^۳، ۲۰۱۵). در پرتو فرضیه تحریف ارقام تعهدی، شرکت های دارای بحران مالی تمایل به اعمال شیوه های حسابداری محافظه کارانه تر دارند. این موضوع به این دلیل است که آن ها تحت نظارت شدید افراد خارجی مانند حسابرسان و بستانکاران قرار دارند. کامپا (۲۰۱۵) دریافت که شرکت های دارای بحران مالی به دلیل نظارت دقیق تر توسط حسابرسان، کمتر احتمال دارد ارقام تعهدی اختیاری را دستکاری کنند. صالح و احمد^۴ (۲۰۰۵) نشان دادند که در طول سالی که مذاکرات مجدد با بستانکاران انجام می شود، شرکت های دارای بحران مالی تمایل دارند ارقام تعهدی اختیاری کمتری داشته باشند. این موضوع باید تداوم تفاضلی کمتر ارقام تعهدی را در مقایسه با جریان های نقدی را پیش بینی کند و در نتیجه ناهنجاری ارقام تعهدی را در شرکت های دارای بحران مالی را کاهش دهد (نگوین و همکاران^۵، ۲۰۲۲).

تحت فرضیه قیمت گذاری نادرست سرمایه گذاری، شرکتی که از نظر مالی دچار بحران است ممکن است مجبور باشد سرمایه گذاری خود را کاهش دهد (بهگات و همکاران^۶، ۲۰۰۵) و این موضوع به دلیل هزینه بالاتر تامین مالی بدهی و دسترسی محدود به منابع مالی خارجی است (آوراموف و همکاران^۷، ۲۰۱۳). علاوه بر این، شرکتی که دچار بحران مالی است ممکن است سهم بازار خود را نسبت به رقبا از دست بدهد (آوراموف و همکاران، ۲۰۱۳)، که این موضوع منجر به کاهش مطالبات، موجودی کمتر، پیش پرداخت های کمتر و کاهش دارایی ها می شود (خان^۸، ۲۰۰۸). با این حال، بهگات و همکاران (۲۰۰۵) دریافتند که بسیاری از شرکت های دارای بحران مالی، سرمایه گذاری را افزایش می دهند تا فرصت های سودآور را به دست آورند و وضعیت خود را تغییر دهند. این مشاهدات نشان می دهد که رابطه بین بحران مالی و تداوم تفاوت، زمینه ای است.

ارقام تعهدی در شرکت های دارای بحران بسته به سطوح سرمایه گذاری می تواند کمتر یا بیشتر باشد. بنابراین ناهنجاری ارقام تعهدی در شرکت های آسیب دیده توسط ارقام تعهدی بلندمدت تعیین می شود. علی رغم بحث های نظری فراوان در مطالعات قبلی، شواهد تجربی در مورد رابطه بین بحران مالی و ناهنجاری ارقام تعهدی هنوز وجود ندارد. شاید نزدیکترین ارتباط با این موضوع تحقیقات دوپاچ و همکاران^۹ (۲۰۱۰) و لی و همکاران^{۱۰} (۲۰۱۱) باشد، که دریافتند که ناهنجاری ارقام تعهدی محدود به شرکت های سودآور است و در شرکت های زیان ده اتفاق نمی افتد. اما شرکت هایی که از نظر مالی دچار بحران هستند، هم شرکت های زیان ده و هم شرکت های سودآور را شامل می شوند (بهگات و همکاران، ۲۰۰۵).

¹ Richardson et al

² Pincus et al

³ Campa

⁴ Saleh & Ahmed

⁵ Nguyen et al

⁶ Bhagat et al

⁷ Avramov et al

⁸ Khan

⁹ Dopuch et al

¹⁰ Li et al

بنابراین استفاده از معیار مناسب‌تری از بحران مالی برای بررسی صحیح این موضوع ضروری است. علاوه بر این، تعیین اینکه تا چه حد هر یک از دو فرضیه فوق‌الذکر (تحریف حسابداری ارقام تعهدی و قیمت‌گذاری نادرست سرمایه‌گذاری) این رابطه را توضیح می‌دهد، می‌تواند بینش ارزشمندی برای درک ناهنجاری ارقام تعهدی، به ویژه در شرکت‌های دارای بحران ارائه دهد. لذا در این پژوهش، بررسی می‌شود که چگونه بحران مالی بر تداوم تفاوت و ناهنجاری ارقام تعهدی تأثیر می‌گذارد و دو فرضیه رقابتی را برای ناهنجاری ارقام تعهدی را ارزیابی می‌کند. این انتظار می‌رود که ناهنجاری ارقام تعهدی در شرکت‌های سالم متمرکز باشد و در شرکت‌های مضطرب وجود نداشته باشد (نگوین و همکاران، ۲۰۲۲). این موضوع ظاهراً مشابه یافته‌های دویپاچ و همکاران (۲۰۱۰)، لی و همکاران (۲۰۱۱) و کنستانتینیدی و همکاران^۱ (۲۰۱۶) است، که دریافتند ناهنجاری ارقام تعهدی محدود به شرکت‌های سودآور است و در شرکت‌های زیان‌ده اتفاق نمی‌افتد.

در نگاه اول، شرکت‌های دارای بحران مالی دارای رشد و سرمایه‌گذاری قابل مقایسه یا حتی بالاتر از شرکت‌های سالم هستند و بنابراین دارای ارقام تعهدی بلندمدت بالاتری هستند. اگر قیمت‌گذاری نادرست سرمایه‌گذاری نیروی محرکه ناهنجاری ارقام تعهدی باشد، بازده غیرعادی باید در این شرکت‌های مضطرب بیشتر باشد. با این وجود، بازده غیرعادی در شرکت‌های سالم به طور قابل توجهی مثبت است، اما در شرکت‌های دارای بحران قابل تشخیص نیست. این موضوع فرضیه قیمت‌گذاری نادرست سرمایه‌گذاری را تایید نمی‌کند. علاوه بر این، شرکت‌های دارای بحران اگرچه رشد فروش بالایی دارند، اما ارقام تعهدی اختیاری کمتری دارند. این نشان می‌دهد که بررسی دقیق توسط ذینفعان خارجی مانند اعتباردهندگان و حسابرسان ممکن است شرکت‌های دارای بحران را مجبور به محافظه‌کاری در شیوه‌های حسابداری خود کند. این از فرضیه تحریف ارقام تعهدی پشتیبانی می‌کند. مطابق با این فرضیه، انتظار می‌رود که ارقام تعهدی قابلیت پیش‌بینی سود بسیار کمتری نسبت به جریان‌های نقدی در شرکت‌های سالم در مقایسه با شرکت‌های آسیب‌دیده داشته باشند. ناهنجاری ارقام تعهدی در شرکت‌های سالم عمدتاً ناشی از تداوم تفاوت بین ارقام تعهدی و جریان‌های نقدی در پیش‌بینی سودهای آتی است (نگوین و همکاران، ۲۰۲۲). خان (۲۰۰۸) دریافت که پایین‌ترین دهک ارقام تعهدی دارای بالاترین ریسک بحران مالی است و بنابراین پیشنهاد می‌کند که ناهنجاری ارقام تعهدی را می‌توان تا حدی به عنوان جبران خطر بحران توضیح داد. به طور مشابه، گو^۲ (۲۰۲۰) نشان می‌دهد که ناهنجاری ارقام تعهدی عمدتاً در شرکت‌هایی با ریسک نکول بالا وجود دارد و نشان می‌دهد. لذا با توجه به مبانی مطرح شده، این پژوهش به بررسی تأثیر بحران مالی بر ناهنجاری ارقام تعهدی با در نظر گرفتن نقش سطوح سرمایه‌گذاری می‌پردازد. در نتیجه این سؤال پژوهشی مطرح می‌گردد که آیا سطوح سرمایه‌گذاری بر ارتباط بین بحران مالی و ناهنجاری ارقام تعهدی تأثیرگذار است؟

