**به نام خدا**

فصلنامهٔ

# پژوهش‌های تجربی حسابداری "نشریه علمی"

**سال نهم، شمارهٔ ۳۴، زمستان 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 شکلها ایتالیک وپررنگ (Bold)، دارای فاصله ۶ سانتی متر قبل و بعد از نگاره و شکل 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. شکلها، نگاره‌ها و فرمول‌ها

عنوان شکلها در زیر و عنوان نگاره‌ها در بالای آن‌هادرج شود. بهتر است شکلها 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 شکلها 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

**عملکرد مالی و کارکردهای مدیریت لحن نوشتار در گزارشگری مالی ..... ۱**
عبدالرضا محسنی، فریدون رهنمای رودپشتی

**رابطه ذهنیت فلسفی و موفقیت تحصیلی دانشجویان رشته حسابداری..... ۲۹**
اعظم شکری، مریم قره چائی

**بررسی توانایی شاخص‌های حسابداری و غیرحسابداری مؤثر بر پیش‌بینی درماندگی مالی و مقایسه روش‌های پارامتریک و ناپارامتریک..... ۴۹**
ساسان مهرانی، یحیی کامیابی، فرزاد غیور

**انطباق انگیزه‌های تقلّب در مدیران با الگوی نظریه چشم‌انداز تجمعی از طریق تجزیه و تحلیل متن..... ۷۳**
علیرضا رهروی دستجردی، داریوش فروغی، غلامحسین کیانی

**بررسی ارتباط بین سطح افشای اطلاعات کنترل داخلی و کیفیت سود..... ۱۰۳**
علی ابراهیمی کردلر، امید آخوندی

**شواهدی از الگوی تغییر خطی تک‌های اقلام تعهدی و ریشه‌های اقتصادی آن..... ۱۲۳**
آرش قربانی، محمدحسین ودیعی نوقابی، محمدرضا عباس زاده، محمود لاری دشت بیاض

**بررسی تأثیر تعدیل‌کنندگی هزینه نمایندگی بر رابطه بین مسئولیت اجتماعی شرکت و چسبندگی هزینه در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران..... ۱۶۹**
محمد نمازی، زهرا جعفری

**طراحی مدل رتبه بندی شرکت‌ها از منظر کیفیت سود حسابداری..... ۲۰۱**
صدیقه دوستیان، شهناز مشایخ

**مدل‌بندی نقش تعدیلی حاکمیت شرکتی بر رابطه بین اعتماد اجتماعی و اجتناب مالیاتی..... ۲۲۱**
یاسر رضائی پیته نوئی، مهدی صفری گرایلی، محمد نوروزی

**بررسی عوامل مؤثر بر اثربخشی حسابرسی داخلی..... ۲۴۷**
وحید منتی، الهه زمان

**اثر تعدیل‌کنندگی کیفیت حسابرسی بر رابطهٔ بین کیفیت اطلاعات حسابداری و کارایی سرمایه‌گذاری..... ۲۷۱**
مهدی بهارمقدم، حسین جوکار، کاظم شمس‌الدینی، سجاد حمزه نژاد

**تأثیر ساختار مالکیتی و نظارتی هیأت مدیره و ویژگی‌های حسابرس بر مدیریت سود در بورس اوراق بهادار تهران..... ۲۹۹**
رضا داغانی، نجمه حاجیان، کبری طلوعی

**بررسی رابطه غیرخطی بین افشا و عملکرد مالی با تمرکز بر نقش مدیریت سود: شواهدی از شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار ایران..... ۳۲۷**
مهرناز یافتیان، سمیه صادقی

**بررسی تأثیر تعدیل‌کنندگی تخصص حسابرس در صنعت بر رابطه‌ی بین سازوکارهای حاکمیت شرکتی و نامتقارنی اطلاعات شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران..... ۳۴۱**
غلامحسین مهدوی، فرهاد شعبانی

