به نام خدا

فصلنامهٔ

پژوهش‌های تجربی حسابداری "نشریه علمی"

سال نهم، شمارهٔ ۳۳، پاییز ۱۳۹۸

این فصلنامه "نشریه علمی" طبق نامهٔ شمارهٔ ۳/۱۸۱۶۵۵ مورخ ۱۳۹۱/۸/۱۳ وزارت علوم، تحقیقات و فناوری از شماره سوم با درجه علمی ـ پژوهشی منتشر می‌شود.

صاحب امتیاز: دانشگاه الزهرا (س)

مدیر مسئول: سید علی حسینی

سردبیر: علی رحمانی

عضو هیئت تحریریه	دانشگاه	درجه علمی	رشته
امید پورحیدری	دانشگاه شهید باهنر کرمان	استاد	حسابداری
حمید پورجلالی	دانشگاه هاوایی ایالات متحده امریکا	استاد	حسابداری
رضوان حجازی	دانشگاه الزهراء (س)	استاد	حسابداری
سید احمد خلیفه سلطانی	دانشگاه الزهراء (س)	دانشیار	حسابداری
علی رحمانی	دانشگاه الزهراء (س)	استاد	حسابداری
ذبیح اله رضایی	دانشگاه ممفیس ایالات متحده امریکا	استاد	حسابداری
حسین سجادی	دانشگاه شهید بهشتی	استاد	حسابداری
غلامرضا سلیمانی امیری	دانشگاه الزهراء (س)	دانشیار	حسابداری
شهناز مشایخ	دانشگاه الزهراء (س)	دانشیار	حسابداری
بیتا مشایخی	دانشگاه تهران	دانشیار	حسابداری
ساسان مهرانی	دانشگاه تهران	دانشیار	حسابداری
سعید همایون	دانشگاه گاول سوئد	دانشیار	حسابداری
حسن یزدی فر	دانشگاه سالفورد انگلستان	استاد	حسابداری

ویراستار علمی و ادبی: نازنین بشیری منش

ویراستار انگلیسی: الهه ابراهیمی

صفحه‌آرا: خدیجه اسفندی

کارشناس نشریه: اعظم پاک خصال

چاپ و صحافی: کارگاه گرافیک رامتین

نشانی: تهران، میدان شیخ بهایی شمالی، دانشگاه الزهراء (س)، دانشکدهٔ علوم اجتماعی و اقتصادی

کد پستی: ۱۹۹۳۸۹۳۹۷۳

تلفن و نمابر: ۸۸۲۱۲۵۷۸

تارنما: http: //jera. alzahra. ac. ir

رایانامه: jera@alzahra. ac. ir

خط مشی انتشار مجله

فصلنامه پژوهش‌های تجربی حسابداری نشریه‌ای علمی است که با رسالت توسعهٔ دانش و پژوهش حسابداری در کشور، به انتشار مقاله‌های پژوهشی*درحوزهٔ حسابداری مبادرت می‌کند. مقالات با رویکرد تجربی/ آرشیوی، آزمایش، بین رشته ای/ انتقادی، بازارپایه، پیمایش و مدل سازی که از ویژگی اصالت و نوآوری برخوردار باشند، در اولویت بررسی و انتشار خواهند بود. مهم ترین حوزه‌های مورد تأکید برای انتشار مقاله‌ها به شرح زیر می‌باشد:

۱. پژوهش‌های تجربی حسابداری در بازار سرمایه و بازار پول
۲. پژوهش‌های تجربی در حسابرسی و اطمینان بخشی
۳. پژوهش‌های تجربی در گزارشگری مالی و راهبری شرکتی

راهنمای تدوین و شرایط پذیرش مقاله‌ها

مقاله‌های ارسال‌شده پس از داوری تخصصی و در صورت تأیید هیئت تحریریه، به‌چاپ می‌رسد. از تمامی استادان و پژوهشگران گرامی که مقاله‌های خود را برای چاپ به این فصلنامه ارسال می‌کنند، تقاضا می‌شود، در تنظیم مقاله به موارد زیر توجه کنند.

۱. شکل مقاله

مقاله درمحیط نرم‌افزاری Word 2007، در اندازهٔ صفحهٔ A4 (حاشیه‌ها از بالا ۴، پایین ۶/۵، چپ ۴/۵ و راست ۵ سانتی‌متر)، قلم فارسی متن B Nazanin با اندازه قلم: برای عنوان مقاله ۱۶ و برای نام نویسندگان ۱۲ به صورت پررنگ (Bold) و وسط چین؛ قلم فارسی متن B Zar با اندازهٔ قلم: برای قسمت چکیده ۱۱، متن اصلی مقاله ۱۲، پی نوشت ۱۱، منابع ۱۱، واژه‌های کلیدی ۱۰ و محتوای فارسی نگاره‌ها ۱۰؛ فاصله بین خطوط یک سانتی متر وتورفتگی ابتدای هر پاراگراف معادل ۰/۳ سانتی متر و ردیف شده (Justify)؛ قلم انگلیسی متن Times New Roman با اندازهٔ قلم: برای عنوان انگلیسی (پررنگ) ۱۴، چکیده انگلیسی ۱۲، فرمول‌ها ۱۱ (چپ چین)، پی نوشت ۱۱، منابع ۱۱، محتوای انگلیسی نگاره‌ها ۹، طبقه‌بندی موضوعی ۸؛ عناوین نگاره‌ها و نمودارها ایتالیک وپررنگ (Bold)، دارای فاصله ۶ سانتی متر قبل و بعد از نگاره و نمودار و به صورت وسط چین؛ حداکثر در ۱۸ صفحه (شامل منابع و ماخذ) و بدون

شماره گذاری صفحات، حروف‌چینی و فایل اصلی مقاله و فایل بدون نام نویسنده از طریق سامانه‌ی دریافت مقاله‌ها www. jera. ir ارسال شود. تا جایی که ممکن است، در متن مقاله از عکس استفاده نشود و در صورت استفاده، عکس با کیفیت بالا و سیاه و سفید باشد.

۲. ساختار مقاله

۲-۱. صفحهٔ جلد مقاله: این صفحه باید شامل موارد زیر باشد:

- عنوان کامل مقاله؛
- نام نویسنده یا نویسندگان (نام نویسنده‌ای که عهده‌دار مکاتبات است، با علامت ستاره مشخص شود)؛
- رتبهٔ علمی و نام مؤسسه یا دانشگاه یا محل اشتغال (به صورت فارسی و انگلیسی)، نشانی کامل نویسنده‌ای که عهده‌دار مکاتبات است، شامل: نشانی پستی، شمارهٔ تلفن، نمابر و نشانی پست الکترونیک (برای تمام نویسندگان)؛
- در ذکر نام نویسنده‌ها از القاب و عناوین استفاده نشود و فقط رتبهٔ علمی و محل خدمت درج شود.

۲-۲. صفحهٔ اول مقاله: عنوان و چکیدهٔ مقاله به زبان فارسی. چکیده در چهار پاراگراف شامل موضوع و هدف مقاله، روش پژوهش، یافته‌های پژوهش، و نتیجه‌گیری و اصالت و افزوده آن به دانش (در مجموع حداکثر۱۶۵ کلمه) و واژه‌های کلیدی (حداکثر پنج واژه) و کد طبقه‌بندی JEL باشد. این کدگذاری برای طبقه‌بندی موضوعی در ادبیات اقتصادی طراحی شده است و جزئیاتِ نحوهٔ استفاده از آن در پایگاه اینترنتی:

< http: //www. aeaweb. org/jel/guide/jel. php >قابل دسترسی است.

۲-۳. صفحهٔ دوم تا انتهای مقاله: این بخش باید در بردارندهٔ موارد زیر باشد:

- مقدمه (چند پاراگراف شامل بیان مسئله، مبانی نظری، هدف، اهمیت و ضرورت آن)؛
- مروری بر پیشینهٔ (صرفا پژوهش‌های مرتبط وبه ترتیب زمانی یا موضوعی بررسی شود و نتیجه آن در پایان این بخش استخراج ماتریس نظریه و یا مدل مفهومی یا تحلیلی باشد که متغیرهای پژوهش را مستند می‌سازد و تدوین فرضیه‌های پژوهش؛
- روش پژوهش (شامل: روش پژوهش، ابزار گردآوری اطلاعات، فنون تجزیه و تحلیل و مدل آزمون فرضیه‌ها، تعریف متغیرهای مورد مطالعه و تعریف عملیاتی آن‌ها (می تواند در

همان بخش مدل‌های آزمون فرضیه ارائه شود و در این صورت نیازی به تکرار ندارد)، جامعهٔ آماری، حجم نمونه و روش نمونه‌گیری)؛
- یافته‌های پژوهش (شامل: ارائه یافته‌ها، مقایسهٔ آن با یافته‌های پژوهش‌های مذکور در پیشینه و تفسیر انطباق یا ناسازگاری یافته‌ها با پژوهش‌ها و نظریه‌ها)؛
- نتیجه‌گیری (شامل: خلاصهٔ مسئله، ارائه خلاصهٔ نتایج و نتیجه‌گیری کلی و ارائه پیشنهادها بر مبنای نتایج (توصیه‌های سیاستی صرفا در تحقیقات کاربردی ضرورت دارد)، و در صورت لزوم پیشنهاد برای پژوهش‌های آتی با توجه به محدودیت‌های پژوهش یا چگونگی توسعهٔ پژوهش حاضر)؛
- فهرست منابع.
- چکیده انگلیسی (که باید ترجمه مفهوم و روانی از چکیده فارسی باشد).

۳. ارجاع‌های درون‌متنی

به منظور ارجاع‌ها در متن مقاله از روش APA (ای. پی. ای) استفاده می‌شود؛ به این ترتیب که:
- نام خانوادگی نویسنده همراه با سال انتشار آن در متن به صورت فارسی ارائه می‌شود و نیازی به ذکر معادل انگلیسی اسامی در پی نوشت نمی‌باشد. چنانچه تعداد نویسندگان بیش از یک نفر بود از ویرگول (،) و چنانچه تعداد منابع مورد استناد بیش از یک عدد بود از نقطه ویرگول (؛) به منظور جدا سازی استفاده شود.
- هر منبعی که در متن مقاله به آن اشاره می‌شود، باید اطلاعات کامل آن در فهرست منابع درج شود و به غیر از این منابع، منبع دیگری در فهرست منابع و ماخذ درج نشود.
در صورت نیازبه توضیحات لازم دربارهٔ اصطلاح‌ها و یا ذکر معادل‌های انگلیسی واژه‌های درون متنی (به غیر از اسامی نویسندگان)، از پی‌نوشت استفاده شود. در متن به هیچ عنوان نباید عبارات و اصطلاحات انگلیسی ارائه شود، مگر در مورد فرمول‌ها و معادله‌ها.

۴. فهرست منابع

برای تنظیم فهرست منابع، از روش ارجاع APA (ای. پی. ای) استفاده می‌شود؛ به این ترتیب که ابتدا منابع فارسی و پس از آن منابع انگلیسی، به ترتیب حروف الفبا و بر اساس نام خانوادگی نویسنده، به شرح زیر ذکر و شماره گذاری می‌شود:

۴-۱. کتاب: نام خانوادگی، نام کامل نویسنده. (نقطه و یک فاصله) (سال انتشار). (نقطه و یک فاصله) نام کتاب با حروف ایتالیک، (ویرگول و یک فاصله) نام مترجم، (ویرگول و یک فاصله) محل انتشار (دو نقطه و یک فاصله) نام انتشارات. (نقطه)

۴-۲. مقاله: نام خانوادگی، نام کامل نویسنده. (نقطه و یک فاصله) (تاریخ انتشار). (نقطه و یک فاصله) عنوان مقاله. (نقطه و یک فاصله) نام نشریه با حروف ایتالیک، دوره (شماره) با حروف ایتالیک، (ویرگول و یک فاصله) شماره صفحه شروع – (خط فاصله) پایان مقاله. (نقطه)

۴-۳. مقالات برخط: نام خانوادگی، نام کامل نویسنده. (نقطه و یک فاصله) (تاریخ انتشار). (نقطه و یک فاصله) عنوان مقاله. (نقطه و یک فاصله) نام نشریه با حروف ایتالیک، دوره (شماره) با حروف ایتالیک، (ویرگول و یک فاصله) شماره صفحه شروع – (خط فاصله) پایان مقاله. (نقطه ویک فاصله) دریافت شده از (دو نقطه و یک فاصله) آدرس سایت

۴-۳. گزارش‌ها و سایر منابع: در این‌باره نیز اطلاعات کافی و کامل ارائه شود.

-در فهرست منابع چنانچه تعداد نویسندگان بیش از یک نفر بود، اسامی آن‌ها با استفاده از نقطه ویرگول (؛) جدا شود.

- فهرست منابع نیازمند شماره گذاری نمی‌باشد. چنانچه بیش از یک عنوان از یک یا چند نویسنده مورد استناد قرار گرفته باشد، علاوه بر رعایت ترتیب حروف الفبا، ترتیب سال انتشار نیزرعایت شود؛ به این صورت که کتاب یا مقاله‌ای که زودتر (قدیمی تر) انتشار یافته است، در فهرست زودتر درج می‌شود. به منظور جلوگیری از بروز اشتباه بین منابع مختلف درج شده در فهرست، شروع هر منبع بدون تورفتگی یا بیرون زدگی خواهد بود و چنانچه عبارت طولانی شد، ادامه با تو رفتگی (با استفاده از تکنیک Hanging) ۰/۵ سانتی متر می‌باشد.

۵. نمودارها، نگاره‌ها و فرمول‌ها

عنوان نمودارها در زیر و عنوان نگاره‌ها در بالای آن‌هادرج شود. بهتر است نمودارها و نگاره‌ها، در داخل متن و پس از جایی که به آنها اشاره شده، درج شوند. برای شماره‌گذاری از شمارهٔ ۱ (عددی و داخل پرانتز، مانند نگاره (۱)) تا... استفاده شود. داخل نگاره‌ها باید به فارسی نوشته شود و درشرایط استفاده ممیز، از به‌کار بردن نقطه به‌جای ممیز خودداری گردد؛ در صورت ضرورت ضمن درج عنوان فارسی متغیرها، یک ستون می‌تواند به نمادهای مورد استفاده برای متغیر به زبان انگلیسی به گونه‌ای که در معادله‌ها و مدل‌ها استفاده شده اختصاص

یابد. عناوین ستون‌ها در نگاره‌ها، به صورت وسط چین بوده و سطر اول هر نگاره که شامل عناوین ستون‌هاست با رنگ طوسی و درجه روشنی ۲ نمایش داده شود. برای اشاره به محتوای نگاره‌ها و نمودارها در متن، می‌بایست با استفاده از شماره آن‌ها، ارجاع مناسب صورت گیرد. فرمول‌ها نیز در نگاره‌هایی دو ستونی به صورت خطوط نامرئی (No Border) ارائه و به صورت مدل (۱) (عددی و داخل پرانتز) تا... شماره گذاری شوند.

۶. پی نوشت‌ها

اصطلاحات انگلیسی و برخی توضیحات لازم در پی نوشت (نه زیر نویس) و به صورت نگاره چهار ستونی (شامل شماره پی نوشت و محتوای پی نوشت) با خطوط نامرئی (No Border) ارائه شود. شماره گذاری پی نوشت‌ها به صورت متنی و بدون استفاده از تکنیک EndNote در ورد درج شود.

فهرست مطالب

مدیریت سود فرصت طلبانه و کارآ و رابطه آن با محدودیت‌های مالی: آزمون فرضیه بدهی تئوری‌های اثباتی حسابداری ۱
مهدی ذوالفقاری، قدرت االه طالب نیا، زهرا پورزمانی

بررسی تأثیر کیفیت گزارشگری مالی بر رابطه بین بیش‌اطمینانی مدیریت و کارایی سرمایه‌گذاری در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران..... ۲۵
یحیی حساس یگانه، مسعود حسنی القار

بررسی نقش تعدیلی تخصص حسابرس بر رابطه بین معاملات با اشخاص وابسته و کارایی سرمایه‌گذاری..... ۵۵
محمدرضا مهربان پور، محمدمهدی دانا، محمد بنافی

رفتار احساسی سرمایه‌گذاران و مدیریت سود حسابداری..... ۷۷
نازنین بشیری منش، جواد اورادی

ارائه مدل ارزیابی عملکرد حسابرسی داخلی در ایران..... ۱۰۱
محمدرضا نیکبخت، مریم قدس حسن آباد

تأثیر تجدید ارائه صورت‌های مالی بر سیاست نگهداشت وجه نقد..... ۱۲۳
محمد نصیری، ایوب یغمائی علیشاه

آنچه اقلام تعهدی در مورد جریان‌های نقدی آتی می‌گویند..... ۱۴۳
فرزانه یوسفی اصل، الهام حمیدی، سیدجواد میرعباسی

بررسی تأثیردانش مالی اعضای هیئت مدیره بر مدیریت واقعی سود..... ۱۷۱
محمد وحدانی، الهام علی اکبری

تحلیل رابطه ویژگی‌های حاکمیت شرکتی و سود شرکت بر چسبندگی هزینه و محافظه‌کاری در بازار سرمایه ایران با رویکرد معادلات ساختاری..... ۱۹۹
پریسا پازوکی، رویا دارابی

رابطه بین توانایی مدیریت و حق‌الزحمه حسابرسی با تأکید بر نقش درماندگی مالی..... ۲۲۱
علی ثقفی، مجتبی عالی فامیان

بررسی تأثیر ثبات مدیریتی بر مدیریت سود شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران..... ۲۴۵
حسن ولیان، محمدرضا عبدلی، علی استاد هاشمی، رضا طهماسبی زاده

مدل عوامل مؤثر بر قضاوت و تصمیم‌گیری در خصوص تقلب مرتبط با دارایی‌ها..... ۲۷۷
زهرا شمس، مهناز ملا نظری

تأثیر ارتباطات سیاسی بر مسئولیت‌پذیری اجتماعی شرکت با تاکید بر رقابت بازار محصول..... ۳۰۱
رسول برادران حسن زاده، عیسی ابیضی ، رامین نامور

اثر پراکندگی جغرافیایی بر مدیریت سود برپایهٔ اقلام تعهدی و مدیریت سود برپایهٔ فعالیت‌های واقعی.....۳۲۷
مهدیه طاهری، مجید عظیمی یانچشمه

بررسی تأثیر اجتناب مالیاتی بر ریسک مالیاتی شرکت‌ها.....۳۵۳
محمدعلی ساری ، حسین اعتمادی

پژوهش‌های تجربی حسابداری
سال نهم، شماره ۳۳، پاییز ۱۳۹۸، صص ۱ - ۲۳

مدیریت سود فرصت طلبانه و کارآ و رابطه آن با محدودیت‌های مالی: آزمون فرضیه بدهی تئوری‌های اثباتی حسابداری

مهدی ذوالفقاری*، قدرت االه طالب نیا، زهرا پورزمانی*****

تاریخ دریافت: ۲۲ / ۹۵/۱۱
تاریخ پذیرش: ۲۴ / ۹۶/۰۳

چکیده

علی‌رغم وجود مبانی نظری قوی پیرامون مدیریت سود، چگونگی تأثیر استفاده از اقلام تعهدی اختیاری بر تصمیمات مالی شرکت‌ها به‌درستی تبیین نشده است. شرکت‌هایی که با محدودیت مالی مواجه هستند می‌توانند با استفاده از اقلام تعهدی اختیاری با علامت‌دهی مثبت به بازار الزامات قراردادهای بدهی را تا اندازه‌ای تعدیل کنند و هزینه بدهی خود را کاهش دهند. هدف این پژوهش بررسی رابطه بین مدیریت سود فرصت‌طلبانه و کارا با محدودیت‌های مالی است. برای دستیابی به هدف پژوهش، ۹۴ شرکت از شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۸۰ تا ۱۳۹۵ برای نمونه آماری انتخاب شدند. همچنین برای اندازه‌گیری متغیر مدیریت سود و انواع آن از رگرسیون غلتان و داده‌های سری زمانی استفاده شد. برای آزمون فرضیه اول از رگرسیون چند متغیره با استفاده از داده‌های ترکیبی و برای آزمون فرضیات دوم و سوم از رگرسیون چند متغیره با استفاده از داده‌های مقطعی استفاده گردید. نتایج حاکی از آن است که بین محدودیت مالی و مدیریت سود رابطه مثبت و معنی‌داری وجود دارد. همچنین با تفکیک مدیریت سود به دو نوع مدیریت سود کارا و فرصت‌طلبانه، مشخص گردید که محدودیت مالی با مدیریت سود کارا رابطه معنی‌داری ندارد ولی با مدیریت سود فرصت‌طلبانه رابطه مثبت و معنی‌داری دارد؛ بنابراین در بازار سرمایه ایران، مدیران حتی هنگام مواجه شدن با محدودیت مالی هم مدیریت سود را به‌صورت فرصت‌طلبانه و در راستای منافع شخصی خود انجام می‌دهند.

واژه‌های کلیدی: اقلام تعهدی اختیاری، مدیریت سود فرصت‌طلبانه، مدیریت سود کارا، محدودیت مالی.

طبقه‌بندی موضوعی: M41,G32.

DOI: 10.22051/jera.2017.14103.1597

* دانشجوی دکتری رشته حسابداری، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد علوم و تحقیقات، تهران، ایران، (zolfaghari.mhd@gmail.com).

** دانشیار گروه حسابداری، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد علوم و تحقیقات تهران، تهران، ایران، نویسنده مسئول، (gh_talebnia@yahoo.com).

*** دانشیار گروه حسابداری، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد تهران مرکزی، تهران، ایران، (zahra.poorzamani@yahoo.com)

مقدمه

علی‌رغم وجود مبانی نظری قوی پیرامون مدیریت سود، تحلیل های کمتری در باره چگونگی تأثیر اقلام تعهدی اختیاری بر تصمیمات مالی شرکت‌ها صورت گرفته است. ما در تلاش هستیم تا این موضوع را فرضیه بندی و آزمون کنیم که آیا گزارشگری اقلام تعهدی استراتژیک شرکت‌ها (اقلام تعهدی اختیاری) می‌تواند با علامت‌دهی مثبت به بازار و کمک به تأمین مالی پروژه‌های ارزشمند شرکت‌هایی که دارای محدودیت مالی هستند، محدودیت مالی آن‌ها را برطرف کند یا خیر! بر خلاف ادبیات نظری مدیریت سود که فعالیت‌های یک واحد تجاری را مبهم جلوه می‌دهد (جیمز اس لینک و همکاران (۲۰۱۳))، ما قصد داریم از اقلام تعهدی اختیاری در جهت بهبود تصمیمات استفاده‌کنندگان و هم چنین غنی‌تر شدن اطلاعات حسابداری استفاده کنیم. حدس ما این است که اگر یک شرکت دارای محدودیت مالی، پروژه‌های ارزشمندی داشته باشد و با استفاده از اقلام تعهدی اختیاری علامت دهی مثبتی به بازار دا شته با شد، می‌تواند در کوتاه مدت قیمت سهام خود را از این طریق افزایش دهد و با این علامت‌دهی، سرمایه مورد نیاز برای تأمین مالی پروژه‌های خود را کسب کند. اگرچه این علامت‌دهی برای شرکت پرهزینه است اما شرکت را قادر می‌سازد تا سرمایه مورد نیاز برای سرمایه گذاری‌های کارا را افزایش دهد[1]. عقیده ما این است که استفاده استراتژیک از اقلام تعهدی اختیاری باعث بهبود اطلاعات سرمایه‌گذاری و حداکثر سازی ارزش شرکت می‌گردد؛ به عبارت دیگر شرکت‌های دارای محدودیت مالی به صورت کارا می‌توانند از اقلام تعهدی اختیاری در جهت سرمایه‌گذاری فراتر از انتظار استفاده کنند.

برخی پژوهش‌ها نظیر لوویس و رابینسون (۲۰۰۵) نشان می‌دهند که تأمین مالی از طریق جذب سرمایه موردنیاز و کسب بازده کافی ناشی از سرمایه‌گذاری باعث بهبود عملکرد شرکت می‌گردد و اصطکاک موجود در بازار[2] را کاهش می‌دهد. از طرف دیگر کدیا و فیلیپون (۲۰۰۹) نشان داده‌اند که مدیران می‌توانند با مدیریت سود و سرمایه‌گذاری گسترده در پروژه‌های سودآور، جنبه‌های منفی عملکرد خود را از دید سرمایه‌گذاران پنهان کنند. نتیجه پژوهش جیمز اس لینک و همکاران (۲۰۱۳) نشان می‌دهد که شرکت های با محدودیت مالی بالا که اقلام تعهدی بالاتری نیز دارند، در مقایسه با شرکت‌های دارای محدودیت مالی و دارای اقلام تعهدی پایین‌تر، بازده بیشتری را تجربه و گزارش می‌کنند.

آن‌ها دلیل این امر را دستیابی شرکت‌های دارای اقلام تعهدی بالاتر به منابع مالی و سرمایه‌گذاری این منابع در پروژه‌های سودآور عنوان کردند.

به عقیده ما شرکت‌ها می‌توانند از اقلام تعهدی اختیاری در جهت افشاء اطلاعات مفیدتر استفاده کنند. مدیران خوش‌بین که شرکت آن‌ها با پروژه‌های سودآور و ارزشمند مواجه است ولی با محدودیت‌های مالی مواجه هستند می‌توانند از اقلام تعهدی اختیاری برای انتقال اطلاعات به بازار استفاده کنند و از این طریق محدودیت‌های مالی را برطرف نموده و باعث افزایش کارایی سرمایه‌گذاری شوند. از دستاوردهای مهم مورد انتظار این پژوهش این است که اولاً یکی از مهم‌ترین فرضیات تئوری‌های اثباتی حسابداری (فرضیه بدهی) و همچنین نظریه عدم تقارن اطلاعاتی را به‌صورت تجربی در بازار سرمایه ایران آزمون می‌کند. دوما اعتبار دهندگان و سرمایه‌گذاران را از قصد و نیت مدیران از مدیریت سود هنگام مواجه شدن با محدودیت‌های مالی آگاه می‌سازد.

مبانی نظری و تدوین فرضیه‌های پژوهش

تئوری اثباتی حسابداری به روابط میان اشخاص مختلفی که منابع واحد تجاری را تأمین می‌کنند، توجه دارد و چگونگی کمک حسابداری در انجام این وظیفه را توضیح می‌دهد. نمونه‌هایی از این روابط عبارت‌اند از رابطه بین مالکان (تأمین‌کنندگان سرمایه) و مدیران (عرضه‌کنندگان کار مدیریت) یا رابطه بین اعتباردهندگان و مدیران شرکت. روابط مزبور مستلزم تفویض تصمیم‌گیری از یک طرف (موکل) به‌طرف دیگر (وکیل یا نماینده) است که از آن به‌عنوان رابطه کارگزاری یاد می‌شود. تئوری اثباتی حسابداری بر این فرض اقتصادی مبتنی است که اعمال اشخاص برای نفع شخصی انجام می‌شود و اشخاص این اعمال را برای افزایش ثروت خود به طریقی فرصت‌طلبانه انجام خواهند داد. (نیکومرام و بنی‌مهد، تئوری حسابداری).

غالباً سه فرضیه اصلی در متون و مباحث تئوری اثباتی حسابداری برای توضیح و پیش بینی اینکه چرا یک سازمان با یک رویه حسابداری خاص مخالف است و یا از آن حمایت می‌کند، وجود دارد. این سه فرضیه عبارت‌اند از: فرضیه پاداش مدیریت (فرضیه طرح پاداش)، فرضیه هزینه سیاسی، فرضیه بدهی (فرضیه بدهی به سرمایه).

فرضـــیه پاداش مدیریت پیش بینی می کند که اگر به مدیر بر حســـب یکی از معیارهای عملکرد نظیر سود حسابداری پاداش داده شود، در آن صورت مدیر در تلاش خواهد بود تا از آن گروه روش‌های حسابداری استفاده کند که سود را افزایش دهد تا در نتیجه پاداش او افزایش یابد. فرضیه هزینه سیاسی پیش بینی می کند که به‌احتمال زیاد شرکت‌های بزرگ در مقایسه با شرکت‌های کوچک از رویه‌های حسابداری استفاده می کنند که سود را کمتر نشان دهند. اندازه و بزرگی شرکت شاخصی برای توجه و مد نظر بودن سیاسی است. بر اساس این فرضـیه، فرض بر این اسـت که اگر اشـخاص طرف قرارداد شـرکت، بدانند که سـود حسابداری نشان دهنده تملک انحصاری مالک نسبت به سود است، در آن صورت ممکن اسـت این آگاهی برای شـرکت گران تمام شـود. فرضـیه بدهی پیش بینی می کند که نسـبت بالای بدهی به سرمایه در شرکت‌ها به‌احتمال زیاد موجب خواهد شد تا مدیران از روش‌های حسابداری برای افزایش سود استفاده کنند. نسبت بالای بدهی به سرمایه منجر می شود که شـرکت در قراردادهای بدهی خود با الزامات و شـرط‌هایی از جانب وام دهنده روبرو شـود. الزامات مزبور، احتمال نقض قرارداد و وقوع هزینه های ناشـــی از نکول بدهی را افزایش می‌دهد. مدیران به‌واسطه انتخاب روش‌های حسابداری افزاینده سود، در تلاش هستند تا از الزامات قراردادهای بدهی و هزینه‌های نکول بکاهند.

از این رو، اگر شـــرکتی با وام دهندگان برای دریافت وام وارد مذاکره شـــود و اگر این مذاکره منجر به تنظیم قراردادهای بدهی مبتنی بر ارقام حســـابداری گردد، (مثلاً در قرارداد، وام گیرنده ملزم به داشـــتن حد معینی از نســـبت بدهی به ســـرمایه یا نســـبت بدهی به دارایی گردد) در آن صـــورت مدیران این انگیزه را دارند تا از آن دســـته از روش‌های حســـابداری اقتباس کنند که اثرات بالقوه الزامات قراردادهای بدهی را کم کند، مانند اســـتفاده از روش‌های حســـابداری که ســـود و دارایی‌ها را افزایش دهد (نیکومرام و بنی‌مهد، تئوری حسابداری).

مطابق با فرضـــیه بدهی تئوری‌های اثباتی حســـابداری، مدیران تلاش می‌کنند ســـود و دارائی‌های شـرکت را بالاتر نشـان دهند تا هنگام مواجهه با پروژه‌های سـودآور، نیاز به منابع مالی جهت تأمین مالی آن پروژه‌ها و انعقاد قرار دادهای وام بااعتبار دهندگان با چالش مواجه نشـوند. به لحاظ نظری، شـرکت‌هایی که دارای محدودیت مالی هسـتند و نیاز مبرم به تأمین

مالی دارند، سود را مدیریت می‌کنند تا از محدودیت‌ها و الزامات قراردادهای وام بکاهند. این مدیریت سود از طریق اقلام تعهدی صورت می‌گیرد.

این پژوهش قصد دارد تا جنبه‌های مثبت مدیریت سود را بررسی نماید. حدس ما این است که شرکت‌هایی که دارای محدودیت مالی هستند از طریق مدیریت اقلام تعهدی تلاش می‌کنند دسترسی به منابع مالی (بدهی‌ها و سرمایه) را تسهیل کنند؛ و با تأمین مالی پروژه‌های سود آور، کارایی عملیات خود را بهبود بخشند و بازده مورد انتظار سهامداران را افزایش دهند. این فرایند ممکن است جنبه رقابتی به خود بگیرد و شرکت‌های دارای محدودیت مالی با استفاده از روش‌ها و ابزارهای مدیریت سود اقدام به دستکاری سود کرده و از طریق اقلام تعهدی اختیاری اوضاع شرکت را بهتر نشان دهند؛ بنابراین فرضیه بندی اصلی ما می‌تواند بیان این موضوع باشد که شرکت‌های دارای محدودیت مالی بالا، مدیریت سود بیشتری خواهند داشت:

فرضیه اول: بین محدودیت مالی و مدیریت سود رابطه معنی‌داری وجود دارد.

یکی از اهداف گزارشگری مالی، تهیه اطلاعات مفید برای استفاده کنندگان از صورت‌های مالی است تا بتوانند جریانات نقدی آتی شرکت را پیش بینی کنند (FASB، ۱۹۷۸، پاراگراف ۳۷)؛ و از آنجایی که مهم‌ترین ابزار دستیابی به این هدف حسابداری تعهدی است لذا ما معتقدیم که مدیران می‌توانند از اقلام تعهدی به‌عنوان ابزاری برای گزارش اطلاعات محرمانه و خصوصی شرکت استفاده کنند و به این هدف دست یابند. از طرف دیگر این احتمال وجود دارد مدیران در استفاده از اقلام تعهدی که صاحب اختیار هستند از این اختیار خود در جهت دستکاری فرصت‌طلبانه سود استفاده کنند؛ بنابراین مدیریت سود می‌تواند هم منجر به نتایج مثبت برای سرمایه گذاری شود و هم منجر به نتایج منفی. چرا که مدیر با دستکاری سود می‌تواند هم محیط اطلاعاتی را شفاف کند و هم مبهم.

هدف مدیریت از دستکاری سود می‌تواند تحت تأثیر عوامل ساختار دارائی باشد، عواملی مثل رشد شرکت (روبین و وو ۲۰۱۵) یا عوامل تأمین مالی مثل ساختار مالکیت (علی و همکاران ۲۰۰۷). مدیریت سود فرصت‌طلبانه، هزینه‌های نمایندگی شرکت را افزایش می‌دهد چرا که مدیران در این حالت به دنبال منافع شخصی هستند (فرنسیس و همکاران،

۲۰۰۵). از طرف دیگر هموارسازی سود (مدیریت سود قابل پیش بینی) می‌تواند منجر به افزایش ارتباط ارزشی سود و تأثیر مثبت آن بر قیمت سهام گردد (کنی و همکاران، ۱۹۹۸)؛ یعنی مدیریت سود اگر قابل پیش‌بینی باشد (از نوع کارا باشد) باعث کاهش «ریسک اطلاعاتی[۳]» و کاهش «هزینه سرمایه[۴]» شرکت می‌گردد (کراوت و شولین، ۲۰۱۰). از لحاظ تجربی وجود رابطه منفی معنادار و یا عدم رابطه معنادار میان اقلام تعهدی اختیاری و جریان‌های نقدی آتی شرکت، نشان دهنده فرصت طلبانه بودن مدیریت سود است (کردستانی و تاتلی، ۱۳۹۳). در مقابل، اگر مدیران از اختیارات خود برای دستکاری اقلام تعهدی اختیاری و غیر واقعی نشان دادن سود در جهت افزایش ارزش شرکت استفاده کنند، در این صورت مدیریت سود کارآ خواهد بود. مدیریت کارآی سود به معنی بهبود محتوای اطلاعاتی سود در افشاء اطلاعات محرمانه است. به عبارت دیگر افزایش کیفیت تهیه اطلاعات برای کمک به استفاده کنندگان به منظور درک بهتر قدرت سودآوری و وضعیت مالی شرکت است. از نظر تجربی رابطه مثبت معنادار بین اقلام تعهدی اختیاری و جریانات نقدی آتی بیانگر مدیریت سود کاراست (کردستانی و تاتلی، ۱۳۹۳). مطابق با مباحث مطرح شده، ما در تلاش هستیم پاسخی برای این سئوال پیدا کنیم که آیا در شرکت‌های دارای محدودیت مالی مدیریت سود از نوع کارآ است یا از نوع فرصت‌طلبانه؟ حدس ما این است شرکت‌هایی که با محدودیت مالی مواجه هستند مدیریت سود را با مفهوم کارآیی و افزایش جریانات نقدی عملیاتی انجام می‌دهند نه با مفهوم فرصت‌طلبانه. با این کار مدیران در جهت افزایش شفافیت و کاهش ابهامات گزار شگری قدم بر می‌دارند. بنابراین فرضیه دوم و سوم این پژوهش به صورت زیر تدوین می‌گردند:

فرضیه دوم: بین محدودیت مالی شرکت‌ها و مدیریت سود کارآ رابطه مثبت و معنی‌داری وجود دارد.

فرضیه سوم: بین محدودیت مالی شرکت‌ها و مدیریت سود فرصت‌طلبانه رابطه منفی و معنی‌داری وجود دارد.

پیشینه پژوهش

شوجی روسی باو و همکاران (۲۰۱۷) در تحقیق با عنوان" ساختار مالکیت و مدیریت سود در بازارهای نوظهور – دیدگاه نمایندگی نهادی" با بررسی ۱۲۰۰ شرکت از ۲۴ بازار نوظور به این نتیجه رسیدند که مالکیت کنترلی[5] رابطه مثبتی با مدیریت سود دارد. آنها همچنین نشان دادند کیفیت قانونگذاری رابطه منفی بین مالکیت نهادی و مدیریت سود را تقویت می‌کند.

ون هی و همکاران (۲۰۱۷) در تحقیقی با عنوان " سیاست تقسیم سود و مدیریت سود در بین کشورها" با بررسی نمونه‌ای متشکل از ۲۳۴۲۹ شرکت سهامی از ۲۹ کشور به این نتیجه رسیدند که مدیریت سود در شرکت‌هایی که سود سهام پرداخت می‌کنند بیشتر از شرکت‌هایی هست که سود سهام پرداخت نمی‌کنند و این رابطه در کشورهایی که حمایت‌های ضعیفی از سرمایه‌گذاران خود دارند قویتر است.

کردستانی (۲۰۱۶) به بررسی رابطه بین رقابت بازار محصول و مدیریت‌سود پرداخت. هدف این تحقیق مطالعه رابطه بین رقابت شدید در بازار محصول و مدیریت‌سود بود. تا جایی‌که به ابعاد رقابت ارتباط دارد، اندازه بازار، هزینه ثبت و تمرکز، سه فاکتوری هستند که برای اندازه‌گیری رقابت در بازار محصول به‌کار برده می‌شود. برای آزمون فرضیه‌ها، صورتهای مالی ۷۷ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار در دوره ۲۰۱۱-۲۰۰۲ با استفاده از تجزیه و تحلیل رگرسیون مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفت. نتایج نشان داد که فاکتورهای هزینه ثبت و تمرکز صنعت رابطه معنی‌داری با مدیریت‌سود دارد. البته علیرغم مطالعات موجود، رابطه بین اندازه بازار و مدیریت‌سود تایید نشد.

داویت ادات و همکاران (۲۰۱۳) در پژوهشی با عنوان «مدیریت سود قابل پیش بینی در مقابل مدیریت سود فرصت‌طلبانه، پاداش مدیر عامل و عملکرد شرکت»، با ارائه مدلی در جهت تفکیک مدیریت سود از نوع کارا از مدیریت سود فرصت‌طلبانه به این نتیجه رسیدند که در شرکت‌هایی که مدیریت سود از نوع کارا (فرصت‌طلبانه) است، پاداش مدیر عامل به‌عنوان ابزاری برای ایجاد انگیزه، بیشتر (کمتر) است. نتایج پژوهش آن‌ها هم چنین نشان داد که مدیریت سود کارا رابطه مثبتی با بازده آتی شرکت دارد در حالی که مدیریت سود

فرصت‌طلبانه رابطه منفی با بازده آتی دارد. نتایج پژوهش آن‌ها بیانگر این موضوع است که شرکت‌ها با استفاده از اقلام تعهدی اختیاری می‌توانند محتوای اطلاعاتی و انگیزه‌های مدیریتی را افزایش دهند. جیمز اس لینک و همکاران (۲۰۱۳) در پژوهشی با عنوان «آیا مدیران می‌توانند از اقلام تعهدی برای تسهیل محدودیت‌های مالی استفاده کنند؟» به این نتیجه رسیدند که شرکت‌های با محدودیت مالی بالا که اقلام تعهدی بالاتری نیز دارند، در مقایسه با شرکت‌های دارای محدودیت مالی و دارای اقلام تعهدی پایین‌تر، بازده بیشتری را تجربه و گزارش می‌کنند. آن‌ها دلیل این امر را دستیابی شرکت‌های دارای اقلام تعهدی بالاتر به منابع مالی و سرمایه‌گذاری این منابع در پروژه‌های سودآور عنوان کردند. همچنین آن‌ها به این نتیجه رسیدند که استفاده از اقلام تعهدی اختیاری می‌تواند به شرکت‌های دارای محدودیت مالی که پروژه‌های ارزشمندی دارند کمک کند تا محدودیت‌های مالی خود را بر طرف کنند و ارزش شرکت خود را افزایش دهند. هالوک و پیرس (۲۰۱۰) در مقاله‌ای با عنوان معیار جدید در اندازه گیری محدودیت‌های مالی، شرکت‌های محدود شده مالی را بر اساس اطلاعات دستی جمع شده از صورت حساب‌های مالی شناسایی کردند و از طریق آزمون، قابلیت اعتماد معیارهای محدودیت پیشنهاد شده توسط تحقیقات را مورد بررسی قرار دادند و دریافتند که اهرم، جریان نقدی و به‌خصوص اندازه شرکت و قدمت (سن) شرکت پیش‌بینی کننده‌های مفیدی از محدودیت‌های مالی هستند. مک نیکولز و استابن (۲۰۰۸) بیان کردند که گزارش دهی نادرست مالی مانع از تداخل بخش‌های مرتبط مانند هیئت مدیره یا تأمین‌کنندگان سرمایه خارجی برای محدود کردن بیش از حد سرمایه‌گذاری می‌شود.

رضایی و صابر فرد (۱۳۹۵) در تحقیق خود به بررسی تأثیر سطوح مختلف اهرم مالی بر مدیریت سود واقعی پرداختند. ایشان در پژوهش خود تعداد ۱۲۵ شرکت را در قالب دو گروه (شرکت‌های دارای اهرم بالا و پایین) تفکیک نمودند و از معیارهای جریان‌های نقد عملیاتی غیرعادی، هزینه‌های تولید غیرعادی و هزینه‌های اختیاری غیرعادی برای مدیریت سود استفاده کردند. نتایج تحقیق ایشان نشان داد در شرایطی که شرکت‌ها دارای سطح اهرم مالی بالا باشند، تأثیر اهرم مالی بر هریک از معیارهای مدیریت سود واقعی و هم‌چنین بر برآیند معیارهای آن معکوس و معنی‌دار بوده و از طرفی در شرکت‌های دارای اهرن مالی

پایین، تأثیر اهرن مالی هم بر برآیند معیارهای مدیریت سود واقعی و هم بر هریک از معیارهای جداگانه آن به استثنای زمانی که مدیریت سور واقعی جریان‌های نقدی عملیاتی غیرعادی بور نشان از اثری معکوس و معنی‌دار داشت. ابراهیمی و همکاران (۱۳۹۵) در مقاله ای به بررسی ارتباط بین تصمیمات تامین مالی و انواع مدیریت سود پرداختند نتایج پژوهش آنها نشان داد که در شرایط وجود اهرم مالی، شرکت‌ها تمایل دارند از طریق مدیریت سود به دستکاری سود بپردازند. آنها با بررسی تعداد ۱۰۷ شرکت، معیارهای انواع مدیریت سود شامل مدیریت اقلام تعهدی جونز و کوتاری، مدیریت سود واقعی و سطح کلی مدیریت سود را اندازه‌گیری کردند. نتایج پژوهش بیانگر رابطه منفی بین اهرم مالی و مدیریت اقلام تعهدی جونز و کوتاری و سطح کلی مدیریت سود بود همچنین تحقیق آنها نشان داد بین اهرم مالی و مدیریت سود واقعی رابطه مثبتی وجود دارد. حجازی و همکاران (۱۳۹۵) در پژوهشی با نام "تشخیص مدیریت سود با استفاده از تغییرات در گردش دارایی و حاشیه سود"، نشان دادند که که نسبت حاشیه سود /گردش دارایی در شناسایی مدیریت سود اطلاعات بیشتری نسبت به اقلام تعهدی غیراختیاری ارائه می‌کند و همچنین تغییرحاشیه سود و گردش دارایی در جهت مخالف به علت مدیریت‌سود می‌باشد. بادآور نهندی و درخور (۱۳۹۲) در مقاله‌ای به بررسی رابطه بین محدودیت‌های مالی، ارزش وجه نقد و خالص سرمایه گذاری پرداختند و به این نتیجه رسیدند که وجه نقد در شرکت‌های دارای محدودیت‌های مالی بیشتر، باعث افزایش ارزش شرکت و میزان سرمایه گذاری و بازدهی می‌شود. کاشانی پور، وهمکاران (۱۳۸۹) محدودیت های مالی و حساسیت های سرمایه‌گذاری به جریان‌های نقدی را بررسی کردند و به این نتیجه رسیدند که شرکت‌های با محدودیت‌های مالی نسبت به شرکت‌های بدون محدودیت مالی از حساسیت بیشتری برخوردارند و در هنگام تصمیم‌گیری‌های سرمایه‌گذاری بر جریان‌های نقدی داخلی تأکید بیشتری می‌کنند.

روش شناسی پژوهش

مدل‌های اندازه‌گیری متغیرهای اصلی پژوهش

- محدودیت مالی

معیار پذیرفته شده جامعی برای شناسایی شرکت‌های دارای محدودیت مالی وجود ندارد. مطالعات قبلی تعدادی از معیار های اندازه گیری محدودیت مالی را ارائه داده‌اند اما پژوهش‌های تجربی اندکی درباره قابلیت اتکا این معیارها صورت پذیرفته است. هادلاک و پیرس (۲۰۱۰) با استفاده از اطلاعات گزارش شده در صورت‌های مالی، شرکت‌های دارای محدودیت مالی را شناسایی کردند و قابلیت اتکا این معیارها را آزمون کردند. آن‌ها به این نتیجه رسیدند که اهرم مالی، جریان‌های نقدی، اندازه شرکت و سن شرکت معیارهای پیش‌بینی‌کننده مفیدی برای محدودیت‌های مالی هستند. آن‌ها معیار محدودیت مالی را شاخص SAمعرفی کردند که فقط مبتنی بر اندازه و سن شرکت است. چاریتو (۲۰۰۵) مدلی را ارائه داده است که با استفاده از ارقام مندرج در صورت‌های مالی قادر است احتمال وجود محدودیت مالی را در شرکت‌ها اندازه‌گیری کند. این مدل قادر است احتمال ورشکستگی شرکت‌ها را پیش‌بینی کند. ما نیز برای سنجش محدودیت مالی شرکت‌ها از این مدل استفاده می‌کنیم:

مدل ۱: مدل چاریتو (۲۰۰۵) برای اندازه‌گیری محدودیت مالی

$$P(Y = 1) = 1/\ (1 + e^{-z})$$

$P(Y = 1)$ احتمال قرار گرفتن شرکت در شرایط محدودیت مالی است. هر چه این احتمال بیشتر باشد، محدودیت مالی شرکت بیشتر می‌باشد:

$$-z = 7.1786 + 12.3826(total\ liabilities) - 20.9691(EBIT/total_liabilities) - 3.0174\ (CFO/total_liabilities)$$

- مدیریت سود

ما اقلام تعهدی اختیاری (مدیریت سود) را با استفاده از مدل تعدیل شده جونز به شرح زیر به دست می‌آوریم:

مدل ۲:

$$TA\ i,t = \alpha 0 + \alpha 1 + \left(\frac{1}{Assets\ i,t}\right) + \alpha 2\left(\frac{\Delta Rev\ i,t - \Delta Rec\ i,t}{Assets\ i,t}\right) + \frac{PPE}{Assets\ i,t} + \varepsilon\ i,t$$

که در این مدل:

TAi,t: کل اقلام تعهدی ا ست و از مابه‌التفاوت سود خالص و جریانات نقدی عملیاتی به دست می‌آید.

Assets I,t: کل دارایی‌های شرکت i در سالt

ΔRev I,t: تغییرات درآمد که از مابه‌التفاوت درآمد سال t و سال t-1 به دست می‌آید.

ΔRec I,t: تغییرات در حساب‌ها و اسناد دریافتنی است که از مابه‌التفاوت مطالبات سال t و سال t-1 به دست می‌آید.

PPE: اموال، ماشین آلات و تجهیزات شرکت i در سال t

ε: خطای مدل که برای هرسال شرکت محاسبه می‌شود و نشان دهنده اقلام تعهدی اختیاری و شاخص مدیریت سود می‌باشد

ما این مدل را به‌صورت سری زمانی و با استفاده از رگرسیون غلتان برای هر شرکت برآورد می‌کنیم تا بتوانیم خطای آماری هر شرکت را به‌صورت جداگانه به دست بیاوریم.

- مدیریت سود کارا و مدیریت سود فرصت‌طلبانه

پس از برآورد مدل ۲ ما اقلام تعهدی اختیاری را در مدل دیچه و دیچاو جایگذاری می‌کنیم تا سال-شرکت‌های با مدیریت سود کارا را از مدیریت سود فرصت‌طلبانه جدا کنیم.

مدل ۳:

$$DACCit = \beta 0 + \beta 1\ CFOi,t-1 + \beta 2\ CFOi,t + \beta 3\ CFOi,t+1 + \beta 4\ REVi,t + \beta 4\ PPEi,t + \varepsilon it$$

DACCit: اقلام تعهدی اختیاری که از مدل ۲ به دست می‌آید.

CFOi,t-1: جریانات نقدی عملیاتی شرکت در سال t-1

CFOi,t: جریانات نقدی عملیاتی شرکت در سال t

CFOi,t+1: جریانات نقدی عملیاتی شرکت در سال t+1

REVi,t: درآمد فروش شرکت در سال t

PPEi,t: اموال و ماشین آلات و تجهیزات شرکت در سال t

ما این مدل را به‌صورت سری زمانی و با استفاده از رگرسیون غلتان برای هر شرکت برآورد می‌کنیم تا بتوانیم ضرایب آماری هر شرکت را به صورت جداگانه به دست بیاوریم. اگر ضریب β3 در این مدل مثبت (منفی) باشد، مدیریت سود آن شرکت از نوع کارا (فرصت‌طلبانه) خواهد بود.

مدل‌های بررسی فرضیات پژوهش

مدل ۴: مدل زیر برای بررسی فرضیه اول استفاده خواهد شد:

$$EMi,t = \alpha0 + \alpha1F.\ Ci,t + \alpha2\ Auditortypei,t + \alpha3\ bonusi,t + \alpha4\ Levi,t + \alpha5MtB\ i,t + \alpha6\ ownership\ consentrationi,t + \alpha7\ ROEi,t + \alpha8sale\ growth + \alpha8Size,t + \varepsilon i,t$$

پس از برآورد این مدل، ما سال – شرکت‌های با مدیریت سود کارا را از مدیریت سود فرصت‌طلبانه تفکیک می‌کنیم و فرضیات دوم و سوم را با استفاده از مدل‌های زیر و به‌صورت مقطعی برآورد می‌کنیم:

مدل ۵: مدل زیر برای بررسی فرضیه دوم استفاده خواهد شد:

$$EEMi,t = \alpha0 + \alpha1F.\ Ci,t + \alpha2\ Auditortypei,t + \alpha3\ bonusi,t + \alpha4\ Levi,t + \alpha5MtB\ i,t + \alpha6\ ownership\ consentrationi,t + \alpha7\ ROEi,t + \alpha8sale\ growth + \alpha8Size,t + \varepsilon i,t$$

مدل ۶: مدل زیر برای بررسی فرضیه سوم استفاده خواهد شد:

$$OEMi,t = \alpha0 + \alpha1F.\ Ci,t + \alpha2\ Auditortypei,t + \alpha3\ bonusi,t + \alpha4\ Levi,t + \alpha5MtB\ i,t + \alpha6\ ownership\ consentrationi,t + \alpha7\ ROEi,t + \alpha8sale\ growth + \alpha8Size,t + \varepsilon i,t$$

EM: مدیریت سود است که از خطای باقیمانده مدل ۲ به دست می‌آید.

EEM: مدیریت سود کاراست که از ضریب $\beta 3$ مدل ۳ به دست می‌آید بدین ترتیب که مدیریت سود سال – شرکت‌های با ضریب $\beta 3$ مثبت را جدا کرده و به‌عنوان متغیر وابسته مدل ۵ استفاده می‌کنیم.

OEM: مدیریت سود فرصت‌طلبانه است که از ضریب $\beta 3$ مدل ۳ به دست می‌آید بدین ترتیب که مدیریت سود سال – شرکت‌های با ضریب $\beta 3$ منفی را جدا کرده و به‌عنوان متغیر وابسته مدل ۶ استفاده می‌کنیم.

FC: محدودیت مالی است که با استفاده از مدل ۱ محاسبه می‌شود و به‌عنوان متغیر مستقل اصلی مدل‌های ۴ و ۵ و ۶ استفاده می‌شود.

Auditor type: نوع حسابرس است، به این ترتیب که اگر حسابرس شرکت i در سال t سازمان حسابرسی باشد کد ۱ و در غیر این صورت کد صفر به آن اختصاص می‌یابد.

Bonus: پاداش هیئت مدیره که از لگاریتم میزان پاداش سالانه هیئت مدیره حاصل می‌شود.

Lev: اهرم مالی است که از تقسیم کل بدهی‌ها بر کل دارایی‌ها به دست می‌آید.

MtB: ارزش بازار شرکت به ارزش دفتری است که از تقسیم ارزش بازار (تعداد سهام ضربدر قیمت بازار هر سهم) به ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام به دست می‌آید.

Ownership concentration: تمرکز مالکیت که از شاخص هرفیندال-هیرشمن (HHI) به دست می‌آید.

ROE: بازده حقوق صاحبان سهام است که از تقسیم سود خالص بر ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام به دست می‌آید.

Sale growth رشد فروش که از مابه‌التفاوت فروش شرکت در سال t و سال t-1 و تقسیم آن بر فروش سال t-1 به دست می‌آید:

$$Sale\ growth = \frac{Sale\ i,t - Sale\ i,t_1}{Sale\ i,t_1}$$

Size: اندازه شرکت است که از لگاریتم طبیعی کل دارائی‌ها به دست می‌آید.

جامعه و نمونه آماری

جامعه آماری پژوهش شامل تمامی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در بازه زمانی ۱۶ ساله (۱۳۸۰ الی ۱۳۹۵) می‌باشد. نمونه پژوهش ما شامل ۹۴ شرکت است که با استفاده از روش غربالگری جامعه آماری و حذف سیستماتیک انتخاب شدند. ما با استفاده از رگرسیون غلتان و با استفاده از داده‌های ۵ سال اول، خطای مدل ۲ را برای هر سال – شرکت محاسبه نمودیم تا اقلام تعهدی اختیاری را به دست آوریم و آن را به‌عنوان متغیر وابسته مدل ۳ جایگذاری کنیم؛ بنابراین داده‌های سال ۸۰ تا ۸۴ فقط برای محاسبه اقلام تعهدی اختیاری بقیه سال‌ها مورد استفاده قرار گرفت. در ادامه ما برای برآورد ضریب $\beta 3$ در مدل ۳ از رگرسیون غلتان استفاده نمودیم. بدین ترتیب داده‌های سال‌های ۸۴ تا ۱۳۸۸ فقط برای محاسبه ضریب آماری $\beta 3$ در مدل ۳ استفاده شد. لذا مدل‌های اصلی بررسی فرضیات با استفاده از داده‌های سال‌های ۸۸ تا ۹۴ برآورد گردید. مدل ۴ پژوهش که به‌صورت ترکیبی است شامل ۶۵۸ مشاهده می‌باشد، لکن در مدل‌های ۵ و ۶، سال – شرکت‌های با مدیریت سود کارا از سال – شرکت‌های با مدیریت سود فرصت‌طلبانه تفکیک و به صورت مقطعی برآورد گردید. در تفکیک مدیریت سود، ۳۱۵ سال – شرکت برای مدیریت سود کارا و ۳۴۳ سال – شرکت برای مدیریت سود فرصت‌طلبانه مشاهده گردید که به ترتیب در مدل‌های ۵ و ۶ به‌عنوان متغیر وابسته جایگذاری شدند.

یافته‌های پژوهش

آمار توصیفی

برای بررسی مشخصات عمومی و پایه‌ای متغیرها جهت برآورد مدل، تجزیه و تحلیل دقیق آن‌ها و شناخت جامعه آماری مورد پژوهش، آشنایی با آماره‌های توصیفی مربوط به متغیرها لازم است. خلاصه ویژگی‌های آمار توصیفی مربوط به متغیرهای مستقل مورد استفاده در این تحقیق در نگاره ۱ خلاصه شده است. آماره‌های گزارش شده در برگیرنده شاخص‌ها و معیارهای مرکزی شامل میانگین، میانه و شاخص‌های پراکندگی شامل انحراف معیار و

چولگی و کشیدگی متغیرهای مورد استفاده در این تحقیق می‌باشد. لازم به ذکر است متغیرهایی که به‌صورت صفر و یک هستند نیازی به آمار توصیفی ندارند. آزمون پایایی متغیرها هم که با آزمون لوین، لین و چو انجام شده است در این نگاره آورده شده است.

نگاره (۱): آماره‌های توصیفی متغیرهای پژوهش

شرح متغیرها	میانگین	میانه	انحراف معیار	کمینه	بیشینه	چولگی	کشیدگی	پایایی متغیر (آزمون لویی لین و چو)
EM	-۰/۰۲	-۰/۰۲	۰/۵	-۱/۰۵	۰/۷۹	-۰/۰۱	۹/۸۱	-۲۵/۱۱ (۰/۰۰۰)
FC	۰/۶۶	۰/۹۳	۰/۴۲	۰/۰۰۰	۱/۰۰	-۰/۶۵	۱/۶۰	-۱۱۳۹/۴ (۰/۰۰۰)
BONUS	۱/۱۷	۰/۰۰۰	۱/۴۴	۰/۰۰۰	۴/۰۳	۰/۴۹	۱/۳۹	-۱۹/۳۹ (۰/۰۰۰)
LEV	۰/۶۵	۰/۶۲	۰/۳۰	۰/۲۱	۱/۲۲	۰/۵۳	۳/۰۱	-۹/۰۹۱۴ (۰/۰۰۰)
MtB	۱/۷۸	۱/۵۲	۱/۳۶	-۰/۵۴	۴/۸۷	۰/۶۴	۲/۹۲	-۲۶/۱۸۰۸ (۰/۰۰۰)
OWNER consen	۳/۵۴	۳/۵۵	۰/۲۳	۲/۱۱	۳/۸۴	-۰/۵۲	۴/۹۸	-۱۸۰۹/۷ (۰/۰۰۰)
ROE	۰/۲۴	۰/۲۱	۰/۲۵	-۰/۲۶	۰/۷۵	۰/۰۷	۲/۶۵	-۱۳/۹۵۷۵ (۰/۰۰۰)
SG	۰/۱۵	۰/۱۴	۰/۲۹	-۰/۴۱	۰/۸۰	۰/۲۳	۲/۸۵	-۱۸/۸۴۶۱ (۱/۰۰۰)
SIZE	۵/۹۵	۵/۸۵	۰/۷۲	۴/۳۹	۸/۲۶	۰/۸۴	۳/۶۵	-۳۷۳۹/۱۲ (۰/۰۰۰)

نگاره شماره ۱ نشان می‌دهد هر گاه فاصله داده‌ها از میانگین زیاد باشد واریانس آن زیاد می‌شود و طبعاً انحراف معیار که جذر واریانس می‌باشد و میزان پراکندگی داده‌ها را نشان می‌دهد زیاد می شود. چولگی اگر مثبت باشد یعنی پراکندگی داده‌ها در سمت راست زیاد است و اگر منفی باشد یعنی پراکندگی داده‌ها در سمت چپ زیاد است. در تمام متغیرهایی که ضریب چولگی مثبت است نشان دهنده آن است که میزان پراکندگی آن متغیرها به سمت راست می‌باشد و بالعکس. به‌طور نمونه در مورد درصد رشد فروش شرکت میانگین، میانه، انحراف معیار، کمینه و بیشینه، چولگی کشیدگی به ترتیب برابر است با ۰/۱۵، ۰/۱۴، ۰/۲۹، ۰/۴۱-، ۰/۸۰، ۰/۲۳ و ۲/۸۵ می‌باشد. با توجه به این که میانگین درصد رشد فروش بیشتر از میانه در صد رشد فروش می‌باشد، توزیع در صد رشد فروش در بین نمونه آماری چوله به راست است. به همین ترتیب می‌توان آمار توصیفی بقیه متغیرها را از نگاره ۱ استخراج کرد.

آزمون فرضیه اول پژوهش

برای بررسی تأثیر محدودیت مالی بر مدیریت سود، مدل ۴ به صورت ترکیبی برآورد شد که خلاصه نتایج این مدل در نگاره ۲ آورده شده است:

نگاره (۲): نتایج حاصل از برازش معادله رگرسیون فرضیه اول

نام متغیر		ضریب متغیر	مقدار ضریب	آماره t	سطح معنی داری	عامل تورم واریانس (VIF)
عدد ثابت		β0	۰/۱۴	۱/۳۲	۰/۱۸	.....
محدودیت مالی	FC	β1	۰/۰۵	۲/۸۴	۰/۰۰۰	۲/۰۹
نوع حسابرس	Audit type	β2	۰/۰۲	۱/۸۵	۰/۰۶	۱/۱۶
پاداش هیئت مدیره	BONUS	β3	۰/۰۰۰	۱/۶۶	۰/۰۹	۱/۰۷
اهرم مالی	LEV	β4	-۰/۰۸	-۳/۲۳	۰/۰۰۰	۱/۹۰
ارزش بازار به ارزش دفتری	MtB	β5	۰/۰۱	۳/۲۳	۰/۰۰۰	۱/۱۰
تمرکز مالکیت	Owner Consent	β6	-۰/۰۴	-۱/۶۵	۰/۰۹	۱/۰۵
بازده حقوق صاحبان سهام	ROE	β7	۰/۰۴	۳/۹۰	۰/۰۰۰	۱/۱۱
درصد رشد فروش	SG	β8	۰/۰۵	۴/۲۰	۰/۰۰۰	۱/۰۹
اندازه شرکت	SIZE	β9	۰/۰۱	-۱/۲۶	۰/۲۰	۱/۱۸
ضریب تعیین		۰/۲۱۷	آماره F		۱۸/۰۳۹	تعداد مشاهدات ۶۵۸
ضریب تعیین تعدیل شده		۰/۲۰۵	معنی داری (P-Value)		۰/۰۰۰	
			آزمون دوربین واتسون		۱/۷۹	
آزمون چاو		۴۲۴۴۸۰ (۰/۸۳)	آزمون وایت		۰/۸۷۲۶ (۰/۷۲)	

مقدار آماره F (۱۸/۰۳۹) حاکی از معناداری کل مدل رگرسیون می‌باشد. عامل تورم واریانس تمام متغیرها بسیار نزدیک به ۱ است (از ۵ خیلی کمتر است)، در نتیجه فرضیه عدم وجود هم‌خطی بین متغیرهای مستقل در تمام مدل‌ها تائید می‌شود. با توجه به نتیجه آزمون وایت، آماره این مدل رگرسیونی در سطح خطای ۰/۰۵معنی دار نبوده در نتیجه فرضیه عدم ناهمسانی واریانس در بین داده‌های مدل در سطح خطای ۰/۰۵ تائید می‌شود. در مورد آزمون چاو، سطح معنی داری بالای ۵ درصد است لذا مدل تلفیقی تائید شده و دیگر نیازی به آزمون هاسمن وجود ندارد. آماره دوربین واتسون بین ۱/۵ تا ۲/۵می‌باشد که نشان دهنده عدم وجود همبستگی سریالی خطای مدل می‌باشد و عدم همبستگی پیاپی یا سریالی باقیمانده‌ها در مدل رگرسیونی در سطح معنی‌داری ۰/۰۵ مورد تائید قرار می‌گیرد. همان طور که در قسمت پایین نگاره مشخص شده است، ضریب تعیین و ضریب تعیین تعدیل شده مدل فوق به ترتیب عبارت‌اند از ۲۲ درصد و ۲۰ درصد؛ بنابراین، می‌توان نتیجه گرفت که در معادله رگرسیونی مزبور، تنها حدود ۲۰ درصد از تغییرات مدیریت سود شرکت‌های مورد بررسی توسط متغیرهای مستقل و کنترل مزبور تبیین می‌شوند. در این نگاره اعداد مثبت (منفی) در ستون مقدار ضریب نشان دهنده میزان تأثیر مستقیم (معکوس) هر یک از متغیرها بر مدیریت سود است.

نتیجه آزمون: مطابق با نگاره ۲، سطح معنی‌داری (P-value) متغیر محدودیت مالی (۰/۰۰۰) کمتر از سطح معنی‌داری در نظر گرفته شده در پژوهش حاضر (۵٪) است؛ همچنین قدر مطلق آماره t مربوط به این متغیر (۲/۸۴) بزرگ‌تر از آماره t به دست آمده از نگاره با همان درجه آزادی است. لذا فرضیه H0 در سطح اطمینان ۹۵٪ رد شده و فرضیه H1 مبنی بر این که «بین محدودیت مالی و مدیریت سود رابطه معنی داری وجود دارد. » تائید می‌گردد و این تأثیر به‌صورت مثبت و مستقیم می‌باشد.

آزمون فرضیه دوم پژوهش

برای بررسی تأثیر محدودیت مالی بر مدیریت سود کارا، مدل ۵ به‌صورت مقطعی برآورد شد که خلاصه نتایج این مدل در نگاره ۳ آورده شده است:

نگاره (۳): نتایج حاصل از برازش معادله رگرسیون فرضیه دوم

نام متغیر		ضریب متغیر	مقدار ضریب	آماره t	سطح معنی داری
عدد ثابت		β_0	۰/۳۱	۱/۸۵	۰/۰۶
محدودیت مالی	FC	β_1	۰/۰۴	۱/۳۴	۰/۱۸
نوع حسابرس	Audit type	β_2	۰/۰۳	۱/۳۴	۰/۱۸
پاداش هیئت مدیره	BONUS	β_3	۰/۰۲	۲/۹۳	۰/۰۰۰
اهرم مالی	LEV	β_4	-۰/۰۸	-۲/۰۱	۰/۰۴
ارزش بازار به ارزش دفتری	MtB	β_5	۰/۰۰۰	۲/۴۹	۰/۰۱
تمرکز مالکیت	Owner Consent	β_6	-۰/۰۸	-۲/۲۷	۰/۰۲
بازده حقوق صاحبان سهام	ROE	β_7	۰/۰۲	۲/۱۵	۰/۰۳
درصد رشد فروش شرکت	SG	β_8	۰/۰۳	۱/۱۷	۰/۲۴
اندازه شرکت	SIZE	β_9	-۰/۰۱	-/۸۴	۰/۳۹
ضریب تعیین		۰/۱۸۵	آماره F		۶/۹۶۴
ضریب تعیین تعدیل شده		۰/۱۵۹	معنی داری (P-Value)		۰/۰۰۰
			آماره دوربین واتسون		۱/۵۷
تعداد مشاهدات		۳۱۵			

نتیجه آزمون: مطابق با نگاره ۳، سطح معنی‌داری (P-value) متغیر محدودیت مالی (۰/۱۸) بیشتر از سطح معنی‌داری در نظر گرفته شده در پژوهش حاضر (۵٪) است؛ همچنین قدر مطلق آماره t مربوط به این متغیر (۱/۳۴) کوچک‌تر از آماره t به دست آمده از نگاره با همان درجه آزادی است. لذا فرضیه H0 در سطح اطمینان ۹۵٪ تائید شده و فرضیه H1 مبنی بر این که «بین محدودیت مالی و مدیریت سود کارا رابطه معنی داری وجود دارد.» تائید نمی‌گردد و این بر خلاف انتظار اولیه ما می‌باشد.

آزمون فرضیه سوم پژوهش

برای بررسی تأثیر محدودیت مالی بر مدیریت سود فرصت‌طلبانه، مدل ۶ به‌صورت مقطعی برآورد شد که خلاصه نتایج این مدل در نگاره ۴ آورده شده است:

نگاره (۴): نتایج حاصل از برازش معادله رگرسیون فرضیه سوم

نام متغیر		ضریب متغیر	مقدار ضریب	آماره t	سطح معنی داری
عدد ثابت		β۰	۰/۰۲	۰/۱۷	۰/۸۶
محدودیت مالی	FC	β۱	۰/۰۸	۳/۰۳	۰/۰۰۰
نوع حسابرس	Audit type	β۲	۰/۰۴	۱/۸۷	۰/۰۶
پاداش هیئت مدیره	BONUS	β۳	-۰۱ .۰	-۶۳ .۰	۰/۵۳
اهرم مالی	LEV	β۴	-۰/۰۹	-۲/۳۱	۰/۰۲
ارزش بازار به ارزش دفتری	MtB	β۵	۰/۰۰۰	۱/۶۵	۰/۰۹
تمرکز مالکیت	OWNER consent	β۶	۰/۰۰۰	۰/۱۳	۰/۸۹
بازده حقوق صاحبان سهام	ROE	β۷	۰/۰۰۰	۱/۹۵	۰/۰۵
درصد رشد فروش شرکت	SG	β۸	۰/۰۶	۴/۳۶	۰/۰۰۰
اندازه شرکت	SIZE	β۹	-۰/۰۱	-۱/۰۴	۰/۲۹
ضریب تعیین		۰/۲۴۹	آماره F		۱۱/۰۲۷
ضریب تعیین تعدیل شده		۰/۲۲۷	معنی داری (P-Value)		۰/۰۰۰
			آماره دوربین واتسون		۱/۹۹۸
تعداد مشاهدات		۳۴۳			

نتیجه آزمون: مطابق با نگاره ۴، سطح معنی‌داری (P-value) متغیر محدودیت مالی (۰/۰۰۰) کمتر از سطح معنی‌داری در نظر گرفته شده در پژوهش حاضر (۵٪) است؛ همچنین قدر مطلق آماره t مربوط به این متغیر (۳/۰۳) بزرگ‌تر از آماره t به دست آمده از نگاره با همان درجه آزادی است. لذا فرضیه H0 در سطح اطمینان ۹۵٪ رد شده و فرضیه H1 مبنی بر

این که «بین محدودیت مالی و مدیریت سود فرصت‌طلبانه رابطه معنی داری وجود دارد.» تائید می‌گردد ولی بر خلاف انتظار ما این رابطه به‌صورت مثبت و مستقیم است.

نتیجه‌گیری

مطابق با فرضیه بدهی تئوری‌های اثباتی حسابداری، مدیران تلاش می‌کنند سود دارائی‌های شرکت را بالاتر نشان دهند تا هنگام مواجهه با پروژه‌های سودآور، نیاز به منابع مالی جهت تأمین مالی آن پروژه‌ها و انعقاد قرار دادهای وام بااعتبار دهندگان با چالش مواجه نشوند. به لحاظ نظری، شرکت‌هایی که دارای محدودیت مالی هستند و نیاز مبرم به تأمین مالی دارند، سود را مدیریت می‌کنند تا از محدودیت‌ها و الزامات قراردادهای وام بکاهند. این نوع مدیریت سود باید در راستای افزایش ارزش شرکت (مدیریت سود کارا) باشد نه از نوع فرصت‌طلبانه.

یافته‌های پژوهش حاضر در فرضیه اول نشان می‌دهد شرکت‌هایی که دارای محدودیت مالی هستند اقدام به مدیریت سود می‌کنند. نتیجه این فرضیه با نتیجه پژوهش جیمز اس لینک و همکاران (۲۰۱۳) و ابراهیمی و همکاران (۱۳۹۵) همخوانی دارد. مثبت بودن رابطه بین محدودیت مالی و مدیریت سود حاکی از تلاش مدیریت برای رهایی از الزامات و محدودیت‌های قراردادهای تأمین مالی نظیر کاهش سود سهام پرداختی، کاهش پاداش و عدم سرمایه‌گذاری پر ریسک و... می‌باشد.

در فرضیه دوم و سوم ما انتظار داشتیم رابطه بین محدودیت مالی و مدیریت سود شرکت‌ها در راستای مدیریت سود کارا باشد نه مدیریت سود فرصت‌طلبانه؛ اما نتایج فرضیه دوم نشان می‌دهد که رابطه معنی‌داری بین محدودیت مالی شرکت‌ها و مدیریت سود کارا وجود ندارد. همچنین نتایج فرضیه سوم نشان می‌دهد علیرغم وجود رابطه معنی‌دار بین محدودیت مالی و مدیریت سود فرصت‌طلبانه، این رابطه بر خلاف انتظار، مستقیم و مثبت است. نتایج فرضیات دوم و سوم نگرانی‌هایی را درباره نوع مدیریت سود شرکت‌ها هنگام مواجه شدن با محدودیت‌های مالی ایجاد می‌کند؛ یعنی در شرکت‌های سهامی زمانی که مدیران با محدودیت مالی مواجه می‌شوند، مدیریت سود شرکت را در راستای منافع شخصی (فرصت‌طلبانه) هدایت می‌کنند نه در راستای منافع شرکت (کارا)؛ بنابراین به سرمایه‌گذاران

پیشنهاد می‌گردد هنگام تصمیم‌گیری پیرامون انتخاب شرکت‌های هدف برای سرمایه‌گذاری به نوع مدیریت سود شرکت‌ها توجه کنند. مدیرانی که برای رهایی از بحران مالی و تأمین مالی پروژه‌های سودآور اقدام به مدیریت سود می‌کنند در راستای منافع شخصی این کار را انجام می‌دهند نه منافع شرکت. همچنین به اعتبار دهندگان توصیه می‌شود مدیریت سود شرکت‌های دارای محدودیت مالی را از نوع کارا قلمداد نکنند. هدف مدیران شرکت‌های دارای بحران و محدودیت مالی از مدیریت سود رهایی از الزامات قراردادهای وام می‌باشد ولی نیت اصلی مدیران از رهایی از این الزامات منافع شخصی است نه منافع شرکت. به مدیران شرکت‌ها نیز پیشنهاد می‌گردد هنگام مواجهه با محدودیت‌های مالی، مدیریت سود را در راستای منافع شخصی خود انجام ندهند چرا که در بلندمدت این موضوع موقعیت شغلی خود آن‌ها را تهدید می‌کند.

پی نوشت

۱ مطالعات قبلی نشان می‌دهند که مدیریت سود از طریق افزایش هزینه‌های مالیاتی، توقف عملیات و هزینه‌های دعاوی حقوقی می‌تواند برای شرکت گران و پرهزینه باشد. (دوکارمر و همکاران ۲۰۰۴)

۲ Market friction

۳ Information risk

۴ Cost of capital

۵ Controlling Ownership

منابع

ابراهیمی، سید کاظم؛ بهرامی نسب، علی. (۱۳۹۵). رابطه بین تصمیمات مالی و انواع مدیریت سود. *پژوهشهای حسابداری مالی و حسابرسی*، ۸*(۳۰)*، ۱۰۲-۸۳.

احمدی محمد رمضان، درسه سید صابر. (۱۳۹۵). بررسی تأثیردست‌کاری فعالیت‌های واقعی و مدیریت سود مبتنی بر اقلام تعهدی بر خطر سقوط آتی قیمت سهام در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، پژوهش‌های تجربی حسابداری، سال ششم، (۲۱)، ص ۱۵۳-۱۸۳.

افلاطونی، عباس. (۱۳۹۲). تجزیه و تحلیل آماری با Eviews در تحقیقات حسابداری و مدیریت مالی. *انتشارات ترمه*.

بادآورنهندی، یونس؛ درخور، سعید. (۱۳۹۲). بررسی رابطه بین محدودیت‌های مالی ارزش وجه نقد و خالص سرمایه‌گذاری. *پژوهش‌های تجربی حسابداری*، ۲*(۴)*، ۱۸۹-۱۶۷.

حجازی، رضوان؛ آدم پیرا، سمیرا. (۱۳۹۵). تشخیص مدیریت سود با استفاده از تغییرات در گردش دارایی و حاشیه سود. *پژوهشهای حسابداری مالی و حسابرسی*، ۸*(۲۹)*، ۹۵-۷۳.

کاشانی پور، محمد؛ راسخی، سعید. (۱۳۸۹). محدودیتهای مالی وحساسیت سرمایه گذاری به جریان‌های نقدی دربورس اوراق بهادارتهران. *مجله پیشرفت‌های حسابداری دانشگاه شیراز*، ۲ *(۲)*، ۷۴-۵۱.

کردستانی، غلامرضا؛ تاتلی، رشید. (۱۳۹۳). شناسایی رویکردهای کارآ و فرصت طلبانه مدیریت سود در سطوح کیفیت سود. *بررسیهای حسابداری و حسابرسی*، ۳*(۲۱)*، ۳۱۲-۲۹۳.

Adut, D; Holder, A; A, Robin. (2013). Predictive Versus Opportunistic Earnings Management, Executive Compensation, and Firm Performance. Journal Accounting Public Policy, 32, 126–146.

Aflatoni, Abbas. (2013). Statistical analysis in Financial Management and Accounting Research by Eviews, Tehran: Termeh. (In Persian).

Ahmadi, mohammad ramazan; dorse, seied saber. (2016). The effect of real earning management and accrual based earning management on future decline price risk in Tehran Stock Exchange Empirical Research in Accounting, 6 (21) , 153-183. (In Persian).

Ali, A. (1994). The incremental information content of earnings, working capital from operations, and cash flows. J Acc Res, 32, 61–74.

Bad Avar nahandi, unes; dar khor,saeed. (2013). Relationship among financial constraints , cash value and net investment. Empirical Research in Accounting. 2 (4) , 167-189. (In Persian).

Charitou, A; Neophytou, E; Charalambous, C. (2005). Predicting corporate failure: evidence for the UK. European Accounting Review, 13 (3) , 465–497.

Ebrahimi, seied kazem; bahrami nasab, ali; Ahmadi mogaddam, mansoor. (2016). Relationship Between Financing Decisions With Earning Managements. Journal of Auditing and Financial Accounting Researches, 8 (30) , 83-102 (In Persian).

Financial Accounting Standards Board (FASB) , Statement of Financial Accounting Concept No. 1: Objective of Financial Reporting by Business Enterprises, Norwalk, CT: FASB, 1978.

Francis, J; LaFond, R; Olsson, P; Schipper, K. (2005). The market pricing of accruals quality. Journal of Accounting and Economics. 39 (2) , 295–327.

Hadlock, C; J, Pierce. (2010). New evidence on measuring financial constraints: Moving beyond the KZ Index. Review of Financial Studies, 23 (5) , 1909–1940.

Hejazi, rezvan; adam pira, samira; bahrami ziarati, mostafa. (2016). Earning Management Recognition With Asset Turnover Changes and Profit Margin. Financial Accounting and Auditing Researches, 8 (29) , 73-95 (In Persian).

James, S; Lince, Netter, jeffry; tao, shu. (2013). Can Managers Use Discretionary Accruals to Ease Financial Constraints? Evidence from Discretionary Accruals Prior to Investment, American Accounting Association. 88 (6) , 2117–2143

Kaplan, S; L. Zingales. (1997). Do financing constraints explain why investment is correlated with cash flow? The Quarterly Journal of Economics 112 (1): 169–182

Kashanipoor, mohammad; rasekhi,saeed. (2010). Financial constraints and investment sensitivity in Tehran Stock Exchange. Journal of Accounting Advances. 2 (2) , 51-74. (In Persian).

Kedia, S; T. Philippon. (2009). the economics of fraudulent accounting. Review of Financial Studies 22 (6): 2169–2199.

Kordestani, Gholamreza; tatli, rashid. (2013). Identification the Efficient and Opportunistic Earnings Management Approaches in the Earnings Quality Levels. Journal of the Accounting and Auditing Review,3 (21) , 293-312 (In Persian).

Kravet, T; Shevlin, T. (2010) , Accounting restatements and information risk. Review of Accounting Studies, 15 (2) , 264-295.

Louis, H; D, Robinson. (2005). Do managers credibly use accruals to signal private information Evidence from the pricing of discretionary accruals around stock splits. Journal of Accounting and Economics, 39 (2) , 361–380

McNichols, M. F; S. R, Stubben. (2008). Does earnings management affect firms' investment decisions? The Accounting Review, 83 (6) , 1571-1603.

Rezaie, farzin; saber fard,omid. (2016). The Effect of Financial Leverage Levels on corporate earning mamagament. Empirical Research in Accounting, 6 (21) , 205-223. (In Persian).

Robin, A; Q, Wu. (2015). Firm Growth and the Pricing of Discretionary Accruals. Review of Quantitative Finance and Accounting, 45 (3) , 1-30.

Scott, William. (2009). Financial Accounting Theory , Printice Hall, 402-431.

Shuji Rosey Bao; Krista B. Lewellyn. (2017). Ownership structure and earnings management in emerging markets—An institutionalized agency perspective. International Business Review, 26 (5) , 828-838.

Wen He; Lilian Ng; Nataliya Zaiats; Bohui Zhang. (2017). Dividend policy and earnings management across countries. Journal of Corporate Finance, 42 (1) , 267-286.

پژوهش‌های تجربی حسابداری

سال نهم، شماره ۳۳، پاییز ۱۳۹۸، صص ۲۵ - ۵۴

بررسی تأثیر کیفیت گزارشگری مالی بر رابطه بین بیش‌اطمینانی مدیریت و کارایی سرمایه‌گذاری در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران

یحیی حساس یگانه*، مسعود حسنی القار**

تاریخ دریافت: ۹۶/۰۱/۳۱

تاریخ پذیرش: ۹۶/۰۵/۳۰

چکیده

ویژگی‌های شخصیتی مدیران می‌تواند بر تصمیمات سرمایه‌گذاری شرکت تأثیر گذارد. یکی از مهمترین ویژگی‌های شخصیتی مدیران، بیش‌اطمینانی است که بر ریسک‌پذیری تأثیر دارد. بیش‌اطمینانی یا اعتماد بیش از حد به خود می‌تواند به عنوان یک اعتقاد بی‌اساس در مورد توانایی‌های شناختی، قضاوت‌ها و استدلال شهودی فرد تعریف شود. مدیران بیش اطمینان دقت اطلاعات خود و به تبع آن سودها و جریان‌های نقدی آتی واحد تجاری خود را بیش از حد تخمین می‌زنند و ممکن است اقدام به سرمایه‌گذاری در طرح هایی نمایند که فاقد جریان نقدی مورد نیاز برای کسب بازده مورد انتظار سهامداران باشد. هدف پژوهش حاضر بررسی تأثیر کیفیت گزار شگری مالی بر رابطه بین بیش‌اطمینانی مدیریت و کارایی سرمایه گذاری در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران است. جامعهٔ آماری پژوهش را ۱۱۲ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۸۶ تا ۱۳۹۴ تشکیل می‌دهد. در این پژوهش، برای اندازه‌گیری بیش‌اطمینانی مدیریت از سنجهٔ مبتنی بر سوگیری مدیران در پیش‌بینی سود استفاده شده است. کیفیت گزار شگری مالی مورد نظر در این پژوهش نیز برای هر شرکت - سال با استفاده از داده‌های حسابداری برای یک دوره پنج ساله و با به کارگیری رگرسیون غلتان اندازه‌گیری شده است. نتایج حاصل از آزمون فرضیه اول پژوهش نشان می‌دهد بیش اطمینانی مدیریت منجر به کاهش کارایی سرمایه‌گذاری می‌گردد. همچنین، نتایج آزمون فرضیه دوم پژوهش نشان می‌دهد کیفیت گزار شگری مالی رابطه بین بیش‌اطمینانی مدیریت و کارایی سرمایه‌گذاری را تضعیف می‌کند. بر اساس بررسی‌های بیشتر، رابطه اندازه شرکت، رشد فروش و نسبت وجوه‌نقد عملیاتی با کارایی سرمایه‌گذاری، معنادار است.

واژه‌های کلیدی: بیش‌اطمینانی مدیریت، کارایی سرمایه‌گذاری، کیفیت گزارشگری مالی، کیفیت اقلام تعهدی و جریان نقد عملیاتی.

طبقه‌بندی موضوعی: G41

DOI: 10.22051/jera.2017.15077.1648

* استاد دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران، (yahya_yeganeh@yahoo.com).

** مربی گروه حسابداری دانشگاه بزرگمهر قائنات، قائن، ایران، نویسنده مسئول، (acc.hasani@yahoo.com).

مقدمه

رشد و دگرگونی سریع روابط اقتصادی، به رقابت شدیدی در عرصهٔ تجارت، صنعت و سرمایه‌گذاری منجر شده است؛ بنابراین شرکت‌ها برای بقا و گسترش فعالیت‌های خود، به انجام سرمایه‌گذاری‌های مناسب و به‌موقع نیاز دارند. از مهمترین عوامل مؤثر بر توسعه اقتصادی، سرمایه گذاری کارا است. سرمایه گذاری کارا به معنی پذیرش پروژه‌های با خالص ارزش فعلی مثبت و سرمایه‌گذاری غیرکارا به معنی صرف‌نظر کردن از پروژه‌های سرمایه گذاری با خالص ارزش فعلی مثبت (سرمایه گذاری کمتر از حد) یا انتخاب پروژه‌های غیر کارا با خالص ارزش فعلی منفی (سرمایه گذاری بیش از حد) است (رودریگو، ۲۰۰۶). سرمایه گذاری غیر کارا از دو عامل عدم تقارن اطلاعاتی و مسأله نمایندگی ناشی می‌شود. در شرایطی که شرکت با محدودیت نقدینگی مواجه است، وجود عدم تقارن اطلاعاتی بین شرکت و سرمایه‌گذاران باعث خواهد شد سرمایه گذاران به سبب پذیرش ریسک بیشتر، هزینهٔ سرمایهٔ بالایی را مطالبه کرده، که این امر باعث افزایش هزینهٔ تأمین مالی بیرونی خواهد شد. در نتیجه، به دلیل هزینه‌های تأمین مالی بالا، واحد تجاری از قبول و انجام پروژه‌های با خالص ارزش فعلی مثبت صرف‌نظر خواهد کرد، که این امر منجر به سرمایه‌گذاری کمتر از حد می‌شود (رودریگو، ۲۰۰۶؛ چن و لین، ۲۰۱۲). در حالی که مسأله نمایندگی باعث خواهد شد که مدیران برای افزایش منافع خود، از جریان‌های نقدی آزاد سوء استفاده نموده و در طرح‌های با خالص ارزش فعلی منفی سرمایه‌گذاری نمایند که این امر در نهایت منجر به سرمایه گذاری بیش از حد می‌شود (جنسن، ۱۹۸۶ و استولز، ۱۹۹۰ به نقل از مرادزاده فرد و همکاران، ۱۳۹۳). مسأله سرمایه‌گذاری را می‌توان یکی از مهمترین وظایف مدیران شرکت برشمرد. در صورتی که مدیران بتوانند به درستی فرصت‌های سرمایه‌گذاری با ارزش (طرح‌های با ارزش فعلی خالص مثبت) در بازار را تشخیص دهند و به میزان مناسب در هر یک از آنها سرمایه‌گذاری کنند، در نهایت این امر سبب رشد شرکت شده، و ثروت سهامداران افزایش خواهد یافت (چن و لین، ۲۰۱۲).

در نظریه‌های مالی سنتی، فرض می‌شود تصمیم‌گیرندگان رفتار عقلایی دارند و همواره به دنبال حداکثرشدن مطلوبیت خود هستند (هاکبارث، ۲۰۰۸)؛ اما پژوهشگران تجربی بر این باورند گاهی اوقات برای یافتن پاسخ معماهای مالی، باید این احتمال پذیرفته شود که ممکن

است تصمیم گیرندگان به طور کامل عقلایی رفتار نکنند. به عبارت دیگر، ویژگی‌های شخصیتی مدیران نیز جزء عوامل مهم در تصمیم‌گیری‌ها به حساب می‌آید (برتراند و اسکوار، ۲۰۰۳). یکی از ویژگی‌های مهم شخصیتی، بیش‌اطمینانی است. بیش‌اطمینانی یا فرا اعتمادی، یکی از مهمترین مفاهیم مالی مدرن است که هم در تئوری های مالی و هم روانشناسی جایگاه ویژه‌ای دارد. بیش اطمینانی سبب می شود انسان دانش و مهارت خود را بیش از حد و ریسک‌ها را کمتر از حد تخمین زده، احساس کند روی مسایل و رویدادها کنترل دارد، در حالی که ممکن است در واقع اینگونه نباشد (فلاح شمس لیالستانی و همکاران، ۱۳۸۹). بیش‌اطمینانی یکی از مهمترین ویژگی‌های شخصیتی مدیران است که بر کارایی سرمایه‌گذاری تأثیر دارد (چن و لین، ۲۰۱۲). مدیران بیش‌اطمینان بازده‌های آینده ناشی از پروژه‌های سرمایه‌گذاری شرکت را بیش‌برآورد می‌کنند. لذا ممکن است بر اثر انتخاب پروژه‌ای نامناسب و ناکارا، منابع موجود را در زمینهٔ اشتباه مصرف کنند و آن را هدر دهند که در این صورت شرکت به سمت سرمایه‌گذاری بیش از حد (سرمایه‌گذاری در پروژه‌هایی با ارزش فعلی خالص منفی) یا سرمایه‌گذاری کمتر از حد سوق داده می شود (بر اثر از دست دادن منابع به دلیل سرمایه‌گذاری در پروژه‌های نامناسب و ناکارا و از دست دادن فرصت سرمایه‌گذاری در پروژه‌های مناسب با ارزش فعلی خالص مثبت) (چن و لین، ۲۰۱۲). از سوی دیگر، مطالعات نشان می‌دهد که گزارشگری مالی با کیفیت بهتر، انتخاب زیانبار و خطر اخلاقی را کاهش می‌دهد و به سرمایه‌گذاری کارآمدتری نیز منتهی می شود. در همین رابطه، وانگ (۲۰۰۶) دریافت که شرکت‌های با کیفیت گزارشگری مالی پایین، بیشتر در مخارج تحقیق و توسعه سرمایه‌گذاری می‌کنند و درگیر ادغام و تحصیل نامناسب می‌شوند. گزارشگری مالی با کیفیت‌تر حساسیت‌های جریان‌های نقدی سرمایه‌گذاری و همچنین انحراف از سطح سرمایه‌گذاری مورد انتظار را کاهش می‌دهد (بیدل و هیلاری، ۲۰۰۶).

بنابراین، با توجه به موارد یاد شده، سؤال‌های اصلی که این پژوهش به دنبال یافتن پاسخ آن می‌باشد، این است که اولاً، آیا بین بیش‌اطمینانی مدیریت و کارایی سرمایه‌گذاری رابطه معناداری وجود دارد یا خیر؟ ثانیاً، آیا کیفیت گزارشگری مالی بر رابطه بین بیش‌اطمینانی مدیریت و کارایی سرمایه‌گذاری تأثیر معناداری دارد یا خیر؟ در این پژوهش با اندازه‌گیری

کیفیت اقلام تعهدی (به عنوان شاخص کیفیت گزارشگری مالی) در هر سال از طریق رگرسیون چرخشی (غلتان) با استفاده از سری زمانی داده‌های پنج سال قبل (به جهت قدرت تبیین بیشتر)، اندازه‌گیری جریان نقدی عملیاتی (به دلیل ویژگی‌های سود خالص) بر اساس الزامات مقرر در بیانیه شماره ۹۵ استانداردهای حسابداری مالی (FASB95) و سنجش بیش‌اطمینانی مدیریت از طریق پیش‌بینی جانبدارانه مدیران، تأثیر کیفیت گزارشگری مالی بر رابطهٔ بین بیش‌اطمینانی مدیریت و کارایی سرمایه‌گذاری بررسی شده است.

مبانی نظری پژوهش

بیش‌اطمینانی[1] یا اعتماد بیش از حد به خود می‌تواند به عنوان اعتقادی بی‌اساس در مورد توانایی‌های شناختی، قضاوت‌ها و استدلال شهودی فرد تعریف شود. مفهوم بیش‌اطمینانی در مجموعه وسیعی از بررسی‌ها و آزمایش‌های روانشناسانه از نوع شناختی بررسی شده است که نشان می‌دهد افراد هم در مورد توانایی های خود در پیش‌بینی و هم در مورد دقت اطلاعاتی که در اختیار آنان قرار می‌گیرد، برآوردی بیش از اندازه دارند. همچنین در تخمین احتمالات، عملکردی ضعیف دارند و رویدادهایی را که حتمی می‌دانند، غالباً دارای احتمال وقوع بسیار کمتر از صد در صد است. به طور خلاصه می‌توان گفت که افراد خود را از آنچه واقعاً هستند، باهوش‌تر می‌پندارند و بر این باورند که اطلاعات بهتری نیز در اختیار دارند. به عنوان مثال برای تصمیم‌گیری به‌منظور سرمایه گذاری در یک شرکت خاص، اغلب انتظار زیان را نادیده گرفته و سپس در صورتی که شرکت عملکرد ضعیفی داشته باشد، احساس تعجب یا نارضایتی می‌کنند (پمپین، ۲۰۰۶: ۵۹-۷۰). وجود ویژگی بیش‌اطمینانی در مدیران بر نحوهٔ شناسایی سود و زیان و مبلغ دفتری دارایی‌ها و بدهی‌ها تأثیرگذار است. مدیران بیش‌اطمینان بازده آتی ناشی از پروژه‌های سرمایه‌گذاری شرکت را بیشتر برآورد می‌کنند؛ لذا ممکن است شناسایی زیان را به تأخیر انداخته و برآوردهای خوش بینانه در تعیین ارزش دارایی‌های جاری یا بلندمدت داشته باشند (رامشه و ملانظری، ۱۳۹۳). مطالعات نشان می‌دهد با افزایش بیش‌اطمینانی مدیران احتمال استفاده از حسابداری محافظه‌کارانه کمتر (احمد و دوئلمن، ۲۰۱۳)، احتمال وقوع اشتباه در گزارش سود به دلیل نگرش های خوش‌بینانهٔ مدیریت بیشتر (شراند و زچمن، ۲۰۱۲)، احتمال ارائهٔ مجدد صورت‌های مالی و مدیریت سود واقعی نیز بیشتر (پرزلی و ابت، ۲۰۱۳؛ هسیه و همکاران،

۲۰۱۴)، ارزش وجه‌نقد (اکتاش و همکاران، ۲۰۱۷) و اثربخشی کنترل های داخلی کمتر می‌گردد (چن و همکاران، ۲۰۱۴). مدیران بیش‌اطمینان احتمال و تأثیر رویدادهای مطلوب را بر جریان های نقدی شرکت بیش از واقع تخمین می‌زنند و احتمال و تأثیر رویدادهای منفی را کمتر از واقع ارزیابی می‌کنند (هیتون، ۲۰۰۲؛ مالمندیر و تیت، ۲۰۰۵)؛ نسبت به توانایی‌های خود و عملکرد آتی پروژه‌های سرمایه‌گذاری شرکت خوش‌بین بوده و به طور اشتباه خالص ارزش فعلی (NPV) آنها را بیش از واقع ارزیابی می‌کنند (مالمندیر و همکاران، ۲۰۱۱).

ویژگی‌های شخصیتی مدیران می‌تواند بر تصمیمات سرمایه‌گذاری شرکت تأثیر گذارد (چن و لین، ۲۰۱۲). نتایج بسیاری از تحقیقات نشان می‌دهد مدیران بیش‌اطمینان در نتیجه این باور که آنها اطلاعات ویژه‌ای در اختیار دارند (که دیگران ندارند)، دقت اطلاعات خود و به تبع آن سودها و جریان‌های نقدی آتی واحد تجاری خود را بیش از حد تخمین می‌زنند و چشم‌انداز مثبتی از ریسک و بازده آتی شرکت دارند (هیتون، ۲۰۰۲؛ لین و همکاران، ۲۰۰۵؛ باروس و سیلوریا، ۲۰۰۷؛ گلاسر، ۲۰۰۸). جنسن (۱۹۸۶) بر اساس مسأله نمایندگی بیان می‌کند که مدیران می‌توانند برای افزایش منافع خود، از جریان های نقدی آزاد سوء استفاده نموده و در طرح‌های با خالص ارزش فعلی منفی سرمایه‌گذاری نمایند (چن و لین، ۲۰۱۲). بیش‌اطمینانی می‌تواند بر ارائه اطلاعات مالی توسط مدیریت به بازار سرمایه نیز اثر بگذارد. چون این مدیران بر این باورند که با ادامه دادن پروژه‌های سرمایه‌گذاری ارزش سهامداران را در بلندمدت حداکثر خواهند کرد، لذا نسبت به افشای اطلاعات محرمانه‌ای که از بازخورد منفی سرمایه‌گذاری مشاهده کرده‌اند، تمایلی ندارند؛ حتی ممکن است برای انتقال باورهای خوش‌بینانه از اقلام تعهدی مثبت استفاده کرده (شراند و زچمن، ۲۰۱۲) یا شناسایی زیان‌ها را به تأخیر بیندازند (احمد و دوئلمن، ۲۰۱۳) و از سرمایه‌گذاری در پروژه‌های با NPV (خالص ارزش فعلی) مثبت صرف‌نظر کنند؛ که این کار به سرمایه‌گذاری کمتر از حد منجر می‌شود (چن و لین، ۲۰۱۲).

شرکت‌هایی که با محدودیت تأمین مالی مواجه هستند، ممکن است به دلیل هزینه‌های زیاد تأمین مالی، از قبول و انجام پروژه‌های با خالص ارزش فعلی مثبت صرف‌نظر کنند، که این امر منجر به سرمایه‌گذاری کمتر از حد می‌شود (رودریگو، ۲۰۰۶). از سوی دیگر،

مدیران ممکن اســت با انتخاب پروژه‌های نامناســب در جهت منافع خویش و یا حتی ســوء استفاده از منابع موجود، اقدام به سرمایه گذاری ناکارا نمایند. پژوهش‌های انجام شده در این حوزه پیش‌بینی می‌کنند که انتخاب پروژه‌های ضــعیف، موجب ســرمایه‌گذاری بیش از حد (ا ستین، ۲۰۰۳) و یا سرمایه‌گذاری کمتر از حد گردد (برتراند و مولینتان، ۲۰۰۳). زمانی که بیش‌اطمینانی مدیریت بر تصــمیمات ســرمایه‌گذاری شــرکت اثر می‌گذارد، مطالعاتی مانند مالمندیر و تیت (۲۰۰۵)، گلاســر (۲۰۰۸) و مالمندیر و تیت (۲۰۰۷) نشــان می‌دهند که بیش‌اطمینانی مدیریت، تحریفات ســرمایه‌گذاری شــرکت را در نظر گرفته و شــرکتی که دارای مدیران بیش‌اطمینان است در مقایسه با شرکتی که مدیران منطقی دارد، می‌تواند باعث ســرمایه گذاری بیش از حد شــده و بدین ترتیب شــرکت در معرض خطر قرار گیرد (چن و لین، ۲۰۱۲). میزان جریان‌های نقدی شرکت به دلیل هزینه سرمایه کمتر نسبت به تأمین مالی خارجی و همچنین، کنترل بیشــتر مدیران بر آن، تأثیر زیادی بر میزان ســرمایه‌گذاری‌های شــرکت دارد. پژوهش‌های صــورت گرفته نشــان می‌دهد که حســاســیت ســرمایه‌گذاری – جر یان های نقدی، تحت تأثیر ویژگی های شــخصــیتی مدیران نیز قرار دارد. مدیران بیش‌اطمینان به دلیل خوش‌بینی بیش از حد، ممکن است جریان‌های نقدی حاصل از پروژه‌ها را اشــتباهاً بســیار مطلوب پیش‌بینی کرده و بنابراین، بســیاری از پروژه‌ها را بالاتر از ارزش واقعی‌شــان ارزش‌گذاری کنند (هیتون، ۲۰۰۲؛ مالمندیر و تیت، ۲۰۰۵؛ گلاســر، ۲۰۰۸). از سوی دیگر آنها معتقدند که بازار شرکت آنان را کمتر از واقع ارزش‌گذاری می‌کند و باعث می شود تأمین مالی خارجی نیز پرهزینه با شد. به همین دلیل، در صورتی که شرکت دارای منابع داخلی باشــد، ممکن اســت مدیرانی با اعتماد به نفس بیش از حد، تمایل بیشــتری به ســرمایه‌گذاری از خود نشــان دهند، اما در صــورتی که تأمین مالی پروژه‌ها نیازمند منابع خارجی باشــد، ممکن اســت ســرمایه‌گذاری کمتر از حد صــورت پذیرد (چن و لین، ۲۰۱۲؛ مالمندیر و تیت، ۲۰۰۵).

مدیران بیش‌اطمینان به طور سیستماتیک بازده آتی نا شی از پروژه‌های سرمایه‌گذاری را بیش از حد تخمین زده و برآورد بیشــتری از جریان‌هــای نقــدی ورودی از پروژه‌هــای ســرمایه‌گذاری خود دارند و به همان اندازه نیز نســبت به توانایی خود برای بدســت آوردن عملکرد خوب مطمئن هســتند. بر همین اســاس ســرمایه‌گذاری بیشــتری در پروژه‌های

سرمایه‌گذاری انجام می‌دهند (هیتون، ۲۰۰۲؛ مالمندیر و همکاران، ۲۰۱۱). همچنین این دسته از مدیران نسبت به پروژه‌های سرمایه‌گذاری خود تعهد و الزام بیشتری دارند و پروژه‌های با عملکرد ضعیف حتی با NPV منفی را در حال ایجاد ارزش می‌دانند، در حالی که در واقع اینطور نیست. به بیان دیگر، مدیران بیش اطمینان به دلیل تورش تعبیری و وجود خطای حسی مبنی در توانایی کنترل موقعیت، در برخورد با بازخورد و اطلاعات منفی جدید عقیده خود را در مورد پروژه تغییر نمی‌دهند و کماکان معتقدند که این پروژه‌ها آینده امید بخشی دارند (مالمندیر و تیت، ۲۰۰۵؛ تیلور و براون، ۱۹۸۸ به نقل از فروغی و قاسم‌زاده، ۱۳۹۴). یکی از عواملی که می تواند بر کارایی سیستم گزارشگری مالی بیافزاید سیستم گزارشگری مالی است. کیفیت بالای گزارشگری مالی از طریق کاهش عدم تقارن اطلاعاتی، امکان گزینش نادرست و خطر اخلاقی را کاهش داده، بر اثر افزایش توانایی سهامداران و وام‌دهندگان در کنترل و تحت نظر گرفتن فعالیت مدیران منجر به کاهش هزینه‌های پایش مدیریت و در نتیجه اجبار مدیران در انتخاب پروژه‌های مناسب و کارا در نهایت منجر به کاهش ریسک و هزینه‌های تأمین مالی شرکت می‌گردد (ثقفی و عرب‌مازار یزدی، ۱۳۸۹). همچنین، در نتیجه این عوامل احتمال ناکارایی سرمایه‌گذاری صورت گرفته توسط شرکت که به مفهوم عبور از فرصت‌های سرمایه‌گذاری در پروژه‌های دارای ارزش فعلی خالص مثبت (سرمایه‌گذاری کمتر از حد) و یا سرمایه‌گذاری در پروژه‌های دارای ارزش فعلی خالص منفی (سرمایه‌گذاری بیش از حد) نیز کاهش می یابد (ثقفی و عرب‌مازار یزدی، ۱۳۸۹).

پیشینهٔ پژوهش

اکتاش و همکاران (۲۰۱۷) در پژوهشی دریافتند در شرکت‌های با مدیران بیش‌اطمینان به دلیل نگهداری وجوه‌نقد مازاد و تشدید مشکلات سرمایه‌گذاری بیش از حد به دلیل تأمین مالی طرح ها و پروژه های پرمخاطره و دارای ارزش فعلی خالص منفی، ارزش و جه‌نقد کاهش می یابد. مک کارتی و همکاران (۲۰۱۷) در پژوهشی به بررسی ارتباط بین مسئولیت‌پذیری اجتماعی شرکت‌ها و بیش‌اطمینانی مدیریت پرداختند. نتایج پژوهش آنان بیانگر وجود ارتباط منفی معنادار بین مسئولیت‌پذیری اجتماعی شرکت‌ها و بیش‌اطمینانی مدیر یت بود. دوئلمن و همکاران (۲۰۱۵) به بررسی ارتباط بیش‌اطمینانی مدیر یت و

حق‌الزحمهٔ حسابرسی پرداختند. نتایج پژوهش آنان نشان داد شرکت‌های دارای مدیران بیش‌اطمینان، حق‌الزحمهٔ حسابرسی کمتری پرداخت می‌کنند. همچنین مدیران بیش‌اطمینان با احتمال کمتری از حسابرس متخصص صنعت استفاده می‌کنند. کیم و همکاران (۲۰۱۴) در پژوهشی با عنوان بیش‌اطمینانی مدیریت و ریسک سقوط قیمت سهام نشان دادند که پس از کنترل مدیریت سود برگرفته از مسائل نمایندگی، وجود ویژگی بیش‌اطمینانی در مدیریت، احتمال سقوط قیمت سهام افزایش می‌یابد. هسیه و همکاران (۲۰۱۴) بیان کردند احتمال افزایش سود گزارش‌شده از طریق افزایش اقلام تعهدی اختیاری[۲] توسط مدیران بیش اطمینان نسبت به سایر مدیران بیشتر است. چن و همکاران (۲۰۱۴) در پژوهشی به بررسی تأثیر بیش‌اطمینانی مدیریت بر کنترل‌های داخلی پرداختند. آنها نتیجه گرفتند در شرکت‌های با مدیران بیش اطمینان احتمال حفظ کنترل های داخلی بی‌اثر بیشتر است. همچنین در شرکت‌های با مدیران بیش‌اطمینان، اما با ساختارهای حاکمیت شرکتی قوی احتمال حفظ کنترل‌های داخلی مؤثر بیشتر است. مطابق نتایج پژوهش بومن (۲۰۱۴) بین بیش اطمینانی مدیران و هموارسازی سود رابطهٔ مثبت وجود دارد. به عبارت دیگر مدیران بیش اطمینان نسبت به سایر مدیران بیشتر اقدام به هموار سازی سود می‌کنند. چایز و همکاران (۲۰۱۴) در پژوهشی به بررسی تأثیر بیش‌اطمینانی مدیریت بر اجتناب مالیاتی پرداختند. نتایج پژوهش آنان بیانگر تأثیر مثبت و معنادار بیش‌اطمینانی مدیریت بر اجتناب مالیاتی بود. احمد و دوئلمن (۲۰۱۳) اثر بیش‌اطمینانی مدیریت بر محافظه‌کاری حسابداری[۳] را مورد مطالعه قرار دادند. نتایج پژوهش آنان نشان داد بیش‌اطمینانی اثر منفی بر محافظه‌کاری حسابداری داشته و نظارت خارجی این آثار منفی را کاهش نخواهد داد.

گماریز و بلاستا (۲۰۱۳) اثر کیفیت گزارشگری مالی و سررسید بدهی را بر کارایی سرمایه گذاری بررسی کردند. نتایج این پژوهش نشان داد که افزایش کیفیت گزارشگری مالی و کاهش سررسید بدهی، کارایی سرمایه‌گذاری را افزایش می‌دهد. چنگ و همکاران (۲۰۱۳) به بررسی این موضوع پرداختند که آیا افشای ضعف بااهمیت در کنترل‌های داخلی موجب بهبود کارایی سرمایه‌گذاری می‌شود؟ نتایج این پژوهش بیانگر آن بود که قبل از الزام به افشای ضعف بااهمیت در کنترل‌های داخلی، شرکت‌های دارای محدودیت (عدم محدودیت) مالی، دارای سرمایه‌گذاری کمتر از حد (بیش از حد) بوده‌اند. اما پس از الزام به

افشای ضعف بااهمیت در نظام کنترل‌های داخلی براساس قانون ساربنز آکسلی، شاهد بهبود بااهمیت کارایی سرمایه‌گذاری در این دسته از شرکت‌ها بوده‌ایم. چن و لین (۲۰۱۲) در پژوهشی به بررسی این موضوع پرداختند که آیا بیش‌اطمینانی مدیران می‌تواند کارایی سرمایه‌گذاری شرکت را تحت تأثیر خود قرار دهد یا خیر. نتایج پژوهش آنان بیانگر وجود رابطهٔ منفی معنادار بین بیش‌اطمینانی مدیران و کارایی سرمایه گذاری بود. بیدل و همکاران (۲۰۰۹)، اثر کیفیت گزارشگری مالی را بر دو وضعیت ناکارای سرمایه‌گذاری (یعنی سرمایه‌گذاری بیش از حد و کمتر از حد) بررسی کردند و نتایج این پژوهش نشان داد که کیفیت گزارشگری مالی بالاتر به شرکت‌هایی که دچار مشکل سرمایه‌گذاری کمتر از حد هستند کمک می‌کند تا سرمایه‌گذاری خود را افزایش دهند و به شرکت‌های دارای سرمایه‌گذاری بیش از حد، کمک می‌کند سطح سرمایه‌گذاری خود را کاهش دهد.

بررسی پژوهش‌های صورت‌گرفته در داخل کشور نیز نشان می‌دهد تاکنون هیچ پژوهشی در رابطه با بررسی تأثیر کیفیت گزارشگری مالی بر رابطه بین بیش‌اطمینانی مدیریت و کارایی سرمایه گذاری انجام نشده است. در ادامه به بعضی از پژوهش‌های داخلی مرتبط اشاره می‌گردد.

ابراهیمی و سربازی آزاد (۱۳۹۶) در پژوهشی به بررسی تأثیر بیش‌اطمینانی مدیریت در مدیریت سود مبتنی بر اقلام تعهدی پرداختند. نتایج پژوهش آنان نشان‌دهندهٔ وجود ارتباط مثبت و معنادار بین بیش‌اطمینانی مدیریت بر اساس هر دو شاخص بیش‌اطمینانی مدیریت مبتنی بر سرمایه‌گذاری و اهرم مالی بر مدیریت سود مبتنی بر اقلام تعهدی است. فروغی و همکاران (۱۳۹۵) در پژوهشی نشان دادند که کیفیت گزارشگری مالی باعث کاهش تأثیر مثبت توانایی مدیریت بر سرمایه گذاری بیش از حد می‌گردد. نتایج پژوهش بولو و حسنی‌القار (۱۳۹۴) نشان داد بیش‌اطمینانی مدیریت به طور معناداری منجر به افزایش هموارسازی سود می‌گردد. یافته‌های پژوهش آنان همچنین نشان داد در شرکت‌های با ریسک سیستماتیک بالاتر، احتمال هموار سازی سود بیشتر است. نتایج پژوهش مشایخ و بهزادپور (۱۳۹۳) نشان داد بین بیش‌اطمینانی مدیران و تقسیم سود شرکت ارتباط منفی وجود دارد؛ به گونه‌ای که مدیران بیش‌اطمینان تقسیم سود کمتری دارند. به علاوه صرف‌نظر از بیش‌اطمینان یا منطقی بودن مدیر، شرکت با فرصت‌های رشد بالاتر سود تقسیمی کمتری

پرداخت می‌کند. رامشه و ملانظری (۱۳۹۳) دریافتند بین محافظه‌کاری شرطی و غیرشرطی با بیش‌اطمینانی مدیریت رابطه منفی وجود دارد. همچنین نظارت خارجی اثر منفی بیش‌اطمینانی بر محافظه‌کاری شرطی را کاهش داده، اما اثر مشابه در مورد محافظه‌کاری غیرشرطی نخواهد داشت.

بادآور نهندی و تقی‌زاده خانقاه (۱۳۹۳) در پژوهشی دریافتند بین مکانیزم‌های حاکمیت شرکتی و کارایی سرمایه‌گذاری ارتباط مثبت و معناداری در مراحل چرخهٔ عمر شرکت وجود دارد. مطابق نتایج پژوهش مرادزاده فرد و همکاران (۱۳۹۳) در شرکت‌هایی که نیاز به تأمین مالی خارجی ندارند، بین محافظه‌کاری و کارایی سرمایه‌گذاری ارتباط منفی و در شرکت‌هایی که نیاز به تأمین مالی خارجی دارند، بین محافظه‌کاری و کارایی سرمایه‌گذاری ارتباط مثبت معناداری وجود دارد. فخاری و رسولی (۱۳۹۲) در پژوهشی به بررسی اثر محافظه‌کاری و کیفیت اقلام تعهدی بر کارایی سرمایه‌گذاری پرداختند. نتایج پژوهش آنان نشان داد، اعمال محافظه‌کاری، کارایی سرمایه‌گذاری شرکت‌ها را افزایش داده اما ارتباط معناداری بین کیفیت اقلام تعهدی و کارایی سرمایه‌گذاری وجود ندارد. محمودآبادی و مهتری (۱۳۹۰) در پژوهشی به بررسی رابطهٔ بین محافظه‌کاری حسابداری و کارایی سرمایه‌گذاری شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. نتایج پژوهش آنان نشان داد بین محافظه‌کاری حسابداری و سرمایه‌گذاری آتی ارتباط معناداری وجود دارد. یافته‌های پژوهش آنان نشان داد که بین اندازهٔ شرکت و سرمایه‌گذاری آتی رابطه منفی معنادار، بین نسبت ارزش دفتری و سرمایه‌گذاری آتی ارتباط مثبت معنادار، و بین اهرم مالی و سرمایه‌گذاری آتی رابطهٔ منفی معناداری وجود دارد. با در نظر گرفتن مبانی نظری، پژوهش‌های گذشته و نتایج آنها، فرضیه‌های پژوهش بدین شرح مطرح می‌شود؛

۱. بیش‌اطمینانی مدیریت تأثیر معناداری بر کارایی سرمایه‌گذاری دارد.

۲. کیفیت گزارشگری مالی تأثیر معناداری بر رابطه بین بیش‌اطمینانی مدیریت و کارایی سرمایه‌گذاری دارد.

روش‌شناسی پژوهش

جامعه آماری این پژوهش را شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۸۶ تا ۱۳۹۴ تشکیل داده است. در پژوهش حاضر بدون اعمال روش نمونه‌گیری خاصی، جامعه آماری براساس شروط نظام‌مندی تعدیل شده‌اند. بنابراین، در انتخاب شرکت‌ها ویژگی‌های زیر مورد توجه قرار گرفت: الف) شرکت‌های مورد نظر جزء بانک‌ها، واسطه‌گری مالی، لیزینگ و شرکت‌های بیمه نباشند (به دلیل تفاوت در ترازنامه، ماهیت خاص فعالیت و اهرم مالی غیرمعمول). ب) سهام شرکت‌ها در طول هر یک از سال‌های دوره پژوهش معامله شده باشد. پ) از منظر افزایش قابلیت مقایسه، پایان سال مالی شرکت، منتهی به پایان اسفند ماه باشد. ت) طی سال‌های مورد مطالعه تغییر سال مالی یا فعالیت نداده باشد. ث) شرکت‌های مورد نظر از ابتدا تا انتهای پژوهش در فهرست شرکت‌های بورسی باشند. ج) تمامی داده‌های مورد نیاز آن‌ها در طی سال‌های ۱۳۸۶ الی ۱۳۹۴ در دسترس باشد. دوره زمانی این پژوهش از سال ۱۳۸۶ تا ۱۳۹۴ می‌باشد. از آنجا که محاسبه کیفیت اقلام تعهدی موردنظر این پژوهش (به عنوان شاخص کیفیت گزارشگری مالی) در هر سال از طریق رگرسیون چرخشی (غلتان) با استفاده از سری زمانی داده‌های پنج سال قبل اندازه‌گیری می‌شود، بنابراین دسترسی به سری زمانی داده‌های هر یک از شرکت‌های عضو نمونه آماری برای سال‌های ۱۳۸۰ تا ۱۳۹۴ ضروری است. پس از بررسی شرکت‌ها از لحاظ ویژگی‌های مذکور، در مجموع ۱۱۲ شرکت به عنوان نمونهٔ مورد مطالعهٔ این پژوهش انتخاب شد. در گردآوری داده‌ها از نرم‌افزار ره‌آورد نوین و بانک اطلاعاتی سازمان بورس و اوراق بهادار (کدال) و پایگاه‌های اینترنتی مرتبط با بورس استفاده شد. آزمون فرضیه‌ها نیز پس از گردآوری داده‌های مورد نیاز، به کمک نسخهٔ ششم نرم‌افزار Eveiws انجام گرفت. برای آزمون فرضیهٔ اول مطابق پژوهش چن و لین (۲۰۱۲) از الگوی رگرسیون به شرح رابطهٔ (۱) استفاده شده است: رابطه ۱)

$$Invest_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 OverCon_{i,t} + \sum_{q=2}^{m} \beta_q \left(q^{th} Control\ Variables_{i,t}\right) + \varepsilon_{i,t}$$

برای آزمون فرضیهٔ دوم پژوهش نیز از الگوی رگرسیون به شرح رابطهٔ (۲) استفاده شده است:

رابطه ۲)

$$Invest_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 OverCon_{i,t} + \beta_2 FRQ_{i,t} + \beta_3 (OverCon_{i,t} \times FRQ_{i,t}) + \sum_{q=3}^{m} \beta_q (q^{th} Control\ Variables_{i,t}) + \varepsilon_{i,t}$$

که در مدل فوق $Invest_{i,t}$ کارایی سرمایه‌گذاری، $FRQ_{i,t}$ نشان دهنده کیفیت گزارشگری مالی و $OverCon_{i,t}$ بیانگر بیش‌اطمینانی مدیریت است. هر یک از متغیرهای پژوهش این رابطه در ادامه معرفی شده‌اند.

بیش‌اطمینانی مدیریت: مطالعهٔ ادبیات موضوعی بیانگر آن است که معیارهای متفاوتی برای اندازه گیری بیش‌اطمینانی ارائه شده است. از جمله این معیارها می‌توان به تصمیمات مدیران در خصوص اعمال اختیار خرید سهام[۴] (مالمندیر و تیت، ۲۰۰۵؛ مالمندیر)، خالص خرید سهام شرکت توسط مدیر[۵] (احمد و دوئلمن، ۲۰۱۳)، شهرت رسانه‌ای و پاداش نسبی مدیران (مالمندیر و تیت، ۲۰۰۵)، سوگیری در پیش‌بینی سود مدیران (تفاوت بین سود پیش‌بینی شده و سود واقعی) اشاره نمود (ایشیکاوا و تاکاهاشی، ۲۰۱۰؛ لین و همکاران، ۲۰۰۵). از آنجا که شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران باید سود پیش بینی شده خود را افشا کنند، در پژوهش حاضر از این معیار برای محاسبه بیش‌اطمینانی مدیریت استفاده شده است. بیش‌اطمینانی مدیران مطابق پژوهش‌های قبلی (ایشیکاوا و تاکاهاشی، ۲۰۱۰؛ لین و همکاران، ۲۰۰۵؛ مشایخ و بهزادپور، ۱۳۹۳) از طریق اندازه‌گیری پیش‌بینی جانبدارانه مدیران محاسبه می‌شود. به طوری که اگر مدیران سود پیش بینی شده را بیشتر از سود واقعی اعلام کرده باشند، دچار بیش‌اطمینانی هستند. در این پژوهش از اولین پیش‌بینی سود هر سهم استفاده شده است.

کارایی سرمایه‌گذاری: در این پژوهش، از الگوی ریچاردسون (۲۰۰۶) برای محاسبه کارایی سرمایه گذاری شرکت‌ها استفاده شده است. لازم به ذکر است که محاسبه این الگو به صورت مقطعی و سال- صنعت بوده است. الگوی ریچارد سون (۲۰۰۶)، به صورت زیر است:

رابطه ۳)

$$Inv_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Grow_{i,t-1} + \sum Control\ Variables_{i,t,t-1} + v_{i,t}$$

که در آن؛ $Inv_{i,t}$ معیار سرمایه‌گذاری که از تغییر کل خالص دارایی های ثابت، سرمایه‌گذاری بلندمدت و دارایی‌های نامشهود تقسیم بر میانگین کل دارایی‌های شرکت به دست می‌آید و $Grow_{i,t-1}$ نرخ رشد درآمد سالانه شرکت است. متغیرهای کنترلی نیز شامل اهرم مالی، نسبت کل بدهی‌ها به دارایی‌ها، نسبت وجوه نقد و سرمایه‌گذاری کوتاه مدت تقسیم بر میانگین دارایی‌ها و اندازه شرکت می‌باشد. اگر سرمایه‌گذاری سال آینده بیشتر از رشد درآمد باشد، باقی‌ماندهٔ مدل مثبت بوده و بدین معناست که سرمایه‌گذاری بیش از حد انجام شده (انتخاب پروژه‌هایی با خالص ارزش فعلی منفی)، اگر سرمایه گذاری سال آینده کمتر از رشد درآمد باشد، باقی‌ماندهٔ مدل بالا منفی است و بدین معناست که سرمایه‌گذاری کمتر از حد انجام شده است (گذر از سرمایه‌گذاری با ارزش فعلی خالص مثبت)، (بیدل و همکاران، ۲۰۰۹؛ لی و وانگ، ۲۰۱۰؛ و محمودآبادی و مهتری، ۱۳۹۰). استدلال الگوی ریچاردسون (۲۰۰۶) آن است که میزان فروش شرکت، انتظار از سرمایه‌گذاری شرکت را در بازار کارا نشان می‌دهد. مطابق پژوهش‌های پیشین (نظیر لی و وانگ، ۲۰۱۰) از قدرمطلق باقی‌مانده‌های الگو برای اندازه‌گیری کارایی سرمایه گذاری استفاده می‌شود. مقدار این قدرمطلق بیانگر شاخص معکوسی از کارایی سرمایه‌گذاری (ناکارایی سرمایه‌گذاری) است.

کیفیت گزارشگری مالی: معیار مورد استفاده در این پژوهش برای اندازه‌گیری کیفیت گزارشگری مالی، کیفیت اقلام تعهدی مبتنی بر مدل دچو و دیچو (۲۰۰۲) است. کیفیت اقلام تعهدی مورد نظر در این پژوهش برای هر شرکت سال با استفاده از داده‌های حسابداری برای یک دوره پنج ساله (t، t-1،...، t-4) و با بکارگیری رگرسیون غلتان یا چرخشی اندازه‌گیری شده است. با توجه به توضیحات فوق، نحوه اندازه‌گیری متغیر کیفیت اقلام تعهدی که از پژوهش‌های قبلی (نظیر فرانسیس و همکاران (۲۰۰۴) و دچو و دیچو (۲۰۰۲)) تبعیت می‌کند، به شرح رابطه (۴) است:

رابطه ۴)

$$\frac{TCA_{i,t}}{Assets_{i,t}} = \emptyset_{0,i} + \emptyset_{1,i}\left(\frac{CFO_{i,t-1}}{Assets_{i,t}}\right) + \emptyset_{2,i}\left(\frac{CFO_{i,t}}{Assets_{i,t}}\right) + \emptyset_{3,i}\left(\frac{CFO_{i,t+1}}{Assets_{i,t}}\right) + \nu_{i,t}$$

به طوری که: $TCA_{i,t}$ اقلام تعهدی جاری شرکت i در سال t، $CFO_{i,t}$ جریان نقدی عملیاتی شرکت i در سال t و $Assets_{i,t}$ میانگین جمع دارایی‌های شرکت i در سال‌های t و t-1. معادله فوق با استفاده از سری زمانی داده‌های یک دوره ۵ ساله چرخشی یا غلتان، برای هر شرکت در هر سال برآورد شده است. این برآوردها منجر به ۵ باقیمانده (خطا) برای هر شرکت در هر سال (t، t-1،...، t-4) شده است که بر مبنای آن‌ها، کیفیت اقلام تعهدی به شرح رابطه (۵) اندازه‌گیری شده است:

رابطه ۵)

$$Accruals\ Quality_{i,t} = \delta(\hat{v}_{i,t})$$

یعنی اینکه کیفیت اقلام تعهدی برابر است با انحراف معیار باقیمانده‌های برآوردی شرکت i در سال t. مقادیر زیاد (کم) *Accruals Quality* بیانگر کیفیت پایین (بالا) اقلام تعهدی است. در پژوهش حاضر کیفیت اقلام تعهدی شاخص مستقیمی از کیفیت گزارشگری مالی است (فرانسیس و همکاران، ۲۰۰۴؛ ثقفی و بولو، ۱۳۸۸).

نحوهٔ محاسبه جریان نقدی عملیاتی (CFO): جریان نقدی عملیاتی مورد استفاده در این پژوهش به دلیل ویژگی‌های سود خالص (ونه ویژگی‌های سود عملیاتی) براساس الزامات مقرر در بیانیه شماره ۹۵ استانداردهای حسابداری مالی (FASB95) آمریکا محاسبه شده است. رابطه ۶)

جریان نقدی عملیاتی مورد نظر در این پژوهش
= جریان نقدی عملیاتی طبق صورت جریان وجوه نقد
+ جریان نقد مرتبط با بازده سرمایه گذاری‌ها و سود پرداختی بابت تامین مالی
+ جریان نقدی مرتبط با مالیات − سود سهام پرداخت شده

نحوهٔ محاسبه اقلام تعهدی جاری (TCA): برای محاسبه اقلام تعهدی جاری، ابتدا کل اقلام تعهدی (TA) از تفاوت سود خالص و جریان نقدی عملیاتی محاسبه گردیده و سپس

اقلام تعهدی غیر جاری (شـــامل هزینه اســـتهلاک و تغییرات در ذخیره بازخرید خدمت کارکنان) از آن کسر شده است. یعنی:

رابطه ۷)

$$TA_{i,t} = NI_{i,t} - CFO_{i,t}$$

رابطه ۸)

$$TCA_{i,t} = TA_{i,t} - (DEPN_{i,t} + \Delta PEN_{i,t})$$

به طوری که: $TA_{i,t}$ کل اقلام تعهدی شرکت i در سال t، $NI_{i,t}$ سود خالص شرکت i در سال t که از صورت سود و زیان شرکت‌ها استخراج شده است، $DEPN_{i,t}$ هزینه استهلاک دارایی های غیر جاری شـــرکت i در ســـال t که از متن صـــورت جریان وجوه نقد یا یادداشت‌های توضیحی صورت‌های مالی استخراج شده است و $\Delta PEN_{i,t}$ خالص تغییرات در ذخیره بازخرید خدمت کارکنان شـرکت i در سـال t که از تفاوت مانده ذخیره بازخرید خدمت کارکنان در پایان سال‌های t و t-1 حاصل شده است. متغیرهای کنترلی پژوهش در ادامه معرفی شده‌اند.

نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام[۶]: این متغیر از تقسیم ارزش بازار حقوق صاحبان سهام شرکت به ارزش دفتری آن در پایان سال مالی محاسبه می‌شود. ارزش بازار حقوق صاحبان سهام از حاصل ضرب تعداد سهام عادی در قیمت سهام در پایان سال مالی به دسـت می‌آید. ارزش دفتری حقوق صـاحبان سـهام نیز از ترازنامه شـرکت حاصـل می‌شـود (چن و لین، ۲۰۱۲). اندازهٔ شـرکت: اندازه شـرکت[۷] به عنوان جایگزین محیط اطلاعاتی شرکت در نظر گرفته شده است. هرچه اندازه شرکت بزرگتر باشد، شرکت از اعتبار بیشـتر برخوردار خواهد بود. شـرکت‌های بزرگ به دلیل امکان تنوع بخشـی بیشـتر، سـرمایه‌گذاری در دارایی‌های مختلف، امکان اسـتفاده از منابع مالی متنوع و افشـای منظم اطلاعات، ریسک کمتری دارند. برای محاسبه اندازه شرکت از لگاریتم ارزش بازار سهام شرکت (حاصل ضرب قیمت سهام در تعداد سهام) در پایان سال استفاده شده است (چن و لین، ۲۰۱۲؛ بومن، ۲۰۱۴). رشد فروش[۸]: درصد اختلاف در کل فروش در صورت سود و زیان دو دوره متوالی اســت (بومن، ۲۰۱۴). نســبت وجوه نقد عملیاتی: نســبت وجوه نقد

عملیاتی از تقسیم وجوه نقد حاصل از فعالیت‌های عملیاتی به متوسط کل دارایی‌های دوره مالی محاسبه می شود (چن و لین، ۲۰۱۲). اهرم مالی[۹]: از طریق تقسیم جمع بدهی‌ها بر جمع حقوق صاحبان سهام[۱۰] به دست می‌آید. شرکت‌های دارای درجه اهرم بالا، دارای تعارض‌های نمایندگی بین اعتباردهندگان و سهامداران هستند (چن و لین، ۲۰۱۲؛ بومن، ۲۰۱۴؛ دوئلمن و همکاران، ۲۰۱۵). نرخ بازده دارایی‌ها: از تقسیم سود قبل از بهره و مالیات به میانگین دارایی‌ها به دست می‌آید (های و همکاران، ۲۰۰۶).

یافته‌های پژوهش

نگاره (۱) مقادیر میانگین، میانه و انحراف معیار متغیرهای استفاده شده را نشان می‌دهد. نتایج آزمون هایی که برای بررسی پایایی داده‌ها انجام گرفت، حاکی از آن بود که داده‌ها در طول دورهٔ زمانی بررسی پایا بودند. نتایج نگاره (۱) نشان دهندهٔ آن است که میانگین مشاهدات و میانهٔ آن‌ها اختلاف اندکی دارند. نزدیک بودن مقادیر میانگین و میانه مشخص می‌کند که داده‌ها از توزیع نرمال برخوردارند. میانگین (میانه) کیفیت اقلام تعهدی ۰/۰۶۳ (۰/۰۳۷)، نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام ۲/۷۵۱ (۲/۴۸۲)، اهرم مالی ۰/۶۱۲ (۰/۵۶۶)، اندازه شرکت ۱۰/۷۳۷ (۱۰/۰۹۱)، نسبت وجه‌نقد عملیاتی ۰/۱۴۴ (۰/۱۱۷)، رشد فروش ۰/۱۵۹ (۰/۱۲۳) و نرخ بازده دارایی‌ها ۰/۱۸۳ (۰/۱۳۵) است. میانگین متغیر بیش‌اطمینانی مدیریت ۰/۲۲۲ است که بیشتر مشاهده‌ها مربوط به این متغیر، حول این نقاط تمرکز دارد. علاوه بر این، میانه این متغیر نشان می‌دهد که نیمی از مشاهده‌های مربوط به این متغیر کمتر از ۰ و نیمی دیگر، بیشتر از این مقدار است. برای متغیر اندازه شرکت که با استفاده از لگاریتم ارزش بازار سهام شرکت محاسبه می‌شود، مقدار ۱۴/۱۲۳ به عنوان بیشینه و مقدار ۹/۱۱۳ به عنوان کمینه محاسبه شده است، که این امر ناشی از تفاوت اندازه شرکت‌های مورد بررسی در پژوهش است. به عنوان مثال می‌توان از شرکت‌های بزرگ به شرکت‌های پالایش، پتروشیمی و فولادی اشاره کرد که اندازه آنها بعضاً برابر کل شرکت‌های فعال در یک گروه کوچک، مثل گروه ساختمان است.

نگاره (۱): آمار توصیفی متغیرهای پژوهش

متغیرها	نماد متغیر	میانگین	میانه	بیشینه	کمینه	انحراف معیار
بیش‌اطمینانی مدیریت	OverCon	۰/۲۲۲	۰	۱	۰	۰/۴۰۱
کیفیت اقلام تعهدی	FQR	۰/۰۶۳	۰/۰۳۷	۱/۱۲۹	۰/۰۰۱	۰/۱۶۴
نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام	M/B	۲/۷۵۱	۲/۴۸۲	۴/۱۹۳	۰/۳۵۲	۰/۳۰۹
اهرم مالی	Lev	۰/۶۱۲	۰/۵۶۶	۰/۸۹۱	۰/۱۴۷	۰/۳۲۶
اندازه شرکت	Size	۱۰/۷۳۷	۱۰/۰۹۱	۱۴/۱۲۳	۹/۱۱۳	۰/۵۱۷
نسبت وجوه نقد عملیاتی	CFO	۰/۱۴۴	۰/۱۱۷	۰/۵۴۴	-۰/۶۳۳	۰/۱۸۴
رشد فروش	Sale. Gr	۰/۱۵۹	۰/۱۲۳	۱/۶۲۷	-۰/۴۴۹	۰/۳۴۲
نرخ بازده دارایی‌ها	ROA	۰/۱۸۳	۰/۱۳۵	۰/۸۷۹	-۰/۳۱۴	۰/۱۱۹
ناکارایی سرمایه‌گذاری	Invest	۰/۳۱۲	۰/۰۸۸	۰/۷۵۱	۰	۰/۱۳۳

بررسی ضرایب همبستگی

یکی از مشکلاتی که در تحلیل‌های رگرسیونی بروز می‌کند، مسأله همخطی شدید بین متغیرهای مستقل در مدل‌های رگرسیون است. بسیاری از محققان اتفاق‌نظر دارند که برای مسأله همخطی راه‌حلی وجود ندارد و تنها راه اطمینان از نبود همخطی شدید بین متغیرهای توضیحی، بررسی ضرایب همبستگی پیرسون است (گجراتی و پورتر، ۲۰۰۹: ۳۴۲). برای اطمینان از نبود همخطی، آزمون ضرایب همبستگی پیرسون برای همهٔ متغیرهای توضیحی مدل رگرسیونی انجام شد. براساس نتایج حاصل از این آزمون چون تمام ضرایب برآورد شده معنادار و تفکیک پذیر بودند بین متغیرهای مستقل و تعدیل کننده خودهمبستگی دیده نشد. همچنین بررسی همبستگی بین متغیرهای بیش‌اطمینانی مدیریت و ناکارایی سرمایه‌گذاری (۰/۱۰۹) نیز حکایت از همبستگی مثبت بین بیش اطمینانی مدیریت و ناکارایی سرمایه‌گذاری دارد. همبستگی مثبت بین بیش‌اطمینانی مدیریت و ناکارایی سرمایه گذاری می‌تواند بیانگر تأیید تأثیر منفی بیش‌اطمینانی مدیریت بر کارایی سرمایه گذاری در محیط ایران باشد.