مبانی نظری

مؤلفه‌های تعهدی به ذهنیت مدیران در برآورد جریان‌های نقدی آتی، تعویق جریان‌های نقدی گذشته، تخصیص‌ها و ارزش‌گذاری‌ها بستگی دارد و بنابراین تداوم کمتری نسبت به جریان‌های نقدی دارند (اسلون، ۱۹۹۶؛ ریچاردسون و همکاران، ۲۰۰۶). اسلون (۱۹۹۶) در تحقیقات پیشگام خود، ناهنجاری تعهدی را به تداوم کمتر اجزای تعهدی در مقایسه با اجزای جریان نقدی در پیش‌بینی سودهای آتی نسبت می‌دهد. سرمایه‌گذاران از این تداوم تفاوت آگاهی ندارند و بنابراین شرکت‌هایی با ارقام تعهدی بالا را بیش از حد ارزش‌گذاری می‌کنند و شرکت‌هایی را که دارای ارقام تعهدی

¹ Konstantinidi et al

² Gu

پایین هستند را کمتر از ارزش گذاری می کنند و بازده سهام غیرعادی ایجاد می کنند (توماس و ژانگ، ۲۰۰۲). دو انگیزه مدیریتی اصلی برای دستکاری ارقام تعهدی اختیاری وجود دارد: (۱) بهبود اطلاعات سود و (۲) محافظت از عملکرد ضعیف یا گمراه کردن فرصت طلبانه سهامداران در مورد عملکرد اقتصادی زیربنایی شرکت. مولفه هایی که شامل درجه بالاتری از ذهنیت هستند، به مدیران فرصت طلب آزادی بیشتری برای اغراق بر برآوردهای ارقام تعهدی می دهد (ژو، ۲۰۱۶). آن ها همچنین تمایل دارند که خطاهای تخمین ناخواسته بیشتری داشته باشند و بنابراین کمتر قابل اعتماد هستند (ریچاردسون و همکاران، ۲۰۰۶).

ریچاردسون و همکاران (۲۰۰۶) قابلیت اطمینان مولفه های تعهدی را بر اساس درجات ذهنیت دخیل در برآورد آن ها طبقه بندی می کند. آن ها دریافتند که دارایی های تعهدی جاری، یعنی مطالبات و موجودی، ماندگاری کمتری دارند و در مقایسه با سایر اجزای تعهدی، تا حد زیادی نادرست قیمت گذاری می شوند. ارقام تعهدی جاری تغییراتی در سرمایه در گردش برای پاسخگویی به عملیات روزانه است. آن ها در معرض قضاوت و برآورد مدیریت هستند (چاریتو و همکاران^۱، ۲۰۰۷). توماس و ژانگ (۲۰۰۲) نشان می دهند که ارتباط منفی بین ارقام تعهدی و بازده غیرعادی آتی در اسلون (۱۹۹۶) عمدتاً به تغییرات موجودی نسبت داده می شود. ارقام تعهدی بلندمدت شامل تغییرات در دارایی های خالص بلندمدت می شود. مدیران می توانند این موارد را برای مثال با تغییر روش های استهلاک تنظیم کنند (چاریتو و همکاران، ۲۰۰۷). با این حال، ادبیات قبلی نشان می دهد که ارقام تعهدی فعلی برای مدیران آسان تر از ارقام تعهدی بلندمدت است. شواهد تجربی گسترده ای از مدیران وجود دارد که ارقام تعهدی را به طور هدفمند دستکاری می کنند و ناهنجاری ارقام تعهدی را ایجاد می کنند. زی (۲۰۰۱) نشان می دهد که ناهنجاری تعهدی عمدتاً به قیمت بیش از حد ارقام تعهدی جاری اختیاری در بازار نسبت داده می شود. همچنین پینکوس و همکاران (۲۰۰۷) گزارش دادند که این ناهنجاری در کشورهایی که اجازه استفاده گسترده از حسابداری تعهدی را می دهند، بیشتر رخ می دهد. هانگ^۲ (۲۰۰۰) دریافت که شرکت ها فرصت های بیشتری برای مدیریت سود در کشورهایی دارند که امکان استفاده بیشتر از حسابداری تعهدی را فراهم می کنند.

علاوه بر فرضیه تحریف تعهدی، جریان دیگری از تحقیقات استدلال می کند که تداوم پایین ارقام تعهدی با رشد شرکت مرتبط است (ریچاردسون و همکاران، ۲۰۰۶). فرفیلد و همکاران^۳ (۲۰۰۳) نشان می دهند که رشد مؤلفه های سرمایه در گردش با رشد دارایی های بلندمدت مرتبط است، که نشان می دهد ارقام تعهدی جاری برای حمایت از سرمایه گذاری بلندمدت رشد می کنند. همچنین استدلال می شود که تداوم کمتر ارقام تعهدی ممکن است از کاهش بازده نهایی به فرصت های سرمایه گذاری جدید ناشی شود. ناهنجاری ارقام تعهدی زمانی اتفاق می افتد که بازار رشد خالص دارایی های عملیاتی را بیش از حد افزایش دهد. ریچاردسون و همکاران (۲۰۰۶) نشان می دهند که کاهش بازده نهایی تا حدی می تواند تداوم افتراقی ارقام تعهدی را توضیح دهد. با این حال، آن ها به طور تجربی نشان می دهند که نوسانات حسابداری توضیح مهم تری برای این پدیده است. رابطه بین بحران مالی و ناهنجاری تعهدی توجه تحقیقاتی زیادی را به خود جلب کرده است، اما شواهد تجربی اولیه، کمیاب و غیرقطعی هستند. در یک تحقیق اکتشافی، خان (۲۰۰۸) دریافت که پایین ترین دهک ارقام تعهدی دارای بالاترین ریسک درماندگی مالی و کمترین رشد فروش است، که نشان می دهد این ناهنجاری ارقام تعهدی می تواند جبران ریسک بحران باشد.