**ارتباط ارزشی استهلاک سرقفلی و تأثیر اهرم مالی بر این رابطه با در نظر گرفتن استانداردهای ملی و بین‌المللی..... ۳۶۷**
حسین نورانی، احمد خدامی پور، امید پورحیدری

پژوهش‌های تجربی حسابداری
سال نهم، شماره ۳۴، زمستان ۱۳۹۸، صص ۱ - ۲۷

# عملکرد مالی و کارکردهای مدیریت لحن نوشتار در گزارشگری مالی

**عبدالرضا محسنی *، فریدون رهنمای رودپشتی ****

تاریخ دریافت: ۰۹ / ۹۵/۰۳
تاریخ پذیرش: ۱۸ / ۹۵/۰۷

## چکیده

فصاحت و بلاغت استفاده شده در توصیف‌ها، برای درک اطلاعات کمّی حائز اهمیت است. لحن نوشتار، به معنی استفاده از کلمات مثبت در برابر کلمات منفی در متن‌های کیفی است. مدیریت لحن نوشتار عبارت است از انتخاب سطح لحن نوشتار در متن‌های کیفی به گونه‌ای که با اطلاعات کمّی همراه آن منطبق نباشد (هانگ و همکاران، ۲۰۱۴). مدیریت لحن نوشتار می‌تواند با انگیزه‌های راهبردی و یا با انگیزه‌های اطلاع‌رسانی استفاده شود. هنگامی که اطلاعات بنیادی شرکت بواسطه محدودیت‌های استانداردهای حسابداری، نسبت به اطلاعات کمّی ارایه شده بهتر هستند، مدیریت لحن نوشتار می‌تواند با کارکردهای اطلاعاتی استفاده شود. هر چند مدیریت لحن نوشتار ممکن است با کارکردهای راهبردی و به منظور تغییر ادراک استفاده‌کنندگان، نسبت به اطلاعات بنیادی شرکت استفاده شود. هدف اصلی تحقیق حاضر بررسی این موضوع است که آیا مدیریت لحن نوشتار می‌تواند تأثیر انگیزه‌های راهبردی مدیران برای پنهان کردن عملکرد آتی ضعیف شرکت را نشان دهد. هدف دیگر این تحقیق بررسی رابطه بین مدیریت لحن نوشتار و عملکرد مالی آتی در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران است. قلمرو زمانی تحقیق سال‌های ۱۳۸۶ تا ۱۳۹۳ است. برای آزمون فرضیات تحقیق از همبستگی و تحلیل رگرسیون خطی چندگانه استفاده شده است. یافته‌های تحقیق نشان می‌دهد بین مدیریت لحن نوشتار و عملکرد مالی آتی شرکت، رابطه منفی و معنی‌داری وجود دارد. بنابراین مدیران از مدیریت لحن نوشتار با انگیزه‌های راهبردی و برای پوشش عملکرد آتی ضعیف شرکت استفاده می‌کنند.

**واژه‌های کلیدی**: لحن نوشتار، مدیریت لحن نوشتار، کارکردهای مدیریت نوشتار، عملکرد مالی.
**طبقه‌بندی موضوعی:** G11, M41.

DOI: 10.22051/jera.2017.10039.1286

* استادیار گروه حسابداری، واحد بوشهر، دانشگاه آزاد اسلامی، بوشهر، ایران، (نویسنده مسئول)، (mohseni.abdoreza@yahoo.com).
** استاد گروه حسابداری، واحد علوم و تحقیقات تهران، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران، (rahnama.roodposhti@gmail.com).

**مقدمه**

عموم مردم غالباً گزارشگری مالی در حسابداری را به عنوان گزارش اعداد و ارقام می‌دانند. این در حالی است که بیشتر تحقیقات و تحلیل‌های اخیر، بر زبان حسابداری به عنوان واسطه‌ای که از طریق آن شرکت‌ها با افراد بیرونی ارتباط برقرار می‌کنند، تمرکز نموده‌اند (هالز و همکاران، ۲۰۱۰).