آزمون فرضیه‌های پژوهش

نتایج آزمون چاو مدل‌های رگرسیونی پژوهش برای تعیین نوع آزمون (تلفیقی یا داده‌های تابلویی) مقدار احتمال آماره اف. لیمر را عدد ۰/۰۲۲ و ۰/۰۳۱ (کمتر از ۵ درصد) نشان داد. در نتیجه، اولویت در استفاده از روش داده‌های تابلویی است. از آزمون هاسمن برای تعیین نوع روش داده‌های تابلویی (اثرات ثابت یا اثرات تصادفی) استفاده شد که طبق نتایج، استفاده از روش داده‌های تابلویی با اثرات ثابت در اولویت قرار گرفت. همچنین از آزمون جارک – برا[11] به منظور تشخیص نرمال بودن توزیع اجزای اخلال استفاده شده است. احتمال آمارهٔ جارک - برا به ترتیب برابر با ۰/۲۷۱ و ۰/۱۵۹ محاسبه شده است، از آنجا که این مقادیر بیشتر از ۰/۰۵ به دست آمده است؛ فرض صفر مبنی بر نرمال بودن اجزای اخلال را نمی‌توان رد کرد؛ لذا توزیع اجزای اخلال نرمال است. با وجود این، براساس قضیهٔ حد مرکزی، ضرایب در داده‌های با تعداد مشاهدات بالا نرمال محسوب می‌شوند، هر چند توزیع اجزا نرمال نباشد (گرین، ۲۰۱۱).

نگاره (۲): نتیجه برازش مدل اول رگرسیونی پژوهش

$$Invest_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 OverCon_{i,t} + \sum_{q=2}^{m} \beta_q (q^{th} Control\ Variables_{i,t}) + \varepsilon_{i,t}$$

متغیرها	سطح معناداری	آماره t	خطای استاندارد	ضریب بتا
بیش‌اطمینانی مدیریت	۰/۰۰۵۲	۲/۸۱۸۰	۰/۰۱۳۶	۰/۰۳۸۳
نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام	۰/۱۳۱	-۱/۵۱۱	۰/۰۹۵	-۰/۱۴۴
اهرم مالی	۰/۴۴۲۱	۰/۷۷۱۲	۰/۱۱۲۰	۰/۰۸۶۳
اندازه شرکت	۰/۰۰۰۱	-۴/۰۸۱۳	۰/۰۳۹	-۰/۱۵۹
رشد فروش	۰/۰۱۸۶	۲/۳۶۲۲	۰/۰۳۴۱	۰/۰۸۰۵
نسبت وجوه نقد عملیاتی	۰/۰۲۱۵	۲/۳۱۲۷	۰/۰۳۸۴	۰/۰۸۸۸
نرخ بازده دارایی‌ها	۰/۲۴۴۵	-۱/۱۶۶۲	۰/۰۱۴۳	-۰/۰۱۶۷
مقدار ثابت مدل	۰/۷۶۵۴	۰/۳۱۲۰	۰/۰۲۱۷	۰/۰۰۷۱
سطح معناداری F	۰/۰۰۰۰	آمارهٔ F		۷/۸۳۹۴
ضریب تعیین تعدیل یافته	۰/۲۶	آمارهٔ دوربین واتسون		۱/۹۵۷

در این پژوهش به منظور مطالعهٔ تأثیر بیش‌اطمینانی مدیریت بر کارایی سرمایه‌گذاری، فرض شده است که بین بیش‌اطمینانی مدیریت و کارایی سرمایه‌گذاری ارتباط منفی معناداری وجود دارد. به بیانی دیگر، بیش‌اطمینانی مدیریت، کارایی سرمایه‌گذاری را کاهش می‌دهد. به منظور آزمون فرضیه اول پژوهش، از نتایج برآورد رگرسیون مقطعی سالانه ارائه شده در نگاره (۲) استفاده شده است. میزان ضریب تعیین تعدیل شده مدل اول رگرسیونی پژوهش برابر با ۰/۲۶ است، یعنی ۲۶ درصد از تغییرات متغیر وابسته توسط متغیرهای مستقل و کنترلی بیان می‌شود. نتایج حاصل از اجرای آزمون آمارهٔ دوربین – واتسون، نشان می‌دهد که مقدار این آماره برابر رقم ۱/۹۵۷ است. بنابراین با توجه به آنکه آمارهٔ مزبور نزدیک به حدفاصل ۱/۵ و ۲/۵ قرار دارد، می‌توان تأیید کرد که تفاوت خطاها یا تفاوت بین مقادیر واقعی و مقادیر پیش‌بینی شده به وسیلهٔ مدل رگرسیون، از یکدیگر مستقل هستند. احتمال آماره F برای مدل اول رگرسیونی پژوهش نیز نشان از تأیید الگو به طور کلی در سطح معناداری ۹۵ درصد دارد.

نتایج برآورد مدل اول رگرسیونی پژوهش نشان می‌دهد که ضریب متغیر بیش‌اطمینانی مدیریت برابر با ۰/۰۳۸۳ است. با توجه به اینکه سطح معناداری کمتر از ۰/۰۵ به دست آمده است، فرض صفر مبنی بر صفر بودن این ضریب تأیید نمی‌شود؛ به بیان دیگر این ضریب در سطح خطای ۵ درصد معنادار است و تأثیر متفاوتی از صفر بر متغیر ناکارایی سرمایه‌گذاری دارد که باتوجه به علامت مثبت آن می‌توان گفت بیش‌اطمینانی مدیریت، ناکارایی سرمایه‌گذاری را افزایش می‌دهد. از این رو فرضیه پژوهش مبنی بر تأثیر منفی بیش‌اطمینانی مدیریت بر کارایی سرمایه‌گذاری رد نمی‌گردد. همچنین ضریب متغیر نسبت وجوه نقد عملیاتی برابر با ۰/۰۸۸۸ است. با توجه به اینکه سطح معناداری کمتر از ۰/۰۵ به دست آمده است، فرض صفر مبنی بر صفر بودن این ضریب نیز تأیید نمی‌شود؛ به بیان دیگر این ضریب در سطح خطای ۵ درصد معنادار است و تأثیر متفاوتی از صفر بر متغیر ناکارایی سرمایه‌گذاری دارد و می‌توان گفت نسبت وجوه نقد عملیاتی، سطح سرمایه‌گذاری شرکت را تحت تأثیر خود قرار می‌دهد. تأثیرگذاری جریان‌های نقدی بر سطح سرمایه‌گذاری‌ها بیانگر وجود حساسیت سرمایه‌گذاری نسبت به جریان‌های نقدی است. نتایج برآورد مدل اول رگرسیونی پژوهش همچنین نشان می‌دهد از بین متغیرهای کنترلی، متغیرهای نسبت

ارزش بازار به ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام، اهرم مالی و نرخ بازده دارایی‌ها رابطهٔ معناداری با متغیر ناکارایی سرمایه‌گذاری ندارند.

فرضیه دوم پژوهش تأثیر کیفیت گزارشگری مالی بر رابطه بین بیش‌اطمینانی مدیریت و کارایی سرمایه‌گذاری را بررسی کرده است. به منظور آزمون فرضیه دوم پژوهش، از نتایج برآورد رگرسیون ارائه شده در نگاره (۳) استفاده شده است. بزرگتر (کوچکتر) بودن مقدار محاسبه شده برای متغیر کیفیت اقلام تعهدی (به عنوان شاخص کیفیت گزارشگری مالی) به ترتیب بیانگر پایین (بالا) بودن کیفیت گزارشگری مالی از لحاظ این ویژگی می‌باشد. لذا رابطه بین کیفیت اقلام تعهدی و ناکارایی سرمایه‌گذاری، برعکس علامت ضریب این متغیر در برآورد مدل رگرسیونی خواهد بود. بنابراین نتایج نگاره (۳) (ضریب مثبت متغیر کیفیت اقلام تعهدی)، بیانگر یک رابطهٔ منفی معنادار بین کیفیت اقلام تعهدی و ناکارایی سرمایه‌گذاری است.

نگاره (۳): نتیجه برازش مدل دوم رگرسیونی پژوهش

$$Invest_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 OverCon_{i,t} + \beta_2 FRQ_{i,t} + \beta_3 (OverCon_{i,t} \times FRQ_{i,t}) + \sum_{q=4}^{m} \beta_q (q^{th} Control\ Variables_{i,t}) + \varepsilon_{i,t}$$

متغیرها	سطح معناداری	آماره t	خطای استاندارد	ضریب بتا
بیش‌اطمینانی مدیریت	۰/۰۰۰۴	۳/۵۸۶۱	۰/۰۰۲۴	۰/۰۰۸۶
نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام	۰/۱۵۶۸	−۱/۴۱۸۲	۰/۰۰۱۹	−۰/۰۰۲۷
کیفیت اقلام تعهدی	۰/۰۱۳۹	۲/۴۷۱۷	۰/۰۰۶۷	۰/۰۱۶۵
اهرم مالی	۰/۵۳۴۱	۰/۶۲۲۵	۰/۰۳۷۱	۰/۰۲۳۱
اندازه شرکت	۰/۰۰۰۱	−۴/۰۵۳۱	۰/۰۱۳۸	−۰/۰۵۵۹
رشد فروش	۰/۰۰۰۰	۶/۲۳۶۹	۰/۰۰۱۲	۰/۰۰۷۵
متغیر برهم‌کنشی بیش‌اطمینانی مدیریت و کیفیت اقلام تعهدی	۰/۰۰۰۳	۴/۰۵۸۹	۰/۰۲۸۷	۰/۱۱۶۵
نسبت وجوه نقد عملیاتی	۰/۰۰۹۲	۲/۶۱۷۵	۰/۰۱۳۸	۰/۰۳۶۱
نرخ بازده دارایی‌ها	۰/۱۶۸۳	−۱/۳۷۹۸	۰/۰۰۵۱	−۰/۰۰۷۰
مقدار ثابت مدل	۰/۱۱۷۵	۱/۵۷۱۳	۰/۰۱۵۵	۰/۰۲۴۳
سطح معناداری F	۰/۰۰۰۰	آمارهٔ F		۹/۷۸۴۲
ضریب تعیین تعدیل یافته	۰/۲۵	آمارهٔ دوربین واتسون		۲/۲۱۳

سطح معناداری متغیر برهم‌کنشی بیش‌اطمینانی مدیریت و کیفیت اقلام تعهدی نشان می‌دهد بین این متغیر و ناکارایی سرمایه‌گذاری ارتباط معناداری وجود دارد. همانگونه که در نگاره (۳) آمده است، مقدار آمارهٔ t متغیر برهم کنشی بیش‌اطمینانی مدیریت و کیفیت اقلام تعهدی بیشتر از مقدار آمارهٔ t متغیر بیش‌اطمینانی مدیریت است. با توجه به تعریفی که از متغیر کیفیت اقلام تعهدی ارائه شده است؛ ضریب مثبت‌تر بیانگر رابطه منفی‌تر است. لذا باتوجه به ضریب مثبت متغیر برهم‌کنشی می‌توان نتیجه گرفت که کیفیت اقلام تعهدی منجر به تضعیف رابطهٔ بین بیش‌اطمینانی مدیریت و ناکارایی سرمایه‌گذاری می‌شود. از این رو، فرضیهٔ دوم پژوهش مبنی بر تأثیرگذاری کیفیت گزارشگری مالی بر رابطه بین بیش‌اطمینانی مدیریت و کارایی سرمایه گذاری، رد نمی‌گردد. این نتیجه‌گیری با این فرض که کیفیت بالای گزارشگری مالی از طریق کاهش عدم تقارن اطلاعاتی، امکان گزینش نادرست و خطر اخلاقی را کاهش داده، بر اثر افزایش توانایی سهامداران و وام دهندگان در کنترل و تحت نظر گرفتن فعالیت مدیران منجر به کاهش هزینه‌های پایش مدیریت و در نتیجه اجبار مدیران در انتخاب پروژه‌های مناسب و کارا در نهایت منجر به افزایش کارایی سرمایه‌گذاری می‌شود، در یک راستاست. ضریب متغیر نسبت وجوه نقد عملیاتی نیز برابر با ۰/۰۳۶۱ است. با توجه به اینکه سطح معناداری کمتر از ۰/۰۵ به دست آمده است، فرض صفر مبنی بر صفر بودن این ضریب نیز تأیید نمی‌شود؛ به بیان دیگر این ضریب در سطح خطای ۵ درصد معنادار است و تأثیر متفاوتی از صفر بر متغیر ناکارایی سرمایه‌گذاری دارد. لذا می‌توان گفت تأثیرگذاری جریان های نقدی بر سطح سرمایه گذاری ها بیانگر وجود حساسیت سرمایه‌گذاری نسبت به جریان‌های نقدی است. از بین سایر متغیرهای کنترلی، متغیرهای اندازه شرکت، نسبت وجوه‌نقد عملیاتی و رشد فروش ارتباط معناداری با ناکارایی سرمایه‌گذاری نشان می‌دهد. میزان ضریب تعیین تعدیل شده مدل دوم رگرسیونی پژوهش نشان می‌دهد که ۲۵ در صد از تغییرات متغیر وابسته توسط متغیرهای مستقل و کنترلی بیان می‌شود. نتایج حاصل از اجرای آزمون آمارهٔ دوربین – واتسون، نشان می‌دهد که مقدار این آماره برابر رقم ۲/۲۱۳ است. بنابراین با توجه به آنکه آمارهٔ مزبور نزدیک به حد فاصل ۱/۵ و ۲/۵ قرار دارد، می‌توان تأیید کرد که تفاوت خطاها یا تفاوت بین مقادیر واقعی و مقادیر پیش‌بینی شده به وسیلهٔ مدل رگرسیون، از یکدیگر مستقل هستند. احتمال آماره F برای مدل

دوم رگرسیونی پژوهش نیز نشان از تأیید الگو به طور کلی در سطح معناداری ۹۵ درصد دارد.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

ویژگی‌های شخصیتی مدیران می‌تواند بر تصمیمات سرمایه‌گذاری شرکت تأثیر گذارد. همانگونه که عنوان شد، یکی از مهمترین این ویژگی‌ها، بیش‌اطمینانی است. بیش‌اطمینانی یا اعتماد بیش از حد به خود به عنوان یک اعتقاد بی‌اساس در مورد توانایی‌های شناختی، قضاوت‌ها و استدلال شهودی فرد تعریف می‌شود. نتایج تحقیقات تجربی بیانگر آن است که با افزایش بیش‌اطمینانی مدیران احتمال استفاده از حسابداری محافظه‌کارانه کمتر (احمد و دوئلمن، ۲۰۱۳)، احتمال وقوع اشتباه در گزارش سود به دلیل نگرش های خوش‌بینانهٔ مدیریت بیشتر (شراند و زچمن، ۲۰۱۲)، احتمال ارائهٔ مجدد صورت‌های مالی و مدیریت سود واقعی نیز بیشتر (پرزلی و ابت، ۲۰۱۳؛ هسیه و همکاران، ۲۰۱۴) و اثربخشی کنترل‌های داخلی کمتر می‌گردد (چن و همکاران، ۲۰۱۴). مدیران بیش‌اطمینان دقت اطلاعات خود و به تبع آن سودها و جریان‌های نقدی آتی واحد تجاری خود را بیش از حد تخمین می‌زنند و ممکن است اقدام به سرمایه‌گذاری در طرح‌هایی نمایند که فاقد جریان نقدی مورد نیاز برای کسب بازده مورد انتظار سهامداران باشد و بر اثر انتخاب پروژه‌ای نامناسب و ناکارا، منابع موجود را در زمینهٔ اشتباه مصرف کنند و آن را هدر دهند که در این صورت شرکت به سمت سرمایه‌گذاری بیش از حد (سرمایه‌گذاری در پروژه‌هایی با ارزش فعلی خالص منفی) یا سرمایه گذاری کمتر از حد سوق داده می‌شود (بر اثر از دست دادن منابع به دلیل سرمایه‌گذاری در پروژه‌های نامناسب و ناکارا و از دست دادن فرصت سرمایه‌گذاری در پروژه‌های مناسب با ارزش فعلی خالص مثبت).

در پژوهش حا ضر تأثیر ارتباط بین بیش‌اطمینانی مدیریت و کارایی سرمایه‌گذاری و تأثیر کیفیت گزارشگری مالی بر رابطه بین بیش‌اطمینانی مدیریت و کیفیت گزارشگری مالی در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران مورد آزمون قرار گرفت. بدین منظور نمونه‌ای شامل ۱۱۲ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۸۶ تا ۱۳۹۴ بررسی شد. برای اندازه‌گیری بیش اطمینانی مدیریت نیز به پیروی از پژوهش‌های قبلی

(نظیر ایشیکاوا و تاکاهاشی، ۲۰۱۰؛ لین و همکاران، ۲۰۰۵؛ مشایخ و بهزادپور، ۱۳۹۳) از سنجهٔ مبتنی بر سوگیری مدیران در پیش‌بینی سود استفاده شد. همچنین کیفیت اقلام تعهدی مورد نظر (به عنوان شاخص کیفیت گزارشگری مالی) در این پژوهش برای هر شرکت – سال با استفاده از داده‌های حسابداری برای یک دوره پنج ساله و با به کارگیری رگرسیون غلتان اندازه‌گیری شد. نتایج آزمون فرضیهٔ اول پژوهش نشان داد بین بیش‌اطمینانی مدیریت و ناکارایی سرمایه‌گذاری ارتباط مثبت معناداری وجود دارد. به بیان دیگر، بیش‌اطمینانی مدیریت، منجر به کاهش کارایی سرمایه‌گذاری می شود. علاوه بر این، نتایج آزمون فرضیه دوم پژوهش نشان می‌دهد کیفیت گزارشگری مالی منجر به تضعیف رابطه بین بیش‌اطمینانی مدیریت و کارایی سرمایه‌گذاری می‌شود. همچنین بر اساس بررسی‌های بیشتر، میزان جریان‌های نقدی عملیاتی، سطح سرمایه‌گذاری شرکت را تحت تأثیر خود قرار می‌دهد. تأثیر گذاری جریان های نقدی بر سطح سرمایه گذاری ها بیانگر وجود حساسیت سرمایه‌گذاری نسبت به جریان‌های نقدی است. نتایج این پژوهش در مورد رابطه بین بیش‌اطمینانی مدیریت و کارایی سرمایه‌گذاری با نتایج پژوهش چن و لین (۲۰۱۲) مطابقت دارد. نتایج پژوهش حاضر در مورد تأثیر کیفیت گزارشگری مالی بر رابطه بین بیش‌اطمینانی مدیریت و کارایی سرمایه گذاری با نتایج پژوهش چن و لین (۲۰۱۲) در یک راستاست. نتایج این پژوهش در مورد رابطهٔ بین اهرم مالی و کارایی سرمایه گذاری با نتایج پژوهش محمودآبادی و مهتری (۱۳۹۰) مطابقت ندارد. در پژوهش حاضر بین اهرم مالی و کارایی سرمایه‌گذاری ارتباط معناداری یافت نشد، در حالی که محمودآبادی و مهتری (۱۳۹۰) در پژوهش خود دریافتند بین اهرم مالی و کارایی سرمایه‌گذاری ارتباط منفی معناداری وجود دارد.

با توجه به نتایج حاصل و مرور ادبیات پژوهش پیشنهادهای زیر ارائه می‌شود؛ یکی از پیامدهای ضمنی بیش‌اطمینانی، عدم وجود آینده‌نگری واقعی است. بنابراین لازم است مدیران و تصمیم گیرندگان خود را در برابر بیش‌اطمینانی محافظت کرده و مشاوران مالی در این زمینه به آنها کمک کنند. مدیران و سرمایه‌گذاران بیش‌اطمینان در نتیجه این باور که آنها اطلاعات ویژه‌ای در اختیار دارند، معاملات پرحجمی را نیز انجام می‌دهند. مطالعات تجربی نشان می‌دهد که انجام معاملات زیاد، غالباً منجر به بازدهی ضعیف در بلندمدت

می شود. در این حالت بهترین توصیه این است که از آنان بخواهیم سوابق تاریخی معاملات خود را مرور کرده و بازده خود را محاسبه نمایند. یافته‌های این پژوهش می‌تواند سهامداران و هیئت‌مدیره شرکت را ترغیب نماید که در انتخاب مدیران، به ویژگی‌های شخصیتی آنان توجه کافی داشته باشند. به مدیران و مسئولان سازمان بورس و اوراق بهادار نیز توصیه می‌شود در راستای کاهش عدم تقارن اطلاعاتی و به‌دنبال آن بهبود کارایی سرمایه‌گذاری شرکت‌ها، راهکارهای عملی‌تری اتخاذ نمایند و نظارت بیشتری بر کیفیت گزارشگری مالی شرکت‌ها داشته باشند. جهت تکمیل این پژوهش و انجام پژوهش‌های بیشتر در حوزه‌های مرتبط با این پژوهش، پیشنهاد می‌شود پژوهش حاضر در صنایع مختلف به منظور کنترل تأثیر صنعت مورد بررسی قرار گیرد. همچنین توصیه می‌شود از سایر معیارهای بیش اطمینانی مدیریت، کیفیت گزارشگری مالی و کارایی سرمایه‌گذاری استفاده و سپس نتایج با این پژوهش مطابقت داده شود.

برخی از مهمترین محدودیت‌های پژوهش حاضر عبارتند از: نبود داده‌های موردنیاز و قابل اتکا برای محاسبه متغیرهای پژوهش در مورد برخی شرکت‌ها موجب حذف آنها از نمونه آماری شد که این امر بر قابلیت تعمیم نتایج به جامعه آماری تأثیر می‌گذارد. اگر این محدودیت وجود نداشت، امکان بررسی شرکت‌های بیشتری وجود داشت و با اطمینان بیشتری نتایج حاصل به کل جامعه قابل تعمیم بود. همچنین این نتایج در خصوص صنعت واسطه‌گری مالی که در نمونه پژوهش وجود نداشت، مصداق ندارد. این پژوهش متأثر از برخی عوامل کلان نظیر نرخ تورم، نرخ سود تسهیلات دریافتی و نرخ ارز می‌باشد که فرض شده اثر آن‌ها برای همه شرکت‌ها و مشاهدات یکسان است، در حالی که ممکن است چنین نباشد. تعدیلات سنواتی و برخی از بندهای شرط مندرج در گزارش‌های حسابرسی از جمله عوامل مؤثر بر اندازه‌گیری سود است. اما به دلیل عدم دسترسی به اطلاعات لازم، تعدیل بابت این اقلام دشوار بود. لذا این موارد می‌تواند نتایج پژوهش را تحت تأثیر قرار دهد.

پی نوشت

۱	Overconfidence	۲	Discretionary Accruals
۳	Accounting Conservatism	۴	Stock Options
۵	Net Purchases of the Firm's Shares by the CEO	۶	Market to Book Ratio
۷	Size Firms	۸	Sales Growth
۹	Financial Leverage	۱۰	Total Equity
۱۱	Jark-Bera		

منابع

ابراهیمی، سید کاظم؛ و صادق سربازی آزاد. (۱۳۹۶). تأثیر اطمینان بیش از حد مدیریت در مدیریت سود مبتنی بر اقلام تعهدی، مدیریت دارایی و تأمین مالی، سال پنجم، شماره سوم، صص: ۱۱۶-۱۰۵.

بادآورنهندی، یونس و وحید تقی‌زاده خانقاه. (۱۳۹۳). ارتباط بین برخی مکانیزم‌های حاکمیت شرکتی و کارایی سرمایه‌گذاری در مراحل چرخه عمر، دانش حسابداری، سال پنجم، شماره ۱۸، صص: ۱۴۰-۱۱۳.

بولو، قاسم و مسعود حسنی القار. (۱۳۹۴). بررسی تأثیر بیش‌اطمینانی مدیریت بر هموارسازی سود در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، فصلنامه دانش حسابداری، دوره ۶، شماره ۲۱، صص: ۳۳-۵۶.

ثقفی، علی و قاسم بولو. (۱۳۸۸). هزینه حقوق صاحبان سهام و ویژگی‌های سود، تحقیقات حسابداری و حسابرسی، تابستان ۱۳۸۸، صص: ۲۶-۱.

ثقفی، علی و مصطفی عرب مازار یزدی. (۱۳۸۹). کیفیت گزارشگری مالی و ناکارایی سرمایه‌گذاری، پژوهش‌های حسابداری مالی، ۲ (۴)، صص: ۲۰-۱.

رامشه، منیژه و مهناز ملانظری. (۱۳۹۳). بیش‌اطمینانی مدیریت و محافظه‌کاری حسابداری. *دانش حسابداری*، سال پنجم، شماره ۱۶، صص ۵۵ تا ۷۹.

فخاری، حسین و شادی رسولی. (۱۳۹۲). بررسی اثر محافظه‌کاری و کیفیت اقلام تعهدی بر کارایی سرمایه‌گذاری، پژوهش‌های تجربی حسابداری، سال دوم، شماره ۸، صص: ۱۰۰-۸۱.

فروغی، داریوش و پیمان قاسم‌زاد. (۱۳۹۴). تأثیر اطمینان بیش از حد مدیریتبر ریسک سقوط آتی قیمت سهام، دانش حسابداری مالی، دوره دوم، شماره ۲، صص: ۷۱-۵۵.

فروغی، داریوش؛ امیری، هادی و امین ساکیانی. (۱۳۹۵). توانایی مدیریتی، کارایی سرمایه‌گذاری و کیفیت گزارشگری مالی، پژوهش‌های تجربی حسابداری، سال ششم، شماره ۲۱، صص: ۸۹-۶۳.

فلاح شمس لیالستانی، میرفیض؛ قالیباف اصل، حسن و سمیرا نوبخت‌سرایی. (۱۳۸۹). بررسی اثر تجربه بر ریسک پذیری، بیش‌اطمینانی و رفتار توده‌وار، *فصلنامه بورس اوراق بهادار*، سال سوم، شماره ۱۲، صص ۲۵ تا ۴۲.

محمودآبادی، حمید و زینب مهتری. (۱۳۹۰). رابطه بین محافظه‌کاری حسابداری و کارایی سرمایه گذاری شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، پیشرفت‌های حسابداری دانشگاه شیراز، دوره سوم، شماره دوم، صص: ۱۴۰-۱۱۳.

مرادزاده فرد، مهدی؛ فرج زاده، مریم؛ کرمی، شیما و مرتضی عدل زاده. (۱۳۹۳). بررسی رابطه بین محافظه‌کاری حسابداری و کارایی سرمایه‌گذاری با توجه به وضعیت تأمین مالی و مالکیت نهایی در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، مطالعات تجربی حسابداری مالی، سال ۱۱، شماره ۴۴، صص: ۱۱۶-۹۷.

مشایخ، شهناز و سمیرا بهزادپور. (۱۳۹۳). تأثیر بیش‌اطمینانی مدیران بر سیاست تقسیم سود شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. *فصلنامه بررسی‌های حسابداری و حسابرسی*، دوره ۲۱، شماره ۴، صص ۴۸۵ تا ۵۰۴.

Ahmed, A. S. & Duellman, S. (2013). Managerial Overconfidence and Accounting Conservatism. *Journal of Accounting Research*, 51 (1): 1-30.

Aktas, N. , Louca, Ch. , and Petmezas, D. (2017). CEO Overconfidence and the value of corporate cash holding, working paper, WHU Otto Beisheim School of Management, Germany, available at: papers. ssrn. com/sol3/papers. cfm?abstract_id=2692324.

Badavar Nahandi, Y. & Taghizadeh, V. (2014). The Relationship between Some Corporate Governance Mechanisms and Investment Efficiency in Life Cycle Stages, Journal of Accounting knowledge, 5 (18): 113-140 [in Persian].

Barros, L, Silveira, A. , 2007. Overconfidence, Managerial Optimism and the Determinants of Capital Structure. Available at SSRN: http: //ssrn. com/abstract=953273.

Ben-David, I. Graham, J. & Harvey, C. (2010). Managerial Miscalibration. *National Bureau of Economic Research*, Working Paper Series No. 16215. Available in: http: //www. nber. org/papers/w16215.

Bertrand, M. & Schoar, A. (2003). Managing with style: The effect of managers on firm policies. *Quarterly Journal of Economics*, 118 (4): 301–330.

Bertrand, M. , Mullainathan, S. (2003). Enjoying the Quiet Life? Corporate Governance and Managerial Preferences. Journal of Political Economy 111, pp. 1043–1075.

Biddle, G. C. , and G. Hilary. (2006) Accounting quality and firm level capital investment, *The Accounting Review* 81 (5): 963-982.

Biddle, G. C. , Hilary, G. and Verdi, R. S. (2009). How does financial reporting quality improve investment efficiency? *Journal of Accounting and Economics,* 48: 112-131.

Blue, Gh. & Hasani Alghar, M. (2015). Examining Managerial Overconfidence Effect on Earnings Smoothing in Companies Listed in Tehran Stock Exchange, Journal of Accounting knowledge, 6 (21): 33-56 [in Persian].

Bouwman, C. (2014). Managerial Optimism and Earnings Smoothing. *Journal of Banking & Finance*, 41: 283-303.

Chen, I. Ju. & Lin, Sh. (2012). Will managerial optimism affect the investment efficiency of a firm? 2nd Annual International Conference on Accounting and Finance (AF 2012) , Procedia Economics and Finance, 2: 73 – 80.

Chen, S. , Lai, S. , Liu, C. , McVay, S. (2014). Overconfident Managers and Internal Controls. Working paper, National Taiwan University and University of Washington.

Cheng, M. Dhaliwal, D. Zhang, Y. (2013). Does investment efficiency improve after the disclosure of material weaknesses in internal control over financial reporting? Journal of Accounting and Economics, 56 (1): 1-18

Chyz, J. , Gaertner, F. , Kausar, A. & Watson, L. (2014). *Overconfidence and Aggressive Corporate Tax Policy.* Available at SSRN: http: //ssrn. com/ abstract=2408236.

Dechow, P. , and I. Dichev. (2002). the Quality of Accruals and Earnings: The Role of Accrual Estimation Errors. *The Accounting Review* 77 (Supplement): 35-59.

Duellman, S. , Hurwitz, H. , Sun, Y. (2015). Managerial Overconfidence and Audit Fees. *Journal of Contemporary Accounting & Economics*, 11 (2): 148-165.

Ebrahimi, K. , and Sarbazi Azad, S. (2017). Investigating the Effect of Managerial Overconfidence and Accrual-based Earnings Management, Asset Management and Financing, 5 (3): 105-116 [in Persian].

Fakhari, H. , and Rasooli, Sh. (2013). The study of accruals and conservatism effect on investment efficiency, Journal of Empirical Research in accounting, 2 (4): 81-100 [in Persian].

Fallah Shams Lialestani, M. & Ghalibaf, H. Nobakht Saraei, S. (2010). The Impact of Experience on risk taking, Overconfidence and Herding of Investment Companies' Managers in, Quarterly Journal of Securities Exchange, 3 (12): 25-42 [in Persian].

Foroghi, D. , Amiri, H. , and Sakiani, A. (2016). Managerial Ability, Investment Efficiency and Financial Reporting Quality, Journal of Empirical Research in Accounting, 6 (1): 63-90 [in Persian].

Foroghi, D. , and Ghasemzad, P. (2015). The Effect of Management Overconfidence on Future Stock Price Crash Risk, a Quarerly Journal of Empirical Research of Financial Accounting, 2 (2): 55-71 [in Persian].

Francis,J. , R. Lafond, P. Olsson, and K. Schipper: (2004). Costs of equity and Earnings Attributes. *The Accounting Review* 79: 967-1010.

Glaser, M. , Schafers, P. , Weber, M. , 2008. Managerial Optimism and Corporate Investment: Is the CEO Alone Responsible for the Relation? AFA 2008 New Orleans Meetings Paper. Available at SSRN: http: //ssrn. com/abstract=967649.

Gomariz, M, C. , Ballesta, J, P. (2013). Financial reporting quality, debt maturity and investment efficiency, Journal of Banking & Finance, www. elsevier. com/locate/jbf

Greene, W. (2011). *Econometric Analysis*. Seventh ED. United states of America: Prentice-hall publication.

Gujarati, D. N. & Porter, D. C. (2009). *Basic econometrics*, McGraw-Hill International student edition.

Hackbarth, D. (2008). Managerial traits and capital structure decisions. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 43 (4): 843–882.

Hay, D. C. , Knechel, W. R. , Wong, N. (2006). Audit fees: a meta-analysis of the effect of supply and demand attributes. *Contemporary Accounting Research* 23 (1) , 141-191.

Heaton, J. (2002). Managerial Optimism and Corporate Finance. *Financial Management*, 31 (2): 33– 45.

Hsieh, T. , & Bedard, J. C. & Johnstone, K. M. (2014). CEO Overconfidence and Earnings Management during Shifting Regulatory Regimes. *Journal of Business Finance & Accounting*, 41 (9) & (10): 1243-1268.

Ishikawa, H. Takahashi, k. (2010). Overconfident managers and external financing choice. *Review of behavioral finance*, 2 (1): 37–58.

Johnson, E. , Kuhn, J. R. , Apostolu, B. , Hassell, J. M. (2013). Auditor perceptions of client narcissism as a fraud attitude risk factor. *Auditing: A Journal of Practice and Theory* 32 (1) , 203-219.

Kim, Y. , Li, H. , Li, S. (2014). CEO Equity Incentives and Audit Fees. *Contemporary Accounting Research*, Forthcoming.

Li, Q. , and Wang. T. (2010). Financial reporting quality and corporate investment efficiency: Chinese experience. *Nankai Business Review International*, 1 (2): 197-213.

Lin, Y. -H. , Hu, S. -Y. , & Chen, M. -S. (2005). Managerial optimism and corporate investment: Some empirical evidence from Taiwan. *Pacific- Basin Finance Journal*, 13 (5): 523-546.

Mahmoodabadi, H. , and Mehtary, Z. (2012). The Association between Accounting Conservatism and Investment Efficiency in Tehran Stock Exchange (TSE) , Journal of Accounting Advances, 3 (2): 113-140.

Malmendier, U. & Tate, G. (2005). CEO Overconfidence and Corporate Investment. *European Financial Management*, 11 (5): 649-659.

Malmendier, U. Tate, G. & Yan, J. (2011). Overconfidence and Early-life Experiences: The Effect of Managerial Traits on Corporate Financial Policies. *The Journal of Finance*, 66 (5): 1687-1733.

Malmendier, U. Tate, G. (2007). Corporate financial policies with overconfident managers. NBER Working Paper No. 13570, Available at: http: //www. nber. org/papers/w13570.

Mashayekh, Sh. & Behzadpur, S. (2015). The Effect of Managers' Overconfidence on Dividend Policy in the Firms Listed in Tehran Stock Market, *the Iranian Accounting and Auditing Review*, 21 (4): 485-504 [in Persian].

McCarthy, S. , Oliver, B. , and Song, S. (2017). Corporate social responsibility and CEO confidence, Journal of Banking and Finance, 75: 280-291.

Moradzaeh Fard, M. , Faraj Zadeh, M. , Karami, Sh. , and Adlzadeh, M. (2015). Investigation the association between conservatism and investment efficiency with respect to firm's financing status and ultimate ownership in Tehran Stock Exchange Market, Empirical Studies in Financial Accounting Quarterly, 11 (44): 97-116.

Pompian, Michel m. (2006). *Behavioral Finance and Wealth Management*, translated by: Ahmad Badri, kayhan Publishing.

Presley, T. J. , Abbott, L. J. (2013). CEO Overconfidence and the Incidence of Financial Restatement. *Advances in Accounting* 29 (1) , 74-84.

Ramsheh, M. & Molanazari, M. (2014). Managerial Overconfidence and Accounting Conservatism, *Journal of Accounting Knowledge*, 5 (16): 55-79 [in Persian].

Richardson, S. (2006). Over-investment of free cash flow. *Review of Accounting Studies*, 11: 159-189.

Rodrigo, S. V. (2006) , "financial reporting quality and investment efficiency", working paper, Sloan school of management, MIT.

Saghafi, A. , and Arab Mazar Yazdi, M. (2011). Financial reporting quality and investment inefficiency, Financial Accounting Researches, 4 (6): 1-20.

Saghafi, A. , and Blue, Gh. (2009). Cost of equity and earnings attributes, Accounting Research, 1 (2): 1-26.

Scherand, C. M. , and Zechman, S. L. (2012). Executive Overconfidence and the Slippery Slope to Financial Misreporting. *Journal of Accounting and Economics*, 53: 311–29.

Stein, J. C. , 2003. Agency, Information and Corporate Investment. , in "*Handbook of the Economics of Finance*" G. M. Constantinides, M. Harris and R. Stulz, Editors. Elsevier, pp. 111-165.

Wang, D. (2006). Founding family ownership and earnings quality. *Journal of Accounting Research* 44 (3): 619-656.

.

پژوهش‌های تجربی حسابداری

سال نهم، شماره ۳۳، پاییز ۱۳۹۸، صص ۵۵-۷۵

بررسی نقش تعدیلی تخصص حسابرس بر رابطه بین معاملات با اشخاص وابسته و کارایی سرمایه‌گذاری

محمدرضا مهربان پور*، محمدمهدی دانا، محمد بنافی*****

تاریخ دریافت: ۹۶/۰۳/ ۰۱

تاریخ پذیرش: ۹۶/۰۸/ ۰۱

چکیده

پژوهش پیش‌رو با هدف بررسی نقش تعدیل‌کنندگی تخصص حسابرس بر رابطه بین معاملات با اشخاص وابسته و کارایی سرمایه‌گذاری انجام شده است. به طور مشخص پژوهش حاضر به دنبال پاسخگویی به این مسأله است که آیا تخصص حسابرس منجر به کاهش اثرگذاری معاملات با اشخاص وابسته بر کارایی سرمایه‌گذاری می‌شود؟ انتظار می‌رود نتایج پژوهش به درک عوامل تعدیل‌کننده رابطه بین معاملات با اشخاص وابسته و کارایی سرمایه‌گذاری کمک نماید. بر این اساس دو فرضیه برای بررسی این موضوع تدوین و داده‌های مربوط به ۶۵ شرکت عضو بورس اوراق بهادار تهران برای دوره زمانی بین سال‌های ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۴ مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفت. نتایج پژوهش نشان داد که بین معاملات با اشخاص وابسته و کارایی سرمایه‌گذاری رابطه منفی و معناداری وجود دارد. به عبارتی، مدیران شرکت‌هایی که با هزینه نمایندگی قابل ملاحظه‌ای مواجه هستند، از طریق معاملات با اشخاص وابسته فرصت‌طلبانه عمل کرده، که این منجر به عدم کارایی سرمایه‌گذاری می‌شود. همچنین، یافته‌های پژوهش نشان داد که تخصص حسابرس در صنعت باعث تعدیل رابطه بین معاملات با اشخاص وابسته و کارایی سرمایه‌گذاری می‌شوند. در واقع، رابطه منفی بین معاملات با اشخاص وابسته و کارایی سرمایه‌گذاری در شرکت‌هایی که به وسیله حسابرسان متخصص صنعت حسابرسی می‌شوند نسبت به سایر شرکت‌ها، ضعیف‌تر است.

واژه‌های کلیدی: معاملات با اشخاص وابسته، کارایی سرمایه گذاری، تخصص حسابرس در صنعت

طبقه‌بندی موضوعی: M42

DOI: 10.22051/jera.2019.15586.1675

* استادیار حسابداری، دانشگاه تهران، تهران، ایران، (mehrabanpour@ut.ac.ir)

** عضو هیات علمی گروه حسابداری، دانشگاه خلیج فارس بوشهر، بوشهر، ایران، (نویسنده مسئول) (mmehdidana@ut.ac.ir)

*** کارشناس ارشد حسابداری، دانشگاه چمران اهواز، اهواز، ایران، (mohammadbanafi70@gmail.com)

مقدمه

یکی از موضوعات مهم در فرآیند ارزش‌آفرینی شرکت، بحث سرمایه‌گذاری است که با موضوعاتی همچون عدم تقارن اطلاعاتی و مشکلات نمایندگی ارتباط عمیقی دارد. از یک سو، اغلب شرکت‌ها در حال حاضر به دلیل مشکلات نمایندگی، بیش سرمایه‌گذاری گسترده‌ای دارند و به طور جدی از جریان‌های نقد آزاد برای این رویکرد سوءاستفاده می‌کنند (شین، ۲۰۰۷) و از سوی دیگر، محدودیت‌های تأمین مالی و کمبود جدی در سرمایه‌گذاری، مربوط به عدم تقارن اطلاعاتی است (ژانگ و همکاران، ۲۰۰۱). بنابراین، سرمایه‌گذاری بیش از حد و کمتر از حد، هر دو نوعی عدم کارایی است که ضرر و زیان سرمایه گذاران و اتلاف منابع اجتماعی را در پی دارد.

از سوی دیگر، تحلیل‌گران مسائل مالی یکی از دلایل بحران‌های مالی در شرکت‌ها را انجام معاملات با اشخاص وابسته و پوشش آن از طریق صورت‌های مالی می‌دانند. معاملات با اشخاص وابسته می‌تواند فرصت مناسبی برای مدیران و اشخاص وابسته برای خروج وجوه نقد از شرکت به وسیله فعالیت‌های زیرزمینی فراهم آورد (دیجانکو و همکاران، ۲۰۰۸). همچنین، نتایج پژوهش ایون و ایل (۲۰۱۳) نشان می‌دهد که معاملات با اشخاص وابسته، کارایی سرمایه گذاری را کاهش داده و باعث ایجاد اختلال در امر ارزش‌آفرینی برای سهامداران می‌شود.

در این میان، حسابرسی به عنوان یکی از مکانیزم‌های راهبری شرکتی، به طور معمول در شرایطی که مشکلات نمایندگی حاکم است، برای کاهش تضاد منافع مطرح می‌شود. پالمرز (۱۹۸۸) معتقد است که گزارش حسابرسی، عامل کلیدی در واکنش بازار به شمار می‌آید، اما این واکنش به کیفیت حسابرسی بستگی دارد. کیفیت حسابرسی عاملی است که می‌تواند موجب کاهش تضاد نمایندگی، عدم تقارن اطلاعاتی و رفتارهای فرصت‌طلبانه مدیران گردد (ویلنبرگ، ۱۹۹۹؛ جنسن و مک لینگ، ۱۹۷۶). همچنین، مطالعات پیشین نشان می‌دهند که کیفیت حسابرسی، به طور بالقوه بیش سرمایه‌گذاری و کم سرمایه‌گذاری را کاهش می‌دهد و از این رو به افزایش کارایی سرمایه گذاری منجر می‌شود (داس و پاندیت، ۲۰۱۰؛ لی و وانگ، ۲۰۱۰). در نتیجه، کیفیت حسابرسی از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. اما از آنجا که کیفیت واقعی حسابرسی قبل از انجام حسابرسی و یا در

حین حسابرسی قابل مشاهده نیست، لذا، نیازمند به شناسایی ویژگی‌های مؤسسات حسابرسی که با کیفیت حسابرسی در ارتباط هستند می‌باشیم.

با توجه به مطالب پیشین، بررسی ادبیات موجود نشان‌دهنده وجود شکاف پژوهشی در زمینه بررسی نقش تعدیل‌کنندگی تخصص حسابرس در صنعت بر رابطه بین معاملات با اشخاص وابسته و کارایی سرمایه‌گذاری است، زیرا با وجود اهمیت تخصص حسابرس در صنعت و دارا بودن پتانسیل تأثیرگذاری بر رابطه مذکور تاکنون مطالعه‌ای در این زمینه انجام نشده است. به طور مشخص پژوهش حاضر به دنبال پاسخگویی به این مسأله است که آیا تخصص حسابرس در صنعت منجر به کاهش اثرگذاری معاملات با اشخاص وابسته بر کارایی سرمایه‌گذاری شرکت، می‌شود؟ نتایج این پژوهش، ادبیات موجود در زمینه بررسی رابطه معاملات با اشخاص وابسته و کارایی سرمایه‌گذاری شرکت را توسعه بخشیده و به درک عوامل تعدیل‌کننده رابطه معاملات با اشخاص وابسته و کارایی سرمایه‌گذاری، کمک شایانی خواهد نمود.

پیشینه نظری پژوهش

تجربه نشان داده است که معاملات با اشخاص وابسته نه تنها می‌تواند باعث ایجاد اختلال در امر ارزش آفرینی برای سهامداران شود، بلکه می‌تواند موجبات فروپاشی شرکت‌ها را نیز فراهم آورد، به همین دلیل بود که پس از ورشکستگی انرون، کنگره آمریکا قانون ساربنز آکسلی را به تصویب رساند که در بخشی از آن به معاملات با اشخاص وابسته اشاره دارد و بر همین اساس بود که کمیسیون اوراق بهادار و بورس آمریکا قوانینی سخت‌گیرانه درباره لزوم افشای معاملات با اشخاص وابسته برای شرکت‌های پذیرفته شده وضع کرد (گوردون و هنری، ۲۰۰۵). می‌توان گفت که معاملات با اشخاص وابسته و در نتیجه‌ی آن امکان بروز رفتار فرصت طلبانه مدیران، ناشی از تضاد نمایندگی است. یکی از مفروضات اساسی تئوری نمایندگی این است که مدیریت برای به حداکثر رساندن منافع شخصی خود، منابع شرکت را به نفع خود به مصرف می‌رساند و معاملات با اشخاص وابسته که غالباً به نفع مدیران و به زیان سهامداران می‌باشد از این نوع محسوب می‌شود (ماتئو و مارکو، ۲۰۱۴).

از طرفی، یکی از عوامل مهم جهت حل مسائل اقتصادی کشورها، بسط و توسعه سرمایه‌گذاری است، اما این امر به تنهایی کافی نیست و با توجه به محدودیت منابع مالی، علاوه بر مسئله توسعه سرمایه‌گذاری، افزایش کارایی سرمایه‌گذاری نیز از جمله مسائل با اهمیت است (مدرس و حصار زاده، ۱۳۸۷). ایسدورفر و همکاران (۲۰۱۳) معتقدندکه مدیران شرکت‌هایی که با هزینه نمایندگی قابل ملاحظه‌ای مواجه هستند، فرصت‌طلبانه عمل کرده و درگیر غعالیت های غیر ارزشی می‌شوند. به همین دلیل، زمانی که در نتیجه فعالیت‌های شرکت، وجوه نقد مازادی ایجاد شود، مدیران تمایل به سو استفاده از وجوه مزبور دارند که این کار ممکن است از طریق سرمایه‌گذاری‌های نامناسب انجام شود و منجر به عدم کارایی شود. مطالعات پیشین نیز نشان می‌دهد که مدیران شرکت‌ها ممکن است از طریق معاملات با اشخاص وابسته، در جهت رسیدن به منافع شخصی خود، از طرح‌هایی با ارزش فعلی خالص مثبت، صرف نظر کرده و طرح هایی با ارزش فعلی خالص منفی را بپذیرند که این امر عدم بهینه بودن سرمایه‌گذاری را به همراه خواهد داشت (ایون و ایل، ۲۰۱۳).

از سوی دیگر، بر اساس مطالعه اوین و همکاران (۱۹۸۸) تقاضا برای کیفیت بالای حسابرسی، هنگامی زیاد است که هزینه‌های نمایندگی افزایش می‌یابد. بنابراین، افزایش کیفیت حسابرسی، عدم تقارن اطلاعاتی را بین مدیران آگاه و عرضه‌کنندگان ناآگاه، به طور قابل ملاحظه‌ای کاهش می‌دهد (مجتهدزاده و آقایی، ۱۳۸۳). مطالعات نشان می‌دهد که کیفیت حسابرسی می‌تواندکارایی سرمایه‌گذاری را تحت تأثیر قرار دهد. ابتدا، کیفیت بالای صورت‌های مالی می‌تواند عدم تقارن اطلاعاتی بین سرمایه‌گذاران را کاهش و نقدینگی بازار سرمایه را افزایش دهد. بدین ترتیب، کیفیت حسابرسی می‌تواند هزینه‌های تأمین مالی ناشی از انتخاب ناسازگار را کاهش دهد. از آنجا که کیفیت حسابرسی، عدم تقارن اطلاعاتی را بین مدیران و سهامداران کاهش می‌دهد، احتمال این تفکر کاهش می یابد که سرمایه‌گذاران فرض کنند شرکت‌ها به دلیل فقر مالی دست به انتشار اوراق بهادار زده اند و بنابراین، تأمین کنندگان سرمایه، ارزش‌های جاری شرکت‌ها را به درستی تعیین می‌کنند و در نتیجه هزینه‌های تأمین مالی کاهش می‌یابد و بدین ترتیب، کیفیت بالای اقلام حسابرسی شده با کاهش هزینه‌های تأمین مالی ناشی از انتخاب ناسازگار سهامداران،

به افزایش کارایی سرمایه‌گذاری منجر می‌شود. به علاوه، کیفیت حسابرسی منبع اطلاعاتی مهمی است که سهامداران از این طریق می‌تواند بر عملیات مدیران نظارت کافی داشته باشند و به طور چشمگیری به کاهش مشکلات نمایندگی بین سهامداران و مدیران کمک کنند. درنهایت زمانی که منابع اطلاعاتی شرکت ناهمگن است، اطلاعات حسابداری می تواند به ایفای نقش نظارتی بازار سهام کمک کند و درنتیجه به کاهش مشکلات نمایندگی بین سهامداران و مدیران یاری رساند، ظرفیت نظارتی سهامداران را افزایش دهد، انتخاب پروژها را بهبود بخشد و هزینه‌های تأمین مالی را کاهش دهد و بدین ترتیب کارایی سرمایه گذاری افزایش یابد (لی و وانگ، ۲۰۱۰).

از دیدگاه حسابرسان، تخصص حسابرس در صنعت یکی از ویژگی‌هایی است که بر کیفیت حسابرسی اثر دارد. فلمینگ و همکاران (۲۰۱۴) معتقدند با افزایش تخصص حسابرس، توانایی حسابرس برای درک مشکلات صنعتی که صاحبکار در آن فعالیت می‌کند، افزایش می‌یابد و از سویی فرصت‌های مناسبی نیز برای رشد، ارتقا و کسب درآمدهای ممکن برای موسسه حسابرسی فراهم می شود. همچنین، نتایج پژوهش‌های اخیر بیانگر این است که بین تخصص حسابرس در صنعت و کیفیت حسابرسی رابطه مثبتی وجود دارد. به بیان دیگر، حسابرسانی که در صنعت مورد نظر تخصص دارند به دلیل داشتن توانایی بیشتر در شناسایی و برخورد با مشکلات ویژه آن صنعت، می‌توانند حسابرسی را با کیفیت بیشتری انجام دهند. حسابرسان متخصص به این دلیل که سهم بالایی از شرکت‌های یک صنعت رسیدگی می‌کنند، دارای تجاربی هستند که سایر آن را ندارند. بنابراین، توانایی آنها برای کشف تحریفات با اهمیت در اطلاعات افشا شده بیش از سایر حسابرسان است. علاوه بر این آنها سعی می‌کنند حداقل برای حفظ شهرت و سهم خود از بازار، از گزارش هیچ اشتباه و تحریف با اهمیتی غافل نشوند. بنابراین هر قدر موسسه حسابرسی تجربه بیشتری در صنعت کسب کند، به دلیل ایجاد شهرت مثبت، علاقه بیشتری به ارائه خدمات حسابرسی با کیفیت بیشتر پیدا می‌کند (دان و همکاران، ۲۰۰۰؛های و جیتر، ۲۰۱۱).

پیشینه تجربی پژوهش

بلسام و همکاران (۲۰۱۷) در پژوهشی با عنوان " معاملات با اشخاص وابسته، حاکمیت شرکتی و پاداش مدیران" به بررسی رابطه بین این متغیرها پرداختند. نتایج پژوهش آنها نشان داد که رابطه مثبت و معناداری بین معاملات با ا شخاص وابسته و پاداش مدیران وجود دارد. همچنین یافته‌ها نشان داد که معیارهای حاکمیت شرکتی، از جمله آن تمرکز مالکیت، باعث تعدیل این رابطه می‌شود.

گار سیا لارا و همکاران (۲۰۱۶) در پژوهشی به بررسی تأثیر محافظه‌کاری حسابداری بر کارایی سرمایه‌گذاری پرداختند. نتایج پژوهش آنان نشان داد که محافظه‌کاری حسابداری تأثیر مثبت و معناداری بر کارایی سرمایه‌گذاری دارد و این اثر مثبت در شرکت‌هایی که با عدم تقارن اطلاعاتی بیشتری مواجه هستند برجسته‌تر است.

می‌یانگ و همکاران (۲۰۱۶) ارتباط بین معاملات با اشخاص وابسته و قابلیت مقایسه صورت‌های مالی را در شرکت‌های کره جنوبی مورد بررسی قرار دادند. آنان پس از بررسی‌ها خود به این نتایج دست یافتند که ۱) بین مقدار کلی معاملات با اشخاص وابسته و قابلیت مقایسه صورت‌های مالی رابطه منفی ومعناداری وجود دارد. ۲) بین نوسانات معاملات با اشخاص وابسته وقابلیت مقایسه صورت‌های مالی رابطه منفی و معناداری وجود دارد. ۳) بین معاملات با اشخاص وابسته غیر نقدی و قابلیت مقایسه صورت‌های مالی رابطه منفی ومعناداری وجود دارد.

حبیب و همکاران (۲۰۱۵) در پژوهشی به بررسی رابطه معاملات با اشخاص وابسته و حق‌الزحمه حسابرسی در شرکت‌های چینی طی سال‌های ۲۰۰۴ تا ۲۰۱۳ پرداختند. نتایج پژوهش آنان نشان داد که معاملات با اشخاص وابسته رابطه مثبت و معناداری با حق‌الزحمه حسابرسی دارد. همچنین نتایج نشان داد که رقابت بازار محصول موجب تعدیل این رابطه می‌شود.

فرح میتا و اوتاما (۲۰۱۵) به بررسی تأثیر سازوکارهای حاکمیت شرکتی بر روی رابطه بین معاملات با اشخاص وابسته و مدیریت سود پرداختند. در این پژوهش داده‌های مربوط به دوره زمانی ۲۰۰۷-۲۰۰۵ را مورد تجزیه‌وتحلیل قراردادند. نتایج نشان می‌دهد که مدیریت

سود پیش از آنکه تحت تأثیر سلب مالکیت و سازوکارهای حاکمیت شرکتی باشد، متأثر از معاملات با اشخاص وابسته است و ارتباطی با اندازه و ارزش شرکت ندارد. انتظار می‌رود شرکت‌های درگیر در معاملات با اشخاص وابسته پیش از آنکه منجر به سلب مالکیت با سازوکارهای حاکمیت شرکتی ضعیف شوند، تمایل به افزایش مدیریت سود داشته باشند.

بنوری و همکاران (۲۰۱۵) به بررسی چگونگی ارتباط بین استفاده از حسابرسان دارای شهرت و اعتبار به منظور ارائهٔ گزارش‌های حسابرسی باکیفیت بالا و تعداد معاملات با اشخاص وابستهٔ گزارش‌شده به سهامداران برون سازمانی پرداختند. نتایج بررسی‌های آنان نشان داد حضور چهار مؤسسهٔ حسابرسی بزرگ به عنوان حسابرس، به کاهش تعداد معاملات با اشخاص وابسته منجر می‌شود.

در ایران، توکل‌نیا (۱۳۹۶) در پژوهشی ضمن بررسی تأثیر تخصص حسابرس در صنعت و جریان نقد آزاد بر مدیریت سود از طریق معاملات با اشخاص وابسته، اثر تعدیلی تخصص حسابرس در صنعت را نیز بر ارتباط بین جریان نقد آزاد و مدیریت سود از طریق معاملات با اشخاص وابسته مورد بررسی قرار داد. نتایج این پژوهش نشان داد ارتباطی مستقیم بین جریان نقد آزاد و مدیریت سود از طریق معاملات با اشخاص وابسته وجود دارد. همچنین، تخصص حسابرس در صنعت، موجب تضعیف ارتباط مستقیم بین جریان نقد آزاد و مدیریت سود از طریق معاملات با اشخاص وابسته می‌شود.

عباس‌زاده و همکاران (۱۳۹۶) در پژوهشی به بررسی نقش تعدیلی رقابت بازار محصول بر رابطه بین معاملات با اشخاص وابسته و بهای خدمات حسابرسی پرداختند. یافته‌های پژوهش آنها نشان داد میان معاملات با اشخاص وابسته و بهای خدمات حسابرسی رابطهٔ مثبت و معناداری وجود دارد و رقابت در بازار محصول، موجب کاهش این رابطه نمی‌شود.

ابراهیمی کردلر و جوانی قلندری (۱۳۹۵) به بررسی تأثیر تخصص حسابرس بر کیفیت سود و همزمانی قیمت سهام در ۸۷ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار و فرابورس ایران پرداختند. یافته‌های پژو هش نشان می‌دهد کیفیت سود، تأثیر منفی و معناداری بر همزمانی قیمت سهام می‌گذارد و تخصص صنعتی حسابرس به عنوان متغیر تعدیل کننده، اثر آن را تقویت می‌کند.

ستایش و فعال قیومی (۱۳۹۱) در پژوهشی به بررسی رابطه بین دوره تصدی حسابرس و کارایی سرمایه‌گذاری پرداختند. نتایج پژوهش نشان‌دهنده رابطه مثبت و معنادار بین دوره تصدی حسابرس و اندازه شرکت حسابرسی با کارایی سرمایه گذاری بلند مدت است. بر این اساس کیفیت حسابرسی دارای نقش با اهمیت در افزایش کارایی سرمایه گذاری‌های شرکت است.

فرضیه‌های پژوهش

براساس مبانی نظری و پیشینه مطرح شده، فرضیه‌های پژوهش به صورت زیر تدوین شده است.

فرضیه اول: بین معاملات با اشخاص وابسته و کارایی سرمایه‌گذاری رابطه منفی معناداری وجود دارد.

فرضیه دوم: تخصص حسابرس در صنعت موجب تضعیف رابطه منفی بین معاملات با اشخاص وابسته و کارایی سرمایه‌گذاری می‌شود.

روش پژوهش

جامعه آماری این پژوهش، کلیه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران بین سال‌های ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۴ است. برای انتخاب نمونه، شرکت‌هایی که شرایط زیر را داشتند، برای انجام آزمون انتخاب شدند: ۱. به لحاظ افزایش قابلیت مقایسه، دوره مالی شرکت‌ها منتهی به پایان اسفند ماه باشد؛ ۲. نمونه آماری شامل شرکت‌های واسطه‌گری مالی، سرمایه‌گذاری، لیزینگ، بانک‌ها و شرکت‌های بیمه نمی‌شود؛ زیرا ماهیت دارایی شرکت‌های مذکور متفاوت است؛۳. شرکت‌ها طی دوره زمانی این پژوهش، تغییر فعالیت یا تغییر دوره مالی نداده باشند؛۴. کلیه اطلاعات مالی و غیرمالی مورد نیاز برای انجام این پژوهش بخصوص یادداشت‌های همراه صورت‌های مالی در دسترس باشد. با توجه به معیارهای پیش‌گفته و محدودیت‌های موجود ۶۵ شرکت (۴۵۵ سال-شرکت) به عنوان نمونه نهایی انتخاب گردید.

متغیرها و الگوهای پژوهش

متغیر وابسته

کارایی سرمایه گذاری:

برای اندازه‌گیری کارایی سرمایه‌گذاری از مدل بکارگرفته شده توسط ریچاردسون (۲۰۰۶)، وردی (۲۰۰۶)، یانگ و جیانگ (۲۰۰۸)، بیدل و همکاران (۲۰۰۶) لی و وانگ (۲۰۱۰) و تهرانی و حصارزاده (۱۳۸۸) استفاده شده است. در این مدل که در زیر آمده است، سطح معمول سرمایه‌گذاری در شرکت‌ها برآورد شده است و از تفاوت بین سطح واقعی سرمایه‌گذاری و سطح برآورد شده سرمایه‌گذاری (به صورت باقیمانده رگرسیون)، کارایی سرمایه‌گذاری شرکت‌ها بدست می‌آید. رابطه شماره (۱):

$$I_{i,t} = a_0 + a_1 * Controls_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}$$

بر این اساس متغیرهای مورد استفاده در این مدل عبارتند از:

$I_{i,t}$، نشان‌دهنده‌ی سرمایه‌گذاری شرکت i در سال t است؛ سرمایه‌گذاری به عنوان وجه نقد پرداختی شرکت i برای تحصیل یا ساخت دارایی‌های ثابت، دارایی‌های نامشهود و یا سایر دارایی‌های بلندمدت در نظر گرفته شده است که به منظور همگن سازی داده‌ها بر کل دارایی‌های اول دوره تقسیم می شود. Control مترادف متغییر کنترل است و $Controls_{i,t-1}$ موارد زیر را در بر می‌گیرد:

$Cash_{i,t-1}$: وجه نقد نگهداری شده شرکت است و به عنوان نسبت جمع وجوه نقد و سرمایه‌گذاری کوتاه‌مدت شرکت i در سال t-1 به کل دارایی‌ها در سال t-1 تعریف شده است که میزان نقدینگی و توانایی انجام سرمایه‌گذاری شرکت را نشان می‌دهد (یانگ و جیانگ، ۲۰۰۸؛ چئونگ و همکاران، ۲۰۱۱؛ تهرانی و حصارزاده، ۱۳۸۸و مهرانی و قربانی، ۱۳۸۸).

$Grow_{i,t-1}$: نشان‌دهنده فرصت‌های سرمایه‌گذاری شرکت است که از نسبت ارزش بازار شرکت به ارزش دفتری دارایی‌های پایان دوره شرکت i در سال t-1 بدست می‌آید. بیدل و هیلاری (۲۰۰۶) معتقدند که فرصت‌های رشد شرکت، باید سرمایه‌گذاری شرکت را توجیه

نمایند. نمازی و زراعت گری (۱۳۸۸) نیز معتقدند که این نسبت با فرصت‌های سرمایه‌گذاری رابطه مستقیم دارد.

$Roa_{i,t-1}$: نسبت سود و زیان خالص به کل دارایی‌های شرکت iدر سال t-1 است. این نسبت، میزان سودآوری شرکت را نشان می‌دهد و بیانگر عملکرد آتی شرکت است (یانگ و جیانگ، ۲۰۰۸). $Lev_{i,t-1}$: نسبت بدهی‌ها به دارایی‌های شرکت i در سال t-1 است و میزان توانایی مالی شرکت در بازپرداخت بدهی‌ها را نشان می‌دهد (یانگ و جیانگ، ۲۰۰۸؛ ریچاردسون، ۲۰۰۶)

$Size_{i,t-1}$: لگاریتم کل دارایی‌های شرکت i در سال t-1 است؛ از این متغیر می‌توان برای کنترل ریسک استفاده کرد. اندازه شرکت یک عامل مهم است که سیاست بدهی شرکت‌ها و در نتیجه ریسک شرکت ها را تحت تأثیر قرار می‌دهد (یانگ و جیانگ، ۲۰۰۸؛ ریچاردسون، ۲۰۰۶). $\varepsilon_{i,t}$: نشان‌دهنده باقیمانده مدل است؛ باقیمانده مثبت، بیانگر سرمایه‌گذاری بیش از حد و باقیمانده منفی بیانگر سرمایه‌گذاری کمتر از حد است.

متغیر مستقل

معاملات با اشخاص وابسته:

در این پژوهش، معاملات با اشخاص وابسته به عنوان متغیر مستقل در نظر گرفته می شود. مقدار این معاملات مطابق با پژوهش های کوآن و همکاران (۲۰۱۰)، حبیب و همکاران (۲۰۱۵) ازجمع کل مبالغ معاملات با اشخاص وابسته (خرید کالاها و خدمات از اشخاص وابسته+ فروش کالاها و خدمات به اشخاص وابسته) افشاء شده در یادداشت‌های همراه صورت‌های مالی سالانه شرکت‌های مورد بررسی تقسیم بر مجموع دارایی‌های ابتدای دوره شرکت به دست می‌آید.

متغیر تعدیل کننده

تخصص حسابرس در صنعت:

در این پژوهش برای اندازه گیری تخصص حسابرس در صنعت از رویکرد سهم بازار و با توجه به رویکرد پالمرز (۱۹۸۶) بهره گرفته شده است. هر چه سهم بازار بیشتر باشد،

تخصص حسابرس در آن صنعت و تجربه او نسبت به سایر رقبا بالاتر است. هم چنین داشتن سهم بالای بازار (سهم غالب بازار) به این نکته اشاره دارد که حسابرس به طور موفقیت آمیزی خود را از سایر رقبا از نظر کیفیت حسابرسی متمایز کرده است. در این پژوهش سهم بازار حسابرسان به گونه‌ای است که تخصص حسابرس در سطح موسسه حسابرسی به صورت مجموع دارایی‌های تمام صاحب‌کاران یک موسسه حسابرسی خاص در یک صنعت خاص تقسیم بر مجموع دارایی‌های صاحب‌کاران در این صنعت، تعریف می‌شود (رابطه (۱)). در صورتی که حسابرس متخصص باشد، عدد ۱ و در غیر این صورت عدد صفر را می‌پذیرد (اعتمادی و همکاران، ۱۳۸۸).

هم چنین موسساتی به عنوان متخصص صنعت در نظر گرفته می شوند که سهم بازارشان مطابق با رابطه (۲) بیش از [۱/۲* (شرکت‌های موجود در صنعت/۱)] باشد (پالمرز، ۱۹۸۶).

رابطه (۱):

$$MS_{i,k} = \frac{\sum_{j=1}^{i,j,k} TA_{i,j,k}}{\sum_{i=1}^{IK} \sum_{j=1}^{i,j,k} TA_{i,j,k}}$$

رابطه (۲):

$$MS_{i,k} > \frac{1}{N_k} * 1.2$$

در این الگو:

MS: سهم بازار موسسه حسابرسی iام در صنعت kام؛ TA: مجموع دارایی‌های صاحب کاران؛ i: نماد موسسه حسابرسی؛ j: نماد شرکت صاحب کار؛ k: نماد صنعت مورد نظر؛ NK: تعداد صاحبکاران موسسه حسابرسی iام در صنعت kام. در صورتی موسسات حسابرسی متخصص در صنعت تشخیص داده می‌شوند که رابطه (۲) در آن‌ها برقرار باشد.

متغیرهای کنترلی

به منظور کنترل دیگر عوامل احتمالی مؤثر بر کارایی سرمایه‌گذاری مشابه پژوهش‌های وردی (۲۰۰۶)، بیدل و همکاران (۲۰۰۶) و گارسیالارا و همکاران (۲۰۱۰) متغیرهای زیر به عنوان متغیرهای کنترلی در نظر گرفته شدند. اندازه شرکت (Size)): لگاریتم طبیعی کل

دارایی‌های شرکت iدر سال t تعریف شده است. نسبت اهرمی (Lev): نسبت کل بدهی‌ها به کل دارایی‌های شرکت i در سال t تعریف شده است. افزایش وام و دیون پرداختنی بلندمدت (Ld)): این متغیر نسبت افزایش وام و دیون پرداختنی بلند مدت شرکت i در سال t به کل دارایی‌های آن در ابتدای سال t تعریف شده است؛ و برای کنترل تأثیر تامین مالی سال جاری بر سرمایه‌گذاری استفاده می‌شود.

الگوهای پژوهش

برای آزمون فرضیه‌های پژوهش، از مدل رگرسیونی چند متغیره با داده‌های ترکیبی استفاده شده است. بنابراین، فرضیه‌های پژوهش به ترتیب براساس الگوهای زیر بررسی شده است.

$$INVEST = \beta_0 + \beta_1 RPT + \beta_2 SIZE + \beta_3 LEV + \beta_4 LD + \varepsilon$$

$$INVEST = \beta_0 + \beta_1 RPT + \beta_2 SPEC + \beta_3 (RPT * SPEC) + \beta_4 SIZE + \beta_5 LEV + \beta_6 LD + \varepsilon$$

یافته‌های پژوهش

آمار توصیفی

نگاره (۱): نتایج تحلیل توصیفی داده‌های کمی پژوهش

متغیرها	میانگین	میانه	انحراف معیار	حداکثر	حداقل
کارایی سرمایه‌گذاری	-۰/۰۹۴۰	-۰/۱۴۰۰	۰/۲۵۶۰	۱/۵۹۰۰	-۰/۶۹۰۰
معاملات با اشخاص وابسته	۰/۱۵۰۳	۰/۰۳۰۰	۰/۲۸۲۷	۰/۹۴۰۰	۰/۰۱۰۰
اندازه شرکت	۶/۱۲۰۱	۵/۹۷۰۰	۰/۷۶۶۸	۸/۰۱۰۰	۴/۵۶۰۰
اهرم مالی	۰/۵۶۲۲	۰/۶۰۰۰	۰/۲۴۶۱	۱/۱۹۰۰	۰/۱۰۰۰
نسبت افزایش وام و دیون بلند مدت	۰/۰۱۱۷	۰/۰۰۰۰	۰/۰۷۳۹	۰/۶۸۰۰	-۰/۲۵۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش

در نگاره شماره (۱) برخی مفاهیم آمار تو صیفی شامل میانگین، میانه، کمینه، بیشینه و انحراف معیار مشاهده‌ها ارائه شده است. میانگین و میانه متغیر کارایی سرمایه‌گذاری

۰/۰۹۴۰- و ۰/۱۴۰۰- است، همچنین میانگین و میانه معاملات با اشخاص وابسته نیز به ترتیب برابر با ۰/۱۵۰۳و ۰/۰۳۰۰می باشد. انحراف معیار داده‌ها پراکندگی داده‌ها از میانگین را نشان می‌دهد. انحراف معیار کم نشـــان دهنده پراکندگی کم داده‌ها از میانگین و انحراف معیار زیاد نشان‌دهنده پراکندگی زیاد داده‌ها از میانگین می‌با شد. متغیر نسبت افزایش وام و دیون بلند مدت با انحراف معیار ۰/۰۷۳۹دارای کم‌ترین پراکندگی از میانگین و متغیر اندازه شرکت با انحراف معیار ۰/۷۶۶۸دارای بیشترین پراکندگی از میانگین است.

آزمون فرضیه‌ها

قبل از برازش مدل‌ها، به منظور تعیین استفاده از روش داده‌های تابلویی با اثرهای ثابت در مقابل روش داده‌های ترکیبی، باید آزمون F لیمر روی مدل‌های پژوهش اجرا شـــود. نتایج حاصل از آزمون F لیمر برای مدل‌های پژوهش در نگاره شماره (۲) نشان داده شده است.

نگاره (۲): نتایج آزمون F لیمر برای مدل‌های پژوهش

مدل پژوهش	آماره	سطح خطا	روش پذیرفته شده
مدل۱	۶۴/۳۸۶	۰/۰۰۰۰	روش اثرهای ثابت
مدل۲	۶۴/۳۸۴	۰/۰۰۱۰	روش اثرهای ثابت

با توجه به آماره و ســطح خطای آزمون F لیمر و رد فرضــیه H0 برای مدل‌های پژوهش، باید برای انتخاب مدل داده های تابلویی با اثر های ثابت یا داده های تابلویی با اثر های تصادفی، آزمون ها سمن نیز اجرا شود. نتایج مربوط به آزمون ها سمن در نگاره شماره (۳) نشان داده شده است

نگاره (۳): نتایج آزمون هاسمن برای مدل‌های پژوهش

مدل پژوهش	آماره	سطح خطا	روش پذیرفته شده
مدل۱	۱۴/۵۶۴۱	۰/۰۰۵۷	روش اثرهای ثابت
مدل۲	۲۲/۸۰۳۴	۰/۰۰۰۹	روش اثرهای ثابت

نتایج آزمون فرضیه‌های پژوهش

آزمون فرضیه اول

نگاره (۴): نتایج حاصل از آزمون فرضیه اول

متغیرها	نماد متغیرها	ضرایب	خطای استاندارد	آماره t	معناداری
ضریب ثابت	C	-۰/۳۵۰۹	۰/۱۶۰۵	-۲/۱۸۵۸	۰/۰۲۹۴
معاملات با اشخاص وابسته	RPT	-۰/۲۴۲۶	۰/۰۳۸۳	-۶/۳۲۴۵	۰/۰۰۰۰
اندازه شرکت	SIZE	۰/۰۹۶۸	۰/۰۲۲۵	۴/۳۰۳۰	۰/۰۰۰۰
اهرم مالی	LEV	-۰/۵۲۹۰	۰/۰۶۳۲	-۸/۳۶۹۷	۰/۰۰۰۰
نسبت افزایش وام و دیون بلند مدت	LD	-۰/۱۸۶۹	۰/۱۲۸۸	-۱/۴۵۰۶	۰/۱۴۷۷
آماره‌های موزون برآورد مدل پژوهش					
احتمال آماره‌ی F	۰/۰۰۰۰	ضریب تعیین تعدیل شده		۰/۴۶۱۶	
آماره‌ی F	۶/۷۲۶۳	آماره‌ی دوربین واتسون		۲/۳۰۸۲	

* منبع: یافته‌های پژوهش

با توجه به آمارهٔ F به‌دست آمده برای مدل که برابر۶/۷۲۶۳ می‌باشد و همچنین سطح خطای آن که برابر (۰/۰۰۰) می‌باشد، می‌توان بیان کرد که در سطح اطمینان ۹۵ درصد در کل مدل از معناداری بالایی برخوردار است. همچنین با توجه به ضریب تعیین تعدیل‌شده به‌دست آمده برای مدل که برابر با ۴۶/۱۶ درصد می‌باشد، می‌توان گفت که متغیرهای مستقل و کنترل به ترتیب در حدود ۴۷ درصد از تغییرات متغیر وابسته را تبیین می‌نمایند و با توجه به آماره دوربین- واتسون به‌دست آمده برای مدل که به ترتیب برابر ۲/۳۰۸۲ می‌باشد، می‌توان بیان کرد که خودهمبستگی مرتبهٔ اول میان جملات باقیمانده مدل وجود ندارد. افزون بر این، احتمال مربوط به فرض صفر، مبنی بر ارتباط بین معاملات با اشخاص وابسته و کارایی سرمایه گذاری، برابر ۰/۰۰۰۰است که کوچکتراز ۰/۰۵ است، بنابراین فرض صفر در سطح خطای ۵ درصد رد نمی‌شود. ضریب متغیر معاملات با اشخاص وابسته نیز ۰/۲۴۲۶-است. با توجه به معناداری ضریب متغیر معاملات با اشخاص وابسته و منفی بودن آن می‌توان نتیجه گرفت، بین معاملات با اشخاص وابسته و کارایی سرمایه گذاری رابطه منفی و معنی‌داری وجود دارد.

آزمون فرضیه دوم

نگاره (۵): نتایج حاصل از آزمون فرضیه دوم

متغیرها	نماد متغیرها	ضرایب	خطای استاندارد	آماره t	معناداری
ضریب ثابت	C	-۰/۰۸۶۹	۰/۱۹۰۵	-۰/۴۵۶۲	۰/۶۴۸۴
معاملات با اشخاص وابسته	RPT	-۰/۲۱۳۰	۰/۰۴۱۵	-۵/۱۲۳۸	۰/۰۰۰۰
تخصص حسابرس در صنعت	SPEC	۰/۰۹۹۳	۰/۰۲۶۲	۳/۷۷۸۸	۰/۰۰۰۲
معاملات با اشخاص وابسته* تخصص حسابرس در صنعت	RPT*SPEC	۰/۱۴۵۲	۰/۰۶۶۳	۲/۱۸۸۶	۰/۰۲۹۲
اندازه شرکت	SIZE	۰/۰۳۶۶	۰/۰۲۹۳	۱/۲۵۰۹	۰/۲۱۱۷
اهرم مالی	LEV	-۰/۴۸۸۳	۰/۰۶۲۵	-۷/۸۱۱۶	۰/۰۰۰۰
نسبت افزایش وام و دیون بلند مدت	LD	-۰/۱۸۰۶	۰/۱۲۶۱	-۱/۴۳۱۳	۰/۱۵۳۱
آماره‌های موزون برآورد مدل پژوهش					
احتمال آماره‌ی F	۰/۰۰۰۰	ضریب تعیین تعدیل‌شده		۰/۴۹۴۶	
آماره‌ی F	۷/۳۴۸۳	آماره‌ی دوربین واتسون		۲/۲۹۴۷	

* منبع: یافته‌های پژوهش

با توجه به آمارهٔ F به‌دست آمده برای مدل که ۷/۳۴۸۳ می‌باشد و همچنین سطح خطای آن که برابر (۰/۰۰۰) می‌باشد، می‌توان بیان کرد که در سطح اطمینان ۹۵ درصد در کل مدل از معناداری بالایی برخوردار است. همچنین با توجه به ضریب تعیین تعدیل‌شده به‌دست آمده برای مدل که برابر با ۴۹/۴۶ درصد می‌باشد، می‌توان گفت که متغیرهای مستقل و کنترل به ترتیب در حدود ۵۰ درصد از تغییرات متغیر وابسته را تبیین می‌نمایند و با توجه به آماره دوربین- واتسون به‌دست آمده برای مدل که به ترتیب برابر ۲/۲۹۴۷ می‌باشد، می‌توان بیان کرد که خودهمبستگی مرتبهٔ اول میان جملات باقیمانده مدل وجود ندارد. افزون بر این، احتمال مربوط به فرض صفر، مبنی بر تأثیر تخصص حسابرس در صنعت بر رابطه بین معاملات با اشخاص وابسته و کارایی سرمایه گذاری، برابر ۰/۰۰۰ است که کوچکتر از ۰/۰۵است، بنابراین فرض صفر در سطح خطای ۵ درصد رد نمی‌شود. همچنین، ضریب متغیر معاملات با اشخاص وابسته* تخصص حسابرس نیز ۰/۱۴۵۲ است و با توجه به معناداری و مثبت بودن ضریب متغیر معاملات با اشخاص وابسته* تخصص حسابرس و تغییر

آن نسبت به ضریب متغیر معاملات با اشخاص وابسته (از ۰/۲۱۳۰-به ۰/۱۴۵۲ رسیده است)، می‌توان نتیجه گرفت تخصص حسابرس رابطه منفی بین معاملات با اشخاص وابسته و کارایی سرمایه گذاری را کاهش می‌دهد. در واقع، با توجه به تغییر ضرایب ذکر شده فوق می‌توان دریافت تخصص حسابرس در صنعت موجب تعدیل رابطه‌ی بین معاملات با اشخاص وابسته و کارایی سرمایه گذاری می‌شود.

نتیجه‌گیری

هدف این پژوهش بررسی رابطه بین معاملات با اشخاص وابسته و کارایی سرمایه‌گذاری و تأثیر تخصص حسابرس در صنعت (معیار کیفیت حسابرسی) بر این رابطه در شرکت‌های پذیرفته شده بورس اوراق بهادار تهران است. مطابق مبانی نظری، مدیران شرکت‌هایی که با هزینه نمایندگی قابل ملاحظه‌ای مواجه هستند، فرصت‌طلبانه عمل کرده و درگیر فعالیت‌های غیر ارزشی می‌شوند. به همین دلیل، زمانی که در نتیجه فعالیت‌های شرکت وجوه نقد مازادی ایجاد شود، مدیران تمایل به سو استفاده از وجوه مزبور دارند که این کار ممکن است از طریق سرمایه‌گذاری‌های نامناسب انجام شود و مجر به عدم کارایی شود. در واقع، مدیران شرکت‌ها ممکن است از طریق معاملات با اشخاص وابسته در جهت رسیدن به منافع شخصی خود، از طرح‌هایی با ارزش فعلی خالص مثبت صرف نظر کرده و طرح‌هایی با ارزش فعلی خالص منفی را بپذیرند که این امر عدم بهینه بودن سرمایه‌گذاری را به همراه خواهد داشت که نتایج فرضیه اول موید همین مطلب و مطابق با یافته‌های ایون و ایل (۲۰۱۳) است. همچنین، نتایج فرضیه دوم نشان داد که تخصص حسابرس در صنعت باعث تعدیل رابطه بین معاملات با اشخاص وابسته و کارایی سرمایه گذاری می‌شود که مطابق با یافته‌های (لی و وانگ، ۲۰۱۰؛های و جیتر، ۲۰۱۱) است. کیفیت حسابرسی می‌تواند کارایی سرمایه‌گذاری را تحت تأثیر قرار دهد، کیفیت بالای صورت‌های مالی می‌تواند عدم تقارن اطلاعاتی بین سرمایه‌گذاران را کاهش و نقدینگی بازار سرمایه را افزایش دهد. بدین ترتیب، کیفیت حسابرسی می‌تواند هزینه‌های تأمین مالی ناشی از انتخاب ناسازگار را کاهش دهد. از آنجا که کیفیت حسابرسی، عدم تقارن اطلاعاتی را بین مدیران و سهامداران کاهش می‌دهد، احتمال این تفکر کاهش می‌یابد که سرمایه‌گذاران فرض کنند شرکت‌ها به دلیل فقر مالی دست به انتشار اوراق بهادار زده اند و بنابراین، تأمین کنندگان سرمایه، ارزش‌های جاری

شرکت‌ها را به درستی تعیین می‌کنند و در نتیجه هزینه‌های تأمین مالی کاهش می‌یابد و بدین ترتیب، کیفیت بالای اقلام حسابرسی شده با کاهش هزینه‌های تأمین مالی ناشی از انتخاب ناسازگار سهامداران، به افزایش کارایی سرمایه‌گذاری منجر می‌شود. به علاوه، کیفیت حسابرسی منبع اطلاعاتی مهمی است که سهامداران از این طریق می‌تواند بر عملیات مدیران نظارت کافی داشته باشند و به طور چشمگیری به کاهش مشکلات نمایندگی بین سهامداران و مدیران کمک کنند. درنهایت زمانی که منابع اطلاعاتی شرکت ناهمگن است، اطلاعات حسابداری می‌تواند به ایفای نقش نظارتی بازار سهام کمک کند و درنتیجه به کاهش مشکلات نمایندگی بین سهامداران و مدیران یاری رساند، ظرفیت نظارتی سهامداران را افزایش دهد، انتخاب پروژه‌ها را بهبود بخشد و هزینه‌های تأمین مالی را کاهش دهد و بدین ترتیب کارایی سرمایه گذاری افزایش یابد. همچنین، بین تخصص حسابرس در صنعت و کیفیت حسابرسی رابطه مثبتی وجود دارد، بدین معنا که حسابرسانی که در صنعت مورد نظر تخصص دارند به دلیل داشتن توانایی بیشتر در شناسایی و برخورد با مشکلات ویژه آن صنعت، می‌توانند حسابرسی را با کیفیت بیشتری انجام دهند. حسابرسان متخصص به این دلیل که سهم بالایی از شرکت‌های یک صنعت را رسیدگی می‌کنند، دارای تجاربی هستند که سایر آن را ندارند. بنابراین، توانایی آنها برای کشف تحریفات با اهمیت در اطلاعات افشا شده بیش از سایر حسابرسان است.

منابع

ابراهیمی کردلر، علی؛ جوانی قلندری، موسی. (۱۳۹۵). تأثیر تخصص حسابرس بر کیفیت سود و همزمانی قیمت سهام. *بررسی‌های حسابداری و حسابرسی*، مقاله ۲، دوره ۲۳، *شماره ۲*، صص ۱۳۷-۱۵۴.

بادآور نهندی، یونس؛ تقی زاده خانقاه، وحید. (۱۳۹۳). ارتباط بین برخی مکانیزم‌های حاکمیت شرکتی و کارآیی سرمایه گذاری در مراحل چرخهٔ عمر. *دانش حسابداری*، سال پنجم، *شماره ۱۸*، صص ۱۱۳-۱۴۰.

تهرانی، رضا؛ حصارزاده، رضا. (۱۳۸۸). تأثیر جریان‌های نقدی آزاد و محدودیت در تأمین مالی بر بیش سرمایه‌گذاری و کم سرمایه‌گذاری. *تحقیقات حسابداری، ۱ (۳)*، صص ۶۷-۵۰.

ثقفی، علی؛ بولو، قاسم؛ محمدیان، محمد. (۱۳۹۰). کیفیت اطلاعات حسابداری، سرمایه‌گذاری بیش از حد و جریان نقد آزاد. *پیشرفت‌های حسابداری*، مقاله ۲، دوره ۳، *شماره ۲*، صص ۳۷-۶۳.

ستایش، محمد حسین؛ فعال قیومی، علی. (۱۳۹۱). دوره تصدی حسابرس، چرخه عمر و کارایی سرمایه گذاری‌های بلند مدت شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. *مطالعات حسابداری و حسابرسی، شماره ۴*، صص ۴۰-۵۷.

سجادی، سید حسین؛ ناصح، لادن. (۱۳۸۲). سودمندی حسابرسی مستقل صورت‌های مالی. *بررسی‌های حسابداری و حسابرسی*، مقاله ۴، دوره ۱۰، *شماره ۳*، شماره پیاپی ۴۲۹، صص ۶۵-۹۱.

مجتهدزاده، ویدا؛ آقایی، پروین. (۱۳۸۳). عوامل موثر بر کیفیت حسابرسی مستقل از دیدگاه حسابرسان مستقل و استفاده کنندگان. *بررسی‌های حسابداری و حسابرسی*، مقاله ۲، دوره ۱۱، *شماره ۴*، شماره پیاپی ۴۴۲، صص ۵۳-۷۶.

مدرس، احمد؛ حصارزاده، رضا. (۱۳۸۷). کیفیت گزارشگری مالی و کارایی سرمایه‌گذاری. *فصلنامهٔ بورس اوراق بهادار، ۱ (۲)*، صص ۸۵-۱۱۶.

Badavar Nahandi, Y; Taghizadeh Khanqa, v. (2014). The Relationship between Some Corporate Governance Mechanisms and Investment Efficiency in Life Cycle Stages. *Journal of Accounting Knowledge, 5 (18)* , 113-140. (In Persian)

Balsam, S; Gifford, R. H; Puthenpurackal. J. (2017). Related Party Transactions, Corporate Governance and CEO Compensation. *Journal of Business Finance & Accounting*, Volume 44, 854–894.

Biddle, G. and Hilary, G. (2006). Accounting quality and firm-level capital investment. *The Accounting Review*, 81, 963-982.

Cameran, M; Di Vincenzo, D. , and Merlotti, E. (2005). The audit firm rotation rule: A review of the literature. *SDA Bocconi Research Paper*.

Chen, C. Y. , C. J. Lin. , and Y. C. Lin. (2004). Audit partner tenure, audit firm tenure and discretionary accruals; does long auditor tenure impairearning quality? *Working paper*, Hong Kong University of Science and Technology.

Cheung, Y. , Stouraitis, A. , and Tan, W. (2011). Corporate governance, investment, and firm valuation in Asian emerging markets. *Journal of International Financial Management & Accounting*, 22 (3) , 246-273.

Corlacia, a. and Tudor, a. (2011). Related Party Transaction Overiew. AnnalesUniversitais Series Oeconomica, 13 (2) , 248-241.

Das, S. , Pandit, SH. (2010). Audit Quality, Life-Cycle Stage and the Investment Efficiency of the Firm. Retrieved from http: // www. ssrn. com.

Djankov, S. , La Porta, R, Lopez-de-Silanes, F, Shleifer, A. (2008). The law and economics of self-dealing. *Journal of Financial Economics*, 88 (3) , 430-465.

Djankov, S. , La Porta, R, Lopez-de-Silanes, F, Shleifer, A. (2008). The law and economics of self-dealing. *Journal of Financial Economics*, 88 (3) , 430-465.

Dunn, K. A. , Mayhew, B. W. , and S. G. Morsfield. (2000). *Auditor Industry Specialization and Client Disclosure Quality*. Working Paper Baruch College and University of Wisconsin.

Ebrahimi Kordlar, A; Javani Ghalandari, M. (2016). The Effect of Auditor expertise on Earnings Quality and Stock Price Synchronicity. *Journal of The Accounting and Auditing Review, 23 (2)* , 137-154. (In (Persian

Eisdorfer, A. Giaccotto, C. White, R. (2013). Capital Structure, Executive Compencation and Investment Efficiency. *Journal of Banking and Financing*, Vol 37, pp. 549 – 562.

Farah Mita, A. , and Utama, S. (2015). The Influence of Corporate Governance Mechanism on the Relationship between Related Party Transactions and Earnings Management. *International Research Journal of Business Studies*, 7 (1) , 1-12.

Fleming, D. , Kevin, H, Romanus R. N. (2014). Auditor industry specialization and audit fees surrounding Section 404 implementation. *Review of Accounting and Finance*, 13 (4) , 353 – 370.

García Laraa, J. M, García Osmaa, M. Penalvac, F. (2016). Accounting conservatism and firm investment efficiency. *Journal of Accounting and Economics*, 61 (1) , 221–238.

Gordan, E. And Henry, E. (2005). Related Party Transactions and Earnings Management. Rutgers university. Retrieved from http: //papers. ssrn. com.

Habib, A. , Jiang, H. , and Zhou, D. (2015). Related party transactions and audit fees: Evidence from China. *Journal of International Accounting Research*, 14 (1) , 59-83.

Hay, D. , Jeter, D. (2011). The Pricing of Industry Specialisation by Auditors in New Zealand. *Accounting and Business Research*, 41 (2) , 171-195.

Hoitash, Rani, Markelevich, Ariel J and Barragato, Charles A. (2007). Auditor Fees and Audit Quality. *Managerial Auditing Journal*, Vol. 22, No. 8,. *Available at SSRN: http: //ssrn. com/abstract=1025904*.

Jensen, M. C. and Meckling W. H. (1976). Theory of the Firm: Managerial Behavior, Agency Cost, and Ownership Structure. *Journal of Financial Economics*, 3 (4) , 305-360.

Lambert, R. (2001). Contracting theory and accounting. *Journal of Accounting and Economic*s, 32 (1-3): 3-87.

Li, Q. , Wang, T. (2010). Financial reporting quality and corporate investment efficiency: Chinese experience. *Nankai Business Review International*, 1 (2): 197-213.

Liu, L. Subramaniam, N. (2013). Government ownership, audit firm size and audit pricing: Evidence from China. *Journal of Accounting and Public Policy*, Volume 32, Issue 2, 161–175.

Matteo. P, and Marco. V. (2014). Related Party Transaction and Financial Performance Is There a Correlation? Empirical Evidence from Italian Listed Companies. *Open Journal Of Accounting*, 3 (1).

Modares, A; Hesarzadeh, R. (2008). Financial Reporting Quality and Investment Efficiency. *Quarterly journal of securities exchange, 1 (2)* , 85-116. (In Persian)

Mojtahed Zadeh, V; Aghaei, P. (2004). Factors affecting the quality of independent auditors, independent auditors and users of view. *Journal of The Accounting and Auditing Review,11 (4)* , 53-76. (In Persian)

Nekhili, M. , Moêz, C. (2011). Related parties Transactions and Firm's Market Value: The French. Case University of Jendouba, Jendouba, Tunisia.

Palmrose, Z-V. (1986). Audit fees and auditor size: further evidence. *Journal of Accounting Research* 24: 97-110.

Sagafi, a; Blue, G; Mohamadian, M. (2011). The Association between Accounting Information Quality, Overinvestment and Free Cash Flow. *Journal of Accounting advances, 3 (2)* , 37-63. (In Persian)

Sajadi, H; Naseh, L. (2003). Effectiveness of certified auditing of financial statements. *Journal of The Accounting and Auditing Review,10 (3)* , 65-91. (In Persian)

Setayesh, M; Fa'al Ghaiyoomi, A. (2011). Auditor tenure, life cycle, long term investment efficiency. *Accounting and Auditing Research, 1 (4)* , 40-57. (In Persian)

Sun, J. , Liu, G. (2011). Client-specific litigation risk and audit quality differentiation. *Auditing: Managerial Auditing Journal*, Vol. 26 Iss: 4, 300-316.

Tehrani, R. & Hesar Zadeh, R. (2009). The effect of free cash flows and Financial Constraints on financing over investment and low investment. *Quarterly journal of accounting and auditing*, 1 (3) , 50-67. (In Persian)

Verdi, R. (2006). Financial reporting quality and investment efficiency. Unpublished PhD Dissertation, Faculties of the University of Pennsylvania in Partial Fulfillment, or Working paper, Available at SSRN: http: //www. ssrn. com

Xin, Q. , Zheng, G. and Yang, D. (2007). Corporate group, government control and investment efficiency. *Journal of Financial Research*, (10): 123-142.

Yang, J. , and Jiang, Y. (2008). Accounting information quality, free cash flow and overinvestment: A Chinese study. *The Business Review*, 11 (1) , 159-166.

Zheng, J. , He, X. and Wang, H. (2001). Financial constraints in the listed companies investment: explanation from the views of structure of equity. *Journal of Financial Research,* 11: 92-99.

پژوهش‌های تجربی حسابداری
سال نهم، شماره ۳۳، پاییز ۱۳۹۸، صص ۷۷ - ۹۹

رفتار احساسی سرمایه‌گذاران و مدیریت سود حسابداری

نازنین بشیری منش*، جواد اورادی**

تاریخ دریافت: ۹۶/۱۰/۲۷
تاریخ پذیرش: ۹۷/۰۱/۲۹

چکیده

دیدگاه مالی رفتاری نشان از تأثیر رفتار احساسی سرمایه‌گذران بر تعیین قیمت سهام دارد. انتظار می‌رود مدیران با آگاهی از تأثیرگذاری مالی رفتاری بر قیمت سهام در تصمیم خود برای مدیریت سود دقت عمل بیشتری داشته باشند. در این پژوهش با نمونه‌ای متشکل از ۴۷۵ مشاهده (شرکت_سال) در دورهٔ زمانی ۵ سالهٔ (۱۳۹۰ تا ۱۳۹۴) به بررسی رابطهٔ بین رفتار احساسی سرمایه‌گذاران و مدیریت سود حسابداری پرداخته شد. در این راستا برای اندازه‌گیری رفتار احساسی سرمایه‌گذاران و مدیریت سود حسابداری به ترتیب از مدل پیشنهادی شمس‌الدینی (۱۳۹۴) و مدل کازنیک (۱۹۹۱) استفاده شد. یافته‌های پژوهش حاکی از آن است که بین متغیرهای اثر مومنتوم و صرف ارزش از دیدگاه نسبتِ قیمت به سود هر سهم با مدیریت سود حسابداری رابطهٔ مثبت و معناداری وجود دارد. در نتیجه می‌توان گفت که نگرش‌های کوتاه‌مدت سرمایه‌گذاران بر میزان دستکاری اقلام تعهدی اختیاری تأثیرگذار می‌باشد. همچنین یافته‌ها نشان داد، بین رفتار احساسی سرمایه‌گذران و مدیریت سود واقعی رابطهٔ معناداری وجود ندارد.

واژه‌های کلیدی: رفتار احساسی سرمایه‌گذاران، مدیریت سود حسابداری، مالیه رفتاری.

طبقه‌بندی موضوعی: G12, G14

DOI: 10.22051/jera.2018.18787.1911

* استادیار حسابداری، عضو هیئت علمی دانشگاه پیام نور، استان خراسان جنوبی، ایران. (bashirimanesh@gmail.com)
** کارشناسی ارشد حسابرسی، دانشگاه فردوسی مشهد. مدرس دانشکده فنی ابن حسام، دانشگاه فنی و حرفه‌ای، استان خراسان جنوبی، ایران. نویسنده مسئول، (ja_oradi@mail.um.ac.ir)

مقدمه

عوامل احساسی و درونی نقش بسزایی در تصمیم‌گیری‌های فردی دارد و می‌تواند بر بازارهای مالی اثرگذار باشد (رومر و لئونشتاین، ۲۰۰۰). در حالی‌که تئوری مطلوبیت مورد انتظار بیان می‌دارد که عامل اقتصادی به شکل مجرد از زوایای شناختی با ریسک و عدم اطمینان مواجه می‌شود و حالت‌های احساسی تأثیری بر تصمیم‌گیری وی ندارد، می‌توان اذعان کرد که در تمامی شرایط، جنبهٔ احساس بخشی از عکس‌العمل کلی انسان است و او را نمی‌توان از احساساتش جدا کرد (نیکومرام و سعیدی، ۱۳۸۷). بیکر و ورگلر (۲۰۰۷) دریافتند که رفتار احساسی سرمایه‌گذاران نقش مهمی در بازارهای سرمایه ایفا می‌کند. سیمپسون (۲۰۱۳) معتقد است که انگیزهٔ مدیران برای بیش‌نمایی سود در دوره‌های افزایش رفتار احساسی سرمایه‌گذار بیشتر است (به دلیل فشارهای موجود برای برآورده کردن انتظارات سرمایه‌گذار و تحلیل‌گر)، در حالی‌که در دوره‌های کاهش گرایش رفتار احساسی سرمایه‌گذار، مدیران ممکن است تمایل به کم‌نمایی سود داشته باشند (به دلیل ریسک اعتبار ناشی از افزایش نظارت سرمایه‌گذار) (سیمپسون، ۲۰۱۳).

پژوهش‌های پیشین به بررسی تأثیر رفتار احساسی سرمایه‌گذاران بر اقدامات شرکت از قبیل مسائل مربوط به سرمایه‌گذاری (گیلچریست و همکاران، ۲۰۰۵؛ پولک و ساپینزا، ۲۰۰۹)، بازده سهام (سرلک و همکاران، ۱۳۹۱؛ حیدرپور و همکاران، ۱۳۹۲؛ لیستون، ۲۰۱۶)، قیمت سهام (ستایش و شمس‌الدینی، ۱۳۹۵؛ نیکبخت و همکاران، ۱۳۹۵؛ ژو و نیو، ۲۰۱۶)، پیش‌بینی سود مدیریت و افشائیات (برگمن و رویچادهری، ۲۰۰۸؛ براون و همکاران، ۲۰۱۲) پرداخته‌اند. با این حال، شواهد پیرامون تأثیر رفتار احساسی سرمایه‌گذاران بر گزارشگری مالی و به‌طور خاص؛ مدیریت سود اندک است (علی و گرون، ۲۰۰۹؛ سیمپسون، ۲۰۱۳).

با توجه به این‌که مدیران از انتشار اخبار منفی سود پرهیز می‌نمایند (براون و کایلور، ۲۰۰۵؛ گراهام و همکاران، ۲۰۰۵) و واکنش سرمایه‌گذاران به اخبار منفی سود در دوره‌های افزایش رفتارهای احساسی سرمایه‌گذار، شدیدتر می‌باشد (سیبرت و یانگ، ۲۰۱۲)، این پژوهش به بررسی این موضوع می‌پردازد که آیا انگیزهٔ مدیران برای مدیریت سود حسابداری، به‌طور استراتژیک تحت تأثیر رفتار احساسی سرمایه‌گذاران قرار دارد یا خیر؟ از

آن‌جا که تاکنون پژوهشی در ارتباط با این موضوع در شرکت‌های پذیرفته شدهٔ بورس اوراق بهادار تهران صورت نپذیرفته است، پاسخ به این سؤال می‌تواند برای پژوهشگران و استفاده‌کنندگان حائز اهمیت باشد. از سوی دیگر، این پژوهش به توسعه ادبیات در زمینه گرایش احساسی سرمایه‌گذاران کمک می‌نماید و می‌تواند مورد استفاده قانون‌گذاران، تحلیل‌گران مالی، اساتید و دانشجویان حسابداری باشد. پژوهش حاضر در قسمت دوم به ارائهٔ مبانی نظری می‌پردازد. سپس در قسمت سوم، به روش شناسی می‌پردازد. در قسمت چهارم، یافته‌های پژوهش ارائه می‌شود و قسمت پنجم، نتایج و پیشنهادات مبتنی بر نتایج تحقیق را ارائه می‌کند.

مبانی نظری و بسط فرضیه‌های پژوهش

رفتار احساسی سرمایه‌گذاران

یکی از موضوعات اثبات‌شده در علم روان‌شناسی، اثرگذاری احساسات افراد بر فرآیند تصمیم‌گیری و قضاوت آنان درخصوص رویدادهای آتی است (سروش‌یار و احمدی، ۱۳۹۵). احساسات بازار عبارتست از فضای رونق یا رکود بازار. به‌طور مثال هنگامی که بازار در حال رونق است، سرمایه‌گذاران مایلند سهام را حتی به قیمت بالاتر از ارزش واقعی خریداری کنند. در این حالت سرمایه‌گذاران گرایش به پذیرش ریسک بیشتری دارند، که این حاکی از اعتماد آن‌ها به بازار و شرایط اقتصادی است. در این حالت انتظار آن‌ها از بازار، ادامه روند رونق است و پیش‌بینی می‌کنند قیمت‌ها باز هم افزایش خواهند یافت (نیکومرام و سعیدی، ۱۳۸۷). از سوی دیگر، ادبیات پیشین احساسات سرمایه‌گذار را به‌عنوان نگرش خوش‌بینانه یا بدبینانه در ارتباط با سهام، یا به عنوان حالتی که در آن باورهای سرمایه‌گذار دربارهٔ ارزش آتی شرکت از اطلاعات اساسی منحرف می‌شود، تعریف می‌کنند (چانگ و فونگ، ۲۰۰۴؛ بیکر و ورگلر، ۲۰۰۶؛ سابروال و همکاران، ۲۰۱۱). تحقیقات رفتاری نشان می‌دهند، وقتی افراد باورهای بدبینانه‌تری دارند، نسبت به زمانی که باورهای خوش بینانه‌تری دارند، منظم‌تر و دقیق‌تر به پردازش اطلاعات می‌پردازند (تیلور، ۱۹۹۱؛ بلس و همکاران، ۱۹۹۶).

باربریز و همکاران (۱۹۹۸) در مطالعه‌ای در بازار سرمایهٔ آمریکا، با تشکیل دو پورتفوی با عملکرد خوب و عملکرد ضعیف، و محاسبهٔ عملکرد سه سال بعد این دو پورتفوی، نشان دادند که پرتفوی با عملکرد خوب نسبت به پرتفوی با عملکرد ضعیف، کارایی ناموفقی داشته است؛ به بیان دیگر، پرتفوی ضعیف در بلندمدت به پرتفوی خوب و پرتفوی خوب در بلندمدت به پرتفوی ضعیف تبدیل می‌شود. آنها این موضوع را اثر برگشت بلندمدت نامیدند. باربریز و همکاران (۱۹۹۸) در ادامه، با تشکیل دو پورتفوی با عملکرد خوب و عملکرد ضعیف، و محاسبهٔ عملکرد شش ماههٔ بعد این دو پورتفوی، نشان دادند که کارایی پرتفوی با عملکرد خوب نسبت به پرتفوی با عملکرد ضعیف، بهتر بوده است؛ به سخن دیگر، سهام با عملکرد خوب در کوتاه‌مدت به عملکرد گذشتهٔ خود وفادار است. آنها از این موضوع با عنوان اثر مومنتوم (حرکات کوتاه‌مدت) یاد کردند. این محققان با مطالعهٔ دیگر در بازار سرمایهٔ آمریکا، شرکت‌ها را طی چند دهه بر اساس نسبت قیمت به سود هر سهم، به دو پرتفوی با نسبت بالای نسبت قیمت به سود هر سهم (پرتفوی با عملکرد خوب) و نسبت پایین نسبت قیمت به سود هر سهم (پرتفوی با عملکرد ضعیف) تقسیم کردند. سپس میانگین نسبت هر دو پرتفوی را در یک سال بعد محاسبه کردند و دریافتند که نسبت قیمت به سود هر سهم پرتفوی با عملکرد خوب در مقایسه با سال جاری کمتر است. در رابطه با پرتفوی با عملکرد ضعیف عکس این قضیه صادق بود. از طرفی، هنگامی که نتیجهٔ عملیات یک شرکت زیان می‌باشد، انتظار می‌رود که بر ریسک‌پذیری مدیریت شرکت افزوده شود و عملکرد آیندهٔ شرکت تحت تأثیر قرار گیرد. بر این اساس، انتظار می‌رود میانگین نرخ رشد سودوزیان سهام شرکت‌های زیان‌آور نسبت به شرکت‌های سودآور در سال آتی بهتر باشد. از این موضوع در ادبیات مالی و رفتاری با عنوان اثر زیان‌گریزی یاد می‌شود (به نقل از؛ ستایش و شمس‌الدینی، ۱۳۹۵).

نیکومرام و همکاران (۱۳۹۱) و حیدرپور و همکاران نشان دادند که رفتار احساسی سرمایه‌گذاران بر قیمت سهام شرکت‌های کوچک اثرگذار است، از این‌رو، انتظار می‌رود احساسات سرمایه‌گذاران در شرکت‌های کوچکتر، بیشتر برانگیخته شود. همچنین، اثر متغیرهای حجم سهام، نسبت سرمایه سهام و مازاد سود تقسیمی بر رفتار احساسی سرمایه‌گذاران توسط بیکر و ورگلر (۲۰۰۶، ۲۰۰۷) مشخص شده است.

رفتار احساسی سرمایه‌گذاران و مدیریت سود حسابداری

ونگ و همکاران (۲۰۱۰) بیان می‌دارند تأثیر اطلاعات حسابداری بر قیمت سهام می‌تواند از طریق اندازه‌گیری معیارهای حسابداری و رفتار سرمایه‌گذاران صورت گیرد. همچنین، رفتارهای احساسی سرمایه‌گذار، انتظارات آنها از عملکرد آتی شرکت را به طور منفی تحت تأثیر قرار می‌دهد (براون و کلیف، ۲۰۰۵؛ بیکر و ورگلر، ۲۰۰۶). از طرفی، احتمال بیش ارزش‌گذاری سهام در طول دورهٔ افزایش رفتار احساسی سرمایه‌گذاران، بیشتر است (لمون و پورتنیاگوئینا، ۲۰۰۶). بنابراین ممکن است مدیرانی که قصد افزایش قیمت سهام را دارند، با افزایش سود در این دوره‌ها از رفتار احساسی سرمایه‌گذاران برای بیش ارزش‌گذاری سهام استفاده کنند (سیمپسون، ۲۰۱۳). از سوی دیگر، مدیران با افزایش جذابیت شرکت برای سرمایه‌گذاران، به انتظارات ناشی از رفتارهای آنها پاسخ می‌دهند. پاسخ مدیران می‌تواند به شکل فعالیت‌هایی نظیر؛ تقسیم سهام، تغییرات نام، تغییر سیاست‌های تقسیم سود و سرمایه‌گذاری‌های ثابت و تصمیم‌های گزارشگری شرکت باشد (بیکر و همکاران، ۲۰۰۷).

۱. در ایران پژوهش‌هایی در زمینه تأثیر رفتار احساسی سرمایه‌گذاران بر مسائلی از قبیل شاخص‌های بورسی مانند بازده و قیمت سهام صورت گرفته است (حیدرپور و همکاران، ۱۳۹۲؛ نیکبخت و همکاران، ۱۳۹۵؛ ستایش و شمس‌الدینی، ۱۳۹۵)، اما شواهد تجربی معتبر پیرامون تصمیم‌گیری مدیران درباره کیفیت گزارشگری مالی شرکت در واکنش به گرایش‌های احساسی سرمایه‌گذاران وجود ندارد.

۲. کیم و همکاران (۲۰۱۶) به بررسی رابطهٔ رفتار احساسی سرمایه‌گذاران و افشای اختیاری پرداختند. نتایج آنها حاکی از رابطهٔ مثبت بین رفتار احساسی سرمایه‌گذاران بر افشای اختیاری بود. یافته‌های زارعی و دارابی (۱۳۹۷) نیز نشان از تأثیر مثبت رفتار احساسی سرمایه‌گذاران بر افشای اختیاری اطلاعات دارد.

برگمن و رویچودهوری (۲۰۰۸) رابطه بین رفتار احساسی سرمایه‌گذار، افشاهای داوطلبانه و دقت پیش‌بینی سود مدیریت را مورد بررسی قرار دادند. یافته‌های آنها نشان داد که در دوره‌های کاهش رفتار احساسی سرمایه‌گذار، تعداد افشائیات و دقت پیش‌بینی سود مدیریت افزایش می‌یابد. علی و گورون (۲۰۰۹) به بررسی رابطه بین رفتار احساسی سرمایه‌گذاران و

مدیریت سود در شرکت‌های آمریکایی طی دوره‌های ۱۹۶۳ تا ۲۰۰۴ پرداختند. یافته‌های آنها حاکی از آن است که ازای هر واحد اقلام تعهدی در دوره‌های افزایش رفتار احساسی سرمایه‌گذاران، قیمت سهام بالا می‌رود. این موضوع باعث تشدید انگیزهٔ مدیرانی می‌شود که به دنبال افزایش کوتاه‌مدت قیمت سهام برای افزایش اقلام تعهدی در طول دوره‌های افزایش رفتار احساسی سرمایه‌گذاران در مقایسه با دوره‌های کاهش آن هستند.

براون و همکاران (۲۰۱۲) به بررسی تمایل مدیران به افشاء فاکتورهای سود در واکنش به رفتار احساسی سرمایه‌گذاران پرداختند. نتایج آن‌ها نشان از رابطه مثبت بین افشاء فاکتورهای سود و رفتار احساسی سرمایه‌گذاران دارد. هرایبر و مک اینیس (۲۰۱۲) به بررسی رابطه بین رفتار احساسی سرمایه‌گذاران و خطای پیش‌بینی سود تحلیل‌گران پرداختند. آنها دریافتند که تحلیل‌گران در دوره‌های کاهش رفتار احساسی سرمایه‌گذاران، خوش‌بینی کمتری دارند و احتمال رسیدن مدیران به شاخص‌های سود بدون نیاز به استفاده از اقلام تعهدی درآمدزا در طول این دوره‌ها بیشتر است. درنتیجه، سرمایه‌گذاران بدبین به احتمال زیاد، نظارت بیشتری اعمال کرده و به میزان کمتری نسبت به سرمایه‌گذاران خوشبین درستی اطلاعات ارائه شده را می‌پذیرند. سیمپسون (۲۰۱۳) به بررسی تأثیر رفتار احساسی سرمایه‌گذاران بر مدیریت سود حسابداری طی سال‌های ۱۹۷۶ تا ۲۰۰۵ پرداختند. یافته‌های آنها نشان داد که رفتار احساسی سرمایه‌گذاران با مدیریت سود حسابداری شرکت‌ها رابطه مثبتی دارد. کریمی و رهنمای رودپشتی (۱۳۹۴) به بررسی رابطهٔ تورش‌های رفتاری و انگیزه‌های مدیریت سود با استفاده از پرسشنامه پرداختند. نتایج آنها نشان داد که بین فرصت‌طلبی و مدیریت سود کارا و فرصت‌طلبانه رابطه مثبت و معناداری وجود داشته و هرچه فرد فرصت طلب‌تر باشد بیشتر اقدام به مدیریت سود کارا و فرصت طلبانه می‌کند.

به‌طور کلی مرور ادبیات نشان می‌دهد که انگیزهٔ مدیران برای انجام مدیریت سود حسابداری در دورهٔ افزایش رفتار احساسی سرمایه‌گذاران بیشتر است. دلیل این امر، شواهد پژوهش‌های صورت‌گرفته توسط علی و گورون (۲۰۰۹) و سیمپسون (۲۰۱۳) است. همچنین، امکان دارد که در طول دوره‌های افزایش رفتار احساسی سرمایه‌گذاران، شرکت‌ها سود خود را به سمت بالا مدیریت و بدین ترتیب از اخبار منفی سود پرهیز نمایند. بنابراین، فرضیهٔ اصلی پژوهش به صورت زیر تدوین می‌گردد:

فرضیهٔ پژوهش: بین رفتار احساسی سرمایه‌گذاران و مدیریت سود حسابداری رابطهٔ معناداری وجود دارد.

با توجه به ادبیات پژوهش در رابطه با رفتار احساسی سرمایه‌گذاران، در پژوهش حاضر برای اندازه‌گیری شاخص رفتار احساسی سرمایه‌گذاران به پیروی از ستایش و شمس‌الدینی (۱۳۹۵) از مدل پیشنهادی شمس‌الدینی (۱۳۹۴) در رسالهٔ دکتری وی در دانشگاه شیراز استفاده می‌شود. وی برای محاسبهٔ شاخص رفتار احساسی سرمایه‌گذاران از شش متغیرِ اثر مومنتوم، اثر برگشت بلندمدت، صرف ارزش از دیدگاه نسبتِ قیمت به سود هر سهم و قیمت به خالص جریانات نقدی هر سهم، اثر اندازه، اثر زیان‌گریزی استفاده کرد. نتایج پژوهش شمس‌الدینی (۱۳۹۴) نشان داد که این متغیرها را می‌توان در بازار سرمایهٔ ایران اثبات کرد. بنابراین به‌منظور شناسایی روابط بین رفتار احساسی سرمایه‌گذاران و مدیریت مصنوعی سود، فرضیهٔ اصلی پژوهش به فرضیه‌های فرعی زیر تبدیل می‌گردد:

فرضیهٔ اول: بین اثر مومنتوم و مدیریت سود حسابداری رابطهٔ معناداری وجود دارد.

فرضیهٔ دوم: بین اثر برگشت بلندمدت و مدیریت سود حسابداری رابطهٔ معناداری وجود دارد.

فرضیهٔ سوم: بین صرف ارزش از دیدگاه نسبتِ قیمت به سود هر سهم و مدیریت سود حسابداری رابطهٔ معناداری وجود دارد.

فرضیهٔ چهارم: بین صرف ارزش از دیدگاه نسبتِ قیمت به خالص جریانات نقدی هر سهم و مدیریت سود حسابداری رابطهٔ معناداری وجود دارد.

فرضیهٔ پنجم: بین اثر اندازه و مدیریت سود حسابداری رابطهٔ معناداری وجود دارد.

فرضیهٔ ششم: بین اثر زیان‌گریزی و مدیریت سود حسابداری رابطهٔ معناداری وجود دارد.

روش شناسی پژوهش

جامعهٔ آماری پژوهش به تمامی شرکت‌هایی محدود شد که: ۱) پایان سال مالی آن‌ها ۲۹ اسفند باشد، ۲) در طی دوره پژوهش تغییر سال مالی نداشته باشند، ۳) جزء بانک‌ها یا مؤسسات مالی، بیمه‌ها، لیزینگ و شرکت‌های سرمایه‌گذاری نباشند و ۴) اطلاعات آنها در

دسترس و سهام شرک‌ها طی هر یک از سال‌های دورهٔ پژوهش معامله شده باشد. با مدنظر قراردادن این معیارها، ۹۵ شرکت جامعهٔ آماری پژوهش را تشکیل داد. بازهٔ زمانی پژوهش از سال ۱۳۸۷ تا ۱۳۹۴ می‌باشد. از آنجایی که برای محاسبهٔ اثر برگشت بلندمدت به اطلاعات سه سال قبل هر شرکت نیاز بود، داده‌های سه سال اول دورهٔ پژوهش حذف و داده‌های مربوط به سال‌های ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۴ واکاوی شد. برای تدوین مبانی نظری پژوهش نیز از روش کتابخانه‌ای، و برای فراهم نمودن اطلاعات شرکت‌های نمونه از منابع مختلفی از جمله سایت اطلاع‌رسانی بورس اوراق بهادار تهران و نرم افزار ره‌آوردنوین استفاده گردید. تجزیه و تحلیل اطلاعات با نرم‌افزارهای Eviews9 و Stata14 انجام شد.

متغیرهای پژوهش

متغیروابسته

EM_{it} (مدیریت سود حسابداری): در این پژوهش برای ارزیابی مدیریت سود حسابداری از مدل کازنیک (۱۹۹۹) بهره گرفته می شود. بر ا ساس یافته‌های پژوهش بهارمقدم و کوهی (۱۳۸۹) و یعقوب‌نژاد و همکاران (۱۳۹۱) این مدل در محاسبه شاخص مدیریت سود حسابداری از قدرت کشف بالاتری برخوردار است. ساختار مدل مذکور به شرح زیر می‌باشد:

$$ACC/ A_{i,t-1} = \beta_0 + \beta_1 (1 / A_{i,t-1}) + \beta_2 (\Delta REV-\Delta REC)_{it} / A_{i,t-1} + \beta_3 PPE/A_{i,t-1} + \beta_4 \Delta CFO /A_{i,t-1} + \varepsilon_{it} \quad (۱)$$

که در آن ACC: جمع کل اقلام تعهدی است که از تفاوت سود خالص و جریان نقد عملیاتی به دست می‌آید. $A_{,}$: جمع دارایی‌ها. ΔREV: تغییر در درآمد حاصل فروش. ΔREC: تغییر در حساب های در یافتنی. PPE: جمع اموال، ماشین‌آلات و تجهیزات. ΔCFO: تغییر در جریان‌های تقد عملیاتی می‌باشد.

متغیر مستقل

SEN_{it} (شاخص رفتار احساسی سرمایه‌گذاران): همانطور که قبلاً بیان گردید، برای اندازه‌گیری شاخص رفتار احساسی سرمایه‌گذاران از مدل پیشنهادی شمس‌الدینی (۱۳۹۴) استفاده شده است، که به شرح زیر می‌باشد:

$$SEN_{it} = D_1*MOM_{it} + D_2*LTR_{it} + D_3*EP_{it} + D_4*PCF_{it} + D_5*SIZE_{it} + D_6*RA_{it} \quad (۲)$$

در ادامه شمس‌الدینی (۱۳۹۴) برای محاسبه اثر برگشت بلندمدت و اثر مومنتوم از نرخ بازده غیرعادی و برای محاسبه اثر زیان‌گریزی از نرخ رشد سود استفاده کرد و مدل مربوط به رابطهٔ زیر تغییر پیدا کرد:

$$SEN_{it} = D_1*ARR_{it} + D_2*AAR_{it} + D_3*PE_{it} + D_4*PCF_{it} + D_5*SIZE_{it} + D_6*GP_{it} \quad (۳)$$

در مدل فوق، نرخ بازده غیرعادی برابر است با تفاوت نرخ بازده واقعی سال جاری و نرخ بازده مورد انتظاری که از مدل قیمت گذاری داراییهای سرمایه‌ای به دست می‌آید. نرخ بازده واقعی نیز از حاصل تقسیم تفاوت قیمت سهام ابتدا و انتهای دوره بعلاوه سود تقسیمی بر قیمت سهام ابتدای دوره به دست می‌آید. شرح متغیرهای ذکر شده در این بخش در نگاره شمارهٔ ۱، آمده است.

نگاره (۱): تعاریف متغیرهای مدل رفتار احساسی سرمایه‌گذاران و متغیرهای کنترلی

متغیر	تعاریف
D_1	متغیر مجازی است؛ به گونه‌ای که اگر نرخ بازده غیرعادی سال قبل شرکت بیشتر از میانگین نرخ بازده غیرعادی بازار بوده باشد، برابر با یک و در غیر این صورت برابر با صفر است.
MOM	اثر مومنتوم که با استفاده از متغیر $D1*ARRit$ به‌دست می‌آید.
ARR	نرخ بازده غیرعادی که برابر است با نرخ بازده واقعی منهای نرخ بازده مورد انتظار.
D_2	متغیر مجازی است؛ به گونه‌ای که اگر نرخ بازده غیرعادی مربوط به سه سال قبل شرکت کمتر از میانگین نرخ بازده غیرعادی بازار بوده باشد، برابر با یک و در غیر این صورت برابر با صفر است.
LTR	اثر برگشت بلندمدت که با استفاده از متغیر D_2*AAR_{it} به دست می‌آید.
D_3	متغیر مجازی است؛ به گونه‌ای که اگر نسبت P/E سال قبل شرکت بیشتر از میانگین نسبت P/E بازار بوده باشد، برابر یک و در غیر این صورت برابر با صفر است.

متغیر	تعاریف
PE	نسبتِ قیمت هر سهم به سود هر سهم
D_4	متغیر مجازی است؛ به گونه‌ای که اگر نسبت P/CF سال قبل شرکت بیشتر از میانگین نسبت P/CF بازار بوده باشد، برابر یک و در غیر این صورت برابر با صفر است.
PCF	نسبتِ قیمت هر سهم به خالص جریانات نقدی هر سهم
D_5	متغیر مجازی است؛ به گونه‌ای که اگر برای شرکت‌های کوچک برابر با یک و برای سایر شرکت‌ها برابر با صفر است.
SIZE	اندازه شرکت، که برابر است با لگاریتم طبیعی جمع دارایی‌های شرکت
D_6	متغیر مجازی است؛ به گونه‌ای که اگر شرکت در سال قبل زیان آور بوده است عدد یک و در غیر این صورت به آن صفر اختصاص می‌یابد.
RA	اثر زیان گریزی که با استفاده از متغیر D_6*GP به‌دست می‌آید.
GP	نرخ رشد سود یا زیان
LEV	جمع بدهی‌ها تقسیم بر جمع دارایی‌های شرکت
ROA	سود خالص تقسیم بر جمع دارایی‌های شرکت
ASSETG	تغییر در جمع دارایی‌های سال جاری تقسیم بر جمع دارایی‌های ابتدای دوره

متغیرهای کنترلی

متغیرهای کنترلی شامل اهرم مالی (LEV_{it})، بازده دارایی‌ها (ROA_{it}) و رشد دارایی‌ها ($ASSETG_{it}$) است که به پیروی از پژوهش علی و ژانگ (۲۰۱۵) در این پژوهش به کار برده شده‌اند. آنها دریافتند که اهرم مالی، بازده و رشد دارایی‌ها بر مدیریت سود اثرگذار است.

با توجه به نحوه محاسبه متغیر مستقل که از اثر متقابل برخی متغیرها به دست می‌آید، با وارد کردن این متغیرها به مدل (شمس‌الدینی و همکاران، ۱۳۹۵)، مدل اصلی پژوهش به‌صورت زیر در می‌آید:

$$EM_{it} = \beta_0 + \beta_1 ARR_{it} + \beta_2 D_1{*}ARR_{it} + \beta_3 D_2{*}AAR_{it} + \beta_4 PE_{it} + \beta_5 D_3{*}PE_{it} + \beta_6 PCF_{it} + \beta_7 D_4{*}PCF_{it} + \beta_8 SIZE_{it} + \beta_9 D_5{*}SIZE_{it} + \beta_{10} GP_{it} + \beta_{11} D_6{*}GP_{it} + \beta_{12} LEV_{it} + \beta_{13} ROA_{it} + \beta_{14} ASSETG_{it} + \varepsilon_{it} \quad (۴)$$

یافته‌های پژوهش

آمار توصیفی

نگاره (۲): آمار توصیفی

علامت اختصاری متغیر	میانگین	انحراف معیار	حداکثر	حداقل
EM	۰/۰۷۹	۰/۰۷۲	۰/۴۳۰	۰/۰۰۰
MOM	۰/۱۸۱	۲/۷۴۹	۹/۹۲۰	-۸/۴۸۰
LTR	۰/۱۶۸	۲/۸۸۶	۱۱/۵۳۰	-۷/۰۹۰
PE	۷/۲۶۱	۶/۰۴۵	۲۳/۲۵۰	-۱۳/۱۲۰
PCF	۱/۰۵۶	۱/۴۲۶	۱۸/۷۹۰	-۱۱/۲۴۰
SIZE	۱۴/۲۱۱	۱/۴۰۸	۱۸/۱۸۰	۱۱/۳۱۰
GP	۰/۱۳۵	۰/۸۶۳	۲/۷۸۰	-۱/۸۲۰
LEV	۰/۵۶۶	۰/۲۱۰	۱/۰۸۰	۰/۰۶۰
ROA	۰/۱۳۶	۰/۱۴۳	۰/۵۹۰	-/۱۹۰
ASSETG	۰/۲۰۲	۰/۲۴۲	۱/۱۲۰	-۰/۲۲۰

برای تجزیه و تحلیل مقدماتی داده‌ها، آماره‌های توصیفی متغیرهای پژوهش در نگاره۲ نشان داده شده است. با توجه به نتایج نگاره ۲، میانگین مدیریت سود حسابداری ۰/۰۷۲ می‌باشد. اثر مومنتوم و اثر برگشت بلندمدت به ترتیب دارای میانگین ۰/۱۸۱ و ۰/۱۶۸ هستند. میانگین نسبتِ قیمت به سود ۷/۲۶۱ است و نسبتِ قیمت هر سهم به خالص جریانات نقدی هر سهم ۱/۰۵۶ می‌باشد. اندازه شرکت‌های موجود به‌طور میانگین ۱۴/۲۱۱ بوده و نرخ رشد سود یا زیان شرکت نیز به‌طور میانگین ۰/۱۳۵ است.

تحلیل پایایی متغیرها

قبل از برآورد مدل‌ها و آزمون فرضیه‌های پژوهش پایایی متغیرها بررسی می شود. وجود متغیرهای ناپایا در مدل رگرسیون سبب می‌شود تا آزمون‌های تی استیودنت و فیشر از اعتبار بالایی برخوردار نباشند و کمیت‌های بحرانی ارائه‌شده توسط توزیع‌های مذکور، مقادیر صحیحی برای انجام آزمون‌های آماری نباشند (نوفرستی، ۱۳۸۷).

نگاره (۳): نتایج آزمون‌های ریشه واحد

متغیر	لوین، لین و چو	ایم، پسران و شین
EM	*-۲۸/۳۴۸	*-۱۱/۳۵۹
ARR	*-۲۱/۹۲۱	*-۶/۸۱۶
D_1*ARR	*-۴۳/۳۳۲	*-۱۳/۴۳۵
D_2*AAR	*-۳۶/۵۱۵	*-۲ .1e+۱۵
PE	*-۴۰/۱۱۴	*-۹/۲۱۴۷
D_3*PE	*-۲۷/۳۵۵	*-۳ .9e+۱۵
PCF	*-۳۹۸/۳۶	*-۴۰/۳۹۰
D_4*PCF	*-۱۶/۷۵۸	*-۳/۳۹۰
SIZE	*-۴۵/۳۴۹	*-۶ .2e+۱۰
D_5*SIZE	*-۳۹/۷۵۲	*-۲ .1e+۱۵
GP	*-۱۶/۳۱۹	*-۴/۶۸۸
D_6*GP	*-۳/۶۸۸	*-۱/۵۳۷
LEV	*-۱۸/۲۳۳	*-۳/۵۰۷
ROA	*-۲۱/۵۷۰	*-۳/۲۶۹
ASSETG	*-۱۷/۳۵۵	*-۴/۵۵۹

*سطح خطای ۱ درصد،

در این پژوهش برای بررسی پایایی متغیرهای پژوهش از آزمون لوین، لین و چو و ایم، پسران و شین استفاده شده است. نتایج آزمون‌ها در نگاره شماره ۳، ارائه شده‌اند. نتیجه آزمون‌های ریشه واحد داده‌های ترکیبی نشان می‌دهد که تمامی متغیرهای مورد برر سی در سطح ۱ درصد، ریشه واحد نداشته و پایا هستند. این موضوع نشان می‌دهد که برآورد مدل‌های رگر سیونی جهت آزمون فر ضیه‌های پژوهش با ا ستفاده از متغیرهای مذکور، خالی از اشکال بوده و منتجر به نتایج کاذب نمی‌شود.

آزمون فرضیه‌های پژوهش

با توجه به اینکه مدل آزمون فرضیه‌های پژوهش، مدل رگرسیون با داده‌های ترکیبی می‌با شد، برای تعیین تخمین منا سب آن بایستی ابتدا باید نوع داده‌ها (پولد یا پانل) مشخص شود. نتیجه حاصل از آزمون چاو در نگاره (۴) حاکی از این است که فرضیه صفر این

آزمون رد شده و داده‌های مربوط به این مدل از روش پانل تبعیت می‌کنند. پس از مشخص شدن استفاده از روش داده‌های پانلی، لازم است تا مشخص شود که مدل پانلی مورد استفاده می‌بایست دارای اثرات ثابت باشد یا اثرات تصادفی. برای این منظور در این پژوهش از آزمون هاسمن استفاده شده است. نتیجه حاصل از آزمون هاسمن نشان می‌دهد که فرضیه صفر این آزمون رد شده و روش برآورد پارامترهای این مدل روش پانلی با اثرات ثابت است.

نگاره (۴): نتایج آزمون چاو و هاسمن

فرضیه H_0	آماره F (کای‌دو)	مقدار احتمال	نتیجه آزمون
استفاده از روش داده‌های پولد	۱/۹۵	۰/۰۰۰۰	رد H_0: روش پانلی مناسب تر است
استفاده از روش اثرات تصادفی	۳۷/۲۳	۰/۰۰۰۷	رد H_0: روش پانلی با اثرات ثابت

در این پژوهش برای بررسی شرط عدم ناهمسانی واریانس از آزمون گرین و برای بررسی شرط عدم خود همبستگی سریالی از آزمون وولدریج استفاده شده است.

نگاره (۵): نتایج آزمون ناهمسانی واریانس و خودهمبستگی سریالی

فرضیه H_0	آماره کای-دو	مقدار احتمال	نتیجه آزمون
عدم ناهمسانی واریانس	۲۰۵/۸۹۰	۰/۰۰۰۰	رد H_0: ناهمسانی واریانس وجود دارد
عدم خودهمبستگی	۰/۸۳۴	۰/۳۶۳	پذیرش H0: عدم خودهمبستگی سریالی

نتایج حاصل از بررسی ناهمسانی واریانس و خودهمبستگی در نگاره ۵ نشان می‌دهد که بین جملات اخلال مدل ناهمسانی واریانس وجود دارد، اما خودهمبستگی سریالی در بین جملات اخلال مدل مشاهده نمی‌شود. بنابراین، برای رفع مشکل ناهمسانی واریانس و جهت تخمین مناسب‌تر پارامترهای مدل از رویکرد حداقل مربعات تعمیم‌یافته در برآورد نهایی مدل استفاده می‌شود.

نگاره (۶): نتایج آزمون فرضیه‌های پژوهش

متغیر	ضریب	انحراف استاندارد	آماره z	مقدار احتمال z	VIF
c	۰/۰۱۲۷	۰/۰۳۱۱	۰/۴۱	۰/۶۸۲	---
ARR	-۰/۰۰۱۴	۰/۰۰۰۸	-۱/۶۵	۰/۰۹۹	۳/۲۶۱
D_1*ARR	۰/۰۰۳۳	۰/۰۰۱۰	۳/۱۱	۰/۰۰۲	۱/۷۶۱
D_2*AAR	-۰/۰۰۰۷	۰/۰۰۱۰	-۰/۶۷	۰/۵۰۱	۲/۰۸۹
PE	-۰/۰۰۰۷	۰/۰۰۰۳	-۱/۹۹	۰/۰۴۷	۱/۲۹۵
D_3*PE	۰/۰۰۱۰	۰/۰۰۰۵	۱/۹۹	۰/۰۴۶	۱/۳۱۲
PCF	-۰/۰۰۰۴	۰/۰۰۱۲	۰/۳۷	۰/۷۰۹	۲/۰۰۷
D_4*PCF	۰/۰۰۰۸	۰/۰۰۲۰	۰/۴۳	۰/۶۷۱	۲/۰۰۹
SIZE	۰/۰۰۳۴	۰/۰۰۱۹	۱/۷۳	۰/۰۸۳	۲/۲۹۲
D_5*SIZE	۰/۰۰۰۳	۰/۰۰۰۴	۰/۰۶	۰/۹۴۹	۲/۲۱۹
GP	۰/۰۰۶۷	۰/۰۰۳۳	۲/۰۱	۰/۰۴۴	۱/۷۳۴
D_6*GP	-۰/۰۰۴۳	۰/۰۰۸۱	-۰/۵۴	۰/۵۸۹	۱/۲۹۸
LEV	-۰/۰۰۹۱	۰/۰۱۴۵	-۰/۶۳	۰/۵۲۸	۱/۸۱۲
ROA	۰/۰۴۰۱	۰/۰۲۵۵	۱/۵۷	۰/۱۱۶	۲/۲۶۳
ASSETG	۰/۰۴۳۷	۰/۰۱۰۶	۴/۰۹	۰/۰۰۰	۱/۲۱۶
آماره والد	۸۵/۸۰				
معناداری آماره والد	۰/۰۰۰				

با توجه به نتایج نگاره شـــماره ۶، معناداری آمارهٔ والد بیانگر معناداری کلی مدل پژوهش است. نتایج آزمون VIF (عامل تورم واریانس) نیز نشان از آن دارد که بین متغیرهای مستقل مدل هم‌خطی وجود ندارد. نتایج آزمون فرضـیهٔ اول پژوهش نشـان می‌دهد که بین متغیر اثر مومنتوم (D_1*ARR) به‌عنوان یک جزء از متغیر رفتار احسـاسـی سـرمایه‌گذاران و مدیریت سـود حسـابداری رابطه مثبت و معناداری وجود دارد، که حاکی از تأیید فرضـیهٔ فرعی اول پژوهش است. این نتیجه نشان می‌دهد که انگیزهٔ مدیران برای مدیریت سود حسابداری، متأثر از این جزء رفتار احساسی سرمایه‌گذاران است و با افزایش اثر حرکات کوتاه‌مدت (مومنتوم) سرمایه‌گذاران، سود شرکت به سمت بالا مدیریت می‌شود.