به طور مشابه، گو (۲۰۲۰) نشان می دهد که ناهنجاری ارقام تعهدی عمدتاً در شرکت هایی با ریسک نکول بالا متمرکز است. در مقابل، آواموف و همکاران (۲۰۱۳) نشان می دهند که ناهنجاری ارقام تعهدی در تمام گروه های ریسک

¹ Charitov et al

² Hung

³ Fairfield et al

اعتباری فراگیر است، به این معنی که ناهنجاری ارقام تعهدی پاداشی برای ریسک بحران مالی نیست. یک رشته مرتبط نزدیک از ادبیات در مورد ناهنجاری ارقام تعهدی در شرکت‌های زیان‌ده می‌تواند بینش‌هایی را ارائه دهد، اگرچه شرکت‌های زیان‌ده و شرکت‌هایی که از نظر مالی دچار مشکل هستند، لزوماً یکسان نیستند. دوپاچ و همکاران (۲۰۱۰) دریافتند که ناهنجاری ارقام تعهدی محدود به شرکت‌های سودآور است و با گنجاندن شرکت‌های زیان‌ده در نمونه کاهش می‌یابد. آن‌ها ناهنجاری ارقام تعهدی در شرکت‌های سودآور را به قیمت‌گذاری بیش از حد ارقام تعهدی مثبت نسبت می‌دهند و حدس می‌زنند که سود منفی ارزش کمتری دارد و بنابراین قیمت‌گذاری اشتباه ارقام تعهدی کمتر در شرکت‌های زیان‌ده اتفاق می‌افتد. به طور مشابه، لی و همکاران (۲۰۱۱) دریافتند که ناهنجاری ارقام تعهدی محدود به شرکت‌های سودآور است و به ارقام تعهدی غیرعادی نسبت داده می‌شود. لی و همکاران (۲۰۱۱) نشان می‌دهند که ناهنجاری ارقام تعهدی در شرکت‌های زیان‌ده اتفاق نمی‌افتد، اگرچه آن‌ها سود را برای مقابله با مقررات حذف از فهرست مدیریت می‌کنند. آن‌ها استدلال می‌کنند که بازار مدیریت سود انجام شده توسط شرکت‌های زیان‌ده را درک می‌کند و ارقام تعهدی این شرکت‌ها را بیش از حد قیمت‌گذاری نمی‌کند.

مطابق با این مطالعات، کنستانتینیدی و همکاران (۲۰۱۶) گزارش می‌دهند که ارقام تعهدی در سال‌های وجود سود به اشتباه قیمت‌گذاری می‌شوند اما در سال‌های زیان‌ده، حتی اگر تداوم تفاوت بین ارقام تعهدی و جریان‌های نقدی در سال‌های زیان‌ده قوی‌تر باشد. مشابه لی و همکاران (۲۰۱۱)، کنستانتینیدی و همکاران (۲۰۱۶) پیشنهاد می‌کنند که سرمایه‌گذاران تداوم کمتر ارقام تعهدی در سال‌های زیان‌ده را درک می‌کنند. با این وجود، پاتاتوکاس^۱ (۲۰۱۶) دریافت که ناهنجاری ارقام تعهدی در شرکت‌های زیان‌ده بیشتر از شرکت‌های سودآور است. در پرتو فرضیه تحریف ارقام تعهدی، ناراحتی مالی ممکن است مدیران را تحت فشار قرار دهد تا در رفتار گزارش سود خود محافظه کارتر شوند. شرکت‌های مضطرب تحت نظارت شدید افراد خارجی مانند حسابرسان، طلبکاران و قانون‌گذاران هستند. چاریتو و همکاران (۲۰۰۷) دریافتند که شرکت‌های مضطرب به دلیل فشار نظرات حسابرسی واجد شرایط، تمایل به اعمال رفتارهای مدیریت سود محافظه‌کارانه در طول سال‌های قبل از تشکیل پرونده ورشکستگی دارند. کامپا (۲۰۱۵) دریافت که شرکت‌های مضطرب کمتر احتمال دارد مدیریت سود را از طریق ارقام تعهدی اختیاری انجام دهند و این را به نظارت دقیق‌تر حسابرسان نسبت می‌دهد. صالح و احمد (۲۰۰۵) نشان می‌دهند که شرکت‌های مضطرب تمایل به اتخاذ ارقام تعهدی اختیاری منفی در طول سال‌های پیرامون مذاکره مجدد با طلبکاران دارند. شرکت‌هایی که دارای اهرم بالا هستند کمتر درگیر مدیریت سود مبتنی بر ارقام تعهدی می‌شوند، زیرا این شرکت‌ها تحت نظارت شدید طلبکاران خود قرار دارند (آناگنوستوپولو و تسکرکوس^۲، ۲۰۱۶). بنابراین، اگر مدیریت سود نقش مهم‌تری در توضیح ناهنجاری ارقام تعهدی ایفا کند، انتظار می‌رود که ارقام تعهدی اختیاری کمتر باشد، تداوم تفاضل کوچک‌تر باشد و ناهنجاری ارقام تعهدی کمتر در شرکت‌های دارای بحران مالی رخ دهد. لذا احتمال وقوع ناهنجاری ارقام تعهدی در شرکت‌های دارای بحران مالی کمتر است (نگوین و همکاران، ۲۰۲۲).

تحت فرضیه قیمت‌گذاری نادرست سرمایه‌گذاری، بحران مالی می‌تواند بر تصمیمات سرمایه‌گذاری شرکت تأثیر بگذارد. به دلیل هزینه بالاتر بدهی و دسترسی محدود به منابع مالی خارجی، شرکتی که در مضیقه مالی قرار دارد، ممکن است مجبور شود سرمایه‌گذاری خود را کاهش دهد (اوراموف و همکاران، ۲۰۱۳). علاوه بر این، شرکتی که در مضیقه مالی قرار دارد می‌تواند سهم بازار خود را به رقبای خود از دست بدهد. رشد منفی فروش با سود منفی و کاهش مطالبات، موجودی کمتر، پیش پرداخت‌های کمتر و کاهش دارایی‌ها همراه است (خان، ۲۰۰۸؛ جلینک^۳، ۲۰۰۷). با این حال،

¹ Patatoukas

² Anagnostopoulou & Tsekrekos

³ Jelinek

بهگات و همکاران (۲۰۰۵) دریافتند که بسیاری از شرکت‌های مضطرب در نمونه خود سرمایه‌گذاری را افزایش می‌دهند. شرکت‌های مضطرب با سود عملیاتی تا زمانی که با سرمایه‌گذاری سودآور روبرو هستند، درست مانند شرکت‌های سالم رفتار می‌کنند. علاوه بر این، ۴۰ درصد از سال‌های دچار مشکل با زیان عملیاتی، بیشتر از سال‌های قبل سرمایه‌گذاری می‌کنند، زیرا مدعیان سهام می‌خواهند شرکت‌ها را زنده نگه دارند و سرمایه‌گذاری‌ها را تامین کنند (بهگات و همکاران، ۲۰۰۵). بنابراین، اگر فرضیه قیمت‌گذاری نادرست سرمایه‌گذاری مسئول ناهنجاری تعهدی باشد، انتظار می‌رود که این ناهنجاری اقلام تعهدی در شرکت‌های دچار بحران مالی، به‌ویژه در شرکت‌هایی با سطوح بالای سرمایه‌گذاری اتفاق بیفتد. لذا فرض می‌شود ناهنجاری اقلام تعهدی در شرکت‌های دارای بحران مالی با سطوح بالای سرمایه‌گذاری وجود داشته باشد (نگوین و همکاران، ۲۰۲۲).