زبان حسابداری می‌تواند به صورت وصفی باشد، که به طور فزاینده‌ای حائز اهمیت است، زیرا بلندتر و پیچیده‌تر می‌شود. علاوه بر این، جملات وصفی به تهیه‌کنندگان گزارش‌های سالانه اجازه می‌دهد تا اطلاعات و توضیح‌های جزئی‌تر دیگری درباره رویدادها افشاء کنند (کلاتورثی و جونز، ۲۰۰۳؛ مرکل-دیویس و برنان، ۲۰۰۷). افزایش اهمیت توصیف‌های حسابداری می‌تواند به کاهش عدم تقارن اطلاعاتی که بر اثر محدودیت‌های استانداردهای حسابداری کنونی رخ می‌دهد، کمک کند (کلاتورثی و جونز، ۲۰۰۳؛ هانگ و همکاران، ۲۰۱۴). در نتیجه، اعداد و ارقام حسابداری در کنار توصیف‌های حسابداری می‌تواند اطلاعات بنیادی شرکت را بهتر نشان دهد.

نامه مدیر ارشد اجرایی یک سند توصیفی مهم است، زیرا از طریق آن مدیریت فرصت می‌یابد نظرات و ارزش‌ها را برای سهامداران بیان کند (آمرنیک و همکاران، ۲۰۱۰). مطالعات پیشین نشان داده است نامه مدیر ارشد اجرایی پرتناوب‌ترین بخش خوانده شده در گزارش سالانه است (برای مثال، کورتیس، ۱۹۹۸؛ کلاتورثی و جونز، ۲۰۰۳). بنابراین، همانطور که قدرت مدیر ارشد اجرایی افزایش یافته (آمرنیک و همکاران، ۲۰۱۰) و اهمیت زبان حسابداری به طور فزاینده‌ای حیاتی شده است، لحن نوشتار یعنی استفاده از عبارات مثبت و منفی، در این نامه‌ها به نقطه عطفی برای درک شرکت تبدیل شده است (کارلسون و لامپتی، ۲۰۱۵).

با افزایش حجم توصیف‌های حسابداری، مدیران شرکت‌ها می‌توانند با استفاده از لحن نوشتار یعنی بوسیله مدیریت نوشتار، از مزیت این فرصت‌ها برای منحرف کردن ادراک افراد استفاده کنند. اگر چه در شکل صحیح، مدیران می‌توانند از مدیریت نوشتار برای اهداف اطلاع‌رسانی با توجه به محدودیت‌های ارقام و استانداردهای حسابداری در زمینه انتقال واقعیت‌های اقتصادی استفاده کنند، با این حال نتایج تحقیقات گذشته بر روی لحن نوشتار، نشان دهنده استفاده راهبردی مدیران از مدیریت نوشتار با هدف فریب خوانندگان گزارش‌های

سالانه و تأثیرگذاری بر ادراک آن‌ها بوده است (برای مثال، هانگ و همکاران، ۲۰۱۴). به عبارت دیگر مدیران با سوء استفاده از مدیریت نوشتار به دنبال تأثیر گذاری بر ادراک استفاده‌کنندگان از گزارش‌های سالانه در خصوص اطلاعات بنیادی شرکت بوده‌اند.