در ادامه یافته‌های نگاره ۶ نشان می‌دهد که بین متغیر اثر برگشت بلندمدت (D_2*AAR) و مدیریت سود حسابداری رابطهٔ معناداری وجود ندارد و فرضیهٔ فرعی دوم پژوهش رد می‌شود. نتایج فرضیهٔ فرعی سوم پژوهش حاکی از آن است که متغیر صرف ارزش از دیدگاه نسبت قیمت به سود هر سهم (D_3*PE) با مدیریت سود حسابداری رابطهٔ مثبت و معناداری دارد و فرضیهٔ فرعی سوم پژوهش پذیرفته می‌شود. این نتیجه بیانگر آن است که با برانگیخته شدن احساسات سرمایه‌گذاران حاصل از افزایش قیمت به سود هر سهم، انگیزه مدیران برای دستکاری سود بیشتر می‌شود. در ادامه نتایج پژوهش نشان از آن دارد که متغیرهای صرف ارزش از دیدگاه نسبت قیمت به خالص جریان‌های نقدی هر سهم (D_4*PCF)، اثر اندازه (D_5*SIZE) و اثر زیان‌گریزی (D_6*GP) با مدیریت سود حسابداری رابطه معناداری ندارند. در نتیجه سایر فرضیه‌های فرعی پژوهش مورد تأیید قرار نمی‌گیرد. در ارتباط با متغیرهای کنترلی، یافته‌ها حاکی از آن است که رشد دارایی‌ها با مدیریت سود حسابداری رابطه مثبت و معناداری دارد و رابطهٔ دیگر متغیرها با مدیریت سود حسابداری معنادار نیست.

تجزیه و تحلیل مبتنی بر مدیریت سود واقعی

در این بخش به تجزیه‌و تحلیل فرضیه‌های پژوهش با استفاده از مدل مدیریت سود واقعی بر اساس سطح غیرعادی هزینه‌های اختیاری رویچادهری (۲۰۰۶) پرداخته می‌شود. فرض بر این است که رویدادهای اقتصادی اساسی یک شرکت، توانایی مدیران را برای گزارش سود معوق (تعهد شده) دچار محدودیت می‌سازد. در نتیجه، این امکان وجود دارد که مدیران نتوانند از طریق اقلام تعهدی اختیاری در پایان سال به سود مورد نظر خویش دست پیدا کنند. مدیران می‌توانند از طریق دستکاری فعالیت‌های عملیاتی واقعی در طول سال این ریسک را کاهش دهند (ناظمی اردکانی، ۱۳۸۹). با توجه به نتایج نگاره ۷ مشاهده می‌شود که بین متغیر اثر اندازه (D_5*SIZE) و مدیریت سود واقعی رابطه مثبت و معناداری وجود دارد، که نشان از پذیرش فرضیهٔ پنجم پژوهش در این مدل دارد. در نتیجه، یافته‌های مدل اصلی پژوهش مورد تأیید قرار نمی‌گیرد. یکی از دلایل آن می‌تواند تفاوت مدل مدیریت سود واقعی با مدیریت سود حسابداری باشد.

نگاره (۷): نتایج تجزیه و تحلیل مبتنی بر مدیریت واقعی سود

متغیر	ضریب	انحراف استاندارد	آماره z	مقدار احتمال z
c	-۱/۶۱۲۲	۰/۰۹۰۴	-۱۷/۸۲	۰/۰۰۰
ARR	-۰/۰۰۱۴	۰/۰۰۱۵	-۰/۹۰	۰/۳۶۷
D_1*ARR	۰/۰۰۱۲	۰/۰۰۱۷	۰/۶۸	۰/۴۹۹
D_2*AAR	۰/۰۰۰۸	۰/۰۰۱۸	۰/۴۸	۰/۶۳۴
PE	۰/۰۰۲۶	۰/۰۰۰۷	۳/۵۸	۰/۰۰۰
D_3*PE	-۰/۰۰۱۱	۰/۰۰۰۹	-۱/۱۶	۰/۲۴۷
PCF	-۰/۰۰۱۸	۰/۰۰۱۷	-۱/۰۲	۰/۳۱۰
D_4*PCF	۰/۰۰۰۱	۰/۰۰۲۸	۰/۰۴	۰/۹۶۸
SIZE	۰/۱۰۳۱	۰/۰۰۵۷	۱۷/۷۹	۰/۰۰۰
D_5*SIZE	۰/۰۰۴۰	۰/۰۰۰۸	۴/۹۶	۰/۰۰۰
GP	۰/۰۰۶۵	۰/۰۰۵۰	۱/۲۹	۰/۱۹۸
D_6*GP	-۰/۰۰۴۴	۰/۰۱۸۳	-۰/۲۴	۰/۸۱۰
LEV	۰/۱۰۸۰	۰/۰۲۲۲	۴/۸۶	۰/۰۰۰
ROA	۰/۱۳۳۳	۰/۰۳۹۲	۳/۳۹	۰/۰۰۰
ASSETG	-۰/۰۸۹۶	۰/۰۱۶۰	-۵/۵۹	۰/۰۰۰
آمارهٔ والد (معناداری)	۶۰۸/۳۱ (۰/۰۰۰)			
آمارهٔ چاو (معناداری)	۲/۳۷ (۰/۰۰۰)			
آمارهٔ هاسمن (معناداری)	۳۸/۶۳ (۰/۰۰۰)			
آمارهٔ گرین (معناداری)	۷۶۵/۳۸۳ (۰/۰۰۰)			
آمارهٔ وولدریج (معناداری)	۰/۶۴۲ (۰/۴۲۴)			

بحث و نتیجه‌گیری

ادبیات پیشین شواهدی در رابطه با تأثیر رفتار احساسی سرمایه‌گذاران بر قیمت سهام، افشاهای داوطلبانه و دقت پیش‌بینی سود مدیریت ارائه می‌کند. از این‌رو، انتظار برآن بود تا مدیریت سود حسابداری نیز از رفتار احساسی سرمایه‌گذاران تأثیر پذیرد. به‌طور کلی نتایج پژوهش نشان داد که از بین شاخص‌های رفتار احساسی سرمایه‌گذاران تنها بین متغیرهای اثر مومنتوم و صرف ارزش از دیدگاه نسبت قیمت به سود هر سهم با مدیریت سود حسابداری

رابطه مثبت و معناداری وجود دارد و فرضیه‌های فرعی اول و سوم پژوهش پذیرفته شد. به بیان دیگر حرکات کوتاه‌مدت و برانگیخته‌شده احساسات سرمایه‌گذاران، شرکت را به سمت انجام مدیریت سود حسابداری ترغیب می‌کند. این نتیجه موافق با پژوهش‌های صورت‌گرفته توسط علی و گورون (۲۰۰۹) و سیمپسون (۲۰۱۳) می‌باشد. رفتارهای کوتاه‌مدت و ریسک‌گریزی سرمایه‌گذاران از عدم شفافیت بازارهای مالی و عدم تقارن اطلاعاتی تأثیر می‌پذیرد؛ لذا به سیاست‌گذاران بازار سرمایه توصیه می شود سازوکارهای تشویقی مناسب برای بهبود شفافیت اطلاعاتی و کاهش سطح عدم تقارن اطلاعاتی ایجاد نمایند تا بروز چنین رفتارهایی کاهش یابد و اطمینان خاطر سرمایه‌گذاران برای فعالیت‌های مالی در بازار سرمایه افزایش یابد.

در ادامه یافته های پژوهش نشان داد که رابطهٔ مثبت و معناداری بین متغیر اثر اندازه و مدیریت سود واقعی مشاهده می‌شود، ولی سایر متغیرهای اصلی رفتار احساسی سرمایه گذاران تأثیری بر آن ندارند. این نتیجه نشان می‌دهد، مدیران صرفاً به‌منظور گمراه ساختن سهامداران نسبت به عملکرد اقتصادی واقعی شرکت، سود را مدیریت نمی‌کنند و با توجه به افزایش فرایندهای نظارتی بازار سرمایه سعی می‌کنند روش‌های مدیریت سود واقعی را جایگزین دستکاری اقلام تعهدی کنند. لذا رفتار احساسی سرمایه‌گذاران بر مدیریت سود واقعی تأثیرگذار نمی‌باشد.

از آنجا که پژوهش‌های زیادی در زمینه رفتار احساسی سرمایه‌گذاران در سطح داخلی انجام نگرفته است، پیشنهاد می‌شود تا رابطه این متغیر با موضوعاتی نظیر کیفیت افشای اطلاعات و دقت پیش‌بینی سود مدیریت مورد بررسی قرار گیرد.

منابع

بهارمقدم، مهدی، کوهی، علی. (۱۳۸۹). بررسی نوع مدیریت سود شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. *دانش حسابداری، دوره اول، شماره دوم، صص ۹۴-۷۵.*

حیدرپور، فرزانه، تاری وردی، یداله، محرابی، مریم. (۱۳۹۲). تأثیر رفتارهای احساسی سرمایه گذاران بر بازده سهام. *دانش مالی تحلیل اوراق بهادار، دوره ششم، شماره هفدهم، صص ۱۳-۱.*

زارعی، علی، دارابی، رویا. (۱۳۹۷). تأثیر گرایش‌های احساسی سرمایه‌گذاران بر افشای اختیاری در بازار سرمایه ایران. *پژوهش‌های حسابداری مالی وحسابرسی، دوره دهم، شماره سی و هفتم*، صص ۱۳۱-۱۵۸.

ستایش، محمدحسین، شمس‌الدینی، کاظم. (۱۳۹۵). بررسی رابطهٔ بین گرایش احساسی سرمایه‌گذاران و قیمت سهام شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران. *پیشرفت‌های حسابداری، دوره هشتم، شماره یکم*، صص ۱۲۵-۱۰۳.

سرلک، کبری، علیپور درویش، زهرا، وکیلی فرد، حمیدرضا. (۱۳۹۱). تأثیر تصمیم‌گیری احساسی سرمایه‌گذاران و متغیرهای تکنیک بنیادی بر بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران. *دانش مالی تحلیل اوراق بهادار، دوره پنجم، شماره شانزدهم*، صص ۱۲-۱.

سروش‌یار، افسانه، علی احمدی، سعید. (۱۳۹۵). بررسی نقش مومنتوم و احساسات سرمایه‌گذاران بر رفتار توده وار در بورس اوراق بهادار تهران. *دانش سرمایه‌گذاری، دوره پنجم، شماره هجدهم*، صص ۱۵۹-۱۴۷.

شمس‌الدینی، کاظم. (۱۳۹۴). بررسی رابطهٔ بین رفتار سرمایه‌گذاران بر قیمت سهام و شخصیت آنان در بورس اوراق بهادار تهران. رسالهٔ دکتری حسابداری: دانشگاه شیراز.

کریمی، کیانا، رهنمای رودپشتی، فریدون. (۱۳۹۴). تورش‌های رفتاری و انگیزه‌های مدیریت سود. *دانش حسابداری و حسابرسی مدیریت، دوره چهارم، شماره چهاردهم*، صص ۳۲-۱۵.

ناظمی اردکانی، مهدی. (۱۳۸۹). مدیریت سود مبتنی بر ارقام حسابداری در مقابل مدیریت واقعی سود. *حسابدار رسمی، دوره هشتم، شماره بیستم*، صص ۱۲۰-۱۱۴.

نوفرستی، محمد. (۱۳۸۷). ریشه واحد و همجمعی، تهران: انتشارت درسا.

نیکبخت، محمدرضا، حسین‌پور، امیرحسین، اسلامی مفیدآبادی، حسین. (۱۳۹۵). بررسی تأثیر رفتار احساسی سرمایه‌گذاران و اطلاعات حسابداری بر قیمت سهام. *پژوهش‌های تجربی حسابداری، دوره ششم، شماره بیست و دوم*، صص ۲۴۵-۲۱۹.

نیکومرام، هاشم، سعیدی، علی، (۱۳۸۷). اندازه‌گیری عکس‌العمل رفتاری سرمایه‌گذاران در بازار سهام. *جستارهای اقتصادی، دوره پنجم، شماره نهم*، صص ۲۷۶-۲۳۷.

یعقوب‌نژاد، احمد، بنی‌مهد، بهمن، شکری، اعظم. (۱۳۹۱). ارائه الگو برای اندازه‌گیری مدیریت سود در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران. *حسابداری مدیریت، دوره پنجم، شماره دوازدهم*، صص ۱۶-۱.

Ali, A. & U. Gurun, (2009). Investor Sentiment, Accruals Anomaly and Accruals Management, *Journal of Accounting, Auditing and Finance*, 24 (3) , 415–31 .

Ali, A.& Zhang, W,) 2015). CEO tenure and Earnings Management. *Journal of AccountingandEconomics*, 59 (1): 60–79 .

Bahar Moghaddam, M. , kouhi, A. (2012). Type of Earnings Management in Iranian Companies Listed in Tehran Stock Exchange (TSE). *Accounting Knowledge*, 1 (2) , 75-93. (*in Persian*)

Baharmoghadam, M. , & Kohi, A. (2009). Type of Earnings Management in Iranian Companies Listed in Tehran Stock Exchange, *Journal of Accounting Knowledge*, 1 (2): 75-93. (*in Persian*)

Baker, M. & J. Wurgler, (2006). Investor Sentiment and the Cross-section of Stock Returns, *Journal of Finance*, 61 (4): 45–80 .

Baker, M. & J. Wurgler, (2007). Investor Sentiment in the Stock Market, *Journal of Economic Perspectives*, 21 (2): 129–51 .

Baker, M. , R. Ruback & J. Wurgler, (2007). Behavioral Corporate Finance: A Survey', In E. Eckbo (ed.) , The Handbook of Corporate Finance: Empirical Corporate Finance (Amsterdam: Elsevier/North Holland): 145–87 .

Barberis, N. , Vishny, A. , & Shleifer, R. W, (1998). A model of investor sentiment, *Journal of Financial Economics*, 49: 307-343 .

Barton, J. , & Simko, P. , J, (2002). The Balance Sheet as an Earnings Management Constraint, *The Accounting Review*, 77 (1): 1-27 .

Bergman, N. & S. Roychowdhury, (2008). Investor Sentiment and Corporate Disclosure, *Journal of Accounting Research*, 46 (5): 57–83 .

Bless, H. , G. Clore, N. Schwarz, V. Golisano, C. Rabe & W. Wolk, (1996). 'Mood and the Use of Scripts: Does a Happy Mood Really Lead to Mindlessness? *Journal of Personality and Social Psychology*, 71 (4): 665–79 .

Brown, G. & M. Cliff, (2005). Investor Sentiment and Asset Valuation, *Journal of Business*, 78 (2): 405–40 .

Brown, L. & M. Caylor, (2005). A Temporal Analysis of Quarterly Earnings Thresholds: Propensities and Valuation Consequences, *The Accounting Review*, 80 (2): 423–40 .

Brown, N. , T. Christensen, W. Elliot & R. Mergenthaler, (2012). Investor Sentiment and Pro Forma Earnings Disclosures, *Journal of Accounting Research*, 50 (1): 1–50 .

Chang, S. Y. , & W. Fong, (2004). Individual Investors' Sentiment and Temporary Stock Price Pressure, *Journal of Business Finance and Accounting*, 31 (5-6): 823–36 .

Gilchrist, S. , C. Himmelberg & G. Huberman, (2005). Do Stock Price Bubbles Influence Corporate Investment? *Journal of Monetary Economics*, 52 (4): 805–27 .

Graham, J. , G. Harvey & S. Rajgopal, (2005). The Economic Implications of Corporate Financial Reporting, *Journal of Accounting and Economics*, 40 (1-3): 3–73 .

Heydarpor, F. , Tari Verdi, Y. , Mehrabi, M. (2013). The effect of Investor Sentiment on Stock Returns. *Financial Knowledge of Securities Analysis*, 6 (17) , 1-13. (*in Persian*)

Heydarpor, F. , Tariverdi, Y. & Mehrabi. (2013). The effect of Investor Sentiment on Stock returns, *Financial Knowledge of Securities Analysis*, 6 (17): 1-13. (*in Persian*)

Hribar, P. & J. McInnis, (2012). Investor Sentiment and Analysts' Earnings Forecast Errors, *Management Science*, 58 (2): 293–307 .

Karimi, k. & Rahnamay-Roodposhti, F. (2014). Behavioral Biases and The Incentives of Earnings Management, *Journal of Management Auditing and Accounting knowledge*, 4 (14): 15-32. (*in Persian*)

Karimi, K. , Rahnamay-Roodposhti, F. (2015). Behavioral Biases and The Incentives of Earnings Management. *Journal of Management Accounting and Auditing Knowledge*, 4 (14) , 15-32. (*in Persian*)

Kasznik, R. , (1999). On the association between voluntary disclosure and earnings management, *Journal of Accounting Research*, 37: 57−81 .

Kim,T, Ha, A, Lopatta, K, (2016). Investor Sentiment and Market Anomalies, 23rd Australasian *Finance and Banking conference*, Available at www. ssrn. com .

Lemmon, M. & E. Portniaguina, (2006). Consumer Confidence and Asset Prices: Some Empirical Evidence, *Review of Financial Studies*, 19 (4): 499–530 .

Liston, D, (2016). Sin stock returns and investor sentiment. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 59: 63-70 .

Nazemi Ardkani, M. (2010). Accounting Earnings Management versus real Earnings management, *Journal of Certified Public Accountant*, 8 (20) , 114-120. (*in Persian*)

Nazemi. , A, M. (2010). Earning Management based on accounting figures versus actual of Earning management, *Journal of Official Accounting*, 8 (20): 114-120. (*in Persian*)

Nikbakht, M. , Hossein Pour, A. , Eslami Mofidabadi, H. (2017). The Effect of Investors Sentiment and Accounting Information on Stock Price. *Empirical Research in Accounting*, 6 (2) , 219-255. (*in Persian*)

Nikbakht. , MR, Hossein Pour, AH. & Eslami Mofidabadi, H. (2015). The Effect of Investors Sentiment and Accounting Information on Stock Price, *Journal of Empirical Research In Accounting*, 6 (22): 219-245. (*in Persian*)

Nikomaram, H. & Saeedi, Y. (2007). Measuring the reaction behavior of investors in the stock market, *Journal of Economic Queries*, 5 (9): 237-376. (*in Persian*)

Nikoomaram, H. , Saeedi, A. (2009). Measurement of Investors' Behavioral Reactions in Stock Market. *Journal of Iran's Economic Essays*, 5 (9) , 237-276. (*in Persian*)

Noferesti, M. (2008). Unit root and coexistence, Tehran: *Publication of Dorsa*. (*in Persian*)

Nourfesti, M. (2008). The Root of the Unit and the Co-Cathedral, Tehran: Dorsa. publications. (*in Persian*)

Polk, C. & P. Sapienza, (2009). The Stock Market and Corporate Investment: A Test of Catering Theory, *The Review of Financial Studies*, 22 (1): 187–217 .

Sabherwal, A. , S. K. Sarkar & Y. Zhang, (2011). Do Internet Stock Message Boards Influence Trading? Evidence from Heavily Discussed Stocks with No Fundamental News, *Journal of Business Finance and Accounting*, 38 (9-10): 29–37 .

Sarlak, K,. Alipordarvish, Z. & Vakilifard, H. (2012). The effect of Investor Sentiment and fundamental technique variables on Stock returns, *Financial Knowledge of Securities Analysis*, 5 (16): 1-12. (*in Persian*)

Sarlak, K. , Alipor Darvish, Z. , Vakili Fard, A. (2013). The impact of Sentimental Decision Investors and fundamental variables techniques on stock returns in Tehran Stock Exchange. *Financial Knowledge of Securities Analysis*, 5 (16) , 1-12. (*in Persian*)

Setayesh, M. & Shamsedini, K. (2015). An Investigation of the Relationship between Investor Sentiment and Price Stocks in Tehran

Stock Exchange, *Journal of Accounting Advances*, 8 (1): 103-125. (*in Persian*)

Setayesh, M. , Shamsedini, K. (2016). An Investigation of the Relationship between Investor Sentiment and Price Stocks in Tehran Stock Exchange (TSE). *Journal of Accounting Advances*, 8 (1) , 103-125. (*in Persian*)

Seybert, N. , & H. I. Yang, (2012). The Party's Over: The Role of Earnings Guidance in Resolving Sentiment-driven Overvaluation, *Management Science*, 58 (2): 308–19 .

Shamsedini, K. (2014). Investigating the relationship between the behavior of investors on stock prices and their personality in Tehran Stock Exchange, Accounting PHD dissertation, *Shiraz university*. (*in Persian*)

Shamsedini, K. (2015). An Investigation of the Relationship between Investor Sentiment and Price Stocks. PHD Thesis of Accounting. University of Shiraz. (*in Persian*)

Simpson, A. (2013). Does Investor Sentiment Affect Earnings Management?, *Journal of Business Finance & Accounting*, 40 (7-8): 869–900 .

Soroushyar, A. & Aliahmadi, S. (2015). The Investigation of the Role of Momentum and Investors' Sentiments on the Herding Behavior in Tehran Stock Exchange, *Journal of Investment knowledge*, 5 (18): 147-159. (*in Persian*)

Soroushyar, A. , Ali Ahmadi, S. (2016). The Investigation of the Role of Momentum and Investors' Sentiments on the Herding Behavior in Tehran Stock Exchange. *Journal of Investment Knowledge*, 5 (18) , 147-159. (*in Persian*)

Taylor, S, (1991). Asymmetrical Effects of Positive and Negative Events: The Mobilization– Minimization Hypothesis, *Psychological Bulletin*, 110 (1): 67–85 .

Wang, Y. , Jian, X. , Li, L, (2010). Does fair value measurement model have value relevance? Empirical evidence from financial assets investigation, *China Accounting Review*, 8 (4): 383–398 .

Yaghob Nejad, A. , Banimahd, B, Shokri, A. (2012). Presentation of a Model for Measuring Earnings Management in Tehran Listed Firms. *Management Accounting*, 5 (12) , 1-16. (*in Persian*)

Yaghobnejad. , A, Banimahd, B. & Shokri, A. (2012). Presentation of a Model for Measuring Earnings Management in Tehran Listed Firms, *Journal of Management Accounting*, 5 (12): 1-16. (*in Persian*)

Zaree, A. , Darabi, R. (2018). The effect of Investor Sentiment on Voluntary Disclosure in Iranian Capital Market. *The Financial Accounting and Auditing Researches*, 10 (37) , 131-158. (*in Persian*)

Zhu, B. , & Niu. F, (2016). Investor Sentiment, Accounting Information And Stock Price: Evidence From China, *Pacific- Basin Finance Journal*, Doi: 10-1016/J. Pacfin. 2016. 03. 010 .

پژوهش‌های تجربی حسابداری
سال نهم، شماره ۳۴، پاییز ۱۳۹۸، صص ۱۰۱ - ۱۲۱

ارائه مدل ارزیابی عملکرد حسابرسی داخلی در ایران

محمدرضا نیکبخت *، مریم قدس حسن آباد **

تاریخ دریافت: ۹۶/۱۰/۲۳
تاریخ پذیرش: ۹۷/۰۲/۱۶

چکیده

پیشگیری و مبارزه با سوداگری، تقلب و سوء استفاده‌های مالی یکی از اصول استقرار نظام اقتصاد مقاومتی شناخته می‌شود. حسابرسی داخلی ساز و کاری است که از طریق اطمینان بخشی نسبت به اثربخش بودن کنترل‌های داخلی می‌تواند نقش با اهمیتی در ایجاد بستری مناسب برای پیشگیری از تقلب و سوء استفاده‌های مالی ایفا کند. چنین ساز و کاری خود باید بطور موثر عمل کند تا بتواند به خوبی از عهده این نقش برآید. براساس استانداردهای حسابرسی داخلی ارزیابی عملکرد زیرساختی است که به مدیر حسابرسی داخلی در بهبود و کیفیت عملکرد کمک می‌کند. پژوهش حاضر با اتخاذ رویکرد کلاسیک نظریه بنیانی به استخراج مدل ذهنی مدیران حسابرسی داخلی از ارزیابی عملکرد حسابرسی داخلی در ایران می‌پردازد. این مدل نشان می‌دهد مهم‌ترین مفهوم در ذهن مدیران حسابرسی داخلی مشروعیت است که برای اولین بار در پژوهش‌های مربوط به ارزیابی عملکرد حسابرسی داخلی با استفاده از روش نظریه بنیانی از دل مصاحبه‌هایی که محقق با مدیران حسابرسی داخلی داشته، ظاهر شده است.

واژه‌های کلیدی: ارزیابی عملکرد، حسابرسی داخلی، مشروعیت

طبقه بندی موضوعی: M1,M4,Y2

DOI: 10.22051/jera.2018.18890.1917

* دانشیار گروه حسابداری دانشگاه تهران، تهران، ایران، (m.nikbakht@ut.ac.ir)
** دانشجوی دکتری حسابداری دانشگاه تهران، تهران، ایران، نویسنده مسئول، (mgh.ac66@yahoo.com)

مقدمه

یکی از اصول نظام اقتصاد مقاومتی، پیشگیری از تقلب و سوء استفاده‌های مالی است. بدون تردید، بهره‌مندی از حسابداری دقیق و اصول منظم کنترل‌های داخلی و پاسخگویی در رابطه با آن‌ها، می‌تواند بستری مناسب برای پیشگیری از تقلب و سوء استفاده‌های مالی ایجاد نماید. طبق تعریف کوزو[1] (۲۰۱۳) کنترل داخلی فرایندی است که برای فراهم کردن اطمینان از دستیابی به سه گروه اهداف اثربخشی و کارایی عملیات، قابلیت اتکای گزارشگری مالی و رعایت قوانین و مقررات لازم‌الاجرا طراحی می‌شود و توسط مدیران و کارکنان سازمان به اجرا در می‌آید. در این میان مطابق با دستورالعمل کنترل‌های داخلی بورس اوراق بهادار تهران (۱۳۹۱) حسابرسان داخلی می‌بایست به بررسی و ارزیابی اثربخش بودن کنترل‌های داخلی پرداخته و نتایج آن را به کمیته حسابرسی و هیات مدیره گزارش نمایند. در واقع حسابرسی داخلی ساز و کاری است که از طریق اطمینان بخشی نسبت به اثر بخش بودن کنترل‌های داخلی می‌تواند نقش بااهمیتی در ایجاد بستری مناسب برای پیشگیری از تقلب و سوء استفاده‌های مالی ایفا کند.

چنین ساز و کاری خود باید بطور موثر عمل کند تا بتواند به خوبی از عهده این نقش برآید. این موضوع در استانداردهای ۱۳۱۱-۱۳۰۰ بین المللی حسابرسان داخلی[2] مورد توجه قرار گرفته است. طبق این استانداردها، مدیر حسابرسی داخلی باید برنامه‌ای برای بهبود و اطمینان از کیفیت[3] داشته باشد که تمام جنبه‌های فعالیت حسابرسی داخلی را پوشش دهد (استاندارد ۱۳۰۰) و زیر ساخت موردنیاز برای این برنامه، ارزیابی عملکرد است (استاندارد ۱۳۱۰) تا مدیر حسابرسی داخلی بتواند از طریق آن به ارزیابی و بهبود عوامل تأثیرگذار و موارد نقص در عملکرد خود بپردازد (استاندارد ۱۳۱۱).

مسئله تحقیق حاضر عبارتست از اینکه در ایران مدلی برای ارزیابی عملکرد حسابرسی داخلی وجود ندارد تا راهنمایی باشد که مدیر حسابرسی داخلی از طریق آن بتواند به ارزیابی و بهبود عوامل تأثیر گذار و موارد نقص در عملکرد خود بپردازد. با توجه به تصویب دستورالعمل کنترل‌های داخلی بورس اوراق بهادار در سال ۱۳۹۱ و تشکیل انجمن حسابرسان داخلی در همان سال دیری نیست که حرفه حسابرسی داخلی در ایران به شکلی جدی پا به عرصه ظهور گذاشته است. تعداد پژوهش‌های انجام شده در این حرفه برای توصیف

عملکرد آن مطابق با استانداردهای حرفه‌ای (در صورت وجود) انگشت شمار است. لذا این پژوهش با اتخاذ رویکرد کیفی تحقیق نسبت به ارزیابی عملکرد حسابرسی داخلی، دانش موجود در خصوص حسابرسی داخلی در ایران را توسعه می‌دهد. به همین دلیل از روش شناسی نظریه بنیانی[۴] در انجام تحقیق استفاده شده است.

مرور پیشینه

در روش نظریه بنیانی به جای اینکه پژوهش بر پایه برخی نظریه‌هایی باشد که کارکردشان معلوم نیست، پژوهشگر با ذهنی باز سفری اکتشافی را آغاز می‌کند. مطالعه گسترده ادبیات قبل از ظهور مقوله اصلی، اصل اساسی نظریه بنیانی را زیر سوال می‌برد. این اصل بیان می‌کند که "تئوری از داده‌ها برمی‌خیزد نه از تئوری‌های موجود" (گلیزر، ۲۰۱۱). از این منظر گلیزر بررسی گسترده آثار مربوط به موضوع پژوهش را منع کرده است و این کار را به بعد از تشکیل شدن مقوله اصلی موکول می‌کند. در پژوهش حاضر نیز تنها در زمان تهیه طرح تحقیق و به جهت تعیین حدود حوزه مورد بررسی، از ادبیات به شکلی مختصر استفاده شده و مرور گسترده آن به بعد از مرحله تشکیل مقوله اصلی و نتیجه‌گیری موکول شده است. مرور مختصر ادبیات در زمان تهیه طرح تحقیق نیز از نبود مدلی برای ارزیابی عملکرد حسابرسی داخلی در ایران خبر می‌داد.

پژوهش‌هایی که به ارزیابی عملکرد حسابرسی داخلی پرداخته‌اند، همگی حاکی از وجود معیارهای مختلفی برای ارزیابی عملکرد حسابرسی داخلی هستند (انجمن حسابرسان داخلی، ۲۰۱۰؛ موسسه پروتیویتی، ۲۰۱۰). این موضوع نشان می‌دهد که این معیارها در بستر زمان و مکان در حال تغییر است و پژوهش‌ها تا رسیدن به بهترین رویه در این زمینه ادامه دارند.

زینفوس در سال ۲۰۰۰ در پی پژوهش‌هایی که شبکه اطلاعات حسابرسی انجمن حسابرسان داخلی از سال ۱۹۹۳ راه اندازی کرده بود، نتایج پژوهشی را ارائه داد که در آن نظر مدیران حسابرسی داخلی در رابطه با ارزیابی عملکرد واحدهای حسابرسی داخلی زیرنظر شان مورد سوال قرار گرفته بود. این پژوهش که بر اساس معیارهای ارزیابی عملکرد و اولویت آن‌ها برای مدیران حسابرسی داخلی انجام شده، ۲۰ معیار ارزیابی عملکرد را به ترتیب اولویت برای مدیران حسابرسی در سال‌های مختلف نشان می‌دهد. یافته‌ها حاکی از

آن است که معیارهای عملکرد در حرفه حسابرسی داخلی در حال تغییر است و هنوز بهترین رویه در این زمینه ایجاد نشده است.

آرنا و آزون (۲۰۰۹) با توجه به تغییر نقش حسابرسی داخلی در حاکمیت شرکتی در پژوهشی مبتنی بر پرسشنامه به بررسی محرک‌های سازمانی اثربخشی حسابرسی داخلی پرداختند. آنان پرسشنامه‌های خود را میان ۳۶۴ شرکت ایتالیایی توزیع نمودند و برمبنای ۱۵۳پرسشنامه‌ی پاسخ‌گفته شده دریافتند که اثربخشی حسابرسی داخلی در ایتالیا مبتنی بر عواملی مانند ویژگی تیم حسابرسی داخلی، فرایندها و فعالیت‌های حسابرسی داخلی و ارتباطات سازمانی است و عواملی مانند افزایش تناسب تعداد کارکنان با حسابرسی داخلی، عضویت مدیر حسابرسی داخلی در انجمن حسابرسان داخلی، وجود تکنیک‌های خودارزیابی برای کنترل ریسک و مشارکت کمیته حسابرسی در فعالیت‌های حسابرسی داخلی منجر به افزایش اثربخشی حسابرسی داخلی می‌شود.

آکسوی و کی اقلو (۲۰۱۳) پژوهشی مشابه را در کشور ترکیه انجام دادند. آنان به این نتیجه رسیدند که درخصوص حسابرسی داخلی در بافت این کشور سه گروه اصلی معیارهای عملکرد وجود دارد که عبارتند از رضایت ذینفعان، فرایندهای حسابرسی داخلی و ابداعات و قابلیت‌ها. آنان در تحقیق خود دریافتند که فارغ از معیارها و روش شناسی مورد استفاده به عنوان ابزار مدیریت عملکرد حسابرسی داخلی، مدیران حسابرسی داخلی باید برای ایجاد تناسب عملکرد خود با اهداف استراتژیک، فرهنگ سازمانی، نیازها و چشم انداز سازمان را در نظر بگیرند. این امر نشان می‌دهد که عوامل بیرونی بر عملکرد حسابرسی داخلی تأثیرگذارند.

در این بین انجمن حسابرسان داخلی در سال ۲۰۰۹ رهنمودی را به عنوان فصل‌الخطاب برای اندازه‌گیری کارایی و اثربخشی حسابرسی داخلی به عنوان دو مولفه مهم عملکرد ارائه کرده است. در این رهنمود شاخص‌هایی با استفاده از رویکرد کارت ارزیابی متوازن[5] پیشنهاد شده است.

در ایران نیز پژوهش‌های اندکی به ابعاد عملکرد حسابرسی داخلی پرداخته‌اند و تنها بعد اثربخشی حسابرسی داخلی را مورد توجه قرار داده‌اند. برخی از این پژوهش‌ها عملکرد

حسابرسی داخلی را از بعد اثربخشی موردنظر قرار داده و از طریق پرسشنامه مولفه‌های اثرگذار بر آن را همانند مهارت‌های فردی، دسترسی به اطلاعات، بی طرفی حسابرسی داخلی مشخص کرده اند (زمان و تحریری، ۱۳۹۴؛ رحمانی و محمودخانی، ۱۳۹۶). برخی دیگر نیز به بررسی اثربخشی حسابرسی داخلی و عوامل موثر بر آن در سازمانی خاص و به شکل مطالعه موردی پرداخته اند (مبشری و قلی زاده، ۱۳۹۲).

روش پژوهش

در تحقیق حاضر از روش نظریه بنیانی و رویکرد کلاسیک آن استفاده شده است. منشا نظریه بنیانی به بررسی گلیزر و اشتراس، به ویژه کتاب آنان با عنوان کشف نظریه بنیانی بر می‌گردد که در سال ۱۹۶۷ منتشر شد. نظریه بنیانی ریشه در پراگماتیسم دارد. پراگماتیسم زمانی‌که موضوع معرفت و حقیقت را مورد توجه قرار می‌دهد بر عمل و سودمندی در عمل در مقایسه با انتزاع بسیار تاکید می‌کند. نظریه بنیانی خود به تنهایی یک روش شناسی برای ایجاد تئوری مفهومی است. در پژوهش حاضر از نظریه بنیانی برای تجزیه و تحلیل استفاده شده است. در این روش‌شناسی هر نوع داده‌ای قابل استفاده است اما محبوب‌ترین آن‌ها داده‌های کیفی هستند. متداول‌ترین منابع گرداوری داده در نظریه بنیانی مصاحبه است (گلیزر، ۲۰۱۱).

جمع‌آوری داده ها

در پژوهش حاضر گرداوری داده‌ها، از طریق مصاحبه صورت گرفته است. ابتدا با در نظر داشتن سوال اصلی پژوهش، از مصاحبه ساختار نیافته (باز) برای جمع آوری اطلاعات استفاده شده است. در ابتدای هر مصاحبه ضمن توضیح اهتمام به رعایت نکات اخلاقی تحقیق برای مصاحبه شونده، توضیحی پیرامون موضوع و مسئله اصلی تحقیق و روش انجام آن ارائه شده است. سپس از مصاحبه شونده درخواست شده که چگونگی انجام ارزیابی عملکرد حسابرسی داخلی را تشریح کند. ماهیت مصاحبه‌ها اکتشافی بوده و با مساله اصلی پژوهش آغاز شده است. پس از اولین مصاحبه به تدریج دیگر موضوعات مهم که مربوط به موضوع اصلی تحقیق هستند، در ذهن محقق ایجاد و فهرست این موضوعات برای پرسش در مصاحبه‌های بعدی تهیه شده است. همچنین در مواردی‌که توضیح مصاحبه شونده در

خصوص ابعاد فهرست شده کافی نبوده، از وی توضیح بیشتری درخواست شده است. تا رسیدن به مرحله اشباع نظری، در مجموع ۱۵ نفر مدیر حسابرسی داخلی مورد مصاحبه قرار گرفته‌اند. مصاحبه‌ها با رعایت نکات اخلاقی و کسب اجازه از مصاحبه شوندگان ضبط شده است. در این بین برخی از مصاحبه شوندگان تمایلی به ضبط مصاحبه نداشتند. مدت زمان این مصاحبه‌ها از ۴۵ تا ۹۰ دقیقه است.

کدگذاری باز/کد پذیری

کدگذاری باز به محقق اجازه می‌دهد که قبل از تمرکز بر مسئله‌ای خاص یا گزینشگری، با استفاده از نمونه‌گیری نظری، جهتی که تحقیق به آن سو حرکت می‌کند را ببیند. صداقت محقق با خود و مهارت وی در استفاده از روش‌ها و توانایی وی در ایجاد کدها و یافتن روابط در ابتدای مسیر و با کدگذاری باز (و با مقدار حداقلی از پیش فرض) از هر زمان دیگری بیشتر مورد آزمون قرار می‌گیرد. این فرایند ابتدا با کدگذاری باز سطر به سطر داده‌ها و در راستای تشخیص کدهای خودبنیاد انجام می‌شود. این کدگذاری به هر روش ممکنی انجام می‌شود. به عنوان مثال در پژوهش حاضر محقق پس از اولین مصاحبه و پیاده‌سازی آن در نرم افزار word به تحلیل سطر به سطر داده‌ها و کدگذاری باز و استخراج رویدادها پرداخته است. در جریان این کدگذاری به هر مصاحبه یک حرف انگلیسی و به هر کد یک شماره اختصاص یافته است.

در این پژوهش کدگذاری با یادداشت برداری ایده‌هایی انجام شده است که در ذهن محقق ظاهر شده‌اند تا محقق بتواند از متن بیشترین بهره را بدست آورد، سوالات مطرح شده در قبل را بپرسد و بر اساس آن کدگذاری کند. یادداشت‌ها داده‌ها را از توصیف محض به سطح مفهومی ارتقا می‌دهند و به محقق کمک می‌کنند که ویژگی‌های هر مقوله را پرورش دهد و شروع به تعریف آن‌ها به شکل عملیاتی کند.

کدگذاری انتخابی

کدگذاری انتخابی یعنی متوقف کردن کدگذاری باز و محدود کردن کدگذاری به تنها آن متغیرهایی که به گونه‌ای به متغیر اصلی مربوط هستند که با یکدیگر تئوری را می سازند.

کدگذاری انتخابی تنها زمانی انجام می شود که متغیر ا صلی ک شف شده با شد. همینطورکه محقق شـروع به مقایسـه وقایع با وقایع و سـپس وقایع با مقوله‌ها می‌کند، یک مقوله اصـلی شـروع به شـکل‌گیری می‌کند. در این تحقیق نیز پس از کدگذاری باز در مصـاحبه یازدهم مقوله ا صلی ظاهر شد و برای ا شباع در خصوص این مقوله، مصاحبه‌ها تا مصاحبه پانزدهم ادامه یافت. ویژگی اصلی این مقوله این است که به سادگی با سایر مقوله‌ها در ارتباط است.

کدگذاری نظری/تئوریکی[۶]

کدهای نظری چگونگی ارتباط مقوله‌ها با یکدیگر را مفهوم سازی می‌کنند. مفهوم سازی داده‌ها از طریق کدگذاری اسـاس پرورش تئوری در نظریه بنیانی اسـت. وقایع مرتبط با یکدیگر در داده‌ها با استفاده از روش مقایسه مستمر، مورد تحلیل و کدگذاری قرار می‌گیرند تا ابتدا مقوله‌های ذاتی/خودبنیاد و سپس مقوله‌های تئوریکی پدیدار شوند. رابطه ا صلی بین داده‌هـا و تئوری، کـد مفهومی اسـت. این کـد الگوی زیربنـایی مجموعـه‌ای از شاخص/نشانگرهای تجربی داخل داده‌ها را مفهوم سازی می‌کند.

در روش نظریه بنیانی ارزیابی کیفیت داده‌ها از طریق مقایسـه مسـتمر و اطمینان از انعکاس واقعی رویدادها در نتایج تحقیق انجام می‌شـود. در پژوهش حاضـر محقق برای ارزیابی کیفیت داده‌ها و نتایج تحقیق از هر دو روش استفاده کرده است بدین معنی که در انتهای هر مصاحبه از مصاحبه شونده درخواست شده که نسبت به کدهای بازی که در جریان مصاحبه در ذهن محقق شـکل گرفته اسـت، نظر خود را ارائه دهد. همچنین در جریان کدگذاری تا رسیدن به کدهای نظری تحقیق، محقق از روش مقایسه مستمر ا ستفاده کرده ا ست. بعلاوه برای ارزیابی کیفیت نتایج تحقیق پس از کدگذاری نظری نیز برای اخذ تایید، مدل تحقیق در اختیار افراد مصاحبه شونده قرار گرفته است.

یافته پژوهش

مقوله اصلی: میزان کسب یا حفظ مشروعیت

به عقیده گلیزر (۲۰۱۱) مقوله اصـلی می‌تواند در پاسـخ به سـوالاتی نظیر "نگرانی اصـلی مشـارکت کنندگان چیسـت؟" و "چه چیزی این نگرانی را رفع می‌کند؟" هویدا شـود. در

پژوهش حاضر نیز مقوله اصلی در پاسخ به این سوالات آشکار شده است. پس از هر مصاحبه کدگذاری باز انجام شده است. پس از انجام ۱۱ مصاحبه تعداد ۴۵۴ رویداد تشکیل شده است. در این خصوص محققین با درنظر گرفتن حساسیت نظری در مصاحبه‌های بعدی مراقب بوده‌اند که دچار فراکدگذاری که گلیزر (۲۰۱۱) در خصوص آن هشدار می‌دهد، نشوند. با انجام مصاحبه‌های بعدی و حساسیت نظری و فرایندهای رفت و برگشتی میان داده‌ها، رویدادها و کدها مشخص شد که نگرانی اصلی مدیران حسابرسی داخلی، مشروعیت است. تمامی مصاحبه شوندگان به بستری اشاره کرده‌اند که در آن بستر می‌بایست همواره در تلاش برای کسب مشروعیت و حفظ مقبولیتشان باشند.

مدیران حسابرسی داخلی، بستر عملکرد حسابرسی داخلی را با مولفه‌هایی نظیر نداشتن دانش ویژه حسابرسی داخلی، عدم دسترسی مناسب به منابع اطلاعاتی و سازمانی، نیاز ذینفعان (که از نظر آنان شامل هیئت مدیره، مدیرعامل، کمیته حسابرسی و مدیران اجرایی بودند) به حسابرسی داخلی و الزام آور نبودن قوانین در خصوص حسابرسی داخلی توصیف کرده و معتقد هستند که این مولفه‌ها در عملکرد آنان تأثیرگذار است. به عنوان مثال در خصوص نیاز ذینفعان به حسابرسی داخلی و الزام آور نبودن قوانین در خصوص حسابرسی داخلی موارد زیر مثالی از متن مصاحبه هاست.

> (کدG014) "هر دوتای اونا یک نکته مشترک دارن تو اولیه میگه که رئیس هیئت مدیره نمیتونه رئیس کمیته حسابرسی باشه توی دومی رئیس‌هیئت مدیره نمیتونه عضو هیچ کمیته‌ای باشه. پس قاعدتا اونجا می‌گفت رئیس مشترک نباشه، اینجا میگه عضوشم نباشه. من میخوام بگم‌که توی ایران برای شروع حسابرسی داخلی این کار اشتباهه. اونو معلومه برای چی میگه اونو برای این داره میگه که استقلال کمیته رو بیشتر بکنه اون یه وقت تضاد منافع ایجاد نکنه بهتر کار کنن اینا. یه اتفاقی افتاده توی سازمان ما رئیس هیئت مدیره رئیس کمیته حسابرسی هم هست اگر این آدم عضو کمیته حسابرسی نبود شاید کمیته با این قدرت انجام نمی‌شد کاراش و کارایی که میخواستی رو نمیتونستی انجام بدی"

(کدC016) "حسابرسی داخلی چون بر اساس یک نیاز شکل نگرفته بر اساس یک الزام شکل گرفته و علی الاصول کسی دوست نداره حساب پس بده توی ایران و این فرهنگ نیست"

در توضیح عدم دسترسی به منابع سازمانی به دلیل عدم نیاز ذینفعان در یکی از مصاحبه‌ها، موضوعی به شرح زیر مطرح شده است:

(کد B011) "یکی دو سال طول کشید من دو نفر رو استخدام کردم الان من نزدیک ۵ ساله که اینجا هستم کلی اشکال داره کار... یک چیزی هست به اسم اعتقاد اون اعتقاده چون وجود نداره و مسائل مختلف این کار تحت‌الشعاع قرار میگیره و شما تندتر از اون نمیتونی بری... هزار بار ما افسرده شدیم. "

در توصیف عدم دسترسی مناسب به منابع اطلاعاتی یکی از مدیران مطرح کرده است که:

(کدE032) "یکمم با این داستان مشکل داریم مثلا اطلاعات دیر میدن اون تقصیر تیم واقعا نیست چون توی سازمان اطلاعات گرفتن خیلی سخته زمان بره"

در این بستر مدیر حسابرسی داخلی خود را به عنوان یک عضو زائد برای سازمان درنظر می‌گیرد. به عنوان مثال یکی از مدیران مطرح کرده است:

(کدB045) "بعضا خودمم حساب میکنم خودمم خجالت میکشم بهم میگن حسابرس داخلی وجدانا میخوام بگم یعنی احساس می‌کنی بیکاری احساس می‌کنی کاری از دستت بر نمیاد یعنی دیگران اینجور برداشت می‌کنند... توی جلسات میری میفهمی احساس میکنی یهواحترامی رو برای طرف قائلن نسبت به تو احساس میکنن تو یک چیز زائدی این احساس به تو منتقل میشه"

در چنین بستری مدیران حسابرسی داخلی نگران مشروعیت/مقبولیت خود و به دنبال کسب آن هستند و عملکرد خود را در راستای دستیابی به این هدف می‌بینند. بنابراین در ذهن خود همواره عملکرد را در مقایسه با این هدف ارزیابی می‌کنند. درنتیجه میزان کسب و حفظ مشروعیت/مقبولیت مهم‌ترین مقوله در ارزیابی عملکرد حسابرسی داخلی در ذهن

مدیران آن است. در واقع این بستر و شرایط حسابرسی داخلی، مدیران را بر آن می‌دارد که در ارزیابی میزان کسب/حفظ مشروعیت با سه مفهوم خروجی، کیفیت و اثربخشی به شرح زیر عملکرد حسابرسی داخلی را ارزیابی کنند.

خروجی

وجود خروجی حداقل کاری است که حسابرسی داخلی می‌تواند انجام دهد. این موضوع را می‌توان از سخن مدیران در مصاحبه‌ها دریافت. مدیران با وجود خروجی می‌توانند نشان دهند که در حال انجام کار هستند. از نظر مدیران حسابرسی داخلی، کار حسابرسی حتما باید دارای خروجی باشد. آنان خروجی کار را در انطباق کار حسابرسی داخلی با برنامه‌ی از پیش تعیین شده و ارائه گزارش می‌بینند. معیار ارزیابی انطباق کار با برنامه از پیش تعیین شده هم انطباق زمانی و هم انطباق موضوعی است؛ یعنی مدیران همواره می‌کوشند در چارچوب برنامه‌ای حرکت کنند که موضوع رسیدگی و زمان آن قبلا به تصویب رسیده است.

ارائه گزارش نیز یکی دیگر از معیارهای ارزیابی حسابرسی داخلی از نظر مدیران آن است. بدین معنی که تمام رسیدگی‌ها باید منجر به گزارش شود حتی اگر نکته/یافته قابل بهبودی در خصوص سازمان در آن وجود نداشته باشد یا گزارش به شکل کاغذی و رسمی ارائه نشده باشد. به عنوان مثال یکی از مدیران مطرح کرده است:

> (کد B029) "من میگم انتقال پیام اگر انجام شده با شه خیلی مهمه خیلیا فکر می‌کنند باید گزارش بدی ولی توی دست دادن با مدیر عامل یک گزارشه ویس یک گزارشه پیام منتقل شده باشه"

> یا (کد C018) " حتی من عرض کنم خدمتتون که گزارش‌های کلین خیلی سخت‌تره از این بابت که وقتی‌شما یک گزارش‌کلین میدی راجع به یک موضوع درواقع می‌گیم باید اگر بخوایم اون مسولیت رو با اطمینان قبول کنیم باید همه موارد رو دیده باشیم و تایید کرده باشیم"

کیفیت

کیفیت، مفهومی است که در سخن تمامی مصاحبه شوندگان به انحاء مختلف بر آن تاکید شده است. اگرچه مصاحبه شوندگان تعریفی مستقل از کیفیت ارائه نکرده‌اند اما تلقی آنان از کیفیت به معنای دریافت نتیجه از چگونگی است؛ بدین معنی که نه تنها وجود خروجی از نگاه مصاحبه شوندگان مهم است بلکه چگونگی آن نیز اهمیت دارد. کیفیت دربردارنده دو زیر مقوله اصلی است که عبارتند از چگونگی انجام کار و چگونگی خروجی کار (کیفیت گزارش حسابرسی داخلی).

در چگونگی انجام کار مدیران حسابرسی داخلی انتظار دارند که کار حسابرسی داخلی به شکلی کامل، بدون دردسر و با ارتباطی موثر انجام شود.

۱. کامل بودن رسیدگی به این معناست که مدیر به این اطمینان دست یافته باشد که همه رسیدگی‌های مورد نیاز انجام شده است. مدیران این موضوع را از پاسخ به سوالاتی همانند زیر درمی‌یابند:

- آیا کلیه موارد موجود در چک لیست‌های حسابرسی انجام شده است.
- آیا حسابرس توانسته به کلیه سوالات مدیر در رابطه با رسیدگی‌هایش پاسخ دهد.
- آیا حسابرس توانسته برای پاسخ به سوال مدیر در رابطه با رسیدگی‌هایش مستندات ارائه کند.
- آیا حسابرس برای تکمیل رسیدگی‌ها نیازمند دوباره کاری بوده است.

۲. ارتباط موثر، مدیران حسابرسی داخلی برای حفظ و کسب مقبولیتشان نیاز دارند که با واحدهای تحت رسیدگی تعاملی مثبت داشته باشند تا بتوانند رسیدگی را به شکلی کامل انجام دهند و در صورت نیاز مجددا به واحد مورد رسیدگی مراجعه کنند چراکه ارتباط موثر منجر به رفع محدودیت اخذ اطلاعات موردنیاز برای رسیدگی و همچنین انعکاس مثبت کار حسابرسی داخلی در سازمان می شود. مدیران حسابرسی داخلی در پاسخ به سوالاتی همانند زیر به اطمینان در خصوص ارتباط موثر حسابرسی داخلی دست می‌یابند:

- آیا کار حسابرسی داخلی حاشیه ساز شده است.

- آیا حسابرسی توانسته کلیه اطلاعات مورد نیاز را به شکل مستند از واحد مورد رسیدگی اخذ کند.
- آیا متولی/متولیان واحد مورد رسیدگی از برخورد حسابرسی داخلی رضایت دارند.
- آیا فرد ویژگی‌های عمومی رفتاری مورد انتظار مدیر مانند آراسته بودن، انضباط، روحیه کار تیمی و... را دارا بوده است.

کیفیت گزارش به این معناست که گزارش ارائه شده توسط حسابرسی داخلی از هر لحاظ بدون عیب و نقص باشد و خود از مولفه‌هایی نظیر کامل بودن یافته، دقت یافته، اهمیت یافته، مدیریت زمان، کیفیت نگارش و وجود پیشنهادهای قابل اجرا تشکیل می‌شود.

۳. کامل بودن یافته به این معناست که آیا یافته دیگری وجود ندارد که در گزارش ارائه نشده باشد. مدیر برای ارزیابی این موضوع به این سوالات پاسخ می‌دهد.

- آیا تمامی یافته‌های مربوط به ریسک‌های مورد انتظار مدیر حسابرسی داخلی و ذینفعان بیان شده است.
- آیا یافته‌ای وجود دارد که مدیر از آن اطلاع دارد اما حذف شده است.
- آیا یافته جدید ورای انتظار مدیر حسابرسی داخلی وجود دارد.

۴. دقت یافته از این نظر در ارزیابی عملکرد دارای اهمیت است که منجر به کسب یا از دست رفتن مشروعیت حسابرسی داخلی می‌شود. حسابرسی داخلی به دلیل مواجهه با این سویه افراد که دوست ندارند مورد حسابرسی و بازخواست قرار گیرند، از نگاه حسابرسی شوندگان به منزله یک جاسوس تلقی می‌شود. بنابراین افراد از هر موقعیتی برای به زیر کشیدن آن استفاده می‌کنند. در صورت دقیق نبودن یافته‌ها موقعیت حسابرسی داخلی به خطر می‌افتد لذا مدیر حسابرسی داخلی برکسب اطمینان در خصوص دقت یافته‌ها در ارزیابی عملکرد تاکید دارد. مدیران با پاسخگویی به سوالات زیر، دقت یافته‌ها ارزیابی می‌کنند.

- آیا اطلاعات داخل یک گزارش با یکدیگر تطابق دارند.

- آیا یافته‌ها متکی به مستندات قابل اتکا و قابل دفاع است.
- آیا متولی یا متولیان واحد مورد رسیدگی یافته‌ها را تایید کرده‌اند.
- آیا یافته نیازمند تعدیل بوده است.

۵. اهمیت یافته، درصورتیکه یافته ای با اهمیت باشد منجر به کسب مقبولیت حسابرسی داخلی می‌شود. از نظر مدیران یافته‌ای با اهمیت است که ویژگی‌های زیر را دارا باشد.

- آیا یافته جزء دغدغه‌های ذینفعان است و در نظر آنان با اهمیت بوده است.
- آیا یافته جدید بوده و منجر به غافلگیر شدن مدیر حسابرسی داخلی و یا ذینفعان شده است.
- آیا یافته اثر عمده‌ای بر صورت‌های مالی داشته است.
- آیا یافته موضوع قانونی را نشان می‌دهد که دارای اثری عمده برای سازمان است.

۶. مدیریت زمان، به معنای ارائه گزارش به موقع و به هنگام نیاز ذینفعان است. مدیریت زمان در پاسخ به سوالات زیر مشخص می‌شود.

- آیا ذینفعان از زمان ارائه گزارش رضایت دارند یا از آن انتقاد می‌کنند.
- آیا ساعات صرف شده برای گزارش مطابق انتظار مدیر حسابرسی بوده است.
- آیا حسابرس با روشی جدید و در کوتاه‌ترین زمان ممکن به نتیجه رسیده است.

۷. کیفیت گزارش، به معنای ارائه گزارشی قابل فهم و مورد رضایت ذینفعان است. ارزیابی عملکرد حسابرسی در ارائه گزارشی با کیفیت در پاسخ به سوالات زیر انجام می‌شود.

- آیا گزارش مورد رضایت ذینفعان است.
- آیا در گزارش از واژه‌های منفی و کوبنده استفاده شده است.
- آیا مطالب کم اهمیت از نظر ذینفعان و مدیر حسابرسی داخلی در گزارش عنوان شده است.
- آیا گزارش کاراست بدین معنا که در کمترین حجم بیشترین مطلب ارائه شده باشد.

- آیا گزارش قابلیت انتقال پیام را داراست.
- آیا در مواردی‌که می‌توان، از ارائه نمودار و متغیرهای کمّی و اعداد و ارقام اســتفاده شده است.
- آیا متن گزارش پیام را به مدیر حســابرســی به عنوان یک خواننده مســتقل گزارش منتقل کرده یا نیاز به تعدیل داشته است.
- آیا مطالب در گزارش دارای طبقه بندی مناسبی بوده است.

۸. ارائه پیشـنهادات قابل اجرا، قابل اجرا بودن پیشـنهادات به کسـب مشـروعیت حسـابرسـی داخلی کمک می‌کند. این موضوع که حسابرسی داخلی با پیشنهادهای خود پتانسیل رفع حل مشکلات سازمان و پو شش ریسک‌های آن را دارا با شد، در نظر سازمان منجر به مقبولیت حسـابرسـی داخلی می‌شـود. قابل اجرا بودن پیشـنهادات حسـابرسـی داخلی در ارزیابی عملکرد با پاسخگویی به سوالات زیر بررسی می‌شود.

- آیا ذینفعان با پیشنهاد ارائه شده موافق بوده اند.
- آیا دستوری برای پیاده سازی پیشنهادهای ارائه شده در گزارش، صادر شده است.
- آیا پیشنهاد برای ذینفعان جدید و غافلگیر کننده بوده است.

اثربخشی

اثربخشی حسابرسی داخلی از نظر مصاحبه شوندگان بدین معناست که حسابرسی داخلی منشا تغییرات در سازمان بوده و انعکاس کار حسابر سی داخلی در نظر ذینفعان مثبت با شد. مدیران حسـابرسـی داخلی دو مولفه برای اثربخشـی حسـابرسـی داخلی در نظر می‌گیرند که عبارتند از بازخورد ذینفعان و ایجاد تغییرات در سازمان.

۱. بازخورد ذینفعان، ذینفعان هم در خصوص گزارشات و هم در خصوص کار حسابرسی داخلی بازخوردهایی ارائه می‌دهند اما مقصــود از اثر بخشــی، رضــایتمندی ذینفعان از حســابرســی داخلی به عنوان یک کل و نه در خصــوص هر گزارش اســت. مدیران حسابرسی داخلی این موضوع را با پاسخ به سوالات زیر مشخص می‌کنند.

- آیا ذینفعان نسبت به حسابرسی داخلی منتقد هستند یا از کار آن استقبال می‌کنند.
- آیا کار دستوری به حسابرسی داخلی ارجاع می‌شود.
- آیا ذینفعان اجازه اختصاص منابع به حسابرسی داخلی می‌دهند.

۲. ایجاد تغییر در سازمان، بدین معناست که کار حسابرسی داخلی در سازمان ایجاد کننده تغییر باشد. مدیران حسابرسی داخلی درصورتی کار حسابرسی داخلی را منشا اثر می‌دانند که در موارد زیر تغییراتی ایجاد کند.

- آیا حسابرسی داخلی منجر به تغییر/اثر عمده بر جریان نقد سازمان شده است.
- آیا حسابرسی داخلی منجر به تعدیل مثبت در بندهای گزارش حسابرس مستقل شده است.
- آیا حسابرسی داخلی منجر به رفع تکالیف مجمع شده است.
- آیا حسابرسی داخلی منجر به رفع اثرات مالیاتی شده است.
- آیا در خصوص اجرایی شدن پیشنهاد حسابرسی داخلی پیگیری انجام شده است.

مدل مفهومی

هنگامی‌که نظریه به طور کامل بسط یافت، محقق با چالش نوشتن آن مواجه می‌شود. به اعتقاد لاک (۲۰۰۱)، محقق در مقام نویسنده گزارش پژوهش باید نظریه را به گونه‌ای بنویسد که بیانگر این نکات باشد که چگونه مفاهیم ظاهر شدند و از داده‌ها بسط یافتند، چگونه پژوهشگر از طریق فرایند انتزاع کردن، از فرایند تو صیف کردن عبور کرد و چگونه مقوله‌های هسته‌ای ایجاد شدند (ازکیا، ۱۳۹۰).

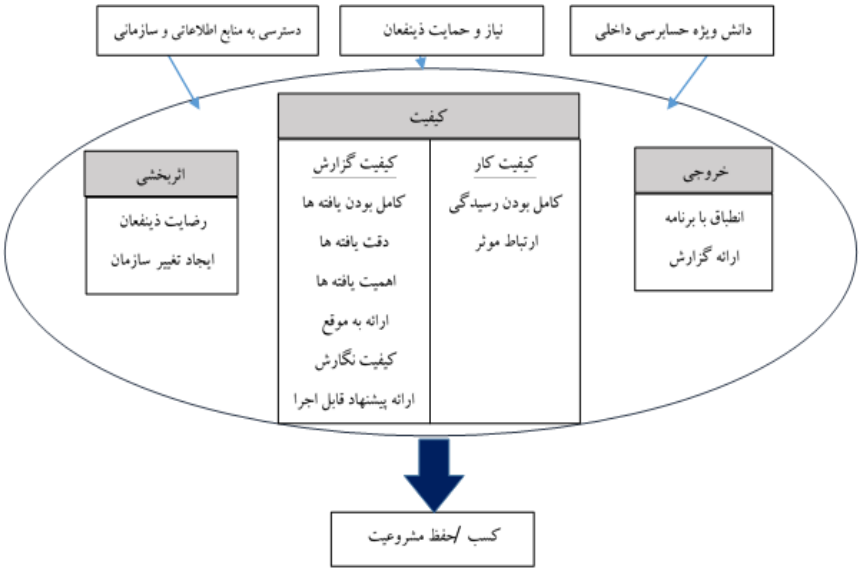
ظاهرا هیچ فرمول دقیق برای بیان نظریه وجود ندارد اما گلیزر و اشتراس (۱۹۶۷) بر این نکته بسیار تاکید می‌کنند که نویسنده باید با بیان خلاصه جامعی از چارچوب کلی و جملات نظری مهم مرتبط با آن، از فهم خواننده از چارچوب نظری اطمینان حاصل کند. معمولا این نکات در آغاز یا پایان گزارش رعایت می‌شوند.

محقق در این تحقیق به استخراج مدل ذهنی مدیران حسابرسی داخلی در ارزیابی عملکرد حسابرسی داخلی در ایران پرداخته است. اعتبار برای حسابرسان داخلی یک دارایی بسیار با اهمیت است و حسابرسان برای کسب این اعتبار باید درنظر ذینفعان به عنوان یک فرد حرفه‌ای پذیرفته شوند. برای این منظور مدیران حسابرسی داخلی در ذهن خود همواره با هدف قرار دادن این اعتبار فاصله عملکرد خود را با آن ارزیابی می‌کنند. به همین دلیل در این تحقیق مشخص شد که مشروعیت حسابرسی داخلی در ذهن مدیران حسابرسی داخلی در ایران برجسته ترین نگرانی آن هاست.

بستر حسابرسی داخلی در ایران حاکی از جوان بودن حرفه حسابرسی داخلی است. در واقع پس از انتشار دستورالعمل کنترل‌های داخلی بورس اوراق بهادار در سال ۱۳۹۱ و تاسیس انجمن حسابرسان داخلی در همان سال این حرفه به شکل جدی شروع به کار کرد. با توجه به جدید بودن این حرفه جای تعجب نیست که هنوز نتوانسته باشد به اندازه سایر حرفه‌ها مانند حسابرسی مستقل جایی برای خود ایجاد کرده باشد. بنابراین حرفه حسابرسی داخلی در ایران هم اکنون با مولفه‌های ناشی از بستر و محیط خود روبه رو ست که عبارتند از نداشتن دانش ویژه حسابرسی داخلی، عدم دسترسی مناسب به منابع، نیاز محدود ذینفعان به حسابرسی داخلی و الزام آور نبودن قوانین در خصوص حسابرسی داخلی. در این شرایط مدیران حسابرسی داخلی به دنبال کسب مشروعیت در سازمان خود هستند تا بتوانند این محدودیت‌ها را بزدایند.

بنابراین هدف مدیران حسابرسی داخلی در ایران کسب مشروعیت و حفظ آن است و در پی این هدف مستمرا فاصله خود را به شکل ذهنی با آن می‌سنجند. در واقع مدیران با درنظر گرفتن محدودیت‌های حاصل از بستر حسابرسی داخلی در ایران به عنوان ورودی عملکرد (دانش حسابرسی داخلی شامل دانش سازمانی، صنعت و ویژگی‌های رفتاری، نیاز و حمایت ذینفعان و میزان دسترسی به منابع اطلاعاتی و سازمانی) ابتدا انتظار خود از عملکرد حسابرسی داخلی را تحت سه مفهوم خروجی، کیفیت و اثربخشی شکل می‌دهند و سپس بر اساس این مدل ذهنی به ارزیابی عملکرد خود می‌پردازند. مفهوم اثربخشی خود متاثر از مفهوم کیفیت است و مفهوم کیفیت نیز بر اساس وجود خروجی معنا پیدا می‌کند. هر کدام از این مفاهیم خود از زیر مقوله‌ها/مولفه‌هایی تشکیل شده اما مولفه هایی که مدیران برای مفهوم کیفیت

در نظر می‌گیرند بیشترین مولفه‌ها برای ارزیابی است و از این منظر مشخص است که مدیران حساسیت بیشتری نسبت به این مفهوم نشان می‌دهند و این مفهوم در ذهن مدیران حسابرسی داخلی از جایگاه ویژه‌ای در ارزیابی عملکرد برخوردار است.



شکل (۱): مدل مفهومی ارزیابی عملکرد حسابرسی داخلی در ایران

نتیجه‌گیری

راهنمای عملی برنامه بهبود و اطمینان از کیفیت با عنوان اندازه‌گیری کارایی و اثربخشی حسابرسی داخلی (۲۰۰۹) بیان می‌کند که در نهایت بهتر است در این برنامه اندازه‌گیری شود که آیا حسابرسی داخلی اهداف خود و سازمان را برآورده ساخته است. در پژوهش حاضر مشخص شد که نگرانی اصلی مدیران حسابرسی داخلی کسب مشروعیت حسابرسی داخلی و حفظ آن است و مدیران حسابرسی داخلی در ارزیابی عملکرد به این موضوع می‌پردازند که حسابرسی داخلی به چه میزان در دستیابی به این هدف موفق بوده است. مشروعیت یک مفهوم تئوریک است که در ارزیابی عملکرد حسابرسی داخلی برای نخستین بار در تحقیق حاضر از آن یاد شده است.

پژوهش حاضر با اتخاذ رویکرد کیفی نسبت به ارزیابی عملکرد حسابرسی داخلی در مقایسه با کارایی و اثربخشی مورد اشاره پژوهش‌های انجام شده، سه مفهوم خروجی، کیفیت

و اثربخشی را معرفی می‌کند که در ارزیابی عملکرد حسابرسی داخلی در ایران موردنظر مدیران حسابرسی داخلی است. این مدل در بخش‌هایی با تحقیق‌های پیش گفته هم خوانی داشته و در بخش هایی متفاوت از معیارهای ارائه شده در آن هاست. به عنوان مثال ابعاد توسعه تکنیکی و توسعه نیروی کار در رهنمود انجمن حسابرسان داخلی (۲۰۱۰) جزیی از مفاهیم ارزیابی در ذهن مدیران حسابرسی داخلی در ایران نیستند. همچنین نکات کلیدی مانند رفع تکالیف مجامع، اجازه اختصاص منابع به حسابرسی داخلی، مقوله کیفیت گزارش، به معنای ارائه گزارشی قابل فهم یا کارایی در اختصار گزارش، از مواردی هستند که در رهنمود انجمن حسابرسان داخلی به عنوان فصل الخطاب پژوهش‌های خارجی و مبنای پژوهش‌های داخلی، مورد اشاره قرار نگرفته اند. همچنین اشاره به ابعاد مختلف هر مقوله و ارائه نحوه ارزیابی این مقوله‌ها تنها در تحقیق حاضر مورد اشاره قرار گرفته است. این تفاوت‌ها ناشی از بستر حسابرسی داخلی است.

تحقیق حاضر اولین تحقیق کیفی در خصوص ارزیابی عملکرد حسابرسی داخلی در ایران است. پژوهش‌های خارجی بسیاری به این موضوع پرداخته‌اند اما همگی آن‌ها نسبت به موضوع تحقیق رویکرد کمّی پژوهش را انتخاب کرده‌اند. در اجرای این پژوهش کیفی از روش کلاسیک نظریه بنیانی (رویکرد گلیزر) استفاده شده است. اتخاذ این رویکرد خود نشان دهنده شیوه‌ی جدیدی از تحقیق در پژوهش‌های حسابداری است. تجربه رویکرد کلاسیک نظریه بنیانی به دلیل صبور بودن و باز بودن محقق نسبت به ظاهر شدن مقوله اصلی بسیار لذت بخش است. نظر به اینکه تا کنون پژوهشی در زمینه ارائه مدل ارزیابی عملکرد حسابرسی داخلی در ایران انجام نشده و تنها پژوهش‌های کمّی در خصوص اثربخشی حسابرسی داخلی در ایران صورت گرفته است و با توجه به حجم پژوهش‌های صورت گرفته در زمینه ارزیابی عملکرد در خارج از کشور، مشخص است که فاصله پژوهش‌های ایرانی انجام شده با پژوهش‌های خارجی در این زمینه زیاد است. تحقیق حاضر گامی است رو به جلو در پوشش این فاصله. پژوهش حاضر با توجه کردن به خلاء موجود در این زمینه در ایران، مدلی را به عنوان مبنای بکارگیری سیستم ارزیابی عملکرد حسابرسی داخلی برای مدیران واحدهای حسابرسی داخلی در ایران فراهم می‌کند. در واقع مدیران حسابرسی داخلی شرکت‌ها با شناخت و بکارگیری اجزای مدل ارزیابی عملکرد می‌توانند به ارزیابی و

بهبود عملکرد خود از منظر رفع نواقص عملکردی و پوشش ریسک فعالیت‌هایشان در برنامه ریزی‌های بعدی خود کمک کنند.

در کنار محدودیت‌هایی همچون عدم امکان ضبط برخی مصاحبه‌ها، امکان تفسیرهای گوناگون از یک پدیده در پژوهش‌های کیفی مهم‌ترین محدودیت تحقیق حاضر است اما با توجه به گذشت چند سال از انتشار دستورالعمل‌های مربوط به حرفه حسابرسی داخلی در ایران همین محدودیت می‌تواند فرصتی برای پژوهش‌های آتی فراهم آورد که با اتخاذ رویکردهای تحقیق کیفی به موضوع عملکرد حسابرسی داخلی در ایران و ارزیابی آن از نظر ذینفعان حسابرسی داخلی بپردازند. همچنین پیشنهاد می‌شود جهت بهبود عملکرد و افزایش مقبولیت حسابرسی داخلی در ایران سیستم مدیریت عملکرد در حسابرسی داخلی راه اندازی شود. این امر مستلزم آن است که ارزیابی عملکرد حسابرسی داخلی به شکل رسمی و فارق از فرایندهای ذهنی انجام شود و بازخورد نتایج آن به کارکنان حسابرسی داخلی و ذینفعان آن ارائه شود.

پی‌نوشت

۱ Committee of Sponsoring Organizations
۲ International Standards of Internal Auditing
۳ Quality Assurance and Improvement Program
۴ grounded theory
۵ Balanced Score Card
۶ Theoretical coding

منابع

ازکیا، مصطفی؛ حسینی جاجرمی، ایمان. (۱۳۹۰). *روش‌های کاربردی تحقیق: کاربرد نظریه بنیانی*، تهران: کیهان.

بورس اوراق بهادار تهران. (۱۳۹۱). *دستورالعمل کنترل‌های داخلی ناشران پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران و فرابورس ایران*، وب‌گاه رسمی سازمان بورس و اوراق بهادار، دستورالعمل‌های مصوب.

رحمانی، علی و محمودخانی، مهناز (۱۳۹۶). بررسی مولفه‌های ارزیابی اثربخشی حسابرسی داخلی در ایران، *فصلنامه علمی پژوهشی دانش حسابداری و حسابرسی مدیریت، شماره ۲۴، ص ۵۷ الی ۷۷.*

زمان، الهه و آرش، تحریری (۱۳۹۴). بررسی عوامل موثر بر اثربخشی حسابرسی داخلی، *پایان نامه دانشگاه تهران.*

مبشری، آق محمد و قلی‌زاده، محمدحسن (۱۳۹۲). بررسی میزان اثربخشی حسابرسی داخلی در بهبود کنترل‌های داخلی و عملکرد شرکت‌های مادرتخصص و تابعه بنیاد مستضعفان انقلاب اسلامی ایران، *پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه گیلان.*

Aksoy, T; Kahyaoglu, S. (2013) , "Measuring the Internal Audit Performance: Tips for Successful Implementation in Turkey", *American International Journal of Contemporary Research, 3 (4) pp 71-82.*

Arena, M; Azzone, G. (2009) , 'Identifying organizational drivers for internal audit effectiveness', *International Journal of Auditing, (13) pp 43-69.*

Azkia, M; Imani Jajarmi, H. (2012). *Applied research methodologies: Applied grounded theory approach*, Tehran: Keyhan. (In Persian)

Committee of Sponsoring Organizations of the Treadway Commission. (2013). *Internal control – Integrated framework,* online at www. coso. org.

Glaser, B. G. (2011). *Getting out of the data. Grounded theory conceptualization*. Mill Valley, CA: Sociology Press.

Glaser, B; Strauss, A. (1967). *The discovery of grounded theory: Strategies for qualitative research. Chicago*: Aldine.

Institute of Internal Auditors - IIA (2009) , 'Performance Measures for Internal Audit Functions: A Research Project", the IIA Research Foundation. *on-line at http: //www. theiia. org*.

Institute of Internal Auditors - IIA (2010) , Measuring Internal Audit efficiency and effectiveness, the IIA Research Foundation. *on-line at http: //www. theiia. org.*

Institute of Internal Auditors - IIA (2015) , *strongly recommended: practice advisories*, online at https: //na. theiia. org.

Institute of Internal Auditors - IIA (2016) , 'International Standards for the Proffesional Practice of Internal Auditing', October, *on-line at http: //www. theiia. org*.

Mobasheri, A. Gholizadeh, M. (2014) Investigating the Effectiveness of Internal Audit on Improving Internal Control and Performance of Holdings and Subsidiaries of Islamic Revolution Mostazafan Foundation", *Gilan University, Master Thesis*. (In Pesian)

Protiviti Knowleadgeleader, (2010) , Internal auditing around the world, Profiles of Technology-Enabled Internal Audit Functions at Leading International Companies, *Protivi Knowledgeleader, on-line at www. knowleadgeleader. com*, Vol. VI.

Rahmani, A. Mahmoodkhani, M. (2017) , "Investigating the components of assessing the internal auditi effectiveness in Iran", Journal Management System, (24) pp 57-77. (In Persian)

Tehran Stock Exchange. (2013) , *Practice Advisory of Internal Control for public Companies in Tehran Stock Exchange.* www.tse.ir. (In Persian)

Zaman, E. Tahriri, A. (2015) Investigating Factors Affecting the Effectiveness of Internal Audit, *Tehran University, Master Thesis*. (In Persian)

پژوهش‌های تجربی حسابداری
سال نهم، شماره ۳۴، پاییز ۱۳۹۸ صص ۱۲۳ - ۱۴۲

تأثیر تجدید ارائه صورت‌های مالی بر سیاست نگهداشت وجه نقد

محمد نصیری*، ایوب یغمائی علیشاه**

تاریخ دریافت: ۹۶/۱۱/۰۸
تاریخ پذیرش: ۹۷/۰۳/۳۰

چکیده

هدف از این پژوهش، بررسی تأثیر تجدید ارائه صورت‌های مالی بر سیاست نگهداشت وجه نقد است. شرکت‌ها معمولاً مبالغ قابل‌توجهی از وجه نقد را در ترازنامه خود به دلیل نقص‌های بازار سرمایه همچون عدم تقارن اطلاعاتی، مشکلات نمایندگی، هزینه‌های دادوستد و هزینه‌های تأمین مالی خارجی، نگهداری می‌کنند. از طرفی، تجدید ارائه صورت های مالی می‌تواند بر سطح نگهداشت وجه نقد و ارزش بازار آن اثرگذار باشد. این پژوهش از نوع علّی، پس رویدادی و کاربردی است. جهت انجام این پژوهش، نمونه آماری شامل ۱۵۵ شرکت پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران طی دوره زمانی ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۵ انتخاب گردید. براساس تجزیه‌وتحلیل رگرسیون خطی چند متغیره، یافته‌های پژوهش نشان داد که مطابق با تئوری تقویت کنترل سهامداران، تجدید ارائه صورت‌های مالی منجر به کاهش سطح نگهداشت وجه نقد می‌شود. همچنین در راستای تئوری نمایندگی، تجدید ارائه صورت‌های مالی منجر به کاهش ارزش بازار نگهداشت وجه نقد از دیدگاه سرمایه‌گذاران خواهد شد. به‌عبارتی دیگر، تجدید ارائه صورت‌های مالی توسط سرمایه‌گذاران به عنوان سیگنالی منفی تعبیر می‌شود.

واژه‌های کلیدی: ارزش بازار نگهداشت وجه نقد، تجدید ارائه صورت‌های مالی، نتئوری نمایندگی، تئوری تقویت کنترل سهامداران

طبقه‌بندی موضوعی: M10, G10

DOI: 10.22051/jera.2018.19067.1931

* استادیار گروه مدیریت مالی، دانشگاه آزاد اسلامی، شبستر، ایران، نویسنده مسئول، (mohammadnasiri1359@gmail.com)
** کارشناس ارشد حسابداری، دانشگاه آزاد اسلامی، شبستر، ایران، (yaghmaei@yahoo.com)

مقدمه

در بازارهای سرمایه کاملاً کارا، شرکت‌ها به نگهداشت وجه نقد نیازی ندارند؛ زیرا در صورت نیاز قادرند از منابع خارجی (برون‌سازمانی) تأمین مالی کنند. اما باوجود اصطکاک‌های موجود در بازار سرمایه ازجمله عدم تقارن اطلاعاتی، تأمین مالی خارجی با هزینه‌هایی همراه است (جنسن و مکلینگ، ۱۹۷۶؛ میرز و مجلوف، ۱۹۸۴)؛ که برخی از این هزینه‌ها شامل هزینه فرصت، هزینه‌های تأمین مالی خارجی و هزینه نمایندگی می‌باشند (جیانگ و لی، ۲۰۱۶). اگر منابع داخل شرکت، برای تأمین مالی برنامه‌های سرمایه‌گذاری کارا، کافی نباشد و عدم تقارن اطلاعاتی نیز مانع شود، مدیران ممکن است مجبور به صرف‌نظر کردن از پروژه‌های سودآور شوند. در این حالت، وجه نقد بسیار ارزشمند است و تنها فرصت برای انتشار سهام بدون از دست دادن ارزش بازار، زمانی رخ می‌دهد که عدم تقارن اطلاعاتی وجود نداشته و بسیار کم باشد؛ در این راستا است که انگیزه شرکت‌ها برای نگهداشت وجه نقد به عنوان حفاظی در جهت جلوگیری از کمبود وجه نقد، شکل می‌گیرد (هالمستروم و تیرول، ۱۹۹۸؛ کینز، ۱۹۳۶). به‌علاوه، مدیران در جهت منافع خویش به نگهداشت وجه نقد تمایل بیشتری دارند (دیتمار و همکاران، ۲۰۰۳)؛ به‌طوری‌که، اُپلر و همکاران (۱۹۹۹) بر این عقیده بودند که مدیران به طور ذاتی به نگهداری بیش از حد وجه نقد مایل هستند؛ زیرا مدیران ریسک گریز هستند و بیشتر به دنبال اهداف شخصی خود می‌باشند.

از طرفی، هدف اصلی گزارشگری مالی کاهش عدم تقارن اطلاعاتی و تسهیل نظارت بر وظایف مدیریت است (چن و همکاران، ۲۰۱۷). بااین‌حال، پژوهش‌های تجربی کمی به بررسی نقش کیفیت گزارشگری مالی بر سیاست نگهداشت وجه نقد پرداختند؛ درنتیجه می‌توان تغییرات نگهداشت وجه نقد را پس از تجدید ارائه صورت‌های مالی مورد بررسی قرار داد (چن و همکاران، ۲۰۱۷). از آنجائی که عدم تقارن اطلاعاتی بین مدیران و سرمایه‌گذاران پس از تجدید ارائه صورت‌های مالی افزایش می‌یابد که خود منجر به کاهش اعتبار گزارشگری مالی می‌شود (چن و همکاران، ۲۰۱۴)؛ تأمین مالی خارجی با هزینه بیشتری همراه خواهد بود و ارزش وجه نقد نگهداری شده برای مقابله با کمبود وجه نقد در آینده، افزایش خواهد یافت (چن و همکاران، ۲۰۱۷). درنتیجه شرکت‌ها نسبت به نگهداشت

وجه نقد پس از تجدید ارائه صورت‌های مالی اقدام می‌کنند (همان منبع). از سوی دیگر، به دلیل اینکه تجدید ارائه صورت‌های مالی به مشارکت‌کنندگان در بازار سرمایه علامت (سیگنال) نامطلوب مخابره می‌کند، احتمالاً مدیران بیشتر تحت تأثیر قرار می‌گیرند و این تأثیرپذیری به همراه افزایش نظارت سازوکارهای راهبری شرکتی پس از تجدید ارائه صورت‌های مالی (چنگ و فاربر، ۲۰۰۸؛ فاربر، ۲۰۰۵) منجر به کاهش نگهداشت وجه نقد به دلیل کاهش منافع مدیران نسبت به نگهداشت مازاد وجه نقد، خواهد شد (چن و همکاران، ۲۰۱۷). بنابراین تجدید ارائه صورت‌های مالی منجر به اثرات متضاد بر سیاست نگهداشت وجه نقد خواهد شد (همان منبع). از طرف دیگر، فالکندر و وانگ (۲۰۰۶) دریافتند که ارزش وجه نقد نگهداری شده شرکت‌هایی که با محدودیت تأمین مالی خارجی بیشتری مواجه هستند، بیشتر است؛ درنتیجه به دلیل اینکه تجدید ارائه صورت‌های مالی محدودیت تأمین مالی خارجی را افزایش می‌دهد، می‌توان انتظار داشت که ارزش بازار وجه نقد نگهداری شده در شرکت‌هایی که صورت‌های مالی‌شان تجدید ارائه شده است، بیشتر است؛ هر چند نظر دیتمار و اسمیت (۲۰۰۷) در تضاد با این استنباط است (چن و همکاران، ۲۰۱۷). سیفرت و گوننس (۲۰۱۸) بیان می‌کنند، از آنجا که هدف اصلی شرکت، افزایش ثروت سهامداران است، شرکت‌ها باید به دنبال نگهداری سطحی از وجه نقد باشند که افزایش ارزش شرکت را به دنبال داشته باشد. لذا با توجه به اینکه سرمایه‌گذاران با توجه به ارزش شرکت، اولویت خود را در سرمایه‌گذاری مشخص می‌کنند این پژوهش در صدد پاسخ به این سؤالات است که اول در بورس اوراق بهادار تهران سیاست نگهداشت وجه نقد تحت تأثیر تجدید ارائه صورت های مالی قرار می‌گیرد یا خیر؛ دوم، پس از تجدید ارائه صورت‌های مالی، نگهداشت وجه نقد افزایش می‌یابد یا کاهش؛ و سوم ارزش بازار نگهداشت وجه نقد چگونه تحت تأثیر تجدید ارائه صورت‌های مالی قرار می‌گیرد. در ادامه به ادبیات پژوهش و مروری بر پژوهش‌های پیشین، سپس روش‌شناسی پژوهش ارائه و در نهایت به یافته‌های پژوهش و نتیجه‌گیری و ارائه پیشنهاد پرداخته خواهد شد.

ادبیات تحقیق و مروری بر پیشینه تحقیق

نگهداشت احتیاطی و مشکلات نمایندگی دو عامل مهم نگهداشت وجه نقد در شرکت‌ها برشمرده می‌شوند (بیتس و همکاران، ۲۰۰۹؛ هارفورد و همکاران، ۲۰۰۸؛ اُپلر و همکاران، ۱۹۹۹). در بازارهای سرمایه کارا، دلیلی برای نگهداری نقدینگی در شرکت‌ها وجود ندارد؛ و شرکت می‌تواند هرگاه که وجوه داخلی جهت به‌کارگیری در پروژه‌های جدید کافی نیست، به‌سرعت به تأمین مالی برون سازمانی روی بیاورد؛ و این تأمین مالی از منابع برون سازمانی با نرخی منصفانه صورت می‌گیرد (سیفرت و گوننس، ۲۰۱۸). اما به دلیل اصطکاک‌های موجود در بازار سرمایه، ممکن است شرکت‌ها قادر به تأمین منابع کافی از خارج سازمان نباشند (هالمستروم و تیرول، ۱۹۹۸)؛ لذا نگهداشت وجه نقد منجر به کاهشِ ریسکِ کمبودِ احتمالی نقدینگی در آینده می‌شود (آچاریا و همکاران، ۲۰۰۷) و زیان ناشی از سرمایه‌گذاری کمتر از حد در آینده را به دلیل هزینه‌های بالای تأمین مالی برون سازمانی، کاهش می‌دهد (چن و همکاران، ۲۰۱۷). علاوه بر این، مدیران، انگیزه دارند که وجه نقد را انباشت نمایند تا منابع تحت کنترل خود را افزایش دهند؛ هر چند ممکن است سرمایه‌گذاری‌هایی را انجام دهند که اثر منفی بر ارزش شرکت داشته باشد (سیفرت و گوننس، ۲۰۱۸). جیانگ و لی (۲۰۱۶) بیان نمودند که نقدینگی کم به نسبت نگهداشت مازاد وجه نقد، با هزینه بیشتری همراه است و باعث می‌شود که مدیران برای مقابله با کمبود نقدینگی نسبت به موارد مازاد نگهداشت وجه نقد اقدام سریع‌تری داشته باشند. اما نگهداشت وجه نقد مازاد منجر به از دست دادن فرصت‌های سرمایه‌گذاری سودآور در دوره جاری خواهد شد (چن و همکاران، ۲۰۱۷). بنابراین نگهداشت بهینه وجه نقد از طریق موازنه میان منافع ناشی از کاهش سرمایه‌گذاری کمتر از حد در آینده و هزینه از دست دادن فرصت‌های سرمایه‌گذاری سودآور در دوره جاری محاسبه می‌شود (چن و همکاران، ۲۰۱۷).

از طرفی، با افزایش عدم تقارن اطلاعاتی، هزینه‌های تأمین مالی خارجی نیز افزایش می‌یابد که در این صورت احتمال ریسک سرمایه‌گذاری کمتر از حد، بیشتر خواهد شد (اُپلر و همکاران، ۱۹۹۹). درنتیجه عدم تقارن اطلاعاتی ناشی از تجدید ارائه صورت‌های مالی ممکن است به افزایش نگهداشت وجه نقد منجر شود (چن و همکاران، ۲۰۱۷). تجدید ارائه صورت‌های مالی شهرت مدیران را خدشه‌دار کرده و اعتبار صورت‌های مالی را با تردید

همراه خواهد کرد (پالمروس و همکاران، ۲۰۰۴)؛ به‌طوری‌که سرمایه‌گذاران در تصمیم‌گیری‌های خود به گزارش‌های مالی اتکای کمتری خواهند کرد (چن و همکاران، ۲۰۱۴)؛ و این کاهش اتکاپذیری، محیط اطلاعاتی را با ابهام بیشتری همراه خواهد ساخت که نتیجه آن افزایش هزینه تأمین مالی خواهد شد (گراهام و همکاران، ۲۰۰۸؛ هریبار و جنکینز، ۲۰۰۴). ازاین‌رو منافع نگهداشت وجه نقد انگیزه‌ای خواهد بود که شرکت‌ها نگهداشت وجه نقد خود را افزایش دهند؛ که مطابق با نظریه نگهداشت احتیاطی می‌باشد (چن و همکاران، ۲۰۱۷).

بر اساس مشکلات نمایندگی نیز، تجدید ارائه صورت‌های مالی، نگهداشت وجه نقد را تحت تأثیر قرار می‌دهد (پالمروس و همکاران، ۲۰۰۴). تجدید ارائه صورت‌های مالی علامت (سیگنال) نامطلوب به سرمایه‌گذاران مخابره می‌کند که افزایش نظارت بازار را به همراه خواهد داشت (چن و همکاران، ۲۰۱۷). به‌علاوه، با تجدید ارائه صورت‌های مالی، ممکن است راهبری شرکتی در جهت جلب مجدد اعتماد سرمایه‌گذاران بهبود یابد (چنگ و فاربر، ۲۰۰۸؛ کالینز و همکاران، ۲۰۰۹؛ فاربر، ۲۰۰۵؛ هنس و همکاران، ۲۰۱۴)؛ که این موضوع منجر به کاهش منافع مدیران نسبت به نگهداشت وجه نقد و کاهش سطح نگهداشت وجه نقد خواهد شد. از طرف دیگر، ساختار کنترلی قوی، منجر به کاهش سرمایه‌گذاری بیش از حد مدیران می‌شود که این خود منجر به توزیع وجه نقد به سهامداران (از طریق تقسیم سود) و پرداخت بدهی خواهد شد. جنسن (۱۹۸۶) معتقد بود که مدیران علاقه‌مند به سرمایه‌گذاری ناکارآمد وجوه نقد هستند؛ زیرا حتی پروژه‌های با ارزش فعلی خالص منفی نیز می‌تواند برای آن‌ها سودمندی داشته باشد؛ بنابراین چنین مدیرانی احتمالا به سرمایه‌گذاری بیش از حد روی می‌آورند. در نتیجه، نظارتِ بیشتر باعث می‌شود که شرکت‌ها نگهداشت وجه نقد خود را کاهش دهند؛ که مطابق با نظریه تقویت کنترل سهامداران[1] می‌باشد (چن و همکاران، ۲۰۱۷). تاکید اصلی تئوری تقویت کنترل سهامداران بر کنترل جریان‌های نقد آزاد می‌باشد. جریان نقد آزاد، جریان نقدی است که مازاد بر آنچه برای تامین مالی حاوی خالص ارزش فعلی مثبت مورد نیاز است، باقی می‌ماند. مطابق با این تئوری، تضاد منافع موجود بین مدیران و سهامداران موجب می‌گردد که مدیران به منظور دنبال نمودن پروژه‌ها و اهداف خودشان تمایل بالایی را برای نگهداشت وجوه نقد داشته

باشند. این تضاد منافع بین مدیران و سهامداران مخصوصا زمانی‌که شرکت‌ها جریان‌های نقد آزاد قابل توجهی دارند بیشتر است؛ که تقویت کنترل، منجر به کاهش منافع شخصی مدیران در ارتباط با نگهداشت وجه نقد خواهد شد (همان منبع).

از طرفی، در ادبیات مالی منافع ناشی از نگهداری وجه نقد عمدتا در قالب انگیزه‌های معاملاتی، احتیاطی، سفته بازی و آربیترازی و هزینه آن در قالب هزینه فرصت تفسیر شده است (چن و همکاران، ۲۰۱۷). یکی از اهداف اساسی گزارشگری مالی، کاهش عدم تقارن اطلاعات بین مدیران و سرمایه‌گذاران است. در صورت عدم وجود نواقص بازار از جمله عدم تقارن اطلاعاتی، تصمیم‌گیری‌های مالی شرکت‌ها بر ارزش آنها تأثیر نمی‌گذارد؛ اما وجود بازار ناقص، حاکی از این است که احتمالا سطحی بهینه از وجه نقد وجود دارد که از طریق توازن هزینه و منافع، ارزش شرکت حداکثر می‌شود. بنابراین شرکت‌ها همواره به دنبال نگهداری سطحی از وجه نقد هستند که موجب افزایش ارزش شرکت شود. زمانیکه صورت‌های مالی تجدید ارائه می‌شوند سرمایه‌گذاران آنرا به عنوان یک سیگنال منفی تعبیر می‌کنند؛ زیرا صورت‌های مالی به دلیل قابلیت اتکای کمتر نتوانسته‌اند عدم تقارن اطلاعاتی میان که منجر به افزایش انگیزه‌های احتیاطی مدیران در جهت افزایش سطح نگهداشت وجه نقد می‌شود (همان منبع). بااین‌حال سرمایه‌گذاران ممکن است بر اساس تئوری مشکلات نمایندگی، ارزش وجه نقد نگهداری شده شرکت‌هایی که صورت‌های مالی آن‌ها تجدید ارائه شده است را بالاتر ارزیابی نکنند (چن و همکاران، ۲۰۱۷)؛ به‌طوری‌که دیتمار و اسمیت (۲۰۰۷) دریافتند که نگهداشت وجه نقد در شرکت‌هایی که مشکلات نمایندگی بالایی دارند، ارزش بازار کمتری دارد. در ادامه به پیشینه تجربی پژوهش پرداخته می‌شود.

سیفرت و گوننس (۲۰۱۸) به بررسی تأثیر راهبری شرکتی در سطح کشور و شرکت بر مدیریت وجه نقد پرداختند. نتایج پژوهش آن‌ها نشان داد هر دو دسته سازوکارهای راهبری شرکتی در سطح کشور و شرکت منجر به کاهش نگهداشت وجه نقد می‌شوند.

چن و همکاران (۲۰۱۷) به بررسی تأثیر تجدید ارائه صورت‌های مالی بر سیاست نگهداشت وجه نقد در شرکت‌های آمریکایی پرداختند. نتایج پژوهش آن‌ها نشان داد که پس از تجدید ارائه صورت‌های مالی، نگهداشت وجه نقد شرکت‌ها افزایش می‌یابد.

همچنین نتایج آن‌ها نشـــان داد که ارزش بازار نگهداشـــت وجه نقد در شـــرکت‌هایی که صورت‌های مالی آن‌ها تجدید ارائه شده است، افزایش یافته است.

یانگ و همکاران (۲۰۱۷) به بررسی نقش سیاست‌های پولی بر سرمایه‌گذاری با تأکید بر نقش تعدیل‌کنندگی نگهداشت وجه نقد در شرکت‌های چینی پرداختند. نتایج پژوهش آن‌ها نشان داد که سیاست‌های پولی انقباضی منجر به کاهش سرمایه‌گذاری می‌شود؛ اما نگهداشت وجه نقد تأثیر سیاست‌های پولی انقباضی بر کاهش سرمایه‌گذاری را کاهش می‌دهد.

بابایی صدقیانی و جبارزاده کنگرلوئی (۱۳۹۶) به بررسی تأثیر سطح نگهداشت وجه نقد و تأمین مالی از طریق بدهی بر حســـاســـیت ســـرمایه‌گذاری به جریان نقدی با تأکید بر محدودیت مالی پرداختند. یافته‌های پژوهش نشـــان داد که بین جریان وجوه نقد و سرمایه‌گذاری رابطه‌ای مثبت و معنی‌دار وجود دارد و شرکت‌های دارای محدودیت مالی در مقایسه با شرکت‌های بدون محدودیت مالی، حساسیت جریان وجوه نقد بیشتری دارند.

حاکمی و همکاران (۱۳۹۶) به بررســـی تأثیر ویژگی‌های راهبری شـــرکتی بر ســـطح نگهداشت وجه نقد در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس تهران پرداختند. نتایج حاصل از آزمون فرضـــیه‌ها نشـــان داد که از متغیرهای مســـتقل فقط اندازه هیئت‌مدیره، اســـتقلال هیئت‌مدیره و تمرکز مالکیت بر سطح نگهداشـت وجه نقد تأثیر مستقیم و معناداری دارد و سایر متغیرهای کنترلی با نگهداشت وجه نقد رابطه معناداری ندارند.

رحیمیان و همکاران (۱۳۹۳) به بررسی نگهداشت مازاد وجه نقد و ارزش سهام در بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. نتایج حاکی از این بود که متغیرهای اندازه شرکت، سرمایه در گردش، وجه نقد عملیاتی و وجه نقد حاصـل از فعالیت‌های تأمین مالی با وجه نقد نگهداری شـــده توســـط شـــرکت‌ها، دارای رابطه مثبت و معنادار هســـتند؛ و متغیرهای اهرم مالی، فرصـــت‌های رشـــد، تغییرات جریان‌های نقدی، جریان‌های نقدی ناشـــی از فعالیت‌های ســـرمایه‌گذاری و تغییرات جریان‌های نقدی عملیاتی با میزان نگهداشـــت وجه نقد، رابطه آماری معناداری نداشـــتند. همچنین نتایج تجزیه‌وتحلیل‌های آماری بیانگر این بود که نگهداری مازاد وجه نقد توسط شرکت‌ها به‌صورت مداوم و مقطعی، تأثیری بر ارزش حقوق صاحبان سهام ندارد.

مهرانی و همکاران (۱۳۹۲) به بررسی رابطه بین محافظه‌کاری در گزارشگری مالی و میزان نگهداشت وجه نقد شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. یافته‌های پژوهش نشان می‌دهد که در طی دوره مطالعه (۱۳۸۹-۱۳۸۴)، محافظه‌کاری بر میزان نگهداشت وجه نقد، تأثیر نداشته است. همچنین نتایج حاکی از آن است که شرکت‌های بزرگ‌تر، وجه نقد کم‌تر و در مقابل شرکت‌های دارای هزینه فرصت سرمایه‌گذاری بیش‌تر و شرکت‌های دارای سایر دارایی‌های نقدی جایگزین وجه نقد، وجه نقد کم‌تری نگهداری می‌کنند.

آقایی و همکاران (۱۳۹۲) به بررسی تأثیر تجدید ارائه صورت‌های مالی بر کیفیت اقلام تعهدی پرداختند. نتایج تحقیق نشان داد که متغیرهای تغییر اندازه شرکت، تغییر فروش، تغییر جریان‌های نقدی حا صل از عملیات، تغییر نسبت بدهی، نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری سهام، درصد مالکیت سرمایه‌گذاران نهادی و مدت تصدی مدیریت عامل با تغییر کیفیت سود در شرکت‌های تجدید ارائه‌کننده رابطه معناداری دارند.

روش پژوهش

هماهنگونه که ادبیات پژوهش بحث شد، تجدید ارائه صورت‌های مالی براساس دو فرضیه رقیب منجر به اثرات متضاد بر سیاست نگهداشت وجه نقد خواهد شد، لذا فرضیه‌های زیر تدوین و مورد آزمون قرار خواهند گرفت:

فرضیه اول: سطح نگهداشت وجه نقد پس از تجدید ارائه صورت‌های مالی تغییر می‌کند.

فرضیه دوم: ارزش بازار نگهداشت وجه نقد تحت تأثیر تجدید ارائه صورت‌های مالی قرار می‌گیرد.

این پژوهش، کاربردی، از نوع همبستگی و با استفاده از رویکرد پس رویدادی، انجام شده است. داده‌های خام مربوط به صورت‌های مالی با استفاده از نرم‌افزار ره‌آورد نوین و استفاده از شبکه جامع اطلاع‌رسانی (کُدال) بورس اوراق بهادار جمع‌آوری گردید. همچنین در برآورد مدل از نرم‌افزار ایویوز نسخه ۱۰ استفاده شده است. جامعه آماری این پژوهش، شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۸۸ تا سال ۱۳۹۵

(دوره ۸ ساله) است. نمونه، متشکل از کلیه شرکت‌های موجود در جامعه آماری بوده که حائز این شرایط با شند: ۱- سال مالی آن‌ها به ۱۲/۲۹ ختم شود؛ ۲- در طول دوره پژوهش، تغییر در دوره (سال) مالی ندا شته با شند؛ ۳- داده‌های مورد نیاز جهت متغیرهای پژوهش در طول دوره زمانی مورد برر سی موجود با شند؛ ۴- شرکت‌هایی که در گروه سرمایه‌گذاری، مؤسسات مالی و اعتباری، بانک‌ها، بیمه‌ها و هلدینگ‌ها نباشند. در نهایت با در نظر گفتن شرایط فوق، تعداد ۱۵۵ شرکت (۱۲۴۰ سال/ شرکت) مشخص و با استفاده از روش نمونه‌گیری تصادفی مورد مطالعه قرار گرفتند.

برای آزمون فر ضیات پژوهش مدل‌های رگر سیونی زیر برازش می شود (چن و همکاران، ۲۰۱۷؛ فالکندر و وانگ، ۲۰۰۶):

برای آزمون فرضیه اول:

مدل (۱)

$$CASH_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 POST_{i,t} + \alpha_2 TQ_{i,t} + \alpha_3 SIZE_{i,t} + \alpha_4 CF_{i,t} + \alpha_5 NWC_{i,t} + \alpha_6 LEV_{i,t} + \alpha_7 AGE_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

که در آن:

متغیر وابسته (CASH): نگهدا شت وجه نقد؛ که از طریق نسبت وجه نقد به کل دارایی‌ها محاسبه می‌شود.

متغیر مستقل (POST): متغیر مجازی؛ مقدار آن یک خواهد بود درصورتی‌که صورت‌های مالی شرکت در دوره مالی قبل، تجدید ارائه شده با شد، و در غیر این صورت صفر.

متغیرهای کنترلی:

کیوتوبین (TQ): که از طریق نسبت مجموع ارزش بازار سهام و ارزش دفتری بدهی‌ها به کل دارایی‌ها محاسبه می‌شود.

اندازه شرکت (SIZE): لگاریتم طبیعی کل دارایی‌ها.

جریان نقد عملیاتی (CF): بیانگر نسبت جریان نقد عملیاتی به کل دارایی‌ها است.

خالص سرمایه در گردش (NWC): بیانگر نسبت تفاوت میان دارایی های جاری و بدهی‌های جاری به کل دارایی‌ها است.

اهرم مالی (LEV): نسبت کل بدهی‌ها به کل دارایی‌ها.

سن شرکت (AGE): مطابق با رویکرد رزنبوم و همکاران (۲۰۰۳) و تاری وردی و ثمری خلج (۱۳۹۱) از طریق لگاریتم طبیعی سن شرکت به‌علاوه یک از زمان پذیرش در بورس اوراق بهادار تهران محاسبه می‌شود.

برای آزمون فرضیه دوم:

مدل (۲)

$$ABR_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 POST_{i,t} + \alpha_2 \Delta CASH_{i,t} + \alpha_3 POST_{i,t} \times \Delta CASH_{i,t} + \alpha_4 \Delta E_{i,t} + \alpha_5 \Delta NCA_{i,t} + \alpha_6 \Delta I_{i,t} + \alpha_7 \Delta D_{i,t} + \alpha_8 LagCSH_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

که در آن:

متغیر وابسته (ABR): بازده غیرعادی سهام؛ که از تفاضل بازده واقعی سهام و بازده مورد انتظار محاسبه می‌شود. برای محاسبه بازده کل سهام از نسبت تفاوت قیمت سهام پایان دوره و قیمت سهام اول دوره به قیمت سهام اول دوره استفاده می‌شود؛ همچنین برای محاسبه بازده مورد انتظار از مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه (CAPM) استفاده شد.

متغیر مستقل (ΔCASH): بیانگر تغییرات در سطح نگهداشت وجه نقد تقسیم بر ارزش بازار سهام اول دوره است.

متغیر تعدیل‌کننده (POST): متغیر مجازی؛ مقدار آن یک خواهد بود درصورتی که صورت‌های مالی شرکت در دوره مالی قبل، تجدید ارائه شده باشد، و در غیر این صورت صفر.

متغیرهای کنترلی:

ΔE: بیانگر تغییر در سود و زیان خالص قبل از کسر مالیات تقسیم بر ارزش بازار سهام اول دوره است.

ΔNCA: بیانگر تغییر در دارایی‌های غیر نقدی (کل دارایی‌ها منهای وجه نقد) بر ارزش بازار سهام اول دوره است.

ΔI: بیانگر تغییر در هزینه مالی بر ارزش بازار سهام اول دوره است

ΔD: بیانگر تغییر در سود تقسیمی نقدی سهام بر ارزش بازار سهام اول دوره است.

LagCSH: بیانگر وقفه نگهداشت وجه نقد (نگهداشت وجه نقد در سال t-1) است.

مدل بالا بر اساس دو حالت (بدون متغیر تجدید ارزیابی صورت‌های مالی و همراه با متغیر تجدید ارزیابی صورت‌های مالی) برازش خواهد شد. مطابق با لوییس و همکاران (۲۰۱۲) از طریق مقایسه ضریب معنادار α_2 در دو حالت می‌توان به کاهش یا افزایش ارزش بازار وجه نقد نگهداری شده پی برد.

یافته‌های پژوهش

نگاره شماره (۱) حاوی آمار توصیفی متغیرهای پژوهش است. در این نگاره حداقل، حداکثر، میانگین، میانه، انحراف معیار، چولگی و کشیدگی کلیه متغیرها ارائه گردیده است.

نگاره (۱): آمار توصیفی مربوط به متغیرهای پژوهش

متغیرها	میانگین	میانه	بیشینه	کمینه	انحراف معیار	چولگی	کشیدگی
نگهداشت وجه نقد	۰/۰۴۳	۰/۰۲۷	۰/۱۲۵	۰/۰۱۶	۰/۰۶۱	۰/۹۱۵	۲/۰۳۶
تجدید ارائه صورت‌های مالی (متغیر مجازی)	۱۵۲ مشاهده						
کیوتوبین	۱/۹۲۱	۱/۵۸۱	۷/۷۱۹	۰/۵۹۴	۱/۰۱۷	۰/۹۴۰	۳/۰۵۰
اندازه شرکت	۱۳/۳۴۰	۱۳/۴۹۷	۱۹/۸۲۰	۹/۰۵۱	۱/۵۱۷	-۰/۱۵۹	۴/۲۱۰
جریان نقد عملیاتی	۰/۱۷۵	۰/۱۴۱	۱/۰۴۱	-۰/۶۱۶	۰/۲۴۱	۰/۹۱۰	۳/۷۳۲
خالص سرمایه در گردش	۰/۱۲۷	۰/۱۳۸	۰/۵۲۰	-۰/۳۸۹	۰/۲۲۳	-۰/۶۰۲	۵/۰۹۲
اهرم مالی	۰/۵۹۴	۰/۵۷۳	۰/۹۷۴	۰/۱۱۲	۰/۵۰۷	۰/۷۱۴	۴/۳۶۹
سن شرکت	۲/۶۱۸	۲/۷۰۸	۴/۰۲۵	۱/۷۹۱	۰/۶۸۶	-۰/۵۸۱	۱/۲۶۴
بازده غیرعادی	۰/۱۲۱	۰/۱۷۷	۳/۴۹۱	-۲/۵۱۸	۱/۲۲۶	۰/۸۰۶	۳/۲۰۷

متغیرها	میانگین	میانه	بیشینه	کمینه	انحراف معیار	چولگی	کشیدگی
تغییرات نگهداشت وجه نقد	۰/۰۰۶	۰/۰۰۱	۰/۱۰۵	-۰/۱۲۸	۰/۱۱۸	۰/۹۱۵	۴/۰۳۶
تغییرات سود و زیان ویژه	۰/۰۱۵	۰/۰۱۸	۲/۰۰۴	-۲/۴۲۶	۰/۱۷۸	-۰/۶۵۲	۴/۱۸۱
تغییرات در دارایی‌های غیر نقدی	۰/۲۸۷	۰/۱۵۹	۲/۹۸۸	-۳/۱۵۸	۰/۹۰۳	۰/۹۰۷	۱/۸۲۲
تغییر در هزینه‌های مالی	۰/۰۱۸	۰/۰۰۸	۰/۹۵۷	-۰/۹۲۳	۰/۰۸۹	۰/۵۸۶	۲/۷۰۷
تغییر در سود تقسیمی	-۰/۰۰۳	۰/۰۰۰	۰/۰۴۵	-۰/۰۵۱	۰/۰۰۷	-۰/۶۰۲	۱/۲۶۴
وقفه نگهداشت وجه نقد	۰/۰۳۸	۰/۰۳۲	۰/۱۳۲	۰/۰۱۲	۰/۰۵۹	۰/۸۰۶	۳/۲۰۷

قبل از آزمون فرضیه‌های تحقیق بایستی مفروضات رگرسیون بررسی شود تا مشخص شود آیا ضرایب رگرسیون قابل‌اتکا هستند. نتایج مفروضات رگرسیون کلاسیک به شرح نگاره (۲) است:

نگاره (۲): نتایج آزمون‌های پیش‌فرض رگرسیون

شرح	نوع آزمون	مدل	آماره (معناداری)	نتیجه
آزمون مانایی توزیع متغیرها	ایم، پسران و شین	اول	-۹/۴۳۲ (۰/۰۰۰)	توزیع متغیرها مانا است.
		دوم- حالت اول	-۶/۶۸۵ (۰/۰۰۰)	توزیع متغیرها مانا است.
		دوم- حالت دوم	-۷/۴۵۷ (۰/۰۰۰)	توزیع متغیرها مانا است.
تصریح مدل	ریست رمزی	اول	۱/۱۰۵ (۰/۲۶۹)	شکل تبعی مدل صحیح است.
		دوم- حالت اول	۰/۸۷۴ (۰/۳۸۲)	شکل تبعی مدل صحیح است.

شرح	نوع آزمون	مدل	آماره (معناداری)	نتیجه
		دوم- حالت دوم	۰/۹۶۹ (۰/۳۳۲)	شکل تبعی مدل صحیح است.
خودهمبستگی سریالی	بروش- گادفری	اول	۱۵/۵۸۷ (۰/۰۰۰)	خودهمبستگی سریالی وجود دارد.
		دوم- حالت اول	۱۱۶/۹۰۵ (۰/۰۰۰)	خودهمبستگی سریالی وجود دارد.
		دوم- حالت دوم	۱۲۹/۴۹۸ (۰/۰۰۰)	خودهمبستگی سریالی وجود دارد.
ناهمسانی واریانس	وایت	اول	۱۵/۹۵۳ (۰/۰۰۰)	ناهمسانی واریانس وجود دارد.
		دوم- حالت اول	۱/۰۷۱ (۰/۳۳۱)	ناهمسانی واریانس وجود ندارد.
		دوم- حالت دوم	۱/۰۲۲ (۰/۴۳۸)	ناهمسانی واریانس وجود ندارد.

همان‌گونه که مشاهده می‌شود کلیه مفروضات موردبررسی (مشکل ناهمسانی واریانس از طریق استفاده از برآوردگر حداقل مربعات تعمیم‌یافته به‌جای حداقل مربعات معمولی در برآورد مدل پژوهش حل شده است) برقرار می‌باشد. لازم به ذکر است نرم‌افزار ایویوز قادر به بررسی ناهمسانی واریانس در داده‌های ترکیبی[۲] نیست؛ نگارنده از طریق وزن‌دهی متوجه وجود ناهمسانی واریانس در این مدل نیز شده است و در واقع کلیه مدل‌ها براساس برآوردگر حداقل مربعات تعمیم‌یافته برازش شده‌اند. همچنین لازم به ذکر است که مانایی هر یک از متغیرها نیز سنجیده شده است و کلیه متغیرها مانا بودند. نتایج آزمون‌های چاو و هاسمن به شرح نگاره (۳) می‌باشد:

نگاره (۳): نتایج آزمون‌های پانل

مدل	آزمون چاو		آزمون هاسمن	
	آماره	احتمال	آماره	احتمال
فرضیه اول	۱/۴۴۴	۰/۰۰۰۷	۱۸/۲۷۶	۰/۰۳۲۱
فرضیه دوم- حالت اول	۲/۹۵۴	۰/۰۰۰	۳۳/۸۴۳	۰/۰۰۰۰
فرضیه دوم- حالت دوم	۴/۸۹۶	۰/۰۰۰	۴۱/۹۷۶	۰/۰۰۰۰

نتایج حاصل از برازش مدل اول برای آزمون فرضیه اول پژوهش، در نگاره شماره (۴) ارائه گردیده است.

نگاره (۴): نتایج رگرسیون مدل پژوهش

متغیر توضیحی	آزمون داده‌های ترکیبی				هم خطی
شرح	ضریب	خطای استاندار	آماره	احتمال	تورم واریانس
تجدید ارائه صورت‌های مالی	-۰/۰۰۷۸	۰/۰۰۳۸	-۲/۰۳۱۸	۰/۰۴۲۵	۱/۷۱۵۰
کیوتوبین	-۸/۹۳۱۵	۰/۵۰۲۰۲۹	-۱۷/۷۹۰	۰/۰۰۰	۱/۸۳۰۴
اندازه شرکت	۰/۰۰۶۷	۰/۰۱۵۱۰۷	-۰/۴۴۳۵۱۶	۰/۶۵۷۵	۱/۰۷۹۴
جریان نقد عملیاتی	۰/۰۱۳۵	۰/۰۱۴۳	۰/۹۴۹۰	۰/۳۴۲۹	۱/۰۴۷۹
سرمایه در گردش خالص	۰/۰۵۰۹	۰/۰۲۰۵	۲/۴۷۴۱	۰/۰۱۳۵	۱/۰۰۵۲
اهرم مالی	-۰/۰۲۴۶	۰/۰۱۱۰	-۲/۲۳۲۹	۰/۰۲۵۸	۱/۱۲۱۵
سن شرکت	-۰/۰۰۳۸	۰/۰۱۲۵	-۰/۳۱۰۸	۰/۷۵۶۰	۱/۰۷۵۶
عرض از مبدأ	۰/۰۰۷۰	۰/۰۴۰۲	۰/۱۷۴۶	۰/۸۶۱۴	-
اتورگرسیو مرتبه اول	-۰/۰۳۸۹	۰/۰۰۵۹	-۶/۵۴۲۶	۰.۰۰۰۰	-
آماره F: ۱۶/۶۱۵ احتمال: ۰/۰۰۰ آماره دوربین واتسون: ۲/۰۲۶ ضریب تعیین: ۰/۴۶۳ ضریب تعیین تعدیل‌شده: ۰/۴۵۲					

مقادیر محاسبه‌شده در نگاره (۴) نشان می‌دهد که مدل رگرسیونی معنی‌دار می‌باشد. هم‌چنین ضریب تعیین نشان می‌دهد که حدود ۴۶ در صد نگهدا شت وجه نقد تو سط مدل فوق بیان می‌شود. همچنین آماره دوربین واتسون بیانگر این است که در مدل خودهمبستگی سریالی مرتبه اول وجود ندارد، چراکه مقدار آن بین ۱/۵ و ۲/۵ قرار دارد (خودهمبستگی سریالی با اتورگر سیو مرتبه اول برطرف شد). عامل تورم واریانس نیز نشان می‌دهد که بین متغیرهای مستقل هم خطی چندگانه شدید وجود ندارد تا بتوان یکی دیگر از مفروضات رگرسیون را نیز مورد تائید قرار داد. با توجه به ضرایب محاسبه‌شده برای هر یک از متغیرهای توضیحی و سطح معنی‌داری آن‌ها، متغیر تجدید ارائه صورت‌های مالی، با ضریب ۰/۰۰۷- و با سطح معناداری ۰/۰۴۲ در سطح اطمینان ۹۵ درصد، با نگهداشت وجه نقد رابطه منفی و معناداری دارد. از میان متغیرهای کنترلی نیز متغیرهای کیوتوبین، سرمایه در گردش خالص و سن شرکت رابطه منفی و معناداری با نگهداشت وجه نقد دارند.

نتایج حاصـل از برازش مدل دوم برای آزمون فرضـیه دوم پژوهش، در نگاره شـماره (۵) ارائه گردیده است.

نگاره (۵): نتایج رگرسیون مدل پژوهش

متغیر توضیحی	آزمون داده‌های ترکیبی- حالت اول			هم خطی	آزمون داده‌های ترکیبی-حالت دوم			هم خطی
شرح	ضریب	آماره	احتمال	واریانس تورم	ضریب	آماره	احتمال	واریانس تورم
تغییرات نگهداشت وجه نقد	۰/۶۸	۳/۵۲	۰/۰۰۰	۱/۴۱	۰/۶۳	۴/۴۶	۰/۰۰۰	۱/۶۸
تجدید ارائه صورت‌های مالی	–	–	–	–	-۰/۰۵	-۴/۹۰	۰/۰۰۰	۲/۷۱
تغییرات نگهداشت وجه نقد × تجدید ارائه صورت‌های مالی	–	–	–	–	۰/۵۹	۴/۶۵	۰/۰۰۰	۳/۲۸
تغییرات سود و زیان ویژه	۱/۱۱	۲/۱۸	۰/۰۲	۱/۰۸	۰/۸۴	۳/۵۹	۰/۰۰۰	۱/۱۵
تغییرات در دارایی‌های غیر نقدی	۰/۰۰۰	-۴/۶۹	۰/۰۰۰	۱/۰۴	۰/۰۸	۲/۴۹	۰/۰۱	۱/۰۲
تغییر در هزینه‌های مالی	۰/۲۶	-۱/۹۹	۰/۰۴	۱/۰۰۸	۰/۱۵	-۲/۹۹	۰/۰۰۰	۱/۱۰
تغییر در سود تقسیمی	۰/۰۵	۴/۹۰	۰/۰۰۰	۱/۱۲	۰/۱۱	۳/۶۶	۰/۰۰۰	۱/۲۹
وقفه نگهداشت وجه نقد	۰/۲۲	۳/۹۸	۰/۰۰۰	۱/۳۵	۰/۱۲	۲/۳۸	۰/۰۱	۱/۴۴
عرض از مبدأ	-۱/۶۷	-۲/۵۰	۰/۰۱	–	۰/۶۹	۲/۰۶	۰/۰۴	–
اتو رگرسیو مرتبه اول	۰/۱۹	-۱/۹۵	۰/۰۵	–	۰/۱۲	۳/۹۸	۰/۰۰۰	–
آماره F: ۳۲/۵۹۸ احتمال: ۰/۰۰۰ آماره دوربین واتسون: ۲/۱۱۲ ضریب تعیین: ۰/۷۰۱ ضریب تعیین تعدیل‌شده: ۰/۶۸۳					آماره F: ۳۶/۶۵۰ احتمال: ۰/۰۰۰ دوربین واتسون: ۱/۹۰۶ ضریب تعیین: ۰/۷۲۸ ضریب تعیین تعدیل‌شده: ۰/۷۱۲			

با توجه به ضریب محا سبه شده برای متغیر نگهدا شت وجه نقد می‌توان بیان نمود که تغییر یک ریال در وجه نقد نگهداری شـده در حالت اول منجر به تغییر ۰/۶۸ ریال در ارزش بازار

آن می‌شود که نشان می‌دهد ارزش بازار نگهداشت وجه نقد کمتر از ارزش ریالی آن است. از طرفی، متغیر تجدید ارائه صورت‌های مالی سبب تعدیل ارزش بازار یک ریال وجه نقد نگهداری شده، شده است؛ به‌طوری‌که ضریب آن ۰/۶۳ تغییر یافته است؛ درنتیجه تجدید ارائه صورت‌های مالی منجر به کاهش ارزش بازار نگهداشت وجه نقد شده است. سایر متغیرهای کنترلی نیز رابطه معناداری با بازده غیرعادی سهام دارند.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

اگرچه وجه نقد نگهداری شده در ترازنامه دارایی مهمی برای شرکت به حساب می‌آید، نگهداری این دارایی بیش از اندازه می‌تواند نشان‌های از عدم کارایی تخصیص منابع باشد و هزینه‌هایی را به عهده شرکت تحمیل کند؛ لذا شناسایی عوامل اثرگذار بر نگهداشت وجه نقد حائز اهمیت است؛ که از عوامل اثرگذار بر آن می‌توان تجدید ارائه صورت‌های مالی را نام برد.

نتایج حاصل از آزمون فرضیه اول نشان داد که تجدید ارائه صورت‌های مالی منجر به کاهش نگهداشت وجه نقد می‌شود. این یافته مغایر با چن و همکاران (۲۰۱۷) اما در راستای نتایج سیفرت و گوننس (۲۰۱۸) می‌باشد. نتایج این یافته در تطابق با نظریه مشکلات نمایندگی و نظریه تقویت کنترل سهامداران است. به دلیل مشکلات نمایندگی، پس از تجدید ارائه صورت‌های مالی، نظارت بر شرکت افزایش می‌یابد. ساختار کنترلی قوی، منجر به کاهش سرمایه‌گذاری بیش از حد مدیران و کاهش منافع آنها از طریق نگهداشت وجه نقد می‌شود که این خود منجر به توزیع وجه نقد به سهامداران (تقسیم سود) و پرداخت بدهی خواهد شد؛ درنتیجه سطح نگهداشت وجه نقد کاهش می‌یابد. نتایج حاصل از آزمون فرضیه دوم نشان داد که تجدید ارائه صورت‌های مالی منجر به کاهش ارزش بازار نگهداشت وجه نقد می شود. این یافته با چن و همکاران (۲۰۱۷) مغایر، اما در تطابق با دیتمار و اسمیت (۲۰۰۷) است. این یافته بر اساس تئوری مشکلات نمایندگی نشان می‌دهد که سرمایه‌گذاران ارزش وجه نقد نگهداری شده شرکت‌هایی که صورت‌های مالی آن‌ها تجدید ارائه شده است را کمتر ارزیابی می‌کنند.

به مدیران پیشنهاد می‌شود که به نقش تجدید ارائه صورت‌های مالی و به طور کلی کیفیت گزارشگری مالی بر سطح نگهداشت وجه نقد و کاهش ارزش بازار آن توجه نمایند. به حسابرسان پیشنهاد می‌شود که با افزایش کیفیت حسابرسی احتمال تجدید ارائه صورت‌های مالی را کاهش دهند. به محققان پیشنهاد می‌شود که در پژوهش‌های آتی به بررسی نقش تعدیل‌کنندگی بیش اعتمادی مدیران بر رابطه میان تجدید ارائه صورت‌های مالی و نگهداشت و ارزش بازار وجه نقد؛ بررسی نقش تعدیل‌کنندگی کیفیت حسابرسی بر رابطه میان تجدید ارائه صورت‌های مالی و ارزش بازار نگهداشت وجه نقد؛ بررسی نقش تعدیل‌کنندگی متغیرهای کلان اقتصادی بر رابطه میان تجدید ارائه صورت‌های مالی و ارزش بازار نگهداشت وجه نقد و همچنین بررسی نقش تعدیل‌کنندگی استراتژی‌های تجاری بر رابطه میان تجدید ارائه صورت‌های مالی و ارزش بازار نگهداشت وجه نقد بپردازند.

پی نوشت

۱ Strengthen Shareholder Control ۲ Panel

منابع

آقایی، محمدعلی؛ اعتمادی، حسین؛ انواری رستمی، علی اصغر؛ زلقی، حسن. (۱۳۹۲). تأثیر تجدید ارائه صورتهای مالی بر کیفیت اقلام تعهدی. *پژوهش‌های تجربی حسابداری*، ۲ (۳)، ۱۴۷-۱۱۹.

بابائی صدقیانی، جواد؛ جبارزاده کنگرلوئی، سعید. (۱۳۹۶). تأثیر سطح نگهداشت وجه نقد و تأمین مالی از طریق بدهی بر حساسیت سرمایه‌گذاری به جریان نقدی با تأکید بر محدودیت مالی. *پژوهش‌های نوین در حسابداری و حسابرسی*، ۱ (۲)، ۱۸۹-۱۵۶.

حاکمی (۱۳۹۶). بررسی تأثیر ویژگی‌های راهبری شرکتی بر سطح نگهداشت وجه نقد در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، پایان نامه کارشناسی ارشد.

رحیمیان، نظام الدین؛ قربانی، محمود؛ شعبانی، کیوان. (۱۳۹۳). بررسی رابطه بین نگهداشت مازاد وجه نقد و ارزش سهام در بورس اوراق بهادار تهران. *دانش سرمایه‌گذاری*. ۳ (۱۲)، ۷۴-۵۵.

مهرانی، ساسان؛ پارچینی پارچین، سید مهدی؛ شیخی، کیوان. (۱۳۹۲). بررسی رابطه بین محافظه کاری در گزارشگری مالی و میزان نگهداشت وجه نقد شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. *پژوهش‌های تجربی حسابداری*، ۲ (۳)، ۳۳-۱۷.

Acharya, V. , Almeida, H. , & Campello, M. (2007). Is cash negative debt? A hedging perspective on corporate financial policies. *Journal of Financial Intermediation*, 16, 515-554 .

Aghaie, M. , A. , Etemadi, H. , Anvari Rostami, A. , Zalaghi, H. (2013). Financial Statement Restatements Impacts on Accrual Quality. *Empirical Research in Accounting*, 2 (3) , 119-147. (In Persian (

Babaee Sadaghiyanie, J. , jabbarzadeh, S. (2017). The impact of cash holdings and debt financing of the sensitivity of investment to cash flow with an emphasis on financial constraints. *Journal of New Researches in Accounting and Auditing*, 1 (2) , 156-189. (In Persian (

Bates, T. , Kahle, K. , & Stulz, R. (2009). Why do U. S. firms hold so much more cash than they used to?, *Journal of Finance*, 64, 1985-2021 .

Seifert, B. , & Gonenc, H. (2018). The effects of country and firm-level governance on cash management. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, *52*, 1-16 .

Chen, H. , Chen, ZH. , Dhaliwal, D. S. , Huang, Y. (2017). Accounting Restatements and Corporate Cash Policy. *Journal of Accounting, Auditing & Finance*, 42, 1-28 .

Chen, X. , Cheng, Q. , & Lo, A. (2014). Is the decline in the information content of earnings following restatements short-lived? *The Accounting Review*, 89, 177-207 .

Cheng, Q. , & Farber, D. (2008). Earnings restatements, change in CEO compensation, and firm performance. *The Accounting Review*, 83, 1217-1250 .

Collins, D. , Masli, A. , Reitenga, A. L. , & Sanchez, J. M. (2009). Earnings restatements, the Sarbanes- Oxley Act, and the disciplining of chief financial officers. *Journal of Accounting, Auditing & Finance*, 24, 1-34 .

Dittmar, A. , Mahrt-Smith, J. , & Servaes, H. (2003). International corporate governance and corporate cash holdings. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 38, 111-133 .

Dittmar, A. , & Mahrt-Smith, J. (2007). Corporate governance and the value of cash holdings. *Journal of Financial Economics*, 83, 599-634 .

Farber, D. (2005). Restoring trust after fraud: Does corporate governance matter? *The Accounting Review*, 80, 539-561 .

Faulkender, M. , & Wang, R. (2006). Corporate financial policy and the value of cash. *Journal of Finance*, 61, 1957-1990 .

Graham, J. , Li, S. , & Qiu, J. (2008). Corporate misreporting and bank loan contracting. *Journal of Financial Economics*, 89, 44-61 .

Hakemi. (2017). Investigating the Impact of Corporate Governance Characteristics on the Level of Cash Holdings in the Companies Accepted in Tehran Stock Exchange. *Master's Thesis*. (In Persian (

Hennes, K. , Leone, A. , & Miller, B. (2008). The importance of distinguishing errors from irregularities in restatement research: The case of restatements and CEO/CFO turnover. *The Accounting Review*, 83, 1487-1519 .

Holmstrom, B. , & Tirole, J. (1998). Public and private supply of liquidity. *Journal of Political Economy*, 106, 1-40 .

Harford, J. , Mansi, S. , & Maxwell, W. (2008). Corporate governance and firm cash holdings in the US. *Journal of Financial Economics*, 87, 535-555 .

Holmstrom, B. , & Tirole, J. (1998). Public and private supply of liquidity. *Journal of Political Economy*, 106, 1-40 .

Hribar, P. , & Jenkins, N. (2004). The effect of accounting restatements on earnings revisions and the estimated cost of capital. *Review of Accounting Studies*, 9, 337-356 .

Jensen, M. , & Meckling, W. (1976). Theory of the firm: Managerial behavior, agency costs and ownership structure. *Journal of Financial Economics*, 3, 305-360 .

Jiang, Z, Lie, E. (2016). Cash holding adjustments and managerial entrenchment. *Journal of Corporate Finance* 36, 190–205 **.**

Keynes, J. M. (1936). The general theory of employment, interest, and money. New York, NY: Macmillan Cambridge University Press .

Myers, S. , & Majluf, N. (1984). Corporate financing and investment decisions when firms have information that investors do not have. *Journal of Financial Economics*, 13, 187-221 .

Opler, T. , Pinkowitz, L. , Stulz, R. , & Wiliamson, R. (1999). The determinants and implications of corporate cash holdings. *Journal of Financial Economics*, 52, 3-46 .

Parchini Parchin, S. , Mehrani, S. , sheykhi, K. (2013). The Investigation the relationship between the Conservatism in the Financial Reporting

and the Cash Holdings of the Listed Companies in TSE. *Empirical Research in Accounting*, 2 (3) , 17-33. (In Persian (

Palmrose, Z. , Richardson, V. , & Scholz, S. (2004). Determinants of market reactions to restatement announcements. *Journal of Accounting & Economics*, 37, 59-89 .

Rahimian, N. , Ghorbani, M. , Shabani, K. (2014). The association between excess Cash holding and shareholder value: The case of Tehran security exchange. *Journal of Investment Knowledge*, 3 (12) , 55-74. (In Persian (

Yang, X. , Han, L. , Li, W. , Yin, X. , Tian, L. (2017). Monetary policy, cash holding and corporate investment: Evidence from China, *China Economic Review*, Volume 46.

پژوهش‌های تجربی حسابداری
سال نهم، شماره ۳۳، پاییز ۱۳۹۸، صص ۱۴۳- ۱۶۹

آنچه اقلام تعهدی در مورد جریان‌های نقدی آتی می‌گویند

فرزانه یوسفی اصل*، الهام حمیدی، سیدجواد میرعباسی*****

تاریخ دریافت: ۹۶/۱۱/۲۳
تاریخ پذیرش: ۹۷/۰۳/۰۵

چکیده

هدف این پژوهش بررسی نقش اقلام تعهدی در پیش‌بینی جریان‌های نقدی، سود و ارزش‌گذاری شرکت بر مبنای مدل بارث، کلینچ و ایسرائیلی (۲۰۱۶) می‌باشد و در حقیقت محتوای اطلاعاتی اقلام تعهدی را در این سه مهم ارزیابی می‌کند. این مدل، توسعه‌یافته مدل دچو و دیچاو (۲۰۰۲) است و نشان می‌دهد؛ تفکیک اقلام تعهدی بر مبنای نقش آن‌ها در تطبیق جریان‌های نقدی با عوامل اقتصادی ایجادکننده این جریان‌های نقدی موجب افزایش توان تشریحی مدل‌های پیش‌بینی و ارزش‌گذاری می‌شود. برای این منظور داده‌های مربوط به ۱۷۹ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در طی سال‌های ۱۳۸۶ تا ۱۳۹۵ جمع‌آوری و مورد پردازش قرار گرفته است. یافته‌های پژوهش نشان می‌دهد؛ تفکیک اقلام تعهدی بر مبنای نقش آن‌ها در تطبیق جریان‌های نقدی و عوامل اقتصادی، قدرت تشریح‌کنندگی مدل‌های پیش‌بینی سود، جریان نقدی و ارزش‌گذاری را افزایش می‌دهد و همچنین نتایج تحلیل مدل‌ها نشان می‌دهد که هر رقم حسابداری در پیش‌بینی سود، جریان نقدی و ارزش‌گذاری دارای محتوای اطلاعاتی متفاوتی است.