پیشینه پژوهش

نگوین و همکاران (۲۰۲۲) پژوهشی با عنوان بحران مالی و ناهنجاری اقلام تعهدی انجام داده‌اند. این پژوهش در بازه زمانی ۱۹۷۰-۲۰۱۷ و با استفاده از تعداد مشاهدات ۴۹۰۳۲ سال-شرکت انجام شده است. نتایج نشان داد که ناهنجاری اقلام تعهدی در شرکت‌های سالم متمرکز است و در شرکت‌هایی که از نظر مالی دچار بحران هستند وجود ندارد و تفاوت بین اقلام تعهدی و جریان‌های نقدی محرک اصلی این رابطه است. مطالعات قبلی دو توضیح را برای ناهنجاری اقلام تعهدی پیشنهاد می‌کنند: (۱) تحریف حسابداری اقلام تعهدی و (۲) قیمت‌گذاری نادرست سرمایه‌گذاری. شواهد تجربی این پژوهش اولی را پشتیبانی می‌کند و دومی را به چالش می‌کشد. همچنین یافته‌های این پژوهش با این ایده که ناهنجاری اقلام تعهدی حق بیمه ریسک بحران پنهان است، مخالف است.

وانگ و ژو^۱ (۲۰۲۲) پژوهشی با عنوان مطالعه تجربی پیش‌بینی بحران مالی بر اساس ناهنجاری‌های حسابداری انجام داده‌اند. این پژوهش با استفاده از رگرسیون لجستیک برای ایجاد یک مدل بحران مالی بر اساس شاخص‌های ناهنجاری حسابداری، شاخص‌های مالی و شاخص‌های غیرمالی، ۲۲۴ شرکت را در بورس‌های شانگهای و شژن از سال ۲۰۱۷ تا ۲۰۱۹ به‌عنوان نمونه مورد بررسی قرار می‌دهد که شامل ۱۱۲ شرکت می‌شود. نتایج نشان می‌دهد که شاخص‌های ناهنجاری حسابداری می‌تواند به طور موثری توانایی پیش‌بینی مدل هشدار بحران مالی را بهبود بخشد و ارزش مرجع مهمی برای سرمایه‌گذاران دارد تا به طور موثر بحران مالی و ادارات دولتی را برای تقویت نظارت بر شرکت‌های بورسی شناسایی کنند.

چناری و دارابی (۱۴۰۱) پژوهشی با عنوان تأثیر سیاست تأمین مالی بر ناهنجاری اقلام تعهدی با تأکید بر مدیریت سود مبتنی بر هدف دستیابی به آستانه‌های سود انجام داده‌اند. هدف این پژوهش بررسی تأثیر سیاست تأمین مالی بر ناهنجاری اقلام تعهدی با تأکید بر مدیریت سود مبتنی بر هدف دستیابی به آستانه‌های سود در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران است. داده‌های مورد نیاز پژوهش، از گزارش‌های مالی افشاشده توسط شرکت‌های مورد مطالعه، در بازه زمانی ۱۳۹۳ تا ۱۳۹۸ جمع‌آوری شدند. روش آماری استفاده شده برای آزمون فرضیه‌ها رگرسیون چندگانه است. نتایج حاصل از آزمون فرضیه‌های پژوهش نشان می‌دهد که بین سیاست تأمین مالی و ناهنجاری اقلام تعهدی ارتباط معناداری وجود دارد. همچنین اجتناب از کاهش از زیان نقشی تعدیل‌کننده بر ارتباط بین سیاست تأمین مالی و ناهنجاری اقلام تعهدی دارد.

عزیزی و همکاران (۱۴۰۱) پژوهشی با عنوان بررسی ارتباط بین محدودیت‌های مالی، تولید ناخالص داخلی و اقلام تعهدی اختیاری انجام داده‌اند. قلمرو زمانی تحقیق از سال ۱۳۹۲ تا پایان ۱۳۹۹ می‌باشد. هدف این پژوهش بررسی

¹ Wang & Zhou

ارتباط بین محدودیت‌های مالی، تولید ناخالص داخلی و مدیریت سود است. نتایج به دست آمده نشان دهنده آن است که بین محدودیت‌های مالی شرکت‌های حسابرسی شده توسط سازمان حسابرسی و میزان اقلام تعهدی اختیاری افشاشده رابطه منفی و معناداری وجود دارد. همچنین نتایج حاکی از تایید فرضیه دوم مبنی بر آن است که بین میزان محدودیت‌های مالی شرکت‌های حسابرسی شده توسط سازمان حسابرسی و میزان اطلاعات مربوط افشا شده رابطه منفی و معناداری وجود دارد؛ و از سویی دیگر، نتایج نشان می‌دهد بین تولید ناخالص داخلی و مدیریت سود در شرکت‌های حسابرسی شده توسط سازمان حسابرسی رابطه منفی و معناداری وجود دارد.

فرضیه پژوهش

باتوجه به مبانی نظری بیان شده، فرضیه‌های پژوهش به شرح ذیل می‌باشد:
فرضیه اول: بحران مالی تاثیر منفی بر ناهنجاری اقلام تعهدی دارد.
فرضیه دوم: سطوح سرمایه‌گذاری تاثیر بحران مالی بر ناهنجاری اقلام تعهدی را تقویت می‌کند.

روش‌شناسی پژوهش

این پژوهش از نوع پژوهش‌های کاربردی است. پژوهش کاربردی، پژوهشی است که نظریه‌ها، قانونمندی‌ها، اصول و فنون را برای حل مسائل واقعی به کار می‌گیرد. همچنین این پژوهش از نوع پژوهش‌های همبستگی است، زیرا به دنبال یافتن ارتباط بین چندین متغیر است. روش‌شناسی پژوهش حاضر از نوع پس‌رویدادی است، بدین معنی که انجام پژوهش براساس اطلاعات گذشته انجام می‌شود. در این پژوهش به منظور انجام آزمون فرضیه‌ها از روش رگرسیون چندمتغیره و مدل‌های اقتصادسنجی بهره گرفته شده است. تحلیل‌های آماری از طریق نرم‌افزار آماری ایویوز انجام پذیرفت.

قلمرو زمانی این پژوهش، برای یک دوره هشت‌ساله از سال ۱۳۹۴ لغایت ۱۴۰۰ تعیین شده و قلمرو مکانی آن نیز کلیه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران است که کلیه شرایط زیر را داشته باشند:

- ۱- شرکت‌های سرمایه‌گذاری، بانک‌ها، بیمه، واسطه‌گری‌های مالی و هلدینگ به دلیل متفاوت بودن ماهیت و طبقه‌بندی اقلام صورت‌های مالی نسبت به شرکت‌های تولیدی مستثنی شده‌اند.
- ۲- جهت حفظ پایایی داده‌ها، فاقد توقف معاملاتی به مدت بیش از ۳ ماه باشند.
- ۳- جهت رعایت قابلیت مقایسه، سال مالی شرکت‌ها منتهی به پایان اسفند ماه باشند.
- ۴- شرکت قبل از سال ۱۳۹۴ در بورس اوراق بهادار تهران پذیرفته شده باشد.
- ۵- کلیه اطلاعات مربوط به متغیرها در دسترس باشد.
- ۶- شرکت‌ها عضو نمونه پیش از سال مالی ۱۳۹۴ در بورس پذیرفته شده باشند و تا پایان سال مالی ۱۴۰۰ در بورس فعالیت داشته باشند.

با توجه به شرایط فوق، از بین شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، ۱۰۵ شرکت به‌عنوان نمونه انتخاب شد.