واژه های کلیدی: اقلام تعهدی، جریان های نقدی، ارزش گذاری حقوق صاحبان سهام، مدل ارزش‌گذاری و پیش‌بینی جریان‌های نقدی.

طبقه‌بندی موضوعی: C13,C51,E37,G17,M41

DOI: 10.22051/jera.2018.19174.1946

* استادیار گروه حسابداری دانشگاه غیرانتفاعی خاتم (yusefiasl@gmail.com)
** استادیار گروه حسابداری دانشگاه غیرانتفاعی خاتم (hamidi.elham@gmail.com)
*** کارشناس ارشد حسابداری دانشگاه غیرانتفاعی خاتم (javadmirabbasi@yahoo.com)

مقدمه

طبق مفاهیم نظری گزارشـگری مالی (۱۳۸۹)، سـرمایه‌گذاران به اطلاعاتی نیاز دارند که آن‌ها را در ارزیابی جریان‌های نقدی آتی یاری کند؛ همچنین آن‌ها به اطلاعاتی نیاز دارند تا ارزش شرکت را برآورد کنند و تصمیمات آگاهانه‌ای در مورد خرید، فروش و یا نگهداری سهام اتخاذ کنند.

اقلام تعهدی، زیربنای صورت‌های مالی می‌باشند؛ این اقلام، اثر معاملات و سایر رویدادها بر منابع اقتصـادی شـرکت و ادعا نسـبت به این منابع را در دوره وقوع این رویدادها نشـان می‌دهند؛ حتی اگر جریان‌های نقدی مرتبط با این رویدادها در دوره‌ای دیگر واقع شـود. بنابراین، اقلام تعهدی حائز اهمیت هستند. بر مبنای مفاهیم نظری گزارشگری مالی، اطلاعات مربوط به منابع اقتصـادی و ادعا نسـبت به این منابع در پایان دوره و تغییرات آن‌ها طی دوره، در مقایسـه با اطلاعات دریافت‌ها و پرداخت‌های نقدی، مبنای مناسـب‌تری برای ارزشـیابی عملکرد گذشته و آینده شرکت فراهم می‌کند. این اقلام، مکانیسمی هستند که جریان‌های نقدی از طریق آن تعدیل می‌شـود تا معیار عملکردی با قابلیت پیش‌بینی بیشـتر، یعنی سـود؛ ایجاد گردد (بارث و همکاران،۲۰۱۶).

سؤال پژوهش این است که اقلام تعهدی چه اطلاعاتی درباره جریان‌های نقدی آتی ارائه می‌کنند و چگونه در پیش‌بینی جریان‌های نقدی آتی شرکت، سود و در نتیجه ارزش‌گذاری شرکت مفید واقع می‌شوند؛ طراحی سود به‌گونه‌ای است که شرایط اقتصادی دوره جاری را منعکس می‌کند؛ اما در مورد جریان‌های نقدی دوره آتی، اطلاعاتی ارائه نمی‌کند. بنابراین نقش کلیدی اقلام تعهدی حسـابداری، تطبیق جریان‌های نقدی شـرکت و شـرایط اقتصـادی فراهم‌کننده آن جریان‌های نقدی است. اقلام تعهدی شناسایی‌شده در صورت وضعیت مالی نشـانگر این تطبیق اسـت؛ و در نتیجه اطلاعاتی در مورد جریان‌های نقدی آتی شـرکت ارائه می‌کنند. پژوهش‌های پیشـین عنوان کرده‌اند که تغییر در اقلام تعهدی که در سـود منعکس می‌شـود؛ اطلاعاتی در مورد جریان‌های نقدی آتی ارائه می‌کند؛ اما ماهیت این اطلاعات را توصیف نمی‌کنند (بارث و همکاران،۲۰۱۶).

سـرمایه‌گذاران به منظور پیش‌بینی جریان‌های نقدی و ارزش شـرکت، باید انتظارات خود از عامل اقتصادی دوره‌های آتی که جریان‌های نقدی آتی را تامین می‌کند و نیز بخش موقت جریان‌های نقدی که به عامل اقتصـــادی مربوط نیســـت را ایجاد کنند. فرایند اقلام تعهدی، اطلاعاتی فراهم می‌کند که موجب شـکل‌دهی انتظارات یادشـده می‌شـود. جریان‌های نقدی دوره جاری، حاوی اطلاعاتی در مورد عامل اقتصادی دوره بعد می‌باشد؛ اما از آنجا که فقط یک جزء از جریان‌های نقدی دوره جاری با عامل اقتصادی دوره آتی تطبیق دارد و این جزء قابل مشـاهده نیسـت، این اطلاعات دارای خطاسـت[1]. سـرمایه گذاران می‌توانند به منظور کاهش این خطا، از اقلام تعهدی استفاده کنند. اقلام تعهدی مختلف، کمک‌های متفاوتی در این راستا به سرمایه‌گذاران می‌کنند: نخست، اقلام تعهدی که جریان‌های نقدی دوره جاری و عامل اقتصادی دوره آتی را با هم تطبیق می‌دهند(مانند موجودی‌ها)، اطلاعات بیشتری در مورد عامل اقتصادی دوره آتی ارائه می‌کنند که دارای خطای قابل توجهی است؛ دوم، اقلام تعهدی دوره گذشـته که جریان‌های نقدی دوره جاری را با عامل اقتصـادی دوره قبل تطبیق می‌دهند(مانند حساب‌های دریافتنی ابتدای دوره)، به سرمایه‌گذاران کمک می‌کنند تا بخشی از خطای موجود در جریان‌های نقدی دوره جاری را که با عامل اقتصـــادی دوره بعد مرتبط اســـت؛ حذف کنند. به علاوه، اقلام تعهدی دوره جاری که جریان‌های نقدی دوره بعد و عامل اقتصادی دوره جاری را بهم مرتبط می سازند(مانند حساب‌های دریافتنی پایان دوره)؛ اطلاعاتی در مورد بخش موقت جریان‌های نقدی دوره آتی ارائه می‌کنند. بنابراین، میزان کمک هر طبقه از اقلام تعهدی در پیش‌بینی و ارزش‌یابی شـــرکت بســـته به نوع این اقلام تعهدی و ارتباط این اقلام با دوره جاری یا دوره گذشـــته متفاوت اســـت (بارث و همکاران،۲۰۱۶). این یافته‌ها در پژوهش بارث و همکاران (۲۰۱۶) و به دلیل طبقه‌بندی اقلام تعهدی بر مبنای نقشی که در تطبیق جریان‌های نقدی و عامل اقتصادی مربوطه دارند؛ حاصل شـده اسـت؛ و اگر همانند پژوهش‌های پیشـین، تقسـیم‌بندی اقلام تعهدی مبتنی بر طبقه‌بندی صورت وضعیت مالی باشد؛ چنین نتیجه‌ای مشاهده نخواهد شد. در مدل بارث و همکاران (۲۰۱۶) فرض شـده اسـت؛ سـرمایه گذاران، اطلاعات حسـابداری را با دانش فرایند اقلام تعهدی ترکیب نموده و توزیع جریان‌های نقدی و ارزش شرکت را برآورد می‌کنند. به ویژه مدل نشـان می‌دهد که سـرمایه‌گذاران از اطلاعات اقلام تعهدی، انتظارات مرتبط با عامل

اقتصادی دوره آتی و نیز یکی از سه جزء بخش موقت جریانات نقدی را استخراج می‌کنند؛ گرچه سرمایه گذران ممکن است تمایل داشته باشند که اطلاعاتی در مورد هر سه جزء موقت کسب کنند؛ اما سیستم حسابداری فقط در مورد یکی از این سه جزء اطلاعات ارائه می‌کند.

تجزیه و تحلیل مدل یاد شده در پژوهش بارث و همکاران (۲۰۱۶) نشان می‌دهد که اطلاعات حسابداری(جریان نقدی و اقلام تعهدی مرتبط با جریان‌های نقدی دوره جاری و دوره آتی)، وزن متفاوتی در ارزش‌گذاری، پیش‌بینی جریان‌های نقدی آتی و پیش‌بینی سود دارد. این تفاوت از این واقعیت نشات می‌گیرد که هر قلم حسابداری، اطلاعات مرتبط متفاوتی را در ارزش‌گذاری و پیش‌بینی ارائه می‌کند. وزن سه رقم حسابداری یادشده که در مورد عامل اقتصادی دوره بعد، اطلاعات ارائه می‌کنند، در ارزش‌گذاری و پیش‌بینی در مقایسه با اقلام حسابداری که در مورد یک بخش موقت از جریان‌های نقدی دوره بعد اطلاعات ارائه می‌کنند؛ متفاوت است. ضرایب ارزش‌گذاری هر قلم حسابداری به دلیل تفاوت افق زمانی مرتبط در پیش‌بینی و ارزش‌گذاری از ضرایب پیش‌بینی جریان‌های نقدی و سود آن قلم متفاوت می‌باشد. به علاوه، ضرایب پیش‌بینی جریان‌های نقدی و سود نیز متفاوت از هم می‌باشند؛ زیرا اقلام تعهدی که جریان نقدی دوره جاری(آتی) را با عامل اقتصادی دوره بعد(دوره جاری) تطبیق می‌دهند؛ در پیش‌بینی جریان‌های نقدی(سود) مفید هستند اما عکس آن صادق نیست(بارث و همکاران،۲۰۱۶).

مدل پیشنهادی بارث و همکاران(۲۰۱۶) با مدل دچو و دیچاو(۲۰۰۲) مطابقت دارد؛ در مدل دچو و دیچاو(۲۰۰۲) جریان‌های نقدی در یک دوره بخصوص، مشتمل بر سه جزء است که به عوامل اقتصادی دوره‌های قبل، دوره جاری و دوره آتی بستگی دارند. مدل بارث و همکاران (۲۰۱۶) مدل دچو و دیچاو(۲۰۰۲) را با تقسیم‌بندی اقلام تعهدی بر اساس نقشی که در تطبیق جریان‌های نقدی دارند؛ توسعه داده است. نتایج تجربی پژوهش‌گران نشان می‌دهد این نوع تقسیم‌بندی، اطلاعات بیشتری برای پیش‌بینی جریان‌های نقدی، سود و تعیین ارزش شرکت ارائه می‌کند.

دو مدل دیگر موجود در این زمینه مدل دیچاو و همکاران(۱۹۹۸) و بارث و همکاران(۲۰۰۱) می‌باشند؛ دیچاو و همکاران(۱۹۹۸) رابطه بین جریان نقدی و فرایند اقلام

تعهدی مرتبط با اقلام تعهدی کوتاه‌مدت را مدل‌سازی کردند و پیش‌بینی کردند و نشان دادند که سود بهتر از جریان‌های نقدی گذشته، جریان‌های نقدی آتی را پیش‌بینی می‌کند؛ بارث و همکاران(۲۰۰۱) مدل دیچاو و همکاران(۲۰۰۱) را گسترش داده و نشان دادند که توانایی بیشتر سود در پیش‌بینی جریان‌های نقدی با تفکیک سود به دو بخش جریان نقدی و تغییر در اقلام تعهدی افزایش می یابد. بین دو مدل یاد شده و مدل بارث، کلینچ و ایسرائیلی(۲۰۱۶) دو تفاوت اساسی وجود دارد؛ نخست، در هر دو مدل یاد شده، جریان نقدی و تغییر در اقلام تعهدی فقط اطلاعاتی در مورد عامل اقتصادی جاری و گذشته ارائه می‌کنند؛ اما فاقد اطلاعات در مورد عامل اقتصادی آتی می‌باشند. دوم اینکه، مدل‌های پیشین بر اقلام تعهدی سود تمرکز داشته‌اند؛ و این احتمال را بررسی نکرده‌اند که مانده‌های ابتدای دوره و انتهای دوره اقلام تعهدی موجود در صورت و ضعیت مالی دارای محتوای اطلاعاتی متفاوتی در رابطه با پیش‌بینی جریان های نقدی باشند. درحالیکه مدل بارث، کلینچ و ایسرائیلی(۲۰۱۶) و یافته‌های تجربی آن‌ها نشان دادند که هر دو دسته از اقلام تعهدی، در پیش‌بینی جریان‌های نقدی و سود و نیز ارزش‌گذاری شرکت مفید هستند.

بنابراین در این پژوهش کوشش شده است تا توانایی اقلام تعهدی مدل بارث، کلینچ و ایسرائیلی(۲۰۱۶) در پیش‌بینی جریان‌های نقدی و سود و نیز ارزش‌گذاری شرکت در ایران آزمون شود.

مروری بر پیشینه

پیشینه خارجی

پژوهش های متعددی به این موضوع می‌پردازند که آیا اقلام تعهدی در پیش‌بینی جریان‌های نقدی موثر هستند یا خیر، در این پژوهش‌ها از سود تفکیک نشده و جریان‌های نقدی گذشته برای پیش‌ینی جریان‌های نقدی آتی استفاده شده است؛ اما نتایج حاصل بسیار پیچیده است؛ گرینبرگ و همکاران(۱۹۸۶)، بورگسترلر و همکاران(۱۹۹۸) و بارث و همکاران(۲۰۰۱) متوجه شدند که در پیش‌بینی جریان‌های نقدی آتی، رقم سود تفکیک نشده نسبت به جریان‌های نقدی گذشته دارای قدرت پیش‌بینی بالاتری است. همچنین لورک و ویلینگر(۱۹۹۶) با استفاده از تغییرات فصلی در اقلام تعهدی به نتایج مشابهی دست

یافتند. اما نتایج بون و همکاران(۱۹۸۶) با این نتایج مطابقت نداشتند. فینگر (۱۹۹۴) دریافت در پیش‌بینی جریان‌های نقدی در افق زمانی کوتاه مدت، جریان‌های نقدی در مقایسه با رقم سود تفکیک نشده قدرت پیش‌بینی بالاتری دارد اما در افق زمانی بلندمدت، سود و جریان‌های نقدی از قدرت پیش‌بینی یکسانی برخوردار هستند.

در سایر پژوهش‌ها، این موضوع بررسی شده است که آیا تفکیک اقلام تعهدی به اجزای آن، قدرت پیش‌بینی جریان‌های نقدی آتی را توسط اقلام تعهدی نسبت به جریان‌های نقدی افزایش می‌دهد؟ دیچاو و همکاران(۱۹۹۸) فرایند جریان‌های نقدی و اقلام تعهدی کوتاه‌مدت را مدل سازی کردند؛ و بر مبنای این مدل متوجه شدند؛ سود، جریان‌های نقدی آتی را بهتر پیش‌بینی می‌کند و گزارش دادند؛ خطای پیش‌بینی جریان‌های نقدی بر مبنای سود تفکیک شده به صورت قابل ملاحظه‌ای پایین‌تر از خطای پیش‌بینی توسط جریان‌های نقدی گذشته است. در رگرسیون جریان‌های نقدی آتی بر روی سود و جریان‌های نقدی جاری، هر دو دارای قدرت تشریحی مازاد هستند. کاملا مشخص است که هدف مدل‌های پیشین بررسی این موضوع است که آیا سود دوره جاری و اجزای تعهدی آن در مقایسه با جریان‌های نقدی دوره جاری، جریان‌های نقدی آتی را بهتر پیش‌بینی می‌کنند؟ اما هدف این پژوهش به پیروی از بارث و کلینچ و ایسرائیلی(۲۰۱۶) درک این امر است که در بین اطلاعات موجود، سرمایه‌گذاران از اقلام تعهدی چه اطلاعاتی را به دست می‌آورند که در پیش‌بینی جریان‌های نقدی به آن‌ها کمک می‌کند. آزمون تجربی مدل پژوهش بارث و کلینچ و ایسرائیلی(۲۰۱۶) نشان داد که تفکیک اقلام تعهدی صورت وضعیت مالی بر مبنای نقش آن‌ها در تطبیق جریان‌های نقدی، اطلاعات مفیدی را برای پیش‌بینی جریان‌های نقدی، سود و همچنین ارزش‌گذاری شرکت ارائه می‌کند.

او و پنمن(۱۹۹۰) پژوهش او و پنمن(۱۹۸۹) و او(۱۹۹۰) را توسعه دادند و به این نتیجه رسیدند که متغیرهای صورت‌های مالی مشتمل بر اقلام تعهدی، در پیش‌بینی سود آتی، اطلاعات مازادی را نسبت به سود دوره جاری ارائه می‌کنند. بروچت و همکاران(۲۰۰۹) متوجه شدند تغییر در اقلام تعهدی به ویژه تغییرات مثبت در مقایسه با جریان‌های نقدی جاری، پیش‌بینی جریان‌های نقدی را بهبود می‌بخشند. لو و همکاران(۲۰۱۰) بر برآوردهای حسابداری مشتمل در اقلام تعهدی متمرکز شدند و مفید بودن آنها را در پیش‌بینی سود و

جریان‌های نقدی مورد بررسی قرار دادند؛ این پژوهش‌گران متوجه شدند؛ برآوردهای حسابداری به غیر از برآوردهای موجود در سرمایه در گردش، قدرت پیش‌بینی جریان‌های نقدی دوره آتی را تغییر نمی‌دهند اما به طور قابل ملاحظه‌ای پیش‌بینی سود سال آتی را بهبود می‌بخشند. بهرحال هیچ یک از پژوهش‌های پیشین این موضوع را مورد توجه قرار نداده‌اند که آیا تفاوت توانایی پیش‌بینی سود و جریان‌های نقدی توسط اقلام تعهدی بستگی به این موضوع دارد که اقلام تعهدی به جریان‌های نقدی دوره‌های قبل و یا دوره آتی بستگی دارند؟

با توجه به این حقیقت که ارزش حقوق صاحبان سهام برابر با ارزش فعلی جریان‌های نقدی مورد انتظار آتی است؛ بنابراین پیش‌بینی جریان‌های نقدی ارتباط نزدیکی با ارزیابی ارزش شرکت دارد. به منظور تعیین ارتباط ارزشی اقلام تعهدی با ارزش‌گذاری شرکت، پژوهش‌های پیشین توانایی سود و جریان‌های نقدی را در تشریح ارزش شرکت و یا تغییرات آن آزموده‌اند؛ برخی از این پژوهش ها(مانند بال و براون(۱۹۸۶)، بیور و داکز(۱۹۷۲) و دچو(۱۹۹۴)) نشان دادند که سود به عنوان یک رقم تفکیک نشده در مقایسه با جریان‌های نقدی ارتباط بزرگتری با بازدهی دارد؛ در حالیکه پنمن و یهودا(۲۰۰۹) دریافتند که سود ارتباط مثبتی با حقوق صاحبان سهام دارد اما مازاد بر سود، جریان‌های نقدی از جمله جریان‌های نقدی عملیاتی منهای وجه نقد سرمایه‌گذاری شده، ارتباط معنی‌داری با حقوق صاحبان سهام ندارد. سایر پژوهش‌ها مانند ریبورن(۱۹۸۶)، ویلسون(۱۹۸۶ و ۱۹۸۷)، باون و همکاران(۱۹۸۷)، علی(۱۹۹۴) و چنگ و همکاران(۱۹۹۶) و پففیور و همکاران(۱۹۹۸) متوجه شدند که سود تفکیک نشده و جریان‌های نقدی به صورت مازادی در مورد بازدهی، حاوی اطلاعات مفیدی می‌باشند. برخی از پژوهش‌ها دریافتند که اجزای سود شامل اقلام تعهدی و اجزای آن، ضرایب ارزش‌گذاری متفاوتی دارند که به میزان پایداری آن‌ها بستگی دارد(برای مثال لیپ(۱۹۸۶)، بارث و همکاران(۱۹۹۲،۱۹۹۰، ۱۹۹۹ و ۲۰۰۵) و بارث و همکاران(۲۰۰۱) دریافتند که جریان‌های نقدی و اجزای عمده اقلام تعهدی سود، دارای ضرایب متفاوتی در ارزش‌گذاری حقوق صاحبان سهام می‌باشند.

در توسعه و ایجاد معیاری جهت سنجش کیفیت اقلام تعهدی سرمایه در گردش و سود، دچاو و دیچاو(۲۰۰۲) دریافتند که جزء تعهدی سود دوره جاری برخی از جریان‌های نقدی

را که دوره قبل وقوع یافته‌اند و برخی از جریان‌های نقدی که در دوره آتی کسب خواهد شد؛ انعکاس می‌دهد. همچنین این پژوهش‌گران دریافتند زمانی که جریان نقدی بعد از شناخت اقلام تعهدی مربوطه حاصل می‌شود؛ مدیران باید رقم جریان‌های نقدی را برآورد کنند؛ و مقدار برآورد شده دارای خطاست. معیار کیفیت اقلام تعهدی این پژوهش‌گران، باقیمانده رگرسیون تغییرات اقلام تعهدی سرمایه بر گردش بر روی جریان‌های نقدی دوره گذ شته، جاری و دوره آتی است. باید توجه داشت باقیمانده‌ها زمانی که تغییر در سرمایه در گردش با جریان‌های نقدی سه دوره یاد شده مطابقت کمتری دارد؛ بزرگ‌تر می‌باشند. این مسئله می‌تواند سیستماتیک باشد و یا ناشی از خطا در برآورد اقلام تعهدی. مدل بارث و کلینچ و ایسرائیلی(۲۰۱۶) از این بُعد با مدل دچاو و دیچاو (۲۰۰۲) هم‌خوانی دارد که جریان‌های نقدی شرکت در یک دوره زمانی مشخص مشتمل بر سه جزئی است که به عامل اقتصادی دوره قبل، دوره جاری و دوره آتی مرتبط است. مدل بارث و کلینچ و ایسرائیلی(۲۰۱۶) مدل دچاو و دیچاو(۲۰۰۲) را به این علت توسعه می‌دهد که اقلام تعهدی بر مبنای نقش آن‌ها در تطبیق جریان‌های نقدی در مدل گنجانده می‌شوند.

پیشینه داخلی

عرب مازار یزدی و صفرزاده(۱۳۸۶) به بررسی تفکیک سود در پیش‌بینی جریان‌های نقدی عملیاتی آتی بر روی نمونه‌ای متشکل از ۴۱ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران برای دوره زمانی ۱۳۸۴-۱۳۷۶ پرداختند. متدولوژی بکار گرفته شده در تحقیق، داده های تلفیقی بوده که در تحقیق العطار و حسین(۲۰۰۴) بکار رفته. در مدل پیش‌بینی جریان‌های نقدی استفاده شده در این تحقیق، سودها به دو جز نقدی و تعهدی تفکیک شده و مشخص شد؛ اجزای سود، اطلاعات متفاوتی در خصوص جریان‌های نقدی آتی منعکس می نمایند. به علاوه، جزء تعهدی به ۵ جزء تفکیک شده، توانایی مدل در پیش‌بینی جریان‌های نقدی آتی مورد بررسی قرار گرفته است. نتیجه نشان می‌دهد؛ با تفکیک جزء تعهدی به اجزا بیشتر، توان توضیح دهندگی مدل در پیش‌بینی جریان های نقدی بهبود می‌یابد.

آقایی و شاکری(۱۳۸۹) کاربرد نسبت‌های نقدینگی، جریان‌نقدی و حسابداری تعهدی در پیش‌بینی جریان‌نقدی عملیاتی آتی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران را

بررســـی کردند؛ در این پژوهش، توانایی جریان نقدی و اجزا تعهدی ســـود را در پیش‌بینی جریان نقدی در بورس اوراق بهادار تهران برر سی می‌نماید. بر ا ساس مبانی نظری مو ضوع، سـه مدل رگرسـیونی سـود، جریان نقدی، جریان نقدی و اجزا تعهدی تدوین شـد. همچنین نسبت‌های جریان نقدی جهت پیش‌بینی جریان‌نقدی آتی بررسی شد. جامعه آماری پژوهش شـامل شـرکت‌های پذیرفته شـده در بورس اوراق بهادار تهران بین سـال های ۱۳۸۲ تا ۱۳۸۶ می باشـد. نتایج پژوهش نشـان می‌دهد که سـود، جریان نقدی، جریان نقدی و اجزا تعهدی می‌توانند جهت پیش‌بینی جریان نقدی آتی در شـــرکت‌های پذیرفته شـــده در بورس اوراق بهادار تهران استفاده شوند. علاوه بر این مدل جریان‌نقدی و مدل جریان نقدی و اجزا تعهدی توان پیش‌بینی بهتری نسبت به مدل سود دارند. همچنین یافته‌ها نشان می‌دهد که نسبت‌های نقدینگی توان پیش‌بینی جریان‌نقدی آتی را ندارند.

مهدوی و صـــابری(۱۳۸۹) به تعیین مدل بهینه پیش‌بینی جر یان های نقدی عملیاتی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. هدف این پژوهش، مقایسه توانایی مدل‌های مختلف پیش‌بینی جریان‌های نقدی عملیاتی عنوان شده است؛ در این راستا، ۷۳ شرکت واجد شرایط در بازه زمانی ۱۳۸۵-۱۳۷۶ انتخاب و با استفاده از داده‌های ترکیبی، بررسی شدند. یافته‌های پژوهش بیان‌گر آن است که تفکیک سود به اجزای نقدی و تعهدی، توانایی پیش‌بینی جریان های نقدی را افزایش می‌دهد. همچنین، مدل پیش‌بینی جریان های نقدی مبتنی بر سـود تفکیک شـده به شـش جزء نقدی و تعهدی، بهتر از بقیه مدل‌های مورد آزمون می‌تواند جریان‌های نقدی عملیاتی آتی را پیش‌بینی کند.

محمودآبادی و منصـــوری(۱۳۹۰) نقش اقلام تعهدی اختیاری و غیراختیاری در پیش‌بینی جریان های نقدی عملیاتی آتی را بررســـی کردند؛ در این پژوهش تأثیر اقلام تعهدی(که تفاوت میان سود حسابداری و جریان‌های نقدی عملیاتی تعریف شده اند)؛ با تفکیک اجزای اختیاری و غیراختیاری اقلام تعهدی بر پیش‌بینی جریان‌های نقدی عملیاتی آتی برر سی شده ا ست. هدف از پژوهش تعیین این مو ضوع ا ست که آیا اقلام تعهدی اختیاری و غیراختیاری نقش قابل ملاحظه‌ای در پیش‌بینی جریان‌های نقدی عملیاتی آتی دارد؟ از این رو تعداد ۶۹ شـــرکت در طی دوره زمانی ۱۳۸۰ تا ۱۳۸۸ بررســـی شـــده‌اند. رویکرد انتخابی برای آزمون فرضیه‌ها، مقطعی و به صورت دوره به دوره است. از روش مقایسه میانگین نمونه‌های آماری

مستقل در این پژوهش استفاده شده است. اقلام تعهدی به اختیاری و غیراختیاری تفکیک شد. نتایج پژوهش نشان می دهد که متغیرهای اقلام تعهدی اختیاری و غیراختیاری توانایی پیش‌بینی جریان‌های نقدی آتی را ندارند.

مدرس و همکاران(۱۳۹۳) به ارزیابی توانایی اقلام تعهدی صورت های مالی در پیش‌بینی جریان‌های نقدی پرداختند. به این منظور داده‌های ۸۵ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی فاصله زمانی ۱۳۹۱-۱۳۸۷ مورد بررسی قرار گرفت. جهت شناسایی و برآورد درآمدهای آتی موسسات و ارزیابی توانایی اقلام تعهدی صورت های مالی در پیش‌بینی جریان‌های نقدی از تجزیه تحلیل رگرسیون استفاده شد. با استفاده از دو مولفه رشد فروش‌ها و استراتژی تعیین موجودی بر اساس انتظارات مدیریت که هر دو بر درآمدهای آتی موسسات و جریان‌های نقدی تأثیر گذارند؛ این پژوهش شواهدی درباره ارتباط اقلام تعهدی و قابلیت پیش بینی جریان های نقدی بر اساس ویژگی‌ها و خصوصیات موسسه فراهم می کند. پژوهش حاضر توانسته است با نشان دادن رابطه بین اقلام تعهدی و قابلیت پیش‌بینی جریان‌های نقدی، شواهد بهتری برای ادعای مطرح در مفاهیم حسابداری مبنی بر قابلیت اقلام تعهدی در پیش‌بینی جریان‌های نقدی فراهم نماید. نتایج این پژوهش نشان می دهد که قابلیت پیش‌بینی اقلام تعهدی در تمامی موسسات یکسان نیست.

فرضیه‌های تحقیق

بر مبنای مبانی نظری عنوان شده، فرضیات پژوهش به شرح ذیل مطرح می‌شوند:

فرضیه اول: تفکیک اقلام تعهدی بر مبنای نقش آن‌ها در تطبیق جریان‌های نقدی در مدل‌های ارزش‌گذاری، قدرت مدل را افزایش می‌دهد.

فرضیه دوم: تفکیک اقلام تعهدی بر مبنای نقش آن‌ها در تطبیق جریان‌های نقدی در مدل‌های پیش‌بینی جریان نقدی، قدرت تشریح مدل را افزایش می‌دهد.

فرضیه سوم: تفکیک اقلام تعهدی بر مبنای نقش آن‌ها در تطبیق جریان‌های نقدی در مدل‌های پیش‌بینی سود، قدرت تشریح مدل را افزایش می‌دهد.

جامعه آماری و روش نمونه‌گیری

جامعه آماری در این تحقیق، شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران برای دوره زمانی 1386-۱۳۹۵ می‌باشد. نمونه مورد مطالعه، از طریق روش حذفی سیستماتیک از جامعه آماری انتخاب شد. نمونه آماری متشکل از کلیه شرکت‌هایی است که حائز معیارهای زیر باشند:

۱. در سال قبل از آغاز دوره پژوهش، یعنی سال ۱۳۸۶ در بورس اوراق بهادار تهران پذیرفته شده باشند.

۲. سال مالی آن‌ها منتهی به پایان اسفندماه هر سال باشد.

۳. در طی دوره پژوهش تغییر دوره مالی نداشته باشند.

۴. شرکت‌ها جزء شرکت‌های فعال در صنایع مالی نباشند.

روش‌ها و ابزار جمع‌آوری داده‌ها

به منظور گردآوری داده‌های مورد نیاز برای انجام این تحقیق، از روش کتابخانه‌ای استفاده شد. به این ترتیب که مبانی نظری تحقیق و پیشینه تحقیق، با مراجعه به کتب، مقالات و سایر منابع موجود استخراج شده است. همچنین داده‌های مورد نیاز برای آزمون فرضیه‌های تحقیق، از صورت‌های مالی حسابرسی شده شرکت‌ها، نرم افزار ره آورد نوین و وب سایت سازمان بورس اوراق بهادار، استخراج شده است.

روش‌ها و ابزار تجزیه و تحلیل داده‌ها

در این بخش، اطلاعات مربوط به شرکت‌ها در دوره زمانی ۱۳۸۶-۱۳۹۵ مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفته‌اند تا ارتباط بین متغیرها برای آزمون فر ضیه تحقیق برر سی شود. داده‌های جمع‌آوری شده با استفاده از نرم‌افزار Excel محاسبه و با نرم‌افزار Eviews۶ مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفته‌اند.

روش پژوهش

مدل بارث و همکاران(۲۰۱۶) ساده سازی شده و تمام پیچیدگی های مرتبط با گزارش گری مالی یک شرکت واقعی در آن گنجانده نشده است؛ اما این پژوهش گران شواهدی ارائه نمودند که بر مبنای آن، مدل آن‌ها موجب افزایش قدرت پیش‌بینی جریان‌های نقدی آتی، سود و ارزش گذاری شرکت‌های واقعی می‌شود. هدف اولیه از آزمون مدل‌ها ارائه شواهدی در این خصوص است که آیا در کشور ما تقسیم‌بندی اقلام تعهدی بر مبنای نقش آن ها در تطبیق جریان های نقدی، توانایی آن ها در پیش‌بینی جریان های نقدی آتی، سود عملیاتی و تشریح ارزش شرکت را افزایش می‌دهد؟ بدین منظور، معادلات ۱الف تا ۱د برای ارزش گذاری، معادلات ۲الف تا ۲د برای پیش‌بینی جریان های نقدی آتی و ۳الف تا ۳د برای پیش‌بینی سود مورد استفاده قرار می گیرد. آنچه مورد توجه است تفاوت ضریب تعیین تعدیل شده بین معادلات الف تا د در هر دسته از معادلات است. از آنجا که هر یک از معادلات قدرت تبیین متفاوتی دارند؛ از ضریب تعیین تعدیل شده برای درک قدرت تشریحی آن‌ها استفاده خواهد شد. هر دسته از معادلات مشتمل بر متغیرهایی با قدرت تشریحی متفاوت هستند اما این موضوع تأثیری بر مقایسه ضریب تعیین تعدیل نشده در هر دسته از معادلات نخواهد داشت (بارث و همکاران،۲۰۱۶):

۱الف $MVE_t=\alpha_1+\alpha_2 NI_t+\alpha_3 BVE_t+\epsilon_t$

۱ ب $MVE_t=\alpha_1+\alpha_2 CFO_t+\alpha_3 ACC_t+\alpha_4 BVE_t+\epsilon_t$

۱ ج $MVE_t=\alpha_1+\alpha_2 CFO_t+\alpha_3 \Delta SFP_t^A+\alpha_4 \Delta SFP_t^B+\alpha_5 OACC_t+\alpha_6 BVE_t+\epsilon_t$

۱ د $MVE_t=\alpha_1+\alpha_2 CFO_t+\alpha_3 SFP_t^A+\alpha_4 SFP_{t-1}^A+\alpha_5 SFP_t^B+\alpha_6 SFP_{t-1}^B+\alpha_7 OACC_t+\alpha_8 BVE_t+\epsilon_t$

۲الف $CFO_{t+1}=\alpha_1+\alpha_2 CFO_t+\epsilon_t$

۲ ب $CFO_{t+1}=\alpha_1+\alpha_2 CFO_t+\alpha_3 ACC_t+\epsilon_t$

۲ ج $CFO_{t+1}=\alpha_1+\alpha_2 CFO_t+\alpha_3 \Delta SFP_t^A+\alpha_4 \Delta SFP_t^B+\alpha_5 OACC_t+\epsilon_t$

۲ د $CFO_{t+1}=\alpha_1+\alpha_2 CFO_t+\alpha_3 SFP_t^A+\alpha_4 SFP_{t-1}^A+\alpha_5 SFP_t^B+\alpha_6 SFP_{t-1}^B+\alpha_7 OACC_t+\epsilon_t$

$$OPEARN_{t+1} = \alpha_1 + \alpha_2 OPEARN_t + \epsilon_t \quad \text{۳الف}$$

$$OPEARN_{t+1} = \alpha_1 + \alpha_2 OPEARN_t + \alpha_3 ACC_t + \epsilon_t \quad \text{۳ب}$$

$$OPEARN_{t+1} = \alpha_1 + \alpha_2 OPEARN_t + \alpha_3 \Delta SFP_t^A + \alpha_4 \Delta SFP_t^B + \alpha_5 OACC_t + \epsilon_t \quad \text{۳ج}$$

$$OPEARN_{t+1} = \alpha_1 + \alpha_2 OPEARN_t + \alpha_3 SFP_t^A + \alpha_4 SFP_{t-1}^A + \alpha_5 SFP_t^B + \alpha_6 SFP_{t-1}^B + \alpha_7 OACC_t + \epsilon_t \quad \text{۳د}$$

MVE ارزش بازار حقوق صاحبان سهام در پایان سال مالی است؛ به پیروی از نیسیم و پنمن (۲۰۰۳ و ۲۰۰۱) OPEARN سود عملیاتی به علاوه هزینه بهره پس از مدنظر قراردادن مالیات است. BVE ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام در پایان دوره است. NI سود عملیاتی است؛ ACC برابر است با NI منهای CFO، بنابراین ACC اقلام تعهدی عملیاتی است. (SFP^B) SFP^A دارائی‌ها و بدهی‌های عملیاتی صورت وضعیت مالی است که وجه نقد مرتبط با آن‌ها در دوره بعد از (قبل از) دوره عامل اقتصادی مربوطه دریافت یا پرداخته می‌شود. SFP^A برابر است با کل حساب‌های دریافتنی منهای مجموع حساب‌های پرداختنی، مالیات پرداختنی یا ذخیره مالیات و بدهی‌های مالیاتی معوق در صورت وجود. SFP^B برابر است با موجودی کالا، پیش‌پرداخت هزینه، اموال، ماشین و آلات و تجهیزات، دارائی‌های نامشهود و سرمایه‌گذاری‌ها. OACC سایر اقلام تعهدی است که به تغییرات SFP^A و SFP^B مرتبط نیستند و برابر است با ACC منهای جمع ΔSFP^A و ΔSFP^B. به پیروی از بارث و همکاران (۲۰۱۶) گرچه SFP_{t-1}^B بر مبنای اطلاعات موجود در دوره بعد، در مورد ارزش مورد انتظار اطلاعات مفیدی ارائه نمی‌کند اما به این دلیل در مدل گنجانده شده است که فرض اولیه این محققان این بوده است که اقلام تعهدی موظفند جریان های نقدی دوره‌های آتی و گذشته را با عوامل اقتصادی مربوطه تطبیق دهند. در هر سه دسته از مدل‌های فوق، معادلات الف مبنایی برای مقایسه ارائه می‌کنند. این مبنا به این دلیل ارائه می‌گردد که به‌طور معمول در مدل‌های مربوط به ارزش‌گذاری، پیش‌بینی جریان‌های نقدی آتی و پیش‌بینی سود اقلام معادله الف گنجانده می‌شوند؛ برای مثال به صورت معمول زمانی که ارزش بازار متغیر وابسته باشد؛ سود عملیاتی و ارزش دفتری به عنوان متغیر مستقل در مدل قرار می‌گیرند؛ همچنین زمانی که جریان نقدی عملیاتی دوره بعد متغیر وابسته باشد؛ جریان نقدی عملیاتی جاری به عنوان متغیر مستقل انتخاب می‌شود؛ و زمانی که سود عملیاتی

دوره بعد به عنوان متغیر وابسته باشد؛ سود عملیاتی جاری متغیر مستقل خواهد بود. ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام به پیروی از از بارث و همکاران (۲۰۱۶) در مدل ۱الف تا ۱د گنجانده شده است اما در معادلات پیش‌بینی جریان نقدی و سود عملیاتی قرار نگرفته است؛ زیرا در این دسته(ارزش‌گذاری)، ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام نقش وجه نقد را ایفا می‌کند. به علاوه در ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام تصمیمات تامین مالی و سرمایه‌گذاری نیز انعکاس یافته است که در مدل بارث و همکاران (۲۰۱۶) مدنظر قرار نگرفته‌اند. معادلات ۱ب و ۲ب به این علت آزمون می‌شوند که حجم وسیعی از ادبیات پیشین، NI را به دو بخش ACC و CFO تفکیک کرده‌اند. این مهم در معادله ۳ب با گنجاندن ACC به عنوان یک متغیر توضیحی جداگانه انجام شده است. بر مبنای یافته‌های پژوهش‌های پیشین انتظار می‌رود؛ ضریب تعیین تعدیل شده معادله ب بزرگ‌تر از ضریب تعیین تعدیل شده معادله الف باشد. در معادله ج، ACC تفکیک می‌شود؛ این تفکیک بر مبنای نقش اقلام تعهدی در فرایند تطبیق جریان های نقدی انجام می‌شود(ΔSFP^Aو ΔSFP^B). این موضوع به پژوهش‌گران کمک خواهد کرد تا قدرت تشریحی مازاد مدل را که از تفکیک تغییر در اقلام تعهدی ناشی می‌شود؛ را اندازه‌گیری کنند. باید توجه کرد که در معادله ج فرض می‌شود که ضرایب دوره t و t-1 اقلام تعهدی با هم مساوی هستند؛ گرچه این موضوع در ادبیات پیشین و به هنگام تمرکز بر اقلام تعهدی درآمد رایج بوده است اما در مدل بارث و همکاران (۲۰۱۶) فرض شده است که این موضوع محدودیت بسیار شدیدی را بر مدل اعمال می‌کند. به ویژه در مدل این پژوهش‌گران فرض شده است که اقلام تعهدی اول و آخر دوره دارای اطلاعات مرتبط متفاوتی در مورد ارزش‌گذاری، پیش‌بینی جریان‌های نقدی و پیش‌بینی سود هستند. به همین دلیل انتظار می‌رود که ضریب تعیین تعدیل شده معادله ج در هر دسته از معادلات، بزرگ‌تر از ضریب تعیین تعدیل شده معادلات الف و ب اما کوچک‌تر از ضریب تعیین تعدیل شده معادله د باشد. در نهایت معادلات د نه تنها به این دلیل که اقلام تعهدی بر مبنای نوع آنها تفکیک می‌شوند(SFP^A و SFP^B) بلکه به این دلیل آزمون می‌شوند که مانده اقلام تعهدی ابتدا و انتهای دوره دارای ضریب متفاوتی می‌باشند. بنابراین اگر تفکیک اقلام تعهدی بر مبنای نقش آنها در تطبیق جریان‌های نقدی دارای اطلاعات مازادی در مورد پیش‌بینی جریان‌های نقدی باشد؛ برای هر

د سته از معادلات انتظار می‌رود که ضریب تعیین تعدیل شده معادله د بیش از معادلات الف و ب و ج باشد.

یافته‌های تحقیق

آمار توصیفی و تجزیه و تحلیل آن

در نگاره ۱ شـــاخص‌های مرکزی از جمله میانگین و میانه و شـــاخص‌های پراکندگی از جمله انحراف معیار، کشیدگی و چولگی برای متغیرهای مختلف محاسبه شده است.

نگاره (۱): آمار توصیفی برای متغیرهای تحقیق

متغیرها	تعداد	میانگین	میانه	انحراف معیار	چولگی	کشیدگی	حداقل	حداکثر
MVE	۱۶۹۶	۳۹۳۶۰۸۱	۶۴۲۹۲۰	۱۲۹۶۷۲۷۰	۵/۵۶	۳۳/۴۶	۱۰۴۵۰	۱۱۱۵۴۵۰۰۰
LnMVE	۱۶۹۶	۱۳.۴۶	۱۳.۳۷	۱.۶۷	۰/۵۲	۰/۴۸	۹/۲۵	۱۸/۵۳
CFOt+1	۱۶۰۵	۵۲۳۷۸۱	۵۵۱۱۴	۱۷۹۳۰۱۷	۱/۲۷	۱/۵۴	-۴۳۲۸۴۰	۱۴۵۱۹۴۳۳
OPEARNt+1	۱۶۰۶	۱۶۸۷۴۷	۱۷۸۰۱۰	۱۰۵۰۸۱۴	۱/۰۸	۱	-۲۸۷۱۵۷۷	۷۶۳۲۱۶۶
NI	۱۷۸۵	۵۹۵۱۲۷	۷۵۶۲۵	۲۰۲۷۷۵۸	۵/۳۰	۲۹/۹۵	-۳۹۹۶۸۹	۱۶۷۶۸۹۰۱
BVE	۱۶۹۶	۱۸۳۶.۳۳	۱۶۷۱.۹۲	۱۶۱۹.۵۵	۰/۴۱	۵/۳۹	-۴۳۶۱/۶۲	۱۰۹۱۳/۰۶
CFO	۱۷۸۵	۵۰۴۳۹۱	۶۲۶۴۹	۱۷۷۶۰۶۴	۵/۵۲	۳۲/۷۹	-۴۸۱۱۱۹	۱۴۷۶۵۷۳۵
ACC	۱۷۸۵	-۳۴۷۵۶	-۶۷۲۷	۸۹۷۸۹۴	-۰/۴۶	۱۶/۹۲	-۴۶۷۲۴۳۴	۵۸۸۹۰۴۰
dSFPA	۱۷۸۵	۸۳۵۹۰	۱۲۴۴	۸۲۹۲۴۸	۳/۴۳	۲۰/۴۵	-۲۶۴۴۹۵۶	۵۷۰۵۸۸۴
dSFPB	۱۷۸۵	۳۴۶۵۴۷	۲۴۰۵۳	۱۴۷۵۹۷۵	۵/۳۲	۳۰/۵۷	-۱۵۱۷۹۰۳	۱۱۹۳۷۵۴۸
OACC	۱۷۸۵	-۳۸۸۹۹۸	-۴۱۰۸۸	۱۴۲۴۱۱۳	-۴/۸۰	۲۵/۸۲	-۱۱۶۳۳۱۰۰	۱۹۳۱۰۷۰
SFPAt	۱۷۸۵	۱۳۳۶۱۰	۱۱۹۰۶	۲۰۲۱۶۲۶	۲/۳۳	۴۵/۸۳۳	-۱۴۳۳۲۵۷۸	۲۳۷۰۷۷۳۵
SFPAt-1	۱۷۹۰	۸۵۶۳۹	۱۰۷۴۰	۱۶۹۰۵۵۶	۰/۳۷	۳۲/۴۴	-۱۲۲۴۲۵۹۲	۱۴۹۰۱۹۸۲
SFPBt	۱۷۸۱	۲۶۴۴۹۴۴	۴۶۴۲۴۰	۹۳۹۳۹۲۵	۷/۲۸	۶۴/۴۱	-۲۸۹۷۲	۱۱۷۱۹۲۱۳۰
SFPBt-1	۱۷۸۷	۲۲۸۸۵۵۷	۳۹۵۵۷۷	۸۲۹۲۱۵۰	۷/۹۸	۷۹/۸۳	-۲۸۹۷۲	۱۱۷۱۹۲۱۳۰
OPEARN	۱۷۸۵	۱۳۸۷۵۹	۱۵۲۹	۹۹۶۶۸۲	۲/۹۵	۱۷/۳۹	-۳۹۶۹۷۲۹	۷۶۳۲۱۶۶

مقدار چولگی و کشیدگی برای متغیر وابسته MVE به ترتیب برابر با ۵/۷۴ و ۳۵/۷۰ است که نشـانگر این اسـت که توزیع آن از توزیع نرمال انحراف دارد اما برای لگاریتم این متغیر مقدار چولگی و کشـیدگی به ترتیب برابر با ۰/۵۸ و ۰/۵۳ اسـت؛ یعنی لگاریتم این متغیر توزیع تقارن نسبی دارند و از این نظر توزیع این متغیر شبیه توزیع نرمال است. سایر متغیرها نیز متقارن هستند. با توجه به مقادیر مربوط به آمار توصیفی، می‌توان بیان کرد که متغیرهای پژوهش برای اهداف پژوهش و آزمون فرضیه‌های تحقیق مناسب می‌باشند.

بررسی نرمال بودن توزیع متغیر وابسته

نرمال بودن باقیمانده‌های مدل رگرسیونی نشان دهنده اعتبار آزمونهای رگرسیونی است که در نگاره ۲ با اسـتفاده از آزمون کلموگروف- اسـمیرنف نرمال بودن توزیع متغیرهای وابسته بررسی شده است. نرمال بودن متغیرهای وابسته به نرمال بودن باقیمانده های مدل می انجامد.

نگاره (۲) : آزمون کلموگروف اسمیرنف برای بررسی نرمال بودن متغیر وابسته تحقیق

متغیر وابسته	تعداد	پارامترهای نرمال		بیشترین تفاوت			مقدار Z کلموگروف - اسمیرنف	مقدار احتمال
		میانگین	انحراف معیار	قدرمطلق	مثبت	منفی		
MVE	۱۶۹۶	۳۹۳۶۰۸۱	۱۲۹۶۷۲۷۰	۰/۳۸	۰/۳۸	-۰/۳۸	۱۵/۶۹	۰/۰۰۰
LnMVE	۱۶۹۶	۱۳/۴۶	۱/۶۷	۰/۰۵	۰/۰۵	-۰/۰۵	۰/۸۵	۰/۴۶۸
CFOt+1	۱۶۰۵	۵۲۳۷۸۱	۱۷۹۳۰۱۷	۰/۳۷	۰/۳۷	-۰/۳۷	۰/۹۳	۰/۳۵۱
OPEARNt+1	۱۶۰۶	۱۶۸۷۴۷	۱۰۵۰۸۱۴	۰/۳۱	۰/۳۱	-۰/۳۱	۱/۱۸	۰/۱۲۳

مقدار احتمال برای متغیر وابسـته MVE برابر با ۰/۰۰۰ اسـت که این مقدار کمتر از ۰/۰۵ اسـت و فرض نرمال بودن این متغیر، رد می شـود. اما مقدار احتمال لگاریتم این متغیر برابر با ۰/۴۶۸ است که بیشتر از ۰/۰۵ است یعنی توزیع لگاریتم این متغیر نرمال است. مقدار احتمال برای سایر متغیرهای وابسته بیشتر از ۰/۰۵ است و توزیع این متغیرها نیز نرمال می‌باشد.

انتخاب مدل

نتایج آزمون چاو و هاسمن برای تشخیص مدل مناسب در نگاره ۳ ارایه شده است:

نگاره (۳): آزمون چاو و آزمون هاسمن برای انتخاب مدل مناسب

مدلها	آزمون چاو یا لیمر			آزمون هاسمن			نتیجه
	مقدار F	درجه آزادی	مقدار احتمال	مقدار کای - دو	درجه آزادی	مقدار احتمال	
مدل۱الف	۳/۸۸۶۹۷۰	۱۷۸/۱۵۱۵	۰	۲۴۱/۸۸۱۹۱۱	۲	۰	مدل با اثرات ثابت
مدل۱ب	۴/۴۴۹۱۹۳	۱۷۸/۱۵۱۴	۰	۳۸۰/۱۳۹۲۲۴	۳	۰	مدل با اثرات ثابت
مدل۱ج	۴/۹۳۴۸۹۷	۱۷۸/۱۵۱۲	۰	۵۸۰/۳۰۷۴۲۸	۵	۰	مدل با اثرات ثابت
مدل۱د	۴/۶۷۰۰۹۱۳	۱۷۸/۱۵۰۴	۰	۶۸۰/۱۷۶۰۷۱	۶	۰	مدل با اثرات ثابت
مدل۲الف	۲/۵۵۵۵۳۲	۱۷۸/۱۴۲۵	۰	۴۰۷/۹۸۳۷۰۷	۱	۰	مدل با اثرات ثابت
مدل۲ب	۲/۳۰۰۸۳۴	۱۷۸/۱۴۲۴	۰	۳۵۹/۷۳۴۷۶۵	۲	۰	مدل با اثرات ثابت
مدل۲ج	۱/۶۱۷۰۹۷	۱۷۸/۱۴۲۲	۰	۲۳۸/۲۴۲۹۶۰	۴	۰	مدل با اثرات ثابت
مدل۲د	۲/۱۴۱۴۴۲	۱۷۸/۱۴۱۶	۰	۳۵۰/۶۵۳۴۱۸	۶	۰	مدل با اثرات ثابت
مدل۳الف	۱/۶۳۸۵۰۴	۱۷۸/۱۴۲۶	۰	۳۶/۷۶۶۳۳۶	۱	۰	مدل با اثرات ثابت
مدل۳ب	۱/۷۴۶۳۵۱	۱۷۸/۱۴۲۵	۰	۴۵/۰۳۰۰۷۱	۲	۰	مدل با اثرات ثابت
مدل۳ج	۱/۰۹۷۹۳۸	۱۷۸/۱۴۲۳	۰/۱۹۲۲	-	-	–	مدل ادغام شده
مدل۳د	۱/۰۷۵۳۱۱	۱۷۸/۱۴۱۷	۰/۲۴۸۱	-	-	-	مدل ادغام شده

مقدار احتمال آزمون چاو در مدل های ۱الف تا ۳ب کمتر از ۰/۰۵ اســت، یعنی مدل‌های دارای اثرات، مناســب می‌باشــند. مقدار احتمال آزمون هاســمن برای این مدل‌ها نیز کمتر از ۰/۰۵ اســت، بنابراین مدل‌های مورد اســتفاده، با اثرات ثابت می‌باشــند. مقدار احتمال آزمون چاو برای مدل‌های ۳ج و ۳د بیش از ۰/۰۵ است یعنی این مدل ادغام شده است.

برازش مدل‌های دسته اول(مدل‌های ۱الف تا ۱د)

با توجه به نگاره ۴ مقدار احتمال معنی‌داری F برابر با ۰/۰۰۰ است. یعنی در سطح اطمینان ۹۵ درصد تمام مدل‌ها معنی‌دار هستند. میزان ضریب تعیین مدل‌ها به ترتیب برابر با ۸۵/۶ ، ۸۶/۰ ، ۸۶/۸ و ۸۸/۲ درصد است.

نگاره۴: برآورد پارامترهای مدل‌های دسته اول

مدل	پارامترها	مقدار ضرایب	مقدار t	مقدار احتمال	نتیجه	VIF	مقدار F	مقدار احتمال F	ضریب تعیین	ضریب تعیین تعدیل شده	دوربین واتسون
۱الف	مقدار ثابت	۲۱۴۳۵۲۴	۷/۵۴	۰	معنادار و مثبت	-	۴۶/۴۴	۰	۰/۸۴۶	۰/۸۲۸	۲/۱۶
	NI	۳/۰۲	۱۸/۹۴	۰	معنادار و مثبت	۱/۰۱					
	BVE	-۲۸/۴۸	-۰/۲۲	۰/۸۲	بی‌معنی	۱/۰۱					
۱ب	مقدار ثابت	۱۹۸۵۰۹۸	۷/۳۵	۰	معنادار و مثبت	-	۵۱/۷۰	۰	۰/۸۶۰	۰/۸۴۴	۲/۰۱
	CFO	۳/۶۶	۲۳/۴۲	۰	معنادار و مثبت	۱/۰۴					
	ACC	۲/۱۵	۱۱/۵۴	۰	معنادار و مثبت	۱/۰۶					
	BVE	۶۵/۷۶	۰/۵۳	۰/۵۹	بی‌معنی	۱/۰۳					
۱ج	مقدار ثابت	۱۶۱۱۱۸۶	۶/۰۶	۰	معنادار و مثبت	-	۵۴/۶۰	۰	۰/۸۶۸	۰/۸۵۲	۲/۱۵
	CFO	۲/۹۰	۲۰/۰۴	۰	معنادار و مثبت	۱/۹۳					
	dSFPA	۲/۰۸	۱۱/۳۹	۰	معنادار و مثبت	۱/۱۸					
	dSFPB	۱/۱۸	۸/۰۵	۰	معنادار و مثبت	۳/۱۴					
	OACC	-۰/۰۱	-۰/۰۹	۰/۹۲	بی‌معنی	۳/۷۸					
	BVE	۱۱۲/۶۱	۰/۹۳	۰/۳۴	بی‌معنی	۱/۰۳					
۱د	مقدار ثابت	۱۳۳۶۲۷۱	۵/۲۱	۰	معنادار و مثبت	-	۶۱/۲۵	۰	۰/۸۸۲	۰/۸۶۸	۲/۱۶
	CFO	۲/۶۸	۱۷/۰۰	۰	معنادار و مثبت	۱/۹۳					
	SFPAt	۱/۱۵	۱۰/۸۱	۰	معنادار و مثبت	۱/۱۸					
	SFPAt-1	-۰/۵۲	-۳/۹۵	۰	معنادار و منفی	۳/۱۴					
	SFPBt	۰/۷۵	۱۱/۷۹	۰	معنادار و مثبت	۳/۷۸					
	SFPBt-1	-۰/۳۷	-۵/۹۲	۰	معنادار و منفی	۲/۲					
	OACC	۰/۶۶	۳/۷۲	۰	معنادار و مثبت	۳/۸۴					
	BVE	۱۰۰/۶۳	۰/۸۷	۰/۳۸	بی‌معنی	۱/۰۳					

مقادیر مذکور نشان دهنده آن میزان از تغییرات متغیر وابسته است که توسط متغیرهای مستقل و کنترل بیان می‌گردد. میزان ضریب تعیین تعدیل شده مدل‌ها به ترتیب ۸۲/۸ ، ۸۴/۴،

۸۵/۲ و ۸۶/۸ درصد است. مقدار آماره دوربین واتسون برای هر چهار مدل نزدیک به ۲ می‌باشد که حاکی از عدم خودهمبستگی باقیمانده‌هاست. بنابراین خودهمبستگی بین باقیمانده‌ها وجود ندارد. مقادیر VIF در صورتیکه بالاتر از ۱۰ با شد احتمال وجود همخطی بین متغیرهای مستقل وجود دارد؛ میزان این شاخص برای متغیرهای هر چهار مدل کمتر از ۱۰ است.

با توجه به ضریب تعیین تعدیل شده بدست آمده در نگاره ۴ مشاهده می شود که تفکیک اقلام تهعدی بر مبنای نقش آن ها در تطبیق جر یان های نقدی، قدرت تشریح مدل های ارزش گذاری را افزایش می‌دهد؛ به طوری که ضریب تعیین تعدیل شده مدل ۱د بیش از مدل ۱ج و مدل ۱ج بیش از مدل ۱ب و مدل ۱ب بیش از مدل ۱الف است؛ لذا فرضیه اول پژوهش تایید می گردد.

برازش مدل-های دسته دوم (مدل‌های ۲الف تا ۲د)

با توجه به نگاره ۵ مقدار احتمال معنی‌داری F برابر با ۰/۰۰۰ ا ست و در سطح اطمینان ۹۵ درصد مدل‌ها معنی‌داری هستند. میزان ضریب تعیین مدل‌ها به ترتیب برابر با ۸۲/۳ ، ۸۳/۴ ، ۸۳/۶ و ۸۳/۸ در صد ا ست. میزان ضریب تعیین تعدیل شده مدل‌ها به ترتیب ۸۰/۱ ، ۸۱/۳ ، ۸۱/۵ و ۸۱/۷ درصد است. مقدار آماره دوربین واتسون برای هر چهار مدل نزدیک به ۲ می‌باشد که این مقادیر حاکی از عدم خودهمبستگی باقیمانده‌هاست. مقادیر VIF در صورتیکه بالاتر از ۱۰ با شد احتمال وجود همخطی بین متغیرهای م ستقل وجود دارد؛ میزان این شاخص برای متغیرهای هر چهار مدل کمتر از ۱۰ است.

با توجه به ضریب تعیین تعدیل شده در نگاره ۵، تفکیک اقلام تهعدی بر مبنای نقش آن‌ها در تطبیق جریان‌های نقدی، قدرت تشریح مدل‌های پیش بینی جریان‌های نقدی را افزایش می‌دهد؛ بطوری که ضریب تعیین تعدیل شده مدل ۲د بیشتر از مدل ۲ج و مدل ۲ج بیشتر از ۲ب و مدل ۲ب بیش از مدل ۲الف است. لذا فرضیه دوم پژوهش تایید می گردد.

نگاره (۵): برآورد پارامترهای مدل‌های دسته دوم

مدل	پارامترها	مقدار ضرایب	مقدار t	مقدار احتمال	نتیجه	VIF	مقدار F	مقدار احتمال F	ضریب تعیین	ضریب تعیین	دوربین واتسون
۲الف	مقدار ثابت	۲۷۳۱۳۸/۴	۱۲/۰۳	۰	معنادار و مثبت	-	۳۷/۱۵	۰	۰/۸۲۳	۰/۸۰۱	۲/۱۷
	CFO	۰/۵۳	۲۳/۱۲	۰	معنادار و مثبت	۱					
۲ب	مقدار ثابت	۲۴۰۲۵۰/۸	۱۰/۷۸	۰	معنادار و مثبت	-	۳۹/۸۳	۰	۰/۸۳۴	۰/۸۱۳	۲/۱۲
	CFO	۰/۶۱	۲۵/۷۱	۰	معنادار و مثبت	۱/۱۸					
	SFPAt	۰/۲۸	۹/۶۱	۰	معنادار و مثبت	۱/۱۸					
۲ج	مقدار ثابت	۲۱۳۰۳۳/۹	۹/۳۱	۰	معنادار و مثبت	-	۴۰/۰۱	۰	۰/۸۳۶	۰/۸۱۵	۲/۲۶
	CFO	۰/۵۹	۲۳/۹۷	۰	معنادار و مثبت	۲/۰۲					
	dSFPA	۰/۳۴	۱۰/۱۹	۰	معنادار و مثبت	۱/۱۳					
	dSFPB	۰/۱۰	۴/۰۶	۰	معنادار و مثبت	۲/۹۱					
	OACC	۰/۰۸	۲/۴۶	۰/۰۱	معنادار و مثبت	۳/۴۷					
۲د	مقدار ثابت	۲۲۱۸۰۱/۹	۹/۴۰	۰	معنادار و مثبت	-	۳۹/۹۰	۰	۰/۸۳۸	۰/۸۱۷	۲/۱۷
	CFO	۰/۵۱	۱۹/۱۱	۰	معنادار و مثبت	۳/۷۹					
	SFPAt	۰/۱۳	۷/۳۰	۰	معنادار و مثبت	۲/۵۳					
	SFPAt-1	۰/۰۰	۰/۳۰	۰/۷۶	بی‌معنی	۲/۴۲					
	SFPBt	۰/۰۱	۰/۹۹	۰/۳۲	بی‌معنی	۱/۱۳					
	SFPBt-1	۰/۰۱	۰/۹۳	۰/۳۴	بی‌معنی	۲/۹۱					
	OACC	۰/۰۲	۰/۶۰	۰/۵۴	بی‌معنی	۳/۹۳					

برازش مدل‌های دسته سوم(مدل‌های ۳الف تا ۳د)

با توجه به نگاره ۶ مقدار احتمال معنی‌داری F برابر با ۰/۰۰۰ است و در سطح اطمینان ۹۵ درصد، تمام مدل‌ها معنی‌دار هستند. میزان ضریب تعیین مدل‌ها به ترتیب برابر با ۶۲/۶ ، ۶۳/۸ ، ۵۹/۵ و ۶۳/۷ درصد است. لازم به ذکر است که میزان ضریب تعیین تعدیل شده مدل‌ها به ترتیب ۰/۵۸ ، ۲/۵۹ ، ۴/۵۹ و ۶/۶۳ درصد است. مقدار آماره دوربین واتسون برای هر چهار مدل نزدیک به ۲ می‌باشد که این مقادیر حاکی از عدم خودهمبستگی باقیمانده‌هاست.

مقادیر VIF در صورتیکه بالاتر از ۱۰ باشد احتمال وجود همخطی بین متغیرهای مستقل وجود دارد؛ میزان این شاخص برای متغیرهای هر چهار مدل کمتر از ۱۰ است.

نگاره (۶): برآورد پارامترهای مدل‌های دسته سوم

مدل	پارامترها	مقدار ضرایب	مقدار t	مقدار احتمال	نتیجه	VIF	مقدار F	مقدار احتمال F	ضریب تعیین	ضریب تعیین تعدیل شده	دوربین واتسون
۳الف	مقدار ثابت	۱۱۲۲۸۲/۱	۶/۵۶	۰	معنادار و مثبت	-	۱۳/۳۸	۰	۰/۶۲۶	۰/۵۸۰	۲/۱۶
	OPEARN	۰/۷۳	۳۰/۴۲	۰	معنادار و مثبت	۱					
۳ب	مقدار ثابت	۱۰۸۲۳۲/۵	6.42	۰	معنادار و مثبت	-	۱۳/۹۵	۰	۰/۶۳۸	۰/۵۹۲	۲/۲۰
	OPEARN	۰/۷۴	۳۱/۳۰	۰	معنادار و مثبت	۱					
	ACC	-۰/۱۵	-۶/۶۳	۰	معنادار و منفی	۱					
۳ج	مقدار ثابت	۵۰۴۰۱/۶۳	۲/۹۰	۰	معنادار و مثبت	-	۵۸۹/۴۳	۰	۰/۵۹۵	۰/۵۹۴	۲/۱۶
	OPEARN	۰/۷۵	۳۸/۵۴	۰	معنادار و مثبت	۱/۰۸					
	dSFPA	۰/۰۶	۲/۵۵	۰	معنادار و منفی	۱/۱۵					
	dSFPB	-۰/۰۵	-۲/۹۲	۰	معنادار و منفی	۲/۸۵					
	OACC	-۰/۲۰	-۹/۳۷	۰	معنادار و منفی	۲/۹۳					
۳د	مقدار ثابت	۱۸۴۳۸/۲۸	۱/۱۱	۰/۲۶	بی معنی	-	۴۶۷/۹۸	۰	۰/۶۳۷	۰/۶۳۶۳	۲/۱۶۰
	OPEARN	۰/۷۳	۳۹/۷۹	۰	معنادار و مثبت	۱/۰۶					
	SFPAt	۰/۰۳	۲/۷۹	۰	بی معنی	۲/۱۴					
	SFPAt-1	۰/۰۰	-۰/۱۳	۰/۸۹	بی معنی	۱/۹۱					
	SFPBt	-۰/۰۳	-۴/۴۰	۰	معنادار و منفی	۲/۵۳					
	SFPBt-1	۰/۰۷	۸/۲۰	۰	معنادار و مثبت	۲/۴۲					
	OACC	-۰/۰۸	-۴/۰۵	۰	معنادار و منفی	۳					

با توجه به ضریب تعیین تعدیل شده در نگاره ۶ ، تفکیک اقلام تهعدی بر مبنای نقش آن‌ها در تطبیق جریان‌های نقدی قدرت تشریح مدل‌های پیش‌بینی سود را افزایش می‌دهد؛ به طوری که ضریب تعیین تعدیل شده مدل ۳د بیش از مدل ۳ج و مدل ۳ج بیش از مدل ۳ب و مدل ۳ب بیش از مدل ۳الف است. لذا فرضیه سوم پژوهش تایید می‌گردد.

خلاصه و نتیجه گیری

پرسشی که در این پژوهش بدان پرداخته شد؛ نقش اقلام تعهدی در پیش‌بینی جریان‌های نقدی، سود و ارزش‌گذاری شرکت است. نقش کلیدی اقلام تعهدی حسابداری، تطبیق جریان‌های نقدی شرکت با عوامل اقتصادی ایجادکننده این جریانات در دوره‌های قبل و

دوره‌های آتی اســـت؛ پس اقلام تعهدی، دارایی‌ها و بدهی‌هایی هســـتند که به این تطابق می‌پردازند و بنابراین در مورد جریان‌های نقدی گذشـــته و آینده شـــرکت، اطلاعات ارائه می‌کنند. بارث و همکاران(۲۰۱۶) مدلی را توسعه دادند که به استخراج اطلاعات جریان‌های نقدی از اقلام تعهدی می‌پردازد؛ در این مدل همانند مدل دچو و دیچاو(۲۰۰۲) جریان‌های نقدی یک شـرکت در یک دوره مشـتمل بر سـه جزئی اسـت که به عوامل اقتصـادی دوره گذشـــته، دوره آتی و دوره بعد مرتبط هســـتند. نتایج آزمون این مدل نشـــان می‌دهد که اطلاعات مرتبط با جریان‌های نقدی که در اقلام تعهدی وجود دارد؛ بســـته به نقش اقلام تعهدی در تطبیق جریان‌های نقدی آینده یا گذشـــته و عوامل اقتصـــادی دوره جاری و نیز مرتبط بودن اقلام تعهدی با دوره جاری یا دوره گذشته متفاوت است. نتایج تحلیل مدل نشان می‌دهد که تفکیک اقلام تعهدی بر مبنای نقش آنها، در تطبیق جریان‌های نقدی و عوامل اقتصـادی، قدرت تشـریح‌کنندگی مدل‌های پیش‌بینی سـود، جریان نقدی و ارزش‌گذاری را افزایش می‌دهد. این ویژگی بنیادین اقلام تعهدی حسـابداری در اغلب پژوهش‌های پیشـین نادیده گرفته شده است. همچنین نتایج تحلیل مدل‌ها نشان می‌دهد که هر رقم حسابداری در پیش‌بینی سـود، جریان نقدی و ارزش‌گذاری دارای ضـریب متفاوتی اسـت. یکسـان بودن اطلاعات به کار رفته در پیش‌بینی سـود، جریان نقدی و ارزش‌گذاری به این معنا نیسـت که این اقلام، نقش اطلاعاتی همانندی در این فعالیت‌ها دارند. این نتایج با نتایج پژوهش‌های دچو و دیچاو(۲۰۰۲) و بارث، کلینچ و ایسرائیلی(۲۰۱۶) و مدرس و همکاران(۱۳۹۳) منطبق اسـت و نشـان می‌دهد که اقلام تعهدی در پیش‌بینی سـود و جریانات نقدی و ارزش‌گذاری حائزاهمیت هسـتند؛ اما تفکیک آن‌ها بر مبنای نقش‌شـان در تطبیق جریانات نقدی و عوامل اقتصادی قدرت تشریحی مدل را افزایش می‌دهد.

محدودیت تحقیق

همان‌طور که پیش‌تر عنوان شود؛ مدل بارث و همکاران (۲۰۱۶) ساده‌سازی شده است و تمامی پیچیدگی‌های دنیای واقعی را شـامل نمی‌شـود؛ و لذا ممکن اسـت مدنظر قرار دادن برخی پیچیدگی‌های موجود در عمل، بر قدرت تشریحی مدل تأثیر قابل توجهی داشته باشد.

پیشنهاد برای تحقیقات آینده

پیشنهاد می شود مدل یاد شده به تفکیک صنایع مختلف که بر ویژگی اقلام تعهدی موثر هستند؛ آزمون گردد.

پیشنهاد می‌شود؛ پژوهشگران آتی بررسی کنند که آیا اقلام تعهدی دوره قبل که به تطبیق جریان‌های نقدی جاری با عامل اقتصـــادی دوره قبل می‌پردازند؛ خطای جریان‌های نقدی دوره را در پیش‌بینی عامل اقتصادی دوره بعد کاهش می‌دهند.

پی نوشت

۱ Noisy

منابع

آقایی محمدعلی و شاکری امیر(۱۳۸۹)، کاربرد نسبت‌های نقدینگی، جریان نقدی و حسابداری تعهدی در پیش‌بینی جریان نقدی عملیاتی آتی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، حسابداری مالی : بهار ۱۳۸۹ , دوره ۲ , شماره ۵ ; از صفحه ۱ تا صفحه ۱۶

بیانیه مفاهیم نظری استانداردهای حسابداری ایران(۱۳۸۹)، سازمان حسابرسی، چاپ بیستم

تاری وردی یداله، مرادزاده فرد مهدی و رستمی مریم(۱۳۹۳)، تأثیر مدیریت سود بر دقت پیش بینی جریان های نقدی عملیاتی آتی، پژوهش های حسابداری مالی و حسابرسی (پژوهشنامه حسابداری مالی و حسابرسی) : بهار ۱۳۹۳ , دوره ۶ , شماره ۲۱ ; از صفحه ۱۴۱ تا صفحه ۱۷۲ .

ثقفی علی، هاشمی سیدعباس(۱۳۸۳)، بررسی تحلیلی رابطه بین جریان‌های نقدی عملیاتی و اقلام تعهدی، ارایه مدل برای پیش‌بینی جریان‌های نقدی عملیاتی، بررسی‌های حسابداری و حسابرسی : زمستان ۱۳۸۳ , دوره ۱۱ , شماره ۳۸ ; از صفحه ۲۹ تا صفحه ۵۲ .

خدامی پور احمد، پوراحمد رضا و ترک زاده ماهانی علی(۱۳۹۲)، بررسی تأثیر وقفه های زمانی متغیرهای مالی در پیش بینی سود عملیاتی و جریان های نقدی عملیاتی، حسابداری مدیریت : پاییز ۱۳۹۲ , دوره ۶ , شماره ۱۸ ; از صفحه ۴۵ تا صفحه ۵۶ .

عرب مازاریزدی محمد و صفرزاده محمدحسین(۱۳۸۶). تفکیک سود و پیش بینی جریان های نقدی عملیاتی آتی. بررسی‌های حسابداری و حسابرسی : پاییز ۱۳۸۶ , دوره ۱۴ , شماره ۴۹ ; از صفحه ۱۱۱ تا صفحه ۱۳۸ .

عرب مازاریزدی محمد, مشایخی بیتا, رفیعی افسانه(۱۳۸۵). محتوای اطلاعاتی جریان های نقدی و تعهدی در بازار سرمایه ایران، بررسی‌های حسابداری و حسابرسی : بهار ۱۳۸۵ , دوره ۱۳ , شماره ۴۳ ; از صفحه ۹۹ تا صفحه ۱۱۸ .

محمودآبادی حمید, منصوری شعله(۱۳۹۰)، نقش اقلام تعهدی اختیاری و غیراختیاری در پیش‌بینی جریان‌های نقدی عملیاتی آتی، حسابداری مالی : تابستان ۱۳۹۰ , دوره ۳ , شماره ۱۰ ; از صفحه ۱ تا صفحه ۱۷ .

مدرس احمد، خواجوی شکراله و جهان دوست مهران(۱۳۹۳)، ارزیابی قابلیت مدل های تعهدی در پیش بینی جریان های نقدی، حسابداری مالی : زمستان ۱۳۹۳ , دوره ۶ , شماره ۲۴ ; از صفحه ۴۱ تا صفحه ۵۸ .

مهدوی غلامحسین, صابری مهدی(۱۳۸۹)، تعیین مدل بهینه پیش بینی جریان های نقدی عملیاتی شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، پیشرفت های حسابداری (علوم اجتماعی و انسانی شیراز) : تابستان ۱۳۸۹ , دوره ۲ , شماره ۱ (پیاپی ۵۸/۳) ; از صفحه ۱۹۹ تا صفحه ۲۲۵ .

میرفخرالدینی سیدحیدر، معین الدین محمود و ابراهیم پور علیرضا(۱۳۸۸). مقایسه توانایی جریان‌های نقدی و اقلام تعهدی در پیش‌بینی جریان‌های نقدی آتی. بررسی‌های حسابداری و حسابرسی، بهار ۱۳۸۸، دوره ۱۶، شماره ۵۵، صفحات ۹۹ تا ۱۱۶

Aghaei Mohammad Ali and Shakeri Amir (2010), Application of Liquidity, Cash Flow and Accrual Accounting Ratios in Forecasting Future Operating Cash Flow of Listed Companies in Tehran Stock Exchange, Financial Accounting: Spring 2010, Volume 2, Number 5; 1– 16 (In Persian)

Ali, A. (1994). The incremental information content of earnings, working capital from operations, and cash flows. Journal of Accounting Research, 32, 61–74.

Arab Mazar Yazdi Mohammad and Safarzadeh Mohammad Hussein (2007). Breakdown of Profit and Forecast of Future Cash Flows. Accounting and Auditing Reviews: Autumn 2007, Volume 14, Issue49;111 – 138. (In Persian)

Arab Mazar Yazdi Mohammad, Mashayekhi Bita, Rafiee Afsaneh (2006). Information Content of Cash and Accumulation Flows in the Capital Market of Iran, Accounting and Auditing Reviews: Spring 2006, Volume 13, Number 43; 99 – 118. (In Persian)

Ball, R., & Brown, P. (1968). An empirical evaluation of accounting income numbers. Journal of accounting research, 159-178.

Barth, M. E., Beaver, W. H., & Landsman, W. R. (1992). The market valuation implications of net periodic pension cost components. Journal of Accounting and Economics, 15, 27–62.

Barth, M. E., Beaver, W. H., & Wolfson, M. A. (1990). Components of earnings and the structure of bank share prices. Financial Analysts Journal, 46, 53–60.

Barth, M. E., Beaver, W. H., Hand, J. R. M., & Landsman, W. R. (1999). Accruals, cash flows, and equity values. Review of Accounting Studies, 4, 205–229.

Barth, M. E., Beaver, W. H., Hand, J. R. M., & Landsman, W. R. (2005). Accrual, accounting-based valuation models, and the prediction of equity values. Journal of Accounting, Auditing, and Finance, 20, 311–345.

Barth, M. E., Clinch, G., & Israeli, D. (2016). What do accruals tell us about future cash flows?. Review of Accounting Studies, 21(3), 768-807.

Barth, M. E., Cram, D. P., & Nelson, K. K. (2001). Accruals and the prediction of future cash flows. *The accounting review*, 76(1), 27-58.

Beaver, W. H., & Dukes, R. E. (1972). Interperiod tax allocation, earnings expectations, and the behavior of security prices. The Accounting Review, 47(2), 320-332.

Bowen, R. M., Burgstahler, D., & Daley, L. A. (1986). Evidence on the relationships between earnings and various measures of cash flow. Accounting Review, 713-725.

Bowen, R. M., Burgstahler, D., & Daley, L. A. (1987). The incremental information content of accruals versus cash flows. The Accounting Review, 62, 723–747.

Brochet, F., Nam, S., & Ronen, J. (2009). The role of accruals in predicting future cash flows and stock returns.

Burgstahler, D., Jiambalvo, J., & Pyo, Y. (1998). The informativeness of cash flows for future cash flows. University of Washington.

Cheng, C., Liu, C., & Schaefer, T. (1996). Earnings permanence and the incremental information content of cash flows from operations. Journal of Accounting Research, 34, 173–181.

Dechow, P. M. (1994). Accounting earnings and cash flows as measures of firm performance: The role of accounting accruals. Journal of accounting and economics, 18(1), 3-42.

Dechow, P. M., & Dichev, I. D. (2002). The quality of accruals and earnings: The role of accrual estimation errors. *The accounting review*, *77*(s-1), 35-59.

Dechow, P. M., Kothari, S. P., & Watts, R. L. (1998). The relation between earnings and cash flows. *Journal of accounting and Economics*, *25*(2), 133-168.

Feltham, G. A., & Ohlson, J. A. (1995). Valuation and clean surplus accounting for operating and financial activities. *Contemporary accounting research*, *11*(2), 689-731.

Finger, C. A. (1994). The ability of earnings to predict future earnings and cash flow. Journal of Accounting Research, 210-223.

Greenberg, R. R., Johnson, G. L., & Ramesh, K. (1986). Earnings versus cash flow as a predictor of future cash flow measures. *Journal of Accounting, Auditing & Finance*, 1(4), 266-277.

Khodamipour Ahmad, Pourahmad Reza and Turkzadeh Mahanali (2013), The effect of time lags of financial variables in predicting operating profit and operating cash flows, Management accounting: Autumn 2013, Volume 6, Number 18; 45 – 56. (In Persian)

Lev, B., Li, S., & Sougiannis, T. (2010). The usefulness of accounting estimates for predicting cash flows and earnings. Review of Accounting Studies, 15(4), 779-807.

Lipe, R. (1986). The information contained in the components of earnings. Journal of Accounting Research, 24, 37–68.

Lorek, K. S., & Willinger, G. L. (1996). A multivariate time-series prediction model for cash-flow data. Accounting Review, 81-102.

Mahdavi Gholam Hossein, Saberi Mehdi (2010), Determining the Optimal Model for Prediction of Operational Cash Flows of Tehran Stock Exchange Companies, Accounting Progress (Social Sciences and Human Sciences in Shiraz): Summer 2010, Volume 2, Issue 1 (3/58); 199 – 225. (In Persian)

Mahmoud Abadi Hamid, Mansouri Sholeh (2011), The role of discretionary and non-discretionary accruals in predicting future operational cash flows, Financial Accounting: Summer 2011, Volume 3, Issue 10; 1 – 17. (In Persian)

Mirfakhreddini Sayed Haidar, Minauddin Mahmoud and Ebrahimpour Alireza (2009). Comparison of the ability of cash flows and accrual items in predicting future cash flows. Accounting and Auditing Reviews, Spring 2009, Volume 16, Issue 55, 99 – 116(In Persian)

Modarres Ahmad, Khajavi Shokroleh and Jahan Dost Mehran (2014), Evaluation of the Capability of Accruals Models in Prediction of Cash Flows, Financial Accounting: Winter 2014, Volume 6, Number24;41– 58. (In Persian)

Nissim, D., & Penman, S. H. (2001). Ratio analysis and equity valuation: From research to practice. Review of Accounting Studies, 6, 109–154.

Nissim, D., & Penman, S. H. (2003). Financial statement analysis of leverage and how it informs about profitability and price-to-book ratios. Review of Accounting Studies, 8, 531–560.

Ohlson, J. A. (1995). Earnings, book values, and dividends in equity valuation. *Contemporary accounting research*, *11*(2), 661-687.

Ou, J. A. (1990). The information content of nonearnings accounting numbers as earnings predictors. Journal of Accounting Research, 144-163.

Ou, J. A., & Penman, S. H. (1989). Financial statement analysis and the prediction of stock returns. Journal of accounting and economics, 11(4), 295-329.

Ou, J. A., & Penman, S. H. (1990). Accounting measurement, price-earnings ratio, and the information content of security prices. Journal of Accounting Research, 111-144.

Penman, S. H., & Yehuda, N. (2009). The pricing of earnings and cash flows and an affirmation of accrual accounting. Review of Accounting Studies, 14(4), 453-479.

Pfeiffer, R. J., Elgers, P. T., Lo, M. H., & Rees, L. L. (1998). Additional evidence on the incremental information content of cash flows and accruals: The impact of errors in measuring market expectations. The Accounting Review, 73, 373–385.

Rayburn, J. (1986). The association of operating cash flow and accruals with security returns. Journal of Accounting Research, 112-133.

Saghafi Ali, Hashemi Seyyed Abbas (2004), An Analytical Study of the Relationship between Operating Cash Flows and Accrual Items, Model Presentation for Cash Flow Cash Flow, Accounting, and Audit: Winter 2004, Volume 11, Number 38; 29 – 52. (In Persian)

statement of theoretical concepts of accounting standards of Iran (2010), Audit Organization, Twentieth Printing (In Persian)

Tariverdi Yidollah, Moradzadeh Fard Mahdi and Rostami Maryam (2014), The Effect of Earnings Management on Accuracy of Future Cash Flow Forecasting, Financial Accounting and Auditing Research (Journal of Accounting and Auditing), Spring 2014, Volume 6, Issue 21; 141 – 172. (In Persian)

Wilson, G. P. (1986). The relative information content of accruals and cash flows: Combined evidence at the earnings announcement and annual report release date. Journal of Accounting Research, 24, 165–200.

Wilson, G. P. (1987). The incremental information content of the accrual and funds components of earnings after controlling for earnings. The Accounting Review, 62, 293–322

پژوهش‌های تجربی حسابداری
سال نهم، شماره ۳۳، پاییز ۱۳۹۸، صص ۱۷۱ - ۱۹۷

بررسی تأثیر دانش مالی اعضای هیئت مدیره بر مدیریت واقعی سود

محمد وحدانی*، الهام علی اکبری**

تاریخ دریافت: ۹۶/۱۱/۲۳
تاریخ پذیرش: ۹۷/۰۴/۰۹

چکیده

هدف این پژوهش بررسی تأثیر دانش مالی اعضای هیئت‌مدیره بر مدیریت واقعی سود در شرکت‌های پذیرفته شده بورس اوراق بهادار تهران است. از این رو تعداد ۱۵۰ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در طی دوره زمانی ۱۳۸۹تا ۱۳۹۴، به منظور بررسی این موضوع مورد آزمون قرار گرفته‌اند. در این پژوهش از معیارهای مدیریت واقعی سود شامل جریان غیرعادی وجوه نقد ناشی از فعالیت‌های عملیاتی، هزینه غیرعادی اختیاری، و هزینه غیرعادی تولید استفاده شده است. برای اندازه‌گیری دانش مالی اعضای هیئت‌مدیره از نوع مدرک تحصیلی بهره گرفته شده است. نتایج پژوهش نشان می‌دهد بین هزینه‌های غیرعادی تولید با مدرک مالی و حسابداری اعضای هیئت مدیره و همچنین هزینه‌های غیرعادی اختیاری رابطه مثبت و معناداری وجود دارد. همین‌طور بین جریان غیرعادی وجوه نقد ناشی از فعالیت‌های عملیاتی و مدرک مالی و حسابداری اعضای هیئت مدیره رابطه منفی و معناداری وجود دارد.

واژه‌های کلیدی: دانش مالی اعضای هیئت‌مدیره، مدیریت واقعی سود، جریان‌های غیرعادی وجوه نقد، هزینه‌های غیرعادی تولید، هزینه‌های غیرعادی اختیاری

طبقه‌بندی موضوعی: M10, L25, G34

DOI: 10.22051/jera.2018.19247.1951

* استادیار گروه حسابداری دانشگاه بجنورد، بجنورد، ایران، (نویسنده مسئول)، (Mohamadvahdani99@gmail.com)
** کارشناسی ارشد حسابداری، دانشگاه بجنورد، بجنورد، ایران، (ealiakbari137@yahoo.com)

مقدمه

با توجه به اقلام صورت‌های مالی، سود یکی از مهم‌ترین عوامل مؤثر بر تصمیم‌گیری‌های اقتصادی می‌باشد، چناچه این قلم از صورت‌های مالی کیفیت بالا و قابل اتکایی داشته باشد در تصمیمات استفاده‌کنندگان تأثیر بسزایی دارد. یکی از اهداف اساسی وضع استانداردهای حسابداری این است که استفاده‌کنندگان بتوانند با اتکا بر صورت‌های مالی، تصمیمات نسبتاً مرتبط و صحیحی اتخاذ کنند. از طرفی نیز، مدیران برای رسیدن به اهداف خاصی که منطقاً منافع عده‌ای خاص را تأمین می‌کند، ممکن است سود را طوری گزارش کنند که با هدف تأمین منافع عمومی استفاده‌کنندگان مغایرت داشته باشد (یعقوب نژاد و همکاران، ۱۳۹۱). به مجموعه اقداماتی که مدیران جهت آراستن اطلاعات برای دستیابی به اهداف خاص انجام می‌دهند، مدیریت سود اطلاق می‌شود (شمسایی، ۱۳۹۲).

زمانی که مدیران انگیزه گمراه ساختن کاربران صورت‌های مالی را دارند. آن‌ها می‌توانند از دو شکل مدیریت سود اقلام تعهدی و مدیریت واقعی سود جهت دستیابی به اهداف شخصی خود استفاده کنند (شی‌هوا لی و همکاران، ۲۰۱۶). شکل اول شامل انتخاب روش‌های مناسب حسابداری برای دستیابی به سطوح مطلوب سود است (مدیریت اقلام تعهدی). شکل دوم از زمان‌بندی و یا میزان تصمیمات عملیاتی برای دستیابی به سود مطلوب بهره می‌گیرند (مدیریت واقعی سود) (هلی و والن، ۱۹۹۹). در هر صورت مدیران شرکت‌ها بوا سطه ا ستفاده از هریک از دو روش مدیریت سود شامل اقلام تعهدی ویا مدیریت واقعی سود، سعی در افزایش/کاهش سود جاری داشته و بدین ترتیب هزینه هایی را به شرکت تحمیل می‌نمایند (ایپون و همکاران، ۲۰۱۷). اما با این‌حال مطالعات مربوطه نشان می‌دهند که علی‌رغم بالا بودن هزینه‌های مدیریت واقعی سود برای شرکت، بازهم مدیران به احتمال زیادتر به مدیریت واقعی سود می‌پردازند. البته مدیریت سود بواسطه اقلام تعهدی معمولاً در سال وقوع آشکارا مشخص می‌شود و به‌راحتی توسط حسابرسان قابل کشف است. اما شکل دوم مدیریت واقعی سود کمتر، توجه و دقت حسابرسان و ناظران را به خود جلب می‌کند و کشف آن نسبت به مدیریت سود اقلام تعهدی به مراتب سخت‌تر است (کوهن و همکاران، ۲۰۰۸؛ کوهن و زاروین، ۲۰۱۰).

اعضای هیئت‌مدیره که تخصص بیشتری در دانش مالی و حسابداری دارند درک بهتری از مسئولیت‌های گزارش‌گری و حسابداری و ریسک اقامه دعوی دارند (آیر و همکاران، ۲۰۰۸).

مدیرانی که تخصص مالی بیشتری دارند ممکن است به تکنیک‌های مدیریت واقعی سود متوسل شوند که این رویکرد می‌تواند در بلندمدت به زیان شرکت‌شان باشد (شی‌هوا لی و همکاران، ۲۰۱۶). در طول چند دهه گذشته تحقیقات بسیاری پیرامون مدیریت سود انجام شده است ولیکن رابطه تخصص مالی اعضای هیات مدیره کمتر مورد توجه بوده و این درحالی است که با توجه به شرایط حاکم بر اقتصاد ایران لزوم بهره‌مندی از دانش و تخصص مالی افراد آگاه، با هدف تخصیص بهینه منابع، بیش از پیش احساس می‌گردد.

از طرفی چنانچه مدیران از مدیریت واقعی سود به عنوان روشی فرصت‌طلبانه برای دستیابی به منافع شخصی مانند پاداش، امنیت شغلی و امثالهم استفاده نماید، می‌تواند منجر به ارائه گزارش غیرصادقانه و تحریف اطلاعات مالی گردد. همچنین پیامدهایی بر جریانات نقدی آتی و جاری داشته که خود می‌تواند در درک سرمایه‌گذاران، مشکلات بیشتری را ایجاد نماید (کیم وسوهن، ۲۰۱۳)

از طرف دیگرمدیران به علّت داشتن قدرت درک و تحلیل بهتر از شرایط حال و آتی شرکت و صنعت خود، ارزیابی‌های بهتری نسبت به اقلام تعهدی دارند که خود منجر به ارائه صادقانه سود و در نتیجه باعث بهبود کیفیت اطلاعات می‌شود. دانش مالی مدیران همان تحصیلات مرتبط با رشته‌های مالی از جمله حسابداری، مدیریت و اقتصاد بوده که به سبب آشنایی با استانداردها و سیاستهای حسابداری، نظارت و درنهایت کیفیت بهتر از اطلاعات ارائه شده را بدنبال خواهد داشت (طاهری و همکاران، ۱۳۹۷)

مسایل ناشی از مدیریت واقعی سود در شرایطی که مدیران دانش و تخصص مالی بالاتری داشته باشند اهمیت دوچندان داشته که تاکنون بدان پرداخته نشده است. لذا این پژوهش بدنبال بررسی تأثیر دانش مالی اعضای هیئت‌مدیره بر مدیریت واقعی سود می‌باشد.

مروری بر پیشینه

دانش مالی اعضای هیئت‌مدیره

هیئت‌مدیره برای نظارت بر مدیریت و مشـــارکت در تصـــمیم‌گیری نیازمند مهارت‌های متنوع از قبیل حســـابداری، اقتصـــاد، مدیریت مالی و قانون اســـت تا بتواند برافزایش ارزش شرکت مؤثر با شد. فرض زیربنایی این مو ضوع آن ا ست که اعضای بدون تجربه در دانش مالی یا حسابداری، توانایی کمتری در کشف مشکلات موجود در گزارش‌گری مالی دارند. همچنین وجود یک فرد با تجربه مالی می‌تواند باعث شـود دیگر اعضـا حسـاس و هوشـیار باشند (کاپلن و مینتون، ۱۹۹۴).

دمرجیان و همکاران (۲۰۱۷) در تحقیقی به برر سی توانایی مدیریتی و هموار سازی سود؛ پرداختند. برا ساس مطالعات پی شین مدیران با توانایی بالا، گزارش سود را با کیفیت بالاتری ارائه خواهند کرد، آنها در پی پاسخ به این سوال که آیا این رفتار معمول است؟ دریافتند که بین توانایی مدیریت و کیفیت گزارش های مالی رابطه مثبتی وجود دارد و مدیران توانمندتر گزارش سود را با کیفیت بالاتری نشان می‌دهند.

اریکســـون و همکارانش (۲۰۰۵) به بررســـی ارتباط بین دانش مالی هیئت‌مدیره و ارزش شرکت در شرکت‌های کانادایی بین سال ۱۹۹۳ تا ۱۹۹۷ پرداختند. نتایج تحقیق آن‌ها نشان می‌دهد که هیئت‌مدیره دارای دانش مالی و حسـابداری، نظارت کاراتر بر مدیریت شـرکت دارد و باعث می‌شود ارزش شرکت افزایش یابد. یافته‌های چند مطالعه نشان می‌دهد مدیرانی که آشـــنایی بهتری با حســـابداری دارند، می‌توانند ارتباط مؤثری را بین مدیران و کمیته حسـابرسـی در خصـوص فرضـیات، برآوردها و قضـاوت معنادار برقرار سـازند (آبرناتی و همکاران، ۲۰۰۴) و درک شان را در خصوص گزارشگری مالی و الزامات افشا، حسابرسی و مســـئولیت های حرفه‌ای بهبود بخشـــند. آیر و همکاران (۲۰۰۵)؛ لی و همکاران، (۲۰۱۰) معتقدند که مدیران با مهارت حسابداری بیشتر ممکن است بتوانند اطلاعات شرکت را برای اعضـــای برون ســـازمانی تأیید کنند که به موجب آن، عدم تقارن اطلاعاتی کاهش می‌یابد. چون بازارهای ســـرمایه کارا نمی‌باشـــد، عدم تقارن اطلاعاتی رابطه مثبتی با هزینه ســـرمایه شـــرکت دارد. بنابراین اعضـــای هیئت‌مدیره که دارای مهارت حســـابداری و مالی بیشـــتری

هستند، از عدم تقارن اطلاعاتی کمتری در خصوص بازارهای مالی برخوردار بوده و دارای هزینه سرمایه کمتری هستند. این موضوع منجر به بازده عملیاتی بیشتری به خاطر تعداد پروژه‌ها باNPV مثبت می‌شود. لذا به احتمال کمتری به فعالیت‌های مدیریت واقعی سود برای کسب اهداف سودشان می‌پردازند. (شی‌هوا لی و همکاران، ۲۰۱۶).

مدیریت واقعی سود

شیپر (۱۹۸۹)، در تحقیق خود عنوان کرد مدیریت سود می‌تواند فعالیت‌های واقعی را نیز شامل شود. این نوع مدیریت سود از طریق تغییر در فعالیت‌های عملیاتی با هدف گمراه کردن ذی‌نفعان انجام می‌شود. دستکاری فعالیت‌های واقعی بر جریان‌های نقدی و در پاره‌ای از موارد بر اقلام تأثیر می‌گذارند.

شیوه‌های مدیریت واقعی سود

بسیاری از شواهد موجود پیرامون مدیریت واقعی سود بر کاهش فرصت‌طلبانه هزینه‌های اختیاری مانند هزینه تحقیق و توسعه پرداخته‌اند بوشی (۱۹۹۸)؛ بابر و همکاران، (۱۹۹۱). اگر چه کاهش هزینه‌های اختیاری می‌تواند سود را مطابق اهداف خاص، افزایش دهد اما ریسک کاهش جریان های نقدی عملیاتی آتی را افزایش می‌دهد، زیرا این عمل به طور کلی جریان‌های خروجی وجه نقد را کاهش می‌دهد و در عوض تأثیری مثبت بر روی جریان نقدی عملیاتی جاری دارد. در سال‌های بعدی، این تأثیر مستقیم ممکن است معکوس شود (توماس و زانگ، ۲۰۰۲). روش دیگر پیرامون مدیریت واقعی سود، دست‌کاری فعالیت‌های واقعی از طریق تولید اضافه می‌باشد. به عبارت دیگر، مدیران بیش از مقدار لازم برای فروش و سطح عادی موجودی کالا، تولید می‌کنند. و از طریق بهای تمام شده کالای فروش رفته (COGS) را کاهش داده و در نتیجه سود افزایش می‌یابد. اگر چه این راه کار حاشیه سودآوری را بهبود می‌بخشد، اما شرکت متحمل هزینه‌هایی می‌شود و سطح عادی جریان‌های نقدی عملیاتی شرکت کاهش می‌یابد. رویکرد دیگر برای مدیریت واقعی سود آن است که مدیران تخفیفات قیمتی ارائه می‌دهند تا از این طریق میزان فروش را ارتقاء بخشند. مدیران زمینه تخفیفات فروش را نزدیک به پایان سال مالی فراهم می‌آورند تا میزان فروش را افزایش دهند. در واقع، این عمل سودآوری آتی را به دوره جاری منتقل می سازد.

در نتیجه، سودآوری آتی ممکن است بواسطه مدیریت فروش مورد آسیب واقع شود (ناظمی‌اردکانی، ۱۳۸۸).

بطور کلی مدیریت واقعی سود در بلند مدت می‌تواند کارایی و عملکرد شرکت را متاثر سازد، چراکه بواسطه آن نسبت به عملیات معمول شرکت‌ها که در جهت نیل به اهداف سازمانی است انحراف ایجاد شده و برنامه‌های مرسوم در جهت مدیریت وجو نقد را نیز دچار تغییراتی خواهد نمود. حتی ممکن ا ست هرگونه اعمال نوآورانه نیز در این مسیر دچار اختلال گردد (جیانگ وهمکاران، ۲۰۱۸).

پیشینه پژوهش

پژوهش‌های داخلی

طاهری و همکاران (۱۳۹۷) طی پژوهشی به بررسی توانایی دانش مالی مدیران عامل و شفافیت گزارشگری مالی پرداختند. ایشان داده‌های ۱۱۰ شرکت پذیرفته شده مورد بررسی طی دوره زمانی۱۳۸۹الی ۱۳۹۵ قرار دادند. نتایج تحقیق نشان داد که توانایی مدیران عامل اثر مثبتی بر شفافیت گزارشگری مالی دارد، اما این تأثیر معنادار نشد. همچنین بین دانش مالی مدیران عامل و شفافیت گزار شگری مالی ارتباط معناداری مشاهده نگردیده ا ست. در نهایت، نتایج تحقیق نشان داد که توانایی و دانش مالی مدیران عامل بصورت همزمان اثر مثبت و معناداری بر شفافیت گزارشگری مالی دارند.

ملازاده و همکاران (۱۳۹۵)، در پژوهشی با عنوان تأثیر دانش مالی مدیر عامل بروی مدیریت سود به این نتیجه ر سیدند که دانش مالی مدیر عامل بر روی مدیریت سود شرکت بر اساس رویدادهای واقعی و اقلام تعهدی اختیاری تأثیری ندارد. از طرف دیگر تفاوت معناداری بین مدیریت سود مبتنی بر اقلام تعهدی اختیاری و مبتنی بر رویدادهای واقعی در شرکت‌ها با مدیرعامل دارای دانش مالی و سایر شرکت‌ها وجود ندارد

مشایخی و همکاران (۱۳۹۵)، در پژوهشی با عنوان رابطه بین مدیریت واقعی سود و مدیریت سود تعهدی در شرکت‌های مشکوک به تقلب در بورس اوراق بهادار تهران به این

نتیجه رسیدند که مدیریت واقعی سود بر مدیریت سود تعهدی در شرکت‌های بورسی مشکوک به تقلب در سطح ۹۵٪ تأثیر منفی و معناداری دارد.

پور حیدری و همکاران (۱۳۹۲)، در پژوهشی با عنوان بررسی تأثیر مدیریت واقعی سود بر رفتار سرمایه‌گذاری شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران به این نتیجه رسیدند که بین جریان غیرعادی وجوه نقد و هزینه‌های غیرعادی اختیاری با سرمایه‌گذاری ناکارا رابطه معناداری وجود دارد، به عبارت دیگر اعمال بیشتر مدیریت واقعی سود میزان سرمایه گذاری ناکارا شرکت را افزایش می‌دهد.

پژوهش‌های خارجی

جیانگ و همکاران (۲۰۱۸) در پژوهشی با عنوان مدیریت واقعی سود، محیط سازمانی و عملکرد عملیاتی آتی به بررسی رابطه بین مدیریت واقعی سود و عملکرد شرکت‌ها در یک محیط بین المللی پرداختند. داده‌های مورد نیاز طی دوره ۲۰۰۱ تا ۲۰۱۵جمع‌آوری شده و دریافتند که مدیریت واقعی سود فعلی با عملکرد آتی شرکت‌ها ارتباط مثبت دارد. این رابطه مثبت برای شرکت هایی که در کشورهای توسعه یافته فعالیت دارند بیشتر بوده و به عبارتی محیط‌های سازمانی موجب بهبود رابطه مذکور خواهد شد.

شی‌هوا لی و همکاران (۲۰۱۶)، در پژوهشی با عنوان تأثیر تخصص تیم مدیریت ارشد بر مدیریت واقعی سود شرکت‌ها در کشور تایوان به این نتیجه رسیدند که درصد اعضای تیم مدیریت ارشد که دارای مدرک کارشناسی ارشد هستند، و مدیریت نواحی عملیات اصلی را بر عهده دارند، رابطه منفی با فعالیت‌های مدیریت واقعی سود دارند. این در حالی است که اعضای تیم مدیریت ارشد که دارای گواهی نامه حسابداری (CPA) هستند، رابطه مثبت با فعالیت‌های مدیریت واقعی سود دارند.

ناکاشیما و همکاران (۲۰۱۵)، در پژوهشی با عنوان تأثیر قانون ساربینز آکسلی در ژاپن، به بررسی رابطه بین مدیریت سود و کیفیت سود پرداختند. به این نتیجه رسیدند که مدیریت سود تعهدی برای شرکت‌های نمونه در قبل و بعد از قانون ساربینز آکسلی قابل ملاحظه بود، ولی مدیریت واقعی سود برای شرکت‌های نمونه بعد از قانون ساربینز آکسلی کاهش یافته است.

کیم و سان (۲۰۱۳)، در پژوهشی با عنوان تأثیر مدیریت واقعی سود بر بهای سرمایه به این نتیجه رسیدند که معیارهای هزینه سرمایه به طور مثبت با میزان مدیریت سود از طریق دست‌کاری فعالیت‌های واقعی پس از کنترل اثر مدیریت سود اقلام تعهدی همراه است آنها همچنین دریافتند که این ارتباط مثبت حاصل از فرصت طلبی مدیران است و نه خطاهای اندازه گیری در مدیریت سود.

ژائو و همکاران (۲۰۱۱)، به بررسی تأثیر حفاظت از راه قبضه مالکیت بر مدیریت واقعی سود در عملکرد آتی پرداختند. آنها نشان دادند که شرکت‌هایی که کمتر تحت نظارت قبضه مالکیت قرار می گیرند دارای سطوح بالاتر مدیریت واقعی سود هستند و چنین شرکت‌هایی عملکرد عملیاتی پایین‌تری دارند.

روش پژوهش

پژوهش حاضر از حیث هدف کاربردی و از لحاظ ماهیت، توصیفی- همبستگی می‌باشد. با توجه به این که از اطلاعات تاریخی در آزمون فرضیه‌ها استفاده شده است، در گروه تحقیقات شبه تجربی طبقه‌بندی می‌گردد. نرم افزار آماری مورد استفاده در این پژوهشEviews10 و نیز صفحه گسترده اکسل است.

فرضیه‌های پژوهش

در پژوهش حاضر رابطه دانش مالی اعضای هیئت مدیره و مدیریت واقعی سود مورد بررسی قرار گرفته است؛ بدین منظور از متغیرهای جریان نقد عملیاتی غیرعادی، هزینه غیرعادی تولید و هزینه غیرعادی اختیاری به عنوان معیارهای مدیریت واقعی سود استفاده شده است. بنابراین فرضیه‌های پژوهش به شرح زیر است:

۱. بین درصد اعضای هیئت‌مدیره دارای مدرک مالی و حسابداری با سطح فعالیت مدیریت واقعی سود بر مبنای جریان‌های نقدی غیرعادی رابطه منفی و معناداری وجود دارد.
۲. بین درصد اعضای هیئت‌مدیره دارای مدرک مالی و حسابداری با سطح فعالیت مدیریت واقعی سود بر مبنای هزینه‌های غیرعادی تولید رابطه مثبت و معناداری وجود دارد.

۳. بین درصد اعضای هیئت‌مدیره دارای مدرک مالی و حسابداری با سطح فعالیت مدیریت واقعی سود بر مبنای هزینه‌های غیرعادی اختیاری رابطه مثبت و معناداری وجود دارد.

جامعه آماری و انتخاب شرکت‌ها

در تعیین نمونه آماری، از رابطه خاصی جهت برآورد حجم نمونه و نمونه‌گیری استفاده نشده است، بلکه از روش حذفی استفاده گردیده است. به‌عبارت دیگر، آن دسته از شرکت‌های جامعه آماری که شرایط زیر را دارا بودند، به عنوان نمونه آماری انتخاب و مابقی حذف شده‌اند (خاکی، ۱۳۷۵) نمونه مورد مطالعه در این پژوهش از کلیه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی دوره زمانی ۱۳۸۹ تا۱۳۹۴ (دوره ۶ ساله) تشکیل می‌شود، که شرایط زیر را داشته باشند.

۱- تا پایان اسفند سال ۱۳۸۸ در بورس اوراق بهادار تهران پذیرفته شده باشند.

۲- شرکت‌ها نبایستی سال مالی خود را طی دوره مورد نظر تغییر داده باشند.

۳- اطلاعات مالی مورد نیاز برای انجام پژوهش در دوره زمانی ۱۳۸۹الی ۱۳۹۴ در دسترس باشد

۴- جزء شرکت‌های سرمایه‌گذار، بانک‌ها و واسطه‌گری مالی نباشند.

نحوه انتخاب تعداد شرکت‌های نمونه

شرح	تعداد شرکت‌ها
تعداد کل شرکت‌های که تا پایان سال ۱۳۹۴ عضو بورس می‌باشند.	۴۹۷
تعداد شرکت هایی که از تاریخ ورود تا پایان سال ۱۳۹۴ از بورس اوراق بهادار حذف شده اند.	(۱۰۱)
تعداد شرکت‌های غیرمالی که بین سال‌های ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۴ وارد بورس اوراق بهادار شده اند	(۳۷)
شرکت‌های از نوع تامین کننده مالی، سرمایه‌گذاری و بیمه‌ای	(۵۲)
تعداد شرکت‌های دارای وقفه بیش از سه ماه می‌باشند.	(۶۲)
شرکت هایی که در طول سال ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۴ تغییر سال مالی داشته باشند.	(۱۰)
شرکت هایی که طی دوره زمانی ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۴ سال مالی آن‌ها پایان اسفندماه نمی باشد.	(۶۷)
داده‌های متغیرهای پژوهش برای شرکت‌های مورد نظر قابل دسترس نمی‌باشد.	(۱۸)
تعداد شرکت‌های باقیمانده	۱۵۰

در نهایت ۱۵۰ شرکت تمامی شرایط مورد نظر را دارا بودند که مطالعه حا ضر به برر سی آن‌ها می‌پردازد.

در این پژوهش اطلاعات مالی از صـورت‌های مالی و یادادشـت‌های توضـیحی مربوط به شرکت‌های مورد مطالعه از سایت مرکز تحقیق، توسعه و مطالعات بورس اوراق بهادار تهران و همچنین نرم‌افزار ره‌آورد نوین استخراج شده است.

متغیرهای پژوهش

دانش مالی اعضای هیئت مدیره (متغیر مستقل):

برای سنجش دانش مالی اع ضای هیئت‌مدیره از نوع مدرک تح صیلی ا ستفاده می شود. اعضای هیئت‌مدیره‌ای که دارای مدرک مدیریت، اقتصاد و حسابداری هستند، را می‌توان به عنوان اعضای هیئت‌مدیره دارای دانش مالی طبقه‌بندی نمود (شی‌هوا لی و همکاران، ۲۰۱۶)

معیارهای دستکاری فعالیت‌های واقعی (متغیر وابسته):

با پیروی از مطالعات گذشـــته در مورد دســـتکاری فعالیت های واقعی از جمله زانگ، (۲۰۰۵)؛ روچودهری (۲۰۰۶) و شی‌هوا لی و همکاران، (۲۰۱۶). در این تحقیق د ست کاری فعالیت‌های واقعی زیر مورد بررســـی قرار می‌گیرد: دســـتکاری در فروش، کاهش مخارج اختیاری، و تولید بیش‌از حد (اضافه‌تولید).

سطح غیرعادی هر نوع از د ست کاری فعالیت‌های واقعی به‌عنوان باقیمانده (مازاد) الگوی برآورد مربوط، مورد اندازه‌گیری قرار می‌گیرد.

روی چودهری (۲۰۰۶) دســتکاری در فروش را به‌صــورت تلاش‌های مدیریت در جهت افزایش موقتی فروش در طول ســـال تعریف می‌کند که از طریق ارا ئه تخفیفات قیمت و شرایط اعتباری آ سان‌تر حا صل می شود و جریان‌های نقدی ورودی برای فروش را کاهش می‌دهد.

بنابراین دست‌کاری در فروش انتظار می‌رود به جریان‌های نقدی عملیاتی کمتری در دوره جاری منجر گردد.

مدل اول جریان های نقدی غیرعادی را با اســتفاده از الگوی روی چودهری (۲۰۰۶) و پیروی از الگوی شی‌هوا لی و همکاران، (۲۰۱۶) می‌سنجد.

$$1- CFO_t / A_{t-1} = \alpha_0 + \alpha_1(1 / A_{t-1}) + \alpha_2(S_t / A_{t-1}) + \alpha_3(\Delta S_t / A_{t-1}) + \varepsilon_t^{CFO}$$

که در آن:

CFO_t = جریان‌های نقد عملیاتی سال جاری

S_t = فروش خالص سال جاری

ΔS_t= تغییرات در فروش سال جاری

A_{t-1} = مجموع دارایی‌های سال گذشته

این الگو بر اساس الگوی دچو و همکاران، (۱۹۹۸). تدوین یافته است. سطح عادی CFO به صـورت تابعی خطی از فروش و تغییرات در فروش بیان می‌شـود. برای هر سـال شـرکت، جریان‌های نقدی غیرعادی به عنوان یکی از اجزای مدیریت واقعی سود ((R- CFO، تفاوت بین CFO واقعی CFO مورد انتظار ا ست که از طریق الگوی سال – صنعت متناظر محا سبه می‌شود.

نوع دیگر د ستکاری فعالیت‌های واقعی تولید و کالاهای مازاد بر نیاز (ا ضافه‌تولید) ا ست. ا ضافه‌تولید، بهای تمام شده کالاهای فروش رفته را کاهش می‌دهد که به حا شیه سود بالاتر منجر می شود. به‌هر حال، هزینه‌های تولید و نگهداری ا ضافی ممکن ا ست تحمل شود و به احتمال زیاد باعث افزایش هزینه‌های نهایی می شود که منجر به هزینه‌های تولید سالیانه بیشتر نسبت به فروش می‌شود.

بنابراین مدل دوم سطح تولید مازاد را با استفاده از الگوی روی چودهری (۲۰۰۶) و پیروی از الگوی شی‌هوا لی (۲۰۱۶) می‌سنجد.

$$2- PROD / A_{t-1} = \alpha_0 + \alpha_1(1 / A_{t-1}) + \alpha_2(S_t / A_{t-1}) + \alpha_3(\Delta S_t / A_{t-1}) + \alpha_4(\Delta S_t / A_{t-1}) + \varepsilon^{PROD}{}_t$$

که در آن:

$PROD_t$ = هزینه‌های تولید سال جاری = بهای تمام‌شده کالا فروش رفته + تغییر در

موجودی کالا

S_t = فروش خالص سال جاری

ΔS_{t-1}= تغییرات در فروش سال گذشته

هزینه غیرعادی تولید به عنوان یکی دیگر از اجزای مدیریت واقعی سود (R- PROD)از تفاوت بین هزینه های تولید واقعی و هزینه های تولید مورد انتظار محاسبه شده و با به کارگیری الگوی سال - صنعت متناظر به دست می‌آید.

نوع سوم دستکاری فعالیت‌های واقعی، کاهش هزینه‌های اختیاری است. اگر مدیران هزینه‌های اختیاری را کاهش دهند (به عنوان مثال هزینه تحقیق و توسعه، تبلیغات و هزینه فروش، اداری و تشکیلاتی) برای افزایش سود به اهداف مورد نظر به طور غیر عادی، هزینه‌های اختیاری کم انتظار می‌رود.

مدل سوم: کاهش مخارج اختیاری را با استفاده از الگوی روی چودهری (۲۰۰۶) و پیروی از الگوی شی‌هوا لی (۲۰۱۶) می‌سنجد.

$$3-DISX_t/A_{t-1}=\alpha_0+\alpha_1(1/A_{t-1})+\alpha_2(S_{t-1}/A_{t-1})+\varepsilon_t^{DISX}$$

که در آن:

$DISX_t$= هزینه‌های اختیاری سال جاری = هزینه تحقیق و توسعه + تبلیغات + هزینه‌های فروش، عمومی اداری و تشکیلاتی

S_{t-1}= فروش خالص سال گذشته

A_{t-1} = مجموع دارایی‌های سال گذشته

روی چودهری این الگو را بر اساس فرضیات الگوی دچو و همکاران (۱۹۹۸). تدوین نموده و فرض می‌کند که هزینه‌های اختیاری تابعی خطی از فروش است. برای هر سال – شرکت، مخارج غیرعادی اختیاری به عنوان یکی دیگر از اجزای مدیریت واقعی سود (R-DISX)، از تفاوت بین هزینه‌های اختیاری واقعی و هزینه‌های اختیاری مورد انتظار محاسبه شده با به کارگیری الگوی سال – صنعت متناظر است. الگوی زانگ (۲۰۰۵) برای محاسبه

هزینه های غیرعادی R&D و هزینه های غیرعادی تبلیغات، هزینه های فروش، عمومی و اداری و تشکیلاتی به کار گرفته می‌شود.

در پژوهش حاضر، جهت آزمون فرضیه‌های پژوهش از مدل (۴) استفاده شده است:

$$R-RM = \beta_0 + \beta_1 \text{PFAC} + \beta_2 \text{OPCY} + \beta_3 \text{A-DNI} + \beta_4 \text{N-NI} + \beta_5 \text{SG-F} + \beta_6 \text{SIZE} + \beta_7 \text{LEV} + \beta_8 \text{CR} + \beta_9 \text{BM} + \beta_{10} \text{AQ} + \beta_{11} \text{INST} + \varepsilon$$

R-RM: معرف متغیرهای مدیریت واقعی سود که عبارت‌انداز:

۱. (R-CFO) مدیریت واقعی سود ناشی از جریان‌های غیرعادی وجوه نقد (متغیر وابسته)
۲. (R-PROD) مدیریت واقعی سود ناشی از هزینه‌های غیرعادی تولید (متغیر وابسته)
۳. (R-DISX)مدیریت واقعی سود ناشی از هزینه‌های غیرعادی اختیاری (متغیر وابسته)
۴. PFAC: معرف مدرک مالی و حسابداری اعضای هیئت‌مدیره (متغیر مستقل)

متغیرهای کنترلی

متغیرهای کنترلی که به پیروی از مقاله (شی‌هوا لی و همکاران، ۲۰۱۶) در این پژوهش به عنوان سایر عوامل تأثیرگذار بر فعالیت‌های مدیریت واقعی سود استفاده خواهند شد.

۱- طول چرخه عملیات شرکت (OPCY): این متغیر از طریق مجموع روزها با موجودی معوقه (موجودی که فروش آن به تأخیر افتاده باشد) و روزها با فروش معوقه (فروش که دریافت وجه آن به تأخیر افتاده باشد) منهای روزها با بدهی معوقه (میزان بدهی قطعی شده که پرداخت آن به تأخیر افتاده باشد) محاسبه می‌شود.

۲- اندازه شرکت (SIZE): این متغیر از طریق لگاریتم طبیعی کل دارایی‌ها در سال محاسبه می‌شود.

۳- اهرام مالی (LEV): از طریق تقسیم کل بدهی‌ها به‌کل دارایی‌ها در سال محاسبه می‌شود.

۴- تغییرات درآمد (A-DNI): برابر است با تغییرات درآمد خالص در سال گذشته

۵- زیان متوالی (N-NI): متغیر ساختگی زمانی برابر ۱ است که شرکت دارای دو دوره زیان باشد در غیر این صورت صفر است.

۶- ر شد فروش (SG-F): در صد تغییر فروش در سال گذ شته ا ست (برای برر سی ر شد شرکت مورداستفاده قرار می‌گیرد.)

۷- نسبت جاری (CR): برابراست با دارایی جاری تقسیم بر بدهی جاری

۸- نسبت ارزش دفتری به بازار (BM): برابر است با ارزش دفتری دارایی تقسیم بر ارزش بازار (برای بررسی فرصت‌های رشد شرکت مورداستفاده قرار می‌گیرد.)

۹- کیفیت حسابرسی (AQ): این متغیر یک متغیر مجازی (دووجهی) است که برابر با یک فرض می‌شود اگر حسابرس شرکت، سازمان حسابرسی باشد در غیر این صورت صفر لحاظ می‌گردد. (ملازاده و همکاران، ۱۳۹۵).

۱۰- مالکیت نهادی (INST): برای بررسی مالکیت نهادی مورد استفاده قرار می‌گیرد.

روش تجزیه و تحلیل داده‌ها و آزمون فرضیه‌ها

نگاره شماره ۱ آمار توصیفی متغیرهای مدل را نشان می‌دهد که شامل اطلاعات مربوط به میانگین، میانه، حداقل مشاهدات، حداکثر مشاهدات و انحراف معیار و... است.

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 مستقل مدرک مالی و حسابداری۰۲٪ می‌باشد که نشان می‌دهد اعضای هیئت‌مدیره از این میزان دانش مالی و حسابداری برخوردارند. و شرکت‌های مورد بررسی به طور متوسط از نسبت اهرام مالی ۶۲٪ برخوردار بوده‌اند. که نشان می‌دهد منابع مالی شرکت‌ها از طریق بدهی تأمین مالی شده است. به طور کلی پارامترهای پراکندگی، معیاری برای تعیین میزان پراکندگی از یکدیگر با میزان پراکندگی آنها نسبت به میانگین است. از مهم‌ترین پارامترهای پراکندگی، انحراف معیار است. در بین متغیرها نسبت چرخه عملیات دارای بیشترین و متغیر مدرک مالی و حسابداری کمترین میزان پراکندگی را دارای می‌باشند. که نشان می‌دهد این دو متغیر به ترتیب بیشترین و کمترین میزان تغییرات را دارا می‌باشند.

نگاره (۱): آمار توصیفی متغیرهای مدل

پارامترها / متغیرها	میانگین	میانه	ماکزیمم	مینیمم	انحراف معیار	چولگی	کشیدگی	تعداد مشاهدات
معیار جریان‌های نقدی غیرعادی	۶۱/۲۳۵۱۹	-۶۱/۲۳۵۰۰	۱۷۰۰۰۰/۰	-۱۲۲/۵۰۰۰	۳۵/۴۹۶۱۱	۵/۶۵۰۵	۱/۸۰۰۰۲۰	۹۰۰
معیار هزینه‌های تولیدی غیرعادی	۱/۱۱۷۷۸	۰/۰۹۰۰۰۰	۳۱/۵۵۰۰۰	-۱۸۴/۵۷۰۰	۹/۸۰۷۵۶۶	۱۱/۴۱۱۳۵۲	۱/۷۲۸۳۷۵	۹۰۰
معیار هزینه‌های اختیاری غیرعادی	۰/۹۶۸۳۰۰	۰/۹۶۰۰۰۰	۲/۶۹۰۰۰۰	-۰/۰۱۰۰۰۰	۰/۵۷۲۹۲۳	۰/۱۲۳۱۵۶	۲/۰۰۹۹۲۰	۹۰۰
مدرک مالی و حسابداری	۰/۰۲۰۳۰۰	۰/۰۰۰۰۰۰	۰/۶۰۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰۰۰	۰/۰۷۲۰۸۸	۴/۳۴۷۷۴۱	۲۵/۳۷۴۲۳	۹۰۰
کیفیت حسابرسی	۰/۴۱۷۷۷۸	۰/۰۰۰۰۰۰	۱/۰۰۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰۰۰	۰/۴۹۳۴۶۷	۰/۳۳۳۴۲۸	۱/۱۱۱۱۷۴	۹۰۰
مالکیت نهادی	۰/۵۱۲۷۲۲	۰/۵۱۰۰۰۰	۱/۰۷۰۰۰۰	۰/۰۳۰۰۰۰	۰/۲۱۰۶۹۰	۰/۱۰۸۹۹۲	۲/۷۰۵۴۹۸	۹۰۰
نسبت چرخه عملیات	۴/۴۳۵۰۳۳	۲/۹۸۰۰۰۰	۳/۷۶۸۰۰۰	-۷/۸۱۷۳۰۰	۴۴/۱۵۲۵۸	-۶/۱۴۳۱۵۳	۱/۳۸۶۶۹۳	۹۰۰
اندازه	۱۳/۶۵۳۳۷	۱۳/۴۸۰۰۰	۲۱/۵۹۰۰۰	۹/۴۰۰۰۰۰	۱/۶۰۷۶۲۱	۰/۸۴۴۸۲۸	۴/۴۴۷۲۱۰	۹۰۰
اهرام	۰/۶۲۳۷۱۱	۰/۶۳۰۰۰۰	۲/۰۸۰۰۰۰	۰/۱۰۰۰۰۰	۰/۲۲۴۸۹۵	۱/۰۸۴۰۸۹	۹/۱۲۱۲۷۰	۹۰۰
تغییرات درآمد	۰/۲۵۰۰۴۴	۰/۱۹۰۰۰۰	۵/۲۱۰۰۰۰	-۰/۷۴۰۰۰۰	۰/۴۱۳۱۸۲	۳/۴۶۸۸۹۳	۳۲/۴۵۱۹۰	۹۰۰
زیان دو دوره	۰/۰۴۵۵۵۶	۰/۰۰۰۰۰۰	۱/۰۰۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰۰۰	۰/۲۰۸۶۳۵	۴/۳۵۸۷۷۸	۱۹/۹۹۸۹	۹۰۰
رشد فروش	۰/۲۷۸۱۴۴	۰/۱۸۰۰۰۰	۵/۲۱۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰۰۰	۰/۳۷۴۲۰۲	۴/۶۳۲۴۹۱	۴۴/۵۳۳۴۰	۹۰۰
نسبت جاری	۱/۳۴۱۹۵۶	۱/۲۲۰۰۰۰	۷/۲۴۰۰۰۰	۰/۲۲۰۰۰۰	۰/۶۸۳۳۷۲	۲/۳۹۹۲۹۸	۱۳/۵۶۹۲	۹۰۰
نسبت ارزش دفتری به بازار	۲/۰۰۹۳۶۷	۱/۴۴۰۰۰۰	۳۹/۳۴۰۰۰	۰/۱۴۰۰۰۰	۲/۳۵۵۶۱۳	۶/۴۷۴۸۷۴	۸۱/۲۲۷۸۰	۹۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش

بررسی مانایی متغیرهای پژوهش

نتایج پایایی متغیرهای پژوهش در نگاره شماره ۲ ارائه شده است. براساس آزمون ریشه واحد از نوع آزمون (لوین، لین و چو) چون مقدار احتمال همه متغیرها کمتر از ۵٪ بوده است، همه متغیرهای مستقل، وابسته و کنترلی در دوره پژوهش در سطح مانا بوده‌اند مانایی

بدین معنی اســـت که میانگین و واریانس متغیرهای پژوهش در طول زمان و کوواریانس متغیرها بین سال‌های مختلف ثابت بوده است. لازم به ذکر است که انجام آزمون مانایی برای متغیرهای مجازی (دو وجهی) کیفیت حسابرسی نامفهوم است لذا از ارائه آن خودداری شده است.

نگاره (۲): آزمون پایایی متغرها در طی دوره پژوهش

متغیرها	نماد	لوین، لین و چو		نتایج
		آماره	احتمال	
مدرک مالی و حسابداری	PFAC	۰/۰۷۴۳۵	۰/۰۰۰۰	$I(0)$
مدیریت سود بر مبنای جریان نقدی	RCFOT	-۴۸/۳۷۵	۰/۰۰۰۰	$I(0)$
مدیریت سود بر مبنای هزینه‌های اختیاری	RDISX	-۱۸۵/۶۱۸	۰/۰۰۰۰	$I(0)$
مدیریت سود بر مبنای هزینه‌های تولید	RPROD	-۴/۵۲۳۱۷	۰/۰۰۰۰	$I(0)$
رشد فروش	SG_F	-۸/۳۴۱۶	۰/۰۰۰۰	$I(0)$
اندازه شرکت	SIZE	-۷۵/۴۸۲۸	۰/۰۰۰۰	$I(0)$
تغییرات درآمد	A_DNI	-۱/۰۳۲۹۷	۰/۰۰۰۰	$I(0)$
کیفیت حسابرسی	AQ	--	--	--
نسبت ارزش دفتری به بازار	BM	-۶/۱۰۵۹۲	۰/۰۰۰۰	$I(0)$
نسبت جاری	CR	-۳۵/۸۷۱۶	۰/۰۰۰۰	$I(0)$
مالکیت نهادی	INST	-۴۳/۸۲۹۷	۰/۰۰۰۰	$I(0)$
اهرم مالی	LEV	- ۱۲/۳۶۹۲	۰/۰۰۰۰	$I(0)$
زیان متوالی	N_NI	-۲۰/۴۳۳۴	۰/۰۰۰۰	$I(0)$
چرخه عملیاتی	OPCY	-۳۵/۱۲۴۲	۰/۰۰۰۰	$I(0)$

منبع: یافته‌های پژوهش

آزمون‌های مربوط به فرضیه اول

براســـاس این فرضـــیه انتظار می‌رود درصـــد اعضـــای هیئت‌مدیره دارای مدرک مالی و حســـابداری با جریان‌های نقد عملیاتی غیرعادی رابطه منفی و معناداری داشـــته باشـــد. برای آزمون این فرضیه از مدل رگرسیونی (۴) استفاده شده است. قبل از تخمین مدل لازم است

که روش تخمین آن مشخص گردد که برای این منظور از آزمون F لیمر استفاده شده است. نتایج آزمون در نگاره شماره ۳ منعکس گردیده است.

نگاره (۳): آزمونF لیمر و هاسمن

آزمونF لیمر			آزمون هاسمن		
آمارهF لیمر	احتمال	نتیجه	آماره کای دو	احتمال	نتیجه
۲/۱۲۵۷۷۵	۰/۰۰	تابلویی	۷۱/۱۵۰۴۹۲	۰/۰۰	اثرات ثابت

منبع: یافته‌های پژوهش

نگاره (۴): نتایج برآورد مدل رگرسیونی (۴)

$$R-CFO=\beta_0+\beta_1\mathrm{PFAC}+\beta_1\mathrm{OPCY}+\beta_2\mathrm{A-DNI}+\beta_3\mathrm{N-NI}+\beta_4\mathrm{SG-F}+\beta_5\mathrm{SIZE}+\beta_6\mathrm{LEV}+\beta_7\mathrm{CR}+\beta_8\mathrm{BM}+\beta_9\mathrm{AQ}+\beta_{10}\mathrm{INST}+\varepsilon$$

متغیر	نماد	ضریب برآوردی	خطای استاندارد	آماره t	احتمال
مدرک مالی و حسابداری	PFAC	-۱۰/۲۹۳۴۱	۶/۴۵۰۶۴۷	-۲/۳۱۲۷۸۱	۰/۰۲۰۹
چرخه عملیاتی	OPCY	-۰/۰۰۱۴۰۰	۰/۰۰۴۸۰۷	-۰/۲۹۱۲۹۷	۰/۷۷۰۹
تغییرات درآمد	A_DNI	-۰/۱۱۴۱۵۵	۲/۵۰۵۱۵۰	-۰/۰۴۵۵۶۸	۰/۹۶۳۷
زیان متوالی	N_NI	۰/۲۱۱۱۳۵	۱/۵۰۰۰۵۳	۰/۱۴۰۷۵۲	۰/۸۸۸۱
رشد فروش	SG_F	۰/۲۸۸۹۱۷	۲/۷۴۷۴۱۲	۰/۱۰۵۱۶۰	۰/۹۱۶۳
اندازه شرکت	SIZE	۰/۲۱۹۱۲۷	۰/۱۸۶۰۶۱	-۱/۱۷۷۷۱۵	۰/۲۳۹۲
اهرم مالی	LEV	-۰/۱۱۹۰۵۱	۱/۶۲۹۹۸۵	-۰/۰۷۳۰۳۸	۰/۹۴۱۸
نسبت جاری	CR	۱/۰۵۲۴۷۳	۰/۵۱۰۶۸۴	۲/۰۶۰۹۰۹	۰/۰۳۹۶
نسبت ارزش دفتری به بازار	BM	۰/۴۳۵۳۸۸	۰/۱۱۰۸۵۱	۳/۹۲۷۶۸۹	۰/۰۰۰۱
کیفیت حسابرسی	AQ	۱/۸۱۳۵۷۲	۰/۵۸۰۹۳۰	۳/۱۲۱۸۴۳	۰/۰۰۱۸
مالکیت نهادی	INST	-۳/۸۳۰۷۵۲	۱/۳۵۵۵۶۵	-۲/۸۲۵۹۴۵	۰/۰۰۴۸
ضریب ثابت	C	-۱/۵۸۱۲۱۳	۳/۰۳۱۶۳۷	-۰/۵۲۱۵۷۱	۰/۶۰۲۱
ضریب تعین	۰/۷۳۵۷۲۹				
ضریب تعین تعدیل شده	۰/۶۳۴۸۵۹				
دوربین-واتسون	۲/۰۰۶۶۲۲				
آماره F	۱۰۷۵/۳۰۳				
احتمال (آماره F)	۰/۰۰۰				

منبع: یافته‌های پژوهش

همان طور که نتایج نشـان می‌دهد، سـطح معناداری آماره F لیمر کوچکتر از ۵٪ اسـت؛ بنابراین روش مورد نظر برای تخمین مدل (۴)؛ تابلویی می‌باشـد. از آنجایی که معناداری آزمون هاسـمن کوچکتر از ۵٪ اسـت؛ لذا مدل مورد نظر از نوع اثرات ثابت اسـت. نتایج حاصل از تخمین مدل (۴) در نگاره شماره ۴ ارائه شده است.

با توجه به مقدار احتمال (یا سـطح معنی‌داری) بدسـت آمده برای آماره F برابر ۰/۰۰۰۰ می‌باشـد. فرض صـفر در سـطح اطمینان ۹۵ درصـد رد می‌شـود، بنابراین به طور همزمان بین متغیرهای مسـتقل و متغیرهای وابسـته معنی داری وجود دارد. مقدار آماره دوربین- واتسـون ۲/۰۰۱ می‌باشـد که این مقدار، عدم وجود خود همبسـتگی خطاها را نشـان می‌دهد. نتایج مربوط به ضریب تعیین تعدیل شده نشان می‌دهد، تقریباً ۶۳٪ تغییرات متغیر وابسته به و سیله متغیرهای مستقل و کنترلی مدل، توضیح داده می‌شوند.

همان طور که در نگاره شماره ۴ مشاهده می شود مقدار احتمال آمارهt برای متغیر در صد اعضای هیئت‌مدیره دارای مدرک مالی و حسابداری ۰/۰۲۰۹ می‌باشد و کمتر از سطح خطا ٪۵ است فرض صفر (فرض عدم وجود رابطه بین در صد اعضای هیئت‌مدیره دارای مدرک مالی و حسابداری و جریان‌های نقدی عملیاتی غیرعادی) رد می شود و در نتیجه بین در صد اعضـای هیئت‌مدیره دارای مدرک مالی و حسـابداری و جریان‌های نقدی عملیاتی غیرعادی رابطه معناداری وجود دارد. و همچنین با توجه به ضـریب متغیر درصـد اعضـای هیئت‌مدیره دارای مدرک مالی و حسابداری، منفی و برابر ۱۰/۲۹۳۴۱- می‌باشد. نشان دهنده رابطه منفی درصـد اعضـای هیئت‌مدیره دارای مدرک مالی و حسـابداری با جریان‌های نقدی عملیاتی غیرعادی می‌باشد، در نتیجه فرضیه پژوهش پذیرفته می‌شود.

آزمون‌های مربوط به فرضیه دوم

براسـاس این فرضـیه انتظار می‌رود درصـد اعضـای هیئت‌مدیره دارای مدرک مالی و حسـابداری با هزینه‌های غیرعادی تولید رابطه مثبت و معناداری داشـته باشـد. برای تخمین رابطه دو متغیر مزبور از مدل رگرسـیونی (۴) اسـتفاده شـده اسـت. قبل از تخمین مدل لازم است که روش تخمین آن مشخص گردد که برای این منظور از آزمون F لیمر استفاده شده است. نتایج آزمون در نگاره شماره ۵ منعکس گردیده است.

نگاره (۵): آزمون F لیمر و هاسمن

آزمونF لیمر			آزمون هاسمن		
آمارهF لیمر	احتمال	نتیجه	آماره کای دو	احتمال	نتیجه
۴/۹۴۵۶۰۰	۰/۰۰	تابلویی	۷/۲۵۳۳۸۸	۰/۰۰۸۶	اثرات ثابت

منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج آزمون نشان می‌دهد، که سطح معناداری آماره F لیمر کوچکتر از ۵٪ است؛ بنابراین روش مورد نظر برای تخمین مدل (۴)؛ تابلویی می‌باشد. و چون سطح معناداری آماره هاسمن کوچکتر از ۵٪ است؛ لذا مدل مورد نظر از نوع اثرات ثابت است. نتایج حاصل از تخمین مدل (۴) در نگاره شماره ۶ ارائه شده است.

نگاره (۶): نتایج برآورد مدل رگرسیونی (۴)

$$R-PROD=\beta_0+\beta_1\text{PFAC}+\beta_1\text{OPCY}+\beta_2\text{A}-\text{DNI}+\beta_3\text{N}-\text{NI}+\beta_4\text{SG}-\text{F}+\beta_5\text{SIZE}+\beta_6\text{LEV}+\beta_7\text{CR}+\beta_8\text{BM}+\beta_9\text{AQ}+\beta_{10}\text{INST}+\varepsilon$$

متغیر	نماد	ضریب برآوردی	خطای استاندارد	آماره t	احتمال
مدرک مالی و حسابداری	PFAC	۴/۹۷۱۶۹۴	۴/۳۳۰۴۶۲	۱/۱۴۸۰۷۵	۰/۰۰۱۲
چرخه عملیاتی	OPCY	۰/۰۰۰۳۶۴	۰/۰۰۴۷۶۶	۰/۰۷۶۴۱۷	۰/۹۳۹۱
تغییرات درآمد	A_DNI	۲/۰۹۵۴۰۵	۲/۴۹۵۲۸۷	۰/۸۳۹۷۴۵	۰/۰۰۱۲
زیان متوالی	N_NI	-۰/۹۱۹۸۵۶	۱/۴۸۷۸۶۸	-۰/۶۱۸۲۳۷	۰/۰۳۶۶
رشد فروش	SG_F	-۴/۱۹۱۹۱۲	۲/۷۳۱۳۹۷	۱/۵۳۴۷۱۳	۰/۱۲۵۲
اندازه شرکت	SIZE	۰/۰۱۱۸۲۵	۰/۱۷۹۲۵۱	-۰/۰۶۵۹۶۷	۰/۹۴۷۴
اهرم مالی	LEV	۲/۹۲۲۵۰۸	۱/۶۱۱۹۳۲	۱/۸۱۳۰۴۶	۰/۰۷۰۱
نسبت جاری	CR	-۱/۴۹۴۳۳۶	۰/۵۰۳۳۱۹	-۲/۹۶۸۹۶۳	۰/۰۰۳۱
نسبت ارزش دفتری به بازار	BM	۰/۰۲۹۲۴۱	۰/۱۰۷۵۰۴	۰/۲۷۲۰۰۲	۰/۰۰۵۷
کیفیت حسابرسی	AQ	۰/۹۷۱۹۸۸	۰/۵۷۶۱۵۸	۱/۶۸۷۰۱۸	۰/۰۹۱۹
مالکیت نهادی	INST	۰/۱۱۴۲۷۰	۱/۳۴۳۸۱۴	۰/۰۸۳۸۵۴	۰/۹۳۲۳
ضریب ثابت	C	-۰/۲۶۵۹۳۸	۳/۰۰۲۹۷۰	۰/۰۸۸۵۵۸	۰/۹۲۹۵
ضریب تعین	۰/۴۳۹۱۹۸				
ضریب تعین تعدیل شده	۰/۳۲۶۱۸۹				
دوربین-واتسون	۲/۰۲۹۱۱۵				
آماره F	۳/۰۱۳۱۷۲				
احتمال (آماره F)	۰/۰۰۰۱۴۴				

منبع: یافته‌های پژوهش

با توجه به مقدار احتمال (یا سطح معنی‌داری) بدست آمده برای آماره F برابر ۰/۰۰۰۰ می‌باشد. فرض صفر در سطح اطمینان ۰/۰۹۵ رد می‌شود، و این نشان می‌دهد که تمامی ضرایب رگرسیون به طور همزمان صفر نیستند. بنابراین به طور همزمان بین متغیرهای مستقل و متغیرهای وابسته معنی داری وجود دارد. مقدار آماره دوربین- واتسون ۲/۰۲۹ می‌باشد که این مقدار، عدم وجود خود همبستگی خطاها را نشان می‌دهد. نتایج مربوط به ضریب تعیین تعدیل‌شده نشان می‌دهد، تقریباً ۳۲٪ تغییرات متغیر وابسته به وسیله متغیرهای مستقل و کنترلی مدل، توضیح داده می‌شوند.

همان طور که در نگاره شماره ۶ مشاهده می شود مقدار احتمال آمارهt برای متغیر در صد اعضای هیئت‌مدیره دارای مدرک مالی و حسابداری۰/۰۰۱۲ می‌باشد و کمتر از سطح خطا ٪۵ است فرض صفر (فرض عدم وجود رابطه بین در صد اعضای هیئت‌مدیره دارای مدرک مالی و حسابداری و هزینه‌های غیرعادی تولید) رد می‌شود و در نتیجه بین درصد اعضای هیئت‌مدیره دارای مدرک مالی و حسابداری و هزینه‌های غیرعادی تولید رابطه معناداری وجود دارد. و همچنین با توجه به ضریب متغیر درصد اعضای هیئت‌مدیره دارای مدرک مالی و حسابداری، مثبت و برابر ۴/۹۷۱۶۹۴ می‌باشد. نشان دهنده رابطه مثبت درصد اعضای هیئت‌مدیره دارای مدرک مالی و حسابداری با هزینه‌های غیرعادی تولید می‌باشد، در نتیجه فرضیه پژوهش پذیرفته می‌شود.

آزمون‌های مربوط به فرضیه سوم

براساس این فرضیه انتظار می‌رود درصد اعضای هیئت‌مدیره دارای مدرک مالی و حسابداری با هزینه‌های غیرعادی اختیاری رابطه مثبت و معناداری داشته باشد. برای تخمین رابطه دو متغیر مزبور از مدل رگرسیونی (۴) استفاده شده است. قبل از تخمین مدل لازم است که روش تخمین آن مشخص گردد که برای این منظور از آزمون F لیمر استفاده شده است. نتایج آزمون در نگاره شماره ۷ منعکس گردیده است.

نگاره (۷): آزمون F لیمر و هاسمن

آزمونF لیمر			آزمون هاسمن		
آمارهF لیمر	احتمال	نتیجه	آماره کای دو	احتمال	نتیجه
۱۷/۴۷۷۲۱۲	۰/۰۰	تابلویی	۷۴/۵۳۴۵۸۹	۰/۰۰	اثرات ثابت

منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج آزمون نشان می‌دهد، که سطح معناداری آماره F لیمر کوچکتر از ۵٪ است؛ بنابراین روش مورد نظر برای تخمین مدل (۴)؛ تابلویی می‌باشد. و چون سطح معناداری آماره هاسمن کوچکتر از ۵٪ است؛ لذا مدل مورد نظر از نوع اثرات ثابت است. نتایج حاصل از تخمین مدل (۴) در نگاره شماره ۸ ارائه شده است.

نگاره (۸): نتایج برآورد مدل رگرسیونی (۴)

$$R-DISX = \beta_0 + \beta_1 PFAC + \beta_1 OPCY + \beta_2 A-DNI + \beta_3 N-NI + \beta_4 SG-F + \beta_5 SIZE + \beta_6 LEV + \beta_7 CR + \beta_8 BM + \beta_9 AQ + \beta_{10} INST + \varepsilon$$

متغیر	نماد	ضریب برآوردی	خطای استاندارد	آماره t	احتمال
مدرک مالی و حسابداری	PFAC	۰/۲۴۳۳۶۳	۰/۱۰۲۱۰۰	۲/۳۸۳۵۶۶	۰/۰۱۷۳
چرخه عملیاتی	OPCY	۲/۷۹۰۱۰۵	۰/۰۰۰۱۱۰	۰/۲۵۳۰۱۸	۰/۰۰۰۳
تغییرات درآمد	A_DNI	-۰/۰۳۲۳۰۴	۰/۰۵۷۴۷۹	-۰/۵۶۲۰۲۶	۰/۵۷۴۲
زیان متوالی	N_NI	-۰/۰۰۸۶۱۲	۰/۰۳۴۴۰۹	-۰/۲۵۰۲۷۴	۰/۸۰۲۴
رشد فروش	SG_F	۰/۰۰۹۶۸۲	۰/۰۶۳۰۳۴	۰/۱۵۳۵۹۴	۰/۸۷۸۰
اندازه شرکت	SIZE	۰/۰۰۱۹۴۷	۰/۰۰۴۲۶۸	۰/۴۵۶۳۱۸	۰/۶۴۸۳
اهرم مالی	LEV	-۰/۰۲۹۳۸۱	۰/۰۳۷۳۴۶	-۰/۷۸۶۷۳۹	۰/۰۳۱۶
نسبت جاری	CR	-۰/۰۱۷۶۰۶	۰/۰۱۱۷۰۰	۱/۵۰۴۷۶۷	۰/۱۳۲۷
نسبت ارزش دفتری به بازار	BM	۰/۰۰۹۲۹۴	۰/۰۰۲۵۳۹	-۳/۶۶۰۴۶۷	۰/۰۰۰۳
کیفیت حسابرسی	AQ	-۰/۰۲۳۷۱۰	۰/۰۱۳۳۲۸	-۱/۷۷۸۹۶۸	۰/۰۰۵۵
مالکیت نهادی	INST	۰/۰۴۹۸۷۱	۰/۰۳۱۱۰۳	۱/۶۰۳۴۲۷	۰/۱۰۹۱
ضریب ثابت	C	۰/۱۱۹۴۸۸	۰/۰۶۹۵۰۰	۱/۷۱۹۲۵۰	۰/۰۸۵۹
ضریب تعین	۰/۸۶۹۳۸۰				
ضریب تعین تعدیل شده	۰/۸۶۷۶۱۱				
دوربین-واتسون	۲/۴۱۶۶۱۲				
آماره F	۴۹۱/۵۷۷۴				
احتمال (آماره F)	۰/۰۰۰				

منبع: یافته‌های پژوهش

با توجه به مقدار احتمال (یا سطح معنی‌داری) بدست آمده برای آماره F برابر ۰/۰۰۰۰ می‌باشد. فرض صفر در سطح اطمینان ۰/۰۹۵ رد می‌شود، و این نشان می‌دهد که تمامی ضرایب رگرسیون به طور همزمان صفر نیستند. بنابراین به طور همزمان بین متغیرهای مستقل

و متغیرهای وابسته معنی داری وجود دارد. مقدار آماره دوربین- واتسون ۲/۴۱ می‌باشد که این مقدار، عدم وجود خود همبستگی خطاها را نشان می‌دهد. نتایج مربوط به ضریب تعیین تعدیل‌شده نشان می‌دهد، تقریباً ۸۶٪ تغییرات متغیر وابسته به وسیله متغیرهای مستقل و کنترلی مدل، توضیح داده می‌شوند.

همان طور که در نگاره شماره ۸ مشاهده می شود مقدار احتمال آمارهt برای متغیر درصد اعضای هیئت‌مدیره دارای مدرک مالی و حسابداری۰/۰۱۷۳ می‌باشد و کمتر از سطح خطا ۵٪ است فرض صفر (فرض عدم وجود رابطه بین درصد اعضای هیئت‌مدیره دارای مدرک مالی و حسابداری و هزینه‌های غیرعادی اختیاری) رد می شود و در نتیجه بین درصد اعضای هیئت‌مدیره دارای مدرک مالی و حسابداری و هزینه‌های غیرعادی اختیاری رابطه معناداری وجود دارد. همچنین با توجه به ضریب متغیر درصد اعضای هیئت‌مدیره دارای مدرک مالی و حسابداری، مثبت و برابر ۲/۲۴۳۳۶۳ می‌باشد. نشان دهنده رابطه مثبت درصد اعضای هیئت‌مدیره دارای مدرک مالی و حسابداری با هزینه‌های غیرعادی اختیاری می‌باشد، در نتیجه فرضیه پژوهش پذیرفته می‌شود.

نتیجه‌گیری و ارائه پیشنهادها

مدیران برای گمراه ساختن استفاده‌کنندگان صورت‌های مالی، می‌توانند از مدیریت واقعی سود برای دستیابی به اهداف شخصی خود استفاده کنند. این کار از طریق زمان‌بندی و یا میزان تصمیمات عملیاتی برای دستیابی به سود مطلوب امکانپذیر می‌باشد. از طرفی مدیران به علّت داشتن قدرت درک و تحلیل بهتر از شرایط حال و آتی شرکت و صنعت خود، ارزیابی‌های بهتری نسبت به اقلام تعهدی داشته که خود می‌توانند ارائه صادقانه سود و در نتیجه بهبود کیفیت اطلاعات را بدنبال داشته باشد مضافا دانش مالی مدیران موجب آشنایی بیشتر ایشان با استانداردها و سیاستهای حسابداری می‌گردد و درنتیجه نظارت و درنهایت کیفیت بهتر از اطلاعات ارائه شده را بدنبال خواهد داشت. لذا این پژوهش بدنبال بررسی تأثیر دانش مالی اعضای هیئت‌مدیره بر مدیریت واقعی سود بوده است. در تحقیق پیش‌رو مدیریت واقعی سود با سه معیارجریان‌های نقد عملیاتی غیرعادی، هزینه‌های غیرعادی تولید و هزینه‌های غیرعادی اختیاری مورد بررسی و ارزیابی قرارگرفته است.

نتایج حاصل از آزمون فرضیه اول نشان می‌دهد رابطه‌ی منفی و معنادار بین درصد اعضای هیئت‌مدیره دارای مدرک مالی و حسابداری و جریان‌های نقد عملیاتی غیرعادی وجود دارد. روی چودهری (۲۰۰۶) چنین استدلال نموده که دستکاری فروش بطورموقتی در طول سال و یا ارائه تخفیفات قیمت و شرایط اعتباری آسان‌تر می‌تواند جریان‌های نقدی ورودی ناشی از فروش را کاهش دهد. بنابراین انتظار می‌رود دست‌کاری در فروش به جریان‌های نقدی عملیاتی کمتری در دوره جاری منجر گردد. لذا کاهش جریانهای نقدی عملیاتی غیرعادی به معنای افزایش مدیریت واقعی سود می‌باشد. بنابراین افزایش دانش مالی اعضای هیات مدیره همراستا با کاهش جریانهای نقد عملیاتی غیر عادی و مطابق با استدلال چودهری (۲۰۰۶) ویافته‌های شی‌هوا لی و همکاران (۲۰۱۶) می‌باشد. نتایج حاصله نیز همسو با یافته‌های طاهری و همکاران (۱۳۹۷) در خصوص تأثیر مثبت دانش مالی مدیران نسبت شفافیت گزارشگری مالی بوده که در این تحقیق کاهش جریانهای نقدی غیر عملیاتی در همین راستا است.

بر اساس نتایج حاصل از آزمون فرضیه دوم رابطه مثبت و معنادار درصد اعضای هیئت‌مدیره دارای مدرک مالی و حسابداری با هزینه‌های غیرعادی تولید وجود دارد. نوع دیگر مدیریت واقعی سود از طریق هزینه‌های تولید می‌باشد. بدین ترتیب که کالاهایی بیش از میزان لازم برای برآورده ساختن تقاضای مورد انتظار تولید شده (اضافه‌تولید) و بهای تمام‌شده کالاهای فروش رفته را کاهش می‌یابد لذا حاشیه سود هرواحد در این شرایط افزایش خواهد داشت. ولیکن هزینه‌های تولید و نگهداری محتمل خواهد بود. تخصص مالی و حسابداری اعضای هیات مدیره با مدیریت سود از طریق هزینه‌های تولید همسو بوده و رابطه مثبت خواهد داشت. که همسو با یافته‌های شی‌هوا لی و همکاران (۲۰۱۶) است که بر اساس آن اعضای تیم مدیریت ارشد که دارای گواهی نامه حسابداری (CPA) هستند، رابطه مثبت با فعالیت‌های مدیریت واقعی سود از این طریق دارند.

آزمون فرضیه سوم نیز نشان می‌دهد رابطه مثبت و معنادار درصد اعضای هیئت‌مدیره دارای مدرک مالی و حسابداری با هزینه‌های غیرعادی اختیاری وجود دارد. بنابه استدلال چودهری (۲۰۰۶) مدیران هزینه‌های اختیاری مانند هزینه تحقیق و توسعه، تبلیغات و هزینه

فروش، اداری و تشـــکیلاتی برای نیل به افزایش ســـود مطابق اهداف مورد نظر را کاهش می‌دهند.

یافته‌های تحقیق پیش رو نشان می‌دهد با افزایش دانش مالی و حسابداری مدیریت واقعی ســـود از طریق هزینه‌های غیرعادی اختیاری افزایش می‌یابد و یافته‌های این تحقیق همســـو با یافته‌های شی‌هوا لی (۲۰۱۶) و پور حیدری و همکاران (۱۳۹۲) می‌باشد.

بطور کلی یافته‌های این پژوهش مطابق با اســـتدلال آیر و همکاران (۲۰۰۸) در بیان این موضوع، اذعان می‌دارند اعضای هیئت‌مدیره، دارای تخصص در دانش مالی و حسابداری، درک بهتری از مسئولیت‌های گزارش‌گری و حسابداری و ریسک اقامه دعوی دارند، لذا می‌توان گفت بین درصد تیم مدیریت ارشد که دارای مدرک مالی و حسابداری هستند، با مدیریت واقعی ســـود رابطه‌ی مبثت و معناداری وجود دارد. به عبارت دیگر، در صـــورت افزایش درصد تیم مدیریت ارشد دارای مدرک مالی و حسابداری، مدیران دارای تخصص مالی می‌توانند به تکنیک‌های مدیریت واقعی سود متوسل شوند.

با توجه به نتیجه پژوهش مبنی بر رابطه معنادار بین دانش مالی اعضـــای هیئت‌مدیره و مدیریت واقعی ســـود از ۳ روش دســـتکاری فروش، هزینه‌های تولید و هزینه‌های اختیاری امکانپذیر اســـت. رابطه معنادار دانش مالی اعضـــای هیات مدیره با مدیریت واقعی ســـود با اســـتفاده از ســـه روش مذکور برای ســـازمانهای نظارتی، توجه به مقوله دانش مالی اعضـــای هیئت‌مدیره را بیش از پیش نمایان می‌سازد. که با هدف کنترل و نظارت مدیران شرکت‌ها و محافظت از منافع سهامداران، دستورالعمل‌ها و سیاست‌های مناسب در این زمینه اتخاذ نمایند.

با توجه به این که مشـــخصـــه‌های غیرمالی شـــرکت‌ها، نقش مهمی در تصـــمیمات و عملکردهای شـــرکت‌ها ایفا می‌کنند. به منظور انجام پژوهش‌های آتی در ارتباط با این پژوهش، پیشنهاد می‌شود: بررسی تأثیر دانش مالی اعضای هیئت‌مدیره و کیفیت گزارشگری مالی، بررسی سایر مشخصه‌های اعضای هیئت‌مدیره بر مدیریت واقعی سود نیز مد نظر قرار گیرد.

درخصـــوص محدودیت‌های پژوهش حاضـــر میتوان به۱) دســـتکاری و تغییر فعالیت‌های واقعی الزماً به معنا مدیریت واقعی ســـود آگاهانه نیســـت. ۲) داده‌های اســـتخراج شـــده از

صورت‌های مالی، از بابت تورم تعدیل نشده‌اند۳) نبود بانک اطلاعاتی جامع و کامل در خصـــوص همه اطلاعات مورد نیاز ۴) با توجه به روش نمونه‌گیری در این پژوهش و حذف برخی از این منابع به دلیل نداشتن ویژگی‌های مورد نظر اشاره نمود.

منابع

پورحیدری، امید؛ رحمانی، علی و غلامی، رضا (۱۳۹۲). بررسی تأثیر مدیریت واقعی سود بر رفتار سرمایه گذاری شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. *مجله پیشرفت‌های حسابداری دانشگاه شیراز* دوره‌ی پنجم، شماره اول، صص ۸۵-۵۵.

خاکی، غلام (۱۳۷۵) «روش تحقیق با رویکردی به پایان نامه نویسی»، انتشارات بازتاب، چاپ هشتم، ص۱- ۴۲۹.

شمسایی، وحید (۱۳۹۲). مدیریت سود وتقلب در گزارشگری مالی: تشخیص نقاط تمایز توسط حسابرسان. *مجله حسابرس*، شماره۴۶، ص۱۰۶۶-۱۴۴.

مشایخی، بیتا و حسین پور، امیرحسین (۱۳۹۵). بررسی رابطه بین مدیریت سود واقعی و مدیریت سود تعهدی در شرکت‌های مشکوک به تقلب بورس اوراق بهادار تهران. *فصلنامه علمی-پژوهشی مطالعات تجربی حسابداری مالی*، سال۱۲، شماره۴۹، صص ۵۹-۲۹.

ملازاده، محمد؛ لاری دشت بیاض، محمود و ساعی، محمدجواد (۱۳۹۵). تأثیر دانش مالی مدیر عامل بر روی مدیریت سود. *مجله پژوهش‌های حسابداری مالی و حسابرسی*، سال۸، شماره۳۰، صص ۵۹-۳۷.

ناظمی‌اردکانی، مهدی (۱۳۸۸). بررسی نقش تخصص صنعت حسابرس بر مدیریت سود در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. پایان نامه کارشناسی ارشد. دانشکده علوم اقتصادی.

یعقوب نژاد، احمد؛ بنی مهد، بهمن؛ شکری، اعظم (۱۳۹۱). ارائه الگو برای اندازه‌گیری مدیریت سود در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، *فصلنامه علمی و پژوهشی حسابداری مدیریت*، سال پنجم، شماره دوازدهم، ص۱-۱۶.

Aier, J. K. , Comprix, J. , Gunlock, M. T. , & Lee, D. (2005). The financial expertise of CFOs and accounting restatements. *Accounting Horizons*, 19 (3) , 123–135.

Baber, W. , P. Fairfield, and J. Haggard. (1991). the effect of concern about reported income on discretionary spending decisions: The case

of research and development. *The Accounting Review* 66 (4): 818-829.

Bushee, B. (1998). The influence of institutional investors on myopic R&D investment behavior. *The Accounting Review* 73: 305-33.

Chihua Li, Yijie Tseng, Tsung-Kang Chen (2016). Top management team expertise and corporate real earnings management. Advances in Accounting incorporating *Advances in International Accounting*, 1-16.

Cohen, D. A. , & Zarowin, P (2010). Accrual-based and real earnings management activities around seasoned equity offerings. *Journal of Accounting and Economics*, 50 (1) , 2–19.

Cohen, D. A. , Dey, A. , & Lys, T (2008). Real and accrual-based earningsmanagement in thepre- and post-Sarbanes–Oxley periods. *The Accounting Review*, 83 (3) , 757–787.

Dechow, Patricia, M. ; Kothari, S. P. and Ross L. Watts. (1998). the relationbetween earnings and cash flows. *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 25, PP. 133-68.

Demerjian, P. , Lewis-Western, M. , & McVay, S. (2017). How does intentional earnings smoothing vary with managerial ability? *Journal of Accounting*, Auditing & Finance, 0148558X17748405.

Erickson, J. , Park,Y. W. , Reising, J. and Shin, H. H. (2005). Board composition and firm value under concentrated ownership: The Canadian evidence. *Pacific-Basin Finance Journal*, 13: 387-410

Healy, Paul M. and James Michael Wahlen (1999). A review of the earnings management literature and its implications for standard setting. *Accounting Horizons*, Vol. 13, PP. 365-83.

Ipino, E. , & Parbonetti, A. (2017). Mandatory IFRS adoption: The trade-off between accrual-based and real earnings management. *Accounting and Business Research* 47 (1) , 91–121.

Jiang, Haiyan. Habib, Ahsan& Wang, Snow. (2018) , Real Earnings Management, Institutional Environment, and Future Operating Performance: An International Study, *International Journal of Accounting*,

Kaplan, S. and B. Minton. (1994). Appointment of outsiders to Japanese boards: Determinants and implications for managers. *Journal of Financial Economics*, 36: 225-57.

Kim, J-B, & Shon. B. C. (2013). Real earning management cost of capital. *Journal of Accounting and public policy*, Vol 32, no. 6, pp. 518.

Li, C. , Sun, L. , & Ettredge, M. (2010). Financial executive qualifications, financial executive turnover, and adverse SOX 404 opinions. *Journal of Accounting and Economics*, 50 (1) , 93–110.

Mashayekhi و B. Hosseinpour,؛ A. H. (2016) , The Relationship between Real Earnings Management and Accrual Earnings Management in Companies Suspected of Fraud Listed in Tehran Stock Exchange, *Empirical Studies in Financial Accounting*,13 (49) ,29-59, (In Persian).

Mollazadeg. m. lari, Mahmood, saee, mohammadjavad, (2016) the impact of CEO's financial knowledge on earnings management, *Quarterly journal of financial accounting and auditing research*, 8 (30) , 37-60 (In Persian).

Nakashima. M. , ziebart. D. (2015). Did Japanese- sox have an impact on earnings management and earnings quality? *Managerial auditing journal*, vol 30, pp. 482-510.

Nazem ardekani. m (2008) , Investigating the role of auditors industry expertise in managing profits in companies admitted to Tehran Stock Exchange, Master's Thesis. *Faculty of Economic Sciences*. (In Persian).

Pourheidari, Omid; Rahmani, Ali; Gholami, Reza. (2013). The Impact of Real Earnings Management on Investment Behavior of Companies Listed on Tehran Stock Exchange, *Journal of Accounting Advances* (J. A. A) ,5 (1) ,55-85 (In Persian)

Roychowdhury, Sugata. (2006). Earnings management through real activities manipulation. Journal of Accounting and Economics, Vol. 42, PP. 335-370.

Schipper, K. (1989). Commentary on earnings management. *Accounting Horizon* 91-102.

Shamsaee,vahid. (2013) , Earnings Management and Financial Fraud: Detection of distinction points by auditors, *The auditor Journal*,46. 144-166 (In Persian).

Thomas, J. K. , and H. Zhang. (2002). Inventory changes and futurereturns. *Review of Accounting Studies* 7: 163-187.

Yaghoob nejad. ahmad,bani mahd. ahmad ,shokri, azam. (2012) , Presentation of a Model for Measuring Earnings Management in Tehran Listed Firms, *Management Accounting*, 5 (12) ,1-16 (In Persian).

Zang, Amy Y. (2005). Evidence on the tradeoff between real manipulation and accrual manipulation. Working paper. University of Rochester, Available at *http: //ssrn. com/ abstract = 961293*

پژوهش‌های تجربی حسابداری
سال نهم، شماره ۳۳، پاییز ۱۳۹۸، صص ۱۹۹ - ۲۱۹

تحلیل رابطه ویژگی‌های حاکمیت شرکتی و سود شرکت بر چسبندگی هزینه و محافظه‌کاری در بازار سرمایه ایران با رویکرد معادلات ساختاری

پریسا پازوکی *، رویا دارابی **

تاریخ دریافت: ۹۶/۱۲/۱۸
تاریخ پذیرش: ۹۷/۰۴/۲۶

چکیده

شناخت رفتار هزینه، یکی از مباحث مهم حسابداری بهای تمام شده و حسابداری مدیریت است. در مدل‌های سنتی رفتار هزینه‌ها، هزینه‌های متغیر متناسب با تغییرات حجم فعالیت افزایش یا کاهش می‌یابند و جهت تغییرات در حجم فعالیت تأثیری روی بزرگی تغییرات در هزینه‌ها ندارد. به این معنا که تغییرات در سطح فعالیت به یک‌میزان معین، هزینه‌ها نیز به مقدار معینی افزایش یا کاهش می‌یابند در این پژوهش با استفاده از اطلاعات ۱۵۰ شرکت بین سال‌های ۱۳۹۰ الی ۱۳۹۵ و روش تحلیل ساختار به تحلیل چسبندگی هزینه‌ها در بازار سرمایه ایران پرداخته است. این تحقیق از لحاظ هدف کاربردی، از لحاظ روش توصیفی- همبستگی و به لحاظ نوع مطالعه، میدانی- کتابخانه‌ای با استفاده از اطلاعات تاریخی به‌صورت پس رویدادی (یعنی استفاده از اطلاعات گذشته) است. نتایج پژوهش نشان داد، بین ویژگی‌های حاکمیت شرکتی و میزان چسبندگی هزینه و بین میزان چسبندگی هزینه و محافظه‌کاری آتی شرکت رابطه معناداری وجود دارد اما بین ویژگی‌های مدیریت سود و کیفیت سود با چسبندگی هزینه‌ها رابطه معناداری یافت نشد.

واژه‌های کلیدی: چسبندگی هزینه‌ها، ویژگی‌های حاکمیت شرکتی، محافظه‌کاری، رویکرد معادلات ساختاری.

طبقه‌بندی موضوعی: G14, M41

DOI: 10.22051/jera.2018.19336.1957

* دانشجوی دکترا حسابداری دانشکده مدیریت و حسابداری تهران جنوب، دانشگاه آزاد اسلامی، (parisapazouki@yahoo.com)

** دانشیار گروه حسابداری دانشکده مدیریت و حسابداری تهران جنوب، دانشگاه آزاد اسلامی، نویسنده مسئول، (royadarabi110@yahoo.com)

مقدمه

آگاهی ازچگونگی رفتار هزینه در واکنش به تغییرات سطح تولید و فروش برای مدیریت شرکت‌ها از اهمیت زیادی برخوردار است. در مدل رایج و سنتی رفتار هزینه‌ها، هزینه‌های متغیر به‌نسبت تغییرات در سطح فعالیت تغییر می‌کنند، به این معنا که اندازه تغییر در هزینه‌ها تنها به میزان تغییر در سطح فعالیت بستگی دارد و نه جهت تغییر. اما نظریه‌ی جدید در مورد رفتار هزینه‌ها بیانگر این است که میزان درصد افزایش هزینه‌ها با افزایش حجم فعالیت، بیشتر از میزان در صد کاهش هزینه‌ها درنتیجه‌ی کاهش همان حجم فعالیت می‌با شد. اینگونه رفتار هزینه، چسبندگی هزینه‌ها در نظر گرفته می‌شود (عاشوری، ۱۳۹۳). یکی از پارادایم‌های حاکم در ارتباط با علت وقوع رفتار چسبنده‌ای در هزینه‌ها تصمیمات سنجیده مدیران است. در صورت کاهش فروش در دوره جاری، هرچه پیش‌بینی مدیریت از فروش دوره آتی همراه با خوش‌بینی بیشتری باشد، نشان می‌دهد کاهش فروش از نظر مدیریت، موقتی‌تر است. به همین دلیل، منابع بیشتری به منظور آمادگی برای افزایش فروش در آینده حفظ می شود. اگر مدیران منتظر افزایش فروش در آینده با شند، باعث خواهد شد که چسبندگی هزینه‌ها افزایش پیدا کند (یوسوکاتا و کاجیوارا، ۲۰۱۱). چسبندگی هزینه، تصمیم مدیر به تحمل هزینه‌های منابع استفاده نشده در صورت کاهش فروش تعریف می‌شود. بنگاه‌های مالی که دارای چسبندگی هزینه هستند به دو گروه شرکت‌های کارآمد (با اخبار مثبت) و شرکت‌های ناکارآمد (با اخبار منفی) تقسیم می شوند. شرکت‌های که چسبندگی با اخبار مثبت دارند شرکت هایی هستند که فروش فعلی آن‌ها کم شده است، اما فروش این قبیل شرکت‌ها در آینده‌ی نزدیک به سطح اولیه بازخواهد گشت. بنابراین، این شرکت‌ها از این لحاظ کارآمد هستند که با تحمل هزینه‌های اضافی، با اجتناب از هزینه‌های تعدیل منابع، منافعی برای شرکت در آینده به وجود خواهند آورد (وارجانگرا و تامار، ۲۰۱۴). نتایج تحقیق، می‌تواند برای تحلیل‌گران و مدیران شرکت‌ها مفید است؛ زیرا آن‌ها با پیش‌بینی به موقع و درست رفتار هزینه‌ها، تصمیم‌گیری آگاهانه خواهند داشت؛ همچنین این پژوهش در برنامه‌های کاربردی آنالیز هزینه، بودجه‌بندی هزینه‌ها برای مدیران و تجزیه و تحلیل ساختار هزینه برای تحلیل‌گران مالی، کاربرد خواهد داشت.

مبانی نظری

شناخت رفتار هزینه، یکی از مباحث با اهمیت در حسابداری مدیریت و حسابداری بهای تمام‌شده است. هزینه‌های متغیر با تغییرات میزان حجم فعالیت کاهش یا افزایش خواهند یافت و جهت تغییرات در حجم فعالیت اثری روی اندازه و بزرگی تغییرات در هزینه‌ها ندارد. معنای این عبارت این است که تغییرات در سطح فعالیت به یک میزان معین، هزینه‌ها نیز به مقدار معینی کاهش یا افزایش می‌یابند (اتکینسون، ۲۰۰۰). به‌عنوان مثال، با ۱٪ کاهش یا افزایش در سطح فعالیت، هزینه‌ها نیز با درصد ثابتی افزایش یا کاهش می‌یابند. اما در سال‌های اخیر هزینه‌ها رفتاری دیگر از خود نشان داده که در نتایج پژوهش‌های پژوهشگرانی چون اندرسون و همکاران در سال (۲۰۰۷) دیده می شود. مدیران محافظه‌کار به چسبندگی کارا خوش‌بین می‌باشند و در صورت کاهش فروش، منابع خود را کاهش نمی‌دهند اما مدیران اجرایی غیرمحافظه‌کار، چسبندگی هزینه را ناکارا می‌دانند و منابع را از شرکت خارج می‌نمایند که منجر به کاهش هزینه‌ها به تناسب کاهش سطح فعالیت گردد. تفاوت محافظه کاری مقطعی مدیران (مدیران محافظه کار و غیرمحافظه کار) باعث تغییر در چسبندگی هزینه خواهد شد (صفرزاده و همکاران، ۱۳۹۳). آگاهی از چگونگی رفتار هزینه‌ها نسبت به تغییرات سطح فعالیت (یا سطح فروش) از اطلاعات مهم برای تصمیم‌گیری مدیران در خصوص برنامه‌ریزی و بودجه‌بندی، قیمت‌گذاری محصولات، تعیین نقطه سربه‌سر و سایر موارد است، این موضوع موردتوجه و بررسی قرار گرفت. طبق بررسی‌های انجام‌شده توسط کالجا و همکاران (۲۰۰۶) بنکر و چن (۲۰۰۸) و چن و همکاران (۲۰۰۳) یکی از دلایل احتمالی چسبندگی هزینه‌ها، انگیزه‌های شخصی مدیران یا هموارسازی سود است که از رابطه نمایندگی ناشی می‌شود. طبق رابطه نمایندگی، مالکین مدیران را مأمور اجرای عملیات شرکت کرده و در همین راستا، اختیار اتخاذ برخی تصمیمات را نیز به وی تفویض می‌نمایند. با برقراری رابطه نمایندگی، هر یک از طرفین رابطه به دنبال حداکثر کردن منافع شخصی خویش می‌باشند و ازآنجاکه تابع مطلوبیت مدیران با مالکان یکسان نیست، بین آن‌ها تضاد منافع به وجود می‌آید. این رفتار فرصت‌طلبانه مدیران، مشکلات نمایندگی و هزینه‌های نمایندگی را افزایش می‌دهد که استقرار سیستم حاکمیت شرکتی، در راستای کنترل وکاهش این مشکلات و هزینه‌ها صورت می‌گیرد. به عبارتی جهت پیشگیری

از مدیریت سود در شرکت که ناشی از دلایل شخصی مدیران بوده، استقرار حاکمیت شرکتی در سیستم شرکت ملزم می شود (صفرزاده و همکاران، ۱۳۹۳). مدل‌های مختلفی مبتنی بر مبانی اقتصاد خرد برای توضیح چسبندگی قیمت‌ها و دستمزدهای اسمی و حقیقی مطرح شده‌اند. برای مثال الگوی هزینه‌های فهرست بها، اطلاعات ناقص، اثرات منفی تغییر مداوم قیمت و وابستگی متقابل بین قیمت‌گذاران برای توضیح چسبندگی‌های اسمی مطرح شدند. پیشرفت‌های حاصل از این بحث، پلی میان یافته‌های جدید اقتصاد نیوکینزی (که این نوع از ترکیب چسبندگی‌ها را توصیه می‌کردند) و مدل‌های جدید نیوکلاسیکی برقرار کرد (محمدی و باقری پرمهر، ۱۳۹۴). بنگاه‌های مالی دارای چسبندگی هزینه به دو گروه کارآمد (با اخبار مثبت) و ناکارآمد (با اخبار منفی) تقسیم می‌شوند (سجادی و همکاران، ۱۳۹۳). چسبندگی هزینه در شرکت‌های کارآمد تأثیر مثبتی بر سود آینده (به سبب افزایش دوباره‌ی سطح فروش به عنوان خبر مثبت) و در شرکت‌های ناکارآمد تأثیر منفی بر سود آینده (به سبب دائمی بودن کاهش فروش به عنوان خبر منفی) دارد عملکرد مالی مطلوب موجب می‌شود که چسبندگی هزینه‌ها کاهش یابد (وارجانگرا و تامار، ۲۰۱۴). چسبندگی قیمت‌ها مانع از حرکت راحت و بلامانع قیمت‌ها در بازار با تغییر شرایط اقتصادی و تغییر در عرضه و تقاضای بازار است و عمدتا نشان دهنده ناکارآمدی بازار است و همچنین این چسبندگی ممکن است چسبندگی رو به بالا (تمایل قیمت به افزایش و مقاومت در برابر کاهش) یا چسبندگی رو به پایین (تمایل به کاهش و مقاومت در برابر افزایش) باشد. در علم اقتصاد چند عامل احتمالی برای بروز پدیده چسبندگی ذکر شده است. از جمله خطای پولی و اطلاعات ناقص در خصوص قیمت‌ها. خطای پولی اساسا به معنی آن است که افراد پول ملی را اغلب با ارزش اسمی آن به جای ارزش واقعی مورد قضاوت قرار می‌دهند. برای مثال قدرت واقعی خرید یک پول در دید افراد جامعه پایین‌تر از ارزش واقعی آن پول قلمداد می‌شود (هویانگ و همکاران، ۲۰۱۸). اقتصاددانان کلاسیکی جدید نظریه‌های اقتصاد کلان را بر این فرض بنا کرده‌اند که دستمزدها و قیمت‌ها، انعطاف پذیر هستند. آن‌ها معتقدند که قیمت‌ها با تعدیل سریع، بازارها را تسویه می‌کنند. یعنی عرضه و تقاضا موازنه می شوند. با این حال اقتصاددانان کینزی جدید معتقدند که الگوهای تسویه بازار نمی‌توانند نوسان‌های اقتصادی کوتاه مدت را توضیح دهند و بنابراین آنها طرفدار الگوهایی با دستمزدها و

قیمت‌های «چسبنده» هستند. نظریه‌های کینزی جدید برای توضیح بیکاری غیرداوطلبانه و تأثیر قوی سیاست پولی بر فعالیت اقتصادی به چسبندگی دستمزدها و قیمت‌ها متکی هستند (بال و رومر، ۱۹۹۰). از مهمترین دلایل چسبندگی نرخ سود بانکی می‌توان به تنگنای اعتباری، تأثیرپذیری بازار پول از بازار بدهی، گسترش نامناسب صندوق‌های سرمایه‌گذاری با درآمد ثابت و پرداخت نرخ‌های سود بالای مشارکت توسط خودروسازان اشاره کرد (تابناک۱۳۹۶). یک سنت قدیمی در اقتصاد کلان (هم دیدگاه پول‌گرایی را دربر می‌گیرد و هم دیدگاه کینزی) تاکید می‌کند که سیاست پولی بر اشتغال و تولید در کوتاه مدت اثر می‌گذارد، زیرا قیمت‌ها به کندی به تغییرات عرضه پول واکنش نشان می‌دهند. براساس این دیدگاه چنانچه عرضه پول کاهش یابد، مردم پول کمتری خرج می‌کنند و تقاضای کالاها کاهش می‌یابد. از آنجا که قیمت‌ها و دستمزدها، انعطاف ناپذیر هستند و بلافاصله کاهش نمی‌یابند، کمتر شدن مخارج، سبب افت تولید و اخراج کارگران می‌شود. اقتصاددانان کلاسیک جدید از این سنت انتقاد کرده‌اند زیرا دارای چارچوبی برای تبیین نظری منسجم رفتار قیمت‌ها نیست. بیشتر تحقیقات کینزی جدید تلاش می‌کند تا این جاافتادگی را اصلاح کند. هزینه‌های فهرست انتخاب و برون‌زایی‌های تقاضای جمعی یکی از دلایلی که قیمت‌ها بلافاصله برای تسویه بازارها، تعدیل نمی شوند این است که تعدیل قیمت‌ها پرهزینه است. کینز معتقد نبود بیکاری ناشی از چسبندگی قیمت، نوعی بیکاری غیرارادی است. اگر بیکاری، برخاسته از توافق ضمنی یا آشکاری بین نیروی کار باشد که کمتر از مقدار مشخصی دستمزد کار نکنند چنین بیکاری را باید ناشی از اثرات چانه‌زنی دسته‌جمعی، نوعی بیکاری ارادی تلقی کرد (فخر حسینی و دیگران، ۱۳۹۱). تأثیر محافظه‌کاری شرطی بر گزارش سود و هزینه در شرکت‌های مختلف متفاوت است. به طور خاص اخبار بد، ارزش منصفانه‌ی دارایی‌ها را در ترازنامه کاهش می‌دهد و شرکت‌هایی که دارایی بیشتری دارند، به‌احتمال زیاد کاهش دارایی بزرگ‌تری را ثبت می‌کنند که در نتیجه باعدم محافظه‌کاری اندازه‌گیری شده‌ی بزرگ‌تری مواجه می‌شوند (خدادادی و همکاران، ۱۳۹۴). از طرف دیگر، اخبار بد دلیل اخراج کارکنان بیشتری در آینده خواهد شد و شرکت‌هایی که تعداد کارکنان زیادتری دارند، احتمالا کمک هزینه‌های بیشتری برای حق سنوات و سایر هزینه‌های مرتبط با اخراج کارکنان پرداخت می‌کنند که منجر به افزایش محافظه‌کاری

می‌شود (خان و واتس، ۲۰۰۹) شرکت‌های محافظه‌کارانه‌تر افزایش تغییرات چسبندگی سود (کاهش سطح سود) را به دنبال خواهند داشت (خدادادی و همکاران، ۱۳۹۴). در صورتی که مدیران با کاهش فروش روبه‌رو شود، باید در ارتباط با هزینه‌ها یا حفظ آن تصمیم‌گیری کنند. تصمیم‌گیری در ارتباط با کاهش یا حفظ منابع به انتظار مدیران از تقاضا در آینده بستگی دارد. اگر مدیریت، پروژه‌ی ریسکی چسبندگی هزینه را برگزیند؛ در نتیجه، نیازمند حفظ منابع استفاده نشده خواهد بود. در این وضعیت، مدیریت در ارتباط با چشم‌انداز آینده‌ی شرکت آگاه‌تر است و می‌تواند ارزیابی کند که آیا حفظ منابع استفاده نشده، نتیجه خواهد داد یا خیر؟ (همبورگ و ناسو، ۲۰۱۰).

پیشینه پژوهش

رحمانی و خردیار (۱۳۹۶) تأثیر چسبندگی هزینه‌ها بر محافظه‌کاری شرطی را موردبررسی قرار داد. نتایج حاصل از فرضیه‌های پژوهش نشان می‌دهد که پس از کنترل اثر چسبندگی هزینه‌ها، محافظه‌کاری شرطی کاهش می‌یابد. حاجی احمدی و همکاران (۱۳۹۵) به بررسی تأثیر چسبندگی هزینه‌ها و محافظه‌کاری مشروط بر عدم تقارن رابطه هزینه، حجم فعالیت و سود پرداختند. نتایج به‌دست آمده نیز نشان داد که رفتار چسبندگی هزینه‌بر مدل استاندارد تجزیه و تحلیل هزینه، حجم فعالیت و سود اثر می‌گذارد؛ همچنین نشان داد که خصوصیات خاص شرکت‌ها بر رفتار چسبندگی هزینه شرکت‌ها اثر معناداری دارند. محفوظی و همکاران (۱۳۹۵) بررسی رابطه بین مدیریت سود و چسبندگی هزینه را انجام دادند. نتایج حاکی از آنست که بین چسبندگی هزینه‌ها و مدیریت سود رابطه معنی‌داری وجود ندارد. حسینی تباردر (۱۳۹۵) نقش حاکمیت شرکتی و مدیریت سود در چسبندگی هزینه‌ها را مورد آزمون قرار داد. نتایج به‌دست آمده از آزمون فرضیات تحقیق بیانگر آن است که وجود مدیریت سود فزاینده به تنهایی تأثیر معناداری بر چسبندگی هزینه‌ها نداشته است. نتایج به‌دست آمده در خصوص تأثیر جداگانه متغیرهای نظام راهبری شرکتی بر چسبندگی هزینه‌ها نیز گویای آن است که هیچ‌یک از متغیرهای سه‌گانه نظام راهبری شرکتی، که به صورت مجزا و درمجموع تأثیر آن‌ها بر چسبندگی هزینه‌ها مورد سنجش قرارگرفته، به شکل معناداری منجر به کاهش چسبندگی هزینه‌ها نگردیده است. محرم‌پور و نظری (۱۳۹۵) به بررسی نقش نظام راهبری شرکتی بر چسبندگی هزینه‌ها پرداختند. نتایج به‌دست آمده از

آزمون فرضیات تحقیق نشان می‌دهد که هیچ یک از متغیرهای سه‌گانه نظام راهبری شرکتی، که به صورت مجزا و در مجموع تأثیر آن‌ها بر چسبندگی هزینه‌ها مورد سنجش قرارگرفته، به شکل معناداری منجر به کاهش چسبندگی هزینه‌ها نگردیده است. نتایج به‌دست آمده از فرضیه دوم در خصوص تأثیر همزمان مدیریت سود فزاینده و وجود نظام راهبری قوی بر چسبندگی هزینه‌ها، نیز بیانگر آن است که؛ در شرکت‌هایی که دارای انگیزه مدیریت سود فزاینده بوده و از نظام راهبری قوی برخوردار هستند (به صورت همزمان)، چسبندگی هزینه‌ها به شکل معناداری کاهش می‌دهد. زو و هانگ (۲۰۱۶) در تحقیقی با عنوان مدیریت سود، حاکمیت شرکتی و چسبندگی هزینه چنین بیان می‌کنند که تفاوت کاهش چسبندگی میان مدیریت درآمد و مدیریت غیر درآمدی زیرنمونه‌ها در سایر هزینه‌های عمومی نسبت به هزینه‌های تبلیغات بسیار بیشتر است. مواجهه با فشار مدیریت سود رو به بالا احتمال اینکه مدیران به صورت مجزا هزینه‌ها را برای توسعه بلندمدت شرکتشان کاهش دهند بیشتر می‌کند. مارسلیونس عصری (۲۰۱۷) در مقاله خود با عنوان کیفیت سود و محافظه کاری حسابداری که از اطلاعات مالی شرکت‌های بورسی مالزی بین سال‌های ۲۰۰۵ تا ۲۰۱۰ استفاده کرده است نشان داد که بین محافظه‌کاری حسابداری و میزان کیفیت سود در نمونه مورد بررسی رابطه معناداری وجود دارد. هوکو و همکاران (۲۰۱۵) به بررسی رابطه بین مدیریت سود و چسبندگی هزینه‌ها پرداختند. در این پژوهش، تأثیر انگیزه‌های مدیریت سود بر چسبندگی هزینه‌های عمومی، اداری و فروش مورد مطالعه قرار گرفت. نتایج آن‌ها نشان داد که رفتار هزینه در شرکت‌های - مشکوک به انجام مدیریت سود با شرکت‌های غیر مشکوک متفاوت است که حاکی از وجود رابطه بین مدیریت سود و چسبندگی هزینه‌ها می‌باشد. بنکر و همکاران (۲۰۱۴) نشان دادند که چسبندگی هزینه اثر نامشخصی درپژوهش‌های مربوط به محافظه‌کاری دارد. آن‌ها همچنین نشان دادند که بخش قابل توجهی از محافظه‌کاری شرطی می‌تواند تحت تأثیر چسبندگی هزینه باشد. وارگانوگارا و تامارا (۲۰۱۴) در پژوهش خود با عنوان "بررسی ارتباط چسبندگی هزینه و سودآوری در بورس اندونزی" به بررسی تأثیر چسبندگی هزینه‌ها بر سودآوری شرکت‌ها پرداختند. پژوهش آن‌ها در بورس اوراق بهادار اندونزی انجام‌شده است نتایج نشان می‌دهد که در شرکت‌های اندونزیایی چسبندگی هزینه وجود دارد و بین چسبندگی هزینه و سودآوری

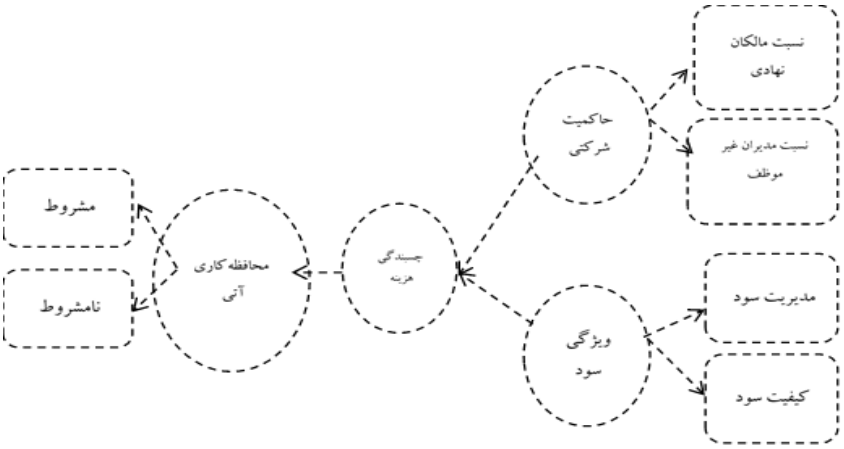
شرکت‌ها رابطه معناداری وجود دارد و چسبندگی هزینه سودآوری شرکت‌ها را کاهش می دهد.

فرضیه‌ها و مدل مفهومی پژوهش

با توجه به مبانی نظری پژوهش و رویکرد معادلات ساختاری در تحلیل چسبندگی هزینه ها، فرضیه‌های زیر تدوین شده است:

۱- ویژگی‌های حاکمیت شرکتی بر چسبندگی هزینه تأثیر معنادار دارد.
۲- ویژگی‌های سود بر چسبندگی هزینه تأثیر معنادار دارد.
۳- چسبندگی هزینه‌بر محافظه‌کاری آتی تأثیر معناداری دارد.

داده‌های این پژوهش، مبتنی بر ارقام و اطلاعات واقعی بازار سهام و صورت‌های مالی شرکت‌ها است که از طریق مراجعه به صورت‌های مالی، پایگاه اطلاعاتی سازمان بورس اوراق بهادار و با استفاده از نرم‌افزار ره‌آورد نوین گردآوری شده‌اند.



شکل (۱): مدل مفهومی پژوهش – منبع: پژوهشگر

روش‌شناسی پژوهش

این پژوهش از لحاظ معرفت‌شناسی پژوهشی تجربه‌گرا، سیستم استدلال آن استقرایی و از لحاظ نوع مطالعه، میدانی- کتابخانه‌ای می‌باشد که از اطلاعات تاریخی به‌صورت پس

رویدادی ا ستفادهکرده ا ست. جامعه‌ی آماری این تحقیق شامل تمامی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران که شرایط زیر را دارا باشند، می‌باشد.

۱- در دوره‌ی موردبررسی تغییر دوره‌ی مالی نداشته باشند.
۲- شرکت‌های سرمایه‌گذاری، واسطه‌گری‌های مالی، بانک و لیزینگ نباشند.
۳- داده‌های موردنظر آن‌ها در دسترس باشد.
۴- شرکت‌هایی که در دوره پژوهش فعال بوده‌اند.

در نهایت با توجه به محدودیت‌های ذکر شده تعداد ۱۵۰ شرکت طی سال‌های ۱۳۹۰ تا۱۳۹۵ به عنوان جامعه آماری انتخاب شده‌اند که با توجه به در دسترس بودن اطلاعات، تمام شرکت‌ها به عنوان نمونه آماری با استفاده از نرم‌افزار SmartPLS3 و روش حداقل مربعات جزئی مورد بررسی قرارگرفته است.

متغیرهای پژوهش

در این تحقیق جهت بررسی و شناسایی عامل‌های مؤثر بر چسبندگی هزینه‌ها، متغیرهای استقلال هیئت‌مدیره، نسبت مالکان نهادی، و مدیریت سود و کیفیت سود متغیرهای مستقل هستند و متغیر چسبندگی هزینه مداخله‌گر و محافظه‌کاری وابسته است.

محافظه‌کاری: در این پژوهش برای محاسبه محافظه‌کاری از مدل گیولی وهاین (۲۰۰۰؛ ۲۹۰) و از تقسیم (اقلام تعهدی غیرعملیاتی بر کل دارایی‌ها) * (۱-) استفاده شده است و مطابق با پژوهش بنکر و همکاران (۲۰۱۴) به عنوان متغیر وابسته انتخاب شده است.

چسبندگی هزینه ها: برای تعیین شرکت‌های با چسبندگی هزینه از نسبت هزینه‌های اداری و فروش (اندرسون و همکاران، ۲۰۰۷) استفاده شده است. اندرسون و همکاران نسبت هزینه‌های اداری و فروش را تفاوت میان نسبت هزینه‌های اداری و فروش به درآمد فروش دوره‌ی جاری و دوره‌ی قبل در نظر گرفته و به صورت زیر تعریف کرده‌اند (وارگانوگارا و تامارا، ۲۰۱۴):

$$\text{SG \& ARATIO} = \frac{\text{SG \& A}_t}{\text{SALESA}_t} - \frac{\text{SG \& A}_{t-1}}{\text{SALESA}_{t-1}}$$

در مدل مزبور، SG & A معرف هزینه‌های عمومی و اداری و SALESA بیانگر فروش است.

کیفیت سود: برای محاسبه کیفیت سود از مدل پنمن به شرح زیر استفاده می‌گردد:

سود خالص /جریان نقد عملیاتی =کیفیت سود

استقلال هیئت‌مدیره: در این پژوهش برای محاسبه استقلال هیئت مدیره از نسبت مدیران غیرموظف به‌کل اعضای هیئت‌مدیره استفاده شده است و مطابق با پژوهش زو وهانگ (۲۰۱۶) به عنوان متغیر مستقل انتخاب شده است.

مدیریت سود: در این پژوهش برای محاسبه مدیریت سود از مدل جونز تعدیل‌شده استفاده شده است و مطابق با پژوهش هوکو و همکاران (۲۰۱۵) به بررسی به عنوان متغیر مستقل انتخاب شده است. بر اساس مطالعات انجام شده توسط دچاو و دیگران (۱۹۹۵)، مدل تعدیل شده جونز (۱۹۹۱) قوی‌ترین مدل برای اندازه‌گیری مدیریت سود است. براین اساس در تحقیق حاضر از مدل مذکور برای محاسبه اقلام تعهدی اختیاری استفاده شده است. در مدل تعدیل‌شده جونز ابتدا کل اقلام تعهدی به شرح زیر محاسبه می‌گردد:

$[TA_{it} = E_{it} - OCF_{it}]$ TA_{it}: کل اقلام تعهدی شرکت i در سال t

E_{it}: سود قبل از اقلام غیرمترقبه برای شرکت i در سال t

OCF_{it}: جریان‌های نقدی حاصل از عملیات برای شرکت i در سال t

پس از محاسبه‌کل اقلام تعهدی، پارامترهای $\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3$ به منظور تعیین اقلام تعهدی غیر اختیاری، از طریق فرمول زیر برآورد می‌شوند:

$$\left[\frac{TA_{it}}{A_{it-1}} = \alpha_1 \frac{1}{A_{it-1}} + \alpha_2 \frac{\Delta REV}{A_{it-1}} + \alpha_3 \frac{PPE_t}{A_{it-1}} + \varepsilon\right]$$

که در آن:

TA_{it}: اقلام تعهدی

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

ΔREV_{it}: تغییر در درآمد فروش شرکت i بین سال t و t-1

PPE_{it}: اموال، ماشین آلات و تجهیزات ناخالص شرکت i در سال t

ε_{it}: اثرات نامشخص عوامل تصادفی

$\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3$: پارامترهای برآورد شده‌ی شرکت i

پس از محاسبه‌ی پارامترهای $\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3$ از طریق روش حداقل مربعات طبق فرمول ذیل اقلام تعهدی غیر اختیاری، به شرح زیر تعیین می‌شود:

$$NDA_{it} = \alpha_1 \frac{1}{A_{it-1}} + \alpha_2 \frac{\Delta REV_{it} - \Delta REC_{it}}{A_{it-1}} + \alpha_3 \frac{PPE_{it}}{A_{it-1}}$$

که در آن:

NDA_{it} : اقلام تعهدی غیر اختیاری

ΔREC_{it}: تغییر حساب‌های دریافتنی

در نهایت اقلام تعهدی اختیاری (DA) پس از تعیین NDA به صورت زیر محاسبه می‌شود (جونز، ۱۹۹۱).

$$DA = \frac{TA}{A_{it-1}} - NDA$$

نسبت مالکان نهادی: در این پژوهش مطابق با تحقیق زو وهانگ (۲۰۱۶) متغیر نسبت سهامداران نهادی به عنوان متغیر مستقل انتخاب شده است که مطابق تعریف بند ۲۷ ماده ۱ قانون بازار اوراق بهادار در این تحقیق بانک‌ها، شرکت‌ها و هر شخص حقیقی یا حقوقی که بیش از ۵ درصد سهام منتشرشده را در دست داشته باشد.

یافته‌های پژوهش

در این پژوهش اطلاعات جمع‌آوری‌شده با استفاده از روش‌های آماری معادلات حداقل مربعات جزئی (PLS) و نرم‌افزار SmartPLS مورد آزمون قرارگرفته است. حداقل مربعات جزئی (PLS) یک فن مدل سازی مبتنی بر واریانس است. این تکنیک امکان بررسی روابط متغیرهای پنهان و سنجه‌ها (متغیرهای قابل‌مشاهده) را به‌صورت همزمان فراهم می‌سازد.

آمار توصیفی

نگاره شماره (۱) آمار توصیفی مربوط به متغیرهای پژوهش را نشان می‌دهد که نشان دهنده پارامترهای توصیفی برای هر متغیر به صورت جداست. این پارامترها شامل اطلاعات مربوط به شاخص‌های مرکزی (میانگین و میانه) اطلاعات مربوط به شاخص‌های پراکندگی (انحراف معیار، چولگی و کشیدگی) است.

نگاره (۱): آمار توصیفی متغیرهای مورد استفاده در مطالعه

ویژگی / متغیر	میانگین	میانه	فاصله اطمینان ۹۵٪		انحراف معیار	چولگی	کشیدگی
			کران پایین	کران بالا			
مالکان نهادی	۷۲/۶۱۱	۷۸/۲۳۰	۷۰/۹۹۲	۷۴/۲۳۱	۲۸/۶۱۵	۷/۵۸۲	۱۷۶/۷۰۶
استقلال هیئت‌مدیره	۰/۵۷۵	۰/۶۰۰	۰/۵۵۸	۰/۵۹۳	۰/۳۱۲	-۰/۶۶۷	-۰/۵۸۰
مدیریت سود	۰/۱۳۷	۰/۱۰۴	۰/۱۲۲	۰/۱۵۱	۰/۲۵۸	۰/۹۷۰	۴/۲۷۷
کیفیت سود	۰/۸۲۳	۰/۷۵۵	-۰/۷۶۵	۲/۴۱۱	۲۸/۰۵۲	۹/۴۴۴	۴۴۵/۹۵۸
چسبندگی هزینه	۰ /۰۸۱	۰/۰۷۷	۰/۰۷۳	۰/۰۹۰	۰/۱۴۷	۰/۸۰۷	۷/۰۶۹
محافظه‌کاری غیرشرطی آتی	-۱/۵۷۰	-۱/۱۰۲	-۱/۶۷۹	-۱/۴۶۱	۱/۹۲۷	-۵/۸۹۲	۵۳/۹۵۷
محافظه‌کاری شرطی آتی	۰/۱۴۵	۰/۰۰۶	۰/۰۰۵	۰/۲۸۵	۲/۴۷۵	۲۹/۶۳۹	۹۶۰/۶۹۶

آزمون بارتلت و کایز- میر- اوکین

این آزمون مناسب بودن داده‌ها جهت انجام تحلیل عاملی را مشخص می‌کند. مقدار این آماره بین ۰ تا ۱ تغییر می‌کند. اگر نمونه مناسب باشد مقدار این آماره باید بزرگ‌تر از ۰/۵ باشد که در اینجا مقدار آماره به‌دست آمده نزدیک به این مقدار و برابر با ۰/۴۹۸ است، بنابراین تحلیل عاملی برای این مجموعه داده‌ها مناسب است. نگاره (۲) نتایج آزمون بارتلت و کایز- میر- اوکین را نشان می‌دهد. لازمه انجام تحلیل عاملی این است که همبستگی بین متغیرها صفر نباشد، ولی اگر ماتریس همبستگی ماتریس همانی باشد به این معنی است که همه ضرایب همبستگی صفر هستند. اگر آزمون بارتلت معنی‌دار باشد یعنی ماتریس

همبستگی همانی نیست و بین متغیرها همبستگی وجود دارد و امکان انجام تحلیل عاملی وجود دارد.

نگاره (۲): آزمون بارتلت و کایز-میر-اوکین

کایز-میر-اوکین	
آماره آزمون	۰/۴۹۸
آزمون کورویت بارتلت	۱۲۸/۹۵۹
درجه آزادی	۲۸
نتیجه آزمون	<۰/۰۰۱

بررسی شاخص‌های نکویی برازش

شاخص های متفاوتی جهت تعیین برازندگی مدل با واقعیت وجود دارد که از برخی از آن‌ها در این تحقیق استفاده‌شده است. بطور کلی این شاخص‌ها به سه دسته تعلق دارند: مطلق، نسبی و تعدیل یافته. شاخص های مطلق به واریانس خطا یا واریانس تبیین شده می‌پردازند که پس از برازش مدل باقی می‌ماند. شاخص‌های نسبی، به مقایسه یک مدل با مدل های ممکن دیگر می‌پردازند و در نهایت شاخص های تعدیل یافته به این مطلب می‌پردازند که مدل موردنظر چگونه برازندگی و صرفه‌جوئی را باهم ترکیب می کند، یعنی در عین داشتن برازش خوب از گستردگی بدون دلیل مدل نیز جلوگیری می شود. نگاره (۳) شاخص‌های برازندگی متغیرهای مدل را نشان می‌دهد.

نگاره (۳): شاخص‌های برازندگی

شاخص	مقدار
P-Value	۰/۷۹۵
کی دو (Chi-Square)	۱۰/۲۷۳
درجه آزادی (d. f.)	۱۵
نسبت کی دو به درجه آزادی	۰/۶۸۵
ریشه میانگین مجذور خطای تقریب (RMSEA)	۰/۰۱۸
شاخص برازش تطبیقی (CFI)	۰/۹۹۹
ریشه میانگین مجذور مانده (RMR)	۰/۰۱۶
شاخص نیکویی برازش (GFI)	۰/۹۹۸
شاخص نیکویی برازش تعدیل یافته (AGFI)	۰/۹۹۵
شاخص صرفه‌جویی برازندگی (PGFI)	۰/۴۱۶

بنا به میزان P-Value و اندازه کوچک آماره Chi-quare به نظر می‌رسد که مدل در حالت کلی قابل برازش خواهد بود. به‌طورکلی برای تحلیل شاخص‌های برازندگی می‌توان چنین ادعا کرد که: مقادیر GFI، CFI، AGFI و PGFI هر چه به یک نزدیک‌تر باشد بهتر است و مقادیر RMR و RMSEA هر چه به صفر نزدیک‌تر باشد بهتر است. بنابراین مدل پذیرفته می‌شود.

ماتریس همبستگی متغیرها

ماتریس همبستگی بین متغیرهای مدل در نگاره ۴ نشان داده شده است. اساس تحلیل در برنامه لیزرل، بر مبنای ماتریس همبستگی بین متغیرهای درونزا و برون‌زا می‌باشد.

نگاره (۴): ماتریس کوواریانس متغیرها

	چسبندگی هزینه‌ها	حاکمیت شرکتی	ویژگی‌های سود	محافظه‌کاری
چسبندگی هزینه‌ها	۱/۰۰۰			
حاکمیت شرکتی	-۰/۶۳۲	۱/۰۰۰		
ویژگی‌های سود	-۰/۰۲۲	۰/۳۴۵	۱/۰۰۰	
محافظه‌کاری	-۰/۵۹۸	۰/۴۴۴	۰/۶۳۶	۱/۰۰۰

نگاره ۴ ماتریس همبستگی مدل را نشان می‌دهد. ازآنجاکه به دلیل اصلاحاتی که بر روی مدل انجام شد، محافظه‌کاری از مدل حذف گردید، ارتباط سایر متغیرها با محافظه‌کاری قابل آزمون نبود. داده‌های زیر قطر ماتریس، همبستگی بین متغیرهای (درون‌زا و برون‌زای) تحقیق را نشان می‌دهند.

نگاره ضریب مسیر و مقادیر آماره

این نگاره ارتباط کلی بین متغیرهای مکنون و غیر مکنون را با یکدیگر نشان می‌دهد. نگاره ۵ ضرایب مسیر مربوطه بین متغیرها و عوامل می‌باشد که با استفاده از نرم افزار لیزرل به‌دست آمده است.

نگاره (۵): ضرایب مسیر

مسیر	ضریب مسیر
حاکمیت شرکتی => چسبندگی هزینه‌ها	-۰/۶۳۵
ویژگی‌های سود => چسبندگی هزینه‌ها	۰/۰۵۰
چسبندگی هزینه‌ها => محافظه‌کاری	-۱/۱۹۹

نگاره ۶ مقادیر آماره آزمون را برای هر ضریب نشان می‌دهد. این نگاره نشان‌دهنده مقادیر آماره t برای متغیرهای واسطه می‌باشند. در اینجا، برای هر پارامتر یک مقدار t به‌دست می‌آید و بر اساس نتایج به‌دست آمده می‌توان این‌گونه تفسیر کرد که: tهای مشاهده شده که بیشتر از ۱/۹۶ می‌باشند با بیش از ۹۵ درصد اطمینان، معنی‌دار هستند.

نگاره (۶): مقادیر آماره

مسیر	مقدار آماره
حاکمیت شرکتی => چسبندگی هزینه‌ها	-۲/۳۳۳*
ویژگی‌های سود => چسبندگی هزینه‌ها	۰/۱۰۳
چسبندگی هزینه‌ها => محافظه‌کاری	-۳/۰۰۱*
* با سطح اطمینان ۹۵ درصد معنی‌دار است.	

بحث و نتیجه‌گیری

آگاهی از چگونگی رفتار هزینه‌ها نسبت به تغییرات سطح فعالیت (یا سطح فروش) از اطلاعات مهم برای تصمیم‌گیری مدیران درخصوص برنامه‌ریزی و بودجه‌بندی، قیمت‌گذاری محصولات، تعیین نقطه سربه‌سر و سایر موارد است (حیدری و همکاران، ۱۳۹۶). این موضوع مورد توجه و بررسی قرار گرفت. در این پژوهش به تحلیل رابطه ویژگی‌های حاکمیت شرکتی و سود شرکت بر چسبندگی هزینه و محافظه‌کاری با رویکرد معادلات ساختاری با استفاده از اطلاعات ۱۵۰ شرکت بین سال‌های ۱۳۹۰ الی ۱۳۹۵ در بازار سرمایه ایران پرداخته شده است. نتایج آزمون فرضیه‌های پژوهش نشان داد که بین نظام حاکمیت شرکت و میزان چسبندگی هزینه رابطه معناداری وجود دارد که با نتایج زو وهانگ (۲۰۱۶) یاسوکاتا و کاجیوارا (۲۰۱۱) عزیزی و همکاران (۱۳۹۴) موافق و با نتایج تحقیق محرم پور و نظری (۱۳۹۵) حسینی تبار (۱۳۹۵) مخالف می‌باشد. در فرضیه دوم بین ویژگی‌های سود و میزان چسبندگی هزینه ارتباط معناداری یافت نشد که با تحقیق کاما و

ویس (۲۰۱۲) بیان می‌کنند وقتی فروش کاهش می‌یابد مدیران برای رسیدن به اهداف سود و پرهیز از زیان و یا کاهش سود، به کاهش هزینه‌ها سرعت می‌بخشند؛ بنابراین تعدیل آگاهانه‌ی منابع برای رسیدن به اهداف سود، میزان چسبندگی هزینه‌ها را به‌اندازه‌ی زیادی کاهش می‌دهد و محفوظی و همکاران (۱۳۹۵) و حسینی تبار (۱۳۹۵) مخالف و تحقیق هوکو و همکاران (۲۰۱۵) وارگانوگارا و تامارا (۲۰۱۴) و عاشوری (۱۳۹۳) و هاشمی و نجاتی (۱۳۹۴) در مراحل انجام تحقیق به تأثیرگذاری ویژگی‌های سود برچسبندگی هزینه‌ها دست یافتند. فرضیه سوم آزمون ارتباطی غیرمستقیم بین چسبندگی هزینه‌ها و محافظه‌کاری را بیان کرد که با پژوهش رحمانی و خردیار (۱۳۹۶) حاجی احمدی و همکاران (۱۳۹۵) بنکر و همکاران (۲۰۱۴) مطابقت دارد. با توجه به نتایج پژوهش به مدیران پیشنهاد می‌شود در مورد چسبندگی هزینه و محافظه کاری اطلاعاتی را کسب کنند و در فرآیند تصمیم‌گیری، برنامه‌ریزی و بودجه‌بندی فعالیت‌های شرکت برای پیش‌بینی سودهای آتی، ارتباط هزینه‌ها با درآمدها و تأثیر تغییرات فروش بر میزان هزینه‌ها را مدنظر قرار دهند و بدین وسیله تصمیم‌گیری دقیق‌تر و بودجه‌ی جامع‌تری را نمایش می‌دهند. درنهایت به سرمایه‌گذاران پیشنهاد می‌شود که در تجزیه وتحلیل‌های مالی برای شرکت‌هایی که پیش بینی می‌گردد در آینده با کاهش فروش روبرو شوند، موضوع چسبندگی هزینه و محافظه‌کاری را برای تجزیه و تحلیل سودهای آتی مد نظر قرار دهند. به سرمایه‌گذاران بالقوه و بالفعل توصیه می‌شود جهت تصمیمات سرمایه‌گذاری خود به میزان اعمال محافظه‌کاری در صورت‌های مالی شرکت‌ها، به اثر چسبندگی هزینه‌ها نیز توجه نمایند. با توجه به رابطه منفی بین راهبری شرکتی و میزان چسبندگی هزینه‌ها، مشخص گردید که هر چه سیستم‌های راهبری شرکتی ضعیف‌تر باشند، ارتباط بین هزینه‌های نمایندگی و میزان چسبندگی هزینه‌ها کمرنگ‌تر می‌شود. بر این اساس به نهادهای تدوین‌کننده مقررات راهبری شرکتی (از جمله سازمان بورس، شرکت بورس، بانک مرکزی و...). پیشنهاد می‌شود که در تدوین مقررات و آیین‌نامه‌های مربوطه، به تقویت سازوکارهای راهبری شرکتی توجه نمایند تا از این طریق منافع سهامداران تأمین شود.

منابع

تابناک (۱۳۹۶). دلایل چسبندگی نرخ سود بانکی در سال‌های اخیر. *http://www.tabnak.ir/fa/news/731747*

حاجی احمدی، امیر و رفعت، مانا (۱۳۹۵). بررسی تأثیر چسبندگی هزینه‌ها و محافظه‌کاری مشروط بر عدم تقارن رابطه هزینه، حجم فعالیت و سود در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. *چهارمین کنفرانس ملی مدیریت، اقتصاد و حسابداری*، تبریز، سازمان مدیریت صنعتی آذربایجان شرقی، دانشگاه تبریز.

حسینی تبار، مریم (۱۳۹۵). نقش حاکمیت شرکتی و مدیریت سود در چسبندگی هزینه ها. *چهارمین همایش ملی و دومین همایش بین المللی ایده‌های نوین در علوم مدیریت و اقتصاد*، تهران، مؤسسه علمی کیان پژوهان.

خدادادی، ولی؛ نیک کار، جواد و حاجی زاده، سعید (۱۳۹۴). تأثیر رفتار چسبندگی هزینه و محافظه کاری مشروط بر تجزیه و تحلیل هزینه. حجم فعالیت و سود. *پیشرفت‌های حسابداری، ۶۸-۳*، ص۴۹-۷۶.

رحمانی، محمد و خردیار، سینا (۱۳۹۶). تأثیر چسبندگی هزینه‌ها بر محافظه کاری شرطی. *دهمین کنفرانس بین المللی اقتصاد و مدیریت، رشت*، دانشگاه آزاد اسلامی واحد رشت.

سجادی، حسین، حاجی زاده، سعید و نیک کار، جواد (۱۳۹۳). تأثیر چسبندگی هزینه بر تقارن زمانی سود با تأکید بر ارتباط میان چسبندگی هزینه و محافظه کاری شرطی. *دانش حسابداری*، سال ۵، شماره ۱۶، صص ۹۹ -۸۱.

صفر زاده، محمد حسین و بیگ پناه، بهزاد (۱۳۹۳). تأثیر چسبندگی هزینه بر برآورد محافظه‌کاری شرطی *پژوهش‌های تجربی حسابداری. زمستان ۱۳۹۳، شماره ۱۴، علمی-پژوهشی ۲۲*، صفحه از ۳۹ تا ۶۰.

عاشوری، الهه (۱۳۹۳). بررسی تأثیر انگیزه‌های مدیریت سود بر چسبندگی هزینه. *پایان نامه کارشناسی ارشد*، دانشگاه مازندران.

فخر حسینی، سید فخرالدین؛ شاه‌مرادی، اصغر و احسانی، محمد علی (۱۳۹۱). چسبندگی قیمت و دستمزد و سیاست پولی در اقتصاد ایران. *پژوهش های رشد و توسعه پایدار*، سال دوازدهم، شماره اول، ص۱-۳۰

محمدی، تیمور، باقری پرمهر، شعله (۱۳۹۴) استخراج چسبندگی قیمتی در اقتصاد ایران در قالب مدل تعادل عمومی پویای تصادفی، *فصلنامه تحقیقات مدلسازی اقتصادی*، شماره۲۲ص۳۳-۵۳

محرمپور، مریم و نظری، حسن (۱۳۹۵). بررسی نقش نظام راهبری شرکتی بر چسبندگی هزینه‌ها در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. *دومین کنفرانس بین المللی حسابداری، اقتصاد و مدیریت مالی*، شهرکرد، دانشگاه پیام نور واحد شهرکرد.

محفوظی، غلامرضا؛ محمدنوربخش لنگرودی، محسن و بزرگی سندی، منصوره (۱۳۹۵). بررسی رابطه بین مدیریت سود و چسبندگی هزینه در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار ایران. *نخستین کنفرانس بین المللی پارادیم‌های نوین مدیریت هوشمندی تجاری و سازمانی*، تهران، دانشگاه شهید بهشتی.

Asri, Marselinus, The Effect of Accounting Conservatism on Earning Quality (June 24, 2017). Available at SSRN: http: //dx. doi. org/10. 2139/ssrn. 2992129

Anderson S. , and W. Lanen (2007). "Understanding Cost Management: What Can We Learn from the Evidence on Sticky Costs?". Working Paper, Rice University, University of Michigan .

Ashuri, Elaheh (2014). Investigating Impact Management Motivation on Cost Adhesion, Master's Thesis, Mazandaran University. (in persian (

Atkinson, A. (2000). "Management Accounting". São Paulo: Atlas .

Azizi, Abdalrahman. , Moghaddam, Abdalkarim. , Abdoli, Naser (2015). Investigating the Relationship between Corporate Governance and Earning Management on Adhesion Cost in Companies Acquired in Tehran Stock Exchange, Third International Accounting and Management Conference, Tehran, Institute of Seminarians of Mehr Ishraq. (in persian (

Banker, R. and Chen, L. (2008). Predicting earnings sing a model based on cost variability and cost stickiness. The Accounting Review. 81 (2): 285-307 .

Banker, R; Byzalov, D; Ciftci, M; Mashruwala, R (2014) "the moderating effect of prior sales changes on asymetric cost behaviour"Journal of management Accounting Research;Vol26, 18 (2): 137- 150 .

Calleja K, Steliaros M, Thomas D. C. A Note on Cost Stickiness: Some International Comparisons. Management Accounting Research 2006; 17 (2): 127- 140 .

Dechow, P. , Sloan, R. & Sweeny, A. (1995). Detecting Earnings Management. The Accounting Review,70 (2): 193-225 .

Dezie L. Warganegara, Dewi Tamara (2014) " The Impacts of Cost Stickiness on the Profitability of Indonesian Firms" International Journal of Social, Education, Economics and Management Engineering Vol: 8, No: 11,3463-3475 .

Fakhr Hosseini, Sayed Fakhreddin, Asghar Shahmoradi and Mohammad Ali Ehsani (2012) "Price and wage stickiness and monetary policy in Iran's economy", Sustainable growth and development research, 12 (1): 1-30. (in persian (

Givoly,D. and Hayn,C, (2000). ”and The Changing Time-Series Properties of Earnings, Cash Flows and Accruals: Has Financial Reporting Become More Conservative”, Journal of Acconting and Economic,29 (3) ,pp. 287-320 .

Haji ahmadi, Amir. , rafaat, Mana (2016). Investigating the Effect of Cost Stickiness and Conservatism on the Asymmetry of the Relationship between Cost, Volume of Activity and Profit in Companies Accepted in Tehran Stock Exchange, Fourth National Conference on Management, Economics and Accounting, Tabriz, East Azarbaijan Industrial Management Organization, Tabriz University. (in persian (

Houyang Du a, Ye Guo ،Xuan Liu c (2018) How does the timing of markets affect optimal monetary and fiscal policy in sticky price models? journal homepage: www. journals. elsevier. com/economic-modelling- Economic Modelling xxx (2018) 1–12

Ho-koo,Jeong;Song,seungah;Paik,Tae-Young (2015) "Earning management and cost sickness"; Advance Science and Technology letters; Vol84 .

Homburg, C. and Nasev, J. (2010). “How Timely are Earnings when Costs are Sticky? Implications for the Link between Conditional Conservatism and”. AmericanAccounting Association,Available at SSRN: https: //ssrn. com/abstract=1187082 or http: //dx. doi. org/10. 2139/ssrn. 1187082

Hoseinitabar, Maryam (2016). The role of corporate governance and profit management in cost stickiness, Fourth National Conference and 2nd International Conference on New Ideas in Management and Economics, Tehran, Kian Pajohan Scientific Institute. (in persian (

Laurence Ball and David Romer (1990) Real Rigidities and the Non-Neutrality of Money ،Review of Economic Studies, 1990, vol. 57, issue 2, 183-203 .

Jones, J. J. (1991). "Earnings Management During Import Relief Investigations". Journal of Accounting Research, 29 (2) , 193-228 .

Kama, I. Weiss, D. (2010). Do managers' deliberate decisions induce sticky costs?. Working paper, Tel Aviv University .

Khan, M. , and Watts, R. L. (2009). Estimation and empirical propertiesof a firm-yearmeasure of. Journal of Accounting and Economics, 48 (2-3): 132-150 .

Khodadadi, Vali; Nickar, Javad; Hajizadeh, Saeed (2015). The Effect of Sticky Cost Behavior and Conditional Conservatism on Analysis of Cost, Volume and Profit, Journal of Accounting Advances, Volume 7, Issue 1, Page 45-72. (in Persian)

Mahfouzi, Gholamreza. , Mohammad Nourbakhsh Langrudi, Mohsen. , Bozorgi sendi, Mansureh (2016). The Relationship between Earnings Management and Cost Adhesion in Companies Accepted in the Iranian Stock Exchange, The First International Conference on the New Paradigms of Business Intelligence and Organizational Management, Tehran, Shahid Beheshti University. (in persian (

Mahrampour, Maryam. , Nazari, Hasan (2016). Investigating the Role of Corporate Governance System on Cost Adhesion in Companies Acquired in Tehran Stock Exchange, Second International Conference on Accounting, Economics and Financial Management, Shahrekord, Payam Noor University of Shahrekord. (in persian (

Mohammadi, Timur, Bagheri Parmahr, Sholeh (1394) Extracting Price Adhesion in Iran's Economy Using a Dynamic Randomized General Equilibrium Model, Journal of Economic Modeling Research No. 22 pp. 53-53. (in Persian)

Rahmani, Mohammad. , Kheradyar, Sina (2017). The effect of cost sticks on conditional conservatism, 10th International Conference on Economics and Management, Rasht, Islamic Azad University of Rasht Branch. (in Persian)

Safarzadeh, Mohammad Hosein. , Beig Panah, Behzad (2015). The Role of Cost Stickiness in Estimating Conditional Conservatism, Journal of Emprical Research In Accounting, Volume 4, Issue 2, Page 39-59. (in Persian)

Seyed Hosein Sajadi ; Saeed Hajizadeh; Javad Nikkar) 2014) Effect of Cost Stickiness on Symmetry Time Profit with Emphasis on Relationship between Cost Stickiness and Conditional Conservatism Journal of Accounting Knowledge ،Volume 5, Issue 16, Spring 2014, Page 81-99. (in Persian)

Shuang Xue , Yun Hong (2016). Earnings management, corporate governance and expense stickiness. China Journal of Accounting Research .

Tabnak (2017). *http: //www. tabnak. ir/fa/news/731747*

Warganegara, Dezie L, Tamara, Dewi (2014). The Impacts of Cost Stickiness on the Profitability of Indonesian Firms. International Conference on Refining and Petrochemical Engineering, Melbourne, Australia .

Yasukata, K. , & Kajiwara, T. (2011). "Are sticky costs the result of deliberate decision of managers? ". Available at SSRN: http: //ssrn. com/id=1444746 .

پژوهش‌های تجربی حسابداری
سال نهم، شماره ۳۳، پاییز ۱۳۹۸، صص ۲۳۱ - ۲۴۴

رابطه بین توانایی مدیریت و حق‌الزحمه حسابرسی با تأکید بر نقش درماندگی مالی

علی ثقفی*، مجتبی عالی فامیان**

تاریخ دریافت: ۹۷/۰۱/۱۸
تاریخ پذیرش: ۹۷/۰۵/۲۲

چکیده

در این پژوهش، افزون بر بررسی تأثیر توانایی مدیریتی بر حق‌الزحمه حسابرسی، تأثیر درماندگی مالی بر این رابطه نیز بررسی شده است. برای سنجش توانایی مدیریتی، براساس پژوهش دمرجیان و همکاران (۲۰۱۲) از روش تحلیل پوششی داده‌ها (DEA) و برای اندازه‌گیری درماندگی مالی شرکت از مدل ایرانیزه شده آلتمن که توسط رودپشتی و همکاران (۱۳۸۸) ارائه شده استفاده شده است. نمونه موردبررسی پژوهش مشتمل بر ۸۲ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، طی دوره زمانی ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۴ است. برای آزمون فرضیه‌های پژوهش از تجزیه‌وتحلیل رگرسیون چند متغیره با استفاده از الگوی پنل دیتا استفاده‌شده است. یافته‌ها نشان می‌دهد توانایی مدیریت تأثیر منفی و معناداری بر حق‌الزحمه حسابرسی می‌گذاردو همچنین برخلاف انتظار درماندگی مالی به‌عنوان متغیر تعدیل‌کننده، رابطه بین حق‌الزحمه حسابرسی و توانایی مدیران را تعدیل نمی‌کند.

واژه‌های کلیدی: توانایی مدیران، درماندگی مالی، حق‌الزحمه حسابرسی، تحلیل پوششی

طبقه‌بندی موضوعی: M42,G33

DOI: 10.22051/jera.2018.19457.2000

* استاد گروه حسابداری دانشکده مدیریت و حسابداری دانشگاه علامه طباطبایی، تهران، ایران، (iranianaa@yahoo.com).
** دانشجوی دکتری حسابداری دانشکده مدیریت و حسابداری علامه طباطبایی، تهران، ایران، (Mojtaba.alifamian@yahoo.com).

مقدمه

مطالعات پیشین نشان می‌دهند که مدیران توانمند اثرات مطلوبی بر سیاست‌های شرکت‌های بزرگ و نتایج گزارشات مالی دارند. آن‌ها قدرت درک بهتری از شرایط داخلی و خارجی شرکت داشته و از قدرت برآورد بالایی در رابطه با اقلام تعهدی برخوردارند. مدیران توانا علاوه بر برآوردهای باکیفیتی که انجام می‌دهند، به‌واسطه شناخت و قدرت درک خود، پروژه‌های سودآور را شناسایی و با سرمایه‌گذاری در آن‌ها جریان‌های نقدی عملیاتی را بهبود می‌بخشند (دمریجان و همکاران، ۲۰۱۲).. اهمیت مدیریت به حدی است که در هنگام مواجهه با درماندگی، بنیان‌گذاران واحدهای بازرگانی و صنعتی، با جذب مدیران توانمند، زمینه را برای آغاز دوره تکامل بعدی، یعنی رشد از طریق هدایت، فراهم می‌آورند. بااین‌وجود مطالعات گذشته این موضوع را نیز یادآوری می‌کند که مدیران توانمند می‌توانند با درک بهتر خود، از رویه‌های گزارشگری مالی و ضعف‌های موجود در کنترل داخلی شرکت‌ها، استفاده کرده و به فرصت‌های موجود تقلب پی برده و به طراحی استراتژی‌های مناسب برای مخفی سازی آن بپردازند. پژوهش‌های گذشته شواهدی در خصوص فرصت‌طلبی مدیران توانمند نشان می‌دهد اما به موقعیت‌هایی که موجب تسهیل این رفتار فر صت‌طلبانه می شود به صورت خاص ا شاره نمی‌کند. در این پژوهش درماندگی مالی، به‌عنوان یکی از مفاهیمی که می‌تواند موجب ایجاد انگیزه در مدیران توانمند جهت رفتار فرصت‌طلبانه شود، موردبررسی قرارگرفته است.

بیانیه شماره ۹۹ استانداردهای حسابرسی" با عنوان تقلب در حسابرسی صورت‌های مالی" از انگیزه / فشار، فرصت و توجیه / نوع نگرش (مثلث تقلب) به‌عنوان سه شرطی که باعث تقلب و تخلف در گزارشات مالی می‌شود یاد می‌کند. درماندگی مالی به وضعیتی گفته می شود که شرکت‌ها در زمان مقرر قادر به انجام وظایف مالی و دیگر تعهدات خود نبا شند (راک، ۱۹۹۰) و احتمال وقوع ورشکستگی و عدم انجام تعهد افزایش پیدا می‌کند (اولسون، ۱۹۸۰). درماندگی مالی موجب ایجاد انگیزه هم در مدیران با توانمندی بالا و هم مدیران با توانمندی پایین جهت دستیابی به فرصت‌های تجاری می‌شود؛ زیرا در چنین مواقعی این انگیزه در مدیران فرصت‌طلب برای دستیابی به پیش‌بینی‌های بازار ایجاد می‌شود تا ضمن تأثیر بر درآمدهای شرکت موجب افزایش پاداش‌های کوتاه‌مدت مدیریتی شوند (جنسن و

مکلینگ، ۱۹۷۶). به‌عنوان‌مثال دلاپورتاس (۲۰۱۳) بیان می‌کند که ویژگی‌ها و توانمندی‌های هوشی مدیران به آن‌ها این اجازه را می‌دهد تا فرصت‌های تقلب را شناسایی، استفاده و پنهان کنند؛ به‌خصوص اینکه، مدیران با توانمندی بالا، با استفاده از هوش مدیریتی، تخصص و درک‌شان از نحوه ارائه گزار شگری مالی، کنترل‌های داخلی شرکت و ضعف‌های شرکت، بهتر از مدیران با توانمندی پایین می‌توانند فرصت‌های تقلب را کشف و از کنترل‌های داخلی شرکت تخطی کنند و این تقلب یا دست‌کاری اعمال‌شده را پنهان کنند.

از طرفی بر اساس استانداردهای حسابرسی، حسابرسان به‌منظور ارزیابی مناسب از وضعیت کلی شرکت هنگام ارزیابی ریسک حسابرسی باید نسبت به نگرش و شیوه اجرایی مدیریت آگاهی داشته باشند. حسابرسان به‌منظور ارزیابی ریسک از اطلاعات داخلی شرکت استفاده می‌کنند و چون این اطلاعات در دسترس افراد بیرونی قرار ندارد حق‌الزحمه حسابرس به‌عنوان شاخصی از فعالیت‌های مدیریت و اطلاعات داخلی شرکت در نظر گرفته می شود (گل و همکاران، ۲۰۱۷). مدل ریسک حسابرسی سیمونیک نشان می‌دهد حق‌الزحمه حسابرسی تابعی از میزان تلاش‌های انجام شده و ریسک حسابرسی است. توانایی مدیریت ریسک فعالیت حسابرسان را از طریق کاهش ریسک ورشکستگی یا بهبود کیفیت اطلاعات سود کاهش می‌دهد. بر این اساس، حسابرسان از خطرهای مربوط به توانایی مدیریت آگاه بوده و این شرایط را در تصمیمات قیمت‌گذاری خدمات حسابرسی خود منظور می‌کنند (کریشنان و وانگ، ۲۰۱۵). یکی دیگر از مسائلی که حسابرسان باید هنگام تصمیمات قیمت‌گذاری به آن توجه کنند فرصت‌طلبی مدیران در شرایط درماندگی شرکت می‌باشد. در شرایط درماندگی، صرف‌نظر از میزان توانایی، آن‌ها به‌منظور حداکثر سازی پاداش خود و برآوردن انتظارات سرمایه‌گذاران از انگیزه‌های فراوانی برخوردارند. دراین‌بین مدیران توانمند به دلیل برخورداری از تخصص و درک بهتر از شیوه‌های گزارشگری مالی نسبت به سایر مدیران، بیشتر اقدام به گزار شگری متقلبانه و استفاده از فرصت‌های تقلب می‌کنند که این موضوع سبب افزایش ریسک و حق‌الزحمه حسابرسی می‌شود (گل و همکاران، ۲۰۱۷).

با توجه به اینکه مطالعات پیشین در ایران تاکنون نتوانسته اثرات مشترک توانایی مدیریت و درماندگی مالی را بر حق‌الزحمه حسابرسی روشن سازد ازاین‌رو فهم امکان تعامل میان توانایی مدیریت و درماندگی مالی هنوز کشف نشده است. لذا این پژوهش به دنبال بررسی

این موضوع می‌باشد که درماندگی مالی شرکت چه اثری بر رابطه بین توانایی مدیریت و حق‌الزحمه حسابرسی دارد.

مبانی نظری

توانایی مدیران، به معنای استفاده اثربخش منابع توسط مدیران است؛ به این مفهوم که در سطح ثابتی از منابع، بتوان به خروجی بیشتری رسید یا منابع کمتری برای رسیدن به خروجی مورد انتظار استفاده کرد. مدیران تواناتر درک بهتری از محصول، فناوری، کارکنان، رویه‌های صنعت، وضعیت کلان اقتصادی و سرمایه‌گذاری در پروژه‌های باارزش‌تر دارند و به‌صورت اثربخش‌تری می‌توانند کارکنان خود را مدیریت کنند (دمریجان و همکاران، ۲۰۱۲). توانایی زیاد مدیران به اثربخشی بیشتر در عملیات روزانه سازمان منجر می‌شود؛ به‌خصوص هنگامی‌که تصمیم‌گیری مدیران در عملکرد سازمان تأثیر شایان توجهی داشته باشد. بنابراین، توانایی زیاد مدیران موجب بهبود ارزش فعلی خالص برای سازمان می‌شود (برک و استنتون، ۲۰۰۷. (با این اوصاف انتظار می‌رود مدیران تواناتر، قضاوت‌های بهتر و تصمیم‌های دقیق‌تری نسبت به دیگران بگیرند و ازآنجاکه توجه بیشتری به اثرهای بلندمدت معاملات دارند، احتمالاً آن نوع معاملاتی را برمی‌گزینند که اثر بهتری بر عملکرد آتی شرکت داشته باشند.

در پژوهش حاضر توجه خاصی به مطالعات دمریجان و همکاران (۲۰۱۲) و کریشنان و وانگ (۲۰۱۵) انجام‌شده است. دمریجان و همکاران (۲۰۱۲) به این نتیجه رسیدند که شرکت‌هایی با توانایی مدیریتی بالا، کیفیت گزارشات مالی بهتری دارند که این موضوع به خاطر شاخص‌هایی مانند نیاز به تجدید ارائه کمتر صورت‌های مالی و برآورد دقیق اقلام تعهدی می‌باشد. درنتیجه، آن‌ها استدلال می‌کنند که "مدیر توانمندتر، توانایی بالایی در برآورد اقلام تعهدی دارد و این نشان می‌دهد که شرکت‌ها می‌توانند با استفاده از مدیران توانمندتر، کیفیت سود خود را بهبود ببخشند". بنابراین ریسک مربوط به اطلاعات شرکت را کاهش دهند. در راستای این استدلال، کریشنان و وانگ (۲۰۱۵) نشان دادند که شرکت‌هایی که مدیرانی با توانایی بالایی دارند متحمل هزینه‌های حسابرسی پایین‌تری می‌شوند. بااین‌وجود، نتیجه‌گیری‌های انجام‌شده توسط مطالعات فوق در مورد توانایی‌های

مدیریتی، تصمیم‌گیری‌های شرکت‌ها، گزارشات مالی و هزینه‌های حسابرسی، احتمال وقوع رفتارهای فرصت‌طلبانه و انگیزه ا ستفاده از این فرصت‌ها را که می‌تواند در شرایط مختلفی در مدیران با توانایی بالا به وجود آید در نظر نمی‌گیرند. در این مطالعه، درماندگی مالی به‌عنوان یکی از این شرایط در نظر گرفته‌شده است.

بیانیه استانداردهای حسابرسی از انگیزه یا فشار، وجود فرصت‌ها برای ارتکاب تقلب و توانایی توجیه اشتباهات – مثلث تقلب – به‌عنوان شرایطی یاد می‌کند که موجب وقوع تخلف در گزارشات مالی می‌شوند. می‌توان چنین استدلال کرد که هر دو مدیران کم‌توان و توانمند در شرایط درماندگی مالی انگیزه‌ای برای رفتار فرصت‌طلبانه‌ای دارند، دامنه این نوع رفتار فرصت‌طلبانه در مدیران توانمند به دلیل شایستگی و جاه‌طلبی بیشتر آن‌ها در بهره‌برداری از فرصت‌های رانت‌خواری و گزارش نادرست، بیشتر مشهود است.

انگیزه و فرصت

در مطالعات پیشین، از درماندگی مالی به‌عنوان انگیزه ای که باعث رفتار فرصت‌طلبانه مدیران و ارائه گزارشات نادرست می‌شود، یاد شده است (جنسن و مک لینگ، ۱۹۷۶). مدیران شرکت‌ها در شرایط درماندگی مالی تمایل به ارائه اطلاعات و اخبار خوب به بازار سرمایه هستند تا بدین‌وسیله از کاهش ارزش شرکت جلوگیری نمایند (بامبر و همکاران، ۲۰۱۰). از طرفی توانایی مدیریتی بالا، فرصتی را برای مدیران ایجاد می‌کند تا به بهره‌برداری از فرصت‌ها و پنهان‌کاری بپردازند. ولف و هرمانسون (۲۰۰۴) عامل چهارمی را به مثلث تقلب اضافه کردند که توانایی مدیریتی نام دارد. آن‌ها استدلال می‌کنند که توانایی مدیریتی ازجمله توانایی‌های فکری و شناختی، مدیران را قادر می‌سازد تا ضعف‌های کنترل داخلی را شناسایی و از فرصت‌های تقلب بهره ببرند. همچنین از توانایی‌های خود برای وادار کردن دیگران به انجام و یا پنهان کردن تقلب استفاده‌کنند.

از طرفی حسابرسان در قبال اظهارنظر حرفه‌ای در مورد صورت‌های مالی حق‌الزحمه دریافت می‌کنند. با فرض ثابت بودن سایر شرایط، حق‌الزحمه حسابرسی به‌موازات ریسک‌های قانونی افزایش می‌یابد. حسابرسان ممکن است به دلیل وجود اشتباهات بااهمیت در صورت‌های مالی حسابرسی شده یا به‌سادگی در پی مشکلات مالی یا ورشکستگی

صاحب‌کاران خود مورد پیگرد قانونی قرار گیرند. احتمال رویارویی حسابرس با مورد اول را به‌اصطلاح ریسک حسابرسی می‌نامند. درحالی‌که احتمال رویارویی حسابرس با شرایط دوم ریسک کسب‌وکار صاحب‌کار نام دارد. مطابق با نظر انجمن حسابداران رسمی آمریکا، ریسک کسب‌وکار شامل دو عنصر اصلی ریسک صاحب‌کار و ریسک کسب‌وکار حسابرس است. ریسک صاحب‌کار با تداوم فعالیت و سلامت صاحب‌کار در ارتباط است، درحالی‌که ریسک کسب‌وکار حسابرس به صورت ریسک هزینه‌های قانونی بالقوه و سایر مخارج مربوط به ارتباط حسابرس با صاحب‌کار تعریف می‌شود. بر این اساس ارتباط بسیار نزدیکی بین ریسک کسب‌وکار صاحب‌کار و ریسک کسب‌وکار حسابرس برقرار است (بل و همکاران، ۲۰۰۱). درماندگی مالی شرکت یکی از عواملی است که می‌تواند هم بر ریسک حسابرسی صاحب‌کار و هم بر ریسک حسابرسی تأثیرگذار باشد. در وضعیت درماندگی مالی مدیران به‌منظور حداکثر سازی پاداش و برآوردن انتظارات سرمایه‌گذاران و حفظ خوش‌نامی و اعتبار خود اقدام به رفتارهای فرصت‌طلبانه می‌کنند که در این بین انتظار می‌رود مدیران توانمند به دلیل برخورداری از هوش و توانایی بالاتر، بهتر از سایر مدیران از این فرصت‌ها جهت گزارشگری متقلبانه بهره ببرند که این موضوع بر ریسک کسب‌وکار و ریسک کسب‌وکار صاحب‌کار تأثیر می‌گذارد. در این راستا، پژوهش حاضر اثر درماندگی مالی بر رابطه بین توانایی مدیریت و حق‌الزحمه حسابرسی را موردبررسی قرار می‌دهد.

پیشینه پژوهش

این ایده که توانایی مدیریتی منجر به نتایج مثبت در شرکت‌ها می‌شود ایده‌ی جدیدی نیست. مطالعات پیشین نشان می‌دهد که مدیران با توانایی بالاتر با استفاده مناسب از منابع و انتخاب‌های درست سرمایه‌گذاری تضاد نمایندگی را می‌توانند کاهش داده (بوجراج و سنگوپتا، ۲۰۰۳) و عملکرد شرکت را بهبود ببخشند (دمریجان و همکاران ۲۰۱۲). علاوه بر این، مجموعه زیادی از تحقیقات، شواهدی در خصوص اینکه شرکت‌های دارای مدیران توانمند قادر به‌پیش‌بینی‌های دقیق‌تر از سود (بیک، فاربر و لی، ۲۰۱۱)، ایجاد سیستم‌های کنترل داخلی قوی (هویتاش و جان استون، ۲۰۱۲)، کاهش نیاز به تجدید ارائه صورت‌های مالی (پلاملی و یون ۲۰۱۰) کاهش احتمال دریافت اظهارنظر مردود در خصوص کنترل‌های

داخلی (لی و همکاران ۲۰۱۰)، کاهش ریسک درماندگی (لورتی و گریس، ۲۰۱۲) و کاهش در هزینه‌های بدهی (رحمان و الزمان، ۲۰۱۳) ارائه می‌کنند (گل و همکاران، ۲۰۱۷).

جنسن و مک لینگ (۱۹۷۶) از درماندگی مالی به‌عنوان یکی از انگیزه‌هایی که باعث می شود مدیران به‌طور فرصت‌طلبانه رفتار کنند و اقدام به ارائه گزارشات نادرست کنند یاد می‌کنند. آلتمن (۱۹۸۴) نشان داد که در زمان درماندگی مالی شرکت، مدیران ممکن است تمایل به ارائه گزارش‌های غیر صادقانه جهت حداکثر سازی سود، دستیابی به شرایط قراردادهای مطلوب و کاهش ورشکستگی از خود نشان دهند. وانگ (۲۰۱۳) معتقد است که مدیران با توانایی بالا قادر به پیش‌بینی بهتر تغییرات عملکرد شرکت خود هستند که این ویژگی به آن‌ها اجازه می‌دهد تا قبل از انتشار اطلاعات خود به‌منظور کاهش توجهات و نظارت قانونی و اجتناب از ضرر و زیان، در فروش و مبادلات خود اقدامات بیشتری انجام دهند. یوتا او و یان (۲۰۱۷) به بررسی ماهیت ساختاری رابطه بین توانایی مدیریت و حق‌الزحمه حسابرس پرداختند. نتایج پژوهش آن‌ها نشان داد رابطه منفی بین توانایی مدیریت و حق‌الزحمه خدمات حسابرسی برای مشتریانی که ابهام درباره تداوم فعالیت آن‌ها وجود دارد یا در دوره پس از یک بحران مالی فعالیت می‌کنند، ضعیف‌تر است. همچنین، نتایج پژوهش آن‌ها نشان داد هرچه دوره تصدی حسابرسی طولانی‌تر باشد، رابطه منفی بین توانایی مدیریت و حق‌الزحمه حسابرسی نیز، بعد از تصویب قانون ساربینز-اکسلی نسبت به قبل از آن قوی‌تر است. گل و همکاران (۲۰۱۷) در پژوهشی نشان داند که درماندگی مالی رابطه بین توانایی مدیران و حق‌الزحمه حسابرسی را تعدیل می‌کند.

بزرگ اصل و صالح زاده (۱۳۸۸) رابطه بین توانایی مدیریت و کیفیت اقلام تعهدی را بررسی کرده‌اند. نتایج پژوهش حاکی از عدم وجود رابطه‌ی معنادار بین توانایی مدیریت و کیفیت اقلام تعهدی در طول دوره مطالعه بوده است. جامعی و همکاران (۱۳۹۱) در مطالعه‌ای نیز نشان دادند که عملکرد مدیریت، اظهارنظر حسابرس مستقل را تحت تأثیر قرار می‌دهد دلخوش و فرخی (۱۳۹۵) در تحقیقی به بررسی نقش توانایی مدیریت در پیش‌بینی بحران مالی پرداخت. نتایج منعکس‌کننده وجود رابطه معنادار بین توانایی مدیریت سال جاری با بحران مالی سال آتی است. دهکردی و حیدری (۱۳۹۵) به بررسی رابطه توانایی مدیریت با حق‌الزحمه و اظهارنظر حسابرسی پیرامون تداوم فعالیت پرداختند نتایج آن‌ها نشان

داد که با افزایش توانایی مدیران، حق‌الزحمه حسابرسی و احتمال وجود بند ابهام در تداوم فعالیت در گزارش حسابرسی واحد تجاری کاهش می‌یابد. بهار مقدم و همکاران (۱۳۹۶) رابطه بین توانایی مدیریت با حق‌الزحمه حسابرسی و همچنین اظهارنظر در ارتباط با تداوم فعالیت شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران را موردبررسی قراردادند. یافته‌های آن‌ها نشان داد که بین توانایی مدیریت با حق‌الزحمه حسابرسان و همچنین، توانایی مدیریت با احتمال انتشار گزارش حسابرس حاوی بند تداوم فعالیت حسابرسان رابطه منفی و معناداری وجود دارد.

فرضیه:

بر اساس مبانی نظری دو فرضیه زیر تدوین می‌شود:

فرضیه اول: بین توانایی مدیریت و حق‌الزحمه حسابرسی رابطه منفی و معناداری وجود دارد.

فر ضیه دوم: درماندگی مالی اثر تعدیل‌کننده‌ای بر ارتباط بین توانایی مدیران و حق‌الزحمه حسابرسی دارد.

روش‌شناسی پژوهش

این پژوهش از نوع تحقیقات تو صیفی – همبستگی و از حیث هدف، کاربردی ا ست که از تحلیل رگرسیون برای بررسی ارتباط بین متغیرهای وابسته و متغیر مستقل استفاده می‌کند. داده‌های مورداستفاده در این پژوهش از بانک اطلاعاتی ره‌آورد نوین، متن صورت‌های مالی و یادداشت‌های همراه آن ا ستخراج گردیده ا ست. برای آزمون فر ضیه از رگر سیون خطی چند متغیره استفاده‌شده است. البته به‌منظور اندازه‌گیری توانایی مدیران، از مدل تحلیل پوششی داده‌ها (DEA)نیز استفاده‌شده است.

جامعه و نمونه آماری

جامعه آماری پژوهش حا ضر کلیه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در بازه زمانی ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۴ می‌باشد. در این پژوهش با استفاده از حذف سیستماتیک نسبت به تعیین حجم نمونه بر اساس معیارهای زیر اقدام شده است:

جهت تعیین نمونه موردمطالعه در این تحقیق، محدودیت‌های زیر اعمال‌شده است:

۱. جزء شرکت‌های مالی، (مانند بانک‌ها و مؤسسات مالی) و شرکت‌های سرمایه‌گذاری یا شرکت‌های واسطه‌گری مالی نباشد. دلیل این موضوع، ماهیت متفاوت عملیات شرکت‌های مذکور است (افلاطونی، ۱۳۹۲).
۲. طی سال‌های موردبررسی (۱۳۹۴-۱۳۸۸) تغییر فعالیت یا تغییر سال مالی نداده باشد؛ زیرا استفاده از داده‌ها با سال‌های مالی متفاوت تفسیر نتایج تحقیق را مشکل خواهد کرد.
۳. دوره مالی آن‌ها منتهی به ۲۹ اسفندماه باشد. دلیل این شرط، خنثی کردن تأثیر چرخه‌های تجاری مؤثر بر عملکرد و وضعیت مالی شرکت‌ها است (افلاطونی، ۱۳۹۲).
۴. اطلاعات مالی آن قابل‌د سترس با شد؛ زیرا بدون وجود داده‌ها عملاً هیچ کاری نمی‌توان انجام داد (افلاطونی، ۱۳۹۲).
۵. در طی دوره پژوهش توقف عملیاتی بیش از شش ماه نداشته باشد زیرا وقفه معاملاتی می‌تواند نتایج آزمون را دچار انحراف سازد.

با توجه به این محدودیت‌ها تعداد ۸۲ شرکت برای انجام آزمون فرضیه‌های پژوهش انتخاب شد.

الگوهای پژوهش

برای آزمون فرضیه اول از مدل گل و همکاران (۲۰۱۷) به شرح زیر استفاده‌شده است:

$$\ln AF_{i.t} = \alpha + \beta_1 MGR_ABILITY_{i.t} + \beta_4 \ln_SIZE_{i.t} + \beta_5 ROA_{i.t} + \beta_6 LOSS_{i.t} + \beta_7 LEV_{i.t} + \beta_8 QUICK_{i.t} + \beta_9 GROWTH_{i.t} + \beta_{10} EQ_{i.t} + \beta_{11} BIG_N_{i.t} + \beta_{12} SPECIALIST_{i.t} + \beta_{13} ATENURE_{i.t}$$

و برای آزمون فرضیه دوم از مدل زیر استفاده‌شده است:

$$\ln AF_{i.t} = \alpha + \beta_1 MGR_ABILITY_{i.t} + \beta_3 DISTRS_{i.t} + \beta_3 MGR_ABILITY * DISTRS_{i.t} + \beta_4 \ln_SIZE_{i.t} + \beta_5 ROA_{i.t} + \beta_6 LOSS_{i.t} + \beta_7 LEV_{i.t} + \beta_8 QUICK_{i.t} + \beta_9 GROWTH_{i.t} + \beta_{10} EQ_{i.t} + \beta_{11} BIG_N_{i.t} + \beta_{12} SPECIALIST_{i.t} + \beta_{13} ATENURE_{i.t}$$

متغیر وابسته:

در این پژوهش حق‌الزحمه حسابرسی متغیر وابسته است که برای محاسبه آن از لگاریتم طبیعی حق‌الزحمه حسابرسی استفاده می‌شود. اطلاعات حق‌الزحمه حسابرسی، از گزارشات هیات مدیره استخراج‌شده است.

متغیرهای مستقل:

توانایی مدیران، به مفهوم استفاده بهینه مدیران از منابع است؛ به این معنا که در سطح ثابتی از منابع بتوانند به خروجی بیشتری برسند یا منابع کمتری برای رسیدن به خروجی مدنظر استفاده کنند. در این پژوهش برای اندازه‌گیری توانایی‌های مدیریت، ابتدا کارایی شرکت‌ها به کمک روش تحلیل پوششی داده‌ها محاسبه می شود. تحلیل پوششی داده‌ها، کارایی نسبی واحدهایی که ورودی‌ها و خروجی‌های مشابهی دارند را اندازه‌گیری می‌کند. کارایی یا ناکارایی هر واحد تصمیم‌گیرنده به عملکرد آن واحد در انتقال ورودی‌ها به خروجی‌هایش در مقایسه با سایر واحدها در حوزه‌ای خاص، بستگی دارد. این روش، مرز کارایی را بین صفر و ۱ برای شرکت‌ها ایجاد می‌کند. شرکت‌هایی با نمره کارایی ۱ شرکت‌هایی بسیار کارا هستند و شرکت‌هایی با نمره کارایی کمتر از ۱ زیر مرز کارایی قرار دارند و باید با کاهش هزینه‌ها یا افزایش درآمدها به مرز کارایی برسند (دمریجان و همکاران، ۲۰۱۲). در این پژوهش سنجش کارایی شرکت از طریق تحلیل پوششی داده‌ها، برگرفته از مدل دمریجان و همکارانش (۲۰۱۲) است. پژوهش حاضر، مشابه روش یادشده برای بیان خروجی شرکت از متغیر فروش شرکت استفاده می‌کند و برای ورودی از دارایی‌های ثابت، دارایی‌های نامشهود، بهای تمام‌شده، هزینه‌های اداری، عمومی و فروش بهره می‌برد. در مدل دمریجان و همکارانش (۲۰۱۲) برای ورودی از مخارج تحقیق و توسعه، خالص اجاره عملیاتی و سرقفلی هم استفاده‌شده است که به دلیل دسترسی نداشتن

بـه داده‌های آن در ایران، این متغیر در مدل لحاظ نشده است. مدل‌های زیر بـرای سـنجش کارایی شرکت استفاده می‌شود.

$$\max_{v} \theta = \frac{SALE_{i.t}}{v_1 COGS_{i.t} + v_2 SG\&A_{i.t} + v_3 PPE_{i.t} + v_4 OtherINT_{i.t}}$$

در این مدل، $SALE_{i.t}$ درآمد حاصـل از فروش، $COGS_{i.t}$ بهای تمام‌شـده کالای فروش رفته، $SG\&A_{i.t}$ هزینه های اداری عمومی و فروش، $PPE_{i.t}$ خالص دارایی های ثابت، $OtherINT_{i.t}$ دارایی نامشهود برای شرکت و $\max_{v}$ کارایی شرکت است.

کارایی شرکت‌ها متأثر از دو عامل ویژگی‌ها خاص شرکتی و توانایی مـدیر اسـت، پس از حذف ویژگی‌ها خاص شرکتی، مقدار باقیمانده بیان‌کننده توانایی‌های مدیر است.

$$\begin{aligned} Firm\ Efficienc = {} & \beta_0 \\ & + \beta_1 \ln Total\ Asset + \beta_2 Market\ Share \\ & + \beta_3 Positive\ Free\ Cash\ Flow + \beta_4 \ln Age \\ & + \beta_5 Foreign\ Currency\ Indicator + \varepsilon \end{aligned}$$

که در این مدل، $Firm\ Efficienc$ بیان‌کننده امتیاز کارایی شـرکت از طریق روش تحلیل پوششی داده‌ها، $Total\ Asset$ معرف جمع دارایی‌ها و $Market\ Share$ سهم از بازار است که برای شرکت‌ها از رابطه پایین بدست می‌آید:

$$Market\ Share = \frac{\text{مبلغ فروش در سال } t}{\text{مبلغ فروش کل صنعت در پایان سال } t}$$

$Free\ Cash\ Flow$ بیانگر جریان‌های نقد آزاد مثبت است. اگر شرکتی جریان نقد مثبت داشته باشد، جریان نقد آزاد برابر ۱ و در غیر این صورت صفر در نظر گرفته می‌شود. در این پژوهش برای اندازه‌گیری جریان‌های نقد آزاد از شاخص لن و پولن (۱۹۸۹) به شرح زیر استفاده‌شده است:

جریان نقد آزاد = سود عملیاتی + هزینه استهلاک – مالیات بر درآمد – هزینه بهره – سود سهام تقسیمی

Age تعداد سال‌های فعالیت شرکت از سال تأسیس، $Foreign\ Currency\ Indicator$ نماد ارز خارجی و متغیر مجازی است درصورتی‌که شرکت صادرات داشته باشد ۱ و در غیر این صورت صفر در نظر گرفته می‌شود.

متغیر تعدیل‌گر:

مطالعات آلتمن یکی از ارزشمندترین مطالعات درزمینه بحران مالی می‌باشد. احتمال بسیاری وجود دارد که شرکت‌های دچار بحران مالی دارای حاکمیت شرکتی ضعیفی باشند که بر اساس ساختار حاکمیتی شرکت مورد سنجش قرار می‌گیرد. آلتمن در سال ۱۹۶۸ از روش تجزیه‌وتحلیل چند ممیزی برای انتخاب نسبت‌های مالی استفاده کرد. وی با این روش از میان ۲۲ نسبت مالی که به نظر او بهترین نسبت‌های مالی برای پیش‌بینی ورشکستگی بودند، پنج نسبت را به‌صورت ترکیبی که ازنظر ایشان بهترین پیش‌بینی کننده درماندگی مالی بود انتخاب نمود. پنج نسبت ترکیبی عبارت‌اند از: قدرت نقد شوندگی، سوددهی، نسبت‌های اهرمی، توانایی بازپرداخت بدهی و نسبت‌های فعالیت. آلتمن با ترکیب این پنج نسبت تابعی ساخت که بهترین عملکرد را در میان دیگر نسبت‌های مالی دارا بود. در این تحقیق از مدل ایرانیزه شده آلتمن که توسط رهنمای رود پشتی و همکاران (۱۳۸۸) ارائه‌شده است جهت اندازه‌گیری درماندگی مالی استفاده‌شده است:

$$Z = 1.2X_1 + 1.4X_2 + 3.3X_3 + 0.6X_4 + 0.99X_5$$

X_1=سرمایه در گردش به‌کل دارایی

X_2=سود انباشته به‌کل دارایی

X_3=درآمد قبل از بهره و مالیات به‌کل دارایی

X_4=ارزش بازار حقوق صاحبان سهام به ارزش دفتری بدهی‌ها

X_5=فروش به‌کل دارایی‌ها

احتمال ورشکستگی دامنه Z	
درماندگی مالی	۱. ۸ ≤Z
ضعیف و محدوده درماندگی	۲. ۹۹ ≤ Z ≤۱. ۸
سالم	۲. ۹۹ ≤Z

با توجه به محدوده بالا، شـــرکت‌های جامعه آماری تحقیق مطابق رابطه زیر به دودســـته تقسیم شدند که دسته اول شرکت‌های سالم یعنی شرکت‌هایی که مقدار مدل Z- SCORE بیش از ۹۹/۲ باشد، فرض بر این است که احتمال اینکه شرکت درمانده باشد وجود ندارد. برای این‌گونه شرکت‌ها متغیر مجازی صفر در نظر گرفته شده است. دسته دوم شرکت‌های درمانده مالی و در محدوده درماندگی مالی یعنی شـــرکت‌هایی که به‌طورکلی مقدار Z-SCORE کم‌تر یا مساوی از ۹۹/۲ باشد. برای این‌گونه شرکت‌ها متغیر مجازی یک در نظر گرفته‌شده است.

متغیرهای کنترلی:

بر اساس تحقیقات پیشین، پیچیدگی حسابرسی و وضعیت مالی صاحب‌کاران به‌عنوان متغیرهای کنترلی لحاظ شـده اسـت. (کریشـنان و وانگ، ۲۰۱۵، سـیمونیک ۱۹۸۰). در این پژوهش برای کنترل اثرات اندازه صـاحب‌کار و پیچیدگی حسـابرسـی از اندازه شـرکت ($SIZE_{i.t}$) استفاده شده است. انتظار می‌رود ضریب این متغیر مثبت باشد، زیرا ممکن است آسیب‌های بالقوه بزرگ‌تری را فراهم آورد. متغیرهایی که بیانگر وضعیت مالی صاحب‌کار هسـتند شـامل دارایی‌های جاری به کسـر از موجودی کالا بخش بر بدهی جاری (Quick)، سود قبل از بهره و مالیات تقسیم‌بر کل دارایی‌ها ((Roa، نسبت کل بدهی‌ها به‌کل دارایی‌ها (Lev)، رشد فروش (SGrowth)، کیفیت سود (EQ) و زیان (Loss) است. هرچه احتمال وقوع بحران وضـعیت مالی در شـرکت‌ها پایین باشـد حسـابرسـان تمایل خواهند داشـت حق‌الزحمه حسـابرسـی کمتری از صـاحب‌کاران خود دریافت کنند. بنابراین انتظار می‌رود Quick و Roa و SGrowth دارای ضریب منفی باشند. زیرا هرچه این ضرایب بالاتر باشد، ریسک ورشکستگی کمتر است. در عوض انتظار می‌رود که ضریب Lev مثبت باشد، زیرا هرچه این ضریب بالاتر باشد، ریسک وقوع بحران مالی بالاتر است. همچنین به دلیل این‌که از سال ۲۰۰۵ بسیاری از پژوهشگران از مدل ارائه شده توسط کوتاری و همکاران (۲۰۰۵) برای برآورد اقلام تعهدی اسـتفاده کرده‌اند (کرمی و همکاران، ۱۳۹۰)، در این پژوهش نیز جهت اندازه‌گیری کیفیت سود از مدل کوتاری استفاده‌شده‌است:

$$TA_{i.t}/A_{i.t-1} = \beta_0 + \beta_1 (1/A_{i.t-1}) + \beta_2 (\Delta REV_{i.t}/A_{i.t-1}) + \beta_3(\mathrm{PPE_{i.t}}/\mathrm{A_{i.t-1}}) + \beta_4 (\mathrm{ROA_{i.t-1}}) + \varepsilon_{i.t}$$

در این مدل $TA_{i.t}$ بیانگر کل اقلام تعهدی شرکت (تفاوت جریان نقدی عملیاتی و سود خالص قبل از اقلام غیرمترقبه)، $A_{i.t-1}$ دارایی‌های شرکت در سال قبل، $\Delta REV_{i.t}$ تغییرات درآمد شرکت می‌باشد. در این مدل $\varepsilon_{i.t}$ بیانگر کیفیت سود شرکت می‌باشد. انتظار می‌رود ضریب برازش شده برای این متغیر عددی مثبت و معنادار باشد. انتظار می‌رود ضریب EQ (شاخص منفی از کیفیت سود) مثبت باشد زیرا با افزایش کیفیت سود شرکت ریسک حسابرسی کاهش می‌یابد.

متغیر مجازی Loss زمانی که سود خالص در سال موردنظر منفی باشد، عدد یک می‌گیرد در غیر این صورت عدد صفر به آن تخصیص می‌یابد. انتظار می‌رود که ضریب Loss مثبت باشد زیرا ریسک دعاوی حقوقی درزمانی که شرکت زیان ده بوده و زیان گزارش می‌کند بالاتر است و این موضوع نیاز به تلاش بیشتری توسط حسابرس دارد.

در این پژوهش بر اساس یافته های نیکبخت و تنانی (۱۳۸۹) برخی از ویژگی های تأثیرگذار بر حق‌الزحمه حسابرسی همچون تخصص حسابرس (Specialist)، اندازه حسابرس (BIG-N) و دوره تصدی (Ln-Tenure)، نیز کنترل شده است. اگر حسابرس، متخصص در صنعت باشد، متغیر Specialist، عدد یک به خود می‌گیرد و در غیر این صورت صفر. طبق تحقیقات پیشین، تخصص صنعتی حسابرس رابطه مثبت و معناداری با حق‌الزحمه حسابرسی دارد. به‌منظور اندازه‌گیری تخصص حسابرس از رویکرد پالمروس استفاده‌شده است. مطابق این رویکرد، تخصص حسابرس در صنعت یک متغیر مجازی بوده و چنانچه سهم بازار یک موسسه حسابرسی خاص از نسبت به‌دست‌آمده از رابطه ($1.2 \times \frac{1}{N_{audit\ firms}}$) بیشتر باشد، موسسه حسابرسی مذکور به‌عنوان متخصص در صنعت در نظر گرفته می‌شود و متغیر مربوط به تخصص حسابرس در صنعت ۱ و در غیر این صورت صفر در نظر گرفته می‌شود.

متغیر مجازی BIG-N زمانی که حسابرس شرکت سازمان حسابرسی باشد عدد یک در غیر این صورت عدد صفر. مطالعات پیشین نشان داده است که اندازه حسابرس باکیفیت حسابرسی و حق‌الزحمه حسابرسی در ارتباط است به‌عنوان‌مثال نیکبخت و تنانی (۱۳۸۹) نشان دادند هنگامی‌که سازمان حسابرسی به‌عنوان حسابرس انتخاب‌شده باشد، حق‌الزحمه‌ها افزایش می‌یابد. این موضوع نشان از آن دارد که افزایش حق‌الزحمه‌ها، بدین دلیل بوده است

که یک مبلغ مازاد از بابت شهرت و اعتبار این مؤسسات (صرف ریسک) در نظر گرفته‌شده است. بنابراین در این پژوهش در صورتی‌که حسابرس آن سال، سازمان حسابرسی باشد، متغیر BIG-N عدد یک به خود می‌گیرد در غیر این صورت صفر به آن تخصیص می‌یابد. درنهایت دوره تصدی به‌عنوان یکی دیگر از عوامل مؤثر بر حق‌الزحمه کنترل‌شده است. انتظار می‌رود با افزایش دوره تصدی به دلیل افزایش شناخت حسابرس از واحد مورد رسیدگی حق‌الزحمه حسابرسی کاهش یابد.

یافته‌های پژوهش

آمار توصیفی

آمار توصیفی مربوط به نمونه موردمطالعه این پژوهش در قالب نگاره (۱) ارائه‌شده است.

نگاره (۱): آمار توصیفی متغیرهای پژوهشی

متغیرها	میانگین	میانه	حداکثر	حداقل	انحراف معیار
لگاریتم طبیعی حق‌الزحمه حسابرسی	۶/۶۰۶	۶/۵۵۸	۹/۷۵۱	۲/۴۸	۰/۹۵۷
توانایی مدیران	-۰/۰۰۱	۰/۰۰۴	۰/۲۰۴	-۰/۲۴۳	۰/۹۵۷
درماندگی مالی	۰/۸۵۳	۱	۱	۰	۰/۳۵۳
اثر تعاملی درماندگی مالی و توانایی مدیران	-۰/۰۰۹	۰	۰ .۳۷۳	-۰ .۴۲۰	۰/۰۸۸
لگاریتم طبیعی اندازه شرکت	۱۳/۹۱۴	۱۳/۷۸۵	۱۸/۷۳۹	۱۱/۰۳۵	۱/۲۵۳
بازده دارایی‌ها	۰/۱۳۵	۰/۱۱۷	۰/۵۶۴	-۰/۵۱۵	۰/۱۲۳
شاخص زیان	۰/۱۱۶	۰	1	۰	۰/۳۲۱
اهرم	۰/۶۲۵	۰/۶۲۳	۱/۲۱۲	۰/۱۴۷	۰/۱۷۵
نسبت سریع	۰/۶۲۵	۰/۶۲۶	۱/۱۹۴	۰/۱۴۷	۰/۱۷۴
رشد فروش	۰/۲۷۷	۰/۱۲۷	۱۱/۳۹۴	-۰/۹۹۷	۱/۱۵۹
کیفیت سود	۰/۰۰۷	۰/۰۰۲	۰/۵۳۸	-۰/۴۰۱	۰/۱۴۹
اندازه حسابرسی	۰/۲۸۱	۰	۱	۰	۰/۴۵۰
تخصص حسابرس	۰/۴۴۹	۰	۱	۰	۰/۴۹۷
مدت تصدی	۷/۱۱۲	۴	۲۰	۱	۶/۶۶۳

آماره توصیفی مربوط به متغیرهای پژوهش در نگاره (۱) نشان داده‌شده است. میانگین حق‌الزحمه حسابرسی و مجموع دارایی‌های شرکت‌های موردبررسی به ترتیب ۶/۶۰۴ و ۱۳/۹۱۴ بوده است. میانگین نرخ بازده دارایی‌ها ۰/۱۳۵ بوده است و حدود ۱۱ درصد از مشاهدات این پژوهش زیان خالص گزارش کرده بودند. حدود ۸۵ در صد از مشاهدات در وضعیت درماندگی مالی بوده‌اند و نزدیک به ۲۸ درصد از نمونه مورد بررسی در این پژوهش را سازمان حسابرسی (بزرگ‌ترین موسسه حسابرسی فعال در ایران) رسیدگی کرده است. همچنین با توجه به اینکه مقدار میانه توانایی مدیریت (۰/۰۰۴) نزدیک به صفر است، می‌توان گفت تقریباً نیمی از شرکت‌ها، مدیران کارایی را به‌منظور مدیریت شرکت انتخاب کرده‌اند و مقادیر حداقل (۰/۲۴۳-) و حداکثر (۰/۲۰۴) نیز نشان‌دهنده پراکندگی زیاد بین توانایی‌های ذاتی مدیران فعال در شرکت‌های تحت آزمون است.

آمار استنباطی

در آزمون داده‌های ترکیبی (پانل، دیتا)، پس از آماده‌سازی متغیرها به‌منظور برآورد معادله رگرسیونی، ابتدا آزمون اف. لیمر برای تشخیص استفاده از رگرسیون تجمیعی (تلفیقی) یا به‌کارگیری مدل‌های داده‌های تابلویی اجرا می‌شود. با توجه به اینکه سطح معناداری آماره F برای هر دو مدل کوچک‌تر از ۰/۰۵ به دست آمد، مدل رگرسیونی داده‌های تابلویی مناسب تشخیص داده شد. نتایج آزمون هاسمن نیز گویای مناسب بودن مدل اثرهای ثابت برای هر دو مدل بود؛ زیرا سطح معناداری آماره خی دو برای هر دو مدل کمتر از ۰/۰۵ به دست آمد.

نتایج آزمون فرضیه اول

نتایج حاصل از اجرای مدل رگرسیونی (۱) در نگاره (۲) ارائه شده است. بر اساس سطح معناداری توانایی مدیران و ضرایب آن، می‌توان گفت رابطه منفی و معناداری بین توانایی مدیران و حق‌الزحمه حسابرسی وجود دارد. مقادیر ضریب تعیین تعدیل شده بیان‌کننده این است که متغیرهای توضیحی حدود ۴۳ درصد از تغییرات حق‌الزحمه را توضیح می‌دهد.

معناداری آماره فیشر در سطح ۵ درصد نیز نشان‌دهنده معناداری کل الگو است. درنهایت مقدار آماره دوربین واتسون (۲/۳۳) نیز نشان می‌دهد که باقیمانده الگوی (۱) مشکل خودهمبستگی سریالی را ندارند.

نگاره (۲): نتایج برآورد مدل اول

متغیر	ضریب	تی استودنت	سطح معناداری
عرض از مبدأ	۲/۳۳۰	۱/۶۳۸	۰/۱۰۳
توانایی مدیر	۰/۸۶۷-	۲/۲۱۹-	۰/۰۲۸
اندازه شرکت	۰/۳۷۰	۳/۵۶۲	۰/۰۰۰
شاخص زیان	۰/۱۹۶-	۱/۷۸۱-	۰/۰۷۶
اهرم	۲/۷۰۲	۴/۲۹۴	۰/۰۰۰
نسبت سریع	۳/۶۴۱-	۹/۷۹۱-	۰/۰۰۰
رشد فروش	۰/۰۶۴-	۲/۲۹۶-	۰/۰۲۳
کیفیت سود	۰/۷۹۶	۲/۸۸۶	۰/۰۰۴
اندازه حسابرسی	۰/۱۶۱	۱/۶۳۱	۰/۱۰۵
تخصص حسابرس	۰/۰۹۱	۰/۶۱۵	۰/۵۳۸
مدت تصدی	۰/۰۳۶-	۳/۴۹۹-	۰/۰۰۰
بازده دارایی	۰/۹۰۷	۲/۶۳۷	۰/۰۰۹
ضریب تعیین تعدیل‌شده	۰/۴۳	دوربین واتسون	۲/۳۳۰
آماره F	۳/۰۱۸	احتمال آماره F	۰/۰۰۰

نتایج آزمون فرضیه دوم

هدف اصلی از اجرای آزمون مدل ۲، بررسی نقش تعدیل گری درماندگی مالی است. نگاره شماره (۳) نشان می‌دهد که سطح معناداری برای اثر تعاملی توانایی مدیران با درماندگی مالی برابر با ۰/۵۹۱ است. ازآنجایی‌که ضریب فوق بالاتر از ۵ درصد است، ازاین‌رو می‌توان نتیجه گرفت که درماندگی مالی از طریق اثر تعاملی خود با توانایی مدیران، حق‌الزحمه حسابرسی را تحت تأثیر قرار نمی‌دهد. هرچند متغیر درماندگی مالی به لحاظ آماری رابطه بین توانایی مدیران و حق‌الزحمه حسابرسی را تعدیل نمی‌کند لیکن ضریب تعیین تعدیل‌شده مدل با افزودن متغیر مذکور از ۴۳ به ۵۱ درصد افزایش‌یافته است.

مقدار احتمال آماره F نیز حاکی از معنادار بودن کل معادله رگرسیونی است. درنهایت، مقدار آماره دوربین واتسون (۱/۸۷) نیز نشان می‌دهد که باقیمانده الگوی (۲) مشکل خودهمبستگی سریالی را ندارند.

نگاره (۳): نتایج برآورد مدل دوم

متغیر	ضریب	تی استودنت	سطح معناداری
عرض از مبدأ	۰/۱۹۶	۰/۴۳۷	۰/۶۶۱
توانایی مدیر	۰/۰۸۱-	۰/۱۲۲-	۰/۹۰۲
اندازه شرکت	۰/۴۴۶	۱۰/۸۳۴	۰/۰۰۰۰
درماندگی مالی	۰/۰۳۴-	۰/۴۳۵-	۰/۶۶۳
اثر تعاملی توانایی مدیران با درماندگی مالی	۰/۴۸۸-	۰/۵۳۶-	۰/۵۹۱
شاخص زیان	۰/۱۰۴	۱/۴۵۵	۰/۱۴۶
اهرم	۱/۰۵۲	۱/۱۱۲	۰/۲۶۶
نسبت سریع	۱/۴۷۵-	۲/۰۶۱-	۰/۰۴۰
رشد فروش	۰/۰۲۲-	۱/۰۷۴-	۰/۲۸۳
کیفیت سود	۰/۱۲۱	۰/۳۶۳	۰/۷۱۶
اندازه حسابرس	۰/۱۷۴	۲/۴۲۰	۰/۰۱۶
تخصص حسابرس	۰/۱۲۰	۱/۲۸۲	۰/۲۰۰
مدت تصدی	۰/۰۵۵	۲/۷۳۱	۰/۰۰۶
بازده دارایی	۰/۰۰۰۲	۰/۰۰۰	۰/۹۹۵
ضریب تعیین تعدیل‌شده	۰/۵۱۰	دوربین واتسون	۱/۸۷۹
آماره F	۵/۶۲۷	احتمال آماره F	۰/۰۰۰

نتیجه‌گیری

نتیجه فرضیه اول نشان می‌دهد که بین حق‌الزحمه حسابرسی و توانایی مدیران رابطه منفی، برقرار است. نتیجه به‌دست‌آمده را می‌توان این‌گونه تفسیر کرد: مدیریت واحد تجاری از طریق تأثیرگذاری بر سیاست‌های کلی و تصمیم‌گیری‌های کلان، بر عملکرد شرکت تأثیر خواهد گذاشت و در صورتی‌که عملکرد ضعیفی داشته باشد، عملکرد کلی شرکت تحت تأثیر قرارگرفته و ریسک درماندگی و درنتیجه ریسک حسابرسی شرکت افزایش خواهد

یافت. افزایش ریسک ارائه خدمات حسابرسی، حق‌الزحمه درخواستی حسابرس به‌منظور پوشش این خطر را افزایش خواهد داد. نتیجه حاصل از آزمون این فرضیه در راستای نتایج پژوهش گل و همکاران (۲۰۱۷) و کریشنان و وانگ (۲۰۱۵) می‌باشد.