مدل و متغیرهای پژوهش

به‌منظور آزمون فرضیه اول از مدل رگرسیونی چندگانه مبتنی بر داده‌های ترکیبی طبق پژوهش نگوین و همکاران (۲۰۲۲) برحسب رابطه (۱) استفاده می‌شود:

$$\text{Accrual Anomaly}_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{FD}_{i,t} + \beta_2 \text{BTMV}_{i,t} + \beta_3 \text{MV}_{i,t} + \beta_4 \text{BETA}_{i,t} + \beta_5 \text{IDVOL}_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

به منظور آزمون فرضیه دوم از مدل رگرسیونی چندگانه مبتنی بر داده‌های ترکیبی طبق پژوهش نگوین و همکاران (۲۰۲۲) برحسب رابطه (۲) استفاده می‌شود:

$$\text{Accrual Anomaly}_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{FD}_{i,t} + \beta_2 \text{INV}_{i,t} + \beta_3 \text{FD}_{i,t} \times \text{INV}_{i,t} + \beta_4 \text{BTMV}_{i,t} + \beta_5 \text{MV}_{i,t} + \beta_6 \text{BETA}_{i,t} + \beta_7 \text{IDVOL}_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

متغیر وابسته

ناهنجاری ارقام تعهدی: رابطه منفی بین ارقام تعهدی و بازده سهام نشان دهنده ناهنجاری ارقام تعهدی است. به عبارت دیگر برای محاسبه ناهنجاری ارقام تعهدی به پیروی از پژوهش نگوین و همکاران (۲۰۲۲) از ضریب تاثیرگذاری ارقام تعهدی بر مازاد بازده سهام به شرح رابطه (۳) استفاده می‌شود. در صورتی که علامت ضریب متغیر ارقام تعهدی (β_1) منفی باشد نشان دهنده ناهنجاری ارقام تعهدی است:

$$R_{i,t} - R_{f,t} = \beta_0 + \beta_1 \text{TACC}_{i,t} + \beta_2 \text{FD}_{i,t} + \beta_3 \text{TACC}_{i,t} \times \text{FD}_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

که در آن:

$R_{i,t}$: بازده سهام شرکت i در سال t .

$R_{f,t}$: نرخ بازده بدون ریسک در سال t .

$\text{TACC}_{i,t}$: ارقام تعهدی (سود عملیاتی منهای جریان نقد عملیاتی) شرکت i در سال t .

$\text{FD}_{i,t}$: بحران مالی شرکت i در سال t .

$\text{TACC}_{i,t} \times \text{FD}_{i,t}$: اثر ضریبی ارقام تعهدی (سود عملیاتی منهای جریان نقد عملیاتی) در بحران مالی شرکت i در سال t .

متغیر مستقل

بحران مالی: در این پژوهش جهت اندازه‌گیری بحران مالی مطابق با پژوهش نصیرزاده و مرندي (۱۴۰۰) از مدل بومی‌سازی شده کردستانی و تاتلی (۱۳۹۳) به شرح رابطه (۴) استفاده می‌شود. در این رابطه، FD به عنوان معیار معکوس بحران مالی است که بیشتر (کمتر) بودن آن به معنای سلامت مالی بیشتر (بحران مالی بیشتر) است. در نتیجه مقادیر بدست آمده از این معیار در منفی یک ضرب می‌شوند.

$$\text{FD}_{it} = 0.626 \frac{\text{RE}_{it}}{\text{TA}_{it}} + 0.137 \frac{\text{OI}_{it}}{\text{TA}_{it}} + 0.679 \frac{\text{NI}_{it}}{\text{TA}_{it}} - 0.583 \frac{\text{TL}_{it}}{\text{TA}_{it}}$$

که در آن:

FD_{it} : بحران مالی شرکت i در سال t .

TA_{it} : کل دارایی‌های شرکت i در سال t .

RE_{it} : سود انباشته شرکت i در سال t .

OI_{it} : سود عملیاتی شرکت i در سال t .

NI_{it} : سود خالص شرکت i در سال t .

TL_{it} : کل بدهی‌های شرکت i در سال t .

متغیر تعدیل کننده

سطوح سرمایه‌گذاری: برابر است با نسبت مخارج سرمایه‌ای به کل دارایی‌های شرکت. مخارج سرمایه‌ای از تفاوت دارایی‌های ثابت مشهود سال جاری و سال گذشته منهای هزینه استهلاک سال جاری محاسبه می‌شود. در پژوهش نگوین و همکاران (۲۰۲۲) نیز از این معیار (نسبت مخارج سرمایه‌ای به کل دارایی‌های شرکت) برای محاسبه سطوح سرمایه‌گذاری استفاده شده است. مقدار بالاتر این متغیر نشان دهنده سطوح بالاتر سرمایه‌گذاری و مقدار پایین‌تر نشان دهنده سطوح پایین‌تر سرمایه‌گذاری است.

متغیرهای کنترلی

نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار: برابر است با نسبت ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام به ارزش بازار حقوق صاحبان سهام. ارزش بازار حقوق صاحبان سهام از ضرب تعداد سهام شرکت در ارزش بازار هر سهم محاسبه می‌شود. اندازه شرکت: برابر است با لگاریتم طبیعی ارزش بازار حقوق صاحبان سهام. بتای سهام: به پیروی از پژوهش نگوین و همکاران (۲۰۲۲) بتای سهام برابر است با بتای سهام شرکت که از طریق محاسبه ضریب $\beta_{i,t}$ در رابطه (۵) محاسبه می‌شود:

$$R_{i,t} = \alpha_{i,t} + \beta_{i,t}R_{m,t} + \varepsilon_{i,t}$$

که در آن:

$R_{i,t}$: بازده سهام شرکت i در سال t .

$R_{m,t}$: بازده پرتفوی بازار در سال t .

$\beta_{i,t}$: بتای سهام شرکت i در سال t .

نوسانات ویژه سهام: که با استفاده از انحراف معیار مقادیر پسماند رابطه (۵) در طول سال مالی محاسبه می‌شود.

یافته‌های پژوهش

به منظور بررسی مشخصات عمومی متغیرها و تجزیه و تحلیل دقیق آن‌ها، آشنایی با آمار توصیفی مربوط به متغیرها لازم است. جدول (۱)، آمار توصیفی داده‌های مربوط به متغیرهای مورد استفاده در پژوهش را نشان می‌دهد.

جدول (۱): آمار توصیفی

پنل متغیرهای پیوسته						
مشاهدات	انحراف معیار	کمترین	بیشترین	میانه	میانگین	متغیر
۷۳۵	۹/۴۶۷۰۶	-۳۳/۸۱۳۵۷	۳۴/۸۸۸۱۰	۰/۱۳۷۹۷	۰/۵۹۲۹۱	ناهنجاری اقلام تعهدی
۷۳۵	۰/۹۱۴۱۷	-۰/۴۷۴۵۱	۳/۹۱۱۸۲	۰/۹۸۱۴۹	۱/۰۹۸۰۷	بتای سهام
۷۳۵	۲/۵۰۸۰۴	-۱/۳۴۷۴۳	۶/۰۳۰۲۴	۰/۲۵۵۹۵	۰/۴۴۰۳۲	نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار
۷۳۵	۰/۹۸۳۷۵	-۱/۴۹۴۸۹	۶/۱۲۳۹۷	۰/۲۱۲۳۶	۰/۴۱۱۵۰	بحران مالی
۷۳۵	۱/۱۰۸۳۷	-۴/۱۲۶۸۲	۵/۷۲۴۳۰	-۰/۰۶۹۶۸	۰/۰۰۰۰۰	نوسانات ویژه سهام
۷۳۵	۰/۰۹۲۴۳	۰/۰۰۰۰۰	۰/۸۱۴۶۹	۰/۰۲۴۶۳	۰/۰۵۶۳۰	سطوح سرمایه‌گذاری
۷۳۵	۱/۹۲۲۰۴	۹/۵۴۳۲۴	۲۱/۹۷۳۶۵	۱۴/۹۵۳۲۸	۱۴/۹۳۱۴۵	اندازه شرکت