طبق مبانی نظری در ماندگی مالی این انگیزه رو در مدیران ایجاد می‌کند که به‌طور فرصت‌طلبانه رفتار و اقدام به ارائه گزارشات نادرست کنند و از کاهش ارزش شرکت جلوگیری نمایند. در این میان مدیران توانمند به دلیل برخورداری از توانایی‌های فکری و شناختی، بهتر از سایر مدیران قادر هستند تا ضعف‌های کنترل داخلی را شناسایی و از فرصت‌های تقلب بهره ببرند. درنتیجه ریسک حسابرسی افزایش می‌یابد؛ اما برخلاف انتظارات این پژوهش، نتیجه فرضیه دوم نشان می‌دهد که درماندگی مالی، رابطه بین توانایی مدیران و حق‌الزحمه حسابرسی را تعدیل نمی‌کند که این نتیجه با نتایج گل و همکاران (۲۰۱۷) همخوانی ندارد. شاید یکی از دلایل این نتیجه را انحصار دولتی و حق‌الزحمه پایین بخش خصوصی بیان کرد. سازمان حسابرسی به‌موجب قانون تشکیل سازمان حسابرسی و ماده ۱۳۲ قانون محاسبات عمومی، عهده‌دار حسابرسی شرکت‌های دولتی و عمده نهادهای غیردولتی است و بدیهی است به‌عنوان رقیب جدی حسابرسی بخش خصوصی تمایل چندانی به واگذاری وظایف خود به بخش خصوصی ندارد. با توجه قانون ذکر شده و سایر شرایط محیطی حاکم بر ایران امکان رقابت منصفانه بین سازمان حسابرسی و مؤسسات خصوصی وجود ندارد. دستمزد حسابرسان بخش خصوصی تابعی از دستمزد حسابرسان سازمان حسابرسی است اما ازآنجاکه حق‌الزحمه حسابرسان بخش دولتی مشابه سایر کالاها و خدمات توسط شورای اقتصاد تعیین می‌شود، رقم ناچیزی به‌عنوان حق‌الزحمه مدیران حسابرسی تعیین می‌شود که تناسبی با مسئولیت و خدمات حسابداران رسمی ندارد (دوانی، ۱۳۸۴). پس می‌توان چنین نتیجه گرفت که سازمان حسابرسی به دلیل محدودیت‌های قانونی و مؤسسات خصوصی به‌منظور تداوم فعالیت خود حق‌الزحمه خود را متناسب با ریسک درماندگی و توانمندی مدیران، به‌گونه‌ای مناسب تعدیل نمی‌کنند.

محدودیت‌ها

یکی از محدودیت‌های پیش روی این تحقیق، حق‌الزحمه حسابرسی است. این رقم تحت عنوان هزینه حسابرسی در یادداشت‌های همراه صورت‌های مالی برخی از شرکت‌های افشا نشده است که این مسئله موجب کاهش تعداد شرکت‌های نمونه پژوهش شده است. ضمن اینکه رقم افشاشده شامل کلیه مخارج مرتبط با حسابرس بوده و ممکن است نتواند منعکس‌کننده تلاش واقعی صرف شده توسط حسابرسی باشد. همچنین، با توجه به عدم افشای برخی از اطلاعات مانند هزینه‌های تحقیق و توسعه برای بسیاری از شرکت‌های نمونه، این متغیرها در محاسبه کارایی شرکت نادیده گرفته‌شده است؛ بنابراین ممکن است نمره توانایی مدیریت محاسبه‌شده با خطای اندازه‌گیری همراه باشد.

پیشنهادهای کاربردی پژوهش

حسابرسان مستقل می‌توانند از معیار سنجش توانایی مدیریت، به‌منظور بررسی صاحب‌کاران خود و اتخاذ تصمیمات قیمت‌گذاری استفاده کنند. همچنین بر اساس مبانی نظری پژوهش، به تدوین کنندگان مقررات حاکم در بورس اوراق بهادار و همچنین سرمایه گذاران و حسابرسان پیشنهاد میشود از امتیاز توانایی مدیریت به منظور شناسایی شرکت‌های پذیرفته شده با ریسک حسابرسی بالاتر استفاده کنند.

پیشنهاد برای پژوهش‌های آتی

همان‌طور که در مبانی نظری بیان شد توانایی مدیریت با تأثیرگذاری بر عملیات و همچنین محیط اطلاعاتی شرکت می‌تواند نقش بااهمیتی در موفقیت یک شرکت ایفا کند. به‌منظور ارائه شواهد تجربی در این خصوص پیشنهاد می‌شود در تحقیق آتی تأثیر توانایی مدیریت بر سایر شاخص‌های کیفیت محیط اطلاعاتی شامل خصوصیات کیفی سود مطالعه شود. همچنین در تحقیق حاضر به‌منظور محاسبه درماندگی مالی از روش تعدیل‌شده آلتمن ارائه‌شده توسط رود پشتی استفاده‌شده است پیشنهاد می‌شود این پژوهش با استفاده از سایر روش‌های محاسبه درماندگی مالی (قانون تجارت، مدل السون، چن و همکاران و...) نیز تکرار شود.

منابع

افلاطونی، عباس (۱۳۹۲). تجزیه و تحلیل آماری با Eviews در تحقیقات حسابداری و مدیریت مالی، تهران، انتشارات ترمه.

بزرگ اصل، موسی و صالح زاده، بیستون (۱۳۹۴). رابطه توانایی مدیریت و پایداری سود با تأکید بر اجزای تعهدی و جریان‌های نقدی در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران، دانش حسابرسی، ۱۷۰،۵۸-۱۵۳.

بهارمقدم، مهدی و صالحی، تابنده و اعظمی، زینب (۱۳۹۶). رابطه بین توانایی مدیریت، حق‌الزحمه حسابرسی و تداوم فعالیت در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، پژوهش‌های حسابداری مالی، سال نهم، شماره دوم، پیاپی ۳۲، صص ۲۳-۴۴.

جامعی، رضا و هلشی، مهران و حاجی عیدی، عبدالله (۱۳۹۱). بررسی تأثیر عملکرد مدیران بر اظهارنظر حسابرس مستقل در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران، بررسی‌های حسابداری و حسابرسی، دوره ۱۹، شماره ۷۰، صص ۱-۱۴.

دلخوش، محمد و فرخی، زهره (۱۳۹۵). نقش توانایی مدیریت در پیش‌بینی بحران مالی (شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران)، علوم انسانی، شماره ۱۲، جلد ۲، صص ۱۷۵-۱۸۳.

دوانی، غلامحسین (۱۳۸۴)، برگرفته از سایت http://jamejamonline.ir/، تاریخ دسترسی ۲۴ دی سال ۱۳۸۴.

رهنمای رود پشتی، فریدون و علی‌خانی، راضیه و مران جوری، مهدی (۱۳۸۸). پیش‌بینی ورشکستگی آلتمن و فالمر در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران، بررسی‌های حسابداری و حسابرسی، دوره ۱۶، شماره ۵۵ شماره، صص ۱۹-۲۳.

فرج زاده دهکردی، حسن و حیدری، ناهید (۱۳۹۶)، بررسی رابطه توانایی مدیریت با حق‌الزحمه و اظهارنظر حسابرسی پیرامون تداوم فعالیت، پژوهش‌های تجربی حسابداری، دوره ۶، شماره ۳- شماره پیاپی ۲۳، صص ۲۲۱-۲۳۹.

کرمی، غلامرضا؛ داوری نژاد مقدم، اعظم؛ تحریری، آرش، بررسی رابطه بین مدیریت سود واقعی و مدیریت سود حسابداری به منظور هموارسازی سود در شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، ۱۳۹۰، فصلنامه مطالعات تجربی حسابداری مالی، سال نهم، شماره ۳۱، صص ۶۱-۷۶.

نیکبخت، محمد رضا و تنانی، محسن (۱۳۸۹). آزمون عوامل موثر بر حق‌الزحمه حسابرسی صورت‌های مالی. مجله پژوهش‌های حسابداری مالی، سال دوم، شماره دوم، شماره پیاپی (۴)، صص ۱۱۱-۱۳۲.

Aflatooni, A. (2012). Statistical Anaysis in Accounting and Financial Management by Eviews. termeh press. (In Persian)

Altman, E. I. (1984). A further empirical investigation of the bankruptcy cost question. *The Journal of Finance*, *39* (4) , 1067-1089 .

Bahar moghadam, M. and Salehi, T. and Azami, Z. (2017). The Relationship between Management Ability, Audit Fee, and Going Concern among Firms Listed on Tehran StockExchange. Journal of Financial Accounting Research Vol. 9, No. 2, Ser No. (32) , pp 23. 44. (In Persian)

Baik, B. O. K. , Farber, D. B. , & Lee, S. A. M. (2011). CEO ability and management earnings forecasts. *Contemporary Accounting Research*, *28* (5) , 1645-1668 .

Bamber, L. S. , Jiang, J. , & Wang, I. Y. (2010). What's my style? The influence of top managers on voluntary corporate financial disclosure. *The accounting review*, *85* (4) , 1131-1162 .

Bell, T. B. , Landsman, W. R. , & Shackelford, D. A. (2001). Auditors' perceived business risk and audit fees: Analysis and evidence. *Journal of Accounting research*, *39* (1) , 35-43 .

Bhojraj, S. , & Sengupta, P. (2003). Effect of corporate governance on bond ratings and yields: The role of institutional investors and outside directors. *The Journal of Business*, *76* (3) , 455-475 . .

Boyle, D. M. , DeZoort, F. T. , & Hermanson, D. R. (2015). The effect of alternative fraud model use on auditors' fraud risk judgments. *Journal of Accounting and Public Policy*, *34* (6) , 578-596 .

Bozorgasl, M. , Salehzadeh, B..(۲۰۰۹) The relationship between managerial ability and earnings Persistence with emphasis on accruals and cash flows of listed companies in Tehran Stock Exchange,Journal of Audit Science,58,153-170. (In Persian)

Bruynseels, L. , Knechel, W. R. , & Willekens, M. (2011). Auditor differentiation, mitigating management actions, and audit-reporting accuracy for distressed firms. *Auditing: A Journal of Practice & Theory*, *30* (1) , 1-20 .

Cheung, K. T. S. , Naidu, D. , Navissi, F. , & Ranjeeni, K. (2017). Valuing talent: Do CEOs' ability and discretion unambiguously increase firm performance. *Journal of Corporate Finance*, *42*, 15-35 .

Davani, GH. (2005) , Retrieved from http: //jamejamonline. ir/, Access Date, December 24, 2005.. (In Persian)

DeAngelo, H. , DeAngelo, L. , & Skinner, D. J. (1994). Accounting choice in troubled companies. *Journal of accounting and economics, 17* (1) , 113-143

Delkhosh, M. , Farrokhi, Z. (2016). The role of management ability in forecasting financial crisis of listed companies in Tehran Stock Exchange, Humanities journal, 12 (2) , 175-183. (In Persian)

Dellaportas, S. (2013, March). Conversations with inmate accountants: Motivation, opportunity and the fraud triangle. In *Accounting forum* (Vol. 37, No. 1, pp. 29-39). Elsevier .

Demerjian, P. , Lev, B. , & McVay, S. (2012). Quantifying managerial ability: A new measure and validity tests. *Management Science, 58* (7) , 1229-1248 .

Demerjian, P. R. , Lev, B. , Lewis, M. F. , & McVay, S. E. (2012). Managerial ability and earnings quality. *The Accounting Review, 88* (2) , 463-498 .

Farajzadeh dehkordi, H. , Heydari, N. (2017). Investigating the relationship between managerial ability audit fee and going concern opinion, Empirical Studies in Financial Accounting Quarterly, 6 (3) , 221-239. (In Persian)

Gul, F. A. , Khedmati, M. , Lim, E. , & Navissi, F. (2017). Managerial Ability, Financial Distress and Audit Fees. *Accounting Horizons* .

Hoitash, R. , Hoitash, U. , & Johnstone, K. M. (2012). Internal control material weaknesses and CFO compensation. *Contemporary Accounting Research, 29* (3) , 768-803 .

Jamei, R. , Haleshi , M. and Hajieidi, A. (2012). Effect of managerial ability on independent auditor's opinion of listed companies in Tehran Stock Exchange, Quarterly Accounting and auditing reviews,19 (70): 1-14. (In Persian)

Jensen, M. C. , & Meckling, W. H. (1976). Theory of the firm: Managerial behavior, agency costs and ownership structure. *Journal of financial economics, 3* (4) , 305-360 .

Karami, GH. Davarinejad Moghadm , A. , Tahriri, A. (2011). Investigating the Relationship between Real earning Management and Accural base Earnings Management for Earning smoothing in Companies Listed in Tehran Stock Exchange, Empirical Studies in Financial Accounting Quarterly,31,61-76. (In Persian)

Krishnan, G. V. , & Wang, C. (2015). The relation between managerial ability and audit fees and going concern opinions. *Auditing: A Journal of Practice & Theory, 34* (3) , 139-160 .

Leverty, T. , and M. Grace. 2012. Dupes or incompetents? An examination of management's impact on firm distress. *Journal of Risk and Insurance* 79 (3): 751-783 .

Nikbakht , M. , Tanani , M. (2009). Examining the Factors Affecting the Financial Audit Fees. Journal of Financial Accounting Research Vol. 2, No. 2, Ser No. (4) , pp 111-132. (In Persian)

Ohlson, J. A. (1980). Financial ratios and the probabilistic prediction of bankruptcy. *Journal of accounting research*, 109-131 .

Plumlee, M. , & Yohn, T. L. (2010). An analysis of the underlying causes attributed to restatements. *Accounting Horizons*, *24* (1) , 41-64 .

Plumlee, M. , and T. Yohn. 2010. An analysis of the underlying causes Li, C. , Sun, L. , & Ettredge, M. (2010). Financial executive qualifications, financial executive turnover, and adverse SOX 404 opinions. *Journal of Accounting and Economics*, *50* (1) , 93-110 .

Rahaman, M. M. , & Al Zaman, A. (2013). Management quality and the cost of debt: Does management matter to lenders?. Journal of Banking & Finance, 37 (3) , 854-874 .

Rahnamayeroodposhti, F. , Alikhani, R. , Maranjouri , M. (2009). Altman & Falmer bankruptcy prediction model of listed companies in Tehran Stock Exchange, Quarterly Accounting and auditing reviews,16 (55): 19-23. (In Persian)

Simunic, D. A. (1980). The pricing of audit services: Theory and evidence. *Journal of accounting research*, 161-190 .

Wang, G. (2013). Managerial ability and informed insider trading. *SSRN Electron J. doi*, *10* .

Wolfe, D. T. , & Hermanson, D. R. (2004). The fraud diamond: Considering the four elements of fraud .

Wruck, K. H. (1990). Financial distress, reorganization, and organizational efficiency. *Journal of financial economics*, *27* (2) , 419-444 .

Yutao, L. , and L. Yan. (2017). The Contextual Nature of the Association Between Managerial Ability and Audit Fees. *Review of Accounting and Finance*, Vol. 16, No. 1, Pp. 2-20 .

پژوهش‌های تجربی حسابداری

سال نهم، شماره ۳۴، پاییز ۱۳۹۸، صص ۲۴۵ - ۲۷۵

بررسی تأثیر ثبات مدیریتی بر مدیریت سود شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران

حسن ولیان*، محمدرضا عبدلی، علی استاد هاشمی***، رضا طهماسبی زاده*****

تاریخ دریافت: ۹۶/۱۲/۱۹

تاریخ پذیرش: ۹۷/۰۴/۲۷

چکیده

با تغییر قوانین و پشت سرگذاشتن بحران‌های مالی طی سال‌های اخیر، سهامداران و سرمایه گذاران برای اتخاذ تصمیمات بهتر، نیاز مند گسترده تر شدن ابعاد و کیفیت اطلاعات قابل اتکاتر هستند. یکی از این منابع مهم در بازارهای سرمایه، وجود و تصمیم‌های مدیران به عنوان سکان داران شرکت‌ها هستند، که عملکرد آنها در تصمیم گیریشان می‌تواند تا حدی به تصمیم گیری سرمایه گذاران کمک نماید. بر پایه این استدال، پژوهش حاضر به بررسی تأثیر ثبات مدیریتی بر مدیریت سود شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران می‌پردازد. فرضیه‌های تحقیق نیز با استفاده از نمونه‌ای متشکل از ۹۸ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۸۶ تا ۱۳۹۵ و با بهره‌گیری از الگوی رگرسیون چند متغیره مورد آزمون قرارگرفت. یافته‌های پژوهش حاکی از آن است که ثبات مدیریتی با مدیریت سود تعهدی و مدیریت سود واقعی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران ارتباط منفی و معناداری دارد. همچنین مشخص گردید، ثبات مدیریتی ارتباط انگیزه‌های فرصت طلبانه مدیریت سود با ارزش شرکت را در جهت منفی تقویت می‌نماید. به بیان دیگر، ثبات مدیریتی باعث می‌شود مدیران بجای دستکاری در سود و پیگیری اهداف کوتاه مدت، از طریق سرمایه گذاری در طرح‌ها و پروژه‌های سودآور، به دنبال اهداف بلند مدت تر بروند و از این طریق باعث افزایش ارزش شرکت گردند.

واژه‌های کلیدی: ثبات مدیریتی، مدیریت سود تعهدی، مدیریت سود واقعی، ارزش شرکت

طبقه‌بندی موضوعی: M12، M10، M19

DOI: 10.22051/jera.2018.19545.1973

* استادیار، گروه مدیریت، دانشگاه آزاد اسلامی، ساری، ایران، نویسنده ی مسئول، (Hasan.Valiyan@yahoo.com)

** دانشیار، گروه حسابداری، واحد شاهرود، دانشگاه آزاد اسلامی، شاهرود، ایران، (Mra830@yahoo.com).

*** مربی، گروه حسابداری، دانشگاه پیام نور، ایران، (ostad1976@yahoo.com).

**** استادیار گروه حسابداری، واحد شهرکرد، دانشگاه آزاد اسلامی، شهرکرد، ایران، (r.tahmasebizadeh@gmail.com)

مقدمه

مفهوم اولیه ارکان راهبری در طیفی گسترده، به صورت شبکه ای از روابط تعریف شده که نه تنها یک شرکت و مالکان آن، بلکه تمام ذینفعان از جمله کارکنان، مشتریان، مردم، جامعه و... را در بر می‌گیرد. (ناظمی و همکاران، ۱۳۹۳: ۱۶۰). مهمترین رکن این نظام، مدیران هستند که تصمیمات آنها می‌تواند در حیطه ای وسیع تأثیر گذار باشد و در مورد آن نیز می‌بایست به طیف عظیمی از صاحبان منافع پا سخگو با شد. (براینت کوچر و همکاران، ۲۰۱۳: ۴۷۶). در این پژوهش، تأثیر ثبات مدیریتی بر مدیریت سود و چگونگی تأثیرگذاری آن بر شرکت‌های بورس اوراق بهادار تهران مورد مطالعه قرار می‌دهد. براساس تئوری نمایندگی، دوره‌ی تصدی مدیران و عملکرد آنها یکی از چالش برانگیزترین مباحث در بین سهامداران و مدیران می‌باشد، چرا که همواره این پیش فرض وجود دارد، تضاد منافع، باعث ایجاد سوء ظن منفعت طلبی مدیران از جانب سهامداران می شود. (جنسن و رابک، ۱۹۸۳: ۲۱). مدیرانی که ارزش ویژه ای برای کنترل قائل هستند و منافع شخصی قابل ملاحظه ای از قِبَل (از کنار آن) آن بدست می‌آورند، تلاش می‌دارند تا مشاغل خود را حفظ کنند، حتی اگر دیگر، شایستگی و شرایط احراز لازم برای مدیریت آن شرکت را نداشته باشند. اما با این حال به طرق مختلف تلاش می‌کنند تا شرایط را به نفع خود تغییر دهد و کنترل امور را در دست گیرد. (شلیفر و ویشی، ۱۹۸۹: ۱۲۵). گروهی از محققان همچون موراک و همکاران (۱۹۸۸)؛ پوند (۱۹۸۷) و شلیفر و ویشی (۱۹۸۹)؛ کنترل شرایط و ارتقای سطح قدرت تصمیم گیری، در مرور زمان و با تثبیت جایگاه مدیران حادث می شود که اصطلاحا به آن ثبات مدیریتی گویند. به عبارت دیگر، ثبات مدیریتی اشاره به اندازه‌ی تلاش مدیران برای تحت اختیار درآوردن و کنترل امور دارد تا از این طریق شرایط را آنطور که می‌خواهند، تغییر دهند. (برگر و همکاران، ۱۹۹۷: ۱۴۱۱). محققان مختلفی همچون دی‌میگوئل و همکاران (۲۰۰۴)؛ چنگ و همکاران (۲۰۱۳) و کلاسنس و همکاران (۲۰۰۲) در این رابطه بیان نمود، ثبات مدیریتی الزاما از طریق حداکثر کردن ثروت سهامداران اتفاق نمی افتد، همچنین فارغ از روابط پشت پرده سیاسی و حزبی، ثبات مدیران ریشه در شناخت بهتر بازار و تغییرات آن به منظور تطبیق با آن شرایط دارد، چرا که در این صورت می‌تواند ثبات رویه را در شرکت و در بین رقبا ایجاد نماید. در اینصورت، احتمال سقوط قیمت سهام

و ورشکستگی شرکت کاهش می‌یابد و باعث ایجاد ضرر برای سهامداران بخصوص در یک بازار با ساختارهای ناکارآمد نخواهد شد. (پوند، ۱۹۸۷: ۳۵۶؛ آمبروسی و میگژن، ۱۹۹۲: ۵۷۸). به همین دلیل می‌توان دوره تصدی مدیران شرکت‌ها را به عنوان شاخصی برای ثبات مدیریت مورد توجه قرار داد. (فردریسکون و همکاران، ۱۹۸۸: ۲۵۸؛ شِن، ۲۰۰۳: ۴۶۸). به همین دلیل استراتژی‌های مدیران برای حفظ جایگاه خود، همچون بنیانی غیر قابل نفوذ[1] عمل می‌کنند (ویلیامسون، ۱۹۷۵: ۱۱؛ جنسن، ۱۹۸۸: ۲۴؛ آمبرو سی و میگژن، ۱۹۹۲: ۵۷۹) و سرمایه گذاری ویژه ای که توسط مدیران در این رابطه انجام می‌شود (شلیفر و ویشی، ۱۹۸۹: ۱۲۵)، گواه این ادعا هستند، که مدیران تلاش دارند، جایگاه‌های خود را ثبیت نمایند، تا حتی با تغییر آنها، سیستم نتواند کارایی لازم و اثربخشی کافی را داشته باشد. هر چند تحقیقاتی اندکی با استناد به تئوری نمایندگی بیان نمودند، ثبات مدیریت در برخی موارد سبب هم راستایی منافع مدیر و سهامداران می شود. به عنوان مثال استین (۱۹۸۹) بیان نمود، مدیری که جایگاه خود را تحت فشار بازار و رقابت، متزلزل یابد، از طریق افزایش ارزش زوده بازده، به سهامدران این سیگنال را می‌دهد که شرکت در شرایط خوبی قرار دارد. بنابراین، مدیرانی که تحت فشار بازار قرار دارند، به احتمال زیاد پروژه‌هایی را انتخاب می‌کنند که به نتایج زود بازده منتهی شود و سرمایه گذاری‌های بلندمدت با منافع بیشتر را قربانی جایگاه متزلزل خود می‌کنند. هر چند بر اساس این دیدگاه هم، مدیران به دنبال ثبات جایگاه خود هستند، اما شکاف هزینه‌های نمایندگی بین سهامداران و مدیران کاهش می‌یابد. از طرف دیگر ممکن است مدیران از طریق سرمایه گذاری در پروژه‌های آتی، به دنبال ثبات جایگاه خود باشند، که در اینصورت هر چند دیدگاه مدیریت ممکن است خود خواهانه باشد، اما می‌تواند این سرمایه گذاری‌ها در آینده، به ثمر بنشیند و بازده سهامداران را تقویت نماید. برای مثال پاگ و همگاران (۱۹۹۲) بیان نمودند مدیران با قبول هزینه‌های سرمایه گذاری در تحقیق و توسعه، از یک طرف تلاش دارند، به تداوم حضور خود در جایگاه مدیریت قوت ببخشند، و از طرف دیگر، می‌توانند، به موفقیت آتی شرکت در یک بازار رقابتی کمک نمایند. اما این سوال مطرح است که مدیران چگونه می‌توانند، به ثبات بیشتر در سکان داری یک شرکت در زمانی که جایگاه متزلزلی دارند، کمک کنند. یکی از این راه ها، دستکاری در عملکرد شرکت‌ها می‌باشد. آنها تلاش می‌کنند برای داشتن وجهه بهتر

در برابر چشمان سهامداران و امنیت شغلی شان، دست به استفاده فرصت طلبانه از اقلام تعدی بزنند یا تصمیمات عملیاتی ناکارآمد برای سودآور تر نشان دادن شرکت بیشتر از میزان واقعی، اتخاذ می کنند. (دی مِ اُ و همکاران، ۲۰۱۷: ۴۰۰). بعبارت دیگر، می توان انتظار داشت که مدیریت سود برای مدیرانی که از ثبات مدیریت برخوردار هستند، یک روش فرصت طلبانه محسوب نمی شود، زیرا این مدیران در مقایسه با مدیرانی که از ثبات خوبی برخوردار نیستند و از جانب بازار و فضای رقابتی تحت فشار هستند، نگرانی کمتری نسبت به آینده شرکت دارند. در نتیجه، احتمال زیادی وجود دارد که مدیران با ثبات از انعطاف پذیری ذاتی در اقلام تعهدی و در تصمیمات عملیاتی بمنظور اطلاع رسانی سهامداران درباره عملکرد شرکت، بهره ببرند و عملکرد فعلی شرکت را قربانی کاهش ارزش شرکت نکنند. تحقیقاتی با این رویکرد که مبتنی بر نگرش پنهان مدیران دربارهی جایگاه خود میباشد و از طریق دستکاری در سود به دنبال حفظ جایگاه خود هستند، کمتر انجام شده است. در واقع تحلیل تأثیر ثبات مدیریت بر مدیریت سود، فارغ از نتایج کمی آن، دارای ابعاد کیفی و حاوی اطلاعات قابل اتکایی برای تصمیم گیری سهامداران و تدوین کنندگان قوانین و آیین نامههای نظارتی بر عملکرد مدیران همچون تعیین زمان مشخصی برای تصدی مدیران در شرکتها می تواند قلمداد شود. بعبارت دیگر، تحلیل تأثیرات ثبات مدیریت بر مدیریت سود، این بحث را مطرح میسازد که آیا قوانین شرکتها در کشورهای مختلف به نفع مدیران است یا به نفع سهامداران. لذا این تحقیق به دنبال بررسی بررسی تأثیر ثبات مدیریتی بر مدیریت سود شرکتهای پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران میباشد.

ادبیات تحقیق

ثبات مدیریت و دستکاری سود

کاهش ارزش شرکت به عنوان یک عامل برهم زنندهی ثبات جایگاه مدیریت مطرح میباشد، زیرا زمانیکه ارزش شرکت در بازار، بخاطر سود ناکافی جاری، کاهش پیدا می کند، مدیران آن مستعد جایگزینی میشوند. این تهدید، باعث میشود، مدیران تلاش نمایند دست به خلق ارزش برای سهامداران بزنند، هر چند ایجاد این نوع ارزشها ممکن است از طریق دستکاری در سود حادث شود. (جنسن و رابک، ۱۹۸۳: ۱۰؛ موراک و

همکاران، ۱۹۸۸: ۲۹۷). در واقع، زمانیکه مدیران ارزش کافی برای سهامداران شرکت ایجاد نمی کنند، بمنظور حفظ منافع خود، تلاش می‌کنند اطلاعات شرکت را از دسترس دیگران خارج کنند. بطوریکه افراد درگیر در بازار سرمایه بندرت به اطلاعات شخصی شرکت دسترسی پیدا کنند. مدیرانی که از جانب بازار تحت فشار هستند و جایگاه متزلزلی را تجربه می‌کنند، از این انگیزه برخوردار هستند که یا اقلام تعهدی و یا همانطور که توسط اِستین (۱۹۸۹) پیشنهاد داده است، سود واقعی را تغییر دهند. در این حالت، برخی از تحقیقات پیشین نشان دادند، که مدیران برای افزایش امنیت شغلی خود، روش مدیریت سود را بهترین و کم هزینه ترین روش در این شرایط بحرانی می‌دانند. (ساروکا و تریبو، ۲۰۰۸: ۷۵۱). اما از طرف دیگر، شرایط برای مدیرانی که دارای ثبات مدیریتی هستند، متفاوت است. بر اساس فرضیه منافع طولانی مدت (استین، ۱۹۸۹)، این مدیران تلاش می‌کنند، با سرمایه گذاری در طرح‌ها و پروژه‌های با ارزش خالص مثبت، ارزش شرکت را در بازار تقویت نمایند و از این طریق عدم تقارن اطلاعات و هزینه‌های نمایندگی بین سهامداران و مدیران را کاهش دهند. (دی مِ اُ و همکاران، ۲۰۱۷: ۴۰۲). احتمال اندکی وجود دارد که یک مدیر زمانیکه دارای ثبات می‌باشد، از ثروت سهامداران شرکت به نفع خود استفاده نماید. توجه به این نکته بسیار قابل اعتنا می‌باشد که اگر شرکت بدلیل سرمایه گذاری در پروژه‌های دارای ارزش خالص مثبت، دچار افت سود حسابداری شود، این موضوع حتی با وجود حمایت قوانین و مقررات از حقوق سهامداران، منجر به برهم خوردن جایگاه مدیران نخواهد شد، چرا که مدیران می‌بایست در کنار حداکثر کردن منافع سهامداران، به منافع و ارزش شرکت در یک بازار توجه نمایند و تعادل مناسبی در این زمینه ایجاد کنند. بنابراین، یک مدیر باثبات به احتمال فراوان بدون نیاز به ارایه شواهد و مدارک به سهامداران بمنظور توانایی در اداره شرکت، به کار خود ادامه خواهد داد. (گیینس و مورفی، ۱۹۹۲: ۴۷۳). بنابراین، ثبات مدیریت می‌بایست هم در راستای منافع سهامداران و هم در راستای منافع شرکت قرار گیرد. با توجه به این توضیحات، می‌توان انتظار داشت مدیرانی که از ثبات مدیریت کمتری برخوردار هستند از طریق استفاده فرصت طلبانه از اقلام تعهدی یا از طریق اتخاذ تصمیمات عملیات ناکارآمد، تلاش می‌کنند عملکرد خود را در کوتاه مدت افزایش دهند، هر چند این موضوع منجر به

کاهش ارزش شرکت می شود. با توجه به تو ضیحات فوق، فر ضیه اول و دوم این تحقیق را می‌توان بدین گونه بیان نمود:

۱. ثبات مدیریتی باعث کاهش اســتفاده‌ی فرصــت طلبانه از اقلام تعهدی در شــرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران می‌شود.
۲. ثبات مدیریتی باعث کاهش مدیریت سود واقعی در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران می‌شود.

ثبات مدیریت، مدیریت سود و ارزش شرکت

همانطور که توضـیح داده شـد، در زمان ثبات جایگاه مدیریت، دسـتکاری در سـود کمتر اتفاق می‌افتد. حال این سوال مطرح می شود، که آیا سرمایه گذاران به علائم مدیریت سود، بسته به وجود ثبات مدیریت یا عدم ثبات مدیریت، بگونه ای متفاوت واکنش نشان می‌دهند. هر چند، تأثیرگذاری ثبات مدیریت بر درک بازار سرمایه از مدیریت سود، کمتر مورد توجه قرار گرفته اســت، اما دو دیدگاه عکس در این زمینه وجود دارد. از یک طرف، بخشــی از ادبیات تحقیق نشان می‌دهند که ثبات مدیریت منجر به تخصص ناکافی منابع شرکت می‌شود (شـلیفر و ویشـنی ۱۹۸۹: ۱۳۲). بنابراین، با توجه به این دیدگاه، انتظار می‌رود مدیران دارای ثبات، زمانیکه اقدام به دسـتکاری در سـود نمایند، نخواسـته باعث کاهش ارزش شـرکت می‌شـوند. زیرا سـرمایه گذاران می‌توانند چنین تفسـیر کنند، مدیرانی که از ثبات مدیریت برخوردار هستند، از این طریق به دنبال کسب منافع شخصی خود هستند. در این صورت این تصـمیم اشـتباه می‌تواند جایگاه مدیران را دچار تزلزل نماید. (جنسـن و رابک، ۱۹۸۳: ۳۹). بعبارت دیگر، ثبات مدیران باعث می‌گردد، اتخاذ تصـمیمات بلند مدت جایگزین اهداف کوتاه مدت شـود، و از این طریق مدیران دارای ثبات، با سـرمایه گذاری در طرح‌ها و پروژه‌های دارای ارزش خالص مثبت، باعث افزایش ارزش شـرکت‌ها شـوند. (دی مِ اُ و همکاران، ۲۰۱۷: ۴۰۳). بر این اسـاس می‌توان گفت تقابل ثابت و عدم ثبات جایگاه مدیران در شـرکت ها، در واقع تقابل تحقق اهداف کوتاه مدت و بلند مدت از جانب مدیران می‌باشـد. چرا که همانطور که بیان گردید، مدیران با ثبات نگرانی و دغدغه اندکی برای تحقق اهداف کوتاه مدت دارند و بهتر می‌توانند بر اسـتراتژی‌های بلند مدت تمرکز نمایند و

سود بیشتری را در بلند مدت بدست آورند در حالیکه، مدیران دارای عدم ثبات، بدلیل وجود فشارهای بازار و سهامداران، تلاش می‌کنند رسیدن به اهداف کوتاه مدت را از طریق دستکاری در سود در اولویت قرار دهند. (هولثاسن، ۱۹۹۰: ۲۱۲؛ سابرامانیام، ۱۹۹۶: ۲۵۳؛ گانی و همکاران، ۱۹۹۶: ۸۸؛ سانکار و سابرامانیان، ۲۰۰۱: ۳۷۰). بر اساس توضیحات فوق، فرضیه سوم این پژوهش به صورت زیر ارائه می‌شود:

۱. ثبات مدیریتی طولانی تر باعث کمتر شدن تأثیر منفی انگیزه‌های فرصت طلبانه مدیریت بر ارزش شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران می‌شود.

پیشینه‌ی تحقیق

دی مِ اُ و همکاران (۲۰۱۷) پژوهشی تحت عنوان «ثبات مدیریتی و مدیریت سود» انجام دادند. در این پژوهش در بازه زمانی ۱۹۹۲ تا ۲۰۱۴ تعداد ۱۴۶ شرکت را در دو ایالت فلوریدا و دلاوِر را مورد بررسی قرار دادند. نتایج این پژوهش نشان داد، ثبات مدیریتی با دستکاری در سود به صورت تعهدی و واقعی ارتباط منفی و معناداری دارد و مشخص گردید، اگر مدیر از ثبات خوبی برخوردار با شد، مدیریت سود نمی تواند عامل مهمی برای ارزش شرکت تلقی شود. ژائو و همکاران (۲۰۱۲) در پژوهشی ارتباط ثبات مدیریتی و مدیریت سود واقعی را در دوره‌ی زمانی ۱۹۹۲ تا ۲۰۱۱ را بررسی نمودند. نتایج تحقیق نشان داد، یک رابطه منفی بین ثبات مدیریت با مدیریت سود مبتنی بر اقلام تعهدی و مدیریت سود واقعی برای افزایش درآمد جاری وجود دارد. این نتایج همچنین نشان داد زمانیکه مدیر از ثبات مدیریت برخوردار باشد، مدیریت سود برای ارزش شرکت دارای قدرت تخریبی کمتری است. این نتایج با مدیریت سود با انگیزه فرصت طلبانه کمتر و قدرت اطلاع بخشی بیشتر توسط مدیرانی که از ثبات مدیریت برخوردار هستند، همخوانی دارد. گانی (۲۰۱۰) در پژوهشی تأثیر ثبات مدیریت در شرکت‌های ایالات دلاور را بر مدیریت سود اقلام تعهدی را بررسی نمودند. نتایج نشان داد، ثبات مدیریت سبب کاهش استفاده از مدیریت سود واقعی برای تحقق اهداف سازمانی می شود و هر زمان که مدیریت سود واقعی توسط مدیری که از ثبات مدیریت برخوردار است، مورد استفاده قرار گیرد، نه تنها مضر و مخرب، بلکه می‌تواند مفید واقع شود و ارزش شرکت را در آینده افزایش دهد. با توجه به اینکه این

موضوع در کشور ما تا بحال انجام نشده است، عملا شواهدی تئوریک و نظری درباره‌ی موضوع وجود نداشت اما تحقیقات مشابهی در این زمینه صورت گرفته است. مثلال تقی زاده خانقاه و زینالی (۱۳۹۶) پژوهشی تحت عنوان «تأثیر ویژگی های هیئت مدیره و جبهه گیری مدیریت بر استراتژی متنوع سازی شرکت» در دوره‌ی زمانی ۱۳۸۷ تا ۱۳۹۳ انجام دادند. در این پژوهش تعداد ۱۱۰ شرکت مورد برر سی قرار گرفت و نتایج نشان داد، اندازه و استقلال هیئت مدیره به ترتیب یک تأثیر مثبت و منفی بر متنوع سازی شرکت دارند. بدین معنی که در شرکت هایی با هیئت مدیره‌های بزرگ و استقلال پایین اعضای هیئت مدیره، متنوع سازی شرکت در سطح بالایی است. همچنین نتایج نشان داد که دوگانگی پست مدیرعامل و افزایش ریسک سرمایه گذاری بیشتر از حد بر متنوع سازی شرکت تأثیر مثبتی دارند در حالیکه مالکیت مدیریتی تأثیری بر متنوع سازی شرکت ندارد. اثنی عشری و جوانمرد (۱۳۹۶) رابطه انگیزه‌های مدیریت سود افزاینده و نظام راهبری شرکتی با رفتار نامتقارن هزینه را بررسی نمودند. در این پژوهش تعداد ۸۴ شرکت بورس اوراق بهادار تهران در دوره‌ی زمانی ۱۳۸۴ تا ۱۳۹۳ را بررسی نمودند. نتایج نشان داد هزینه به طور میانگین رفتاری نامتقارن دارد؛ بعلاوه، هزینه در شرکت هایی که درشرایط مدیریت سود افزاینده قرار دارند در مقایسه با دیگر شرکت‌ها با تاخیری یکساله به شیوهای متقارن رفتار می‌کند. نظام راهبری شرکتی به طور میانگین رابطه معنی داری با رفتار هزینه ندارد؛ این نظام رفتار نامتقارن هزینه را در شرکت هایی که انگیزه مدیریت سود افزاینده دارند تقویت نمی کند.

روش تحقیق

تحقیق حاضر از نظر هدف، تحقیقی کاربردی و از نظر شیوه گردآوری داده از نوع تحقیقات نیمه تجربی پس رویدادی در حوزه تحقیقات اثباتی حسابداری است که با استفاده از روش رگرسیون چند متغیره و مدل‌های اقتصاد سنجی انجام شده است. جامعه آماری مورد مطالعه در این پژوهش را شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۸۶ الی ۱۳۹۵ تشکیل می‌دهد و نمونه انتخابی تحقیق نیز شرکت‌هایی می‌باشندکه مجموعه شرایط زیر را دارا باشند:

۱. شرکت‌هایی که تاریخ پذیرش آنها در سازمان بورس اوراق بهادار قبل از سال ۱۳۸۶ بوده و تا پایان سال ۱۳۹۵ نیز در فهرست شرکت‌های بورسی باشند.
۲. سال مالی آنها منتهی به پایان اسفند ماه باشد.
۳. طی سال‌های مذکور تغییر فعالیت یا تغییر سال مالی نداده باشند.
۴. جزء شرکت‌های سرمایه گذاری و واسطه گری مالی نباشند (شرکت‌های سرمایه‌گذاری به علت تفاوت ماهیت فعالیت با بقیه شرکت‌ها در جامعه آماری منظور نشدند).
۵. طول وقفه انجام معاملات در این شرکت‌ها طی دوره زمانی مذکور بیشتر از ۶ ماه نباشد.

پس از اعمال محدودیت‌های فوق تعداد ۹۸ شرکت به عنوان نمونه تحقیق انتخاب شدند. داده‌های تحقیق حاضر از لوح‌های فشرده آرشیو آماری و تصویری سازمان بورس اوراق بهادار تهران، پایگاه اینترنتی بورس اوراق بهادار تهران و دیگر پایگاه‌های مرتبط و نیز از نرم افزار ره‌آورد نوین استخراج گردید. تجزیه و تحلیل نهایی داده‌های گردآوری شده نیز با استفاده از نرم افزارهای اقتصادسنجی Eviews و Stata صورت گرفته است.

مدل تحقیق

جهت آزمون فرضیه‌ی اول تحقیق به پیروی از تحقیق دی مِ اُ و همکاران (۲۰۱۷) از رابطه‌ی زیر استفاده می‌کنیم:

$$Manipulation\ (AEM)_{it} = a_0 + a_1 Bench_{it} + a_2 Entrenchment_{it} + a_3 Bench_{it} \times Entrenchment_{it} + a_4 BSIZE_{it} + a_5 BIND_{it} + a_6 SIZE_{it} + a_7 INST_{it} + \varepsilon_{it}$$ رابطه (۱)

جهت آزمون فرضیه دوم تحقیق نیز از رابطه‌ی زیر استفاده می‌کنیم:

$$Manipulation\ (REM)_{it} = a_0 + a_1 Entrenchment_{it} + a_2 BSIZE_{it} + a_3 BIND_{it} + a_4 SIZE_{it} + a_5 INST_{it} + \varepsilon_{it}$$ رابطه (۲)

در نهایت جهت آزمون فرضیه سوم از مدل زیر استفاده می‌کنیم

$$\Delta Q_{it} = a_0 + a_1 Bench_{it} + a_2 Entrenchment_{it} + a_3 Bench_{it} \times Entrenchment_{it} + a_4 BSIZE_{it} + a_5 BIND_{it} + a_6 SIZE_{it} + a_7 INST_{it} + \varepsilon_{it}$$ رابطه (۳)

متغیرهای تحقیق

متغیر وابسته

متغیرهای وابسته در این پژوهش مدیریت سود اقلام تعهدی، مدیریت سود واقعی و ارزش شرکت می‌باشد که به ترتیب زیر ارائه شده است:

الف) استفاده‌ی فرصت طلبانه از اقلام تعهدی

استفاده‌ی فرصت طلبانه از اقلام تعهدی در واقع به منظور افزایش درآمدهای جاری از طریق حجیم کردن اقلام تعهدی در طول زمان اندازه گیری می‌شود. (دی مِ اُ و همکاران، ۲۰۱۷). گیولی و هاین (۲۰۰۰) استدلال نمودند که محافظه کاری به ایجاد خحم زیادی از اقلام تعهدی منفی منجر خواهد شد. بر این اساس به پیروی از تحقیق گارسیا لارا و همکاران (۲۰۰۹) می‌توان ا ستنباط نمود، شرکت‌های تهاجمی تری که مداومت زیادی در ا ستفاده از اقلام تعهدی برای افزایش درآمدهای جاری خود دارند، کمتر اقلام تعهدی منفی را ارائه می‌کنند. بر این اساس به منظور سنجش این متغیر از متغیر مجازی برای استفاده فرصت طلبانه از اقلام تعهدی برای افزایش درآمدهای جاری بر اساس میانگین درآمد کل اقلام تعهدی طی سه سال گذشته محاسبه می‌شود. در واقع اقلام تعهدی از تفاوت بین سود عملیاتی با جریان وجه نقد عملیاتی محا سبه می شود و بر میانگین کل دارایی‌ها تقسیم می شود. ضریب باقیمانده‌ی رگرسیون بالای اقلام تعهدی نشان دهنده‌ی استفاده‌ی فرصت طلبانه اقلام تعهدی جهت افزایش درآمدهای جاری محسوب می‌شود. در این پژوهش به منظور سجش این متغیر ابتدا می‌بایست از طریق مدل دیچو و دیچاو (۲۰۰۲) اقلام تعهدی را محا سبه نماییم که شامل:

$$\Delta WC_{it} = \beta_0 + \beta_1 CFO_{it-1} + \beta_2 CFO_{it} + \beta_3 CFO_{it-1} + \varepsilon_{it} \qquad \text{رابطه (۴)}$$

ΔWC_{it} تغییر سرمایه در گردش شرکت i در زمان t

CFO_{it-1} جریان نقد عملیاتی شرکت i در زمان t -1

CFO_{it} جریان نقد عملیاتی شرکت i در زمان t

CFO_{it-1} جریان نقد عملیاتی شرکت i در زمان t +1

ε_{it} باقیمانده‌ی رگرسیون یا نماد کیفیت اقلام تعهدی

بر اساس توضیحات داده شده، باقیمانده‌ی رگرسیون بالاتر نشان دهنده‌ی انگیزه‌های فرصت طلبانه‌ی مدیران به منظور افزایش درآمدهای جاری از محل اقلام تعهدی می‌باشد. بعبارت دیگر برای سنجش استفاده‌ی فرصت طلبانه از اقلام تعهدی به پیروی از تحقیق گانیِ (۲۰۱۰) و تحقیق تامسون (۲۰۱۱) از معیار (Bench) استفاده می شود. این متغیر نماد انگیزه فرصت طلبانه‌ی مدیریت می‌باشد. این معیار شاخص بر اساس ۰ و ۱ سنجش می‌شود. عدد ۱ تعلق می‌گیرد زمانی که سود خالص تقسیم بر کل دارایی‌ها بین ۰ و ۰/۰۱ باشد یا تغییر در سود خالص بر کل دارایی‌ها شرکت در زمان t-1 و t بین ۱ و ۰/۰۱ با شد در غیر اینصورت عدد ۰ به آن تعلق می‌گیرد.

ب) مدیریت سود واقعی

در این تحقیق، مطابق با پژوهش رویچودری (۲۰۰۶)، کوهن و همکاران (۲۰۰۸) و کوهن و زاروین (۲۰۱۰) برای اندازه‌گیری مدیریت واقعی سود از سه معیار جریان نقد عملیاتی غیرعادی، هزینه‌های تولیدی غیرعادی و هزینه‌های اختیاری غیرعادی که به ترتیب از طریق مقادیر باقیمانده حاصل از برآورد مدل‌های زیر محاسبه می‌گردد، استفاده شده است:

$$\frac{CFO_{it}}{A_{it-1}} = a_1\left(\frac{1}{A_{it-1}}\right) + a_2\left(\frac{Sales_{it}}{A_{it-1}}\right) + a_3\left(\frac{\Delta Sales_{it}}{A_{it-1}}\right) + \varepsilon_{it}$$ رابطه (۵)

$$\frac{PROD_{it}}{A_{it-1}} = a_1\left(\frac{1}{A_{it-1}}\right) + a_2\left(\frac{Sales_{it}}{A_{it-1}}\right) + a_3\left(\frac{\Delta Sales_{it}}{A_{it-1}}\right) + a_4\left(\frac{\Delta Sales_{it-1}}{A_{it-1}}\right) + \varepsilon_{it}$$
رابطه(۶)

$$\frac{DISCE_{it}}{A_{it-1}} = a_1\left(\frac{1}{A_{it-1}}\right) + a_2\left(\frac{Sales_{it-1}}{A_{it-1}}\right) + \varepsilon_{it}$$ رابطه (۷)

که در مدل‌های فوق:

CFO_{it}: جریان نقد عملیاتی شرکت i در سال t،

$Sales_{it}$: فروش شرکت i در سال t،

A_{it-1}: جمع دارایی‌های ابتدای دوره شرکت i در سال t،

$PROD_{it}$: هزینه های تولیدی (مجموع بهای تمام‌شده کالای فروش‌رفته و تغییرات موجودی مواد و کالا) شرکت i در سال t، $DISCE_{it}$: هزینه های اختیاری (هزینه های

تبلیغات، عمومی، ادرای و فروش) شرکت i در سال t و ε_{it}: جزء باقیمانده مدل و نشان‌دهنده سطح غیرعادی متغیر برآوردشده در هر مدل می‌باشد.

از آنجا که بکارگیری هر یک از معیارهای فوق به تنهایی، ممکن است باعث بروز خطا در اندازه‌گیری متغیر مدیریت سود واقعی شود، لذا مشابه با تحقیقات قبلی معیارهای سه‌گانه فوق (جریان نقد عملیاتی غیرعادی، هزینه‌های تولیدی غیرعادی و هزینه‌های اختیاری غیر عادی) در یک شاخص ترکیبی با یکدیگر ترکیب می‌شوند. بدین منظور پس از محاسبه این معیارها، مقادیر استاندارد شده هر یک از معیارهای مذکور با یکدیگر جمع شده تا بدین ترتیب، معیار ترکیبی مدیریت سود واقعی (REM) برای هر شرکت بدست آید. استفاده از این معیار ترکیبی، چولگی ناشی از بکارگیری مجزای هر یک از معیارهای مدیریت سود واقعی را کاهش داده و معیار دقیق‌تری را برای آزمون فراهم می آورد. (ساهن، ۲۰۱۶: ۵۲۲).

ج) ارزش شرکت

به منظور محاسبه‌ی ارزش شرکت به پیروی از تحقیق گایو و راپوسو (۲۰۱۰) و آلایانیس و وستون (۲۰۰۱) از نسبت کیوتوبین به عنوان یکی از رایج ترین معیارها استفاده می‌شود. چرا که این نسبت توانایی بیشتری در ایجاد انگیزه برای جذب سهامداران را به منظور ارائه‌ی اطلاعات بیشتر در مورد شرکت‌ها را دارا می‌باشد. از طرف دیگر این معیار بیشتر تحت تأثیر دستکاری سود توسط مدیران قرار می‌گیرد، چرا که بیشتر گذشته نگر است. (واتز و زیمرمن، ۱۹۹۰). به دلیل دشواری برآورد ارزش بازار بدهی و ارزش جایگزینی دارایی ها، برای محاسبه Q توبین از مدل ساده شده‌ی آن به شرح زیر استفاده می‌شود:

$$Q_{it} = \frac{(BVA_{it}+MVE_{it}-BVE_{it})}{BVA_{it}}$$ رابطه (۸)

نسبت مذکور از تقسیم ارزش بازار به ارزش جایگزینی دارایی‌های شرکت حاصل می‌شود. مقادیر بزرگ تر از یک این نسبت بیانگر استفاده بهینه از دارایی‌های شرکت است.

که در آن:

Q_{it} ارزش شرکت i در زمان t؛ BVA_{it} ارزش دفتری کل دارایی‌های شرکت i در سال t؛ MVE_{it} ارزش بازار حقوق صاحبان سهام شرکت i در سال t؛ BVE_{it} ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام شرکت i در سال t.

متغیر مستقل/تعدیل کننده

- ثبات مدیریتی

جهت اندازه گیری ثبات مدیریتی به پیروی از تحقیق دی مِ اُ و همکاران (۲۰۱۷) و بِبچاک و همکاران (۲۰۰۹) از متغیر مجازی ۰ و ۱ و بر اساس سه معیار دوره‌ی تصدی مدیر عامل، مالکیت مدیریتی و دوگانگی پست مدیر عامل محا سبه می شود. ا ستفاده از متغیر مجازی بر اساس سه معیار یاد شده به این دلیل انجام می پذیرد که انتظار می‌رود باعث کاهش اختلال‌های هر یک از این سه بعد متفاوت گردد. (لاکر و همکاران، ۲۰۰۷: ۹۶۹). حال هر یک از سه معیار دوره‌ی تصدی مدیر عامل، مالکیت مدیریتی و دوگانگی پست مدیر عامل تشریح می‌شود.

- دوره‌ی تصدی مدیر عامل

دوره‌ی تصدی مدیر عامل بر اساس طول زمان افزایش می‌یابد. (شن، ۲۰۰۳: ۴۷۰). مدیران عامل در ابتدای دوره‌ی تصدی شان نیاز به توسعه‌ی مهارت‌های مدیریتی خود جهت برآورده ساختن نیازهای شغلی جدیدشان بر می‌آیند. پس از آن احتمال دارد در صد رفع انگیزه‌های فرصت طلبانه شان بر بیایند. همینطور فردریکسون و همکاران (۱۹۹۸) بیان نمودند که مدیران اگر دوره‌ی تصدی شان کمتر از سال باشد، آنها در صدد برآورده ساختن نیازهای حیطه ی‌های حرفه ای خود هستند، و بعد از آن ممکن است شروع به قدرت طلبی و کسب جایگاه برای خود با شند. بر این ا ساس به پیروی از تحقیق دی مِ اُ و همکاران (۲۰۱۷) و بِبچاک و همکاران (۲۰۰۹) از ۰ و ۱ برای سنجش این متغیر استفاده می‌شود، به این صورت که اگر مدیر عامل شرکت ۳ سال یا بیشتر از آن تصدی مدیر عاملی یک شرکت را بر عهده داشته باشند عدد ۱ در غیر اینصورت عدد ۰ به آنها داده می‌شود.

- مالکیت مدیریتی

بر اســاس تحقیقات صــورت پذیرفته‌ی قبلی دی میگوئل و همکاران (۲۰۰۴) اســتدلال می‌کند که مدیران عاملی دارای ثبات مدیریتی هستند که سطح متوسطی از مالکیت مدیریتی را برخوردار باشند. زمانی که مالکیت مدیریتی زیر مرز تعیین شده ای باشد، بازار سرمایه با کنترل بر انگیزه‌های مدیران، فرصت طلبی آنها را کاهش می‌دهند و در اینصورت هزینه‌های نمایندگی کاهش می‌یابد. اما اگر مالکیت مدیریتی بالاتر از مرز مشخصی باشد، منافع مدیران احتمالا بالاتر از منافع سهامداران در اولویت قرار می‌گیرد. بر اساس اغلب مدل ها، سنجش مالکیت مدیریتی بر اساس درصد سهام نگهدای شده توسط مدیران نسبت به کل سهام عادی در دست سهامداران محاسبه می شود. اما این تحقیق به پیروی از مدل دیمیگئول و همکاران (۲۰۰۴) که از معیار ارزش شرکت برای سنجش مالکیت مدیریتی استفاده نمود و مشخص ساخت ارزش شــرکت‌ها در محدوده‌ی مالکیت مدیریتی بین ۱۸/۸٪ و ۵۰/۰۶٪ در نوسان می‌باشد[۲]. بر این مبنا اگر درصد سهم مدیران نسبت به کل سهام عادی در دست سهامداران در این محدوده قرار بگیرد، عدد ۱ در غیر اینصورت عدد ۰ به آن تعلق می‌گیرد.

- دو گانگی پست مدیر عامل (DUAL)

بر طبق پژوهش گامپیرس و همکاران (۲۰۰۳) و بیبچاک و همکاران (۲۰۰۹) دو گانگی پست مدیر عامل به صورت معیار دو وجهی ۰ و ۱ محاسبه می‌شود. در صورتی که مدیر عامل رئیس یا نایب رئیس هیئت مدیره باشد عدد ۱ در غیر اینصورت عدد ۰ به آن تعلق می‌گیرد.

در نهایت برای محاسبه‌ی ثبات مدیریتی اگر از مجموع سه عامل یاد شده حداقل دو مورد در شرکتی وجود داشته باشد، عدد ۱ در غیر اینصورت عدد ۰ به آن تعلق می‌گیرد.

متغیرهای کنترلی

در این پژوهش برخی از مهم‌ترین متغیرهایی که بر مبنای پژوهش‌های پیشین عوامل موثر بر مدیریت سود به عنوان متغیرهای کنترلی مد نظر قرار گرفته اند که عبارتست از:

- اندازه‌ی هیئت مدیره (BSIZE): این متغیر، تعداد افراد موجود در هیئت مدیره شرکت‌ها تعریف شده است. (گامپیرس و همکاران، ۲۰۰۳؛ دیانتی و ملک محمودی، ۱۳۹۲؛ دی مِ اُ و همکاران (۲۰۱۷).
- استقلال هیئت مدیره (BIND): در این پژوهش همانند پژوهش خدادادی و همکاران (۱۳۹۵) و بیبچاک و همکاران (۲۰۰۹) برای سنجش این متغیر از نسبت اعضای غیرموظف هیئت مدیره به کل اعضای هیئت مدیره استفاده می‌شود.
- اندازه شرکت (Size): برای سنجش اندازه شرکت، همانند پژوهش رگو و ویلسون (۲۰۱۲) و هیگینز وهمکاران (۲۰۱۵) از لگاریتم خالص فروش سالیانه شرکت استفاده شده است.
- مالکیت نهادی (INST): عبارتست از مجموع سهام تحت تملک بانک‌ها و بیمه‌ها، شرکت‌های سرمایه‌گذاری، صندوق‌های بازنشستگی، شرکت‌های تامین سرمایه و صندوق‌های سرمایه‌گذاری و سازمان‌ها و نهادهای دولتی، تقسیم بر کل تعداد سهام منتشره شرکت (ساهن، ۲۰۱۶).

یافته‌های پژوهش

آمار توصیفی

به منظور بررسی مشخصات عمومی متغیرها، همچنین برآورد مدل و تجزیه و تحلیل دقیق آنها، آشنایی با آمار توصیفی مربوط به متغیرها لازم است. نگاره (۱)، آمار توصیفی متغیرهای مورد آزمون که شامل برخی شاخص‌های مرکزی و پراکندگی می‌باشد را برای نمونه‌ای متشکل از ۹۸۰ شرکت- سال مشاهده در فاصله زمانی سال‌های ۱۳۸۶-۱۳۹۵ نشان می‌دهد.

نگاره (۱): آمار توصیفی متغیرهای تحقیق

متغیر	مشاهدات	میانگین	میانه	حداقل	حداکثر	انحراف معیار
مدیریت سود تعهدی	۹۸۰	-۰/۰۵۹	-۰/۰۵۱	-۰/۷۰۷	۰/۶۹۸	۰/۱۳۲
انگیزه‌ی فرصت طلبانه مدیریت جهت دستکاری سود	۹۸۰	۰/۲۱۲	۰/۱۹۹	۰	۱	۰/۳۵۴
مدیریت سود واقعی	۹۸۰	۰/۰۰۸	-۰/۰۳۱	-۴/۰۰۸	۴/۶۵۵	۰/۸۹۱
دوره‌ی تصدی مدیر عامل	۹۸۰	۳/۱۰۸	۲/۲۷۶	۱	۵	۱/۱۰۴
مالکیت مدیریتی	۹۸۰	۰/۶۱۹	۰/۶۰۱	۰/۰۱۱	۰/۸۸۷	۰/۱۷۴
دوگانگی وظیفه	۹۸۰	۰/۴۱۷	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۱	۰/۴۶۴
ارزش شرکت	۹۸۰	۱/۴۲۱	۱/۲۰۴	۰/۷۱۴	۹/۰۳۱	۱/۰۰۶
اندازه شرکت	۹۸۰	۱۲/۵۱۷	۱۱/۸۸۴	۹/۰۲۸	۱۴/۸۱۷	۰/۸۰۸
استقلال هیات مدیره	۹۸۰	۰/۷۱۴	۰/۶۲۶	۰	۱	۰/۱۴۴
اندازه‌ی هیات مدیره	۹۸۰	۵/۱۶	۵	۵	۷	۰/۳۴۸
مالکیت نهادی	۹۸۰	۰/۴۲۲	۰/۳۹۳	۰/۰۰۰	۰/۸۶۴	۰/۳۵۲

همان‌گونه که در این نگاره ملاحظه می‌شود به‌طور میانگین، اقلام تعهدی اختیاری حدود ۶ درصد دارایی‌های شرکت‌های نمونه است. همچنین، ملاحظه مقدار میانگین استقلال هیات مدیره نشان می‌دهد ۷۱ درصد کل اعضای هیات مدیره، اعضای غیر موظف در هیئت مدیره هستند. همچنین میانگین آمار توصیفی دوره‌ی تصدی مدیر عامل نشان داد، میانگین دوره‌ی تصدی مدیران عامل شرکت‌ها برابر با حدودا ۳/۰۱ سال می‌باشد که بر اساس آمار حداکثری مشخص گردید بیشتر دوره‌ی تصدی مدیران عامل در شرکت‌ها نمونه ۵ سال است. میانگین دوگانگی وظیفه‌ی مدیر عامل شرکت‌ها مورد بررسی نیز در حدود ۴۱ درصد می‌باشد. علاوه براین، به‌طور میانگین حدود ۴۲ درصد از سهام شرکت‌های مورد بررسی تحت مالکیت سرمایه گذاران نهادی قرار داشته، این در حالی است که برخی از شرکت‌ها نیز تقریباً در اختیار مالکین نهادی قرار دارد و برخی دیگر نیز مورد توجه این دسته از سرمایه‌گذاران قرار نگرفته‌اند.

آزمون‌های پیش فرض رگرسیون

یکی از مفروضات معادله رگرسیون، ثابت بودن واریانس خطاها می‌باشد، که به عنوان فرض همسانی واریانس شناخته می‌شود. یکی از آزمون‌های تشخیص ناهمسانی واریانس آزمون بروش-پاگان-گادفری می‌باشد که راجع به ثابت بودن یا متغیر بودن واریانس جمله خطا است. آزمون دیگر پیش فرض رگرسیون آزمون خودهمبستگی سریالی بین جملات خطا می‌باشد که در این پژوهش مورد توجه قرار گرفته است. برای این منظور، معمولاً از آزمون تشخیص خود همبستگی سریالی بروش-گادفری استفاده می‌گردد. همچنین آزمون دیگر پیش فرض رگرسیون، آزمون نرمال بودن جملات خطا می‌باشد. یکی از آزمون‌هایی که نرمال بودن جملات خطا را مورد آزمون قرار می‌دهد آزمون جارک-برا است.

نگاره (۲): آزمون‌های پیش‌فرض رگرسیون

مدل	آزمون	آماره F / J-B	سطح معنی‌داری	وضعیت
مدل اول	آزمون بروش گادفری	۱۲/۱۱۶	۰/۰۰۰	عدم رد H_0 وجود خودهمبستگی سریال
	آزمون بروش پاگان گادفری	۲/۴۳۲	۰/۰۶۹	رد H_0 عدم وجود ناهمسانی واریانس
	آزمون جارک-برا	۷۸/۹۲۱	۰/۰۰۲	عدم رد H_0 توزیع غیر نرمال جملات خطا
مدل دوم	آزمون بروش گادفری	۱۱/۳۸۲	۰/۰۰۰	عدم رد H_0 وجود خودهمبستگی سریالی
	آزمون بروش پاگان گادفری	۲/۱۰۲	۰/۰۷۹	رد H_0 عدم وجود ناهمسانی واریانس
	آزمون جارک-برا	۸/۵۴۱	۰/۰۰۱	عدم رد H_0 توزیع غیر نرمال جملات خطا
مدل سوم	آزمون بروش گادفری	۱۲/۱۲۳	۰/۰۰۹	عدم رد H_0 وجود خودهمبستگی سریالی
	آزمون بروش پاگان گادفری	۲/۱۰۸	۰/۰۷۲	رد H_0 عدم وجود ناهمسانی واریانس
	آزمون جارک-برا	۷۷/۸۰۲	۰/۰۰۰	عدم رد H_0 توزیع غیر نرمال جملات خطا

بررسی مدل به روش داده‌های ترکیبی

داده‌های این پژوهش به صورت داده‌های ترکیبی می‌باشند، در داده‌های ترکیبی ابتدا از آزمون F لیمر استفاده می‌شود تا تلفیقی یا تابلویی بودن داده‌ها مشخص گردد. سپس از

آزمون هاسمن به منظور تعیین اثرات ثابت یا تصادفی متغیرهای تحقیق جهت برآورد مناسبتر (تشخیص ثابت یا تصادفی بودن تفاوت واحدهای مقطعی) استفاده می شود. با توجه به نتایج بدست آمده که در نگاره شماره (۳) ارائه شده است، سطح معناداری آماره F لیمر برای هر سه مدل کمتر از ۰/۰۵ است، و بررسی نتایج آزمون هاسمن نشان داد در مدل‌های رگرسیونی تحقیق چون سطح معنی‌داری آزمون بزرگتر از ۵ درصد می‌باشد بنابراین از مدل اثرات تصادفی برای تخمین مدل استفاده می گردد. نکته‌ی قابل توجه اینست که با توجه به اینکه مدل‌های مورد بررسی دارای خود همبستگی سریالی هستند و از طرفی چون مدل اثرات تصادفی برای آزمون مدل‌های رگرسیونی انتخاب شده است، لذا مشکلی برای آزمون فرضیات وجود ندارد چرا که در روش اثرات تصادفی از روش حداقل مربعات تعمیم یافته (EGLS) استفاده می گردد.

نگاره (۳): نتایج آزمون اثرات داده‌های ترکیبی (پانل)

	آزمون	آماره χ^2 / F	درجه آزادی	سطح معنی‌داری	نتیجه آزمون	مدل انتخابی
فرضیه اول	اثرات ثابت (F لیمر)	۱/۵۳۵	(۸۶/۴۰۱)	۰/۰۰۰	رد H_0	تابلویی
	اثرات تصادفی (هاسمن)	۷/۶۹۳	۴	۰/۰۸۹	عدم رد H_0	تصادفی
مدل دوم	اثرات ثابت (F لیمر)	۱/۷۲۶	(۸۶/۴۰۱)	۰/۰۰۰	رد H_0	تابلویی
	اثرات تصادفی (هاسمن)	۷/۷۰۲	۴	۰/۱۲۵	عدم رد H_0	تصادفی
مدل سوم	اثرات ثابت (F لیمر)	۱/۶۱۳	(۸۶/۴۰۱)	۰/۰۰۲	رد H_0	تابلویی
	اثرات تصادفی (هاسمن)	۷/۷۴۹	۴	۰/۰۹۳	عدم رد H_0	تصادفی

همچنین، به منظور اطمینان از عدم وجود مشکل همخطی بین متغیرهای توضیحی، آزمون همخطی با استفاده از عامل تورم واریانس (VIF) مورد بررسی قرار گرفت که با توجه آنکه مقادیر این آماره برای متغیرهای توضیحی کمتر از ۱۰ است، لذا هم‌خطی بین آن‌ها وجود

ندارد. نتایج حاصل از آزمون فرضیه اول (برآورد مدل شماره ۱) در نگاره (۴) ارائه شده است:

نگاره (۴): نتایج آزمون فرضیه اول

متغیر وابسته: مدیریت سود تعهدی (AEM) دوره‌ی زمانی: ۱۳۸۶-۱۳۹۵ مشاهدات: ۹۸۰ تعداد شرکت‌های مورد بررسی: ۹۸				
متغیر	نوع ارتباط	ضریب رگرسیونی	خطای استاندارد	آماره t
عرض از مبدأ	؟	۰/۰۸۸	۰/۰۴۳	۲/۵۱۹
ثبات مدیریتی	-	-۰/۰۸۲*	۰/۰۳۵	-۲/۴۱۱
انگیزه‌های فرصت طلبانه	+	۰/۰۹۱*	۰/۰۴۶	۳/۲۱۳
ثبات مدیریتی× انگیزه‌های فرصت طلبانه	-	-۰/۱۲۷**	۰/۰۴۲	-۳/۶۱۴
اندازه هیات مدیره	-	-۰/۰۹۸*	۰/۰۳۱	-۳/۵۳۲
استقلال هیات مدیره	-	-۰/۰۹۵*	۰/۰۳۸	-۲/۸۸۲
اندازه شرکت	+	۰/۱۳۸**	۰/۰۴۹	۳/۱۱۴
مالکیت نهادی	+	۰/۰۹۳*	۰/۰۲۶	۳/۷۸۱
ضریب تعیین		۰/۷۶۶	آماره F	۲۵/۷۵**
ضریب تعیین تعدیل شده		۰/۷۸۲	دوربین واتسون	۱/۶۸۳
نکته: *بیانگر معناداری آماری در سطح خطای ۵٪ می‌باشد. ** بیانگر معناداری آماری در سطح خطای ۱٪ می‌باشد. نماد: ثبات مدیریتی (Entrenchment)؛ انگیزه فرصت طلبانه (Bench)؛ اندازه هیات مدیره (BSIZE)؛ استقلال هیات مدیره (BIND)؛ اندازه شرکت (SIZE)؛ مالکیت نهادی (INST).				

ملاحظه مقدار آمارهF و سطح معناداری آن در این نگاره، بیانگر معناداری کلی مدل رگرسیونی برازش شده در سطح خطای ۱ درصد است. همچنین، با توجه ضریب تعیین تعدیل شده مدل می‌توان ادعا نمودکه حدود ۷۶ درصد از تغییرات مدیریت سود اقلام تعهدی شرکت، توسط متغیرهای مدل توضیح داده می‌شود. همان‌گونه که در نگاره فوق نیز مشهود است، ضریب برآوردی و آماره t مربوط به متغیر ثبات مدیریتی (Entrenchment)، منفی و در سطح خطای ۰/۰۵ معنادار بوده که حاکی از وجود رابطه منفی معنادار بین ثبات مدیریتی و مدیریت سود تعهدی شرکت‌ها می‌باشد. همچنین مشخص گردید، ضریب برآوردی و آماره t مربوط به متغیر ثبات مدیریتی×انگیزه‌های فرصت طلبانه

(Bencht × Entrenchment)، منفی و در سطح خطای ۰/۰۱ معنادار بوده که نشان می‌دهد ثبات مدیریتی باعث کاهش استفاده‌ی فرصت طلبانه از اقلام تعهدی در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران می شود. بر مبنای این شواهد، فرضیه اول تحقیق پذیرفته می‌شود. همچنین دو متغیر کنترلی اندازه هیات مدیره و استقلال هیات مدیره در سطح ۵ درصد ارتباط منفی و معناداری با مدیریت سود تعهدی دارند، اما مالکیت نهادی و اندازه شرکت به عنوان دو متغیر کنترلی دیگر با مدیریت سود تعهدی ارتباط مثبت و معناداری دارد. نگاره (۵) نتایج برآورد مدل شماره ۲ را نشان می‌دهد:

نگاره (۵): آزمون فرضیه دوم

متغیر وابسته: مدیریت سود واقعی (REM) دوره‌ی زمانی: ۱۳۸۶-۱۳۹۵ مشاهدات: ۹۸۰ تعداد شرکت‌های مورد بررسی: ۹۸				
متغیر	نوع ارتباط	ضریب رگرسیونی	خطای استاندارد	آماره t
عرض از مبدأ	؟	۰/۰۸۱	۰/۰۳۶	۲/۳۹۲
ثبات مدیریتی	-	-۰/۱۱۱**	۰/۰۲۹	-۳/۱۲۱
اندازه هیات مدیره	-	-۰/۰۸۷*	۰/۰۳۷	-۲/۷۲۵
استقلال هیات مدیره	-	-۰/۰۷۳*	۰/۰۲۷	-۲/۶۱۸
اندازه شرکت	+	۰/۰۹۴*	۰/۰۳۲	۲/۴۸۳
مالکیت نهادی	+	۰/۰۸۸*	۰/۰۳۸	۲/۸۴۱
ضریب تعیین		۰/۶۵۱	آماره F	۲۴/۰۱*
ضریب تعیین تعدیل شده		۰/۶۶۴	دوربین واتسون	۱/۷۵
نکته: *بیانگر معناداری آماری در سطح خطای ۵٪ می‌باشد. ** بیانگیر معناداری آماری در سطح خطای ۱٪ می‌باشد. نماد: ثبات مدیریتی (Entrenchment)؛ اندازه هیات مدیره (BSIZE)؛ استقلال هیات مدیره (BIND)؛ اندازه شرکت (SIZE)؛ مالکیت نهادی (INST).				

با نگاهی به مقدار آماره F و سطح معناداری آن می‌توان دریافت که مدل رگرسیونی برازش شده در سطح خطای ۵ درصد به طور کلی معنادار است. مقدار ضریب تعیین تعدیل شده مدل نیز نشان می‌دهدکه متغیرهای مستقل و کنترلی مدل، حدود ۶۵ در صد از تغییرات مدیریت سود واقعی شرکت را توضیح می‌دهند. همانطور که در این نگاره نیز ملاحظه می‌شود، ضریب برآوردی و آماره t مربوط به متغیر ثبات مدیریتی (Entrenchment)،

منفی و در سطح خطای ۱ درصد معنادار است. بنابراین فرضیه دوم تحقیق نیز در سطح خطای ۵ درصد تأیید می‌شود. یعنی می‌توان ادعا نمودکه با افزایش ثبات مدیریتی می‌توان انتظار داشت مدیریت سود واقعی نیز افزایش یابد. همچنین دو متغیر کنترلی اندازه هیات مدیره و استقلال هیات مدیره در سطح ۵ درصد ارتباط منفی و معناداری با مدیریت سود واقعی دارند، اما مالکیت نهادی و اندازه شرکت به عنوان دو متغیر کنترلی دیگر با مدیریت سود واقعی ارتباط مثبت و معناداری دارد. برآورد مدل سوم تحقیق در نگاره (۶) ارائه شده است:

نگاره (۶): آزمون فرضیه سوم

متغیر وابسته: ارزش شرکت (Q) دوره‌ی زمانی: ۱۳۹۱-۱۳۹۵ مشاهدات: ۹۸۰ تعداد شرکت‌های مورد بررسی: ۹۸				
متغیر	نوع ارتباط	ضریب رگرسیونی	خطای استاندارد	آماره t
عرض از مبدأ	؟	۰/۰۹۵	۰/۰۴۶	۲/۸۱۴
ثبات مدیریتی	+	۰/۱۱۲**	۰/۰۲۶	۲/۴۳۲
انگیزه‌های فرصت طلبانه	-	-۰/۰۸۲*	۰/۰۳۲	-۲/۴۵۸
ثبات مدیریتی× انگیزه‌های فرصت طلبانه	+	-۰/۱۱۹**	۰/۰۲۷	-۳/۲۱۵
اندازه هیات مدیره	-	-۰/۰۶۱*	۰/۰۳۳	-۲/۵۲۷
استقلال هیات مدیره	+	۰/۰۹۵*	۰/۰۳۷	۲/۴۴۲
اندازه شرکت	+	۰/۰۹۶*	۰/۰۲۹	۲/۱۸۷
مالکیت نهادی	+	۰/۱۰۴*	۰/۰۳۶	۳/۹۱۹
ضریب تعیین		۰/۶۸۸	آماره F	۲۲/۱۳**
ضریب تعیین تعدیل شده		۰/۷۰۴	دوربین واتسون	۱/۷۵۷
نکته: *بیانگر معناداری آماری در سطح خطای ۵٪ می‌باشد. ** بیانگر معناداری آماری در سطح خطای ۱٪ می‌باشد. نماد: ثبات مدیریتی (Entrenchment)؛ انگیزه فرصت طلبانه (Bench)؛ اندازه هیات مدیره (BSIZE)؛ استقلال هیات مدیره (BIND)؛ اندازه شرکت (SIZE)؛ مالکیت نهادی (INST).				

ملاحظه مقدار آمارهF و سطح معناداری آن در این نگاره، بیانگر معناداری کلی مدل رگرسیونی برازش شده در سطح خطای ۱ درصد است. همچنین، با توجه ضریب تعیین تعدیل شده مدل می‌توان ادعا نمودکه حدود ۶۸ درصد از تغییرات ارزش شرکت، توسط

متغیرهای مدل تو ضیح داده می شود. همان‌گونه که در نگاره فوق نیز مشهود ا ست، ضریب برآوردی و آماره t مربوط به متغیر ثبات مدیریتی (Entrenchment)، مثبت و در سطح خطای ۰/۰۱ معنادار بوده که حاکی از وجود رابطه مثبت معنادار بین ثبات مدیریتی و ارزش شرکت‌ها می‌باشد. همچنین مشخص گردید، ضریب برآوردی و آماره t مربوط به متغیر ثبات مدیریتی× انگیزه‌های فر صت طلبانه (Bencht × Entrenchment)، منفی و در سطح خطای ۰/۰۱ معنادار بوده که نشان می‌دهد ثبات مدیریتی طولانی تر باعث کمتر شدن تأثیر منفی انگیزه‌های فر صت طلبانه مدیریت بر ارزش شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران می شود، بر مبنای این شواهد، فر ضیه سوم تحقیق پذیرفته می شود. همچنین در بررسی متغیرهای کنترلی مشخص گردید، اندازه هیات مدیره در سطح ۵ درصد با ارزش شرکت ارتباط منفی و معناداری دارد و سه متغیر استقلال هیات مدیره، اندازه شرکت و مالکیت نهادی با ارزش شرکت ارتباط مثبت و معناداری دارد.

تجزیه و تحلیل حساسیت

به منظور بررسی بیشتر موضوع و برای تحلیل حساسیت نتایج پژوهش، آزمون‌های دیگری اجرا شده است. در آزمون اول، نتایج مربوط به مدل با توجه به اندازهٔ شرکت‌ها به طور دقیق تر مورد بررسی قرار گرفت. اینکار به دلیل نقش تأثیر گذار عملکردهای متفاوت شرکت‌های بزرگتر نسبت به شرکت‌های کوچکتر بر رابطه‌ی ثبات مدیریتی و مدیریت سود انجام می شود. برای این منظور شرکت‌ها بر ا ساس اندازه به شرکت‌های بزرگ (با اندازه بیشتر از میانهٔ کل نمونه) و شرکت‌های کوچک (با اندازه کمتر از میانهٔ کل نمونه) تفکیک، و به شرکت‌های بزرگ عدد ۱ و شرکت‌های کوچک عدد ۰ اختصاص داده شد. سپس اثر تعدیل کنندگی اندازهٔ شرکت بر رابطه بین ثبات مدیریت و مدیریت سود شرکت‌ها مورد بررسی قرار گرفت که نتایج مربوط به مدل برازش شده در نگاره (۷) ارائه شده است.

نگاره (۷): آزمون تحلیل حساسیت

متغیر وابسته: مدیریت سود تعهدی (AEM)، مدیریت سود واقعی (REM) و ارزش شرکت (Q) دوره‌ی زمانی: ۱۳۹۱-۱۳۹۵ مشاهدات: ۹۸۰ تعداد شرکت‌های مورد بررسی: ۹۸			
متغیر	مدل ۱	مدل ۲	مدل ۳
	AEM	REM	Q
عرض از مبدأ	۱/۲۲۸**	۱/۵۳۶**	۱/۱۷۷**
	(۵/۶۵۸)	(۶/۴۶۲)	(۴/۶۴۳)
ثبات مدیریتی	-۰/۴۶۶**	-۰/۳۸۶*	۰/۵۱۱**
	(۲/۱۰۱)	(۱/۴۹۰)	(۲/۲۲۲)
اندازه شرکت ها	۰/۳۰۲**	۰/۱۳۶*	۰/۳۸۸**
	(۱/۶۹۲)	(۱/۳۷۲)	(۲/۱۰۴)
ثبات مدیریتی× اندازه شرکت ها	-۰/۱۶۲*	-۰/۰۹۳*	۰/۱۸۲*
	(۲/۰۲۱)	(۱/۴۸۲)	(۲/۲۵۴)
اندازه هیات مدیره	-۰/۰۱۹	-۰/۰۲۷	-۰/۰۸۶*
	(۰/۲۶۱)	(۰/۱۸۹)	(۰/۴۶۲)
استقلال هیات مدیره	-۰/۰۳۲	-۰/۱۲۱*	۱/۴۶۹**
	(۰/۱۴۲)	(۱/۶۰۴)	(۳/۳۸۲)
مالکیت نهادی	۰/۰۲۵	۰/۰۱۵	۰/۵۲۷*
	(۰/۱۹۲)	(۰/۱۳۹)	(۱/۱۱۸)
ضریب تعیین تعدیل شده	۰/۵۷۹	۰/۵۱۱	۰/۶۲۱
آماره F	۱۵/۰۱۲**	۸/۱۹۸**	۱۸/۰۱۹**
نکته: *بیانگر معناداری آماری در سطح خطای ۵٪ می‌باشد. ** بیانگر معناداری آماری در سطح خطای ۱٪ می‌باشد.			

همان‌طور که در نگاره (۷) مشاهده می‌شود ضریب برآوردی و آمارهٔ t مربوط به متغیر تعاملی ثبات مدیریتی× اندازه شرکت در هر دو مدل (مدیریت سود تعهدی و واقعی) منفی و در سطح خطای ۵ درصد معنادار است. یعنی می‌توان گفت اندازه‌ی بزرگتر شرکت‌ها رابطه منفی ثبات مدیریتی با مدیریت سود را تقویت می‌کند. اما مشخص گردید، اندازه‌ی بزرگتر شرکت ها، تأثیر قوی تر بر رابطه مثبت ثبات مدیریتی با مدیریت سود تعهدی می‌گذارد. همچنین مشخص گردید در سطح خطای ۵ درصد، ثبات مدیریت×اندازه

شـرکت‌ها در مدل سـوم (ارزش شـرکت ها) مثبت اسـت. این به معنای آنسـت که اندازه‌ی بزرگتر شرکت ها، تأثیر مثبت قوی تری بر رابطه ثبات مدیریتی با ارزش شرکت‌ها دارد.

نتیجه گیری و پیشنهادها

اگرچه بخشی از تحقیقات مربوط به حاکمیت شرکتی استدلال می‌کند که ثبات مدیریت منجر به تقویت تضـاد منافع بین هئیت مدیره و سـهامداران می‌شـود، در مقابل نتایج برخی از تحقیقات نشان می‌دهند که ثبات مدیریت به همترازی منافع سهامداران و مدیریت، و کاهش تحقق اهداف کوتاه مدت و زود بازده کمک شایانی می‌کند. (مرادی و سعیدی، ۱۳۹۲: ۳۷). بدنبال وجود این تحقیقاتی، این تحقیق اسـتدلال می‌کند که شـدت ثبات مدیریت بر رفتار مدیریت سود تأثیر می‌گذارد. هدف این تحقیق بررسی تأثیر ثبات مدیریتی بر مدیریت سود شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران بود. به طور ویژه این پژوهش بر تأثیر ثبات مدیریت بر تصمیمات آنها مانند تصمیم گیری درباره‌ی مدیریت سود دلالت دارد که معمولا در زمانیکه جایگاه آنها دچار تزلزل می‌شود، اقدام به دستکاری در سود با انگیزه‌های منفعت طلبانه، برای حفظ جایگاه خود می‌نمایند. نتایج آزمون فرضیه اول و دم پژوهش نشان می‌دهد که اولا ثبات مدیریت با مدیریت سود تعهدی و مدیریت سود واقعی ارتباط منفی و معناداری دارد و ثانیا مشـخص گردید، ارتباط تعاملی ثبات مدیریتی× انگیزه‌های فرصـت طلبانه باعث کاهش بیشـتر مدیریت سـود تعهدی می‌شـود. این نتیجه بیان می‌کند، ثبات مدیریتی، انگیزه‌های فرصت طلبانه‌ی مدیران برای دستکاری در سود از طریق مدیریت سود تعهدی را کاهش می‌دهد، چرا که این مدیران اسـترس زیادی برای از دسـت دادن جایگاه خود ندارند و به همین دلیل به جای دسـتکاری در سـود و افزایش درآمدهای جاری کوتاه مدت برای ارضای نیازهای سهامداران، بر سیاست‌ها و اهداف بلند مدت تر متمرکز می‌شوند. بعبارت دیگر، در زمانیکه، مدیریت از ثبات لازم برخوردار باشـد، احتمال اندکی برای استفاده سودجویانه از اقلام تعهدی و دستکاری سود واقعی برای تحقق اهداف ثبات جایگاه خود دارد. در واقع این نتیجه از دیدگاه گامپیرس و همکارا (۲۰۱۰) حمایت می‌کند که بیان نمودند، هر میزان مدیران از ثبات مدیریتی بیشـتری برخوردار باشـند، کمتر تحت تأثیر هیجانات بازار و انگیزه‌های منفعت طلبانه قرار می‌گیرند و احتمال بیشـتری وجود دارد که، سود شرکت را بگونه ای افشا نمایند که دارای عدم تقارن اطلاعاتی و هزینه‌های نمایندگی

کمتر باشد و اطلاعات قابل اتکاتری را در اختیار سهامداران قرار دهند. نتیجه‌ی بدست آمده در این بخش با تحقیق دی مِ اُ و همکاران (۲۰۱۷)؛ دیچو و دیچو (۲۰۰۳) و جونز (۱۹۹۱) که نتیجه‌ی این تحقیق را تایید نمودند، مطابقت دارد. از طرف دیگر بر اساس نتیجه‌ی فرضیه سوم پژوهش مشخص گردید، ثبات مدیریتی تأثیر مثبت و معناداری بر ارزش شرکت‌ها دارد، چرا که این مدیران تلاش می‌کنند، با سرمایه گذاری در پروژه‌ها و طرح‌های با ارزش خالص مثبت، در بلند مدت و نه در کوتاه مدت، به سودآوری دست یابند و ارزش شرکت را برای سهامداران ارتقا بخشند. این افزایش ارزش می‌تواند ناشی از هیجانات و رفتارهای واکنشی سهامداران و سرمایه گذاران نسبت به عملکردهای شرکت‌ها باشد. بعبارت دیگر مدیرانی که دارای ثبات جایگاه مدیریتی هستند، انگیزه‌های بلند مدت تری نسبت به انگیزه‌های کوتاه مدت و زود بازده همچون مدیریت در سود خواهند داشت و از طریق اتخاذ تصمیمات بلند مدت تر، به دنبال ارتقای سطح ارزش شرکت خواهند بود تا از این طریق آینده مطلوب تری را برای سهامداران ایجاد نمایند چرا که اگر در زمان ثبات جایگاه مدیریت، اقدام به دستکاری در سود نمایند، سیگنال‌های منفی مبنی بر احتمال انگیزه‌های منفعت طلبانه به سهامداران می‌دهند و در این صورت می‌توان انتظار داشت، ارزش شرکت کاهش یابد. در واقع ثبات مدیران باعث می‌گردد، اتخاذ تصمیمات بلند مدت جایگزین اهداف کوتاه مدت شود، و از این طریق مدیران دارای ثبات، با سرمایه‌گذاری در طرح‌ها و پروژه‌های دارای ارزش خالص مثبت، باعث افزایش ارزش شرکت‌ها شوند. (دی مِ اُ و همکاران، ۲۰۱۷: ۴۰۳). بر این اساس می‌توان گفت تقابل ثابت و عدم ثبات جایگاه مدیران در شرکت ها، در واقع تقابل تحقق اهداف کوتاه مدت و بلند مدت از جانب مدیران می‌باشد. چرا که همانطور که بیان گردید، مدیران با ثبات نگرانی و دغدغه اندکی برای تحقق اهداف کوتاه مدت دارند و بهتر می‌توانند بر استراتژی‌های بلند مدت تمرکز نمایند و سود بیشتری را در بلند مدت بدست آورند در حالیکه، مدیران دارای عدم ثبات، بدلیل وجود فشارهای بازار و سهامداران، تلاش می‌کنند رسیدن به اهداف کوتاه مدت را از طریق دستکاری در سود در اولویت قرار دهند.

از طریق بررسی در محیط‌های بازارهای سرمایه ای ناکارآمد، یافته‌های این تحقیق در زمینه خط مشی گذاری عمومی می‌تواند کاربرد فراوانی داشته باشد و بر این اساس استنباط

نمود که ثبات مدیریت همیشه در تقابل منافع سهامداران قرار ندارد، چرا که نتایج بدست آمده نشان داد، ثبات مدیران می‌توان به تقویت عملکرد آتی شرکت‌ها کمک نماید و آینده‌ی مطلوب تری را برای سهامداران ایجاد کند. هر چند نباید از این موضوع غافل شد که انجام این تحقیق در بازارهای سرمایه کارآمد و دارای زیر ساخت‌های نظارتی منسجم، ممکن است، نتایج متفاوتی از این نتایج به همراه داشته باشد، چرا که در بازارهای سرمایه ای پویا که عدم تقارن اطلاعاتی کمتر وجود دارد و شفافیت گزارشگری مالی به عنوان یک نقطه‌ی اتکا برای تصمیم گیری قلمداد می‌شود، الزاما ثبات مدیریتی با عدم دستکاری در سود همراه نباشد، چرا که در آن بازارها دستکاری در سود الزاما به معنای انگیزه‌های منفعت طلبانه از جانب سهامداران تلقی نمی شود، بلکه ممکن از آن به عنوان یک عامل آگاهی دهنده به سهامداران برای افزایش میزان رقابت شرکت‌ها استفاده شود و از طریق دستکاری سود، شرکت به دنبال ایجاد جذابیتهای سرمایه گذاری برای جذب منابع نقدی مورد نیاز برای سرمایه گذاری در پروژه‌های آتی استفاده شود. بر اساس نتایج بدست آمده پیشنهاد می شود، نهادهای نظارتی و تدوین کننده‌ی قوانین و مقررات، تلاش نمایند با شفافیت بیشتر عملکرد مدیران شرکت ها، اولا ارزیابی‌های دوره ای از ماهیت فعالیت‌های آنها ایجاد کنند و ثانیا معیارهای کیفی بهتری برای تصمیم گیری سهامداران و سرمایه گذاران نسبت به عملکرد شرکت‌ها ایجاد نمایند. لازمه‌ی این کار، انجام پژوهش‌ها و تحقیقات گسترده با تم روش شناسی کیفی به منظور شناخت بهتر ویژگی‌های عملکردی شرکت‌ها در کنار معیارهای کمی می‌باشد. با انجام هر تحقیق، راه به سوی مسیری جدید باز می‌شود و ادامه راه مستلزم انجام تحقیق‌های دیگری است؛ بنابراین، انجام تحقیق‌هایی به شرح زیر پیشنهاد می‌شود:

در این پژوهش برای اندازه گیری ثبات مدیریتی از سه معیار دوره‌ی تصدی مدیر عامل، مالکیت مدیریتی و دوگانگی پست مدیر عامل استفاده شده است. لذا پیشنهاد می‌گردد در پژوهش‌های آتی از مفاهیم بیشتر یا متفاوت تری در این زمینه برای توسعه‌ی تئوریک این متغیر استفاده شود.

همچنین پیشنهاد می‌شود، با تمرکز بر ثبات مدیریتی در شرکت‌های فعال در یک صنعت، تفاوت آن با این نتایج را مورد بررسی قرار دهند. همچنین پیشنهاد می‌شود، با بررسی واکنش

سرمایه گذاران نسبت به ثابت مدیریتی تلاش شود، ابعاد جدیدتری از نتایج این گونه تحقیقات ایجاد گردد.

پی نوشت

۱ antitakeover devices

۲ در اینجا به منظور تعیین ارزش شرکت از لگاریتم ارزش بازار سهام شرکت استفاده شده است.

منابع

اثنی عشری، حمیده؛ جوانمرد، شبنم. (۱۳۹۶). رابطه انگیزه‌های مدیریت سود افزاینده و نظام راهبری شرکتی با رفتار نامتقارن هزینه، فصلنامه پژوهش‌های تجربی حسابداری، سال هفتم، شماره ۲۵، پاییز، ۶۹-۸۲.

تقی زاده خانقاه، وحید؛ زینالی، مهدی. (۱۳۹۶). تأثیر ویژگی های هیئت مدیره و جبهه گیری مدیریت بر استراتژی متنوع سازی شرکت، فصلنامه راهبرد مدیریت مالی، دانشگاه الزهرا (س)، سال پنجم، شماره شانزدهم، بهار، ۱۳۵-۱۵۷.

خدادادی، ولی؛ نیک کار، جواد؛ ویسی، سجاد. (۱۳۹۵). تأثیر معیارهای راهبری شرکتی بر به موقع بودن افشای گزارشگری مالی، فصلنامه علمی و پژوهشی مطالعات تجربی حسابداری مالی، سال ۱۳، شماره ۵۲، زمستان، ۵۳-۷۴.

دیانتی دیلمی، زهرا؛ ملک محمدی، هادی. (۱۳۹۲). بررسی تأثیر ویژگی های نظام راهبری شرکت بر کیفیت اطلاعات مالی در شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، دانش حسابداری، ش ۱۳، ۱۵۱-۱۷۰.

مرادی، مهدی.، سعیدی، مجتبی.، رضایی، حمیدرضا. (۱۳۹۲). بررسی تأثیر اندازه و استقلال هیات مدیره بر هزینه‌های نمایندگی، سال دوم، شماره ۷، ۳۵-۵۴.

مهتری، زینب؛ محمدیان، محمد. (۱۳۹۵). تأثیر خود رأیی مدیریت بر رفتار نامتقارن هزینه ها، تحقیقات حسابداری و حسابرسی، سال هشتم، شماره سی و دوم، ۱۲۳-۱۴۴.

ناظمی، امین؛ ممتازیان، علیرضا؛ صالحی نیا، محسن. (۱۳۹۳). رابطه بین ساز و کارهای حاکمیت شرکتی و کارایی مدیریت موجودی کالا (مطالعه موردی: شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران)، فصلنامه مطالعات تجربی حسابداری مالی، سال یازدهم، شماره ۴۲، تابستان، ۱۵۹-۱۸۶.

Allayannis, G. , and J. Weston. (2001). The Use of Foreign Currency Derivatives and Firm Market Value. The Review of Financial Studies, Vol. 14, Pp. 243–276 .

Ambrose, B. , Megginson, W. , 1992. The role of as set structure, ownership structure, and takeover defenses in determining acquisition likelihood. J. Finan. Quant .Anal. 27 (4) , 575–589 .

Asna Ashari, Hamideh; Javanmard, Shabnam. (2017). The Relationship between Motives for Increased Earning Management and Corporate Governance with Cost-Asymmetric Behavior, Quarterly Journal of Empirical Accounting Research, Seventh Year, No. 25, Autumn, 69-82. (In Persian (

Bebchuk, L. , Cohen, A. , Ferrell, A. , 2009. What matters in corporate governance? Rev. Finan. Stud. 22 (2) , 783–827 .

Bryant-Kutcher, L. , Yan Peng, E. , Weber, D. P. , 2013. Regulating the timing of disclosure: insights from the acceleration of 10-K filing deadlines. J. Account. Public Policy 32, 475–494 .

Cheng, M. , Dhaliwal, D. , Zhang, Y. , 2013. Does investment efficiency improve after the disclosure of material weaknesses in internal control over financial reporting? J. Account. Econ. 56 (1) , 1–18 .

Claessens, S. , Djankov, S. , Fan, J. P. H. , Lang, L. H. P. , 2002. Disentangling the incentive and entrenchment effects of large shareholdings. J. Finan. 57 (6) , 2741–2771 .

Cohen, D. , Dey, A. , Lys, T. , 2008. Real and accrual-based earnings management in the pre- and post- Sarbanes Oxley period. Account. Rev. 83 (3) , 757–787 .

Cohen, D. A. , Zarowin, P. , 2010. Accrual-based and real earnings management activities around seasoned equity offerings. J. Account. Econ. 50 (1) , 2–19 .

De Miguel, A. , Pindado, J. , De La Torre, C. , 2004. Ownership structure and firm value: new evidence from Spain. Strat. Manag. J. 25 (12) , 1199–1207 .

Dechow, P .M. , Dichev, I .D. , 2002. The quality of accruals and earnings: the role of accrual estimation errors. Account. Rev. 77 (1) , 35–59 .

Dechow, P. M. , Richardson, S. A. , Tuna, I. , 2003. Why are earnings kinky? An examination of the earnings management explanation. Rev. Acc. Stud. 8, 355–384 .

Di Meo, F. , García Lara, J, M. , Surroca, J, A. (2017). Managerial entrenchment and earnings management, Journal of Accounting and Public Policy 36 (2017) 399–414 .

Diyanati Deylami, Zahra; Malek Mohamadi, Hadi. (2013). Investigating the Effect of Corporate Governance System Characteristics on the Quality of Financial Information in Companies Listed in Tehran Stock Exchange, Accounting Knowledge, 13, 151-170. (In Persian (

Fredrickson, J. W. , Hambrick, D. C. , Baumrin, S. , 1988. A model of CEO dismissal. Acad. Manage. Rev. 13 (2) , 255–270 .

Gaio, C. , and C. Raposo. (2010). Earnings Quality and Firm Valuation: International Evidence. Accounting and Finance, Vol .51, Pp. 467-499 .

Garcia Lara, J. M. , Garcia Osma, B. , Penalva, F. , 2009. Accounting conservatism and corporate governance. Rev. Acc. Stud. 14, 161–201 .

Gibbons, R. , Murphy, K. J. , 1992. Optimal incentive contracts in the presence of career concerns: theory and evidence. J. Politic. Econ. 100 (31) , 468–505 .

Givoly, D. , Hayn, C. , 2000. The changing time-series properties of earnings, cash flows and accruals: has financial reporting become more conservative? J. Account. Econ. 29 (3) , 287–320 .

Gompers, P. , Ishii, J. , Metrick, A. , 2003. Corporate governance and equity prices. Q. J. Econ. 118 (1) , 107–156 .

Gompers, P. , Ishii, J. , Metrick, A. , 2010. Extreme governance: an analysis of dual-class firms in the United States. Rev. Finan. Stud. 23 (3) , 1051–1088

Guay, W. , Kothari, S. P. , Watts, R. , 1996. A market based evaluation of discretionary accruals models. J. Account. Res. 34 (Supplement) , 83–105

Gunny, K. , 2010. The relation between earnings management using real activities manipulation and future performance: evidence from meeting earnings benchmarks. Contemp. Account. Res. 27 (3) , 855–888 .

Higgins, D. , Omer, T. C. , Phillips, J. D. , 2015. The influence of a firm's business strategy on its tax aggressiveness. Contemporary Accounting Research. 32 (2) , 674–702

Holthausen, R. , 1990. Accounting method choice: opportunistic behavior, efficient contracting, and information perspectives. J. Account. Econ. 12 (1–3) , 207–218 .

Jensen, M. C. , 1988. Takeovers: their causes and consequences. J. Econ. Perspect. 2 (1) , 21–48 .

Jensen, M. C. , Ruback, R .S. , 1983. The market for corporate control: the scientific evidence. J. Finan. Econ. 11 (1–4) , 5–50 .

Jones, J. , 1991. Earnings management during import relief investigations. J. Account. Res. 29 (2) , 193–228 .

Khodadadi, Vali; Nikkar, Javad; Veysi, Sajad. (2016). The Effect of Corporate Governance Measures on Timeliness of Disclosure of Financial Reporting, Quarterly Journal of Empirical Financial Accounting Studies, Vol. 13, No. 52, Winter, 53-74. (In Persian (

Larcker, D. F. , Richardson, S. A. , Tuna, I .2007. Corporate governance, accounting outcomes, and organizational performance. Account. Rev. 82 (4) , 963–1008 .

Mahtari, Zeynab; Mohamadiyan, Mohammad. (2016). Effect of management selfishness on cost asymmetric behavior, accounting and auditing research, year eighth, number thirty two, 123-144. (In Persian (

Morck, R. , Shleifer, A. , Vishny, R. W. , 1988. Management ownership and market valuation: an empirical analysis. J. Finan. Econ. 20, 293–315 .

Nazemi, Amin; Momtaziyan, Alireza; Saliehi Niya, Mohsen. (2014). The Relationship between Corporate Governance Mechanisms and Inventory Management Efficiency (Case Study: Companies Accepted in Tehran Stock Exchange) , Quarterly Journal of Empirical Financial Accounting Studies, Vol. 11, No. 42, Summer, 186-159. (In Persian (

Pound, J. , 1987. The effects of antitakeover amendments on takeover activity: some direct evidence. J. Law Econ. 30 (2) , 353–367 .

Roychowdhury, S. , 2006. Earnings management through real activities manipulation. J. Account. Econ. 42 (3) , 335–370 .

Sankar, M. , Subramanyam, K. R. , 2001. Reporting discretion and private information communication through earnings. J. Account. Res. 39 (2) , 365–386

Shen, W. , 2003. The dynamics of the CEO-board relationship: an evolutionary perspective. Acad. Manage. Rev. 28 (3) , 466–476

Shleifer, A. , Vishny, R. W. , 1989. Management entrenchment. The case of manager-specific investments. J. Finan. Econ. 25 (1) , 123–139 .

Sohn, B .C) .2016). The effect of accounting comparability on the accrual-based and real earnings management, Journal of Accounting and Public Policy, 35 (5) , 513-539 .

Stein, J. C. , 1989. Efficient capital markets, inefficient firms: a model of myopic corporate behavior. Q. J. Econ. 104 (4) , 655–669

Subramanyam, K. R. , 1996. The pricing of discretionary accruals. J. Account. Econ. 22 (1–3) , 249–281 .

Surroca, J. , Tribo, J. A. , 2008. Managerial entrenchment and corporate social performance. J. Business Finan. Account. 35 (5–6) , 748–789 .

Taghizadeh Khanghah, Vahid; Zinali, Mahdi. (2017). The Effect of Board and Management Qualities on Corporate Diversification Strategy, Quarterly Journal of Financial Management Strategy, Al-Zahra University (2010) , Vol. 5, No. 16, Spring, 1980-157. (In Persian (

Thompson, S. B. , 2011. Simple formulas for standard errors that cluster by both firm and time. J. Finan. Econ. 99, 1–10 .

Watts, R. , Zimmerman, J .L. 1990. Positive accounting theory: a ten year perspective. Account. Rev. 65 (1) , 131–156

Williamson, O .E. , 1975. Markets and Hierarchies: Analysis and Antitrust Implications. Free Press, New York .

Zhao, Y. , Chen, K .H. , Zhang, Y. , Davis, M. 2012. Takeover protection and managerial myopia: evidence from real earnings management. J. Account. Public Policy 31) 1) , 109–135 .

پژوهش‌های تجربی حسابداری
سال نهم، شماره ۳۳، پاییز ۱۳۹۸، صص ۲۷۷ - ۳۰۰

مدل عوامل مؤثر بر قضاوت و تصمیم‌گیری در خصوص تقلب مرتبط با دارایی‌ها

زهرا شمس*، مهناز ملا نظری**

تاریخ دریافت: ۹۷/۰۸/۱۳
تاریخ پذیرش: ۹۸/۰۱/۱۷

چکیده

تقلب همواره موجب نگرانی مدیران و ذینفعان شرکت‌هاست. تشخیص به موقع عوامل ریسک تقلب یا نقص‌های کنترل‌داخلی، در پیشگیری و کشف تقلب موثر است. تشخیص کافی و مناسب‌بودن کنترل‌های داخلی یک قضاوت و گزارش نقص‌ها بر اساس ریسک، یک تصمیم‌گیری است. بنابراین بررسی عوامل موثر بر این فرآیند، هدف اصلی این پژوهش می‌باشد. پژوهش حاضر پژوهشی کاربردی اکتشافی می‌باشد که داده‌های جمع‌آوری شده از ۳۴۲پرسشنامه را به وسیله معادلات ساختاری مدل‌بندی می‌نماید. نتایج بیان می‌دارد سازگاری، وجدان، برون‌گرایی و گشودگی به‌تجربه رابطه معناداری با یادگیری هدف‌گرا دارند اما میان گشودگی به تجربه و عملکرد هدف‌گرا رابطه معناداری یافت نشد. گرایش هدف‌گرا اثر معناداری بر دانش داشته اما میان عملکرد هدف‌گرا و تجربه رابطه معناداری یافت نشد. همچنین دانش و تجربه اثر معناداری بر شناسایی عوامل ریسک دارند که منجر به تشخیص امکان رخداد تقلب می‌شود. نهایتاً نتایج حاصل از مدل آزمون شده نشان می‌دهد که تصمیم افراد برای گزارش موارد مستعد تقلب تحت تأثیر رابطه معنادار با تشخیص امکان رخداد تقلب، اخلاق و انگیزش می‌باشد.

واژه های کلیدی: تشخیص و گزارش تقلب، گرایشات هدف‌گرا، گرایش اخلاقی، ویژگی های شخصیتی، دانش و تجربه.

طبقه‌بندی موضوعی: M41,M42,D91

DOI: 10.22051/jera.2019.22769.2222

* دانشجوی دوره دکتری حسابداری، دانشگاه الزهرا، تهران، ایران، نویسنده مسئول (shams_z99@yahoo.com)
** دانشیار گروه حسابداری، دانشگاه الزهرا، تهران، ایران (m_molanazari@alzahra.ac.ir)

مقدمه

تقلب همواره یک نگرانی بااهمیت برای مدیران و ذینفعان شرکت‌هاست. مطابق با گزارش‌های انجمن بازرسان خبره تقلب[1] در سال ۲۰۱۸ که از بررسی ۲، ۶۹۰ مورد واقعی تقلب در ۱۲۵ کشور برگرفته شده است، شرکت‌ها ۷میلیارد دلار از درآمد خود را از طریق تقلب‌های حرفه‌ای از دست داده‌اند. میانگین زیان وارده هر مورد معادل ۱۳۰ هزار دلار بوده است. در این گزارش تقلب در خصوص دارایی‌ها ۸۹ درصد موارد و معمول‌ترین نوع تقلب حرفه‌ای تشخیص داده شده است که بیشتر از همه به ایجاد فاکتورهای صوری و صدور متخلفانه چک مربوط می‌شود. در مقابل گزارش‌گری مالی متقلبانه حدود ۱۰ درصد موارد می‌باشد. (ACFE، ۲۰۱۸).

با رشد روز افزون تقلب و تخلفات صورت گرفته در سازمانها، قانون‌گذاران بیش از پیش نگران اثر تقلب‌های صورت گرفته در صورت‌های مالی و سوءاستفاده از دارایی‌ها بر سرمایه‌گذاران، حسابرسان و سازمان‌ها هستند. به‌طور مثال، کمیسیون بورس و اوراق بهادار با تعیین قوانینی از مدیران عامل و مدیران مالی می‌خواهد که کفایت کنترل های داخلی را تصدیق نمایند (SEC، ۲۰۱۰). در کشور ما نیز تصویب قانون ارتقا سلامت نظام اداری و مبارزه با فساد در کنار تدوین استانداردهای حسابرسی، از سازمان‌ها و مسئولین می‌خواهد که نسبت به شناخت مصادیق فساد و امور متخلفانه آگاهی یابند و نسبت به استقرار کنترل‌های داخلی کافی و مناسب اقدام نمایند. در این قانون مصادیق فساد به روشنی مشخص گردیده است و بر اساس آن، وظیفه هر یک از مقامات، مدیران و کارکنان در جهت شناسایی مصادیق، تشخیص مصادیق و تعیین راه‌های پیشگیرانه و بهبوددهنده کنترل‌ها پیش بینی شده است (مجلس شورای اسلامی، ۱۳۹۰).

در مقدمه استاندارد ۸۲ و بندهای ۱۰ تا ۳۷ استاندارد حسابرسی شماره ۲۴۰ ایران، مسئولیت مدیریت و حسابرس در پیشگیری و کشف تقلب مطرح شده است. مدیر ارشد این مسئولیت خود را به‌طور کتبی از طریق تأییدیه مدیران[2] به حسابرسان اعلام می‌دارد. اگرچه حسابرس مستقل نیز کشف تقلب را به عهده دارد اما مدیر ارشد مسئولیت پیشگیری و کشف تقلب را در همه زمان‌ها در کلیه سطوح سازمان دارا می‌باشد. حسابرسان داخلی نیز نقش کلیدی در پیشگیری و کشف تقلب دارند. در حالی که مدیریت مسئول استقرار سیستم

کنترل‌های داخلی است، حسابرسان داخلی، مسئول اجرای عملی کنترل‌ها در سازمان می‌باشند و حسابرسی عملیاتی را به‌منظور ارزیابی کارایی و اثربخشی عملیات و کنترل‌های داخلی انجام می‌دهند (AICPA، ۲۰۱۰ و سازمان حسابرسی، ۱۳۹۴).

مساله اصلی اینجاست که اگر قرار باشد مدیریت، حسابرسان داخلی و مستقل و یا سایر کارکنان به پیشگیری و کشف تقلب کمک نمایند، آن‌ها باید قادر به تشخیص سرنخ‌هایی باشند که معمولاً با فعالیت‌های نادرست کارکنان و احتمال آسیب‌پذیری سازمان در ارتباط است و در گام بعدی این سرنخ‌ها را به مسئولین گزارش نمایند. فرآیند تشخیص و گزارش به نوعی قضاوت و تصمیم‌گیری در خصوص ریسک‌ها و موارد مستعد تقلب محسوب می‌گردد که هر دو تحت تأثیر عوامل متعددی می‌باشند. عواملی که کنترل و یا تقویت برخی از آنها می‌تواند بر توانایی افراد در فرآیند تصمیم گیری و قضاوت موثر باشد. بنابراین، ضروری است تحقیقاتی در خصوص توانایی مدیر و حسابداران در تشخیص این عوامل صورت پذیرد. انجام چنین تحقیقاتی به سبب بررسی فرآیند تصمیم‌گیری و قضاوت افراد (مدیر، حسابدار و یا حسابرس) نیازمند بررسی‌های میان‌رشته‌ای در رشته‌های روان شناسی، علوم رفتاری، اجتماعی و حسابداری و... است که در بخش پیشینه پژوهش به هر یک پرداخته می‌شود.

مبانی نظری و مروری بر پیشینه پژوهش

در حالی که بسیاری از امور در حسابداری، فعالیت‌هایی ساختاریافته[۳] هستند، کشف تقلب به‌عنوان یک فعالیت ساختار نیافته[۴] تلقی می‌شود زیرا عوامل متعددی در تشخیص موقعیت‌های مستعد تقلب و عوامل ریسک تقلب با یکدیگر تعامل دارند.

عوامل دانش و تجربه

تحقیقات بسیاری در حسابداری به بررسی اثر دانش و تجربه بر عملکرد پرداخته‌اند. لیبی و فردریک (۱۹۹۰) نشان دادند حسابرسان باتجربه که دانش بیشتری در مورد خطاهای رخ‌داده در صورت‌های مالی داشتند، عملکرد بهتری در یافتن خطاها ارائه داده اند. به‌طور مشابه، بونر و لوئیس (۱۹۹۰) نشان دادند که تجربه عمومی منجر به موفقیت در یک کار نمی‌شود بلکه دانش خاص حوزه[۵] به‌عنوان تجربه در نظر گرفته می‌شود. کولبرت (۱۹۸۹) معتقد است که

تجربه برای تصمیمات پیچیده و ساختار نیافته ضروری است اما برای قضاوت‌های نسبتاً ساده و ساختاریافته ضروری نیست. همچنین اشتون (۱۹۹۱) نتیجه گرفت که تجربه حسابرسان باید به حوزه حسابرسی واحد مورد رسیدگی مربوط باشد نه اینکه صرفاً دانش عمومی باشد.

ادبیات موجود بر اساس تجربه، افراد تازه‌کار را از خبرگان متمایز می‌کند. دیگروت (۱۹۶۵) به بررسی بازیکنان شطرنج در رده جهانی پرداخت و نتیجه گرفت زمانی که تجربه قبلی وجود دارد، بازیکنان الگوهای شناختی[۶] و استراتژی خود را توسعه می‌دهند پس آن‌ها بهتر از افراد کم‌تجربه عمل نمایند. نتایج دیگروت (۱۹۶۵) همچنین توسط تحقیقات بعدی در پزشکی، برنامه‌نویسی کامپیوتری، ریاضیات و رادیولوژی مورد حمایت قرار گرفت و بیان شد که خبرگان قادر به توسعه تکنیک‌های الگوی شناختی پیچیده می‌باشند (گلسر و چی، ۱۹۸۸). گلسر و چی (۱۹۸۸) همچین بیان کردند الگوهای شناختی پیچیده منجر به درک عمیق‌تری از مسائل می‌گردد. همچنین ویلسون (۱۹۹۴) بیان می‌دارد زمانی که بررسی‌های تکراری انجام می‌شود، پزشکان از ساختارهای دانش[۷] استفاده می‌کنند که متفاوت از انترن‌ها و دانشجویان پزشکی است. این ساختار دانش، نتیجه تعاملات[۸] مکرر با بیماران در یک بازه زمانی گسترده است. (اشمیت و بوشیوزن، ۱۹۹۳). بنابراین تجربه نیز به عنوان یکی از عوامل مؤثر بر تصمیم‌گیری، از طریق بهبود ساختارهای دانش می‌تواند منجر به بهبود تصمیم‌گیری شود. اشمیت و بوشیوزن بیان می‌دارند که تازه کارهایی که هنوز به میزان خبرگان قادر به تطابق الگوها نیستند، علائم را برای انجام تشخیص به خاطر می‌سپارند. به خاطر سپاری علائم که دارای ویژگی‌های یک تشخیص خاص می‌باشد و تکرار آن، نهایتاً منجر به ذخیره دانش می‌شود که توسط فرد خبره تحلیل و طبقه‌بندی می‌شود (اشمیت و بوشیوزن، ۱۹۹۳).

توبس (۱۹۹۲) در بررسی اثر تجربه بر دانش نشان داد که افراد با دانش حسابرسی بیشتر، خطاهای بیشتر، دقیق‌تر و غیرمعمول را شناسایی می‌کنند. بدارد و گراهام (۲۰۰۲) نشان دادند که شناسایی عوامل ریسک، عامل مهمی است که بر تصمیم حسابرسان برای برنامه‌ریزی آزمون‌ها اثر دارد. تأکید کردند که شناسایی عوامل ریسک، پیامدهای بالقوه در خصوص ضعف در کنترل‌های داخلی سازمان دارد. اشتون (۱۹۹۹) ادبیات مربوط به پارادایم متخصصان را توسعه داده و محققین را به تحقیق و غنی کردن این پارادایم تشویق می‌کند تا

با تأکید بر خصایص فردی به تحقیقات آتی بپردازند. در این تحقیقات اشتون متغیر وابسته را عملکرد می‌داند. بنابراین، اشتون تحقیقات را به این سمت تشویق می‌کند که شامل یادگیری هدف‌گرا[۹] و عملکرد هدف‌گرا[۱۰] باشند.

گرایش هدف‌گرا[۱۱]

دوئک (۱۹۸۶) بیان می‌دارد که جریان تحقیقات در خصوص انگیزه‌ها، عواملی به جز عوامل فیزیکی را مطرح می‌نماید که ممکن است بر پرورش توانایی افراد اثرگذار باشد. فرآیند انگیزشی می‌تواند بر عوامل زیر اثر بگذارد: ۱) تا چه حد افراد از دانش و مهارت‌های خود استفاده کنند؟ ۲) تا چه حد افراد به دنبال کسب دانش و مهارت جدید هستند و ۳) تا چه حد افراد می‌توانند این دانش و مهارت جدید را به شرایط جدید منتقل کنند. جریان تحقیقات انگیزشی بر رویکرد شناخت اجتماعی[۱۲] متمرکز است و الگوهای انگیزشی را شناسایی می‌کند که بر گرایش‌های هدف‌گرا مؤثر است. به‌طور کل، دو نوع گرایش هدف‌گرا بر اساس این تحقیقات ظهور پیدا کرده است. یادگیری هدف‌گرا و عملکرد هدف‌گرا. افرادی که یادگیری هدف‌گرا دارند، به دنبال کسب مهارت‌های جدید هستند و موفقیت را در مقابل دست‌آوردهای پیشین خود می‌سنجند. از کارهای پیچیده استقبال می‌کنند و اهداف چالشی انتخاب می‌کنند. از طرف دیگر، افرادی که عملکرد هدف‌گرا دارند، می‌خواهند که دیگران آن‌ها را به‌عنوان رقیب ببینند و بازخوردهای منفی را به‌عنوان یک شکست می‌بینند. به جای اینکه به این موارد به صورت یک ابزار یادگیری نگاه کنند. این افراد موفقیت را نسبت به دستاورد افراد دیگر می سنجند. اغلب بهانه‌هایی برای عملکرد ضعیف دارند و به ندرت کارهایی را انتخاب می‌کنند که برایشان آسان نباشد. حتی اگر موجب شود که یک فرصت مهم یادگیری را از دست بدهند (دوئک، ۱۹۸۶). گرایش‌های هدف‌گرای افراد همچنین بر میزان تلاشی که افراد صرف می‌کنند نیز مؤثر است. تلاش و پشتکار در یادگیری هدف‌گرا و بازخورد، مثبت یا منفی، به‌عنوان ابزارهای یادگیری و کسب دانش و تجربه محسوب می‌شوند. اگر افرادی که عملکرد هدف‌گرا دارند تجارب سختی داشته باشند، اغلب پریشان گشته و تلاش‌هایشان کاهش می‌یابد که نهایتاً منجر به شکست می‌شود. به همین سبب گفته می‌شود که گرایشات هدف‌گرا بر میزان تجربه و دانش افراد مؤثر است. (بوتن و همکاران، ۱۹۹۶؛ فیشر و فورد، ۱۹۹۸).

کار دوئک (۱۹۸۶) نشـــان داد چگونه اهداف بر واکنش افراد اثر می‌گذارد تا به هدف برسند یا شکست بخورند. فیشر و فورد (۱۹۹۸) مدلی را توسعه دادند و آزمون کردند که اثر هدف‌گذاری و سایر متغیرها نظیر خود کارآمدی[۱۳] و ویژگی‌های شخصی و تلاش و... را بر عملکرد بررسی کردند. آن‌ها برای ارزیابی گرایشات هدف‌گرا از ابزار بوتن (۱۹۹۶) استفاده نمودند. نتایج آن‌ها نشان داد که گرایش‌های هدف‌گرا به‌طور مستقیم و عملکرد هدف‌گرا به طور معکوس بر عملکرد مؤثر است.

کولکوئیت و سیمرینگ (۱۹۹۸) بیان می‌دارند که فضای کاری دائماً به دنبال کارمندانی است که بتوانند روز به روز کارهای پیچیده‌تری را انجام دهند. یعنی می‌بایست روز به روز یادگیری بیشتری داشته باشند. این محققین گرایش‌های مبتنی بر هدف و وجدان را به‌عنوان عوامل انگیزشی فرد برای یادگیری در نظر گرفتند. نتیجه گویای آن بود که افراد با یادگیری مبتنی بر هدف و وجدان کاری بالاتر، انگیزه بیشتری در فرآیند یادگیری دارند. در مقابل, عملکرد هدف‌گرا، نتایج معکوسی باانگیزه داشت. موریس و همکاران (۲۰۰۳) نیز نشان دادند افزایش سن منجر به گرایش افراد به یادگیری هدف‌گرا می‌شود. همچنین سیتس و همکاران (۲۰۰۴) نشان دادند که گرایش مبتنی بر هدف، ویژگی شخصیتی ثابت افراد است که بر عملکرد اثر دارد.

مطابق با تحقیقات بالا، به طور خلا صه می‌توان به این جمع‌بندی د ست یافت که یادگیری هدف‌گرا بر عملکرد اثر مثبت داشـــته و منجر به گســـترش دانش و کســـب تجربه بالاتر می‌گردد. در خصوص عوامل اثرگذار بر گرایشات هدف‌گرای فرد، زیگ و وبستر (۲۰۰۴) گرایش هدف‌گرا و ارزیاب‌های فردی پنج شـرکت بزرگ حسـابرسـی را بر ۷۸۶ دانشـجو بررســی کردند. نتایج گویای آن بود که رابطه معناداری بین عوامل شـــخصـــیتی و گرایش هدف‌گرا وجود دارد و مدل آن ها می‌تواند پیش‌بینی کند که کدام افراد به چه فعالیتی مشغول خواهند شد.

ویژگی‌های شخصیتی

سـال‌هاسـت که محققین و افراد حرفه‌ای حسـابرسـی به دنبال کشـف ارزش ویژگی‌های شخصیتی هستند. تحقیقات اولیه به موضوعات خاصی شامل تفاوت‌هایی که به دلیل جنسیت،

قومیت، رضـایت شـغلی و تغییر تمایلات محدود بود. بیشـتر تحقیقات شـخصـیت که در حسـابداری انجام‌شـده‌اند، از شـاخص مایرز-بریگز ((MBTI [۱۴] برای ارزیابی روابط بین ویژگی‌های فردی و عوامل متعدد استفاده نموده‌اند. این شاخص برخی ویژگی‌های فردی را مشخص می‌کند که به‌صورت حروف (ESNTFJP) [۱۵]نمایش داده می‌شوند. برای مثال چو (۱۹۸۷) از این روش برای ارزیابی اینکه بین شـخصـیت حسـابدار و درک اسـترس کاری رابطه‌ای هسـت یا خیر اسـتفاده نمود. او دریافت که شـخصـیت‌های قضـاوتی، تفکری و احسـاسـی (stj) به‌طور راضـی‌کننده‌ای اسـترس کاری را درک می‌کنند. در ۱۹۹۷ ولک و نیکولای بیان نمودند که دانشجویان حسابداری عمدتاً قضاوتی، تفکری، احساسی و برون‌گرا هستند.

در مقابل، لامپ (۲۰۰۴) تعدادی سنجه برای تفاوت‌های شخصیتی افراد معرفی می‌کند که برخی از آن‌هـا از مـایرز-بریگز مناسـب‌تر هسـتنـد. یکی از این ابزارهـا پنج ویژگی شخصیتی(BFTP) [۱۶] است. وی توانست به وسیله آن تحقیقاتی با درجات بالای قابلیت اتکا و اعتبار انجام دهد. بر اسـاس کار وی رتبه‌های بدسـت آمده بسـیار بالاتر از خروجی‌های مایرز-بریگز بود. پنج ویژگی شـخصـیتی عبارت‌اند از: ۱) برون‌گرایی [۱۷] ۲) سـازگاری [۱۸] و توافق ۳) با وجدان بودن [۱۹] ۴) ثبات هیجانی [۲۰] ۵) باز و پذیرا بودن [۲۱] در برابر تجارب. این مدل به‌طور گسـترده از طبقه‌بندی ادبیات روانشـناسـی شـخصـیتی اسـتفاده می‌کند. (گلدبرگ، ۱۹۹۲). بعد از توسـعه این ابزارها، آزمون‌های زیادی انجام شـد که به بررسـی ۵ عامل و عملکرد می‌پرداخت (رابرتسـون و همکاران ۲۰۰۰؛ باریک و همکاران ۲۰۰۱). باریک و مانت (۱۹۹۱) نشان دادند برون‌گرایی و وجدان تخمین زننده‌های معتبری از عملکرد هستند.

رابرتسون و همکاران (۲۰۰۰) رابطه معنادار آماری بین وجدان و عملکرد شغلی یافتند. ولی برای برخی سازمان‌ها این رابطه وجود نداشت. این بدان معناست که ویژگی‌های فردی به صورت تعاملی بر عملکرد اثر دارند. باریک و همکاران (۲۰۰۱) رابطه ویژگی‌های فردی و عملکرد شغلی را بررسی نمودند. آن‌ها دریافتند که وجدان کاری بیشترین روایی را در تحقیق دارد و با عملکرد در ارتباط است. ثبات هیجانی می‌تواند عملکرد کلی شغل را پیش‌بینی کند اما در سطح پایین‌تری از وجدان کاری قرار دارد. برون‌گرایی موفقیت را در عملکرد آموزشی وکارهای مدیریتی نشان می‌دهد.

گرایش اخلاقی

بر اساس رسوایی‌های گسترده در حسابداری در سال‌های اخیر، دستورالعمل‌ها و تحقیقات اخلاقی در حسابداری اهمیت بیشتری یافته‌اند. در سال ۱۹۷۹، انجمن دانشکده‌های کسب و کار(AACSB)) [۲۲] برای دانشجویان دستورالعمل اخلاقی تهیه نمود که در سال ۲۰۰۴ توسط مدرسه بازرگانی اخلاق به‌روزرسانی شد. آزمون تبیین موضوع (DIT) [۲۳] یکی از معمول‌ترین ابزارها برای آزمون استدلال اخلاقی در حسابداری توسط رست در سال ۱۹۷۹ توسعه یافت که بر اساس سلسله مراتب اخلاق کوهلبرگ (۱۹۸۴) انجام تهیه شده بود. سنجه‌ای که توسط آزمون تبیین موضوع ایجاد می شود، امتیاز پی نامیده می شود. بالا بودن پی نشان‌دهنده رشد اخلاقی بیشتر بود. پونمن (۱۹۹۳) معادله درجه دومی‌را توسعه داد که رابطه بین امتیاز پی و رفتار اخلاقی حسابداران (دانشجو و فارغ‌التحصیل) را نشان می‌داد و بیان کرد که رفتار مشارکت‌کنندگان با امتیاز بالا و پایین می‌تواند غیراخلاقی‌تر از رفتار افرادی باشد که رتبه پی آن‌ها در میانه قرار داشت. موضوعی که مبانی کار کوهلبرگ را نقض کرد. زیرا او رابطه بین امتیاز پی و رفتار اخلاقی را یک رابطه خطی می‌دانست. بنابراین پرسشنامه موقعیت اخلاقی[24] (EPQ) برای ارزیابی تفکر اخلاقی مطرح شد که بر دو عامل تمرکز دارد: بیان نمود نسبی‌گرایی نقض قوانین اخلاقی مطلق برای تصمیم‌گیری است. شلنکر و فارسیث (۱۹۷۷) بیان کردند که افراد ازلحاظ قضاوت اخلاقی با یکدیگر متفاوت‌اند و با این دو عامل قابل توصیف‌اند. آرینگتون و رکرز (۱۹۸۵) از پرسشنامه موقعیت اخلاقی برای تعیین پذیرش مالیات بر اساس ایدئولوژی افراد، استفاده نمودند. نتیجه اینکه افراد نسبی‌گرا کمتر اخلاقی برخورد می‌کردند. شاب و همکاران (۱۹۹۳) ادعا کردند که حسابداران خبره باید قادر به تشخیص موضوعات اخلاقی باشند تا به نحو شایسته قضاوت اخلاقی انجام دهند. نتایج آن‌ها گویای آن بود که حسابرسان نسبی‌گرا، به‌احتمال کمتری موضوعات اخلاقی را تشخیص می‌دهند. به‌علاوه، این حسابرسان تعهد کمتری به شرکت و حرفه شان دارند. همچنین آرمان‌گرایی با درجات بالاتری از تعهد شغلی همراه است. بارنت و همکاران (۱۹۹۸) بیان داشتند که فلسفه اخلاقی شخصی افراد در تصمیم‌گیری اخلاقی بسیار مؤثر است.

در همین حوزه، هارلی (۲۰۱۷) بیان می‌دارد که خودکنترلی بر قضاوت و تصمیم گیری حسابرسان موثر است و در فصلی که فشار کاری حسابرسان بالاست، کاهش خود کنترلی منجر به کاهش کیفیت قضاوت آنها می‌گردد.

انگیزش و گزارشگری

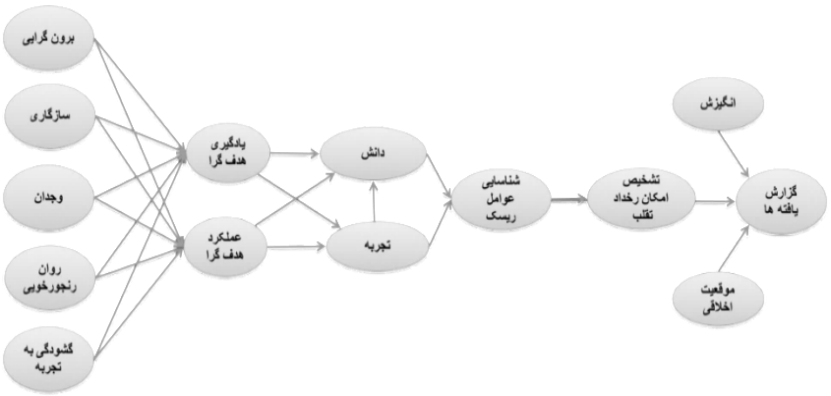
رایان و دسی (۲۰۰۰) بیان می‌دارند که انگیزه، دلیل اعمال، میل و نیاز افراد است. انگیزه در واقع جهت‌گیری فرد برای بروز یک رفتار یا تکرار آن می‌باشد. انگیزه فرد ممکن است از دیگران یا وقایع الهام گرفته شود (انگیزه بیرونی) یا ممکن است از درون فرد (انگیزه ذاتی) باشد. از نظر جدایی و همکاران (۲۰۱۳) انگیزه به عنوان یکی از مهم‌ترین دلایل برای به حرکت درآمدن فرد می‌باشد. از اواسط قرن بیستم نظریه‌های متعددی در خصوص انگیزش ایجاد شد که هر یک بر اساس تئوری و تعاریف عملیاتی مختلف به چگونگی اثر انگیزش بر رفتار افراد پرداخته‌اند. مکللند بیان می‌دارد که سه دسته نیاز (قدرت، موفقیت و ارتباطات) نیازهایی است که افراد بدون توجه به جنسیت، سن و فرهنگ‌شان دارا می‌باشند. نیازهایی که محرک‌شان، تجارب افراد در زندگی می‌باشد. این نیازها معمولاً برای بررسی مسائل مدیریتی و رفتارهای سازمانی مورد استفاده قرار می‌گیرد. گزارش تقلب و یا گزارش موارد مشکوک و یا مستعد تقلب نیز به عنوان یک رفتار، تحت تأثیر انگیزش افراد می‌باشد. در این خصوص امیلی و همکاران (۲۰۱۸) بیان می‌دارند که در مواقعی که حسابرسان انگیزه پایینی در مورد انجام دقیق کار دارند، همکاری در بین آنها، می‌تواند منجر به بهبود قضاوت گردد.

برنان و کلی (۲۰۰۷) گزارش تقلب توسط کارکنان یک سازمان را به عنوان عامل مهمی‌درایجاد و بهبود کنترل‌های داخلی سازمان‌ها می‌دانند. اما این سؤال همواره مطرح بوده که چرا برخی افراد این موارد را گزارش کرده و برخی دیگر ازآن چشم‌پوشی می‌نمایند؟ این موضوع توسط نمازی و ابراهیمی (۱۳۹۵) بررسی شده است. آن‌ها بیان می‌دارند که عدالت سازمانی، نگرش در مورد گزارش‌گری، ویژگی‌های شخصیتی فعال، دین‌داری و شدت اخلاقی رابطه معناداری با قصد گزارش داخلی موارد تقلب دارا می‌باشد. آن‌ها تأکید دارند که برنامه‌های آموزشی اخلاقی و برنامه‌های فرهنگی و دینی، اثر مثبت معناداری بر

نگرش افراد در گزارش‌گری تقلب دارد. سیفرت و همکاران (۲۰۱۰) بیان می‌دارند گزارش موارد تقلب ممکن است به افراد درون سازمانی و یا بیرون سازمانی انجام شود. گزارش داخلی تقلب این امکان را می‌دهد که قبل از افشای عمومی‌امکان حل و بهبود داشته باشد (سیفرت، ۲۰۰۶). از این رو ساربینز آکسلی نیز از گزارش داخلی تقلب حمایت کرده و آن را ارجح می‌داند. نیر و میکلی (۱۹۸۵) گزارش موارد تقلب را به عنوان یک فرآیند دانسته و انگیزش برای د ستیابی به هدف، قدرت و وابستگی را از عوامل مؤثر بر این فرآیند می‌دانند. شولز و همکاران (۱۹۹۳) ادراک شخص از جدیت تقلب، مسئولیت‌پذیری وی، هزینه‌های شخصی افراد و احتمال گزارش تقلب را مؤثر بر این فرآیند می‌دانند.

فرضیات پژوهش

مدل مفهومی‌تحقیق بر اساس مبانی نظری و پیشینه در شکل شماره یک ارائه شده است.



شکل (۱): مدل مفهومی‌تحقیق

این مدل بیان میدارد برای آنکه فرد قادر به عملکرد بهتر در حوزه قضاوت و تصمیم گیری در خصوص تقلب (تشخیص عوامل ریسک، امکان رخداد تقلب و گزارش آن) باشد، از عواملی نظیر ویژگی‌های شخصیتی، گرایشات هدف‌گرا، دانش و تجربه، انگیزش و موقعیت اخلاقی متاثر می شود که مطابق با مبانی نظری به صورت زیر با یکدیگر در ارتباط هستند. بر اساس مدل فوق، فرضیه‌های تحقیق به شرح زیر بیان می‌شوند:

۱. سازگاری بر یادگیری هدف‌گرا تأثیر معناداری دارد.

۲. باوجدان بودن بر یادگیری هدف‌گرا تأثیر معناداری دارد.
۳. برون‌گرایی بر یادگیری هدف‌گرا تأثیر معناداری دارد.
۴. روان‌رنجورخویی بر یادگیری هدف‌گرا تأثیر معناداری دارد.
۵. گشودگی به تجربه بر یادگیری هدف‌گرا تأثیر معناداری دارد.
۶. سازگاری بر عملکرد هدف‌گرا تأثیر معناداری دارد.
۷. باوجدان بودن بر عملکرد هدف‌گرا تأثیر معناداری دارد.
۸. برون‌گرایی بر عملکرد هدف‌گرا تأثیر معناداری دارد.
۹. روان‌رنجورخویی بر عملکرد هدف‌گرا تأثیر معناداری دارد.
۱۰. گشودگی به تجربه بر عملکرد هدف‌گرا تأثیر معناداری دارد.
۱۱. یادگیری هدف‌گرا بر دانش تأثیر معناداری دارد.
۱۲. یادگیری هدف‌گرا بر تجربه تأثیر معناداری دارد.
۱۳. عملکرد هدف‌گرا بر دانش تأثیر معناداری دارد.
۱۴. عملکرد هدف‌گرا بر تجربه تأثیر معناداری دارد.
۱۵. تجربه بر دانش تأثیر معناداری دارد.
۱۶. دانش بر شناسایی عوامل ریسک تأثیر معناداری دارد.
۱۷. تجربه بر شناسایی عوامل ریسک تأثیر معناداری دارد.
۱۸. شناسایی عوامل ریسک بر تشخیص امکان رخداد تقلب تأثیر معناداری دارد.
۱۹. تشخیص امکان رخداد تقلب بر گزارش تأثیر معناداری دارد.
۲۰. موقعیت اخلاقی بر گزارش تأثیر معناداری دارد.
۲۱. انگیزش بر گزارش تأثیر معناداری دارد.

روش‌شناسی پژوهش

تحقیق حاضر بر اساس هدف پژوهش یک تحقیق کاربردی اکتشافی (کیفی –کمی) می‌باشد که برای بخش کیفی با استفاده از نظر خبرگان، یک فضای کاری در واحد مالی یک شرکت فرضی، شامل نقص در سیستم کنترل داخلی طراحی گردید. سپس در بخش کمی، با استفاده از پرسشنامه به جمع‌آوری داده پرداخته شد. مطابق پرسشنامه، هر فرد، پس از مطالعه دستورالعمل نحوه تکمیل فرم‌ها و سؤالات بخش جمعیت شناختی، اطلاعات

مربوط به فضـای کاری در واحد مالی یک شـرکت فرضـی را مطالعه نموده و سـپس به دو دسته سؤال پاسخ داده است، سوالات بخش اول مربوط به اظهار نظر در خصوص شرکت فرضی و تخصصی رشته‌های حوزه مالی بوده و سوالات بخش دوم سوالات عمومی‌است که به سنجش متغیرهای انگیزش، ویژگی‌های شخصیتی، اخلاقی و رفتاری می‌پردازد. سوالات تخصصی همچنین شامل سؤالاتی است که دانش و تجربه فرد، تشخیص عوامل ریسک، امکان رخداد تقلب و گزارش تقلب را مورد ارزیابی قرار می‌دهد. به منظور سـنجش متغیرهای شـخصـیتی از ابزار اسـتاندارد نئو اسـتفاده شـده اسـت که ۵ عامل شـخصـیتی روان رنجورخویی، برون‌گرایی، سازگاری، گشودگی و وجدان کاری را می‌سنجد (مک کری و کوستا، ۱۹۹۲) گرایش‌های هدف‌گرا با استفاده از ابزار توسعه‌یافته توسط بوتن و همکاران (۱۹۹۶) ارزیابی می‌شود. سنجه‌های رشته دانشگاهی و سطح تحصیلات، آموزش‌های خاص در خصـوص تقلب و خواندن مقالات مرتبط به عنوان سـنجه‌های دانش در نظر گرفته شـده است و به منظور بررسی تجربه افراد، تعداد سال‌های کاری، حوزه اشتغال و میزان رویارویی با تقلب در محیط کار مطرح شده است. گرایش اخلاقی به وسیله پرسشنامه موقعیت اخلاقی (EPQ) فارسیث (۱۹۸۰) مورد ارزیابی قرار گرفته است. (فارسیث، ۱۹۸۰). همچنین انگیزش بر اساس نظریه مکللند و ابزار توسعه یافته استیر و همکارش (۱۹۷۶) اندازه گیری شده است. در این پژوهش، گرایشـات هدف‌گرا، دانش و تجربه، شـناسـایی عوامل ریسـک، تشـخیص امکان رخداد تقلب و گزارش تقلب متغیرهای وابسـته و ویژگی‌های شـخصـیتی، انگیزش و گرایشات اخلاقی متغیرهای مستقل محسوب می‌گردند.

به منظور تعیین پایایی آزمون از آلفای کرونباخ و پایایی ترکیبی استفاده شده است که در نگاره شماره یک نشان داده شده است. مقادیر بالاتر از ۰/۷ سازه نشان از پایایی مناسب آن دارد.

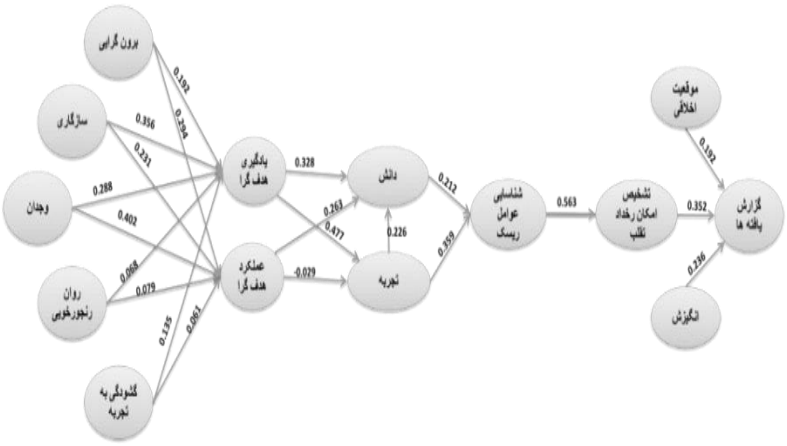
نگاره (۱): بررسی پایایی متغیرها

متغیر	آلفای کرونباخ	پایایی ترکیبی	متغیر	آلفای کرونباخ	پایایی ترکیبی
سازگاری	۰/۹۳۲	۰/۹۴۴	عملکرد هدف‌گرا	۰/۸۲۸	۰/۸۸۷
با وجدان بودن	۰/۹۱۹	۰/۹۳۳	دانش	۰/۷۶۹	۰/۸۳۹
برون‌گرایی	۰/۸۷۴	۰/۹۰۴	تجربه	۰/۸۴۳	۰/۹۰۵
روان‌رنجورخویی	۰/۸۶۱	۰/۸۹۳	شناسایی ریسک	۰/۸۹۴	۰/۹۱۱
گشودگی به تجربه	۰/۸۹۰	۰/۹۱۱	موقعیت اخلاقی	۰/۹۲۹	۰/۹۴۱
یادگیری هدف‌گرا	۰/۷۱۲	۰/۸۲۴	انگیزش	۰/۹۴۶	۰/۹۵۲

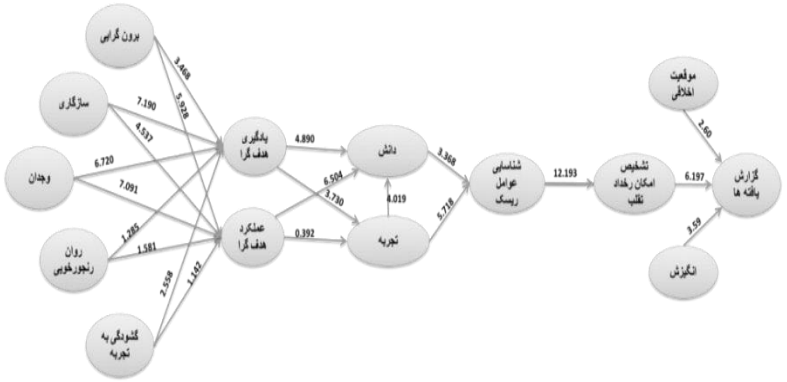
جامعه آماری شامل افراد با سطوح مختلف دانش و تجربه شامل افراد حرفه و دانشجویان دانشگاه‌های آزاد و سراسری در رشته‌های مدیریت و حسابداری می‌باشند. جهت تعیین حجم نمونه از فرمول کوکران و نگاره مورگان برای جامعه نامحدود استفاده شده که حداکثر تعداد نمونه برای آن ۳۸۴ می‌باشد. تعداد ۲۰۰۰ پرسشنامه به شیوه حضوری و اینترنتی توزیع شد که بر اساس میزان همکاری پاسخ‌دهندگان، نهایتاً از بین پرسشنامه‌های ارسال شده تعداد ۳۴۲ پرسشنامه با دارا بودن شرایط لازم، مورد استفاده قرار گرفت. به منظور بررسی کفایت نمونه‌گیری و مناسب بودن همبستگی متغیرها، KMO برابر با ۰/۸۳۰ برآورد شده که نشانگر کفایت داده‌ها و نمونه برای تحلیل عاملی می‌باشد، همچنین نتایج آزمون بارتلت با سطح معنی‌داری P<۰/۰۰۱ ، نشانگر همبستگی مناسب بین متغیرها است. این تحقیق به منظور تشریح روابط موجود میان متغیرها، از مدل‌سازی معادلات ساختاری استفاده نموده است چرا که قضاوت و تصمیم‌گیری به عنوان یک فرآیند پیچیده در ذهن انسان شناخته می شود، بنابراین نمی‌توان آن را به صورت روابط خطی و مستقیم به روشنی توضیح داد. جهت وارد نمودن و تجزیه‌وتحلیل مقدماتی داده‌ها از نرم‌افزار Spss و برای آزمون آن از نرم‌افزار PLS استفاده شده است.

نتایج پژوهش

در مرحله آزمون داده‌ها، ابتدا به تخمین ضـرایب اسـتاندارد در مدل اولیه پرداخته شـد و سپس بر اساس نتایج به دست آمده، اقدامات اصلاحی مدل از جمله حذف گویه‌های دارای بار عاملی نامناسب صورت گرفت. سپس مدل اصلاح شده در دو حالت تخمین وزن‌ها و معناداری ضرایب مسیر تخمین زده شد. شکل‌های شماره دو و سه به ترتیب مدل ساختاری در حالت تخمین وزن‌ها و مدل ساختاری در حالت معناداری ضرایب مسیر را نشان می‌دهند.



شکل (۲): مدل ساختاری در حالت تخمین وزن‌ها



شکل (۳): مدل ساختاری در حالت معناداری ضرایب مسیر

درنهایت جهت نشـــان دادن اعتبار یافته‌های مدل تحقیق از شـــاخص‌های برازش مدل‌های معادلات ساختاری ا ستفاده شد. از شاخص GOF[25] می‌توان برای برر سی اعتبار یا کیفیت الگوی PLS به صـــورت کلی اســـتفاده کرد. در پژوهش حاضـــر برای الگوی آزمون شـــده شاخص برازش مطلق GOF، ۰/۴۷ به‌دست آمد که مقدار آن نشانگر برازش مناسب الگوی آزمون شده است.

نگاره شماره سه نتایج آزمون معناداری فرضیات تحقیق را نشان می‌دهد:

نگاره (۳): بررسی معناداری فرضیات تحقیق

فرضیه	ضرایب مسیر	ضرایب تی	نتیجه	
سازگاری بر یادگیری هدف‌گرا تأثیر معناداری دارد.	۰/۳۵۶	۷/۱۹۰	تأیید شد	–
باوجدان بودن بر یادگیری هدف‌گرا تأثیر معناداری دارد.	۰/۲۸۸	۶/۷۲۰	تأیید شد	–
برون‌گرایی بر یادگیری هدف‌گرا تأثیر معناداری دارد.	۰/۱۹۲	۳/۴۶۸	تأیید شد	–
روان‌رنجورخویی بر یادگیری هدف‌گرا تأثیر معناداری دارد.	۰/۰۶۸	۱/۲۸۵	–	رد شد
گشودگی به تجربه بر یادگیری هدف‌گرا تأثیر معناداری دارد.	۰/۱۳۵	۲/۵۵۸	تأیید شد	–
سازگاری بر عملکرد هدف‌گرا تأثیر معناداری دارد.	۰/۲۳۱	۴/۵۳۷	تأیید شد	–
باوجدان بودن بر عملکرد هدف‌گرا تأثیر معناداری دارد.	۰/۴۰۲	۷/۰۹۱	تأیید شد	–
برون‌گرایی بر عملکرد هدف‌گرا تأثیر معناداری دارد.	۰/۲۹۴	۵/۹۲۸	تأیید شد	–
روان‌رنجورخویی بر عملکرد هدف‌گرا تأثیر معناداری دارد.	۰/۰۷۹	۱/۵۸۱	–	رد شد
گشودگی به تجربه بر عملکرد هدف‌گرا تأثیر معناداری دارد.	۰/۰۶۱	۱/۱۴۲	–	رد شد
یادگیری هدف‌گرا بر دانش تأثیر معناداری دارد.	۰/۳۲۸	۴/۸۹۰	تأیید شد	–
یادگیری هدف‌گرا بر تجربه تأثیر معناداری دارد.	۰/۴۷۷	۶/۵۰۴	تأیید شد	–
عملکرد هدف‌گرا بر دانش تأثیر معناداری دارد.	۰/۲۶۳	۳/۷۳۰	تأیید شد	–
عملکرد هدف‌گرا بر تجربه تأثیر معناداری دارد.	-۰/۰۲۹	۰/۳۹۲	–	رد شد
تجربه بر دانش تأثیر معناداری دارد.	۰/۲۲۶	۴/۰۱۹	تأیید شد	–
دانش بر شناسایی عوامل ریسک تأثیر معناداری دارد.	۰/۲۱۲	۳/۳۶۸	تأیید شد	–
تجربه بر شناسایی عوامل ریسک تأثیر معناداری دارد.	۰/۳۵۹	۵/۷۱۸	تأیید شد	–
شناسایی عوامل ریسک بر تشخیص تأثیر معناداری دارد.	۰/۵۶۳	۱۲/۱۹۳	تأیید شد	–
تشخیص بر گزارش تأثیر معناداری دارد.	۰/۳۵۲	۶/۱۹۷	تأیید شد	–
موقعیت اخلاقی بر گزارش تأثیر معناداری دارد.	۰/۱۹۲	۲/۶۰	تأیید شد	–
انگیزش بر گزارش تأثیر معناداری دارد.	۰/۲۳۶	۳/۵۹۰	تأیید شد	–

نتیجه‌گیری و بحث

با توجه به سیر صعودی تقلب‌ها در سازمان‌ها و اثر مستقیم و غیر مستقیم آنها بر گزارش‌گری مالی و در نظر گرفتن این موضوع که اطلاعات مالی طیف گسترده‌ای از ذینفعان را تحت تأثیر قرار می‌دهد، ضروری است تا تحقیقاتی به بررسی عوامل موثر بر انجام، پیامدها و تشخیص تقلب بپردازند. بدیهی است تشخیص عوامل ریسک تقلب و شناسایی موقعیت‌های مستعد فعالیت‌های متخلفانه، نه تنها می‌تواند از بسیاری از این خطرات جلوگیری نماید، بلکه منجر به کاهش پیامدهای آن نیز می‌گردد.

تحقیق حاضر با هدف یافتن عوامل موثر بر تصمیم‌گیری و قضاوت در خصوص تقلب، سعی در یافتن عوامل مذکور و چگونگی ارتباط آنها دارد. در این تحقیق عوامل موثر برقضاوت در خصوص عوامل ریسک و امکان رخداد تقلب مورد بررسی قرار گرفت. همچنین گزارش تقلب نیز به عنوان یک تصمیم در خصوص تقلب مطرح گردید. نتایج آزمون مدل معادلات ساختاری در این پژوهش، بیانگر آن است که از بین پنج عامل شخصیتی، با وجدان بودن، سازگاری، برون‌گرایی و گشودگی به تجربه، رابطه معناداری با یادگیری هدف گرا دارند و روان رنجور خویی رابطه معناداری با یادگیری هدف گرا ندارد. در خصوص عوامل موثر بر عملکرد هدفگرا نیز میان با وجدان بودن، سازگاری و برون‌گرایی با عملکرد هدف‌گرا رابطه معناداری یافت شد که این موضوع در مورد دو عامل شخصیتی دیگر (سازگاری و گشودگی نسبت به تجارب) یافت نشد. مطابق با تحقیق زیگ و وبستر (۲۰۰۴) گرایشات هدف گرا ویژگی‌های ثابت رفتار افراد هستند که تحت تأثیر عوامل شخصیتی افراد قرار می‌گیرند. وجود رابطه معنادار بین عوامل شخصیتی و گرایشات هدفگرا در تحقیق حاضر نیز گواهی بر این مدعاست.

نتایج همچنین گویای آن است که یادگیری هدف گرا بر دانش و تجربه، اثر معناداری دارد ولی عملکرد هدف گرا تنها بر دانش اثر معناداری نشان می‌دهد. مطابق با کاردوئک (۱۹۸۶) و تحقیقات بعدی صورت‌گرفته در حوزه گرایشات هدف‌گرا (پوتوسکی و راماکریشنا، ۲۰۰۲؛ اشمیت و فورد۲۰۰۳) رفتار افراد در حوزه یادگیری، می‌تواند منجربه کسب موفقیت و یادگیری شود. نتایج این حوزه نشان می‌دهد افراد با یادگیری هدف‌گرا بیشتر به سمت کسب تجربه و گسترش ساختارهای دانش خود می‌روند. این در حالی است

که افراد با عملکرد هدف‌گرا عموماً کمتر نسبت به کسب تجربه تمایل دارند و اغلب به دنبال نتیجه کار می‌باشند. این موضوع با نتایج این تحقیق سازگار است. همچنین نتایج گویای رابطه مثبت معنادار بین تجربه و دانش می‌باشد. مطابق با تحقیقات پیشین (اشمیت و بوشیوزن ۱۹۹۳؛ ون و یل ۲۰۰۰)، افراد با انجام مکرر امور و همزمان با کسب تجربه، قادر به ایجاد الگوها و بهبود ساختار دانش خود خواهند بود. این موضوع به علاوه بر گسترش محتوای دانش در ذهن افراد، منجر به بهبود بازیابی دانش ساختار یافته فرد و گسترش دانش می‌گردد. مشابه با کار بونر و لوئیس (۱۹۹۰) که نشان دادند دانش و تجربه خاص حوزه، بر عملکرد افراد اثر مثبت معناداری دارد، نتایج این تحقیق نیز با مد نظر قرار دادن دانش و تجربه مرتبط افراد، نشان می‌دهد که دانش و تجربه رابطه مثبت معناداری با شناسایی عوامل ریسک تقلب در یک محیط کاری دارا می‌باشند. بدارد و گراهام (۲۰۰۲) در تحقیقی نشان دادند که شناسایی عوامل ریسک، عامل مهمی‌است که بر تصمیم حسابرسان برای برنامه‌ریزی آزمون‌ها اثر دارد. نتایج همچنین نشان داد که هر چه زمان کار با یک مشتری طولانی‌تر باشد، قابلیت تشخیص این عوامل افزایش می‌یابد. همچنین هر چه افراد عوامل ریسک بالاتری در محیط تشخیص دهند، امکان رخداد تقلب را بالاتر برآورد می‌نمایند. این موضوع منجر به ایجاد رابطه مثبت معنادار بین شناسایی عوامل ریسک و امکان رخداد تقلب گشته است. بدارد و گراهام (۲۰۰۲) بر اهمیت تشخیص عوامل ریسک تأکید کردند که می‌تواند پیامدهای بالقوه در خصوص ضعف در کنترل‌های داخلی سازمان داشته باشد. بنابراین هرچه عوامل ریسک بالاتری تشخیص داده شود، به منزله ضعف در کنترلهای داخلی تلقی شده و امکان تقلب را افزایش می‌دهد. اما نهایتاً در پاسخ به این سوال که چه عواملی بر گزارش موارد مستعد تقلب موثر است؟ نتایج این تحقیق نشان می‌دهد که گرایشات اخلاقی افراد، انگیزش و میزان تشخیص امکان رخداد تقلب عواملی هستند که به طور همزمان رابطه معناداری با گزارش دارند. بدین معنا که تشخیص شرایط مستعد تقلب به تنهایی نمی‌تواند عاملی برای گزارش این یافته محسوب گردد بلکه گرایش اخلاقی افراد و میزان انگیزش آنها نیز در این تصمیم موثر است. نمازی و ابراهیمی (۱۳۹۵) در این مورد بیان نمودند که عواملی نظیر عدالت سازمانی، نگرش در مورد گزارش گری، ویژگی های شخصیتی فعال، دین‌داری و شدت اخلاقی رابطه معناداری با قصد گزارش داخلی موارد

تقلب دارا می‌باشـــد و تأکید دارند که برنامه‌های آموزشـــی اخلاقی و برنامه‌های فرهنگی و دینی، اثر مثبت معناداری بر نگرش افراد در گزارش‌گری تقلب دارد.

ســـیفرت و همکاران (۲۰۱۰) نیز بیان می‌دارند گزارش موارد تقلب ممکن اســـت به افراد درون سازمانی و یا بیرون سازمانی انجام شود. گزارش داخلی تقلب این امکان را می‌دهد که قبل از افشـای عمومی‌امکان حل و بهبود داشـته باشـد (سـیفرت، ۲۰۰۶). از این رو سـاربینز آکسلی نیز از گزارش داخلی تقلب حمایت کرده و آن را ارجح می‌داند (SEC، ۲۰۱۰). نیر و میکلی (۱۹۸۵) گزارش موارد تقلب را به عنوان یک فرآیند دانسته و انگیزش برای دستیابی به هدف، قدرت و وابستگی را از عوامل مؤثر بر این فرآیند می‌دانند. مطابق با این تحقیقات، می‌توان فرآیند تصمیم‌گیری و قضاوت در خصوص تقلب را به عنوان یک فرآیند ساختار نیافته مطرح نمود که تحت تأثیر عوامل متعددی قرار می‌گیرد. همچنین می‌توان گفت تصمیم‌گیری در خصوص گزارش یافته‌های تقلب و یا موارد مستعد آن در هر دو سطح برون سازمانی و یا درون سازمانی از اهمیت خاصی برخوردار است و به بیان بهتر بدون شکل‌گیری گزارش، این فرآیند ابتر باقی خواهد ماند.

تحقیق حاضر نشان داد عوامل متعددی نظیر ویژگی‌های شخصیتی، گرایشات هدف‌گرا، دانش و تجربه، اخلاق و انگیزش، همگی در فرآیند تشـخیص عوامل ریسـک، قضـاوت در خصوص امکان رخداد تقلب و تصمیم گیری در مورد گزارش آن به درون یا بیرون سازمان موثر می‌باشند. در یک محیط مالی مدیر به عنوان مقام اجرایی شرکت و به عنوان کسی که مسئولیت استقرار کنترل‌های داخلی را در سازمان ایفا می‌نماید، نیازمند این است که توانایی تشخیص ریسکهای موجود در سازمان خود را داشته باشد و متناسب با آنها، نسبت به ارتقای محیط ســازمانی خود و کنترل‌های داخلی اقدام نماید. حســابرســان (داخلی و مســتقل) نیز می‌بایست قادر به شناسایی شرایط مستعد و تشخیص عوامل ریسک تقلب باشند تا علاوه بر تخمین مناسب ریسک حسابرسی، فرآیند حسابرسی و اعتباردهی را به بهترین شکل به انجام برسانند. حسابداران نیز به عنوان افرادی که به طور مستقیم در فرآیندهای مالی درگیر هستند و ایفای نقش می‌کنند، می‌بایست در تشخیص چنین شرایطی توانا باشند. بدیهی است عوامل موثر در این فرآیند، می‌تواند تحت تأثیر آموزش و یا محیط تقویت گردند. لذا یافته‌های این تحقیق علاوه بر نشـــان دادن عوامل پنهان موثر بر توانایی افراد در تشـــخیص موارد متخلفانه،

سعی دارد تا اهمیت و ضرورت دوره‌های آموز شی در خصوص تقلب برای دانشجویان و افراد حرفه را روشن نماید. این نتایج به سبب بررسی ویژگی‌های شخصیتی می‌تواند منجر به انجام آزمون‌های مرتبط جهت شناخت تیپ‌های شخصیتی مناسب برای مناصب حرفه ای نیز موثر واقع گردد.

تحقیق حاضر مشابه با هر تحقیق دیگری تحت تأثیر محدودیتهایی قرار گرفته است. به سبب گستردگی عوامل موثر بر فرآیند قضاوت و تصمیم گیری در حوزه تقلب و عدم امکان گنجاندن تمامی‌متغیرهای موثر در مدل معادلات ساختاری، سعی گردید تا عوامل مهم تر مد نظر قرار گیرد. مسلماً بررسی سایر عوامل که بر هر یک از مراحل این تحقیق موثر است خالی از لطف نخواهد بود. عواملی نظیر فرهنگ، دینداری، مثبت اندیشی و خوشبینی افراد و سایر متغیرهای اجتماعی، رفتاری و اخلاقی نیز می‌توانند در تحقیقاتی از این دست موثر واقع گردند. همچنین با توجه به اینکه در بخش آموزش بسیاری از متغیرهای کنونی را می‌توان در افراد کنترل و تقویت نمود، پیشنهاد می‌گردد با بهره گیری از نتایج این تحقیق آزمونهایی جهت بهبود فرآیند قضاوت و تصمیم‌گیری افراد در این حوزه طراحی و آزمون گردد. در این خصوص گریف (۲۰۱۶) پیشنهادهایی برای بهبود کیفیت قضاوت حسابرسان ارائه می‌نماید.

پی نوشت

۱	Association of Certified Fraud Examiners	۲	Representation letter
۳	structured	۴	Unstructured task
۵	Task- specific Knowledge	۶	Pattern recognition
۷	Knowledge structures	۸	interactions
۹	Learning goal orientation	۱۰	Performance goal orientation
۱۱	Goal orientation	۱۲	Social- cognitive approach
۱۳	self-efficacy	۱۴	Myers – Briggs type indicator
۱۵	Extraversion (E) or Introversion (I) Sensing (S) or Intuition (N) Thinking (T) or Feeling (F) Judging (J) or Perceiving (P)	۱۶	Big Five Traits of Personality
۱۷	Extraversion	۱۸	agreeableness
۱۹	conscientiousness	۲۰	Emotional stability

۲۱ Openness to experience
۲۲ The Association to Advance Collegiate Schools of Business
۲۳ Defining Issues Test
۲۴ ethics position questionnaire
۲۵ Goodness Of Fit

منابع

سازمان حسابرسی. (۱۳۹۴). استانداردهای حسابرسی. نشریه ۱۲۴. دریافت شده از سایت: https://audit.org.ir

مجلس شورای اسلامی. (۱۳۹۰). قانون ارتقا سلامت نظام اداری و مبارزه با فساد. دریافت شده از سایت:

/F-۱۱۶۰۹۰/۹۷۷۱۸https://www.ilo.org/dyn/natlex/docs/ELECTRONIC/ pdf .۹۷۷۱۸-L-۲۰۱۱/IRN-۱۵۵۴۴۸۷۰۳۱

نمازی، محمد و فهیمه ابراهیمی. (۱۳۹۵). مدل بندی و تعیین اولویت عوامل مؤثر بر قصد گزارش تقلب‌های مالی توسط حسابداران. *فصلنامه مطالعات تجربی حسابداری مالی*. سال دوازدهم. شماره ۴۹. صص ۱-۲۸.

AACSB International. (2004). Ethics Education in Business Schools. Received from: https://www.aacsb.edu/~/media/AACSB/Publications/research-reports/ethics-education. ashx

American Institute of Certified Public Accountants (AICPA) , Auditing Standard Board. (2002). Consideration of Fraud in Financial Statement Audit (super cedes SAS No. 82). *Statement on Auditing Standards*, No. 99.

Arrington,C. , & P. Reckers. (1985). Asocial- psychological investigation into perceptions of tax evasion. *Accounting & Business Research*, 15 (summer): 163-176 .

Ashton, A. (1991). Experience & error frequency knowledge as potential determinants of audit expertise. *The Accounting Review*, 66 (2): 218-239 .

Ashton, R. (1999). Enriching the “expertise paradigm” of accounting research: Conscientiousness, general cognitive ability & goal orientation. *Advances in Accounting Behavioral Research*, 2: 3-14 .

Association of Certified Fraud Examiners (ACFE). (2018). Report to the Nation on Occupational Fraud & Abuse. Received from: https://www.acfe.com/uploadedFiles/ACFE_Website/Content/rttn/2018/RTTN-Asia-Pacific-Edition. pdf

Audit organization. (1394). Standards of Auditing. Journal 124. Received from: https: //audit. org. ir (In Persian)

Barnett T. , K. Bass, G. Brown, & F. Hebert. (1998). Ethical ideology & the ethical judgments of marketing professionals. *Journal of Business Ethics*, 17 (7): 715- 723 .

Barrick, M. , & M. Mount, & T. Judge. (2001). Personality & performance at the beginning of the new millennium: What do we know & where do we go next?, *Personality & Performance*, 9 (1/2): 9-30 .

Barrick, M. , & M. Mount. (1991). The big- five personality dimensions & job performance: A meta-analysis. *Psychology*, 44 (1): 1-26 .

Bedard, J. C. & Graham, L. E. (2002). The effects of decision aid orientation on risk factor identification & audit test planning. *Auditing: A Journal of Practice & Theory*, 21 (2): 39- 56 .

Bonner, S. , & B. Lewis. (1990). Determinants of auditor expertise. *Journal of Accounting Research*, (Supplement): 1-28 .

Brennan, N. & J. Kelly. (2007). "A Study of Whistle-Blowing among Trainee Auditors", *British Accounting Review*, Vol. 39, pp. 61–87 .

Button, S. , J. Mathieu, & D. Zajac. (1996). Goal orientation in organizational research: A conceptual & empirical foundation. *Organizational Behavior & Human Decision Processes* ,67 (1): 26-48 .

Colbert, J. (1989). The effect of experience on auditors' judgment. *Journal of Accounting Literature*, 8: 106-136 .

Colquitt,J. , & M. Simmering. (1998). Conscientiousness, goal orientation & motivation to learn during the learning process: A longitudinal study. *Journal of Applied Psychology*, 83 (4): 654-665 .

De Groot, A. (1965). *Thought & Choice in Chess*. The Hague, Netherland: Mouton .

Dweck, C. (1986). Motivational processes affecting learning. *American Psychologist*, 41: 1040-1048 .

Elmer, N. , S. Renwick, & B. Malone. (1983). The relationship between moral reasoning & political orientation. *Journal of Personality & Social Psychology, 45 (5): 1073-1080 .*

Emily E. Griffith, Christine J. Nolder and Richard E. Petty. (2018) The Elaboration Likelihood Model: A Meta-Theory for Synthesizing

Auditor Judgment and Decision-Making Research. AUDITING: *A Journal of Practice & Theory* 37: 4, 169-186 .

Fisher, S. , & J. Ford. (1998). Differential effects of learner effort & goal orientation on two learning outcomes. *Personnel Psychology*, 51 (2): 397-420 .

Forsyth, D. (1980). A taxonomy of ethical ideologies. *Journal of Personality & Social Psychology*, 39 (July): 175-184 .

Glaser, R. , & M. Chi. (1988). *The Nature of Expertise*. Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum Associates .

Goldberg, L. (1992). The development of markers for the big five factor structure. *Psychological Assessment* ,4 (1): 26-42 .

Griffith, E. E. , Kadous, K. , & Young, D. (2016). How insights from the "new" JDM research can improve auditor judgment: Fundamental research questions and methodological advice. *Auditing: A Journal of Practice &* Theory, 35 (2) , 1-22.

Hurley, P. J. (2017). Ego depletion and auditors' busy season. Behavioral Research in Accounting, 29 (2) , 25-35.

Jodai, Hojat; Zafarghandi, Amir Mahda Vi; Tous, Maryam Danaye (2013). "*Motivation, Integrativeness , Organizational Influence, Anxiety, & English Achievement* ."

Kohlberg, L. (1984). *Essays on moral developmen*t. San Francisco: Harper & Row .

Lampe, J. (2004). Alternative personality measurement: Commentary on Accounting information systems research opportunities using personality type theory & the Myers – Briggs type indicator. *Journal of Information Systems*, 18 (1): 21-34 .

Libby, R. , & D. Frederick. (1990). Experience & the ability to explain audit findings. *Journal of Accounting Research* (Autumn): 348-367 .

McClelland, David C. & Eric W Johnson. (1984). *Learning to Achieve*. Glenview, Illinois: Scotti. Foresman & Co .

Morris, E. A. , P. R. Brooks & J. L. May. (2003). The relationship between achievement goal orientation & coping style: Traditional vs. nontraditional; college students. *College Student Journal* ,37 (1): 3-9 .

Namazi, M. , & Ebrahimi, F. (2016). Modeling & Prioritizing the Factors Affecting the Intention of Reporting Financial Fraud by Accountants.

Quarterly Journal of Empirical Financial Accounting Studies, 12 (49) , pp. 1-28. (In Persian)

Near, J. P. & M. P. Miceli (1985) , "Organizational Dissidence: The Case of Whistle-Blowing", *Journal of Business Ethics*, Vol. 4, No .

Parliament. (1390). The law on the promotion of the health of the administrative system and the fight against corruption. Received from: https://www.ilo.org/dyn/natlex/docs/ELECTRONIC/97718/116090/F-1554487031/IRN-2011-L-97718. pdf (In Persian)

Ponemon, L. (1993). Can ethics be taught in accounting?. *Journal of Accounting Education*, 11: 185-209 .

Potosky, D. , & H. V. Ramakrishna. (2002). The moderating role of updating climate perceptions in the relationship between goal orientation, self-efficacy, & job performance. *Human performance* ,15 (3): 275-297 .

Rest, J. (1979). *Development in judging moral issues.* Minneapolis: University of Minnesota Press .

Robertson, I. , H. Baron, P. Gibbons, R. Maciver, & G. Nyfield. (2000). Conscientiousness & managerial performance. *Journal of Occupational & Organizational Psychology*, 73: 171-180 .

Schlenker, B. , & d. Forsyth. (1977). On the ethics of Psychological research. *Journal of Experimental Social Psychology*, 13: 369-396 .

Schmidt, A. , & K. Ford. (2003). Learning with a learner control training environment: The interactive effects of goal orientation & metacognitive instruction on learning outcomes. *Personnel Psychology*, 56: 405-429 .

Schmidt, H. , & H. Boshuizen. (1993). On acquiring expertise in medicine. *Educational Psychology Review*, 5 (3): 205-221 .

Schultz, J. J. , Johnson, D. A. , Morris, D. and S. Dymes (1993) , "An Investigation of the reporting of Questionable Acts in an International Setting*", Journal of Accounting research,* Vol. 31, pp. 75-103. 1, pp. 1–16 .

Securities and Exchange Commission (SEC) , Release Nos. 33-9142; 4-62914, Internal Control over Financial Reporting in Exchange Act Periodic Reports of Non-Accelerated.

Seifert, D. L. (2006). *The Influence of Organizational Justice on the Perceived Likelihood of Whistle-Blowing, Doctoral Dissertation, Washington State University, Washington .*

Seijts, G. , G. Latham, K. Tasa, & B. Latham. (2004). Goal setting & goal orientation: An integration of two different yet related literatures. *Academy of Management Journal*, 47 (2): 227- 39 .

Shaub, M. , D. Finn, & P. Munter. (1993). The effects of auditors' ethical orientation on commitment & ethical sensitivity. *Behavioral Research in Accounting*, 5: 145- 169 .

Steers & D. Braunstein. (1976). "A Behaviorally Based Measure of Manifest Needs in Work Settings. " *Journal of Vocational Behavior*, Oct. 1976: 254 .

Tubbs, R. (1992). The effect of experience on the auditor's organization & amount of knowledge. *The Accounting Review*, 87 (4): 783-801 .

Willson, V. (1994). *Research methods for investigating problem-solving in science education.* In Towards a Cognitive Science Perspective for Scientific Problem Solving, edited by D. R. La. Voie. Washington, DC: National Association for Research in Science Teaching .

Wolk, C. , & L. Nikolai. (1997). Personality traits of accounting students & faculty: Comparisons & implications. *Journal of Accounting Education*, 15 (1): 1-17 .

Zweig, D. , & J. Webster. (2004). What are we measuring? An examination of the big-five personality traits, goal orientation, & performance intentions. *Personality & Individual Differences* ,36: 1693-1708 .

پژوهش‌های تجربی حسابداری

سال نهم، شماره ۳۳، پاییز ۱۳۹۸، صص ۳۰۱ - ۳۲۵

تأثیر ارتباطات سیاسی بر مسئولیت‌پذیری اجتماعی شرکت با تاکید بر رقابت بازار محصول

رسول برادران حسن زاده*، عیسی ابیضی **، رامین نامور***

تاریخ دریافت: ۹۶/۱۲/۲۶

تاریخ پذیرش: ۹۷/۰۴/۲۴

چکیده

مداخله دولت و حضور اشخاص سیاسی در هیات مدیره، می‌تواند تصمیم‌گیری شرکت و مسیر کسب‌وکار را متاثر سازد. بازار سهام باید کارایی اطلاعاتی را نمایان کند، بنابراین بایستی هرگونه ارزش ارتباطات سیاسی را در صورت وجود، بازتاب دهد. از این رو، هدف پژوهش حاضر بررسی تأثیر ارتباطات سیاسی بر مسئولیت‌پذیری اجتماعی شرکت با تاکید بر میزان رقابت در بازار محصول می‌باشد. در این راستا، تعداد ۶۰ شرکت برای دوره زمانی ۱۳۹۵-۱۳۹۰ انتخاب شده است. برای اندازه‌گیری مسئولیت‌پذیری اجتماعی از رتبه‌بندی مؤسسه پژوهشی کیندر، لیدنبرگ و دومینی استفاده شده است. هم‌چنین، فرضیه‌های پژوهش با استفاده از الگوی داده‌های ترکیبی آزمون شده است. نتایج نشان داد که افزایش ارتباطات سیاسی موجب افزایش تعهدات اجتماعی می‌شود و مدیران تمایل بیشتری به پاسخگویی دارند. همچنین شرکت‌ها با توجه به رقابت بازار محصول به دو گروه تقسیم شدند و نتایج نشان داد که تأثیر ارتباطات سیاسی بر مسئولیت‌پذیری اجتماعی برای شرکت‌هایی که محصولات آن‌ها در بازارهای رقابتی‌تر به فروش می‌رسد، مثبت است در حالی که چنین تأثیری برای شرکت‌های با رقابت بازار محصول پایین برقرار نیست. رقابت بیشتر عاملی موثر در افزایش مسئولیت پذیری اجتماعی است.

واژه‌های کلیدی: ارتباطات سیاسی، مسئولیت‌پذیری اجتماعی، رقابت بازار محصول.

طبقه بندی موضوعی: M41.

DOI: 10.22051/jera.2018.19587.1980

* دانشیار گروه حسابداری، واحد تبریز، دانشگاه آزاد اسلامی، تبریز، ایران، (drh313@gmail.com)

** دانشجوی دکتری حسابداری، واحد مرند، دانشگاه آزاد اسلامی، مرند، ایران، (نویسنده مسئول)، (abyaz.1362@gmail.com)

*** کارشناس ارشد مدیریت مالی، واحد بناب، دانشگاه آزاد اسلامی، بناب، ایران، (abyaz.1362@gmail.com)

مقدمه

ارتباطات سیاسی به معنای انتقال اطلاعات سیاسی از بخش‌های سیاسی به بخش‌های اجتماعی است و بر تعامل متقابل رسانه‌ها و سیاستمداران تاکید دارد. بنابر این تعریف ارتباطات برای تمام جنبه‌های رفتار سیاسی و اجتماعی دارای اهمیت است. بدون ارتباط نه سیاست و نه جامعه نمی‌تواند وجود داشته باشد. ارتباط عنصر ارتباط را عنصر«اعصاب حکومت» در مطالعات کلاسیک خود به نام کارل دویچ پویای نظام سیاسی است کانونی درک سیاسی می‌داند. مفهوم ارتباطات سیاسی در واقع نقش ارتباطات و رسانه در حوزه سیاست و قدرت است و بر تعامل میان سیاستمدارن و رسانه‌ها تاکید دارد (لی و وانگ، ۲۰۱۷).

شرکت‌ها می‌توانند منابع مورد نیاز را از طریق ارتباطات سیاسی بدست آورند تا به سودآوری بیشتر دست یابند. برای کسب پول ارتباطات سیاسی می‌تواند به شرکت‌ها کمک کند تا وام‌های بانکی را با سرعت بیشتری بدست آوردند. شرکت‌های سیاسی می‌توانند توانایی سرمایه‌گذاری را از طریق شناساندن کیفیت بالای شرکت، بهبود بخشند (هو، ۲۰۰۶). ارتباطات سیاسی به شرکت‌ها اجازه می‌دهد تا از مالیات‌های سنگین اجتناب کنند. بنابراین ارتباطات سیاسی موجب مورد منابع زیاد به شرکت می شود. برخی از محققان بیان می‌کنند که ارتباطات سیاسی موجب افزایش ارزش شرکت می شود و عملکرد شرکت را در دوره آتی بهبود می‌بخشد. همچنین برخی از محققان معتقدند که ارتباطات سیاسی موجب کاهش هزینه‌های نمایندگی می‌شود و در نتیجه عدم تقارن اطلاعاتی کاهش می‌یابد. وابستگی به دولت، تعهدات اجتماعی شرکت‌ها را بالا می‌برد و موجب می‌شود که شرکت‌ها توجه زیادی به مشتریان، کارکنان و سایر افراد ذینفع داشته باشند. به دلیل حمایت دولت، بهداشت ایمنی و حمایت از حقوق کارکنان در شرکت‌های دارای ارتباطات سیاسی وجود دارد. مدیران سیاسی به دلیل دسترسی بیشتر به منابع تلاش بیشتری در جهت رشد شرکت خواهند داشت. در نتیجه، مدیران سیاسی اهمیت زیادی به وضعیت تولید، نرخ دستمزد کارکنان، افزایش بهداشت، افزایش ایمنی کار خواهند داشت. بنابراین، استدلال می‌شود که شرکت‌های دارای روابط سیاسی، مسئولیت‌پذیری بیشتری در حوزه خدمات ایمنی، بهداشت، حمایت از تولیدات داخلی و... دارند (الدماری و اسماعیل، ۲۰۱۵).

ارتباطات سیاسی، عملکرد شرکت را از طریق کانال‌های مختلفی همچون تسهیل دسترسی به وام‌های بانکی و مواد اولیه، مقررات آسان و پرداخت مالیات سبک‌تر، بهبود می‌بخشند (لی و وانگ، ۲۰۱۷). بسیاری از محققان بیان کرده‌اند، ارتباطات سیاسی تأثیر مثبت بر روابط شرکت دارد (چانی و همکاران، ۲۰۱۱؛ دیانگ و همکاران، ۲۰۱۵؛ وانگ، ۲۰۱۵). چانی و همکاران (۲۰۱۱) معتقدند که به دلیل حمایت دولت در ارتباطات سیا سی، شرکت‌هایی که دارای روابط سیاسی هستند، محیط عملیاتی شفافی دارند، زیرا این شرکت‌ها نظارت و کنترل بیشتری به بخش مالی و عملیاتی دارند. در نتیجه کیفیت اطلاعات در شرکت‌های دارای اطلاعات سیاسی، بالاتر از سایر شرکت‌ها است. همچنین انتظار می‌رود ارتباط سیاسی و مسئولیت‌پذیری اجتماعی در شرکت‌های با رقابت بازار محصول مطلوب تر باشد. در شرکت هایی با رقابت‌پذیری بالا، شرکت‌ها دسترسی بیشتری به منابع دارند و می‌توانند کالاهای خود را با کیفیت بیشتری تولید کنند و در بازارهای جهانی به فروش برسانند. قدرت و نفوذ دولت موجب بهبود فرایند رقابت پذیری شرکت در تولید محصولات می‌شود. بنابراین شرکت هایی که دارای رقابت بالا هستند، باید توجه زیادی به تعهدات اجتماعی داشته باشند و در راستای شناساندن نام تجاری خود تلاش کنند. از این سوال پژوهش حاضر آیا ارتباطات سیاسی بر مسئولیت‌پذیری اجتماعی شرکت با تاکید بر رقابت بازار محصول در بورس اوراق بهادار تهران تأثیر دارد.

مبانی نظری و پیشینه پژوهش

شرکت‌ها تمایل زیادی به برقراری ارتباط نزدیک با دولت و سیاست‌مداران دارند. زیرا این روابط منافع زیادی نظیر امتیاز دسترسی به بازار، تخفیف‌های مالیاتی، دسترسی آسان‌تر به اعتبارات و یارانه‌های دولتی را در پی دارد، در عوض شرکت‌های دارای روابط سیاسی ممکن ا ست منافع به د ست آمده نا شی از این روابط را با سیا ست‌مداران تسهیم نمایند. این نوع بافت اقتصادی در سطح یک جامعه، اقتصاد مبتنی بر رابطه نامیده می شود. در نظام‌های اقتصادی مبتنی بر روابط، ارتباط سیا سی یک منبع مهم ارزش برای شرکت‌های دارای این روابط ا ست (لی و وانگ، ۲۰۱۷). شرکت‌های دارای ارتباطات سیا سی از منافع بودجه نرم بهره‌مند می‌گردند. بودجه نرم اشاره به جلب حمایت سیاسی و بهره مندی از مزایای این حمایت‌ها دارد. به نظر می‌رسد شرکت هایی که موفق می‌شوند حمایت‌های سیاسی را

جلب نمایند، وجوه نقد کمتری نگهداری می‌کنند. زیرا مدیران این گونه شـرکت‌ها یا می‌توانند نیازهای خود را با سـطح اعتباری بالاتری که نیاز به پرداخت سـریع وجه نقد ندارد، تهیه نمایند و یا در صـورت نیاز به منابع مالی، در زمان کوتاه تری به این منابع دسترسی خواهند داشت. از این رو، جلب حمایت سیاسی مانع نگهداشت وجه نقد زیاد در شرکت می‌شود (بوباکری و همکاران، ۲۰۱۲).

انتظار می‌رود که ارتباطات سـیاسـی، مسـئولیت اجتماعی را در شـرکت‌های ایرانی تحت تأثیر قرار دهد. مطابق تئوری نمایندگی بین مدیران و سرمایه گذاران تضاد منافع وجود دارد و مکانیزم‌های نظارتی باید در جهت کاهش تضادهای نمایندگی برقرار گردد. مدیران وابسته به دولت می‌توانند منافع گروه‌های مختلف ذینفع را همسـو کنند. بنابراین، حضـور آنها مشکلات بین سرمایه‌گذاران کوچک و بزرگ را کاهش می‌دهد و جریان اطلاعات به سمت استفاده‌کنندگان برون سازمانی را تسهیل می‌کند. ابتدا، به دلیل اینکه مدیران سیاسی احتمالاً وظایف محرمانه خود را با توجه به ترجیحات دولت تفسیر می‌کنند، بخش بزرگی از مدیران سیاسی در اعضای هیات مدیره، ممکن است تضاد منافع بین دولت به عنوان سهامدار کنترل کننده و سـرمایه‌گذاران بازار سـرمایه را کاهش دهند. در نتیجه این مدیران تمایل زیادی به افزایش مسـئولیت‌پذیری اجتماعی دارند (وانگ و همکاران، ۲۰۱۷). زیرا، شـرکت‌های دارای حمایت‌های سیاسی نسبت به فشارهای بازار و رقابت‌های معمول حساس نیستند. این شـرکت‌ها از ریسـک کمتری نسـبت به سـایر شـرکت‌ها برخوردار بوده و انتظارات سرمایه‌گذاران نسبت به نرخ بازده سرمایه‌گذاری نیز کمتر است. مسلماً این شرکت‌ها هنگام مواجهه با بحران‌های مالی از حمایت‌های مالی دولت برخوردار می‌شوند، از این رو احتمال ورشکستگی آن‌ها کمتر است و مسئولیت پاسخگویی بیشتری در قبال افراد ذینفع دارند.

در طول ۴۰ سـال گذشـته بحث‌های مختلفی درباره پیامدهای مسـئولیت‌پذیری اجتماعی شـرکت‌ها مطرح شـده اسـت. در حالی که برخی پژوهشـگران معتقدند که مسـئولیت‌پذیری اجتماعی بالا با عملکرد بهتر شـرکت، ارزش بالا، خطر مالی پایین، عدم تقارن اطلاعاتی پایین، دسـترسـی آسـان به منابع مالی و کاهش هزینه سـرمایه مرتبط اسـت (چو و همکاران، ۲۰۱۳). اما برخی دیگر اعتقاد دارند که فعالیت‌های مسئولیت‌پذیری اجتماعی منبع تضاد بین

ذی‌نفعان مختلف، کاهش منابع شـــرکت به دلیل هزینه‌های غیرضـــروری و به احتمال زیاد ایجاد نقطه ضعف رقابتی در مقایسه با شرکت‌های با مسئولیت پذیری اجتماعی پایین است.

رابطه بین مسئولیت‌پذیری اجتماعی شرکت‌ها و جنبه‌های مختلف محیط اطلاعاتی و کیفیت گزارشگری مالی در پژوهش‌های متعددی بررسی شده است. به عنوان نمونه، دالیوال و همکاران (۲۰۱۱) معتقدند که در شرکت‌های با عملکرد برتر در مسئولیت‌پذیری اجتماعی، گزارشگری مستقل مسئولیت اجتماعی شرکت‌ها (یک ساز و کار افشای داوطلبانه) محیط اطلاعاتی را بهبود می‌بخشد و هزینه سرمایه را کاهش می‌دهد. هم‌چنین، در محیط اطلاعاتی بهبود یافته، دالیوال و همکاران (۲۰۱۲) آثار افشای اطلاعات غیرمالی را مورد بررسی قرار داده و نشان دادند که افشای مسئولیت اجتماعی شرکت‌ها با دقت پیش‌بینی سود تحلیل‌گران مرتبط است و تأثیر آن در کشورهای با جهت‌گیری ذی‌نفعان و در شرکت‌های با شفافیت مالی کم‌تر، قوی‌تر است. کیم و همکاران (۲۰۱۲) با بررسی عملکرد مسئولیت اجتماعی بالا در محدودکردن مدیریت سود نشان دادند که در شرکت‌های با عملکرد مسئولیت اجتماعی قوی، دستکاری اقلام تعهدی یا مدیریت فعالیت‌های واقعی به وسیله مدیران کم‌تر است. هوی و همکاران (۲۰۱۳) رابطه بین مسئولیت‌پذیری اجتماعی و رفتار جسورانه مالیاتی را مورد بررسی قرار داده و نشان دادند که شرکت‌های با فعالیت‌های مسئولیت‌پذیری اجتماعی غیرمسئولانه، مالیات بیشتری را پرداخت می‌کنند. در این راستا، گائو و همکاران (۲۰۱۴) در پژوهشی گزارش کردند که مدیران آگاه در مورد مسئولیت‌پذیری اجتماعی، سودآوری کم‌تری نسبت به مدیران ناآگاه در مورد مسئولیت‌پذیری اجتماعی دارند. در حالی که نتایج پژوهش دانگ و همکاران (۷) نشان داد که دست‌یابی شرکت‌ها به سطوح بالای مسئولیت‌پذیری اجتماعی با فعالیت‌های ارزش‌آفرین و سرمایه‌گذاری‌های کارآمد همراه است. هم‌چنین، خواجوی و اعتمادی جوریابی (۱۳۹۴) با بررسی مسئولیت‌پذیری اجتماعی شرکت‌ها و گزارشگری آن عنوان کردند که گزارشگری مسئولیت‌های اجتماعی، ابزاری برای ارزیابی مسئولیت اجتماعی شرکت‌هاست و با استفاده از آن شرکت‌ها می‌توانند اقدامات خود را در جهت ارتقای کیفیت زندگی آحاد جامعه به اطلاع کلیه افراد جامعه و نهادهای ذی‌نفع برسانند.

آدم اسمیت در اقتصاد ملل بیان می‌کند که رقابت در بازار محصول ترکیبی از ساز وکار برتر برای تخصیص کارای منابع، و اثر کنترلی بر ایجاد منافع بیشتر و عدم ناکارآمدی مدیریت است. از نظر اقتصاددانان، رقابت در بازار محصول به کارایی بیشتر تولید و کاهش رکود مدیریتی منجر می شود؛ برای مثال، آلچین (۱۹۵۰)، استیگلر (۱۹۵۸) و هارت (۱۹۸۳) اشاره کرده‌اند که رقابت در بازار محصول به عنوان یک مکانیزم کنترلی در محدودکردن توانایی مدیریت در اسراف کردن منابع شرکت است. همچنین، رقابت در بازار محصول می‌تواند مشکل نمایندگی را کاهش دهد. از نظر آلن و گال (۲۰۰۰) رقابت در بازار محصول نقش اعمال کنترل را ایفا می‌کند. درحقیقت، رقابت به عنوان یک جانشین برای سازوکارهای حاکمیت شرکتی خارجی عمل می‌کند، یا در بعضی موارد مشکل نمایندگی را افزایش می‌دهد.

با توجه به نظر گاسپار و ماسا (۲۰۰۶) و سعت شرکت، که ارتباط نزدیکی با قدرت بازار دارد، موجب می شود که این شرکت‌ها قدرت چانه‌زنی بالایی در برابر عرضه‌کنندگان و یا مشتریان تجاری داشته باشند. بنابراین انتظار می‌رود که تأثیر ارتباطات سیاسی بر مسئولیت پذیری اجتماعی در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران موثر باشد. در روابط نمایندگی، هدف مالکان حداکثرسازی ثروت است، لذا به منظور دستیابی به این هدف، بر کار نماینده نظارت می‌کنند و عملکرد او را مورد ارزیابی قرار می‌دهند. اما زمانی که دولت در نقش مالک در رابطه نمایندگی قرار می‌گیرد، موضوع متفاوت خواهد بود، زیرا ممکن است اهداف سیاسی، بر هدف حداکثرسازی ثروت ترجیح داده شود (بوباکری و همکاران، ۲۰۱۴). همچنین به دلیل عدم حضور یک مالک انفرادی و خصوصی که از انگیزه لازم برای نظارت بر رفتار مدیران در شرکت‌های تحت حمایت سیاسی دولت برخوردار باشد، ارزیابی عملکرد شرکت و نظارت بر رفتار مدیران، بسیار کمرنگ است.

ریورت (۲۰۱۲) در پژوهشی تأثیر کیفیت گزارشگری مسئولیت‌پذیری اجتماعی بر هزینه سرمایه ۳۵ شرکت بزرگ اسپانیایی را در بازه‌ی زمانی ۲۰۰۸-۲۰۰۳ بررسی کرد. نتایج پژوهش وی نشان داد که بین رتبه‌بندی افشای مسئولیت‌پذیری اجتماعی شرکت و هزینه سرمایه رابطه منفی و معناداری وجود دارد. هم‌چنین، رابطه منفی بین کیفیت گزارشگری مسئولیت‌پذیری اجتماعی و هزینه سرمایه برای عملیات شرکت در صنایع حساس به

محیط‌زیست، شدیدتر است. بنابراین، گزارشگری مسئولیت‌پذیری اجتماعی بخشی از ابزار ارتباطی به منظور کاهش نامتقارنی اطلاعات بین مدیران و سرمایه‌گذاران است.

ارهمجمتز و همکاران (۲۰۱۳) در پژوهشی به بررسی عوامل مؤثر بر مسئولیت‌پذیری اجتماعی و تأثیر آن بر سیاست‌های سرمایه‌گذاری، راهبرد سازمان و عملکرد ۳۴۰۰ شرکت چینی در بازه‌ی زمانی ۲۰۰۷-۱۹۹۵ پرداختند. نتایج پژوهش آنان نشان داد که شرکت‌های با عملکرد بهتر، مخارج سرمایه‌گذاری بالاتر و سلامت مالی بهتر با احتمال بیشتری در فعالیت‌های مسئولیت‌پذیری اجتماعی درگیر می‌شوند. در حالی که شرکت‌های با خطر بالا، مسئولیت‌پذیری اجتماعی پایینی دارند. هم‌چنین، نقاط قوت مسئولیت اجتماعی شرکت‌ها با سرمایه‌گذاری مطلوب، راهبردهای سازمانی و عملکرد شرکت مرتبط است. در حالی که نقاط ضعف مسئولیت اجتماعی با اندازه شرکت‌های بزرگ رابطه منفی دارد. افزون براین، درک مسئولیت اجتماعی شرکت زمانی پایین‌تر است که انگیزه‌های پولی برای مدیران کم‌تر از سطح معیار است.

لینگ و همکاران (۲۰۱۶) تأثیر ارتباطات سیاسی بر تامین مالی خارجی، سرمایه‌گذاری شرکت و عملکرد مالی را مورد بررسی قرار دادند. نتایج نشان داد که ارتباطات سیاسی بطور منفی با بازده دارایی‌ها مرتبط است. علاوه براین، شرکت‌هایی با ارتباطات سیاسی قوی از طریق وام‌های بانکی بلندمدت تامین مالی می‌شوند و به احتمال زیاد این شرکت‌ها بیش سرمایه‌گذار هستند. نتایج کلی حاکی از آن است که رشد ارتباطات سیاسی می‌تواند موجب سرمایه‌گذاری پرریسک برای شرکت باشد.

سعید و همکاران (۲۰۱۶) تأثیر ارتباطات سیاسی بر عملکرد شرکت را مورد بررسی قرار دادند. نتایج آنها نشان داد که یک رابطه منفی بین ارتباطات سیاسی و عملکرد شرکت وجود دارد. آنها بیان می‌کنند که عملکرد شرکت‌های سیاسی در مقایسه با شرکت‌های غیر سیاسی به ترتیب حدود ۱۷ و ۱۵ درصد بر اساس بازده دارایی و بازده حقوق صاحبان سهام کمتر است.

لی و وانگ (۲۰۱۷) تأثیر ارتباطات سیاسی بر خطر سقوط قیمت سهام را در شرکت‌های چینی مورد بررسی قرار دادند. نتایج یافته‌های آنها نشان می‌دهد که مدیران سیاسی خطر

سقوط قیمت سهام را در شرکت‌هایی که بوسیله دولت کنترل می‌کند، تشدید می‌کنند. در مقابل، استخدام سیاست‌مداران به عنوان مدیران، بویژه مدیران وابسته به دولت مرکزی، به مدیران تحت کنترل شرکت‌های خصوصی کمک می‌کند تا خطر سقوط قیمت سهام را کاهش دهند. در نهایت آنها نشان می‌دهند که کیفیت خوب موسسات کمکی به کاهش ارتباط مثبت ارتباطات سیاسی و خطر سقوط قیمت سهام نمی‌کند.

وانگ و همکاران (۲۰۱۷) تأثیر توانایی مدیریت، ارتباطات سیاسی و گزارشگری مالی متقلبانه را در کشور چین مورد بررسی قرار دادند. نتایج نشان می‌دهد که افزایش توانایی مدیریت منجر به کاهش گزارشگری مالی متقلبانه می‌شود. همچنین ارتباطات سیاسی در شرکت‌ها می‌تواند تأثیر توانایی مالی بر احتمال تقلب صورت‌های مالی را تضعیف کند. در نهایت شواهد آشکار کرد که چنین روابطی عمدتاً در شرکت‌هایی غیردولتی مصداق دارد.

نیکومرام و همکاران (۱۳۹۲) اثر مدیریت سیاسی بر مدیریت سود را در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران مورد بررسی قرار دادند. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که بین مدیریت سیاسی و مدیریت سود رابطه‌ای مستقیم وجود دارد. به عبارت دیگر وجود مدیریت سیاسی در شرکت‌ها یکی از عوامل تأثیرگذار بر مدیریت سود می‌باشد. تغییر حسابرس، نوع حسابرس، شاخص سودآوری و نسبت بدهی از دیگر متغیرهایی هستند که با مدیریت سود رابطه‌ای معنی‌دار دارند. اما تغییر مدیریت، رشد فروش و اندازه شرکت رابطه‌ای با مدیریت سود ندارند.

فروغی و همکاران (۱۳۸۷) در پژوهشی به بررسی افشای اطلاعات حسابداری اجتماعی ۲۴۸ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در سال ۱۳۸۶ پرداختند. نتایج پژوهش آنان نشان داد که در صورت اختیاری‌بودن افشا چنین اطلاعاتی، مدیران تنها مایل به افشا اطلاعاتی هستند که تصویری مطلوب از شرکت ارائه می‌دهد. هم‌چنین، مدیران شرکت‌های ایرانی مایل به افشای اطلاعات مربوط به منافع اجتماعی و مسایل رفاهی کارکنان خود هستند اما برای افشای اطلاعات مربوط به هزینه‌های اجتماعی سازمان خود تمایل ندارند (۴۴).

رضایی و ویسی حصار (۱۳۹۳) در تحقیقی به بررسی اثر روابط سیاسی با دولت بر رابطه بین تمرکز مالکیت با کیفیت گزارشگری مالی و هزینه سهام عادی پرداختند و تعداد ۱۴۹

شرکت را در دوره زمانی ۱۳۸۱ تا ۱۳۹۲ بررسی نمودند. نتایج این تحقیق نشان داد که در شرکت‌هایی که ساختار مالکیت متمرکز است، کیفیت سود نیز بالا است، حال آنکه در شرکت‌های دارای روابط سیاسی گسترده با دولت که ساختار مالکیت متمرکزی دارند، کیفیت سود پایین است.

مهربانپور، جندقی قمی و محمدی (۱۳۹۶) اثر روابط سیاسی شرکت‌ها بربکارگیری معاملات غیرعادی با اشخاص وابسته را مورد بررسی قرار داد. نتایج پژوهش نشان داد که روابط سیاسی، بطور معناداری موجب کاهش اعطای اعتبار و فروش غیرعادی به اشخاص وابسته می‌شود. همچنین، بر اساس شواهد تجربی بدست آمده، روابط سیاسی، مدیریت سود از طریق اعطای اعتبار غیرعادی به اشخاص وابسته را بطور معناداری کاهش می‌دهد. با این وجود، روابط سیاسی تأثیر معناداری بر مدیریت سود از طریق فروش غیرعادی به اشخاص وابسته ندارد.

فرضیه‌های پژوهش

فرضیه اول: ارتباطات سیاسی بر مسئولیت پذیری اجتماعی تأثیر مثبت دارد.

فرضیه دوم: تأثیر مثبت ارتباطات سیاسی بر مسئولیت پذیری اجتماعی در شرکت‌های با رقابت بازار محصول بالا، بیشتر است.

روش پژوهش

این پژوهش کاربردی است. طرح پژوهش آن از نوع شبه‌تجربی و با استفاده از رویکرد پس‌رویدادی (از طریق اطلاعات گذشته) است. مبانی نظری و پیشینه پژوهش، به روش کتابخانه‌ای و داده‌های کمی مورد نیاز این پژوهش از صورت‌های مالی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران استخراج شده و برای جمع‌آوری اطلاعات در مورد مسئولیت‌پذیری اجتماعی از گزارش هیأت مدیره شامل گواهی‌های ایزو ۹۰۰۱ نظام مدیریت کیفیت، ایزو ۱۴۰۰۱ مدیریت زیست‌محیطی، استاندارد ۱۸۰۰۱ ایمنی و بهداشت شغلی استفاده شد. دلیل استفاده از این شخص‌ها آن است که همه ساله موسسه کیندر، لیدنبرگ و دومینی شرکت‌ها را بر اساس این شاخص‌ها رتبه بندی می‌کند تا میزان مسئولیت پذیری

اجتماعی این شرکت‌ها مشخص گردد. به همین دلیل این شاخص‌ها معیار مناسبی برای اندازه گیری مسئولیت پذیری اجتماعی شرکت محسوب می‌گردد.

جامعه‌آماری این پژوهش شامل کلیه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران است. به منظور انتخاب نمونه از بین شرکت‌های عضو جامعه‌آماری، شرکت‌هایی که حائز شرایط زیر بودند، برای بررسی انتخاب شدند و داده‌های آن‌ها در بازه‌ی زمانی ۱۳۹۵-۱۳۹۰ مورد آزمون قرار گرفت:

۱. اطلاعات مورد نیاز از جمله گزارش هیأت مدیره شرکت‌ها همراه با گزارش عملکرد مسئولیت اجتماعی در بازه‌ی زمانی ۱۳۹۵-۱۳۹۰ در دسترس باشد.

۲. با هدف یکنواختی در نوع و ماهیت فعالیت، شرکت‌ها از نوع سرمایه‌گذاری، واسطه‌گری مالی یا بانک‌ها و غیره نباشد.

۳. با هدف کنترل آثار زمانی و متغیرهای مداخله‌گر محیطی ناشی از شرایط زمانی، پایان سال مالی آن‌ها منتهی به ۲۹ اسفند باشد.

۴. قبل از سال ۱۳۹۰ در بورس اوراق بهادار تهران پذیرفته شده باشد.

با توجه به بررسی‌های انجام شده، تعداد ۶۰ شرکت در بازه‌ی زمانی مزبور حائز شرایط بالا بوده و به عنوان نمونه‌ی پژوهش انتخاب شد. داده‌ها با استفاده از نرم‌افزار اکسل نسخه ۲۰۱۰ آماده و سپس با استفاده از نرم‌افزار Eviews نسخه ۹ تجزیه و تحلیل شد.

مدل و متغیرهای پژوهش

در این پژوهش ارتباطات سیاسی به عنوان متغیر مستقل و مسئولیت پذیری اجتماعی به عنوان متغیر وابسته محسوب می‌شوند. رابطه ۱ مربوط به مدل آزمون فرضیه‌های پژوهش است به شرح زیر می‌باشد:

$$CSR\ Score_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 PCON_{i,t} + \beta_2 SIZE_{i,t} + \beta_3 MBV_{i,t} + \beta_4 LEV_{i,t} + \beta_5 ROA_{i,t} + \beta_6 TANG_{i,t} + e_{i,t}$$ رابطه ۱

که در آن:

CSR Score: نمره مسئولیت پذیری اجتماعی؛ PCON: ارتباطات سیاسی؛ SIZE: اندازه شرکت؛ MBV: فرصت‌های رشد؛ LEV؛ اهرم مالی؛ ROA: بازده دارایی؛ TANG: دارایی‌های مشهود

هر یک از متغیرها در بخش متغیرهای پژوهش توضیح داده شده است. مدل فرضیه دوم نیز همانند مدل فرضیه اول است با این تفاوت که شرکت‌ها به دو گروه با رقابت بازار محصول بالا و پایین تقسیم می‌شوند، پس از تقسیم بندی از رابطه ۱ استفاده می‌گردد.

متغیر مستقل (ارتباطات سیاسی): ارتباطات سیاسی یک متغیر مجازی با ارزش صفر و یک هست، به این صورت که به شرکت‌هایی که دارای ارتباطات سیاسی می‌باشند عدد یک و به مابقی شرکت‌ها صفر اختصاص یافته است. در این تحقیق جهت اندازه‌گیری ارتباطات سیاسی به پیروی از مطالعات انجام شده توسط فان و همکاران (۲۰۰۷) و لین و همکاران (۲۰۱۵) از دو معیار بدهی بلندمدت و نیز وجود اعضای هیئت‌مدیره وابسته به دولت به شرح زیر استفاده شده است:

نسبت بدهی‌های بلندمدت به کل بدهی‌ها در هر سال برای هر شرکت محاسبه شده است.

نسبت اعضای هیئت مدیره وابسته به دولتی یا نهادهای شبه دولتی به کل اعضاء هیئت مدیره در هر سال برای هر شرکت محاسبه شده است. اگر اعضای هیات مدیره شرکت‌های مورد بررسی، از اعضای دولتی نهادها و سازمان‌ها باشد، اعضای هیات مدیره وابسته به دولت محسوب می شود. این متغیر با بررسی دقیق یادداشت‌های همراه صورتهای مالی وگزارش هیات مدیره به مجمع عمومی از طریق شناسایی مدیرعامل، اعضای هیات مدیره، سهامداران عمده، اشخاص وابسته واشخاص در تعامل با شرکت‌های نمونه به انحای گوناگون، صورت پذیرفت.

شرکت‌هایی که نسبت بدهی‌های بلندمدت به کل بدهی‌های آنها و نیز نسبت اعضای هیئت مدیره وابسته به دولت به کل اعضاء هیئت مدیره آنها بیشتر از میانه سایر شرکت‌ها می‌باشد به عنوان شرکت‌های دارای روابط سیاسی می‌باشند و به آنها عدد یک اختصاص می‌یابد و مابقی شرکت‌ها عدد صفر اختصاص یافته است.

متغیر وابسته (مسئولیت‌پذیری اجتماعی)

مؤسسه پژوهشی کیندر، لیدنبرگ و دومینی هر ساله سازمان‌ها را بر اساس معیارهایی (معیارهای اجتماعی و زیست‌محیطی) رتبه‌بندی می‌کند. رتبه‌بندی این مؤسسه شامل ۱۳ موضوع از ابعاد مسئولیت‌پذیری اجتماعی شرکت است و به دو گروه موضوع‌های کیفی (۷ بُعد) و موضوع‌های بحث‌برانگیز کسب و کار (۶ بُعد) تقسیم می شود. هفت موضوع کیفی شامل جامعه، تنوع، روابط کارکنان، محیط‌زیست، ویژگی‌های محصول، حقوق انسانی و حاکمیت شرکتی است. شش موضوع کسب و کار عبارت است از: مشروبات الکلی، قمار، سلاح گرم، جنگ، انرژی هسته‌ای و مواد مخدر. موضوع‌های کیفی شامل رتبه‌های مثبت و منفی (نقاط قوت و ضعف) است. در این پژوهش نیز مطابق با پژوهش‌های بنلملیح و بیتر (۲۰۱۵) و مارتینز-کونسا و همکاران (۲۰۱۷) در محاسبه نمره‌ی کلی مسئولیت‌پذیری اجتماعی شاخص حاکمیت شرکتی حذف شد. بنابراین، نمره‌ی کلی مسئولیت‌پذیری اجتماعی بر اساس شش موضوع مسئولیت‌پذیری اجتماعی شرکت یعنی جامعه، تنوع، روابط کارکنان، محیط‌زیست، حقوق انسانی و ویژگی‌های محصول محاسبه شده است. از تفاوت نقاط قوت و نقاط ضعف نمره‌ی مربوط به هر بُعد بدست می‌آید. سرانجام، با جمع تمام این ابعاد یک نمره‌ی کلی برای مسئولیت‌پذیری اجتماعی بدست خواهد آمد. در صورت وجود هر نقطه ضعف یا نقطه قوت، یک و در صورت نبود صفر در نظر گرفته می شود. در نگاره شماره ۱ ابعاد مختلف مسئولیت‌پذیری اجتماعی ارائه شده است.

الگوی بکار گرفته شده در این پژوهش الگوی گسترده‌ای است که در پژوهش‌های ال‌گول و همکاران (۲۰۱۱) و گاس و روبرتز (۲۰۱۱) استفاده شده است. این الگو، یک الگوی کمی است که برای اندازه‌گیری مسئولیت‌پذیری اجتماعی شرکت‌ها به وسیله نهادهای رسمی در بسیاری از کشورها استفاده شده است و به شرح رابطه شماره ۱ در زیر است.

رابطه (۱)

$$\text{CSR Score} = \text{CSR_COM} + \text{CSR_DIV} + \text{CSR_EMPL} + \text{CSR_ENV} + \text{CSR_PRO} + \text{CSR_HUM}$$

که در رابطه بالا:

CSR Score: نمره‌ی کلی مسئولیت‌پذیری اجتماعی؛ CSR_COM: نمره‌ی افشای مشارکت اجتماعی؛ CSR_DIV: نمره‌ی افشای تنوع؛ CSR_EMPL: نمره‌ی افشای روابط کارکنان؛ CSR_ENV: نمره‌ی افشای محیط‌زیست؛ CSR_PRO: نمره‌ی افشای ویژگی‌های محصول و CSR_HUM: نمره‌ی افشای حقوق انسانی.

نگاره (۱): ابعاد کیفی مسئولیت‌پذیری اجتماعی

ابعاد مسئولیت اجتماعی	نقاط قوت	نقات ضعف
مشارکت اجتماعی (CSR_COM)	کمک‌های خیریه فعالیت‌های نوآورانه (کمک به سازمان‌های غیرانتفاعی) حمایت از مسکن حمایت تحصیلی برنامه‌های داوطلبانه	ضعف سرمایه‌گذاری تأثیر اقتصادی منفی فرار از مالیات
تعداد نقاط ضعف در موضوع‌های مربوط به مشارکت اجتماعی - تعداد نقاط قوت =		نمره افشا مشارکت اجتماعی
تنوع (CSR_DIV)	ارتقا- مدیر عامل اجرایی تعداد اعضای هیات مدیره اشتغال معلولین	پرداخت‌نکردن جریمه نداشتن نمایندگی
تعداد نقاط ضعف در موضوع‌های مربوط به تنوع - تعداد نقاط قوت = نمره افشا تنوع		
روابط کارکنان (CSR_EMPL)	روابط اتحادیه‌ها سیاست اخراج‌نکردن سهیم‌شده در سود نقدی مشارکت کارکنان مزایای بازنشستگی تقویت در بهداشت و ایمنی	کاهش نیروی کار دغدغه بهداشت و ایمنی
تعداد نقاط ضعف در موضوع‌های مربوط به روابط کارکنان - تعداد نقاط قوت =		نمره افشا روابط کارکنان
محیط‌زیست (CSR_ENV)	جلوگیری از آلودگی بازیافت زباله انرژی پاک	تولید زباله‌های خطرناک مشکلات قانونی مواد شیمیایی مخرب لایه اوزون

ابعاد مسئولیت اجتماعی	نقاط قوت	نقات ضعف
	ماشین‌آلات و تجهیزات	مواد شیمیایی کشاورزی تولید گازهای گلخانه‌ای تغیر آب و هوا
تعداد نقاط ضعف در موضوع‌های مربوط به محیط‌زیست - تعداد نقاط قوت = نمره		افشا محیط‌زیست
ویژگی‌های محصول (CSR_PRO)	کیفیت محصول ایمنی محصول	ضعف بازاریابی پرداخت جریمه برای ایمنی محصول پرداخت جریمه برای تبلیغات منفی
تعداد نقاط ضعف در موضوع‌های مربوط به ویژگی‌های محصول - تعداد نقاط قوت		= نمره افشا ویژگی‌های محصول
حقوق انسانی (CSR_HUM)	قدرت حقوق کارگری استخدام افراد بومی منطقه	دغدغه حقوق کارگری استخدام‌نکردن افراد بومی منطقه
تعداد نقاط ضعف در موضوع‌های مربوط به حقوق انسانی - تعداد نقاط قوت = نمره		افشا حقوق انسانی

متغیر تعدیل‌گر (رقابت در بازار محصـول): همانند پژوهش فی (۲۰۰۰) شـاخص هرفیندال هیرشمن به عنوان معیار سنجش رقابت در سطح صنعت به کار گرفته شده که به صورت رابطه ۲ محاسبه می‌شود:

$$\mathrm{HHI}_{i,t-1} = \sum_{i=1}^{N_j} \left(\mathrm{SALES}_{i,j} / \sum_{i=1}^{N_j} \mathrm{SALES}_{i,j} \right)^2 \qquad \text{رابطه (۲)}$$

که در این رابطه، $\mathrm{SALES}_{i,j}$ کل فروش شرکت i در صنعت j است. شاخص هرفیندال هیرشمن برای آن دسته از طبقات صنعت محاسبه شده که حداقل ۱۰ شرکت داشته باشند. این صـنایع شـامل صـنایع دارویی، شـیمیایی، سـیمان، ماشـین‌آلات و تجهیزات، خودرو و قطعات، فلزات اسـاسـی و کانه‌های فلزی هسـتند. درواقع، این شـاخص تمرکز صـنعت را اندازه‌گیری کرده و هرچه میزان آن بالاتر باشـد، بیانگر تمرکز بیشـتر و رقابت کمتر در صنعت است.

متغیرهای کنترلی

از متغیرهای کنترلی زیر برای جداسازی تأثیر ارتباطات سیاسی بر مسئولیت‌پذیری اجتماعی شرکت تحت شرایط رقابت بازار محصول استفاده می‌شود.

$SIZE_{i,t}$ (اندازه شرکت): لگاریتم طبیعی ارزش بازار حقوق صاحبان سهام در سال t

در شرکت‌هایی با اندازه بالا به دلیل تولید و درآمد بالا و همچنین در نظر گرفتن انتظارات اکثر افراد میزان مسئولیت‌پذیری اجتماعی بیشتر است و مدیران توجه بیشتری به منافع سهامداران دارند.

$MB_{i,t}$ (فرصت‌های رشد): نسبت ارزش بازار حقوق صاحبان سهام بر ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام در سال t

زمانی که فرصت‌های رشد بالا است ارزش بازار شرکت در حال رشد است و در چنین شرایطی سهامداران مختلفی جذب شرکت می‌شوند. به عقیده بنلملیح و بیتر (۲۰۱۵) بین فرصت‌های رشد و اهرم مالی ارتباط مثبت وجود دارد.

$LEV_{i,t}$ (اهرم مالی): نسبت کل بدهی‌ها بر کل دارایی‌ها در سال t

اهرم مالی بالا موجب ایجاد ریسک ورشکستگی می شود. اگر شرکت‌ها نتوانند اصل و فرع بدهی را در زمان تعیین شده پرداخت کنند دچار ریسک ورشکستگی می‌شوند. در نتیجه انتظار می‌رود این شرکت‌ها مسئولیت پذیری پایینی داشته باشند.

$ROA_{i,t}$ (بازده دارایی): نسبت سود عملیاتی بر کل دارایی‌ها در سال t

سودآوری یکی از عواملی است که موجب جذب سرمایه گذاران می‌شود، زیرا نشان دهنده عملکرد بهتر مدیران است. اگر بازده دارایی افزایش یابد نشان دهنده توجه بیشتر به منافع سهامداران است. بنابراین انتظار می‌رود بین بازده دارایی و مسئولیت پذیری اجتماعی ارتباط مثبت وجود دارد.

$TANG_{i,t}$ (دارایی‌های مشهود): نسبت اموال، ماشین‌آلات و تجهیزات بر کل دارایی‌ها در سال t

دارایی‌های مشهود نشان دهنده وضعیت با ثبات شرکت از لحاظ گسترش تولیدات و همچنین د ستیابی به بخش بی‌شتری از بازار ا ست. بنابراین وجود دارایی‌های ثابت عامل موثر بر مسئولیت پذیری اجتماعی است.

یافته‌های پژوهش

آمار توصیفی

میانگین نمره‌ی افشای مسئولیت‌پذیری اجتماعی برابر با ۳/۳۸۰ است که از طریق کسر نقاط قوت از نقاط ضعف عملکرد مسئولیت اجتماعی بدست آمده است. مقدار حداقل مسئولیت‌پذیری اجتماعی نشان می‌دهد که برخی شرکت‌های مورد بررسی، عملکرد مسئولیت‌پذیری اجتماعی ضعیفی دارند این نقاط ضعف می‌تواند به خاطر ضعف در مشارکت اجتماعی، حقوق انسانی، محیط زیست و... با شد. در حقیقت برخی از شرکت‌ها، تعهد پایینی در قبال ذینفعان داشتند. از آنجایی که این شرکت‌ها نقاط ضعف بیشتری در مقایسه با نقاط قوت داشته‌اند، مقادیر تعهد اجتماعی این شرکت‌ها بصورت اعداد منفی نمایان شده ا ست. میانگین و میانه شاخص رقابت در بازار محصول به ترتیب برابر ۰/۱۳۲ و ۰/۱۳۸ است. انحراف معیار رقابت در بازار محصول و فرصت‌های سرمایه‌گذاری برابر ۰/۰۴۷ و ۷/۰۳۵ است که نشان می‌دهد انحراف معیار رقابت در بازار محصول دارای کمترین پراکندگی و فرصت‌های سرمایه‌گذاری دارای بیشترین پراکندگی هستند.

نگاره (۲): آمار توصیفی متغیرهای پژوهش

نام متغیرها	مشاهدات	میانگین	انحراف معیار	حداقل	میانه	حداکثر
مسئولیت‌پذیری اجتماعی	۳۶۰	۳/۳۸۰	۲/۱۷۲	-۳/۴۹۲	۱/۶۲۱	۱۴
رقابت در بازار محصول	۳۶۰	۰/۱۳۲	۰/۰۴۷	۰/۱۰۱	۰/۱۳۸	۰/۱۶۸
اندازه شرکت	۳۶۰	۱۳/۸۹	۱/۵۸۶	۱۲/۸۵	۱۳/۶۵	۱۴/۵۸
فرصت‌های رشد	۳۶۰	۵/۸۸۷	۷/۰۳۵	۱/۶۷۱	۳/۱۶۶	۷/۲۶۷
اهرم مالی	۳۶۰	۰/۵۸۳	۰/۱۹۷	۰/۴۴۹	۰/۶۱۰	۰/۷۲۴
بازده دارایی	۳۶۰	۰/۱۳۴	۰/۱۳۷	۰/۰۴۸	۰/۱۱۴	۰/۲۰۶
سود تقسیمی	۳۶۰	۰/۶۰۰	۰/۴۲۵	۰/۳۸۰	۰/۶۸۹	۰/۸۵۵

برای تعیین الگوی مناسب برای تخمین مدل پژوهش از آزمون Fلیمر و هاسمن استفاده شد. نتایج نشان می‌دهد که برازش مدل پژوهش بصورت داده‌های پانلی به کمک مدل اثرهای ثابت انجام گرفته است.

آزمون هم خطی و نرمال بودن

هم‌خطی وضیعتی است که نشان می‌دهد متغیر مستقل تابعی خطی از سایر متغیرهای مستقل است. اگر در معادله رگرسیون هم‌خطی بالا باشد، به این معناست که بین متغیرهای مستقل همبستگی زیادی وجود دارد و ممکن است با وجود ضریب تعیین مدل از اعتبار برخوردار نباشد. در تمام آزمون‌ها، مقدار آمارهٔ VIF برای همه متغیرها کمتر از ۱۰ بود، بنابراین مشکل هم‌خطی بین متغیرهای مستقل پژوهش وجود نداشت. جهت نرمال بودن اجزای اخلال از آزمون جارک- برا استفاده شد. در تمام آزمون‌ها سطح معنی‌داری آماره جارک- برا بیشتر از ۵ درصد مشاهده گردید، بنابراین باقیمانده‌ها از توزیع نرمال برخوردار بودند.

آزمون ناهمسانی واریانس

از آزمون وایت به منظور آزمون ناهمسانی واریانس استفاده شده است. نتایج در نگاره شماره ۴ نشان داده شده است. از آنجایی که مقدار احتمال برای تمام فرضیه‌های پژوهش بیشتر از ۵ درصد است، بنابراین ناهمسانی واریانس وجود ندارد.

نگاره (۳): نتایج حاصل از آزمون وایت (آزمون ناهمسانی واریانس)

فرض H_0	فرضیه	مقدار آماره	احتمال	نتیجه
واریانس‌ها همسان است	مدل فرضیه اول	۱/۳۲۰	۰/۱۹۳	فرض H_0 پذیرفته می‌شود
	مدل فرضیه دوم با رقابت بازار محصول بالا	۱/۲۸۶	۰/۲۲۰	فرض H_0 پذیرفته می‌شود
	مدل فرضیه دوم با رقابت بازار محصول پایین	۱/۴۷۳	۰/۱۵۶	فرض H_0 پذیرفته می‌شود

نتایج نگاره ۴ نشـان می‌دهد ارتباطات سـیاسـی بر مسـئولیت‌پذیری اجتماعی تأثیر مثبت (۰/۱۱۱) و معنی‌داری (۰/۰۰۰) وجود دارد. بنابراین، افزایش ارتباطات سیاسی موجب ایجاد پاسخگویی از طرف مدیران شرکت می‌شود. ضریب تعیین تعدیل شده مدل‌های فرضیه اول نشان می‌دهد که ۶۲ در صد از تغییرات متغیر وابسته مسئولیت‌پذیری اجتماعی توسط متغیر مستقل و سایر متغیرها قابل تبیین است. آماره دوربین واتسون بین ۱/۵ و ۲/۵ بوده و می‌توان تایید نمود که خطاها یا تفاوت بین مقادیر واقعی و مقادیر پیش‌بینی شده به وسیله مدل‌های رگرسیون، از یکدیگرمستقل هستند. مقدار آماره F مدل‌ها و سطح احتمال آنها، بیانگر آن است که مدل‌های رگرسیونی چند متغیره مورد آزمون، در کل معنی‌دار است و می‌توان بر آن‌ها اتکا کرد. همچنین سـطح معنی‌داری آماره جارک - برا نشـان می‌دهد که اجزای خطا از توزیع نرمال برخوردارند.

نگاره (۴): نتایج آزمون فرضیه اول پژوهش

متغیر	مسئولیت پذیری اجتماعی		
	ضریب	آماره t	سطح معناداری
ضریب ثابت	-۱/۴۵۶	-۳/۶۵۷	۰/۰۰۰
ارتباطات سیاسی	۰/۱۱۱	۵/۳۳۶	۰/۰۰۰
اندازه شرکت	۰/۰۹۲	۳/۱۲۵	۰/۰۰۱
اهرم مالی	۰/۲۹۵	۱/۳۸۱	۰/۱۷۵
فرصت‌های رشد	۰/۰۰۶	۳/۸۲۴	۰/۰۰۰
بازده دارایی	۰/۹۰۸	۳/۱۰۹	۰/۰۰۱
سود تقسیمی	۰/۶۳۱	۲/۸۳۴	۰/۰۰۵
ضریب تعیین تعدیل شده	۰/۶۲۰		
دوربین-واتسون	۲/۰۵۲		
آماره F	۲۹/۴۲۶		
احتمال آماره F	۰/۰۰۰		
خودهمبستگی سریالی	۱/۳۳۸		
(سطح معنی داری)	(۰/۲۳۱)		
جارک - برا	۳/۲۵۲		
سطح معنی‌داری	۰/۱۸۳		

نتایج نگاره ۵ نشان می‌دهد ارتباطات سیاسی بر مسئولیت‌پذیری اجتماعی در شرکت هایی با رقابت بازار محصـــول بالا تأثیر مثبت (۰/۱۱۸) و معنی‌داری (۰/۰۰۰) وجود دارد. در حالی که ارتباطات سیا سی بر مسئولیت‌پذیری اجتماعی در شرکت هایی با رقابت بازار محصول پایین تأثیر معنی داری (۰/۰۹۰) ندارد. بدین معنا که مدیران ســـیاســـی عملکرد بهتری در شرکت‌های با رقابت بازار محصول بالا دارند. ضریب تعیین تعدیل شده مدل‌های فرضیه دوم نشـــان می‌دهد که به ترتیب ۲۸ و ۲۵/۷ درصـــد از تغییرات متغیر وابســـته مســـئولیت پذیری اجتماعی توسط متغیر مستقل و سایر متغیرها قابل تبیین است. آماره دوربین واتسون بین ۱/۵ و ۲/۵ بوده و می‌توان تایید نمود که خطاها یا تفاوت بین مقادیر واقعی و مقادیر پیش‌بینی شده به وسیله مدل‌های رگرسیون، از یکدیگرمستقل هستند.

نگاره (۵): نتایج آزمون فرضیه دوم پژوهش

	رقابت بازار محصول بالا			رقابت بازار محصول پایین		
	بتا	t	Sig	بتا	t	Sig
ضریب ثابت	-۰/۱۱۵	-۱/۶۷۶	۰/۰۹۴	-۰/۱۰۳	-۱/۳۴۲	۰/۱۸۰
ارتباطات سیاسی	۰/۱۱۸	۳/۵۲۸	۰/۰۰۰	۰/۰۶۴	۱/۶۹۲	۰/۰۹۱
بازده ماهانه سهام	۰/۱۶۰	۱/۳۷۰	۰/۱۷۱	۰/۴۴۱	۳/۳۸۴	۰/۰۰۱
اندازه شرکت	۰/۰۱۴	۳/۱۲۴	۰/۰۰۲	۰/۰۱۲	۲/۳۱۹	۰/۰۲۱
فرصت‌های رشد	۰/۰۰۴	۳/۲۹۳	۰/۰۰۱	۰/۰۰۴	۲/۲۳۵	۰/۰۰۱
اهرم مالی	-۰/۰۸۹	-۲/۲۳۷	۰/۰۲۶	-۰/۰۸۵	-۱/۹۱۳	۰/۰۵۶
بازده دارایی	-۰/۱۶۶	-۲/۷۵۸	۰/۰۰۶	-۰/۱۰۳	-۱/۵۲۵	۰/۱۲۸
سود تقسیمی	-۰/۰۴۷	-۲/۷۹۷	۰/۰۰۵	-۰/۰۴۰	-۲/۱۵۳	۰/۰۳۲
R^2 تعدیل شده	۰/۲۸۰			۰/۲۵۷		
دوربین واتسون	۱/۹۴۹			۱/۹۷۱		
F آماره	۱۲/۱۶۲			۱۰/۳۰۴		
احتمال آماره F	۰/۰۰۰			۰/۰۰۰		
جارک – برا	۱/۶۸۶			۰/۷۶۸		
سطح معنی‌داری	۰/۴۲۹			۰/۶۵۳		

در تحلیل رگرسیون بخصوص زمانی که متغیرها در طول یک فاصله زمانی مورد مطالعه قرار می‌گیرند ممکن است تغییر داده‌ها در طول زمان از الگوی خاصی پیروی کند برای تشخیص این الگو از آزمون دوربین واتسون استفاده می‌شود. مقدار آماره F مدل‌ها و سطح احتمال آنها، بیانگر آن است که مدل‌های رگرسیونی چند متغیره مورد آزمون، در کل معنی‌دار است و می‌توان بر آن‌ها اتکا کرد. همچنین سطح معنی‌داری آماره جارک - برا نشان می‌دهد که اجزای خطا از توزیع نرمال برخوردارند.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

روابط سیاسی به منظور بیان روابط نزدیک دولت و واحدهای تجاری استفاده می‌شود. برخورداری شرکت‌ها از روابط سیاسی می‌تواند منافعی از قبیل شرایط مناسب استقراض، کاهش هزینه‌های مالی، بهبود فرصت‌های رشد و کاهش احتمال وقوع ورشکستگی را به همراه داشته باشد. با این وجود، روابط سیاسی می‌تواند پیامدهایی مانند سودآوری و تقسیم سود کمتر، هزینه سرمایه کمتر و نیز جلوگیری از آسیب زدن به منافع سهامداران را موجب شود. از این رو هدف پژوهش حاضر بررسی تأثیر سیاست‌های ارتباطی بر مسئولیت پذیری اجتماعی در شرکت‌های با رقابت بازار محصول است. در این پژوهش دو فرضیه مطرح شد. فرضیه اول نشان داد که سیاست‌های ارتباطی تأثیر مثبت بر مسئولیت پذیری اجتماعی دارد. به طوری که مدیران سیاسی سعی می‌کنند تا تمام اطلاعات را به بازار برسانند و از طریق مسئولیت پذیری اجتماعی شرکت را مورد تاکید قرار دهند. این نتایج سازگار با تئوری علامت‌دهی است. این شرکت‌ها پاسخگویی بیشتری را در قبال ذینفعان دارند و سعی می‌کنند اقدامات خود را در جهت منافع سهامداران انجام دهند.. نتایج سازگار با یافته‌های لی و همکاران (۲۰۰۸)؛ بوباکر و همکاران (۲۰۱۴)؛ دیانگ و همکاران (۲۰۱۵)؛ لی و وانگ (۲۰۱۶) و وانگ و همکاران (۲۰۱۷) می‌باشد. همچنین شرکت‌های مورد بررسی به شرکت‌های با رقابت در بازار محصول بالا و پایین تقسیم شدند و تأثیر سیاست‌های ارتباطی بر خطر سقوط قیمت سهام بصورت مجزا در شرکت‌های با رقابت بازار محصول بالا و پایین صورت پذیرفت. نتایج نشان داد که تأثیر مثبت سیاست‌های ارتباطی بر مسئولیت‌پذیری اجتماعی در شرکت‌های با رقابت بازار محصول بالا، شدیدتر است در حالی که هیچ تأثیر معنی‌داری در شرکت‌های با رقابت بازار محصول پایین یافت نشد. در شرکت‌هایی که

رقابت در سطح بالایی می‌باشد، ارتباطات سیاسی موجب افزایش سطح افشای مسئولیت‌پذیری اجتماعی گردیده است که بیانگر فشار رقابتی بودن صنایع بر سطح افشای مسئولیت‌پذیری اجتماعی است. نتایج سازگار با یافته‌های لی و وانگ (۲۰۱۶) و وانگ و همکاران (۲۰۱۷) می‌باشد. به عقیده این محققان شرکت‌های دارای روابط سیاسی با دسترسی آسان به منابع، پاسخگویی بیشتری نسبت به ذینفعان دارند بنابراین مسئولیت پذیری بیشتری در قبال اشخاص ثالث دارند و سعی می‌کنند تصمیمات شرکت در راستای تصمیمات سهامداران و سرمایه گذاران باشد.

با توجه به موضوع پژوهش پیشنهادهای آتی به شرح زیر ارائه می‌شود:

۱) بررسی رابطه بین ارتباطات سیاسی و مسئولیت پذیری اجتماعی به تفکیک صنایع.

۲) پیشنهاد می‌شود که از سایر شاخص‌های ارتباطات سیاسی در بررسی این رابطه صورت گیرد.

۳) بررسی تأثیر هزینه‌های نمایندگی بر رابطه بین ارتباطات سیاسی بر مسئولیت پذیری اجتماعی

منابع

ابراهیمی، سید کاظم. بهرامی نسب، علی. حسن زاده، مهدی. (۱۳۹۶). واکاوی کیفیت گزارشگری مالی و اجتناب مالیاتی در پرتو مالکیت دولتی و ارتباطات سیاسی، مدیریت سازمان‌های دولتی، دوره ۵، شماره ۲، صص ۱۶۱-۱۵۱.

خواجوی، شکراله، اعتمادی جوریابی، مصطفی. (۱۳۹۴). مسئولیت اجتماعی شرکت‌ها و گزارشگری آن، حسابداری سلامت، ۴ (۲): ۱۰۴-۱۲۳.

رضایی، فرزین. ویسی حصار، ثریا. (۱۳۹۳). اثر روابط سیاسی با دولت بر رابطهٔ بین تمرکز مالکیت با کیفیت گزارشگری مالی و هزینهٔ سهام عادی، *بررسی‌های حسابداری و حسابرسی*، دوره ۲۱، شماره ۴، صص ۴۷۰-۴۴۹.

فروغی، داریوش. میرشمس شهشهانی، مرتضی. پورحسین، سمیه. (۱۳۸۷). نگرش مدیران درباره افشای اطلاعات حسابداری اجتماعی: شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، *بررسی‌های حسابداری و حسابرسی*، دوره ۱۵، شماره ۳، صص ۵۵-۷۰.

مهربانپور، محمدرضا. جندقی قمی، محمد. محمدی، منصور. (۱۳۹۶). بررسی اثر روابط سیاسی شرکت‌ها بربکارگیری معاملات غیرعادی با اشخاص وابسته، *حسابداری ارزشی و رفتاری*، ۲ (۳): ۱۴۷-۱۶۸.

نیکومرام، هاشم. بنی‌مهد، بهمن. رهنمای رودپشتی، فریدون. کیایی، علی. (۱۳۹۲). دیدگاه اقتصاد سیاسی و مدیریت سود، حسابداری سلامت، دوره ۶، شماره ۱۸، صص ۴۳-۳۱.

Al-dhamari R, Ku Ismail K N. (2015). Cash holdings, political connections, and earnings quality, *International Journal of Managerial Finance*, 11 (2) , 215- 231 .

Benlemlih, M. and M. Bitar (2016). "Corporate Social Responsibility and Investment Efficiency", *Journal of Business Ethics*, Vol. 133, pp. 1-25

Boubaker S, Mansali H, Rjiba H. (2014). Large controlling shareholders and stock price synchronicity .*Journal of Banking & Finance*, 40: 80–96 .

Chaney PK, Faccio M, Parsley D. (2011). The quality of accounting information in politically connected firms. Journal of Accounting and Economics, 51 (1–2): 58–76 .

Cho, S. ; Lee, Y. C. ; and R. J. Pfeiffer (2013). "Corporate Social Responsibility Performance and Information Asymmetry", *Journal of Accounting and Public Policy*, Vol. 32, No. 1, pp. 71-83 .

Dhaliwal, D. ; Li, O. ; Tsang, A. ; and A. G Yang (2011). "Voluntary Nonfinancial Disclosure and the Cost of Equity Capital: The Initiation of Corporate Social Responsibility Reporting", *The Accounting Review*, Vol. 86, No. 1, pp. 59-100 .

Dhaliwal, D. S. ; Radhakrishnan, S. ; Tsang, A. ; and Y. G. Yang (2012). "Nonfinancial Disclosure and Analyst Forecast Accuracy: International Evidence on Corporate Social Responsibility Disclosure", *The Accounting Review*, Vol. 87, No. 3, pp. 723-759 .

Ding S, Jia C, Wilson C, Wu Z. (2015). Political connections and agency conflicts: the roles of owner and manager political influence on executive compensation. *Review of Quantitative Finance and Accounting* 45 (2): 407–434 .

Ebrahimi, S. K, Bahraminasab, A. Hasanzadeh, M. (2017). The Analysis of Financial Reporting Quality and Tax Avoidance According to Governmental Ownership and Political Connections, *Journal Management System*, 5 (2): 61-76 (In Persian) .

Ebrahimi, S. K. Bahraminasab, A. Hasanzadeh, M. (2017). The´Analysis of Financial Reporting Quality and Tax Avoidance According to Governmental Ownership and Political Connections, Quarterly Journal of Public Organizations Management, 5 (2): 61-76. (in Persian) .

El Ghoul, S. ; Guedhami, O. ; Kwok, C. ; and D. Mishra (2011). "Does Corporate Social Responsibility Affect the Cost of Capital?", *Journal of Banking and Finance*, Vol. 35, No. 9, pp. 2388-2406 .

Erhemjamts, O. ; Li, Q. ; and A. Venkateswaran (2013). "Corporate Social Responsibility and Its Impact on Firms' Investment Policy, Organizational Structure, and Performance", *Journal of Business Ethics*, Vol. 118, No. 2, pp. 395-412 .

Fan JP, Wong TJ, Zhang T. (2007). Politically connected CEOs, corporate governance, and post-IPO performance of China's newly partially privatized firms. *Journal of Financial Economics*, 84 (2): 330–357 .

Fee, C. Edward and Charles J. Hadlock. (2000). Management Turnover and Product Market Competition: Empirical Evidence from the U. S. Newspaper Industry, *Journal of Business*, 73 (2): 205-43 .

Foroughi, D. Shahshahani, M. Pourhossein, S. (2008). Managements' Perceptions about Social Accounting Information Disclosures: Listed Companies in TSE, The Iranian Accounting and Auditing Review, 15 (3): 55-70 (in Persian) .

Frougi, D. Mirshams Shashahani, M. Pourhossein, S. (2006). Managements' Perceptions about Social Accounting Information Disclosures: Listed Companies in TSE, *Iranian Accounting and Auditing Review* 15 (3): 55-70 (in Persian .(

Gao, F. ; Lisic, L. L. ; and I. X. Zhang (2014). "Commitment to Social Good and Insider Trading", *Journal of Accounting and Economics*", Vol. 57, Nos. 2 and 3, pp. 149-175 .

Gaspar, J. M. and Massa, M. (2006). Idiosyncratic Volatility and Product Market Competition, *The Journal of Business*, 79 (6): 3125-3152 .

Goss, A. and G. S. Roberts (2011). "The Impact of Corporate Social Responsibility on the Cost of Bank Loans", *Journal of Banking and Finance*, Vol. 35, No. 7, pp. 1794-1810 .

Hoi, C. K. ; Wu, Q. ; and H. Zhang (2013). "Is Corporate Social Responsibility (CSR) Associated with Tax Avoidance? Evidence

from Irresponsible CSR Activities", *The Accounting Review*, Vol. 88, No. 6, pp. 2025-2059 .

Hou, K. and Robinson, D. T. (2006) , 'Industry Concentration and Average Stock Returns', *The Journal of Finance,* 61 (4): 1927-1956 .

Khajavi, Sh. and M. Etemadi Jowryabi (2015). Corporate Social Responsibility and Its Reporting, *Journal of Health Accounting*, 4 (2): 104-123 (In Persian) .

Khajavi, SH. Etemadi, M. (2015). Corporate Social Responsibility and Its Reporting, Quarterly Journal of Health Accounting, 4 (2): 104-123. (in Persian) .

Kim, Y. ; Park, M. S. ; and B. Wier (2012). "Is Earnings Quality Associated with Corporate Social Responsibility?", *The Accounting Review*, Vol. 87, No. 3, pp. 761-796 .

Lee, W. Wang, L. (2017). Do political connections affect stock price crash risk? Firm-level evidence from China, *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 48 (3): 643-676 .

Lin, K. J. , Karim, E. K. & Carter, C. (2015 .(Why does China's stock market have highly synchronous stock price movements? *An information supply perspective Advances in Accounting*, 31 (1) , 68-791 .

Ling, L. Xiaorong, Zh. Quanxi, L. Pingping, S. Haijian, Z. (2016). Political connections, overinvestments and firm performance: Evidence from Chinese listed real estate firms, *Finance Research Letters*, 18 (August): 328-333 .

Martinez-Conesa, I. ; Soto-Acosta, P. ; and M. P. Manzano (2017). "Corporate Social Responsibility and its Effect on Innovation and Firm Performance: An Empirical Research in SMEs", *Journal of Cleaner Production*, Vol. 142, No. 20. pp. 2374-2383 .

Mehrabanpour, M. R. Jandaghi Ghomi, M. Mohammadi, M. (2017). Political Connections and Abnormal Transactions by Related Parties, *Iranian journal of Value & Behavioral Accounting*, 2 (3): 147-168 (in Persian) .

Mehrabanpour, M. R. Jandaghi Ghomi, M. Mohammadi, M. (2017). Political Connections and Abnormal Transactions by Related Parties, Iranian journal of Value & Behavioral Accounting, 2 (3): 147-168. (in Persian) .

Nikomaram, H. Banimahd, B. Rahnamay Roodposhti, F. Kiyaei, A. (2013). Political economy perspective and earnings management, *Management Accounting*, 6 (3): 31-43 (in Persian).

Nikomaram, H. Banimahd, B. Rahnamay Roodposhti, F. Kiyaei, A. (2013). Political economy perspective and earnings management, Management Accounting, 6 (3): 31-43 (in Persian).

Revert, C. (2012). "The Impact of Better Corporate Social Responsibility Disclosure on the Cost of Equity Capital", *Corporate Social Responsibility and Environmental Management*, Vol. 19, No. 5, pp. 253-272 .

Rezaei, F. Weysihesar, S. (2014). The effect of political connections with the government on the relationship between ownership concentration with quality of financial reporting and the cost of equity capital, *The Iranian Accounting and Auditing Review*, 21 (4): 449-470 (in Persian).

Rezaei, F. Weysihesar, S. (2014). The effect of political connections with the government on the relationship between ownership concentration with quality of financial reporting and the cost of equity capital, The Iranian Accounting and Auditing Review, 21 (4): 449-470 (in Persian).

Saeed, A. Belghitr, Y. Clark, E. (2016). Do political connections affect firm performance? evidence from a developing country, *Journal Emerging Markets Finance and Trade*, 52 (8): 1879-1891 .

Wang L (2015) Protection or expropriation: politically connected independent directors in China. *Journal of Banking & Finance*, 55: 92–106 .

Wang, Zh. Chen, M. H. Chin, CH. Zhang, Q. (2017). Managerial ability, political connections, and fraudulent financial reporting in China, *Journal of Accounting and Public Policy*, 36 (2): 162-141.

پژوهش‌های تجربی حسابداری

سال نهم، شماره ۳۳، پاییز ۱۳۹۸، صص ۳۲۷ - ۳۵۱

اثر پراکندگی جغرافیایی بر مدیریت سود برپایهٔ اقلام تعهدی و مدیریت سود برپایهٔ فعالیتهای واقعی

مهدیه طاهری*، مجید عظیمی یانچشمه**

تاریخ دریافت: ۹۷/۰۲/۳۰

تاریخ پذیرش: ۹۷/۰۶/۱۰

چکیده

مدیریت سود به مداخله عمومی مدیریت در فرآیند تعیین سود که غالباً در راستای اهداف دلخواه مدیریت هست، اطلاق می‌گردد. در کتاب‌شناسی حسابداری، متداول‌ترین روش‌ها برای مدیریت کردن سود، مدیریت سود بر پایهٔ اقلام تعهدی و مدیریت سود بر پایهٔ فعالیت‌های واقعی است. پژوهش حاضر، به بررسی چگونگی اثرگذاری پراکندگی جغرافیایی یک شرکت بر گزینش‌های مدیریت سود از میان مدیریت سود بر پایهٔ فعالیت‌های واقعی و مدیریت سود بر پایهٔ اقلام تعهدی دنبال شده است. این پژوهش، ازلحاظ هدف، بنیادی تجربی و از لحاظ ماهیت، همبستگی است. جامعه آماری این پژوهش شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در بازهٔ زمانی سال‌های ۱۳۸۶ تا پایان ۱۳۹۴ است. برای جمع‌آوری اطلاعات و داده‌های مالی ۱۰۵ شرکت از صنایع مختلف، از روش نمونه‌گیری حذف سامانمند، کتابخانه‌ای و اسناد کاوی استفاده می‌شود. در راستای هدف پژوهش، دو فرضیه تدوین شد و با استفاده از مدل‌های رگرسیون چند متغیره و روش تی استیودنت، به آزمون هریک از فرضیه‌های پژوهش پرداخته شد. نتایج حاصل از پژوهش نشان داد، شرکت‌هایی که از نگاه جغرافیایی پراکنده‌اند در هم سنجی با شرکت‌های دیگر، سطح پایین‌تری از مدیریت سود بر پایهٔ اقلام تعهدی و هم‌چنین مدیریت سود بر پایهٔ فعالیت‌های واقعی را دارند.

واژه‌های کلیدی: سود، مدیریت سود، مدیریت سود بر پایهٔ اقلام تعهدی، مدیریت سود بر پایهٔ فعالیت‌های واقعی، پراکندگی جغرافیایی شرکت‌ها

طبقه‌بندی موضوعی: M41, G33, G32

DOI: 10.22051/jera.2018.19678.1984

* دانشجوی کارشناسی ارشد مؤسسه آموزش عالی غیردولتی غیرانتفاعی هشت‌بهشت واحد اصفهان، اصفهان، ایران، (نویسنده مسئول)، (Mahdieh.ta6162@gmail.com)

** استادیارگروه حسابداری دانشگاه آزاد مبارکه واحد اصفهان - ایران، (Azimimajid.yan@yahoo.com)

مقدمه

سود مهم‌ترین محصول سامانه حسابداری است که هدف اصلی آن فراهم آوردن اطلاعات لازم برای ارزیابی عملکرد واحد تجاری و توانایی پیش‌بینی جریان‌های نقدی آتی است. محاسبه سود حسابداری به‌عنوان معیاری برای ارزیابی عملکرد شرکت‌ها و یا اطلاعاتی که در محاسبه آن لحاظ می‌شود، به‌وسیله هیئت استانداردهای حسابداری مالی در بیانیه‌های مفهومی آن هیئت، مفاهیم نظری گزارشگری مالی ایران، مبانی نظری حسابداری و گزارشگری مالی ایران و درکل حسابداران حرفه‌ای و تحلیلگران و مفسران مالی همواره مورد تأکید قرار داشته است.

چندین سال است که مفهوم کیفیت سود مورد توجه دانشمندان حسابداری قرارگرفته است. بنابراین کیفیت سود از معیارهای با اهمیت در تصمیم‌گیری‌ها محسوب می‌گردد. از دیدگاه سرمایه‌گذاران، سود بی‌کیفیت ناخوشایند است و به دلیل آنکه رشد اقتصادی را از طریق تخصیص نابهینه سرمایه کاهش می‌دهد و ناکارا ست. سود باکیفیت ازآنجاکه خطر اطلاعات را کاهش می‌دهد به کاهش هزینه تأمین مالی از سهام‌داران و افزایش حجم معاملات می‌انجامد. تعاریف بسیاری از کیفیت سود در طول زمان ارائه‌شده است. برپایهٔ یکی از این تعاریف سودی باکیفیت است که مدیریت نشده باشد. تعریف دیگر سود دارای کیفیت را سودی می‌دانند که به جریان وجوه نقد نزدیک‌تر باشد (ساسان مهرانی، ۱۳۹۳).

یکی از روش‌هایی که گاهی اوقات برای آرایش اطلاع رسانی وضعیت مطلوب شرکت‌ها مورداستفاده قرار می‌گیرد، مدیریت سود هست.

با توجه به موارد ذکر شده، سؤال اصلی که این پژوهش به دنبال یافتن پاسخ آن می‌باشد، این است که چگونه پراکندگی جغرافیایی یک شرکت بر گزینش‌های مدیریت سود از میان مدیریت سود بر پایهٔ فعالیت‌های واقعی و مدیریت سود بر پایهٔ اقلام تعهدی اثر می‌گذارد؟ در پژوهش حاضر سعی بر این است که بفهمیم شرکت هایی که از نظر جغرافیایی پراکنده ترهستند گونه‌های مدیریت سودشان با شرکت هایی که پراکنده نیستند متفاوت است.

مبانی نظری و پیشینه پژوهش

مدیریت سود

مدیریت سود به مداخله عمومی مدیریت در فرآیند تعیین سود که غالباً در راستای اهداف دلخواه مدیریت هست، اطلاق می‌گردد (ویلدا و همکاران، ۲۰۰۱) مدیریت سود روشی است که توسط مدیریت جهت دست‌کاری داده‌ها به کار می‌رود. به‌عنوان مثال، هموار نمودن سود برای کسب اطمینان بیشتر سرمایه‌گذاران از پایداری سود، نمونه‌ای از دست‌کاری داده‌ها محسوب می‌شود. این قبیل اقدامات ممکن است داده‌های موجود در صورت‌های مالی را به میزان فراوان تحت تأثیر قرار دهد. راه‌های مختلفی وجود دارد که طی آن می‌توان از ثبت‌های دفتری در جهت مدیریت سود استفاده کرد. در بیشتر زمان‌ها از ثبت‌های نامشروع در دفترهای حسابداری به‌منظور سرپوش گذاشتن بر سوءاستفاده‌های مالی استفاده می‌شود، در سایر مواقع از ثبت‌ها به عنوان ابزاری برای مدیریت سود استفاده می‌شود. مدیریت شرکت در هنگام اعمال مدیریت سود، آشکارا می‌داند که هدف از این کار، نگهداری از منافع شرکت در مقابل صاحبان سود هست. حتی در موارد دیگر مدیریت سود به‌منظور کسب پاداش اختصاص یافته به مدیران به علت نگهداری هر چه بیشتر از شرکت در برابر صاحبان سود است.

هلی و والن (۱۹۹۹) بیان می‌کنند که مدیریت سود هنگامی رخ می‌دهد که مدیران از قضاوت‌های شخصی خود در گزار شگری مالی ا ستفاده کنند و ساختار معاملات را جهت تغییر گزارشگری مالی دست‌کاری نمایند. این هدف یا به‌قصد گمراه کردن برخی از صاحبان سود در خصوص عملکرد اقتصادی شرکت یا تأثیر بر نتایج قراردادهایی ا ست که انعقاد آن‌ها منوط به دستیابی به سود شخصی است.

شیپر (۱۹۸۹) مفهوم مدیریت سود را به این صورت تعریف می‌کند: مداخلهٔ عمدی در فرآیند گزارشگری مالی برای به دست آوردن سطح مورد انتظار سود یعنی با توجه به مقاصد و اهداف مختلف مدیریت، ممکن است سود افزایش و یا کاهش یابد یا هموار شود.

مدیریت سود بر پایهٔ اقلام تعهدی و بر پایهٔ فعالیت‌های واقعی

در کتاب‌شناسی حسابداری، متداول‌ترین روش‌ها برای مدیریت کردن سود، مدیریت سود بر پایهٔ اقلام تعهدی و مدیریت سود بر پایهٔ فعالیت‌های واقعی است. به اعتقاد دچو و اسکینر (۲۰۰۰) مدیریت سود بر پایهٔ اقلام تعهدی شامل انتخاب‌های حسابداری در چارچوب اصول پذیرفته شده‌ی حسابداری است که تلاش دارد عملکرد واقعی اقتصادی را مبهم نشان دهد. مدیریت سود بر پایهٔ اقلام تعهدی را مدیریت سود حسابداری نیز می‌گویند چراکه مدیران از طریق اقلام تعهدی اختیاری به آرایش ارقام حسابداری همساز باهدف‌های مطلوب خود می‌پردازند. به‌طورکلی این روش متأثر از انتخاب روش‌های حسابداری مناسب به‌وسیله مدیران، جهت دستیابی به سطوح مطلوب و موردنظر سود است. اقلام تعهدی را تفاوت بین سود حسابداری و جریان‌های نقدی عملیاتی می‌دانند. به بیان دیگر، تفاوت بین جریان‌های نقدی و زمان‌بندی شناخت معاملات است (علی‌آبادی و نوری فرد، ۱۳۸۸). در کتاب‌شناسی حسابداری اقلام تعهدی به دو نوع تفکیک شده است: اقلام تعهدی اختیاری و اقلام تعهدی غیر اختیاری. اقلام تعهدی اختیاری آن دسته از اقلام تعهدی هستند که مدیران می‌توانند آن‌ها را در چهارچوب اصول پذیرفته شده حسابداری دست‌کاری کنند، درحالی‌که اقلام تعهدی غیر اختیاری در کنترل مدیران واحد تجاری نیستند.

مدیریت سود بر پایهٔ فعالیت‌های واقعی زمانی رخ می‌دهد که مدیران فعالیت‌هایی را انجام می‌دهند تا برون داد سامانه حسابداری را تغییر دهند؛ این کار از راه دست‌کاری زمان‌بندی یا ساختار معاملات مالی انجام می‌شود (گانی، ۲۰۱۰). دست‌کاری فعالیت‌های واقعی، انحراف از روش‌های عادی عملیاتی بوده و باهدف رسیدن به آستانه‌های خاص سود انجام می‌شود. مدیریت سود بر پایهٔ فعالیت‌های واقعی از طرق مختلفی به وجود می‌آید که عبارتنداز: دست‌کاری هزینه‌های اختیاری (رویچودری، ۲۰۰۶)، تولید اضافی (توماس و ژانگ، ۲۰۰۲)، تخفیفات قیمتی فروش (یو، ۲۰۰۸)، تغییر زمان فروش دارایی‌ها (گانی، ۲۰۱۰)، فروش اوراق قابل معامله (هرمن و همکاران، ۲۰۰۳) که همگی به علت افزایش سود سازمان انجام می‌شود. معمولاً ارزیابی مدیریت سود بر پایهٔ فعالیت‌های واقعی، رفتار فرصت‌طلبانه را آشکار می‌کند و سرمایه‌گذاران، بی‌کفایتی در استفاده از منابع را خواهند دید و این نوع

مدیریت سود، یکی از پیامدهای مهم تضاد منافع بین سهامداران و مدیران است. (خیراللهی و همکاران، ۱۳۹۳)

مدیران سود را هم از راه اقلام تعهدی اختیاری و هم از راه فعالیت‌های واقعی دست‌کاری می‌کنند. به‌عبارت‌دیگر این دو، نقش مکمل داشته و مدیران از هر دو در کنار همدیگر جهت رسیدن به اهداف مدیریت سود استفاده می‌کنند. اما بین مدیریت سود بر پایهٔ اقلام تعهدی و مدیریت سود بر پایهٔ فعالیت‌های واقعی تفاوت‌هایی وجود دارد: اولاً مدیریت سود بر پایهٔ اقلام تعهدی از طریق انتخاب روش‌های حسابداری به‌وسیله مدیران صورت می‌گیرد و با تغییر در فعالیت‌های عملیاتی همراه نیست، درحالی‌که مدیریت سود بر پایهٔ فعالیت‌های واقعی با تغییر در عملیات اساسی به‌منظور تغییر سودهای دوره جاری صورت می‌گیرد (گانی، ۲۰۱۰)؛ ثانیاً انتخاب‌های حسابداری راجع به اقلام تعهدی به‌منظور مدیریت سود تعهدی خطا و احتمال کشف شدن بیشتری در بررسی‌های حسابرسی دارد درحالی‌که قضاوتی بودن مدیریت سود بر پایهٔ فعالیت‌های واقعی این احتمال را برای آن کاهش داده است (یو، ۲۰۰۸)، اما مهم‌ترین تفاوت بین مدیریت سود بر پایهٔ اقلام تعهدی و مدیریت سود بر پایهٔ فعالیت‌های واقعی، زمان مدیریت سود است (یو، ۲۰۰۸). اغلب مدیریت سود بر پایهٔ فعالیت‌های واقعی در طی دوره مالی اتفاق می‌افتد درحالی‌که مدیریت سود بر پایهٔ اقلام تعهدی در پایان دوره مالی به وقوع می‌پیوندد.

برقراری نوعی توازن میان گزینش‌های مدیران در پیوند با راه‌های جایگزین دست‌کاری در کتاب‌شناسی حسابداری جایگاه تازه‌ای یافته است؛ منظور از راه‌های جایگزین دست‌کاری، مدیریت سود بر پایهٔ اقلام تعهدی و مدیریت سود بر پایهٔ فعالیت‌های واقعی است. برخی از عوامل که بر راه‌های جایگزین مدیریت سود اثرگذار هستند، بدین شمارند، (۱) هزینه های نسبی قانون گذاری (کوهن و همکاران، ۲۰۰۸؛ کوهن و زاروین، ۲۰۱۰؛ جاگی و همکاران، ۲۰۰۹)، (۲) تقاضا برای علامت‌دهی (کودری و همکاران، ۲۰۱۲؛ ژائو و همکاران، ۲۰۱۲)، (۳) هزینه تأمین مالی از سهام‌داران (کیم و شان، ۲۰۱۳)، (۴) رفتارهای اخلاقی (گراهام و همکاران، ۲۰۰۵؛ ام سی گوری و همکاران، ۲۰۱۲)، و (۵) مسئولیت‌پذیری اجتماعی شرکت (الیسا، ۲۰۰۲؛ کیم و همکاران، ۲۰۱۲).

پراکندگی جغرافیایی

باوجودآنکه پژوهش‌های بسیاری دراین‌باره انجام‌شده است، دربارهٔ عناصر جغرافیایی اقتصادی شرکت‌ها پژوهش‌های کمتری انجام‌شده است. بسیاری از شرکت‌ها عملیات خود را فراتر از ناحیه فعالیت خود توسعه می‌دهند تا از دارایی‌های جغرافیایی هر منطقه ازجمله نیروی کار توانا، مرجع مشتری بزرگ‌تر، نزدیکی به منابع طبیعی، معافیت مالیاتی و غیره بهره‌مند شوند. پراکندگی جغرافیایی عبارتند از: درصورتی‌که شرکت‌ها، کارکردهای اصلی خارج از منطقه داشته باشند.

پراکندگی جغرافیایی در پیوند با ارزش شرکت (کانگ و کیم، ۲۰۰۸؛ گائو و همکاران، ۲۰۰۸)، بازده سهام (گارسیا و نورلی، ۲۰۱۲)، تأمین مالی و مدیریت سیاست‌گذاری شرکت (آلمازون و همکاران، ۲۰۱۰؛ بکر و همکاران، ۲۰۱۱؛ لاندیر و همکاران، ۲۰۰۹) نقش مهمی را ایفا می‌کند. جغرافیای اقتصادی شرکت‌ها بر نابرابری اطلاعاتی، شبکه‌های اجتماعی، شناخت سرمایه‌گذار و دیگر عوامل از این دست اثر می‌گذارد. در سازگاری با این کتاب‌شناسی، و به‌ویژه همراه با راه‌های تبیین شناخت سرمایه‌گذاران (مرتون، ۱۹۸۷؛ گارسیا و نورلی، ۲۰۱۲)، برخی براین باورند که پراکندگی جغرافیایی بر تصمیمات مدیریتی در پیوند با مدیریت سود اثرگذار است. شرکت‌های پراکنده از لحاظ جغرافیایی مدیریت سود بر پایهٔ فعالیت‌های واقعی را به مدیریت سود بر پایهٔ اقلام تعهدی ترجیح می‌دهند. این نتایج با تعیین شناخت سرمایه‌گذار سازگاری دارند، زیرا سرمایه‌گذارانی که مالک شرکت‌هایی هستند که ازنظر جغرافیایی پراکنده‌ترند بسیار گسترده هستند و ازاین‌رو، آن‌ها توجه بیشتری از سرمایه‌گذاران، رسانه‌ها، تحلیلگران و نهادهای مالی دریافت می‌کنند. اگر شرکت‌هایی که ازلحاظ جغرافیایی در روش مدیریت سود بر پایهٔ اقلام تعهدی درگیر شوند، مانند تغییر روش‌های حسابداری یا تخمین و برآوردها، آن‌ها بیشتر در معرض ناظران خارجی بوده به‌طور بالقوه احتمال بیشتری وجود دارد که به‌وسیله حسابرسان و قانون‌گذاران شناسایی شوند. درنتیجه شرکت‌های پراکنده ازلحاظ جغرافیایی تمایل دارند تا سطح پایین‌تری از مدیریت سود بر پایهٔ اقلام تعهدی را دا شته با شند. ازلحاظ مدیریت سود بر پایهٔ فعالیت‌های واقعی، شرکت‌ها میل بالاتری نسبت به دست‌کاری ارقام سود از طریق فعالیت‌های واقعی دارند و شاید به این خاطر است که مدیریت سود بر پایهٔ فعالیت‌های واقعی توجه و موشکافی

کمتری را از سوی حسابرسان و قانون‌گذاران نسبت به مدیریت سود تعهدی دریافت می‌کنند. سهم اصلی ما ارائه شواهد مستقیمی است که پراکندگی جغرافیایی شرکت ممکن است برقراری نوعی توازن بین مدیریت سود بر پایهٔ اقلام تعهدی و مدیریت سود بر پایهٔ فعالیت‌های واقعی را تحت تأثیر قرار دهد.

رویچودری (۲۰۰۶) در پژوهشی با عنوان مدیریت سود از طریق دست‌کاری فعالیت‌های واقعی به این نتیجه رسید که شرکت‌ها برای جلوگیری از گزارش زیان و ارائه حاشیه سود بهتر، از فعالیت‌هایی نظیر ارائه تخفیف‌های قیمتی به‌منظور افزایش فروش، تولید بیش‌ازاندازه برای کاهش بهای تمام‌شده کالای فروش رفته و کاهش هزینه‌های اختیاری استفاده می‌کنند.

کوهن و همکاران (۲۰۰۸) در پژوهشی به بررسی مدیریت سود از طریق اقلام تعهدی و فعالیت‌های واقعی، قبل و بعد از قانون ساربنیز آکسلی (۲۰۰۳) پرداختند. نتایج نشان داد که از سال ۱۹۸۷ تا ۲۰۰۳ مدیریت سود از طریق اقلام تعهدی افزایش داشته ولی بعد از تصویب قانون مذکور روند کاهش داشته است. در مقابل مدیریت سود از طریق فعالیت‌های واقعی، بعد از تصویب قانون افزایش چشم‌گیری داشته است. دلیل افزایش استفاده از مدیریت سود فعالیت‌های واقعی با این که بسیار پرهزینه است سخت‌تر بودن در تشخیص آن است.

گائو و همکاران (۲۰۰۸) در پژوهشی به بررسی اینکه آیا پراکندگی جغرافیایی ارزش شرکت را تحت تأثیر قرار می‌دهد پرداختند. بررسی‌های کلی بیانگر این بود که موقعیت جغرافیایی فعالیت‌های مشارکتی درواقع جزء ضروری سیاست‌های مشارکتی است و پیامدهای ارزیابی بازار مهمی دارد. تضاد منافع، یک تصمیم‌گیرنده مهم در تصمیم‌گیری‌های توسعه جغرافیایی هستند و نیز اینکه پراکنش جغرافیایی به‌صورت قابل‌توجهی اثرات منفی دارد. این نتایج همچنین شواهدی دال بر تعامل میان مدیریت مشارکتی و مدیریت سازمانی و تأثیر آن روی ارزش سرمایه‌دار در اختیار ما قرار می‌دهد. پراکنش جغرافیایی مشکلات را تشدید کرده و منجر به افت ارزش بیشتر می‌شود.

گارسیا و نورلی (۲۰۱۲) در پژوهشی با عنوان پراکندگی جغرافیایی و بازده سهام به این نتیجه رسیدند که بازده سهام شرکت‌های داخلی بسیار فراتر از بازده سهام شرکت‌هایی که از لحاظ جغرافیایی پراکنده‌اند، است.

شی و همکاران (۲۰۱۵) در پژوهشی به بررسی چگونگی اثرگذاری پراکندگی جغرافیایی یک شرکت برگزینش‌های مدیریت سود از میان مدیریت سود بر پایهٔ فعالیت‌های واقعی و مدیریت سود بر پایهٔ اقلام تعهدی پرداختند. نتایج نشان داد شرکت‌های پراکنده ازلحاظ جغرافیایی مدیریت سود بر پایهٔ فعالیت‌های واقعی را به مدیریت سود بر پایهٔ اقلام تعهدی ترجیح می‌دهند. این نتایج با تعیین شناخت سرمایه‌گذار سازگاری دارند.

پتیا و مارکو (۲۰۱۶) در تحقیقی به بررسی توانایی تحلیل گران اقتصادی در ارائهٔ پیش‌بینی‌های سود دقیق‌تر برای شرکت‌هایی که ازلحاظ جغرافیایی پراکنده‌اند، پرداختند. مدیران بیشتر تمایل به نزدیکی کارخانه‌های خود به مقر اصلی شرکت دارند تا کنترل و نظارت مطلوب‌تری بر تولید وجود داشته باشد. نتایج نشان داد که شرکت‌های پراکنده ازلحاظ جغرافیایی قابلیت مقایسه کمتر، مدیریت سود اختیاری بیشتر و گستردگی کمتر از رقبای صنعتی در بخش اطلاعات دارند و به‌احتمال‌زیاد اطلاعات بخش فروش را سالیانه و هر سه ماه یک‌بار بایگانی و با تأخیر بیان می‌کنند.

بهار مقدم و کوهی (۱۳۸۹) در پژوهشی به بررسی رابطه بین مدیریت سود و سودآوری آتی، کارا یا فرصت‌طلبانه بودن عمل مدیریت سود پرداختند. به‌طورکلی اگر مدیریت در فرایند انتقال اطلاعات خود به ذینفعان برون‌سازمانی در مورد توان سودآوری آتی شرکت از صلاحدید و قضاوت‌های شخصی استفاده، و سود را غربال کند، مدیریت سود کارا خواهد بود و اگر مدیریت از صلاحدید و قضاوت‌های شخصی در جهت منافع خود استفاده، و سود را تحریف کند، مدیریت سود فرصت‌طلبانه خواهد بود؛ به‌عبارت‌دیگر اگر درنتیجه اعمال مدیریت سود، ارزش شرکت افزایش یابد، مدیریت سود، کارا بوده است و در غیر این صورت مدیریت برای افزایش مطلوبیت شخصی خود به مدیریت سود اقدام کرده است. نتایج نشان داد که در بورس اوراق بهادار تهران، مدیریت سود به کارایی گرایش دارد.

انصاری و همکاران (۱۳۸۹) در پژوهشی با عنوان تأثیر دست‌کاری فعالیت‌های واقعی بر مدیریت سود تعهدی پرداختند. نتیجه این پژوهش حاکی از آن است که بین معیارهای دست‌کاری فعالیت‌های واقعی و مدیریت سود تعهدی ارتباط مستقیم و معنی‌دار وجود دارد. به‌عبارت‌دیگر، هرچقدر دست‌کاری فعالیت‌های واقعی بیشتر باشد، دست‌کاری اقلام تعهدی نیز در پایان دوره بیشتر خواهد بود.

رحمانی و رامشه (۱۳۹۲) در پژوهشی با عنوان رابطه‌ی جایگزینی میان مدیریت سود مبتنی بر اقلام تعهدی و مدیریت فعالیت‌های واقعی به این نتیجه رسیدند که مدیران بر مبنای هزینه‌های نسبی هریک از این دو روش مدیریت سود را بر اساس یک رابطه‌ی جایگزینی مورداستفاده قرار می‌دهند. به‌علاوه، مدیران بر اساس سطح مدیریت فعالیت‌های واقعی انجام شده طی سال، سطح مدیریت سود مبتنی بر اقلام تعهدی را تعدیل می‌کنند.

حیدرپور و طاهروردی (۱۳۹۳) در پژوهشی به بررسی رابطه بین مدیریت سود و کیفیت سود، حاکمیت شرکتی و کیفیت سود، مدیریت سود و حاکمیت شرکتی و کیفیت سود با حضور متغیرهای کنترل پرداختند. نتایج نشان داد که عامل کیفیت تعهدات، صرف ریسک با اهمیتی در شرکت‌های پذیرفته در بورس اوراق بهادار تهران ایجاد نمی‌کند و بنابراین در این بازار، عامل ریسک تعیین‌کننده قیمت نبوده و تغییر پذیری بازده های آتی را تبیین نمی‌کند. همچنین مدیریت سود و حاکمیت شرکتی بر کیفیت سود تأثیرگذار هستند.

مشایخی و حسین پور (۱۳۹۵) در پژوهشی با عنوان بررسی رابطه بین مدیریت سود واقعی و مدیریت سود تعهدی در شرکت‌های مشکوک به تقلب بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. نتایج نشان داد که مدیریت سود واقعی بر مدیریت سود تعهدی در شرکت‌های بورسی مشکوک به تقلب، در سطح اطمینان ۹۵ درصد، تأثیر منفی و معنی‌داری دارد.

با در نظر گرفتن مبانی نظری، پژوهش‌های گذشته ونتایج آن ها، می‌توان فرضیه‌های این پژوهش را به شرح زیر تدوین کرد:

فرضیه یکم: شرکت‌هایی که از نگاه جغرافیایی پراکنده‌اند، سطح پایین‌تری از مدیریت سود بر پایهٔ اقلام تعهدی در همسنجی با شرکت‌های دیگر دارند.

فرضیه دوم: شرکت‌هایی که از نگاه جغرافیایی پراکنده‌اند، سطح بالاتری از مدیریت سودبرپایهٔ فعالیت‌های واقعی در همسنجی با شرکت‌های دیگر دارند.

روش پژوهش

جامعه و نمونه‌ی آماری

جامعه آماری این پژوهش شـرکت‌های پذیرفته‌شـده در بورس اوراق بهادار تهران در بازۀ زمانی سال‌های ۱۳۸۶ تا پایان ۱۳۹۴ ا ست. در این پژوهش برای نمونه‌گیری از روش حذف سامانمند استفاده شده است.