اصلی‌ترین شاخص مرکزی، میانگین است که نشان دهنده نقطه تعادل و مرکز ثقل توزیع است و شاخص خوبی برای نشان دادن مرکزیت داده‌هاست. برای مثال مقدار میانگین برای متغیر ناهنجاری اقلام تعهدی برابر با ۰/۵۹۲۹۱ می‌باشد

که نشان می‌دهد بیشتر داده‌ها حول این نقطه تمرکز یافته‌اند. میانه یکی دیگر از شاخص‌های مرکزی می‌باشد که وضعیت جامعه را نشان می‌دهد. همان‌طور که مشاهده می‌شود میانه این متغیر ۰/۱۳۷۹۷ می‌باشد که نشان می‌دهد که نیمی از داده‌ها کمتر از این مقدار و نیمی دیگر بیشتر از این مقدار هستند. به طور کلی پارامترهای پراکندگی، معیاری برای تعیین میزان پراکندگی از یکدیگر یا میزان پراکندگی آن‌ها نسبت به میانگین است. از مهم‌ترین پارامترهای پراکندگی، انحراف معیار است. در بین متغیرها، متغیر ناهنجاری اقلام تعهدی بیشترین و سطوح سرمایه‌گذاری کمترین میزان پراکندگی را دارا می‌باشند؛ که نشان می‌دهد این دو متغیر به ترتیب بیشترین و کمترین میزان تغییرات را دارا می‌باشند.

آزمون تعیین نوع داده‌ها

به منظور انتخاب بین روش داده‌های تابلویی و تلفیقی در برآورد مدل، از آزمون اف لیمر استفاده شده است. برای بررسی نتایج اف لیمر، در صورتی که احتمال آمار اف بیشتر از ۰/۰۵ باشد، باید از روش داده‌های تلفیقی استفاده کرد، در غیر این صورت از روش داده‌های تابلویی استفاده می‌شود. خلاصه نتایج آزمون اف لیمر در جدول (۲) ارائه شده است.

جدول (۲): آزمون اف لیمر

آزمون اف لیمر			
مدل	آماره F لیمر	احتمال	نتیجه
اول	۰/۲۲۰۲۱۱	۰/۹۷۰۳	تلفیقی
دوم	۰/۳۲۳۳۲۸	۰/۹۲۴۹	تلفیقی

تجزیه و تحلیل نتایج حاصل از برآورد مدل

جدول شماره (۳) نتایج حاصل از آزمون فرضیه اول را با استفاده از مدل رگرسیون چندگانه مبتنی بر داده‌های ترکیبی نشان می‌دهد.

جدول (۳): نتیجه آزمون فرضیه اول

Accrual Anomaly _{it} = $\beta_0 + \beta_1 FD_{i,t} + \beta_2 BTMV_{i,t} + \beta_3 MV_{i,t} + \beta_4 BETA_{i,t} + \beta_5 IDVOL_{i,t} + \epsilon_{i,t}$				
متغیر	ضریب	خطای استاندارد	آماره t	احتمال آماره t
FD	-۱/۷۵۰۲۵۲	۰/۱۹۳۶۷۱	-۹/۰۳۷۲۶۲	۰/۰۰۰۰
BTMV	-۰/۱۷۰۰۷۵	۰/۰۷۵۷۶۰	-۲/۲۴۴۹۱۵	۰/۰۲۵۱
MV	-۰/۴۱۳۶۲۶	۰/۰۵۷۴۲۱	-۷/۲۰۳۳۷۸	۰/۰۰۰۰
BETA	۱/۵۶۷۷۵۹	۰/۰۳۹۲۴۵	۳۹/۹۴۸۲۲	۰/۰۰۰۰
C	۵/۸۴۸۵۳۶	۰/۹۲۵۹۶۲	۶/۳۱۶۱۷۴	۰/۰۰۰۰
ضریب تعیین	ضریب تعیین تعدیل شده	آماره F	احتمال آماره F	
۰/۲۵	۰/۲۴	۱۰/۳۱۴۹۰	۰/۰۰۰۰	

با توجه به مقدار احتمال به دست آمده برای آماره اف که کمتر از ۰/۰۵ می‌باشد، فرض صفر که عدم معناداری کل مدل است، رد می‌شود و این نشان می‌دهد که مدل پژوهش معنادار است. مقدار ضریب تعیین تعدیل شده مدل برابر ۰/۲۴ می‌باشد، که نشان می‌دهد ۲۴ درصد تغییرات متغیر وابسته توسط متغیرهای مستقل تشریح می‌شود؛ به عبارت دیگر ۲۴ درصد تغییرات متغیر وابسته مربوط به متغیرهای مستقل می‌باشد.

مقدار ضریب متغیر بحران مالی (FD) مبین شاخصی برای ارزیابی فرضیه اول است، در صورتی که ضریب مذکور منفی و معنادار باشد نشان دهنده تأیید این فرضیه است. مقدار ارزش احتمال آماره تی برای این متغیر برابر ۰/۰۰۰ می‌باشد و

کمتر از سطح خطای ۰/۰۵ است، همچنین علامت ضریب این متغیر منفی می باشد، بنابراین می توان گفت بحران مالی تاثیر منفی بر ناهنجاری ارقام تعهدی دارد، در نتیجه فرضیه اول پژوهش در سطح خطای ۵ درصد پذیرفته می شود.

جدول (۴): نتیجه آزمون فرضیه دوم

Accrual Anomaly _{it} = $\beta_0 + \beta_1 FD_{i,t} + \beta_2 INV_{i,t} + \beta_3 FD_{i,t} \times INV_{i,t} + \beta_4 BTMV_{i,t} + \beta_5 MV_{i,t} + \beta_6 BETA_{i,t} + \beta_7 IDVOL_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$				
متغیر	ضریب	خطای استاندارد	آماره t	احتمال آماره t
FD	-۱/۰۰۱۱۹۱	۰/۱۱۳۰۴۳	-۸/۸۵۶۷۴۶	۰/۰۰۰۰
INV	-۳/۳۰۰۴۲۵	۰/۶۲۳۷۵۳	-۵/۲۹۱۲۳۸	۰/۰۰۰۰
FD×INV	-۲/۰۶۰۹۸۲	۱/۰۰۷۵۲۳	-۲/۰۴۵۵۹۴	۰/۰۴۱۲
BTMV	-۰/۱۸۴۱۲۱	۰/۰۳۷۲۰۹	-۴/۹۴۸۲۹۰	۰/۰۰۰۰
MV	-۰/۱۹۵۴۳۳	۰/۰۲۲۹۲۲	-۸/۵۲۵۹۳۸	۰/۰۰۰۰
BETA	۱/۴۴۸۷۲۰	۰/۰۱۷۷۲۷	۸۱/۷۲۶۰۹	۰/۰۰۰۰
C	۲/۷۲۲۰۸۹	۰/۳۶۹۲۶۳	۷/۳۷۱۶۷۹	۰/۰۰۰۰
ضریب تعیین	ضریب تعیین تعدیل شده	آماره F	احتمال آماره F	
۰/۵۰	۰/۴۹	۱۲۲/۳۵۲۴	۰/۰۰۰۰	

با توجه به مقدار احتمال به دست آمده برای آماره اف که کمتر از ۰/۰۵ می باشد، فرض صفر که عدم معناداری کل مدل است، رد می شود و این نشان می دهد که مدل پژوهش معنادار است. مقدار ضریب تعیین تعدیل شده مدل برابر ۰/۴۹ می باشد، که نشان می دهد ۴۹ درصد تغییرات متغیر وابسته توسط متغیرهای مستقل تشریح می شود؛ به عبارت دیگر ۴۹ درصد تغییرات متغیر وابسته مربوط به متغیرهای مستقل می باشد.