۱. از شرکت‌های مالی (شامل سرمایه‌گذاری، واسطه‌گری‌مالی، خدماتی، و لیزینگ) نباشند.
۲. به لحاظ افزایش قابلیت مقایسه، سال مالی آن‌ها منتهی به پایان ا سفندماه با شد و در بازۀ زمانی پژوهش تغییر سال مالی نداده باشند.
۳. سهام آن‌ها بیش از شش ماه توقف معامله نداشته باشد.
۴. کلیه اطلاعات موردنیاز آن‌ها در دسترس باشد.

پس از بررسی شرکت‌ها باتوجه به ویژگی‌های مذکور، تعداد ۱۰۵ شرکت به عنوان نمونۀ مورد مطالعۀ این پژوهش انتخاب شد.

روش و ابزار گردآوری، آماده‌سازی و تحلیل داده‌ها

در این پژوهش در حوزه کاری تدوین مبانی نظری و مروری بر پژوهش های پیشـین از روش کتابخانه‌ای اسـتفاده خواهد شـد. با مراجعه به کتابخانه‌ها و جسـتجو در کتاب‌ها، نشریه‌ها، مجله‌ها و وبگاه‌ها از طریق برگه یادداشت اطلاعات موردنیاز جمع‌آوری می شود. در حوزه‌کاری گردآوری داده‌ها برای سنجش متغیرها از روش ا سنادکاوی ا ستفاده خواهد شد. برای این‌کار از صورت‌های مالی شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران و نرم‌افزار ره‌آورد نوین و اکسل اطلاعات موردنیاز استخراج می‌شود. در حوزه کاری آزمون فرضـیه‌ها از روش رگرسـیون خطی چندمتغیره و برای این کار از نرم‌افزار ای‌ویوز اسـتفاده خواهد شـد. در این پژوهش‌از تحلیل رگرسـیون با اسـتفاده از داده‌های ترکیبی، برای آزمون فرضیه استفاده می‌شود.

آزمون فرضیه ها

فرضیه اول این پژوهش با کاربست مدل (۴) آزمون می‌شود:

$$ABSDA = \beta_0 + \beta_1 GD + \beta_2 RM + \sum_{j=1}^{10} \beta_j \ Control + u$$ مدل (۴)

ABSDA: اقلام تعهدی اختیاری

GD: پراکندگی جغرافیایی، اگر شرکتی دارای شعبه و بخش باشد برابر یک است در غیر این صورت صفر.

RM: مدیریت سود واقعی

$Control$: متغیرهای کنترل

اگر ضریب β_1 برپایهٔ آزمون تی استیودنت منفی ومعنادار باشد، این فرضیه پذیرفته می‌شود.

فرضیه دوم این پژوهش با کاربست مدل (۵) آزمون می‌شود:

$$RM = \beta_0 + \beta_1 GD + \sum_{j=1}^{10} \beta_j \ Control + u$$ مدل (۵)

اگر ضریب β_1 بر پایهٔ آزمون تی استیودنت مثبت ومعنادار باشد، این فرضیه پذیرفته می‌شود.

تبیین و اندازه‌گیری متغیرهای پژوهش

متغیرهای این پژوهش شامل متغیرهای وابسته، مستقل و کنترل است که در ادامه به توصیف آن‌ها می‌پردازیم.

متغیرهای وابسته

متغیرهای وابسته در این پژوهش شامل مدیریت سود تعهدی و مدیریت سود واقعی است که به شرح ادامه سنجیده می‌شوند:

مدیریت سود تعهدی: به‌منظور سنجش این متغیر از مدل (۱) که همان مدل تعدیل‌شدهٔ جونز (۱۹۹۱) است استفاده می‌شود:

مدل (۱)

$$TA_{it}/A_{it-1} = \alpha_1 (1/A_{it-1}) + \alpha_2 (\Delta REV_{it}/A_{it-1}) + \alpha_3 (TFA_{it}/A_{it-1}) + \varepsilon_{it}$$

که در آن:

TA_{it}: کل اقلام تعهدی شرکت i درسال t (تفاوت بین سودعملیاتی و جریان‌های نقد عملیاتی).

A_{it-1}: دارایی‌های شرکت i در سال t-1.

ΔREV_{it}: تغییر درفروش خالص و درآمد ارائه خدمات شرکت i در سال t.

TFA_{it}: دارایی‌های ثابت مشهود (ناخالص) شرکت i در سال t.

ε_{it}: جزء خطا برای شرکت i در سالt.

قدر مطلق پسماند این مدل بیانگر اقلام تعهدی اختیاری یا مدیریت سود تعهدی است.

مدیریت سود واقعی: برای سنجش این متغیر دو معیار دست‌کاری فعالیت‌های واقعی به شرح رابطهٔ (۱) باهم جمع می‌شود. این دو معیار عبارتند از: (۱) بهایان غیرعادی تولید، و (۲) هزینه‌های غیرعادی اختیاری.

$$\mathrm{RM} = \mathrm{ABPROD} + \mathrm{ABEXP} \qquad \text{رابطه (۱)}$$

که در آن:

RM: مدیریت سود واقعی.

$ABPROD$: بهایان غیرعادی تولید.

$ABEXP$: هزینه‌های غیرعادی اختیاری.

به‌منظور سنجش بهایان غیرعادی تولید از پسماند مدل (۲) استفاده می‌شود:

مدل (۲)

$$PROD_t/A_{t-1} = \alpha_0 + \alpha_1 (1/A_{t-1}) + \alpha_2 (S_t/A_{t-1}) + \alpha_3 (\Delta S_t/A_{t-1}) + \alpha_4 (S_{t-1}/A_{t-1}) + \varepsilon_t$$

که در آن:

$PROD_t$: بهای تمام‌شده کالای فروش رفته به‌علاوه موجودی کالای ساخته‌شده آخر دوره منهای موجودی کالای ساخته‌شده اول دوره.

A_{t-1} : دارایی‌های شرکت i درسال t-1.

S_t : فروش خالص و درآمد ارائه خدمات شرکت i در سال t.

ΔS_t : تغییر درفروش خالص و درآمد ارائه خدمات شرکت i در سالt.

به‌منظور سنجش هزینه‌های غیرعادی اختیاری از پسماند مدل (۳) استفاده می‌شود:

$$DISEXP_t/A_{t-1} = \alpha_0 + \alpha_1 (1/A_{t-1}) + \alpha_2 (S_t/A_{t-1}) + \varepsilon_t \qquad \text{مدل (۳)}$$

که در آن:

$DISEXP_t$: هزینه‌های تحقیق و تو سعه، هزینه‌های تبلیغات، و هزینه‌های عمومی و فروش سال t.

A_{t-1} :دارایی‌های شرکت i درسال t-1.

S_t : فروش خالص و درآمد ارائه خدمات شرکت i در سال t.

متغیر مستقل

متغیر مستقل این پژوهش پراکندگی جغرافیایی شرکت است. فرض بر این است که اگر شرکتی دارای شعبه و بخش باشد دارای پراکندگی است.

متغیرهای کنترل

متغیرهای کنترل این پژوهش به شرح زیر است:

- **اندازه** شرکت: لگاریتم طبیعی جمع دارایی‌ها
- فرصت رشد: برابر است با تغییر درفروش خالص و درآمد ارائه خدمات سال جاری تقسیم‌بر فروش خالص و درآمد ارائه خدمات سال قبل.

- نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری سهام عادی
- بازده دارایی‌ها تعدیل شدهٔ به‌واسطهٔ صنعت: در گام نخست بازده دارایی‌های هر شرکت از طریق تقسیم سود عملیاتی به متوسط دارایی‌ها حساب می شود؛ آنگاه در هر صنعت این بازده‌ها به ترتیب صعودی یا نزولی مرتب می شود و میانه آن‌ها را انتخاب و بازده هر شرکت بر میانه تقسیم می شود و از عدد یک کم می شود. اگر حاصل کار صفر باشد، بدین معناست که بازده شرکت با میانه صنعت برابر است؛ اگر مثبت باشد، بازده شرکت از میانه صنعت کمتر است و درنهایت اگر منفی باشد، بازده شرکت از میانه صنعت بیشتر است.
- اهرم مالی: برابر است با بدهی‌ها تقسیم‌بر دارایی‌ها.
- سن شرکت: از طریق بازده زمانی بین زمان تأسیس شرکت تا سال موردنظر.
- دارایی خالص عملیاتی: دارایی‌های خالص عملیاتی مساوی است با دارایی‌های عملیاتی منهای بدهی‌های عملیاتی؛ دارایی‌های عملیاتی مساوی است با دارایی‌ها منهای وجوه نقد و سرمایه‌گذاری‌های کوتاه‌مدت و سرمایه‌گذاری‌های بلندمدت (به‌جز سرمایه‌گذاری‌هایی که روش حسابداری آن‌ها روش حقوق مالی باشد)؛ بدهی‌های عملیاتی مساوی بدهی‌ها منهای تسهیلات مالی دریافتی کوتاه‌مدت و بلندمدت.
- چرخه عملیات: مجموع متوسط دوره وصول حساب‌ها و اسناد دریافتنی تجاری و متوسط دوره‌فروش موجودی‌های مواد و کالا.
- اندازهٔ مؤسسهٔ حسابرسی: چنانچه حسابرس شرکت سازمان حسابرسی و مؤسسهٔ مفید راهبر باشد، از نگاه اندازه، بزرگ به شمار می‌آید.
- طول دوره‌ی تصدی حسابرس: اگر دورهٔ تصدی حسابرس شرکت از میانهٔ دورهٔ تصدی حسابرسان شرکت‌های عضو نمونه بیشتر باشد، این دوره طولانی به شمار می‌آید.

یافته‌های پژوهش

تجزیه و تحلیل توصیفی داده ها

در ابتدا آماره‌های توصیفی داده‌های تحت مطالعه محاسبه می‌گردد. نگاره (۱) آمار توصیفی متغیرهای مدل را نشان می‌دهد که شامل اطلاعات مربوط به میانگین، میانه، بیشینه وکمینه، چولگی و کشیدگی و... است.

اصلی ترین شاخص مرکزی، میانگین است که نشان دهنده نقطه تعادل و مرکز ثقل توزیع است و شاخص خوبی برای نشان دادن مرکزیت داده هاست. برای مثال مقدار میانگین برای متغیر اقلام تعهدی اختیاری برابر با ۰/۱۵۲ می‌باشد که نشان می دهد بیشتر داده‌ها حول این نقطه تمرکز یافته اند. میانه یکی دیگر از شاخص‌های مرکزی می‌باشد که وضعیت جامعه را نشان می‌دهد. همانطور که مشاهده می شود میانه این متغیر ۰/۰۹۹ 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 مهم ترین پارامترهای پراکندگی، انحراف معیار است. در بین متغیرها، اقلام تعهدی اختیاری کمترین و فروش خالص و درآمد ارائه خدمات بیشترین میزان پراکندگی را دارا می‌باشند. که نشان می‌دهد این دو متغیر به ترتیب کمترین و بیشترین میزان تغییرات را دارا می‌باشند.

نگاره (۱): آمار توصیفی متغیرهای پژوهش

نام متغیر	نماد	میانگین	میانه	بیشینه	کمینه	انحراف معیار	چولگی	کشیدگی
اقلام تعهدی اختیاری	ABSDA	۰/۱۵۲	۰/۰۹۹	۲/۸۲۴	۰/۰۰۰۰۶	۰/۲۰۵	۶/۳۲۳	۶۵/۶۰۴
دارایی‌های شرکت (میلیون ریال)	A_{t-1}	۳۱۴۱۴۴۰	۷۳۲۰۹۹/۵	۱۰۳۴۴۵۵۲۶	۶۴۲۶	۱۰۴۰۰۴۵۹	۶/۸۳۸	۵۴/۳۳۰
هزینه‌های تحقیق و توسعه، تبلیغات، و هزینه‌های عمومی و فروش	DISEXP	۱۸۲۶۵۹/۷	۳۵۷۸۶	۱۰۳۱۱۲۵۶	۰	۷۰۰۳۹۱/۵	۸/۹۳۵۳۱۸	۹۸/۳۰۷۵
پراکندگی جغرافیایی	GD	۰/۲۸۶	۰	۱	۰	۰/۴۵۲	۰/۹۴۲	۱/۸۸۷
فروش خالص و درآمد ارائه خدمات	DS	۲۳۸۲۲۹/۶	۰	۷۰۵۶۲۷۴۶۴	-۸۲۶۴۳۹۴۶۱	۳۶۸۷۱۶۶۸	-۴/۴۳۹۱۱	۴۲۲/۳۷۷۳
بهایان غیرعادی تولید	PROD	۲۹۷۹۳۰۹	۳۸۶۲۴۴/۵	۸۷۸۳۳۳۷۲۲	-۱۹۹۰۱۰۰۹	۳۰۱۵۴۲۷۱	۲۶/۸۳۴۶۷	۷۷۴/۱۹۵۶
مدیریت سود واقعی	RM	۰/۰۰۰۰۴	-۰/۰۱۲	۱۵/۱۳۳	-۷/۲۹۴	۰/۹۰۹	۴/۵۳۴	۹۷/۸۸۴
تغییر در فروش خالص و درآمد ارائه خدمات	S	۳۸۴۷۵۱۷	۶۰۲۲۲۰/۵	۸۳۲۳۲۳۱۲۵	-۳۳۸۰۱۱۴	۳۰۲۷۳۵۷۲	۲۳/۱۰۴	۶۱۵/۲۳۴
کل اقلام تعهدی	TA	۴۰۷۰۴/۸۸	۷۱۵۳/۵	۳۳۲۱۳۳۰۸	-۱۲۹۶۷۹۹۰	۱۴۴۳۰۴۴	۱۲/۰۴۷	۳۱۸/۴۰۵
دارایی‌های ثابت مشهود ((میلیون ریال	TFA	۶۹۳۵۲۹	۱۵۲۰۶۱/۵	۴۰۹۰۵۶۷۸	۸۳/۵۴۶	۲۲۷۰۲۸۴	۹/۲۵۱۶	۱۲۶/۲۱۱
اندازه شرکت	X1	۱۳/۷۳۰	۱۳/۵۹۳	۱۸/۷۳۹	۸/۷۶۸	۱/۴۱۹	۰/۶۵۱	۳/۸۳۹
فرصت رشد	X2	۲/۳۷۷	۰	۹۷۹/۵۴۳	-۱۵/۳۷۷	۴۳/۴۳۵	۲۱/۲۵۳	۴۵۶/۹۸۹
نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری	X3	۸/۷۸۵	۱/۴۶۴	۵۴۹۷/۹۵۶	-۲۰۶/۹۵۳	۱۸۳/۸۲۱	۲۹/۰۹۱	۸۶۶/۶۲۵
بازده دارایی‌های تعدیل شده	X4	-۰/۰۱۸	۰/۵۱۰	۲/۹۵۴	-۳۵۲/۸۶۸	۱۱/۶۷۱	-۳۰/۰۸۷	۹۱۰/۱۱۹
اهرم مالی	X5	۰/۸۲۲	۰/۶۹۵	۱۰/۵۸۷	۰/۰۰۰۶	۰/۸۰۴	۷/۷۶۹	۷۶/۵۲۵
سن شرکت	X6	۳۹/۹۸۴	۴۲	۶۳	۱۵	۱۰/۴۱۵	-۰/۳۵۷	۲/۳۰۹
دارایی‌های خالص عملیاتی	X7	۲۰۹۰۱۴۳	۴۱۹۲۷۵	۱۴۷۷۷۷۶۷۲	-۱۲۷۹۹۹۹۶	۸۷۳۳۶۰۰	۱۰/۷۴۸۸۲	۱۴۶/۷۴۰۴
چرخه عملیات	X8	۲۶۳۶/۱۲۶	۱۲۷۰/۴۰۶	۱۰۲۱۵۰/۱	-۶۲۵/۷۲۲	۷۱۶۳/۵۵	۹/۹۶۳	۱۱۷/۲۶۰
اندازه موسسه حسابداری	X9	۰/۲۷۶	۰	۱	۰	۰/۴۴۷	۱/۰۰۱	۲/۰۰۳
طول دوره تعهدی حسابداری	X10	۲/۷۳۰	۲	۹	۱	۱/۸۴۱	۱/۳۸۲	۴/۷۶۳

تجزیه و تحلیل استنباطی داده ها

داده‌های این پژوهش از نوع ترکیبی اســت. اما قبل از تخمین مدل‌ها لازم اســت روش تخمین (تلفیقی یا تابلویی) مشـخص شـود. برای این منظور از آزمون اف لیمر اسـتفاده شـده است.

برای مشــاهداتی که احتمال آزمون آن‌ها بیشــتر از ۰/۰۵ اســت از روش تلفیقی و برای مشــاهداتی که احتمال آزمون آن‌ها کمتر از ۰/۰۵ اســت برای تخمین مدل از روش تابلویی اسـتفاده می‌شـود. روش تابلویی خود با اسـتفاده از دو مدل اثرهای تصـادفی و اثرهای ثابت انجام می‌گیرد. برای تعین اینکه از کدام مدل استفاده شود از آزمون هاسمن استفاده گردیده اســت. مشــاهداتی که احتمال آزمون آن‌ها کمتر از ۰/۰۵ اســت از مدل اثرهای ثابت و مشاهداتی که احتمال آزمون آن‌ها بیشتر از ۰/۰۵ است از مدل اثرهای تصادفی برای تخمین مدل اســتفاده شــده اســت. احتمال اف لیمر برای هر دو مدل برابر صــفر و کمتر از ۰/۰۵ می‌باشـد، در نتیجه روش داده‌های تابلویی اسـتفاده می‌شـود. با توجه به مقدار احتمال آزمون ها سمن در مدل چهارم برابر و بیشتر از ۰/۰۵ است، در نتیجه روش اثرات تصادفی استفاده می شود و مقدار احتمال آزمون هاسمن برای مدل پنجم کمتر از ۰/۰۵ است، در نتیجه روش اثرهای ثابت استفاده می‌شود. معمولاً درصورتی‌که آماره دوربین واتسن بین ۱/۵تا ۲/۵ باشد، به معنی نبود خودهمبسـتگی اسـت. مقدار آماره دوربین واتسـون در مدل چهارم برابر ۱/۸۸ ودر مدل پنجم برابر۱/۹۳می باشد، مشخص شد که مدل‌ها دارای خود همبستگی نمی باشد. در این مدل‌ها نشـان می‌دهد که مشـکل ناهمسـانی واریانس باقیمانده‌ها وجود دارد، به همین دلیل به منظور برآورد مدل و رفع مشــکل ناهمســانی واریانس از حداقل مربعات تعمیم یافته استفاده شده است.

آزمون فرضیات پژوهش

فرضــیه اول: فرضــیه اول بیان می‌کند که شــرکت‌هایی که از نگاه جغرافیایی پراکنده‌اند، سطح پایین‌تری از مدیریت سود بر پایهٔ اقلام تعهدی در همسنجی با شرکت‌های دیگر دارند.

$$ABSDA = \beta_0 + \beta_1 GD + \beta_2 RM + \sum_{j=1}^{10} \beta_j \ Control + u$$

نگاره (۲): نتایج تجزیه و تحلیل داده‌ها جهت آزمون مدل فرضیه اول

نام متغیر	نماد	ضریب برآوردی	خطای‌استاندارد	آماره تی	احتمال
پراکندگی جغرافیایی	GD	-۰/۰۰۷	۰/۰۱۳	-۰/۵۳۱	۰/۰۹۵
اندازه شرکت	X1	-۰/۰۰۷	۰/۰۰۹	-۰/۸۶۰	۰/۳۹۰
فرصت رشد	X2	۰/۰۰۰۲	۴/۶۴×۱۰^-۶	۵۲/۷۶۱	۰/۰۰۰
نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری	X3	۵/۷۹×۱۰^-۶	۱/۵۹×۱۰^-۶	۳/۶۴۰	۰/۰۰۰
بازده دارایی‌های تعدیل شده	X4	-۰/۰۰۰۲	۴/۵۲×۱۰^-۵	-۶/۴۰۵	۰/۰۰۰
اهرم مالی	X5	۰/۱۲۵	۰/۰۱۵	۰/۰۵۹	۰/۰۰۰
سن شرکت	X6	۰/۰۰۴	۰/۰۰۱	۲/۷۴۴	۰/۰۰۶
دارایی‌های خالص عملیاتی	X7	-۱/۳۸×۱۰^-۱۰	۴/۱۰×۱۰^-۱۰	-۰/۳۳۷	۰/۷۳۶
چرخه عملیات	X8	۱/۲۰×۱۰^-۶	۴/۵۶×۱۰^-۷	۲/۶۲۸	۰/۰۰۸
اندازه موسسه حسابداری	X9	۰/۰۱۱	۰/۰۱۲	۰/۸۷۲	۰/۳۸۳
طول دوره تعهدی حسابداری	X10	-۰/۰۰۲	۰/۰۰۱	-۱/۱۵۱	۰/۲۵۰
عرض از مبداء	C	-۰/۰۴۱	۰/۰۸۶	۰/۴۷۵	۰/۶۳۵
ضریب تعیین		۰/۴۹۹			
ضریب تعیین تعدیل شده		۰/۴۲۸			
آماره اف		۷/۰۷۴			
احتمال		۰/۰۰۰			

با توجه به نتایج نگاره (۲) ضریب متغیر پراکندگی جغرافیایی۰/۰۰۷- است، که نشان دهنده تأثیر منفی پراکندگی جغرافیایی شرکت‌ها بر مدیریت سود بر پایهٔ اقلام تعهدی است؛ به عبارت دیگر با افزایش پراکندگی جغرافیایی شرکت‌ها سطح پایین‌تری از مدیریت سود برپایهٔ اقلام تعهدی در همسنجی با شرکت‌های دیگر دارند. با توجه به احتمال آماره تی استیودنت ۰/۰۹۵ است ضریب متغیر پراکندگی جغرافیایی شرکت‌ها بیشتر از ۰/۰۵ و معنی دار نیست. باتوجه به موارد فوق می‌توان فرضیه دوم پژوهش را در فاصله اطمینان ۹۵ درصد رد شده تلقی نمود. این امر به این معنی است که بین پراکندگی جغرافیایی شرکت‌ها و مدیریت سود بر پایهٔ اقلام تعهدی رابطه منفی وجود دارد ولی معنادار نیست. با توجه به مقدار

احتمال به دست آمده برای آماره اف که برابر با صفر است و سطح خطا زیر ۰/۰۵ است، نشان می‌دهد که تمامی ضریب رگرسیون به طور همزمان صفر نیستند، بنابراین به طور همزمان بین تمامی متغیرهای مستقل با متغیر وابسته رابطه معناداری وجود دارد.

فرضیه دوم: فرضیه دوم بیان می‌کند که شرکت‌هایی که از نگاه جغرافیایی پراکنده‌اند، سطح بالاتری از مدیریت سودبرپایهٔ فعالیت‌های واقعی در همسنجی با شرکت‌های دیگر دارند.

$$RM = \beta_0 + \beta_1 GD + \sum_{j=1}^{10} \beta_j \ Control + u$$

نگاره (۳): نتایج تجزیه و تحلیل داده‌ها جهت آزمون مدل فرضیه دوم

نام متغیر	نماد	ضریب برآوردی	خطای استاندارد	آماره تی	احتمال
پراکندگی جغرافیایی	GD	-۰/۴۲۲	۰/۰۹۰	-۴/۶۷۵	۰/۰۰۰
اندازه شرکت	X1	-۰/۱۰۷	۰/۰۱۶	-۶/۷۲۱	۰/۰۰۰
فرصت رشد	X2	-۰/۰۰۰۵	۰/۰۰۰۴	-۱/۲۵۴	۰/۲۱۰
نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری	X3	-۰/۰۰۰۱	۱/۴۲×۱۰$^{-۵}$	-۹/۳۳۸	۰/۰۰۰
بازده دارایی‌های تعدیل شده	X4	۰/۰۰۰۲	۰/۰۰۰۲	۰/۹۸۵	۰/۳۲۵
اهرم مالی	X5	۰/۰۹۵	۰/۰۱۸	۵/۲۸۴	۰/۰۰۰
سن شرکت	X6	-۰/۰۱۸	۰/۰۱۶	-۱/۱۰۰	۰/۲۷۲
دارایی‌های خالص عملیاتی	X7	۱/۸۹×۱۰$^{-۸}$	۱/۸۴×۱۰$^{-۹}$	۱۰/۲۴۲	۰/۰۰۰
چرخه عملیات	X8	۱/۱۶×۱۰$^{-۵}$	۷/۴۰×۱۰$^{-۶}$	۱/۵۷۴	۰/۱۱۶
اندازه موسسه حسابداری	X9	-۰/۰۰۱	۰/۰۴۴	-۰/۰۳۵	۰/۹۷۲
طول دوره تعهدی حسابداری	X10	-۰/۰۰۲	۰/۰۰۸	-۰/۲۷۵	۰/۷۸۳
عرض از مبداء	C	۲/۱۸۴	۰/۶۶۴	۳/۲۹۰	۰/۰۰۱
ضریب تعیین	۰/۴۷۵				
ضریب تعیین تعدیل شده	۰/۴۰۲				
آماره اف	۶/۴۴۱				
احتمال	۰/۰۰۰				

با توجه به نتایج نگاره (۳) ضـریب متغیر پراکندگی جغرافیایی۰/۴۲۲- اسـت، که نشـان دهنده تأثیر منفی پراکندگی جغرافیایی شـرکت‌ها بر مدیریت سـود بر پایهٔ فعالیت‌های واقعی است؛ به عبارت دیگر با افزایش پراکندگی جغرافیایی شرکت‌ها سطح پایین تری از مدیریت سـود برپایهٔ فعالیت‌های واقعی در همسـنجی با شـرکت‌های دیگر دارند. با توجه به احتمال آماره تی استیودنت۰/۰۰۰ است ضریب متغیر پراکندگی جغرافیایی شرکت‌ها کمتر از ۰/۰۵ و معنی دار ا ست. باتوجه به موارد فوق می‌توان فر ضیه دوم پژوهش را در فا صله اطمینان ۹۵ درصد رد شده تلقی نمود. این امر به این معنی است که بین پراکندگی جغرافیایی شرکت‌ها و مدیریت سـود بر پایهٔ فعالیت های واقعی رابطه منفی و معناداری وجود دارد. با توجه به مقدار احتمال به دسـت آمده برای آماره اف که برابر با صـفر اسـت و سـطح خطا زیر ۰/۰۵ است، این نشان می‌دهد که تمامی ضرایب رگرسیون به طور همزمان صفر نیستند، بنابراین به طور همزمان بین تمامی متغیرهای مستقل با متغیر وابسته رابطه معناداری وجود دارد.

پیشنهادهای کاربردی بر پایهٔ یافته‌های پژوهش

۱. با توجه به نتایج بدست آمده از آزمون فرضیه اول که نشان داد شرکت‌های با پراکندگی جغرافیایی در همسـنجی با سـایر شـرکت ها، سـطح پایین تری از مدیریت سـود بر پایه‌ی اقلام تعهدی را دارند به سرمایه گذاران پیشنهاد می شود به هنگام اخذ تصمیمات سرمایه گذاری در سـهام شـرکت‌های با پراکندگی جغرافیایی به میزان قوانین و فعالیت‌های نظارتی حسـابرسـان و نقشـی که این عوامل در کاهش تمایل مدیران به مدیریت سـود بر پایه‌ی اقلام تعهدی در این گونه شرکت‌ها دارد، توجه کافی داشته باشند و سپس تصمیم مناسبی راجع به سرمایه گذاری در سهام این شرکت‌ها بگیرند.

۲. با توجه به نتایج بدست آمده از آزمون فرضیه دوم که نشان داد شرکت‌های با پراکندگی جغرافیایی در هم سـنجی با سـایر شـرکت‌ها سـطح پایین تری از مدیریت سـود بر پایه‌ی فعالیت‌های واقعی را دارند به حسابر سان و قانون گذاران پیشنهاد می شود که با توجه به اعمال نظارت بیشـتری که بر روی مدیریت سـود بر پایه‌ی اقلام تعهدی و اعمال نظارت کمتری که بر مدیریت سود بر اساس فعالیت‌های واقعی دارند؛ زمینه‌های گسترش اعمال فعالیت‌های نظارتی و ایجاد قوانین نظارتی را هم برای مدیریت سود بر اساس فعالیت‌های

واقعی که ایجاد زیان‌هایی را در نتیجه‌ی فعالیت‌های واقعی محتمل می‌کند و همچنین ایجادکننده‌ی هزینه‌های اقتصادی واقعی برای شرکت است را ایجاد کنند تا سرمایه گذاران به هنگام سرمایه گذاری در سهام شرکت‌های با پراکندگی جغرافیایی تصمیمات صحیح تری را اتخاذ کنند و بازدهی مطلوبی را در اثر سرمایه گذاری در شرکتی که در آن راه‌های مدیریت سود بر اساس فعالیت‌های واقعی در نتیجه‌ی آن قوانین محدود شده را بدست آورند.

پیشنهادهایی برای پژوهش‌های آینده

۱. پیشنهاد می شود تحقیق حاضر در مورد صنایع مختلف به تفکیک صنعت خاص انجام پذیرد.

۲. تغییر روش‌های آماری و آزمون‌های به‌کاربرده شده جهت آزمودن فرضیات تحقیق و همچنین طولانی‌تر کردن دوره زمانی تحقیق نیز می‌تواند در دستیابی به نتایج بهتر مناسب باشد.

۳. بررسی مقایسه‌ای تأثیر پراکندگی جغرافیایی بر انتخاب نوع مدیریت سود بر پایه‌ی اقلام تعهدی و مدیریت سود بر پایه‌ی فعالیت‌های واقعی در شرکت‌های تولیدی و خدماتی.

۴. بررسی مقایسه‌ای موضوع تحقیق حاضر در نمونه‌های تفکیک‌شده بر اساس اندازه شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران به دو گروه بزرگ و کوچک.

نتیجه‌گیری

در این پژوهش به بررسی تأثیر پراکندگی جغرافیایی بر مدیریت سود بر پایه‌ی اقلام تعهدی و مدیریت سود بر پایه فعالیت‌های واقعی پرداخته شد. پراکندگی جغرافیایی به عنوان عاملی اثر گذار در تصمیمات مدیران به منظور مدیریت سود است و در پیوند با ارزش شرکت، بازده سهام، مدیریت سیاست گذاری شرکت نقش مهمی را ایفا می‌کند. پراکندگی جغرافیایی شرکت‌ها به عنوان عاملی در انتخاب نوع مدیریت سود بر اساس اقلام تعهدی و مدیریت سود بر مبنای فعالیت‌های واقعی تأثیر گذار است. این تأثیر گذاری در فرضیه‌های پژوهش مورد بررسی قرار گرفت و نشان داد شرکت‌های با پراکندگی جغرافیایی به دلیل بالا

بودن نظارت‌ها و قوانین محدود کننده برای د ست کاری اقلام تعهدی، تمایل به سطح پایین تری از مدیریت ســـود بر پایه‌ی اقلام تعهدی دارند و همچنین این شـــرکت‌ها به دلیل انجام مدیریت ســـود بر اســـاس فعالیت‌های واقعی در طی دوره و احتمال کم تر بودن توجه قانون گذاران و حسابر سان بر این نوع مدیریت سود، تمایل بیشتری به د ست کاری ارقام سود از طریق فعالیت‌های واقعی دارند.

منابع

انصاری، عبد المهدی، مصطفی دری سده، و مسعود نرگسی. (۱۳۸۹). بررسی تأثیر دستکاری فعالیت‌های واقعی بر مدیریت سود تعهدی در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران. پایان‌نامه دانشجوی کارشناسی ارشد، دانشگاه ولی‌عصر (عج) رفسنجان.

بهار مقدم، مهدی، و علی کوهی. (۱۳۸۹). بررسی نوع مدیریت سود در شکت‌های پذیرفته شده دربورس اوراق بهادار تهران. مجله دانش حسابداری. ۱ (۲): ۷۵-۹۳.

حیدر پور، فرزانه و مجید طاهروردی. (۱۳۹۳). تأثیر مدیریت سود بر رابطه حاکمیت شرکتی وکیفیت سود. پایان نامه دانشجوی کارشناسی ارشد، دانشگاه آزاد اسلامی، واهحد تهران مرکزی.

خیراللهی، فرشید، اسحاق بهشور، فرزاد ایوانی. (۱۳۹۳). مدیریت سود واقعی، حاکمیت شرکت نگهداشت وجه نقد، فصلنامه مطالعات تجربی حسابداری مالی، ۱۱ (۴۴): ۱۴۵-۱۶۱

رحمانی، علی، و منیژه رامشه. (۱۳۹۲). رابطهٔ جایگزینی میان مدیریت سود مبتنی بر اقلام تعهدی و مدیریت فعالیت‌های واقعی. فصلنامهٔ بررسی‌های حسابداری و حسابرسی. ۲۰ (۴): ۳۹-۶۰.

علی آبادی، اکبر، و یدالله نوری فرد. (۱۳۸۸). بازی اقلام تعهدی. مجله حسابدار. (۲۱۲): ۷۸-۸۱.

مشایخی، بیتا و امیر حسین حسین پور. (۱۳۹۵). بررسی رابطه بین مدیریت سود واقعی و مدیریت سود تعهدی در شرکت های مشکوک به تقلب بورس اوراق بهادار تهران. فصلنامه علمی پژوهشی مطالعات تجربی حسابداری مالی. ۱۲ (۴۹): ۲۹-۵۲.

مهرانی، ساسان، قربان اسکندری، و حمیدرضا گنجی. (۱۳۹۳). رابطه بین کیفیت سود، هموارسازی سود و ریسک سهام. فصلنامه مطالعات تجربی حسابداری مالی. ۱۱ (۴۲): ۱۱۷-۱۳۹.

Ali Abadi, A. & Nourifard, Y. (2009). Game of accruals. Journal of Accounting. (212): 78-81. (in Persian)

Almazan, A. , Motta, A. D. , Titman, S. , Uysal, V. (2010). Financial structure, acquisition opportunities, and firm locations. Journal of Finance. 65 (2): 529–563.

Ansari, A. M. , Dari Sade, M. & Nargesi, M. (2010). Investigating the effect of real activities manipulation on accruals management in

companies listed in Tehran Stock Exchange. M. A. Thesis, ValiAsr University of Rafsanjan. *(*in Persian*)*

Bahar Moghaddam, M. & Koohi, A. (2010). Investigating the type of earnings management in companies listed in Tehran Stock Exchange. Journal of Accounting Knowledge. 1 (2): 75-93. (in Persian)

Becker, B. , Ivkovic, Z. , Weisbenner, S. (2011). Local dividend clienteles. Journal of Finance. 66 (2): 655–683.

Cohen, D. , A, Day, and T, Lys. (2008). "Real and Accrual Based Earnings Management in the Pre and Post Sarbanes Oxley Periods. The Accounting Review. 83: 757-787.

Cohen, D. A. , Zarowin, P. (2010). Accrual-based and real earnings management activities around seasoned equity offerings. Journal of Accounting and Economics. 50 (1): 2–19.

Dechow, P. M. and Skinner, D. J. (2000) Earnings management: Reconciling the views of accounting academics, practitioners, and regulators. Accounting Horizons. 14 (June): 235-250.

Degeorge, F. Patel J. and Zeckhauser R. (1999). Earnings Management To Exceed Thresholds. Journal of Business. (72): 1-33.

Elias, R. Z. (2002). Determinants of earnings management ethics among accountants. Journal of Bus. Ethics. 40 (1): 33–45.

Gao, W. , Ng, L. , Wang, Q. (2008). Does geographic dispersion affect firm valuation? Journal of Corporate Finance. 14 (5): 674–687.

Garcia, D. , Norli, O. (2012). Geographic dispersion and stock return. Journal of Financial Economics. 106 (3): 574–565.

Graham, J. , Harvey, C. , Rajgopal, S. (2005). The economic implications of corporate financial reporting. Journal of Accounting and Economics. 40 (1/3): 3–73.

Gunny, K. (2010). The relation between earnings management using real activities manipulation and future performance: Evidence from meeting earnings benchmark. Contemporary Accounting Research. 27 (2): 855-888.

Healy, P. M. , and Wahlen, J. M. (1999). A review of the earnings management literature and its implications for standard setting. Accounting horizons. 13: 365-383.

Herrmann, T. , Inoue, T. and Thomas, W. B. (2003). The sale of assets to manage earnings in Japan. Journal of Accounting Research. 41 (1): 89-108.

Heydarpour, F. & Tahrordi, M. (2014). The effect of earnings management on the relation between corporate governance and earning quality. M. A. Thesis. Islamic Azad University, Central Tehran Branch. (in Persian)

Jaggi, B. , Leung, S. , Gul, F. (2009). Family control, board independence and earnings management: evidence based on Hong Kong firms. J. Account. Public Policy. 28 (4): 281–300.

Kang, J. K. , Kim, J. M. (2008). The geography of block acquisitions. Journal Fainance. 63 (6): 2817-2858.

Kheirollahi, F. , Behshour, I. & Ivani, F. (2014). Real earnings management, corporate governance, and cash holding. Quarterly Journal of Empirical Financial Accounting Studies. 11 (44): 145-161. (in Persian)

Kim, J. B. , Sohn, B. C. (2013). Real earnings management and cost of capital. J. Account. Public Policy. 32 (6): 518–543.

Kim, Y. , Park, M. S. , Wier, B. (2012). Is earnings quality associated with corporate social responsibility? The Accounting Review, Forthcoming. 87 (3): 761–796.

Kothari, S. , Mizik, N. , Roychowdhury, S. (2012). Managing for the Moment: The Role of Real Activity versus Accruals Earnings. Management in SEO Valuation. Available at SSRN 1982826.

Landier, A. , Nair, V. B. , Wulf, J. (2009). Trade-offs in staying close: corporate decision making and geographic dispersion. Rev. Financ. Stud. 22 (3): 1119–1148.

Mashayekhi, B. & Hosseinpour, A. H. (2016). The relationship between real earnings management and accrual earnings management in companies suspected of fraud listed in Tehran Stock Exchange. Quarterly Journal of Empirical Financial Accounting Studies. 12 (49) , 29-52. (in Persian)

McGuire, S. T. , Omer, T. C. , Sharp, N. Y. (2012). The impact of religion on financial reporting irregularities. Account. Rev. 87 (2): 645–673

Mehrani, S. , Eskandari, Gh. & Ganji, H. R. (2014). The relationship between earnings quality, earnings smoothing and stock risk. Quarterly Journal of Empirical Financial Accounting Studies. 11 (42): 117-139. (in Persian)

Merton, R. C. (1987). A simple model of capital market equilibrium with incomplete information. Journal of Finance. 42: 483–510

Petya, P. , Marco, M. (2016). Firm geographic dispersion and financial analysts' forecasts. Journal of Banking & Finance. 64: 71-89.

Rahmani, A. & Rameshe, M. (2013). The relationship between accrual-based earnings management and real activities management. Journal of the Accounting and Auditing Review. 20 (4): 39-60. (in Persian)

Roy Chowdhury, S. (2006). Earnings management through real activities manipulation. Journal of Accounting and Economics. 42: 335-370.

Sabrina, C. , Devin, S. (2015). The Geographic Dispersion of Google Search and the Market Reaction to Earnings Announcements.

Sanjaya, P. S. and Saragih, M. F. (2012). The Effect of Real Activities Manipulation on Accrual Earnings Management: The Case in Indonesia Stock Exchange (IDX). Journal of Modern Accounting and Auditing. 8 (9): 1291-1300.

Schipper, Katherine. (1989). Commentary on earnings management. Accounting Horizons. 3 (4): 91–102.

Seraina, C. A. , Andrianos, E. T. (2015). The effect of financial leverage on real and accrual-based earnings management. Athens University of Economics & Business (AUEB).

Shi, G. Sun, J. Luo, R. (2015). Geographic dispersion and earnings management. J. Account. Public Policy.

Subramanyam, K. R. (1996). The pricing of discretionary accruals. Journal of Accounting and Economics. (22): 249−281.

Thomas, J. K. , and H. Zhang. (2002). Inventory changes and future returns. Review of Accounting Studies. (7): 163-187.

Wild, J. J. Bernstein, L. A. and Subramanyam, K. R. (2001). Financial StatementAnalysis, 7th Ed. New York Mc Graw – Hill Higher Education.

Yu, W. (2008). Accounting-Based Earnings Management and Real Activities Manipulation. Dissertation, Georgia Institute of Technology.

Zang, A. (2007). Evidence on the Tradeoff between Real Manipulation and Accru Accrual Manipulation, Working paper, University of Rochester.

Zhao, Y. , Chen, K. H. , Zhang, Y. , Davis, M. (2012). Takeover protection and managerial myopia: evidence from real earnings management. J. Account. Public Policy. 31 (1): 109–135.

پژوهش‌های تجربی حسابداری
سال نهم، شماره ۳۳، پاییز ۱۳۹۸، صص ۳۵۳ - ۳۷۵

بررسی تأثیر اجتناب مالیاتی بر ریسک مالیاتی شرکت‌ها

محمدعلی ساری *، حسین اعتمادی **

تاریخ دریافت: ۹۶/۱۲/۱۹
تاریخ پذیرش: ۹۷/۰۴/۰۵

چکیده

این پژوهش، با استفاده از اطلاعات ۱۱۴ شرکت طی سال‌های ۱۳۸۷ تا ۱۳۹۴ با الگوسازی مفهومی و مدل سازی آماری اندازه‌گیری ریسک مالیاتی براساس مولفه عدم‌اطمینان، به بررسی تأثیر اجتناب مالیاتی بر ریسک مالیاتی در شرکت‌ها می‌پردازد. اجتناب مالیاتی از طریق نرخ موثر مالیات اندازه‌گیری شده و ریسک مالیاتی نیز به صورت بی‌ثباتی وضعیت مالیاتی در طول زمان تعریف و با مدل EGARCH اندازه‌گیری شده است. یافته‌های پژوهش نشان می‌دهد که رابطه منفی معناداری بین نرخ موثر مالیاتی و بی‌ثباتی وضعیت مالیاتی وجود دارد؛ به این معنی که شرکت‌های با نرخ موثر مالیات کمتر، وضعیت مالیاتی بی‌ثباتی در طول زمان دارند. از طرفی، بررسی رابطه اجتناب مالیاتی با اختلاف مالیاتی شرکت‌ها نیز بیانگر افزایش اختلاف مالیاتی با کاهش نرخ موثر مالیاتی می‌باشد. براساس یافته‌های پژوهش می‌توان گفت که یکی از پیامدهای اجتناب مالیاتی شرکت‌ها، افزایش ریسک مالیاتی آن‌ها است. یافته‌های این پژوهش، شواهد جدیدی در مورد پیامدهای اجتناب مالیاتی شرکت‌ها را فراهم می‌نماید. این یافته‌ها برای ارزیابی ریسک مالیاتی شرکت‌ها براساس نرخ موثر مالیاتی آن‌ها قابل استفاده می‌باشد. براساس یافته‌های پژوهش، به سرمایه‌گذاران و مدیران شرکت‌ها پیشنهاد می‌شود به پیامدهای کاهش مالیات شرکت‌ها توجه نمایند.

واژه‌های کلیدی: تمکین مالیاتی، طرح‌ریزی مالیات، فرار مالیاتی، عدم‌اطمینان، نرخ موثر مالیات

طبقه‌بندی موضوعی: H21, H26

DOI: 10.22051/jera.2018.19554.1974

* دانشجوی دکتری حسابداری دانشگاه تربیت مدرس، تهران، ایران (mohammadali.sari@modares.ac.ir)،
** استاد گروه حسابداری دانشگاه تربیت مدرس، تهران، ایران، نویسنده مسئول (etemadih@modares.ac.ir)،

مقدمه

مالیات، یکی از مهم‌ترین منابع درآمدی دولت‌ها به شـــمار می‌آید. افزایش درآمد مالیاتی دولت‌ها، توانایی خدمت رسانی اجتماعی را تقویت نموده و به تحقق اهداف دولت‌ها کمک فراوانی می‌کند. از این رو، دولت‌ها، همواره به‌دنبال افزایش درآمد مالیاتی هستند. از طرفی، شـرکت‌ها که سـهم قابل ملاحظه‌ای در مالیات پرداختی دارند، با اتخاذ تدابیر متعددی سـعی دارند که مالیات کمتری را بپردازند. بسـیاری از شـرکت‌های آمریکایی در اجتناب مالیاتی، ماهر شـده‌اند. شـرکت‌هایی مثل جنرال الکتریک و ماریوت به خاطر نرخ موثر مالیاتی کم و ثابت خود شناخته شده هستند. به‌عنوان مثال ماریوت، در سال۲۰۰۲ نرخ موثر مالیاتی خود را ۶. ٪۸ گزارش نموده درحالی‌که چنانچه مالیات آن‌ها براســـاس نرخ قانونی ۳۵٪ محاســـبه می‌شد، مبلغ مالیات آن‌ها در صورت‌های مالی به جای ۳۲ میلیون دلار، ۱۶۴. ۹ دلار گزارش می شد. نرخ موثر مالیاتی این شرکت در سال‌های ۲۰۰۳ و ۲۰۰۴ نیز به ترتیب ۸. ۸۱٪ و ۱۵. ٪۲۹ گزارش گرد یده اســـت (مینیک و نو گا، ۲۰۱۰). اگر چه این فقط یک نمو نه از افراطی‌ترین حالت کاهش نرخ موثر مالیاتی ا ست اما این سوال را در ذهن ایجاد می‌کند که شـرکت‌ها چه ابزارهایی را برای کاهش مالیات بکار گرفته و این کاهش مالیات، چه پیامدی دارد؟

اجتناب مالیاتی کلی‌ترین ابزار کاهش مالیات شرکت‌ها بوده و بیانگر تلاش برای پرداخت مالیات کمتر می‌باشـد. از طرفی، ریسـک مالیاتی، توانایی شـرکت در حفظ ثبات وضـعیت مالیاتی در طول زمان و همچنین کاهش اختلاف مالیاتی مودیان با مقامات مالیاتی در خصـوص مالیات ابرازی شـرکت‌ها را نشـان می‌دهد. انتظار می‌رود اجتناب مالیاتی توسـط مدیران به‌دلیل ایجاد عدم‌اطمینان در وضـعیت‌های مالیاتی، باعث افزایش عدم‌اطمینان نسبت به پرداخت مالیات درآینده و در نتیجه ریســـک مالیاتی گردد؛ چرا که ممکن اســـت سیاست‌های جسورانه مدیران در خصوص مدیریت مالیات از سوی مقامات مالیاتی کشف و منجر به پرداخت مالیات بیشـــتر گردد (پاکیزه و همکاران، ۱۳۹۴). از طرفی، کاهش مالیات، مورد توجه مقامات مالیاتی بوده و به اختلاف مودیان با مقامات مالیاتی دامن می‌زند.

این پژوهش شواهدی در خصوص تأثیر اجتناب مالیاتی بر ریسک مالیاتی ارائه می‌نماید. برای این منظور، با الگوســـازی مفهومی و مدل‌ســـازی آماری اندازه‌گیری ریســـک مالیاتی

براساس بی‌ثباتی وضعیت مالیاتی در طول زمان با مدل EGARCH، رابطه اجتناب مالیاتی با بی‌ثباتی وضعیت مالیاتی و اختلاف مالیاتی شرکت بررسی می‌شود.

ریسک مالیاتی تبیین شده براساس الگوی مفهومی و مدل آماری این پژوهش می‌تواند در حوزه حسابداری مالیاتی بکار گرفته شود. همچنین یافته‌های پژوهش نیز برای ارزیابی ریسک مالیاتی شرکت‌ها با توجه به اجتناب مالیاتی آن‌ها قابل استفاده است.

نوآوری پژوهش حاضر در الگوسازی مفهومی ریسک در حوزه مالیات براساس بی‌ثباتی وضعیت مالیاتی در طول زمان با مدل EGARCH می‌باشد. افزون بر این، رابطه اجتناب مالیاتی با ریسک مالیاتی اندازه‌گیری شده براساس بی‌ثباتی وضعیت مالیاتی و اختلاف مالیاتی نیز بررسی گردیده است. یافته‌های این پژوهش، شواهد تجربی جدیدی در مورد پیامدهای اجتناب مالیاتی را فراهم می‌آورد.

در بخش بعدی مبانی نظری و پیشینه پژوهش بیان می‌شود. سپس فرضیه‌های پژوهش ارائه ودر ادامه نیز روش‌شناسی پژوهش معرفی می‌گردد. در بخش پایانی با تحلیل یافته‌های آزمون‌های آماری، نتیجه‌گیری و پیشنهادهای پژوهش ارائه می‌شود.

مبانی نظری پژوهش

بسیاری از شرکت‌ها با استفاده از برخی تمهیدات، سعی در کاهش و به تعویق انداختن مالیات بر درآمد خود دارند (رهنمای رودپشتی و همکاران، ۱۳۹۶). اجتناب مالیاتی، به‌عنوان ابزار کاهنده پرداخت مالیات بر درآمد شرکت‌ها تعریف می‌شود. به عبارتی، به هر نوع اقدام غیرقانونی جهت عدم پرداخت صحیح مالیات و انجام اقدامات قانونی برای کاهش بدهی مالیاتی اجتناب مالیاتی اطلاق می شود (زهی و خانلی، ۱۳۸۹). به پیروی از دیرنج و همکاران (۲۰۰۸)، نرخ موثر مالیات معیار مناسب اندازه‌گیری اجتناب مالیاتی درنظر گرفته شده است. براین اساس، پایین بودن نرخ موثر مالیات به‌عنوان «توانایی پرداخت مبلغ مالیات کمتر به ازای هر ریال سود مشمول مالیات» توصیف می‌شود (دیرنج و همکاران، ۲۰۰۸). در پژوهش‌های حوزه حسابداری مالیاتی، نرخ موثر مالیاتی به صورت گسترده به عنوان معیاری برای انعکاس اجتناب مالیاتی بکار رفته است (رهنمای رودپشتی و همکاران، ۱۳۹۶).

اجتناب مالیاتی که نرخ موثر مالیات پایین‌تر را به همراه دارد، می‌توانند ریسک شرکت را افزایش دهد؛ چرا که فعالیت‌های کاهنده مالیات ذاتاً ریسکی بوده و همواره توجه ممیزان مالیاتی را به خود جلب می‌کند. براین اساس، توانایی اجتناب از پرداخت مالیات به‌دلیل ریسک ذاتی که به همراه دارد، بر ریسک کلی شرکت موثر است. اگر چه براساس این دیدگاه، شرکت‌های پرداخت کننده مالیات کمتر، در یک فعالیت پر ریسک درگیر می شوند، اما قانون مالیات‌های مستقیم در بردارنده موادی است که رفتار مطلوب مالیاتی را برای بسیاری از معاملات فراهم می‌نماید. در بسیاری از این موارد، قانون، به طور شفاف اشعار می‌دارد که شرکت‌ها می‌توانند پرداخت مالیات جاری خود را بدون افزایش ریسک پرداخت مالیات بیشتر یا جرایم درآینده کاهش دهند. فروش صادراتی، فعالیت‌های کشاورزی، و بسیاری از این قبیل موارد، تنها چند نمونه از اجتناب مالیاتی بدون ریسک هستند.

اصطلاح «ریسک»، به‌عنوان پراکندگی تعریف می‌شود که در میزان عدم‌اطمینان نسبت به آینده نمود می‌یابد (بریلی و می‌یرز، ۱۹۹۱؛۱۱۴). نیومن و همکاران (۲۰۱۳) این مفهوم را به ریسک مالیاتی شرکت مرتبط ساخته و بیان می‌کنند: «ریسک مالیاتی، به پتانسیلی که یک فعالیت یا عمل، انتخاب شده [...] باعث ایجاد تفاوت بین مبلغ مالیات قطعی با مبلغ برآوردی اولیه می شود، اشاره دارد (نیومن و همکاران، ۲۰۱۳؛۶) ». عدم‌اطمینان، در حسابداری دارای جایگاه ویژه ای است؛ چرا که اولاً عدم‌اطمینان مشکل ذاتی همه تصمیم گیری‌هاست و ثانیاً اصل بنیادی و نیاز اصلی جستجوی اطلاعات، وجود عدم‌اطمینان می‌باشد (حصارزاده و همکاران، ۱۳۹۵). ساده‌ترین و معمول‌ترین معیار بکار رفته برای اندازه‌گیری عدم‌اطمینان، شاخص‌های پراکندگی از جمله انحراف معیار و واریانس است (پاورز، ۲۰۰۹). از این رو، این معیار به‌عنوان شیوه متداول اندازه‌گیری ریسک در پژوهش‌های مالی به‌کارمی‌رود. اندازه‌گیری ریسک به‌عنوان واریانس یا انحراف معیار، درکتاب‌های مالی (از جمله فاما، ۱۹۷۶) نیز مرسوم است.

ریسک مالیاتی با اجتناب مالیاتی متفاوت است. زیرا این مفهوم، توانایی شرکت در حفظ ثبات وضعیت مالیاتی در طول زمان را منعکس می‌کند. ریسک مالیاتی در ارزیابی

عدم‌اطمینان نسبت به جریآن‌های نقدی (پس‌ازمالیات) شرکت در آینده موثر بوده و از این‌رو در ارزیابی ریسک کلی شرکت نیز مورد توجه قرار می‌گیرد.

اجتناب مالیاتی به‌دلیل ایجاد عدم‌اطمینان در وضعیت های مالیاتی، باعث افزایش عدم‌اطمینان نسبت به پرداخت مالیات درآینده و در نتیجه ریسک مالیاتی می‌گردد؛ چرا که ممکن است سیاست‌های جسورانه مدیران در خصوص مدیریت مالیات از سوی مقامات مالیاتی کشف و منجر به پرداخت مالیات بیشتر گردد (پاکیزه و همکاران، ۱۳۹۴). از طرفی، کاهش مالیات، مورد توجه مقامات مالیاتی بوده و به اختلاف مودیان با مقامات مالیاتی دامن می‌زند.

پیشینه پژوهش

پژوهش‌های زیادی به بررسی اجتناب مالیاتی شرکت‌ها پرداخته‌اند. مینیک و نوگا (۲۰۱۰) و دیرنج و همکاران (۲۰۰۸)، اجتناب مالیاتی شرکت‌ها را بررسی نموده و شرکت‌هایی را که بطور موفقیت آمیز مالیات خود را مدیریت کرده، برجسته کرده‌اند. چندین مقاله اخیر، به رابطه میان پاداش مدیران با پست‌های مختلف مدیریتی و معیارهای مختلف اندازه‌گیری مدیریت مالیات شامل تهور مالیاتی و عدم تمکین مالیاتی توجه نموده‌اند. فیلیپس (۲۰۰۳) به رابطه پاداش مدیران و هیات مدیره با طرح ریزی مالیات اشاره نموده و گزارش می‌کند که این رابطه درخصوص پاداش مدیران و نه هیات مدیره با نرخ موثر مالیاتی مشاهده شده است. دسای و دارماپلا (۲۰۰۶) یافتند که انگیزش بیشتر، از طریق پاداش، منجر به اجتناب مالیاتی کمتر می‌شود. رگو و ویلسن (۲۰۱۲) یافتند شرکت هایی که مدیران آن ها انگیزه ریسک‌پذیری بالایی دارند بیشتر با اجتناب مالیاتی سر و کار دارند. اگرچه آن‌ها در یافتن هرگونه مدرکی مبنی بر تأثیر مکانیزم‌های حاکمیت شرکتی (به غیر از انگیزه‌های مدیران) بر این رابطه ناکام ماندند. در یک مطالعه دیگر، رابینسن و همکاران (۲۰۱۲) رابطه میان اجتناب مالیاتی و تخصص مالی کمیته حسابرسی را بررسی کرده‌اند. آن‌ها گزارش کرده‌اند که تخصص‌مالی کمیته‌های حسابرسی عمدتا درجهت مستقیم با اجتناب مالیاتی مرتبط است.

یافته‌های پژوهش پورحیدری و سروستانی (۱۳۹۲a) حاکی از تأثیر برخی ویژگی‌های شرکت مانند اندازه شرکت، نسبت بدهی، شدت سرمایه گذاری در موجودی کالا و دارایی

ثابت بر مدیریت مالیات می‌باشد. آنان متذکر شده‌اند که مدیریت مالیات در صنایع مختلف متفاوت بوده و مالکیت نهادی نیز به‌عنوان ابزاری محدود کننده مدیریت مالیات عمل می‌نماید. این پژوهشگران در پژوهش دیگری (۱۳۹۲b) نیز نشان دادند که اندازه، فرصت‌های رشد و سودآوری شرکت با اختلاف مالیات ابرازی و قطعی رابطه مثبت و معناداری دارد. با این وجود، بین میزان اهرم مالی و عمر شرکت، با اختلاف مالیات ابرازی و قطعی رابطه معناداری مشاهده نشد. نوع صنعت نیز تأثیر معناداری بر روی میزان اختلاف مالیات ابرازی و قطعی دارد و در صنایع مختلف، میزان این اختلاف نیز متفاوت است. ازطرفی، مالکیت نهادی تأثیر معناداری بر روی اختلاف مالیات ابرازی و قطعی ندارد.

پژوهش خانی و همکاران (۱۳۹۲)، وجود رابطه معنادار تخصص حسابرس در صنعت و اجتناب مالیاتی را نشان داده به نحوی که در شرکت‌های با حسابرس متخصص در صنعت، سطح بالاتری از اجتناب مالیاتی مشاهده شده است. آقایی و همکاران (۱۳۹۵) نیز در پژوهشی با استفاده از سه شاخص نرخ موثر مالیات دفتری، نرخ موثر مالیات نقدی و نرخ موثر مالیات نقدی بلندمدت برای سنجش اجتناب از پرداخت مالیات، نشان دادند بین سرعت اعلان سود و هر سه معیار استفاده شده برای اجتناب از پرداخت مالیات رابطه معناداری وجود ندارد. اما بین دقت پیش‌بینی سود مدیران و اجتناب از پرداخت مالیات رابطه مثبت مشاهده شده که نشان می‌دهد پایین بودن دقت پیش‌بینی سود مدیران فعالیت اجتناب از پرداخت مالیات شرکت را کاهش می‌دهد.

برخی پژوهشگران پیامدهای اجتناب مالیاتی را مورد مطالعه قرار داده‌اند. فروغی و همکاران (۱۳۹۱)، به بررسی تأثیر فرارمالیاتی بر ریسک سقوط آتی قیمت سهام پرداخته‌اند. یافته‌های پژوهش آنان نشان می‌دهد که فرار از پرداخت مالیات منجر به افزایش ریسک سقوط آتی قیمت سهام می‌شود. این یافته، مشابه یافته‌های کیم وهمکاران (۲۰۱۰) می‌باشد. یافته‌های هر دو پژوهش همچنین نشان می‌دهد که در شرکت‌های با نظام راهبری قوی‌تر، اثر فرار مالیاتی بر افزایش ریسک سقوط آتی قیمت سهام کمتر است.

پورحیدری و گل محمدی (۱۳۹۴)، با این پیش فرض که هرچه ریسک نرخ موثر مالیاتی کمتر باشد، ریسک وضعیت مالیاتی شرکت بیشتر است، به بررسی تأثیر ریسک وضعیت مالیاتی بر حق الزحمه حسابرسی پرداخته‌اند. یافته‌های آنان نشان می‌دهد رابطه مفی (مثبت)

و معناداری میان نرخ موثر مالیات (ریسک وضعیت مالیاتی) و حق الزحمه حسابرسی وجود دارد. به‌عبارتی هرچه وضعیت مالیاتی شرکت از ریسک بیشتری برخوردار باشد، حق الزحمه بیشتری پرداخت می‌شود.

چن و همکاران (۲۰۱۴)، ارتباط بین اجتناب مالیاتی و رفتار افزایش ارزش شرکت را بررسی نموده‌اند. براساس یافته‌های آنان اجتناب مالیاتی، هزینه نمایندگی را افزایش داده و تأثیر منفی بر ارزش شرکت می‌گذارد. یافته‌های پژوهش آنان نشان می‌دهد شفافیت اطلاعاتی منجر به تعامل با اجتناب مالیاتی شده و این امر باعث تعدیل رابطه اجتناب مالیاتی و ارزش شرکت می‌شود. براین‌اساس، تأثیر منفی اجتناب مالیاتی بر ارزش شرکت را می‌توان با شفافیت اطلاعات کمتر نمود.

گانتر و همکاران (۲۰۱۷)، در پژوهشی به بررسی تأثیر استراتژی‌های اجتناب مالیاتی بر افزایش ریسک شرکت پرداخته‌اند. یافته‌های پژوهش آنها نشان داد که نرخ موثر مالیات پایین‌تر تأثیری بر ریسک شرکت ندارد. از اینرو، استراتژی‌های اجتناب مالیاتی شرکت به گونه‌ای اجرا می‌شود که نوسان قیمت سهام شرکت را تحت تأثیر قرار نمی‌دهد.

تمایز پژوهش حاضر با پژوهش‌های صورت گرفته در حوزه طرح‌ریزی مالیاتی، در تاکید بر ریسک مالیاتی و الگو سازی مفهومی ریسک در حوزه مالیات براساس بی‌ثباتی وضعیت مالیاتی در طول زمان با مدل EGARCH می‌باشد. افزون بر این، رابطه اجتناب مالیاتی با ریسک مالیاتی اندازه‌گیری شده براساس بی‌ثباتی وضعیت مالیاتی و اختلاف مالیاتی نیز بررسی گردیده است.

الگوسازی مفهومی و بسط فرضیه‌های پژوهش

با توجه به اینکه کلیه درآمدهای شرکت‌ها مشمول مالیات نبوده و یا بعضاً نرخ متفاوتی از نرخ مالیات بر عملکرد دارند، لذا هزینه مالیات بر حسب نوع فعالیت و میزان برخورداری از معافیت‌های مالیاتی قابل مدیریت است. مدیران به‌دنبال ابزارهایی برای کاهش نرخ موثر مالیاتی هستند. کاهش نرخ موثر مالیاتی نشان از پرداخت مالیات کمتر داشته و به‌عنوان مدیریت مالیات، از آن به اجتناب مالیاتی تعبیر می‌شود (مینینگ و نوگا، ۲۰۱۰). پژوهش‌های پیشین، اجتناب مالیاتی را به‌عنوان فعالیتی پرریسک تلقی کرده‌اند. آن‌ها استدلال می‌کنند

شـــرکت‌هایی که پرداخت مالیات خودرا ازطریق وضـــعیت‌های مالیاتی با احتمال چالش در آینده کاهش می‌دهند، بازپرداخت مالیات صرفه‌جویی شده به همراه جرایم مالیاتی احتمالی را در انتظار خواهند داشـــت. اگرچه فعالیت‌های کاهنده مالیات ممکن اســـت ارزش مورد انتظار مثبتی داشته باشد اما احتمال اینکه وضعیت مالیاتی شرکت مورد چالش ممیزان مالیاتی قرارگیرد، باعث می‌شـود تا این وضـعیت، ذاتاً پر ریسـک تلقی گردد. در حوزه حسـابداری مالیاتی، یک وضـــعیت پر ریســـک مالیاتی، حالتی اســـت که در آن احتمال بازپرداخت صـرفه‌جویی‌های مالیاتی به همراه جرایم متعلقه، نوسـان پرداخت‌های آتی مالیات و در نتیجه واریانس مبلغ مالیات را افزایش می‌دهد.

برای نشان دادن ارتباط فرمولی بین اجتناب مالیاتی پر ریسک و واریانس مالیات پرداختی فرض می گیریم که شرکت دو نوع ا ستراتژی اجتناب مالیاتی پر ریسک و بدون ریسک را در د ست دارد و مجموع اجتناب مالیاتی نیز از جمع این دو حا صل می شود. برای این منظور فرض می گیریم *tax*، میزان مالیات شـرکت بدون هر گونه فعالیت اجتناب مالیاتی و *avoid* میزان اجتناب از پرداخت مالیات و a درصد اجتناب مالیات است؛ به‌گونه‌ای‌که:

$$avoid= a\times tax\ ;\ 0<a<1 \qquad (۱)$$

فرض می‌گیریم، *safe*، میزان اجتناب مالیاتی بدون ریســـک (ایمن) و s درصـــد اجتناب مالیاتی بدون ریسک است؛ به‌گونه‌ای‌که:

$$safe = s\times avoid;\ 0<s<1 \qquad (۲)$$

همچنین فرض می‌گیریم، *risky*، میزان اجتناب مالیاتی پر ریسک است؛ به گونه‌ای‌که:

$$risky = (1- s) \times avoid \qquad (۳)$$

$$safe+ risky = avoid \qquad (۴)$$

فرض می‌کنیم p، احتمال حسـابرسـی شـرکت توسـط مامورین مالیاتی و الزام به پرداخت *risky* به همراه جرایم متعلقه باشد؛ به‌گونه‌ای که $0<p<1$.

همچنین، pty، نرخ جریمه با شرط $0<pty<1$ بوده و لذا مجموع جرایم برابر $pty\times risky$ خواهد بود. براساس این مفروضات، مقدار مالیاتی که انتظار می‌رود شرکت بپردازد ($E[tax]$) به شرح زیر بدست می‌آید:

$$E[tax] = (1- p) \times (tax\text{-}safe\text{-}risky) + p\,(tax\text{-}safe + (pty\times risky)) \quad (۵)$$

حاصل تقسیم $E[tax]$ بر سود قبل از مالیات، نرخ موثر مالیاتی (ETR) را نشان می‌دهد. برای سادگی محاسبات، فرض می گیریم که سود قبل از مالیات برای تمام شرکت‌ها در طول زمان یکسان است لذا $E[tax]$ متناسب با ETR خواهد بود. از طرفی، واریانس مالیات ($V[tax]$) به شرح زیر محاسبه می‌گردد:

$$V[tax]= (1-p) \times[\,(tax\text{-}safe\text{-}risky\text{-}E[tax])^{2}] + p[\,(tax\text{-}safe + (pty\times risky\,(-E[tax])^{2}] \quad (۶)$$

حال، رابطه بین $V[tax]$ (واریانس مالیات) و s (درصد اجتناب مالیاتی بدون ریسک) به شرح زیر قابل تبیین است:

$$\frac{\partial v(tax)}{\partial s} = -2a^{2}(p-1)p\times tax^{2}(a-1)[(1+pty)^{2}] < 0 \quad (۷)$$

هرچه درصد اجتناب مالیاتی بدون ریسک کاهش یابد واریانس مالیات افزایش می‌یابد. به‌عبارت دیگر اجتناب مالیاتی پر ریسک‌تر، واریانس مالیات بالاتری خواهد داشت؛ و به طور مشابه، واریانس ETR و سود پس از کسر مالیات بالاتری نیز خواهد داشت. از این رو، واریانس ETR به‌عنوان شاخص ریسک مالیاتی بکار می‌رود.

ارتباط نرخ موثر مالیاتی به‌عنوان معیار اجتناب مالیاتی با ریسک مالیاتی شرکت براساس بی‌ثباتی وضعیت مالیاتی و اختلاف مالیاتی به‌عنوان فرضیه‌های پژوهش درنظر گرفته شده است. از این‌رو فرضیه‌های پژوهش به‌شرح زیر ارائه می‌گردد:

فرضیه۱: بین نرخ موثر مالیاتی (اجتناب مالیاتی) با بی‌ثباتی وضعیت مالیاتی شرکت‌ها رابطه منفی (مثبت) وجود دارد.

فرضیه۲: بین نرخ موثر مالیاتی (اجتناب مالیاتی) با اختلاف مالیاتی شرکت‌ها رابطه منفی (مثبت) وجود دارد.

چنانچه نرخ موثر مالیات رابطه منفی با بی‌ثباتی وضعیت مالیاتی و اختلاف مالیاتی داشته باشد، به این معنی خواهد بود که شرکت‌ها، نرخ موثر مالیات را از طریق موقعیت‌های مالیاتی پرریسک که عدم‌اطمینان نسبت به جریان‌های نقدی مالیات پرداختی آتی را به دنبال دارند، کاهش می دهند. این فرضیه، تمایل شرکت‌ها به اجتناب مالیاتی پر ریسک را منعکس می‌کند.

نرخ بازده دارایی‌ها رابطه بین حجم دارایی‌های شرکت و سود را تبیین نموده و به صورت نسبت سود قبل از مالیات به کل دارایی‌ها محاسبه می‌شود. ازآنجایی‌که میزان بازدهی از عوامل تأثیرگذار بر مالیات شرکت‌ها می‌باشد، منظور نمودن آن به‌عنوان یک متغیرکنترلی مناسب است. همچنین، براساس تئوری هزینه سیاسی، اندازه شرکت از عوامل موثر بر وضعیت مالیاتی شرکت‌ها بوده و اهرم مالی نیز به‌دلیل صرفه‌جویی مالیاتی هزینه‌های مالی باید در مطالعه وضعیت مالیاتی شرکت‌ها درنظر گرفته شود.

طرح پژوهش

این پژوهش، که در حوزه تحقیقات اثباتی حسابداری قرار می‌گیرد، به‌دلیل استفاده از اطلاعات تاریخی شرکت‌ها، از نظر روش، از نوع پژوهش‌های شبه آزمایشی است. همچنین از نظر هدف، کاربردی و براساس ماهیت، جزء پژوهش‌های رگرسیونی با همبستگی چند متغیره می‌باشد. برای آزمون فرضیه‌های پژوهش، الگوی رگرسیون خطی چندمتغیره مبتنی بر داده‌های ترکیبی در نرم افزار Eviews9 بکار گرفته شده است.

در این پژوهش، اجتناب مالیاتی به‌عنوان متغیر مستقل فرض گرفته شده است. متغیر وابسته نیز ریسک مالیاتی می‌باشد. همچنین، برخی ویژگی‌های خاص شرکت شامل اندازه شرکت، اهرم مالی و بازده دارایی‌ها به‌عنوان متغیرهای کنترلی درنظر گرفته شده‌اند. تمام اطلاعات مورد اندازه‌گیری متغیرهای پژوهش، از نرم افزار ره‌آورد نوین و صورت‌های مالی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار استخراج گردیده است. در ادامه شیوه اندازه‌گیری هریک از متغیرهای مستقل، وابسته و کنترلی معرفی می‌شود.

مدل‌سازی ریسک مالیاتی براساس بی‌ثباتی وضعیت مالیاتی با مدل‌های ناهمسان واریانس شرطی (EGARCH)

مدل‌های ناهمسانی واریانس شرطی خودرگرسیون (*ARCH*) یکی از روش‌های مناسب برای اندازه‌گیری میزان تلاطم یک سری زمانی هستند و در اکثر مطالعات از آن به‌عنوان معیار نوسانات و نااطمینانی استفاده می شود (مهرگان و سلمانی، ۱۳۹۳). این مدل‌ها قابلیت استفاده از مزایای انحراف معیار نمونه را ممکن ساخته و با فرموله کردن واریانس شرطی سری زمانی از روش حداکثر درست نمایی، چارچوبی سیستماتیک برای مدل سازی تلاطم بدست می‌دهند. واریانس پیش‌بینی خطای شرطی حاصل از این مدل‌ها، میزان تلاطم را نشان می‌دهد که در طول زمان تغییر می‌نماید (مهرگان و سلمانی، ۱۳۹۳).

معروف‌ترین مدل‌های خانواده *ARCH* عبارتند از: *ARCH*، *GARCH*، *TGARGH* و *EGARCH*. هر یک از این مدل‌ها با توجه به نوع و مشخصه‌های داده‌های به‌کار رفته در مدل سازی‌ها استفاده می شوند. مدل *EGARCH* به‌دلیل حساس نبودن به مشاهدات پرت، نداشتن محدودیت روی پارامترها و همچنین تبدیل لگاریتمی متضمن مثبت بودن واریانس شرطی، نسبت به سایر مدل‌ها برتری دارد. از این رو، در این پژوهش مدل *EGARCH* (متقارن) برای مدل‌سازی ریسک مالیاتی براساس بی‌ثباتی وضعیت مالیاتی بکار رفته است.

برای مدل‌سازی ریسک مالیاتی با مدل *EGARGH*، ابتدا لازم است معادله میانگین شرطی برآورد شود. اما ازآن‌جاکه در این پژوهش صرفا هدف اندازه‌گیری واریانس (انحراف استاندارد) متغیر نرخ موثر مالیاتی است لذا براساس رابطه (۸)، معادله میانگین شرطی به صورت ایستا تابعی از عرض از مبدا و جزء پسماند درنظر گرفته شده است. برای برآورد این معادله از داده‌های نرخ موثر مالیاتی طی دوره‌ی زمانی ۱۳۸۷-۱۳۹۴ استفاده شده است:

$$ETR_t = a_0 + \varepsilon_t \qquad (۸)$$

که درآن:

ETR_t: نرخ موثر مالیاتی ازتقسیم هزینه مالیات برسود مشمول مالیات.

a_0: عرض از مبدا.

ε_t: جزء پسماند.

براساس نمودار همبستگی نگار مربوط به مربع پسماندهای حاصل از رابطه (۸)، مدل *EGARCH (1,1)* به‌عنوان مناسب‌ترین مدل ازنظر معیار باکس-جنکینز[۱] ازبین معادلات برآوردی انتخاب شده است (رابطه۹). نگاره (۱) نتایج این مدل را نشان می‌دهد.

$$\log\left(\sigma_t^2\right) = \beta_0 + \beta_1 \log\left(\sigma_{t-1}^2\right) + \theta \left|\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}}\right| + v_t \qquad (۹)$$

نگاره (۱): نتایج برآورد مدل EGARCH(1,1)

معادله	متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره Z	سطح احتمال
میانگین شرطی	عرض از مبدا	۰/۰۹۸۹	۰/۰۰۳	۳۲/۹۰۳	۰/۰۰۰
واریانس شرطی	عرض از مبدا	-۱/۷۸۴	۱/۰۲۳	-۱/۷۴۳	۰/۰۸۱
	$\log\left(\sigma_{t-1}^2\right)$	۰/۷۰۷	۰/۱۹۸	۳/۵۷۱	۰/۰۰۰
	$\left\|\varepsilon_{t-1} / \sigma_{t-1}\right\|$	۰/۴۰۹	۰/۱۶۸	۲/۴۳۲	۰/۰۱۵

مدل آزمون فرضیه‌های پژوهش

براساس مدل‌سازی ریسک مالیاتی براساس بی‌ثباتی وضعیت مالیاتی در بخش قبل و همچنین معیار اختلاف مالیاتی براساس مولفه عدم‌اطمینان به‌عنوان ریسک مالیاتی، رابطه رگرسیونی (۱۰) به‌منظور آزمون فرضیه‌های پژوهش، به‌صورت ذیل ارائه می‌گردد:

$$TaxRisk_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 ETR_{i,t} + \alpha_{2-5} ControlVariable_{i,t} + \varepsilon \qquad (۱۰)$$

که در آن

$TaxRisk_{i,t}$: شاخص ریسک مالیاتی شامل:

TaxVol: بی‌ثباتی وضعیت مالیاتی محاسبه شده از طریق انحراف استاندارد نرخ موثر مالیات براساس مدل *EGARCH* به شرح نگاره (۱) برای آزمون فرضیه ۱

TaxDiff: اختلاف مالیاتی محاسبه شده به‌صورت درصد تفاوت مبلغ مالیات ابرازی و قطعی به سود مشمول مالیات برای آزمون فرضیه ۲

$ETR_{i,t}$: شاخص اجتناب مالیاتی محاسبه شده از تقسیم هزینه مالیات بر سودمشمول‌مالیات.

$ControlVariable_{i,t}$: متغیرهای کنترلی شامل:

Size: لگاریتم طبیعی جمع دارایی‌ها.

VEBT: لگاریتم انحراف استاندارد سود قبل مالیات.

Leverage: تقسیم جمع بدهی‌ها بر دارایی‌ها.

ROA: نرخ بازه محاسبه شده از طریق تقسیم سودعملیاتی بر جمع دارایی‌ها.

جامعه و نمونه پژوهش

جامعه آماری پژوهش شرکت‌های بورس اوراق بهادار تهران می‌با شد. شرکت‌های عضو جامعه آماری هدف که دارای شرایط زیر بوده مورد مطالعه قرار گرفته‌اند:

۱- طی سال‌های ۱۳۸۷تا۱۳۹۴ جزء شرکت‌های پذیرفته شده در بورس باشند.

۲- به لحاظ افزایش قابلیت مقایسه، دوره مالی آن‌ها منتهی به پایان اسفند ماه باشد.

۳- طی دوره مورد مطالعه تغییر سال مالی نداده باشند.

۴- اطلاعات موردنیاز آن‌ها برای اندازه‌گیری متغیرهای مدل پژوهش به‌صورت عمومی منتشر شده باشد.

۵- جزء بانک‌ها وموسسات مالی (شرکت‌های سرمایه‌گذاری، واسطه‌گری‌مالی، هندلینگ و لیزینگ) نباشند، زیرا ممکن است به‌دلیل الزامات خاص قانونی این صنایع، قابلیت تعمیم یافته‌های بررسی نمونه‌ای آن‌ها به سایر شرکت‌ها با تردید همراه باشد.

براساس شرایط بالا، تعداد ۱۳۶ شرکت بررسی شده‌اند. قلمروزمانی پژوهش، بین سال‌های ۱۳۸۷ تا ۱۳۹۴بوده‌که آمار توصیفی مشاهدات موردبررسی در ادامه ذکر می‌گردد.

آمار توصیفی

نگاره (۲)، آمار تو صیفی مشاهدات پژوهش را بیان می‌کند. تحلیل تو صیفی داده‌ها نشان می‌دهد که میانگین نرخ موثر مالیاتی شرکت های مورد مطالعه ۹. ۴٪ است. وجود معافیت‌های مالیاتی باعث شده میانگین نرخ موثر مالیات نقدی کمتر از نرخ رسمی مالیات شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران یعنی ۲۲/۵٪ گردد. نرخ موثر مالیاتی بالاتر از۲۲/۵٪ نیز به‌دلیل پرداخت مالیات مقطوع غیر عملیاتی در شرکت‌های با سوددهی پایین و یا زیان ده می‌باشد. براساس اطلاعات نگاره (۲)، به‌طور متوسط، درصد تفاوت مالیات ابرازی و قطعی شرکت‌ها به سود مشمول مالیات ۲۶٪ می‌باشد.

نگاره (۲): آمار توصیفی متغیرهای پژوهش

متغیر	علامت	میانگین	میانه	کمینه	بیشینه	انحراف معیار
بی‌ثباتی‌وضعیت‌مالیاتی	*TaxVol*	۰/۰۰۹	۰/۰۰۹	۰/۰۰۵	۰/۰۱۲	۰/۰۰۲
اختلاف مالیاتی	*TaxDiff*	۰/۲۶۰	۰/۳۰۹	۰/۰۰۰	۳۳/۰۷۰	۱/۵۶۴
نرخ موثر مالیاتی	*ETR*	۰/۰۹۴	۰/۰۷۳	۰/۰۰۰	۰/۲۲۷	۰/۰۰۰
اندازه شرکت	*SIZE*	۱۴/۳۸۹	۱۳/۸۶۸	۱۰/۵۰۵	۱۸/۴۵۵	۱/۸۲۷
نوسان سودقبل‌مالیات	*VEBT*	۲۶/۷۹۳	۲۶/۲۵۸	۲۴/۷۹۲	۳۱/۴۸۲	۱/۳۵۹
اهرم مالی	*Leverage*	۰/۷۲۲	۰/۷۳۲	۰/۱۸۲	۱/۰۸۹	۰/۱۸۴
بازده دارایی‌ها	*ROA*	۰/۱۴۶	۰/۱۲۹	−۰/۱۹۷	۰/۵۸۶	۰/۱۵۸

نگاره (۲) نشان می‌دهد به‌طور میانگین ۷۲٪ دارایی‌های شرکت‌های مورد مطالعه از محل بدهی تامین‌مالی شده‌اند و متوسط بازده دارایی‌های این شرکت‌ها نیز حدود۱۵٪ می‌باشد.

آزمون فرضیه‌های پژوهش و تحلیل یافته‌ها

آزمون فرضیه۱پژوهش (تأثیر اجتناب مالیاتی بر بی‌ثباتی وضعیت مالیاتی)

به منظور تعیین نوع تخمین مدل مناسب برای آزمون فرضیه۱ پژوهش، ابتدا با استفاده از آزمون چاو (F لیمر) لزوم بکارگیری روش داده های تابلویی (پانل) در خصوص رابطه متغیرهای مستقل و وابسته به‌کار گرفته شد. در گام بعدی با استفاده از آزمون هاسمن، روش مناسب از نظر اثرات ثابت یا اثرات تصادفی تعیین گردیده است. نتایج این آزمون‌ها در

نگاره (۳) نشـان می‌دهد که به‌دلیل معناداری آزمون چاو، و براسـاس آماره آزمون هاسـمن، روش داده‌های تابلویی (پانل) با اثرات ثابت نسبت به اثرات تصادفی کاراتر است.

نگاره (۳): آزمون چاو و هاسمن برای تخمین نوع داده‌های آزمون رابطه اجتناب مالیاتی با بی‌ثباتی وضعیت مالیاتی

شرح آزمون	مقدار آماره	درجه آزادی	سطح معناداری	نتیجه
آزمون چاو	۱۱/۷۶۵	(۱۶/۹۲۰)	۰/۰۰	عدم تایید همگنی مقاطع
آزمون هاسمن	۹/۶۸۱	۵/۰۰۰	۰/۰۸۵	کارایی روش اثرات ثابت

نتایج برازش مدل در نگاره (۴) خلاصه گردیده است. براساس اطلاعات این نگاره، آماره فیشر (F) رگرسیون برآورد شده در سطح اطمینان بالای ۹۵٪ معنادار است. همچنین آماره دوربین-واتسـون[۲] و آزمون برش-گادفری[۳] نیز حاکی از عدم وجود خود همبسـتگی بین اجزاء خطای مدل برازش شده می‌باشد. با توجه به اطلاعات نگاره شماره (۴)، آزمون برش-پاگان[۴]، همسـانی واریانس و آزمون جارکیو-برا[۵] توزیع نرمال پسـماند مدل برآورد شـده را تایید می‌کند.

نگاره (۴): نتایج آزمون رابطه اجتناب مالیاتی با بی‌ثباتی وضعیت مالیاتی

مدل: $TaxVol_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 ETR_{i,t} + \alpha_{2-5} ControlVariable_{i,t} + \varepsilon$					
متغیر	علامت	ضریب متغیر	آماره t	انحراف معیار	سطح معناداری
مقدار ثابت	α_0	۱/۴۰۳	۱۰/۷۹۸	۰/۱۳۰	۰/۰۰۰
نرخ موثر مالیاتی	*ETR*	-۰/۰۸۱	-۲/۰۹۰	۰/۰۳۸	۰/۰۳۹
نوسان سود قبل مالیات	*VEBT*	۰/۰۰۹	۱/۸۳۳	۰/۰۰۵	۰/۰۷۰
اندازه شرکت	*SIZE*	-۰/۰۵۱	-۷/۲۸۰	۰/۰۰۷	۰/۰۰۰
اهرم مالی	*Leverage*	-۰/۰۸۰	-۱/۷۵۵	۰/۰۴۶	۰/۰۸۳
بازده دارایی‌ها	*ROA*	۰/۰۴۷	۰/۶۲۶	۰/۰۷۵	۰/۵۳۳
ضریب تعیین	۰/۷۹۹	آماره فیشر (F)			۱۷/۴۵۷
آماره دوربین- واتسون	۱/۵۴۰	سطح‌معناداری کل‌مدل			۰/۰۰۰
آزمون عدم خودهمبستگی برش-گادفری	prob (F=۱/۳۰۳= (۰/۲۶۳				
آزمون همسانی واریانس برش-پاگان	prob (F=۱/۷۱۵= (۰/۱۳۷				
آزمون نرمالیتی جارکیو-برا	prob (F=۳/۲۴۴= (۰/۱۹۷				

نتایج برازش مدل بشـرح نگاره (۴) نشـان می‌دهد در سـطح اطمینان بالای ۹۵٪ نرخ موثر مالیات (اجتناب مالیاتی) رابطه منفی (مثبت) معناداری با ریسک مالیاتی محاسبه شده براساس بی‌ثباتی وضعیت مالیاتی دارد؛ بدین معنی که با کاهش نرخ موثر مالیات، نوسان مالیات و در نتیجه ریسک مالیاتی افزایش می‌یابد. لذا فرضیه ۱ رد نمی‌شود.

نتایج حاصل از بررسی تأثیر ویژگی‌های خاص شرکت‌ها بر بی‌ثباتی وضعیت مالیاتی نشان می‌دهد که در سطح اطمینان بالای ۹۵٪ نوسان سود، بازده دارایی‌ها، و اهرم مالی بر بی‌ثباتی وضعیت مالیاتی اثرگذار نبوده اما اندازه شرکت رابطه منفی با بی‌ثباتی وضعیت مالیاتی دارد.

آزمون فرضیه ۲ پژوهش (تأثیر اجتناب مالیاتی بر اختلاف مالیاتی)

براسـاس دیدگاه نیومن و همکاران، (۲۰۱۳)، ریسـک مالیاتی، از طریق تفاوت بین مبلغ مالیات قطعی با مبلغ برآوردی اندازه‌گیری می‌شـود. از این‌رو، برای اسـتحکام نتایج رابطه اجتناب مالیاتی با ریسـک مالیاتی محاسـبه شـده براسـاس مدل EGARCH، رابطه اجتناب مالیاتی با درصد تفاوت مبلغ مالیات ابرازی و قطعی نیز بررسی شده است. براین اساس نیز با توجه به معنی‌داری آزمون چاو، و براسـاس آماره آزمون هاسـمن به شـرح نگاره (۵)، روش داده‌های تابلویی (پانل) با اثرات ثابت به‌کار گرفته شده است.

نگاره (۵): آزمون چاو و هاسمن برای تخمین نوع داده‌های آزمون رابطه اجتناب مالیاتی با اختلاف مالیاتی

شرح آزمون	مقدار آماره	درجه آزادی	سطح معناداری	نتیجه
آزمون چاو	۱/۶۳۲	(۱۱۳/۶۷۹)	۰/۰۰۰	عدم تایید همگنی مقاطع
آزمون هاسمن	۱۰/۰۶۴	۵/۰۰۰	۰/۰۷۳	کارایی روش اثرات ثابت

خلاصـه نتایج برازش مدل آزمون رابطه اجتناب مالیاتی با اختلاف مالیاتی در نگاره (۶) ارائه گردیده است. براساس اطلاعات این نگاره، آماره فیشر (F) رگرسیون برآورد شده در سـطح اطمینان بالای ۹۵٪ معنادار اسـت. همچنین آماره دوربین-واتسـون و آزمون برش-گادفری نیز عدم وجود خود همبستگی بین اجزاء خطای مدل برازش شده را نشان می‌دهد. افزون بر این، آزمون برش-پاگان، همسـانی واریانس و آزمون جارکیو-برا توزیع نرمال پسماند مدل برآورد شده را تایید می‌کند.

نگاره (۶): نتایج آزمون رابطه اجتناب مالیاتی با اختلاف مالیاتی

مدل: $TaxDiff_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 ETR_{i,t} + \alpha_{2-5} ControlVariable_{i,t} + \varepsilon$					
متغیر	علامت	ضریب متغیر	آماره t	انحراف معیار	سطح معناداری
مقدار ثابت	α_0	۰/۲۹۷	۲/۷۲۳	۰/۱۰۹	۰/۰۰۷
نرخ موثر مالیاتی	*ETR*	-۰/۵۷۳	-۲/۸۶۷	۰/۱۹۹	۰/۰۰۴
نوسان سود قبل مالیات	*VEBT*	۳/۳۱۰	۰/۱۲۸	۰/۰۰۱	۰/۸۹۸
اندازه شرکت	*SIZE*	-۰/۰۱۲	-۱/۵۱۲	۰/۰۰۸	۰/۱۳۱
اهرم مالی	*Leverage*	۰/۲۶۳	۴/۳۴۲	۰/۰۶۱	۰/۰۰۰
بازده دارایی‌ها	*ROA*	۰/۰۵۴	۱/۲۲۹	۰/۰۴۴	۰/۲۱۹
ضریب تعیین	۰/۳۶۸	آماره فیشر (F)			۳/۳۴۹
آماره دوربین- واتسون	۲/۰۳۶	سطح‌معناداری کل‌مدل			۰/۰۰۰
آزمون عدم خودهمبستگی برش-گادفری	prob (F=۰/۲۳۸= (۰/۹۶۳				
آزمون همسانی واریانس برش-پاگان	prob (F=۰/۲۳۷= (۰/۹۴۶				
آزمون نرمالیتی جارکیو-برا	prob (F=۲/۳۳۱= (۰/۱۰۵				

نگاره (۶) نشـان می‌دهد در سـطح اطمینان بالای ۹۵٪ نرخ موثر مالیات (اجتناب مالیاتی) رابطه منفی (مثبت) معناداری با تفاوت مالیات ابرازی و قطعی دارد؛ بدین معنی که با کاهش نرخ موثر مالیاتی، اختلاف با مقامات مالیاتی و درنتیجه ریسـک مالیاتی افزایش می‌یابد. لذا فرضیه ۲ پژوهش رد نمی‌شود. براساس اطلاعات نگاره (۶)، رابطه معناداری بین نوسان سود، بازده دارایی‌ها و اندازه شرکت با تفاوت مالیات ابرازی و قطعی مشاهده نشده اما اهرم مالی، رابطه مثبت با تفاوت مالیاتی دارد. این یافته، نتایج آزمون مدل ریسک مالیاتی محا سبه شده براسـاس مدل EGARCH را تقویت نموده و بیانگر تأثیر اجتناب مالیاتی بر اختلاف مالیاتی شرکت‌ها با مقامات مالیاتی است.

براسـاس نتایج بدسـت آمده می‌توان گفت که کاهش مالیات شـرکت‌ها به‌دلیل پیامد ریسـک مالیاتی، از نوع اجتناب مالیاتی پرریسـک می‌باشـد. این یافته، همسـو با یافته‌های پژوهش چن و همکاران (۲۰۱۴)، درخصـوص تأثیر منفی اجتناب مالیاتی بر ارزش شـرکت می‌باشد. براساس یافته‌های آنان اجتناب مالیاتی، هزینه نمایندگی را افزایش داده و تأثیر منفی بر ارزش شـرکت می‌گذارد. براسـاس یافته‌های پژوهش جاری نیز می‌توان گفت اجتناب

مالیاتی به‌دلیل پیامد ریسک مالیاتی، افزایش ریسک شرکت را به‌دنبال دا شته که با توجه به تأثیر منفی ریسک بر ارزش شرکت به‌دلیل افزایش هزینه‌های نمایندگی، هزینه سرمایه و نرخ بازده موردانتظار، این یافته‌ها هم‌راستا می‌باشند. در پژوهش کیم و همکاران (۲۰۱۰) وفروغی و همکاران (۱۳۹۱)، نیز همسو با این یافته، تأثیر منفی فرارمالیاتی بر افزایش ریسک شرکت مشاهده شده است. اما گانتر و همکاران (۲۰۱۷)، عدم تأثیر اجتناب مالیاتی بر افزایش ریسک شرکت را گزارش کرده‌اند.

یافته‌های پژوهش نشان می‌دهد که در شرکت‌های کوچک به‌دلیل عدم ثبات وضعیت، بی‌ثباتی وضعیت مالیاتی نیز بیشتر است. همچنین اهرم مالی نیز به‌دلیل تأثیرگذاری صرفه‌جویی مالیاتی هزینه‌های مالی بر اختلاف نظر مودیان با مقامات مالیاتی، اختلاف مالیاتی را افزایش می‌دهد. این یافته، همسو با یافته‌های پژوهش پورحیدری و سرو ستانی (۱۳۹۲b)، در خصوص تأثیر برخی ویژگی‌های شرکت مانند اندازه شرکت و نسبت بدهی بر مدیریت مالیات می‌باشد.

بحث و نتیجه گیری

مالیات، یکی از مهم‌ترین منابع درآمدی دولت‌ها به شمار می‌آید. افزایش درآمد مالیاتی دولت‌ها، توانایی خدمت رسانی اجتماعی را تقویت نموده و به تحقق اهداف دولت‌ها کمک فراوانی می‌کند. لذا دولت ها همواره به‌دنبال افزایش درآمد مالیاتی هستند. از طرفی، شرکت‌ها که سهم قابل ملاحظه ای در مالیات پرداختی دارند، با اتخاذ تدابیری سعی دارند که مالیات کمتری را بپردازند. برای این منظور، مدیران این شرکت‌ها، استراتژی‌هایی را برای پرداخت مالیات کمتر در راستای اجتناب مالیاتی به کار می‌گیرند. از طرفی، ریسک مالیاتی، توانایی شرکت در حفظ ثبات وضعیت مالیاتی در طول زمان و همچنین کاهش اختلاف مالیاتی مودیان با مقامات مالیاتی در خصوص مالیات ابرازی شرکت‌ها را نشان می‌دهد. در این پژوهش با الگوسازی مفهومی و مدل‌سازی آماری اندازه‌گیری ریسک مالیاتی براساس بی‌ثباتی وضعیت مالیاتی در طول زمان با مدل EGARCH، رابطه اجتناب مالیاتی با ریسک مالیاتی شرکت بررسی شده است. برای این منظور، اجتناب مالیاتی براساس

نرخ موثر مالیاتی اندازه‌گیری شده و ریسک مالیاتی نیز براساس بی‌ثباتی وضعیت مالیاتی و اختلاف مالیاتی اندازه‌گیری شده است.

یافته‌های پژوهش نشان می‌دهد نرخ موثر مالیات (اجتناب مالیاتی) رابطه منفی (مثبت) با ریسک مالیاتی محاسبه شده براساس بی‌ثباتی وضعیت مالیاتی دارد؛ بدین معنی که با کاهش نرخ موثر مالیات، نوسان مالیات و در نتیجه ریسک مالیاتی افزایش می‌یابد. افزون براین، نرخ موثر مالیات (اجتناب مالیاتی) رابطه منفی (مثبت) معناداری با تفاوت مالیات ابرازی و قطعی دارد؛ بدین معنی که با کاهش نرخ موثر مالیاتی، اختلاف با مقامات مالیاتی و درنتیجه ریسک مالیاتی افزایش می‌یابد. این یافته، نتایج آزمون مدل ریسک مالیاتی اندازه‌گیری شده براساس بی‌ثباتی وضعیت مالیاتی با مدل EGARCH را تقویت نموده و بیانگر تأثیر اجتناب مالیاتی بر اختلاف مالیاتی شرکت‌ها با مقامات مالیاتی است.

براساس نتایج بدست آمده می‌توان گفت که کاهش مالیات شرکت‌ها به‌دلیل پیامد ریسک مالیاتی، از نوع اجتناب مالیاتی پرریسک است. یافته‌های این پژوهش، از طریق تبیین یک رابطه بین اجتناب مالیاتی شرکت‌ها و ریسک مالیاتی، شواهد جدیدی را درخصوص اثرگذاری تصمیم‌گذاری مالیاتی بر عملکرد کلی شرکت فراهم می‌نماید.

یافته‌های پژوهش همچنین نشان می‌دهد که درشرکت‌های کوچک به‌دلیل‌عدم‌ثبات‌وضعیت، بی‌ثباتی وضعیت مالیاتی نیز بیشتر است. اهرم مالی نیز به‌دلیل تأثیرگذاری صرفه‌جویی مالیاتیِ هزینه‌های مالی بر اختلاف نظر مودیان با مقامات مالیاتی، اختلاف مالیاتی را افزایش می‌دهد.

ریسک مالیاتی تبیین شده براساس الگوی مفهومی و مدل آماری این پژوهش می‌تواند در پژوهش‌های حوزه حسابداری مالیاتی بکار گرفته شود. همچنین یافته‌های آزمون آماری مدل پژوهش نیز برای ارزیابی ریسک مالیاتی شرکت‌ها براساس نرخ موثر مالیاتی آن‌ها توسط حسابرسان و ممیزان مالیاتی قابل استفاده است. افزون براین، ازآن‌جایی‌که براساس یافته‌های این پژوهش، اجتناب مالیاتی، بی‌ثباتی وضعیت مالیاتی و اختلاف با مقامات مالیاتی را به‌دنبال داشته، به‌مدیران و سرمایه‌گذاران توصیه می‌شود به اثرات ریسک اجتناب مالیاتی توجه نمایند.

پی نوشت‌ها

۱ Box-Jenkins
۲ Durbin-Watson
۳ Breusch– Godfrey
۴ Breusch–Pagan
۵ Jarque–Bera

منابع

آقایی، محمدعلی؛ حسنی، حسن؛ اسدی، زینب. (۱۳۹۵). اهمیت محیط اطلاعات داخلی برای اجتناب مالیاتی در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. پژوهشهای حسابداری مالی، ۸ (۴)، ۳۶-۱۷.

پاکیزه، کامران؛ حیدری، محمدرضا؛ بشیری جویباری، مهدی. (۱۳۹۴). بررسی تأثیر ریسک مالیاتی بر نگهداشت وجه نقد توسط شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. فصلنامه دانش حسابداری، ۶ (۲۲)، ۷۹-۵۷.

پورحیدری، امید؛ سروستانی، امیر. (۱۳۹۲a). شناسایی و تبیین عوامل موثر بر مدیریت مالیات. دانش حسابداری، ۴ (۱۲)، ۱۱۰-۸۹.

پورحیدری، امید؛ سروستانی، امیر. (۱۳۹۲b). بررسی تأثیر ویژگی‌های شرکت، نوع صنعت و مالکیت نهادی بر اختلاف مالیات ابرازی و قطعی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. پژوهشنامه مالیات، ۲۰ (۱۴)، ۷۷-۶۱.

پورحیدری، امید؛ گل محمدی شورکی، مجتبی. (۱۳۹۴). تأثیر ریسک وضعیت مالیاتی شرکت بر حق الزحمه حسابرسی. فصلنامه بررسی های حسابداری و حسابرسی، ۲۲ (۳)، ۳۰۸-۳۰۱.

حصارزاده، رضا؛ اعتمادی، حسین؛ آذر، عادل؛ رحمانی، علی. (۱۳۹۵). طراحی مدل کمینه‌سازی عدم‌اطمینان براساس معیارهای کیفیت داده‌های حسابداری. فصلنامه مطالعات تجربی حسابداری مالی، ۱۳ (۵۰)، ۱۲۷-۸۱.

خانی، عبدالله؛ ایمانی، کریم؛ ملایی، مهنام. (۱۳۹۲). بررسی رابطه بین تخصص حسابرس در صنعت و اجتناب مالیاتی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. دانش حسابرسی، ۱۳ (۵۱)، ۶۸-۴۳.

رهنمای رودپشتی، فریدون؛ دیانتی دیلمی، زهرا؛ فخاری، فاطمه سادات. (۱۳۹۶). نرخ موثر مالیاتی نقدی معیار سنجش اجتناب مالیاتی یا مدیریت سود افزایشی؟. پژوهش‌های تجربی حسابداری، ۷ (۴)، ۱۱۵-۹۳.

زهی، نقی؛ محمدخانلی، شهرزاد. (۱۳۸۹). بررسی عوامل موثر بر فرار مالیاتی (مورد مطالعه موردی استان آذربایجان شرقی). پژوهشنامه مالیات، ۱۸ (۹)، ۲۵-۶۰.

فروغی، داریوش؛ میرزایی، منوچهر؛ رساییان، امیر. (۱۳۹۱). تأثیر فرار مالیاتی بر ریسک سقوط آتی قیمت سهام در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. پژوهشنامه مالیات، ۲۰ (۱۳)، ۱۰۱-۷۱.

مهرگان، نادر؛ سلمانی، یونس. (۱۳۹۳). نوسانات قیمتی نفت و رشد پایدار اقتصادی: مطالعه‌ی موردی ایران و ژاپن. مطالعات اقتصادیِ کاربردی ایران، ۳ (۱۰)، ۱۰۷- ۱۲۵.

Aghaei, M. A. , Hassani, H. , Asadi, Z. (2017). The importance of the internal information environment for tax avoidance in the companies listed in Tehran Stock Exchange. *Financial Accounting Researches*, *8 (4)* , 17-36 (In Persian).

Brealey, R. , Myers, S. (1991). *Principles of Corporate Finance*, Fourth Edition. New York: McGraw-Hill, Inc.

Brealey, R. , Myers, S. (1991). *Principles of Corporate Finance*, Fourth Edition. New York: McGraw-Hill, Inc.

Chen, X. , Hu, N. , Wang, X. , Tang, X. (2014). Tax Avoidance and Firm Value: Evidence from China. *Nankai Business Review International*, *5 (1)* , 25-42.

Chen, X. , Hu, N. , Wang, X. , Tang, X. (2014). Tax Avoidance and Firm Value: Evidence from China. *Nankai Business Review International*, *5 (1)* , 25-42.

Desai,M. , Dharmapala, D.) 2006). Corporate tax avoidance and high-powered incentives. *Journal of Finance and Economics*, *79 (1)* , 145-179.

Desai,M. , Dharmapala, D.) 2006). Corporate tax avoidance and high-powered incentives. *Journal of Finance and Economics*, *79 (1)* , 145-179.

Dyreng, S. , Hanlon, M. , Maydew, E. (2008). Long-run corporate tax avoidance. *The Accounting Review*, *83 (1)* , 61-82.

Dyreng, S. , Hanlon, M. , Maydew, E. (2008). Long-run corporate tax avoidance. *The Accounting Review*, *83 (1)* , 61-82.

Fama, E. (1976). *Foundations of Finance: Portfolio Decisions and Securities Prices*. New York: Basic Books.

Fama, E. (1976). *Foundations of Finance: Portfolio Decisions and Securities Prices*. New York: Basic Books.

Foroghi, D. , Mirzaei, M. , Rasaiian, A. (2012). The Impact of Tax Avoidance on the Future Stock Price Crash Risk of the Listed Companies in Tehran Stock Exchange, *Journal of tax research*, *20 (13)* , 71-101 (In Persian).

Guenther, D. A. , Matsunaga, S. R. , Williams, B. M. (2017). Is Tax Avoidance Related to Firm Risk?. *The Accounting Review, 92 (1)* , 115-136.

Guenther, D. A. , Matsunaga, S. R. , Williams, B. M. (2017). Is Tax Avoidance Related to Firm Risk?. *The Accounting Review, 92 (1)* , 115-136.

Hesarzadeh, R. , Etemadi, H. , Azar, A. , Rahmani, A. (2016). Modeling of minimizing uncertainty based on accounting data quality proxies. *Empirical studies of financial accounting, 13 (50)* , 81-127 (In Persian).

Khani, A. , Imani,K. , Molaei, M. (2013). Investigating the relationship between the auditor's specialty in industry and the tax avoidance of companies Listed in Tehran Stock Exchange, *Journal of Audit Science,13 (51)* , 43-68 (In Persian).

Kim, J. B. , Li, Y. , Zhang, L. (2010). Corporate Tax Avoidance and Stock Price Crash Risk. *Journal of Financial Economics, 100 (3)* , 639-662.

Kim, J. B. , Li, Y. , Zhang, L. (2010). Corporate Tax Avoidance and Stock Price Crash Risk. *Journal of Financial Economics, 100 (3)* , 639-662.

Mehrghan, N. , Salmani, Y. (2014). Oil Price Volatility and Sustainable Economic Growth: a Case Study of Iran and Japan. *Applied Economics Studies in Iran, 3 (10)* , 107-125 (In Persian).

Minnick, K. , Noga, T. (2010). Do Corporate Governance Characteristic Influence Tax Management. *Journal of Corporate Finance, 16 (5)* , 703-718.

Minnick, K. , Noga, T. (2010). Do Corporate Governance Characteristic Influence Tax Management. *Journal of Corporate Finance, 16 (5)* , 703-718.

Neuman, S. , Omer, T. , Schmidt, A. (2013). Risk and return: does tax risk reduce firms' effective tax rates?. Working paper, *TexasA&M University and North Carolina State University*.

Neuman, S. , Omer, T. , Schmidt, A. (2013). Risk and return: does tax risk reduce firms' effective tax rates?. Working paper, *TexasA&M University and North Carolina State University*.

Pakizeh,K. , Heidari, M. , Bashiri Joibari, M. (2015). Effects of Tax Risks on Cash Holdings of Companies Listed in Tehran Stock Exchange. *Journal of Accounting Knowledge, 6 (22)* , 57-79 (In Persian).

Phillips, J. (2003). Corporate tax planning effectiveness: the role of compensation-based incentives. *The Accounting Review, 78 (3)* , 847-874.

Phillips, J. (2003). Corporate tax planning effectiveness: the role of compensation-based incentives. *The Accounting Review, 78 (3)* , 847-874.

Pourheidari, O. , Sarvestani, A. (2012a). dentifying and Explaining the Effective Factors on the Tax Management. *Journal of Accounting Knowledge, 4 (12)* , 89-110 (In Persian).

Pourheidari, O. , Sarvestani, A. (2012b). Investigating the Effect of Firm Characteristics, Industry Type and Institutional Ownership on the Difference between Declared and Definite Tax of Firms Listed in Tehran Stock Exchange, *Journal of tax research, 20 (14)* , 61-77 (In Persian).

Pourheidari1, O. , Golmohammadi Shuraki, M. (2015). The impact of corporate tax risk on audit fee. *The Iranian Accounting and Auditing Review, 22 (3)* , 301-318 (In Persian).

Powers, M. (2009). Rethinking risk and return: Part1-Novel norms for non-normality?. *Journal of Risk Finance, 10 (2)* , 101-106.

Powers, M. (2009). Rethinking risk and return: Part1-Novel norms for non-normality?. *Journal of Risk Finance, 10 (2)* , 101-106.

Rahnamay Roodposhti, F. , Dianati Deilami, Z. , Fakhari, F. (2017). Cash Effective Tax Rate as a Criterion of Tax avoidance or Earnings Managemen. *Journal of Emprical Resaerch in Accounting, 7 (4)* , 93-116 (In Persian).

Rego, S. O. , Wilson, R. (2012). Equity risk incentives and corporate tax aggressiveness. *Journal of Accounting Research, 50 (3)* , 775-810.

Rego, S. O. , Wilson, R. (2012). Equity risk incentives and corporate tax aggressiveness. *Journal of Accounting Research, 50 (3)* , 775-810.

Robinson, J. R. , Xue, Y. , Zhang, M. H. (2012). Tax planning and financial expertise in the audit committee. Working paper, *University of Texas at Austin*.

Robinson, J. R. , Xue, Y. , Zhang, M. H. (2012). Tax planning and financial expertise in the audit committee. Working paper, *University of Texas at Austin*.

Zehi, N. , Mohammadkhanli, S. (2011). A Study on Factors Affecting Tax Evasion (A Case Study of East Azerbaijan Province). *tax research, 18 (9)* , 25-60 (In Persian).

Corporate Tax Avoidance and Tax Risk

Mohammad Ali Sari [1], Hossein Etemadi [2]

Received : 2018/03/10
Approved: 2018/06/26

Abstract

This study inves tigates the effects of tax avoidance on tax risk using a conceptual and statistical modeling of tax risk measuring, based on uncertainty indicator. The sample consists of 114 firms in the period from 2009 to 2016. Tax avoidance is measured by the effective tax rate (ETR). Also tax risk is measured using the EGARCH model and defined as the instability of tax status over time. The research findings show that there is a significant negative relation between effective tax rate and instability of the tax status, which means that firms with lower effective tax rate have instability of tax status over time. On the other hand, findings indicate an increase in tax difference in event of effective tax rate decreases. According to findings, one of the consequences of tax avoidance is increases of tax risk. The findings provide new evidence about the consequences of corporate tax avoidance. These findings can be used to assess the tax risk of firms based on their effective tax rate. Also the findings suggest investors and managements to consider the consequences of corporate tax decreases.

Keywords: Tax compliance, Tax planning, Tax fraud, Unreliability, Effective tax rate (ETR).

Jel clacification: H26, H21

DOI: 10. 22051/jera. 2018. 19554. 1974

[1] Ph. D student of accounting in Tarbiatmodares University, Tehran, Iran (mohammadali.sari@modares.ac.ir)
[2] Prof. of accounting in Tarbiatmodares University, Tehran, Iran, Corresponding Author, (etemadih@modares.ac.ir)

The Effect of Geographic Dispersion On Accrual-Based Earnings Management & Real Activities Earnings Management

Mahdieh Taheri [1], **Majid Azimi Yancheshmeh** [2]

Received : 2018/05/20
Approved: 2018/09/01

Abstract

Earning managements means general intervention of management in the process of determining earnings, which is often in line with desired objectives of the management. In the accounting literature, the most common methods for earnings management are accrual-based earnings management and real activities earnings management. This study examines the effectiveness of a firm's geographic dispersion on choosing between the two kinds of earning management, as the real activities earnings management and the accrual-based earnings management, to be followed. This research is an empirical fundamental in terms of objective and a correlation in terms of nature. The statistical population consists of firms listed in Tehran Stock Exchange in the period from 1386 to 1394. The sample consists of 105 firms from different industries and the sampling method is systematic elimination, libraries and documentation. This study has two hypotheses which are tested using multivariate regression and T-test models. The results show that geographically dispersed firms have a lower level of accrual-based earnings management as well as real activities earnings management, as compared to the other firms.

Keywords: earning, earnings management, accrual-based earnings management, real activities earnings management, geographical dispersed firms.

Jel clacification: M41, G33, G32

DOI: 10. 22051/jera. 2018. 19678. 1984

[1] MSc. Student, Nongovernmental nonprofit institution of higher education Hasht Behsht, Isfahan, Iran, (Mahdieh.ta6162@gmail.com)
[2] Assistant Prof of Accounting, Azad university Folad Mobarakeh branch, Isfahan, Iran, (Azimimajid.yan@yahoo.com)

Political Connection and Corporate Social Responsibility: Product Market Competition

Rasol Baradaran Hasanzadeh[1], **Isa Abyazi**[2], **Ramin Namvar**[3]

Received : 2018/03/17
Approved: 2018/07/15

Abstract

Government and politicians intervention in boards of directors' decision making may affect firms' business trajectory. A stock market should display informational efficiency and, therefore, should appropriately reflect the value of political connections, if any. This study is aimed to investigate the effect of political connections on corporate social responsibility, focusing on product market competition. The sample consists of 60 firms for the period from 2011 to 2016.. In order to measure social responsibility, Kinder, Lydenberg, & Domini Research Institution ranking is used. Also, research hypotheses are tested using a panel data model. The results show that any increases in political connection increases social commitment and accountability of managers. Firms are also divided into two groups according to the product market competition, and the results show that political connection has a positive impact on social responsibility in firms with high product market competition, however this is not so for firms with low market competition. Increasing competition is effective in increase of social responsibility.

Keywords: Political Connection, Social Responsibility, Product Market Competition.

Jel clacification: M41

DOI: 10.22051/jera.2018.19587.1980

[1] Associate Prof. , Dep. of Accounting, tabriz Branch, Islamic Azad University, tabriz, Iran Iran, (drh313@gmail.com)
[2] Ph. D. Student, Department of Accounting, marand Branch, Islamic Azad University, marand , Iran, corresponding author, (abyaz.1362@gmail.com)
[3] MSc in Financial Management, Islamic Azad University, benab , benab , Iran Iran, (abyaz.1362@gmail.com)

Factors Affecting Judgments and Decision Making in respect of Assets Misappropriation

Zahra Shams [1], **Mahnaz Molanazari** [2]

Received : 2018/11/04
Approved: 2019/04/06

Abstract

Fraud is always a major concern for firm managers and stakeholders. Timely diagnosis of fraud risk factors or internal control deficiencies is effective in preventing and detecting frauds. Determining the adequacy of internal controls is a judgment, and reporting the defects based on their risk is a decision. This research is an applied and exploratory research that collects and models data from 342questionnaires on the factors affecting the judgments and decision-making process in misappropriation of assets, by structural equation modeling (SEM) , and uses Smart PLS software to test of model. The results show that personality factors such as consistency, conscience, extroversion and openness to experience have a significant relation with goal oriented learning, but, there is no significant relation between openness to experience and goal oriented performance. Goal orientation has a significant effect on knowledge, but there is no significant relation between goals oriented performance and experience. Also, knowledge and experience have a significant effect on identification of risk factors, which leads to detection of the fraud possibility. Finally, the results of the tested model indicate that the people's decision to report susceptible fraud has a significant relation with the detection of the fraud possibility, morality and motivation.

Keywords: Detection and Reporting of Fraud, Goal Orientation, Ethical Orientation, Personality Traits, Knowledge and Experience.

Jel clacification: M41, M42, D91

DOI: 10.22051/jera.2019.22769.2222

[1] Ph. D. Student, Alzahra University, Tehran, Iran, Corresponding Author (shams_z99@yahoo.com)
[2] Associate Professor of Accounting, Alzahra University, Tehran, Iran (m_molanazari@alzahra.ac.ir)

Managerial Entrenchment and Earnings Management

Hassan Valiyan[1], Mohammad Reza Abdoli [2], Ali Ostad Hashemi[3], Reza Tahmasebi Zadeh[4]

Received : 2018/03/10
Approved: 2018/07/18

Abstract

Considering the amended rules and financial crises in recent years, shareholders and investors need higher scale and quality of reliable information to make better decisions. One of the most important information sources in capital markets is managers and their decisions, that means managers' performance and decision making can help investors to make better decisions. This research examines the effect of Managerial entrenchment on earnings management of firms listed in Tehran Stock Exchange. The sample consists of 98 firms listed in Tehran Stock Exchange during the years 2007 to 2016 and the hypotheses are tested using a multivariate regression model. Findings show that there is a significant negative relation between managerial entrenchment and accruals earnings management as well as real earnings management. It was also found that, managerial entrenchment has reverse effects on the relation between opportunistic incentives of earnings management and the firm value. In other words, managerial entrenchment leads managers to pursue long-term goals through investment in profitable projects and plans resulting in value growth, rather than short-term goals through earnings manipulation.

Keywords: Managerial Entrenchment, Accruals Earnings Management, Real Earnings Management, Firm Value.

Jel clacification: M12، M10، M19

DOI: 10.22051/jera.2018.19545.1973

[1] Assistant Professor, Department of Management, Islamic Azad University, Sari, Iran, Corresponding author,(Hasan.Valiyan@yahoo.com)

[2] Associate Professor of Accounting, Shahrood Branch, Islamic Azad University, Shahrood, Iran, (Mra830@yahoo.com)

[3] Accounting Department, Payame Noor University, Iran, (ostad1976@yahoo.com)

[4] Assistant Professor of Accounting, Shahrkord Branch, Islamic Azad University, Shahrkord, Iran, (r.tahmasebizadeh@gmail.com)

Managerial Ability and Audit Fees : Role of Financial Distress

Ali Saghafi[1], **Mojtaba Ali Famian**[2]

Received : 2018/04/07
Approved: 2018/08/13

Abstract

This study examines the relation between managerial ability and audit fee as well as the effects of financial distress on the relation. To test the hypotheses, this study uses multivariate regression method and the statistical "panel data" technique. To measure the managerial ability and financial distress, this study uses DEA methods according to Demerjian et al. (2012) and Altamn model modified by Roodposhti et al (2010) , respectively. The sample consists of 82 firms listed in Tehran Stock Exchange over the period from 210 to 2016. Findings show that there is a significant negative relation between the managerial ability and audit fees and also, this relation is not moderated with financial distress.

Keywords: managerial ability, financial distress, audit fee.

Jel clacification: M42, G33

DOI: 10.22051/jera.2018.19457.2000

[1] Proffessor of Accounting, AllamehTabatabaiee, Tehran, Iran, (iranianaa@yahoo.com)
[2] Phd Student of Accounting, AllamehTabatabaiee, Tehran, Iran, Corresponding Author, (Mojtaba.alifamian@yahoo.com)

Effects of Corporate Governance and Earnings on Cost Stickiness and Conservatism in the Capital Market

Parisa Pazouki[1], **Roya Darabi**[2]

Received : 2018/03/09
Approved: 2018/07/17

Abstract

Understanding cost behavior is one of the important issues of cost accounting and management accounting. In traditional cost behavior models, variable costs are increased or decreased in proportion to changes in activity volume, and change directions in activity volume do not affect cost changes magnitude. It means that changes in activity level to a certain extent lead to costs increase or decrease to a certain extent. This research uses data from 150 firms over the years from 2011 to 2016 and structural analysis method in order to analyze costs stickiness in Iranian Capital market. This research is an applied, descriptive correlational, desk-Field and post-event study. The results show that there is a significant relation between cost stickiness and corporate governance characteristics as well as future conservatism of a firm, however, there is no significant relation between cost stickiness and earnings management as well as earnings quality characteristics.

Keywords: Cost Stickiness, Corporate Governance, Conservatism, Structural Equation Approach.

Jel clacification: G14, M41

DOI: 10.22051/jera.2018.19336.1957

[1] Ph.d. Student of Accounting, Islamic Azad University, South Tehran Branch, (parisapazouki@yahoo.com)
[2] Associate Professor, South Tehran Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran Corresponding Author, (royadarabi110@yahoo.com)

Board of Directors' Financial literacy and Real Earnings Management

Mohammad Vahdani[1], **Elham Aliakbari**[2]

Received : 2018/02/12
Approved: 2018/06/30

Abstract

The aim of this study is to investigate the impact of board of directors' financial literacy on real earnings management. The sample consists of 150 firms listed in Tehran Stock Exchange during a period from 2010 to 2016. Data is analyzed using panel data method and Eviews. This research uses real earnings management criteria including abnormal operational cash flows, abnormal discretionary costs and abnormal production costs. The financial literacy of the board members are measured using the educational degree. The results show that there is a positive and significant relation between financial literacy of the board members and the abnormal production costs as well as the abnormal discretionary costs. However, there is a negative and significant relation between the abnormal cash flows and financial literacy of the board members.

Keywords: board of directors' financial literacy, real earnings management, abnormal cash flows, abnormal production costs, abnormal discretionary costs.

Jel clacification: M10, L25, G34

DOI: 10.22051/jera.2018.19247.1951

[1] Assistant Proffessor of Accounting, University of Bojnord, Bojnord, Iran, corresponding author (Mohamadvahdani99@gmail.com)
[2] MSc. of Accounting, University of Bojnord, Bojnord, Iran, (ealiakbari137@yahoo.com) ,

Accruals and Future Cash Flows

Farzane Yousefi Asl[1] **, Elham Hamidi**[2] **, Seyed Javad Mirabbasi**[3]

Received : 2018/02/12
Approved: 2018/05/26

Abstract

The aim of this research is to examine the role of accruals in forecasting cash flows, earnings, and valuation based on Barth et al. (2016). In fact it investigates information content of accruals in these three material cases. This model is the developed one of Dechow and Dichev (2002) and shows that separation of accruals on the basis of their role in cash-flows conforming to the economic factors creating the cash flows helps to explain forecasting models and valuation. Data from 179 firms listed in Tehran stock exchange over the years from ۲۰۰۷ to ۲۰۱۶ is analyzed. Separation of accruals on the basis of their role in cash-flows conforming to the economic factors creating the cash flows helps to explain forecasting models of earnings, cash flows and valuation. Analysis of models indicates that each type of accrual has different information content in forecasting cash flows, earnings and valuation.

Keywords: Accruals, Cash Flows, Equity Valuation, Valuation Model and Cash Flow Forecasting.

Jel clacification: C13,C51,E37,G17,M41

DOI: 10.22051/jera.2018.19174.1946

[1] Assistant Professer of Accounting, University of Khatam, Tehran,Iran, (yusefiasl@gmail.com)
[2] Assistant Professer of Accounting, University of Khatam, Tehran,Iran, (hamidi.elham@gmail.com)
[3] MSc. of Accounting, University of Khatam, Tehran,Iran, (javadmirabbasi@yahoo.com)

Accounting Restatements and Cash Holding Policy

Mohammad Nasiri[1], **Aiuob Yaghmaei Alishah**[2]

Received : 2018/01/28
Approved: 2018/06/20

Abstract

This research is aimed to investigate the effect of accounting restatements on cash holding policy. Firms often hold significant amounts of cash in their balance sheets due to capital market defects such as information asymmetry, agency problems, transaction costs, and external financing costs. On the other hand, accounting restatements can affect the level of cash holdings and its market value. This research is a causal, post-event and applied one. The sample consists of 155 firms listed in the Tehran Stock Exchange during the period from 2009 to 2016. Findings based on the multivariate linear regression analysis show that, according to the strengthened control theory, accounting restatements lead to a decrease in cash holdings. Also, in line with the agency theory, restatements of financial statements will lead to a decrease in the market value of cash holdings from investors' perspective. In other words, investors interpret the accounting restatements as a negative signal.

Keywords: Market value of cash holdings, accounting restatements of financial statements, agency theory, strengthened control theory.

Jel clacification: M10, G10

DOI: 10.22051/jera.2018.19067.1931

[1] Associate professor of Financial management,. Islamic Azad University, Shabestar, Iran, corresponding author, (mohammadnasiri1359@gmail.com)
[2] MSc. of Accounting, Islamic Azad University, Shabestar. Iran, (Aiuob.yaghmaei@yahoo.com)

An Iranian Model of Internal Audit Performance Assessment

Mohammadreza Nikbakht[1], **Maryam Ghods Hasanabad**[2]

Received : 2018/01/13
Approved: 2018/05/06

Abstract

Preventing from and fighting against speculation, fraud and financial mismanagement are as bases of a resistance economy system. Internal audit is a mechanism that can play an important role in paving the way for preventing fraud and financial mismanagement, through ensuring the internal controls effectiveness. Such a mechanism itself must work effectively to handle this role. According to internal auditing standards, infrastructure performance assessment helps internal auditing management to improve the performance quality. This study adopts a classic basic theory approach to extract the model of internal audit executives' view from performance assessment of internal audit in Islamic Republic of Iran. The model shows that legitimacy is the main concern of internal audit managers, which is extracted from interview data using classic basic theory method. It is the first time that this concept presented in the field of assessing internal audit performance studies.

Keywords: performance assessment, internal audit, legitimacy.

Jel clacification: M1,M4,Y2

DOI: 10.22051/jera.2018.18890.1917

[1] Associate Professor of Accounting, Tehran university, Tehran, Iran, (m.nikbakht@ut.ac.ir)
[2] Phd Student of Accounting, Tehran university, Tehran, Iran, corresponding author, (mgh.ac66@yahoo.com)

Investor Sentiment and Accounting Earnings Management

Nazanin Bashirimanesh[1], **Javad Oradi**[2]

Received : 2018/01/17
Approved: 2018/04/18

Abstract

Behavioral finance perspectives state that investor sentiment affects stock price. Managers being aware of behavioral finance effects on stock price are expected to be more careful in their decision for earnings management. The sample consists of 475 observation (firm-year) in the period from 2010 to 2015 and the aim is to examine the relation between investor sentiment and accounting earnings management. To measure the investor sentiment and accounting earnings management, Shamsoddini (2015) and kaznic (1991) models are used respectively. The results show a significant positive relation of the momentum effect and value premium (price/earnings) variables to accounting earnings management. As a result, investors' short-term attitudes affect the extent of accruals manipulation. However, there is no significant relation between the investor sentiment and real earnings management.

Keyword: Investor Sentiment, Accounting Earnings Management, Behavioral Finance.

Jel clacification: G12, G14

DOI: 10.22051/jera.2018.18787.1911

[1] Asistant Prof in Accounting, faculy member of payamnoor University, south khorasan, Iran, (bashirimanesh@gmail.com)
[2] MSc of Auditing, ferdosi University, Mashhad, Iran, corresponding author, (ja_oradi@mail.um.ac.ir)

Auditor Expertise and the Relation between Related Party Transactions and Investment Efficiency

Mohammad Reza Mehranpour[1], **Mohammad Mahdi Dana**[2], **Mohammad banafi**[3]

Received : 2017/05/22
Approved: 2017/10/23

Abstract

This research is aimed to investigate the moderating effect of auditor expertise on the relation between related party transactions and investment efficiency. In other words, the study seeks to answer the question "whether auditor expertise will decrease the effect of related party transactions on investment efficiency. It is expected that the results help to understand factors moderating the relation between related party transactions and investment efficiency. Hence, two hypotheses are developed and data from 65 firms listed in Tehran Stock Exchange for the period from 2009 to 2015 are analyzed. The results show that there is a significant negative relation between related party transactions and investment efficiency. In other word, managers incurring considerable agency costs, opportunistically use related party transactions which lead to inefficient investment. Also, the findings indicate that auditor industry expertise moderates the relation between related party transactions and investment efficiency. In fact, the negative relation between related party transactions and investment efficiency is weaker in firms audited by auditors with industry expertise as compared to other firms.

Keywords: Related party transactions, Investment efficiency, Auditor expertise.

JEL Classification: M42

DOI: 10.22051/jera.2019.15586.1675

[1] Assistant Professor of Accounting, Tehran university, Tehran, Iran, (mehrabanpour@ut.ac.ir)
[2] Facoulty member of Accounting department, Khalij fars university, Boshehr, Iran, corresponding author, (mmehdidana@ut.ac.ir)
[3] MSc. Of Accounting, Chamran university, Ahvaz, Iran, (mohammadbanafi70@gmail.com)

Financial Reporting Quality and Relation between Managerial Overconfidence and Investment Efficiency

Yahya Hasas Yeghaneh[1], **Masoud Hasani Alghar**[2]

Received : 2017/04/20
Approved: 2017/08/21

Abstract

Managers' personality traits can affect investment decisions of a firm. One of the most important personality traits of managers, which affects risk taking is overconfidence. Overconfidence can be defined as an idle belief in oneself cognitive abilities, judgments and intuitive reasoning. Overconfident managers overestimate their information accuracy and consiquently, their enterprise future earnings and cash flows. Also they may invest in projects with no cash flow required to achieve shareholders' expected return. This study is aimed to investigate effects of Financial Reporting Quality on the relation between Managerial Overconfidence and Investment Efficiency in Firms Listed in Tehran Stock Exchange. The sample consists of 112 firms listed in Tehran Stock Exchange during the years from 2007 to 2015. This study uses a manager's bias as a criterion in order to measure managerial overconfidence. Financial reporting quality in this study for each firm-year is measured using accounting data of a five year period and rolling regression. The results of testing first hypothesis suggest that managerial overconfidence leads to a reduction of investment efficiency. The results of testing second hypothesis indicates that Financial Reporting Quality weakens the relation between Managerial Overconfidence and Investment Efficiency. According to further investigations, firm size, sales growth and operating cash flow ratio have a significant relation with investment efficiency.

Keywords: managerial overconfidence, investment efficiency, financial reporting quality, accruals quality and cash flows from operations.

Jel classification: G41

DOI: 10.22051/jera.2017.15077.1648

[1] Professor of Accounting, Allame tabatabaie university, Tehran, Iran, (yahya_yeganeh@yahoo.com)
[2] Lecturer of Acounting, Bozorgmehr university of Ghaenat, Ghaen, Iran, corresponding author (acc.hasani@yahoo.com)

Efficient Opportunistic Earning Management and Financial Constraints: Testing of Debt Hypothesis in Accounting Positive Theories

Mehdi Zolfaghari[1], **Ghodratollah Talebnia**[2], **Zahra Poorzamani**[3]

Received : 2017/02/10
Approved: 2017/06/14

Abstract

Despite all strong literature reviews about earnings management, there is no correct explanation of the accruals utilization effect on a firm's financial decisions. Firms with financial constraints can adjust debt contract requirements and decrease the cost of their debts using discretionary accruals with positive signal to the market. This study is aimed to examine the relation of effective opportunistic earnings management to financial constraints. The sample consists of 94 firms listed in Tehran stock exchange over the period from 2001 to 2016. To measure the earnings management variable, the rolling linear regression and time series data are used. The multivariate regression using panel data is used to examine the first hypothesis and the multivariate regression using cross-sectional data is used to examine the second and third hypotheses. The results show that there is a positive significant relation between financial constraints and earnings management. Also examining two kinds of earnings management, as opportunistic and effective, indicates that there is no significant relation between financial constraints and effective earnings management, but there is a positive significant relation between financial constraints and opportunistic earnings management. Therefore, in Iranian capital market, managers use opportunistic earnings management even in financial constraints occasions in the line of their personal benefit.

Keywords: Discretionary accruals, Opportunistic earnings management, Effective earnings management, financial constraints.

Jel clacification: M41,G32

DOI: 10.22051/jera.2017.14103.1597

[1] Ph. D. Student in accounting, Science and Research Branch, Islamic Azad university, Tehran, Iran, (zolfaghari.mhd@gmail.com)

[2] Associate Prof. , Science and Research Branch, Islamic Azad university, Tehran, Iran, corresponding author, (gh_talebnia@yahoo.com)

[3] Associate Prof. , Tehran central Branch, Islamic Azad university, Tehran, Iran, (zahra.poorzamani@yahoo.com)

Table of content

Efficient Opportunistic Earning Management and Financial Constraints: Testing of Debt Hypothesis in Accounting Positive Theories ……. 1
Mehdi Zolfaghari, Ghodratollah Talebnia, Zahra Poorzamani

Financial Reporting Quality and Relation between Managerial Overconfidence and Investment Efficiency ……. 25
Yahya Hasas Yeghaneh, Masoud Hasani Alghar

Auditor Expertise and the Relation between Related Party Transactions and Investment Efficiency …… 55
Mohammad Reza Mehranpour, Mohammad Mahdi Dana, Mohammad banafi

Investor Sentiment and Accounting Earnings Management ……..77
Nazanin Bashirimanesh, Javad Oradi

An Iranian Model of Internal Audit Performance Assessment ... 101
Mohammadreza Nikbakht, Maryam Ghods Hasanabad

Accounting Restatements and Cash Holding Policy ……. 123
Mohammad Nasiri, Aiuob Yaghmaei Alishah

Accruals and Future Cash Flows ……... 143
Farzane Yousefi Asl , Elham Hamidi , Seyed Javad Mirabbasi

Board of Directors' Financial literacy and Real Earnings Management ……..171
Mohammad Vahdani, Elham Aliakbari

Effects of Corporate Governance and Earnings on Cost Stickiness and Conservatism in the Capital Market …….. 199
Parisa Pazouki, Roya Darabi

Managerial Ability and Audit Fees: Role of Financial Distress…221
Ali Saghafi, Mojtaba Ali Famian

Managerial Entrenchment and Earnings Management ……... 245
Hassan Valiyan, Mohammad Reza Abdoli ، Ali Ostad Hashemi, Reza Tahmasebi Zadeh

Factors Affecting Judgments and Decision Making in respect of Assets Misappropriation…….. 277
Zahra Shams, Mahnaz Molanazari

Political Connection and Corporate Social Responsibility: Product Market Competition……..301
Rasol Baradaran Hasanzadeh, Isa Abyazi, Ramin Namvar
The Effect of Geographic Dispersion On Accrual-Based Earnings Management & Real Activities Earnings Management ……327
Mahdieh Taheri, Majid Azimi Yancheshmeh

Corporate Tax Avoidance and Tax Risk ……353
Mohammad Ali Sari , Hossein Etemadi

Licence Holder: Alzahra University
Director: Hoseini, Seyed Ali (Assist. Prof. Alzahra University)
Editor in chief: Rahmani, Ali (Prof. Alzahra University)
Scientific and Literally Editor: Bashirimanesh, Nazanin
English Editor: Ebrahimi, Elaheh
Lay out editor: Esfandi, Khadijeh
Journal Expert: Azam, Pakkhesal
Print and Binding: Ramtin Publishing

Editorial Board
Pourheidari, Omid, Proffessor of Baahonar University
Pourjalali Hamid, Professor of Hawaii University, The USA
Hejazi, Rezvan, Proffessor of Alzahra University
Khalifesoltani, Seyed Ahmad, Associate Proffessor of Alzahra University
Rahmani, Ali, Proffessor of Alzahra University
Rezaee Zabihollah, Proffessor of Memphis University, The USA
Sajadi, Hosein, Proffessor of Shahid Beheshti University
Soleimani Amiri, Gholamreza, Associate Proffessor of Alzahra University
Mashayekh, Shahnaz, Associate Proffessor Alzahra University
Mashayekhi, Bita, Associate Proffessor Tehran University
Mehrani, Sasan, Associate Proffessor of Tehran University
Homayoun Saeid, Associate Professor of Gavle University, Swed
Yazdifar Hassan, Professor of Salford University Business School, The UK

Address: Alzahra University, Vanak,Tehran-Iran. P. O Box 1993891176
Tel & F**ax:** (+9821) 88212578
Website: http: //journals. alzahra. ac. ir/jera
Email: jera@alzahra. ac. ir

In the Name of God

Quarterly Journal of

Empirical Research in Accounting

"Scientific Journal"

Autumn 2019, Vol 9, Number 33