مقدار اثر ضریب متغیر بحران مالی در سطوح سرمایه گذاری (FD×INV) مبین شاخصی برای ارزیابی فرضیه دوم است، در صورتی که ضریب مذکور منفی و معنادار باشد نشان دهنده تأیید این فرضیه است. مقدار ارزش احتمال آماره تی برای این متغیر برابر ۰/۰۴۱۲ می باشد و کمتر از سطح خطای ۰/۰۵ است، همچنین علامت ضریب این متغیر منفی می باشد، بنابراین می توان گفت سطوح سرمایه گذاری تاثیر بحران مالی بر ناهنجاری ارقام تعهدی را تقویت می کند، در نتیجه فرضیه دوم پژوهش در سطح خطای ۵ درصد پذیرفته می شود.

بحث، نتیجه گیری و پیشنهادها

با توجه به مبانی مطرح شده در فصل های قبل فرضیه اول بدین نحو تدوین شده است که: بحران مالی تاثیر منفی بر ناهنجاری ارقام تعهدی دارد. نتایج پژوهش نشان داد که بحران مالی تاثیر منفی بر ناهنجاری ارقام تعهدی دارد، در نتیجه فرضیه اول پژوهش پذیرفته می شود. در پرتو فرضیه تحریف ارقام تعهدی، شرکت های دارای بحران مالی تمایل به اعمال شیوه های حسابداری محافظه کارانه تر دارند. این موضوع به این دلیل است که آنها تحت نظارت شدید افراد خارجی مانند حسابرسان و بستانکاران قرار دارند. بنابراین شرکت های دارای بحران مالی به دلیل نظارت دقیق تر توسط حسابرسان، کمتر احتمال دارد ارقام تعهدی اختیاری را دستکاری کنند. در این رابطه محققان نشان دادند که در طول سالی که مذاکرات مجدد با بستانکاران انجام می شود، شرکت های دارای بحران مالی تمایل دارند ارقام تعهدی اختیاری کمتری داشته باشند. این موضوع باید تداوم تفاضلی کمتر ارقام تعهدی را در مقایسه با جریان های نقدی را پیش بینی کند و در نتیجه ناهنجاری ارقام تعهدی را در شرکت های دارای بحران مالی را کاهش دهد. از این رو انتظار می رود که بحران مالی تاثیر منفی بر ناهنجاری ارقام تعهدی داشته باشد. نتایج به دست آمده در این پژوهش با نتایج پژوهش های نگوین و همکاران (۲۰۲۲)، وانگ و ژو (۲۰۲۲)، چناری و دارابی (۱۴۰۱)، عزیز و همکاران (۱۴۰۱) همخوانی دارد.

با توجه به مبانی مطرح شده در فصل‌های قبل فرضیه دوم بدین نحو تدوین شده است که: سطوح سرمایه گذاری تاثیر بحران مالی بر ناهنجاری ارقام تعهدی را تقویت می کند. نتایج پژوهش نشان داد که سطوح سرمایه گذاری تاثیر بحران مالی بر ناهنجاری ارقام تعهدی را تقویت می کند، در نتیجه فرضیه دوم پژوهش پذیرفته می شود. در پرتو فرضیه تحریف ارقام تعهدی، بحران مالی ممکن است مدیران را تحت فشار قرار دهد تا در رفتار گزارش سود خود محافظه کارتر شوند. شرکت‌های با بحران مالی تحت نظارت شدید افراد خارجی مانند حسابرسان، طلبکاران و قانون گذاران هستند. این رو این شرکت‌ها کمتر احتمال دارد مدیریت سود را از طریق ارقام تعهدی اختیاری انجام دهند و این را به نظارت دقیق تر حسابرسان می توان نسبت داد. افزون بر این شرکت ها با بحران مالی تمایل به اتخاذ ارقام تعهدی اختیاری منفی در طول سال‌های پیرامون مذاکره مجدد با طلبکاران دارند. شرکت‌هایی که دارای اهرم بالا هستند کمتر درگیر مدیریت سود مبتنی بر ارقام تعهدی می شوند، زیرا این شرکت‌ها تحت نظارت شدید طلبکاران خود قرار دارند. بنابراین، اگر مدیریت سود نقش مهم تری در توضیح ناهنجاری ارقام تعهدی ایفا کند، انتظار می رود که ارقام تعهدی اختیاری کمتر باشد، تداوم تفاضل کوچکتر باشد و ناهنجاری ارقام تعهدی کمتر در شرکت های دارای بحران مالی رخ دهد. لذا احتمال وقوع ناهنجاری ارقام تعهدی در شرکت‌های دارای بحران مالی کمتر است. تحت فرضیه قیمت گذاری نادرست سرمایه گذاری، بحران مالی می تواند بر تصمیمات سرمایه گذاری شرکت تاثیر بگذارد. به دلیل هزینه بالاتر بدهی و دسترسی محدود به منابع مالی خارجی، شرکتی که در مضیقه مالی قرار دارد، ممکن است مجبور شود سرمایه گذاری خود را کاهش دهد. علاوه بر این، شرکتی که در مضیقه مالی قرار دارد می تواند سهم بازار خود را به رقبای خود از دست بدهد. رشد منفی فروش با سود منفی و کاهش مطالبات، موجودی کمتر، پیش پرداخت های کمتر و کاهش دارایی ها همراه است. با این حال، بسیاری از شرکت های مضطرب در نمونه خود سرمایه گذاری را افزایش می دهند. شرکت‌های مضطرب با سود عملیاتی تا زمانی که با سرمایه گذاری سودآور روبرو هستند، درست مانند شرکت‌های سالم رفتار می کنند. علاوه بر این، ۴۰ درصد از سال‌های دچار مشکل با زیان عملیاتی، بیشتر از سال‌های قبل سرمایه گذاری می کنند، زیرا مدعیان سهام می خواهند شرکت‌ها را زنده نگه دارند و سرمایه گذاری‌ها را تامین کنند. بنابراین، اگر فرضیه قیمت گذاری نادرست سرمایه گذاری مسئول ناهنجاری تعهدی باشد، انتظار می رود که این ناهنجاری ارقام تعهدی در شرکت‌های دچار بحران مالی، به ویژه در شرکت‌هایی با سطوح بالای سرمایه گذاری اتفاق بیفتد. لذا فرض می شود ناهنجاری ارقام تعهدی در شرکت‌های دارای بحران مالی با سطوح بالای سرمایه گذاری وجود داشته باشد. نتایج به دست آمده در این پژوهش از بعد معناداری با نتایج پژوهش‌های نگوین و همکاران (۲۰۲۲)، وانگ و ژو (۲۰۲۲) چناری و دارابی (۱۴۰۱)، عزیزی و همکاران (۱۴۰۱) همخوانی دارد.

در راستای پژوهش انجام شده و نتایج به دست آمده از آن برخی از پیشنهاد‌های پژوهش به شرح زیر بیان می شود:

با توجه به نتایج پژوهش به سازمان بورس اوراق بهادار که نهادی نظارتی است - پیشنهاد می شود از طریق نظارت بیشتر بر کیفیت و شفافیت سیستم گزارش‌های مالی شرکت‌های فعال در بازار، آنها را به ارائه اطلاعاتی باکیفیت و شفاف ملزم کند و برای جلب اعتماد سرمایه گذاران، الزاماتی را برای افشای اطلاعات لازم در زمینه محدودیت‌های تأمین مالی از سوی شرکت ها قرار دهد.

با توجه به تاثیر بحران مالی بر ناهنجاری ارقام تعهدی باید موضوعاتی همچون کاهش اتکاپذیری صورت های مالی، کاهش کارایی بورس، افزایش ریسک بازار افزایش عدم تقارن اطلاعاتی و در نهایت شکست بازار توسط سازمان بورس و اوراق بهادار مورد بررسی قرار گیرد.

با توجه به نتایج پژوهش به مدیران شرکت‌ها پیشنهاد می‌گردد که پیش از تأمین مالی منابع، ابتدا فرصت‌های سرمایه‌گذاری مناسب را در راستای حداکثر نمودن ارزش شرکت و توانایی بازپرداخت تسهیلات، شناسایی و سپس مناسب‌ترین گزینه را انتخاب نمایند.

برای پژوهش‌های آتی نیز پیشنهاد‌های زیر ارائه می‌گردد:

۱. تکرار این پژوهش در هر یک از صنایع مختلف به صورت جداگانه.
۲. بررسی پایداری و محتوای اطلاعاتی اجزای نقدی سود در دوران بحران مالی.
۳. مشکلات مالی، مدیریت سود و قیمت‌گذاری بازار اقلام تعهدی در طول بحران مالی جهانی.
۴. تأثیر اقلام تعهدی حسابداری قبل، در طول و بعد از یک بحران مالی.

منابع

- ✓ چناری بوکت، حسن، دارابی، رویا، (۱۴۰۱)، تأثیر سیاست تأمین مالی بر ناهنجاری اقلام تعهدی با تأکید بر مدیریت سود مبتنی بر هدف دستیابی به آستانه‌های سود. قضاوت و تصمیم‌گیری در حسابداری و حسابرسی، مقالات آماده انتشار، پذیرفته شده، انتشار آنلاین از تاریخ ۰۵ مرداد ۱۴۰۰.
- ✓ عزیزی، فرهاد، قدرتی زوارم، عباس، نجاری، عظیمه، قلی پور پاشا، هادی، (۱۴۰۱)، بررسی ارتباط بین محدودیت‌های مالی، تولید ناخالص داخلی و اقلام تعهدی اختیاری، رویکردهای پژوهشی نوین در مدیریت و حسابداری، دوره ۶، شماره ۲۰، صص ۲۵۵۱-۲۵۷۷.
- ✓ کردستانی، غلامرضا، تاتلی، رشید، (۱۳۹۳)، ارزیابی توان پیش‌بینی مدل‌های ورشکستگی (مقایسه مدل‌های اولیه و تعدیل شده)، دانش حسابرسی، دوره ۱۴، شماره ۵۵، صص ۵۱-۷۰.
- ✓ نصیرزاده، فرزانه، مرنندی، زکیه، (۱۴۰۰)، رابطه بین مسئولیت‌پذیری اجتماعی و بحران‌های مالی با تأکید بر نقش ارتباطات سیاسی، اقتصاد باثبات و توسعه پایدار، دوره ۲، شماره ۲، صص ۸۱-۱۰۸.
- ✓ Anagnostopoulou, S.C., Tsekrekos, A.E., (2016). The effect of financial leverage on real and accrual-based earnings management. *Account. Bus. Res.*, 1-47
- ✓ Avramov, D., Chordia, T., Jostova, G., Philipov, A., (2013). Anomalies and financial distress. *J. Financ. Econ.* 108 (1), 139-159.
- ✓ Bhagat, S., Moyen, N., Suh, I., (2005). Investment and internal funds of distressed firms. *J. Corporate Finance* 11 (3), 449-472.
- ✓ Campa, D., (2015). The impact of SME's pre-bankruptcy financial distress on earnings management tools. *Int. Rev. Financial Anal.* 42, 222-234.
- ✓ Dopuch, N., Seethamraju, C., Xu, W., (2010). The pricing of accruals for profit and loss firms. *Rev. Quant. Financ. Acc.* 34 (4), 505-516.
- ✓ Fairfield, P.M., Whisenant, J.S., Yohn, T.L., (2003). Accrued earnings and growth: Implications for future profitability and market mispricing. *Account. Rev.* 78 (1), 353-371.
- ✓ Gu, M., (2020). Distress risk, investor sophistication, and accrual anomaly. *J. Account., Audit. Finance* 35 (1), 79-105.
- ✓ Konstantinidi T. Kraft A. and Pope P. F. (2016). Asymmetric Persistence and the Market Pricing of Accruals and Cash Flows, *Journal of Accounting, Finance and Business Studies*, 1(52): 140-165.
- ✓ Khan, M., (2008). Are accruals mispriced? evidence from tests of an intertemporal capital asset pricing model. *J. Account. Econ.* 45 (1), 55-77.
- ✓ Li, Y., Niu, J., Zhang, R., Largay III, J.A., (2011). Earnings management and the accrual anomaly: Evidence from China. *J. Int. Financial Manage. Acc.* 22 (3), 205-245.

- ✓ Nguyen, Hang Thu. Alphonse, Pascal. Nguyen, Hiep Manh. (2022). Financial distress and the accrual anomaly, *Journal of Contemporary Accounting and Economics*, 18(3): 1-17.
- ✓ Pincus, M., Rajgopal, S., Venkatachalam, M., (2007). The accrual anomaly: International evidence. *Acc. Rev.* 82 (1), 169–203.
- ✓ Richardson, S.A., Sloan, R.G., Soliman, M.T., Tuna, I.R., (2006). The implications of accounting distortions and growth for accruals and profitability. *Acc. Rev.*, 81 (3), 713–743.
- ✓ Saleh, N.M., Ahmed, K., (2005). Earnings management of distressed firms during debt renegotiation. *Acc. Bus. Res.* 35 (1), 69–86.
- ✓ Thomas, J.K., Zhang, H., (2002). Inventory changes and future returns. *Rev. Acc. Stud.* 7 (2–3), 163–187.
- ✓ Wang; Ya-nan Zhou, Lu-yao. (2021). Empirical Study of Finance Distress Prediction Based on Accounting anomalies, 2021 2nd International Conference on Big Data Economy and Information Management (BDEIM).
- ✓ Xie, H., (2001). The mispricing of abnormal accruals. *Acc. Rev.* 76 (3), 357–373.