این مطالعه شواهد تجربی و تحلیلی عمیقی از رابطه بین مدیریت لحن نوشتار و عملکرد مالی آتی شرکت ارایه می‌دهد، تا از این طریق انگیزه‌های مدیران برای استفاده از مدیریت نوشتار در گزارش‌های سالانه را توضیح دهد. تحقیقات پیشین در زمینه مدیریت نوشتار به بررسی وجود مدیریت لحن نوشتار در گزارش بحث و تحلیل‌های مدیریت، در اعلامیه‌های فشرده سود، و نامه مدیر ارشد اجرایی پرداخته‌اند (برای مثال، هانگ و همکاران، ۲۰۱۴؛ لی، ۲۰۱۰؛ دیویس و تاما-سوئیت، ۲۰۱۲). بیشتر تحقیقات گذشته در کشورهای دیگر، بر روی مدیریت لحن نوشتار در نامه مدیر ارشد اجرایی متمرکز بوده است. از میان گزارش‌هایی که شرکت‌ها در ایران تهیه می‌کنند، گزارشی که می‌توان به لحاظ شکل و محتوا نزدیک به این نامه دانست، گزارش سالانه هیات مدیره درباره فعالیت و وضع عمومی شرکت است که در ادامه بیشتر تشریح می‌شود. با توجه به ویژگی‌هایی که این گزارش از آن برخوردار است، شرایط مناسبی برای دستکاری مدیریت در آن فراهم می‌شود. به گونه‌ای که مدیریت می‌تواند از آن برای اهداف راهبردی از طریق مدیریت نوشتار، در کنار اهداف اطلاع‌رسانی استفاده کند. بنابراین با توجه به اینکه رابطه مدیریت نوشتار و عملکرد مالی آتی؛ و نیز انگیزه مدیران در استفاده از مدیریت نوشتار در این گزارش بررسی نشده است و با توجه به اهمیت تأثیر آن بر ادراک سرمایه‌گذاران، انگیزه مطالعه حاضر قرار گرفته است.

بنابراین، هدف اصلی تحقیق حاضر بررسی این موضوع است که آیا مدیریت لحن نوشتار می‌تواند انگیزه‌های راهبردی مدیران برای استفاده از آن در جهت پوشش عملکرد مالی ضعیف آتی را نشان دهد. هدف دیگر این تحقیق بررسی رابطه بین مدیریت لحن نوشتار و عملکرد مالی آتی شرکت است.

## مروری بر پیشینه پژوهش

در مطالعات گذشته نامه مدیر ارشد اجرایی یا اسناد مشابه آن مانند بحث و تحلیل‌های مدیریت[1]، به عنوان یک بخش ارتباطی مهم در گزارش سالانه تشریح شده، و در خصوص

تأثیر آن بر سرمایه‌گذاران و دیگر استفاده‌کنندگان گزارش سالانه بحث شده است (برای مثال، آبراهامسون و امیر، ۱۹۹۶؛ آمرنیک و کریگ، ۲۰۰۷؛ پاتلی و پدرینی، ۲۰۱۴). از طریق نامه مدیر ارشد اجرایی، مدیریت اجازه می‌یابد عقاید، ارزش‌ها و دیدگاه‌های خود را برای سهامداران بیان کند، بنابراین این نامه بینشی در خصوص انگیزش و قصد مدیران ارشد اجرایی ارائه می‌دهد (آمرنیک و همکاران، ۲۰۱۰). از این رو نامه مدیر ارشد اجرایی می‌تواند یک نظر اجمالی از عملکرد و فعالیت‌های شرکت باشد. در نتیجه، توصیف‌های حسابداری گنجانده شده در نامه مدیر ارشد اجرایی به دست آویزی برای فرصت طلبی و دستکاری مدیریت بدل شده است. علاوه بر آن، پتانسیل بروز چنین رفتاری با این واقعیت تقویت می‌شود که برای مثال در انگلستان حسابرسان توصیف‌ها را برای اطمینان یافتن از اینکه به لحاظ جنبه‌های بااهمیت مطابق با صورت‌های مالی هستند، بررسی می‌کنند، اما جوانب دیگر مثل لحن نوشتار، در این بررسی در نظر گرفته نمی‌شود (کلاتورثی و جونز، ۲۰۰۶).

کلاتورثی و جونز (۲۰۰۶)، در ادامه و در توضیح ارایه فرصت طلبانه توصیف‌های حسابداری می‌افزایند، این موضوع می‌تواند برای افراد طبیعی قلمداد شود "که به بهترین شکل خود را نشان دهند". هرچند، در مورد گزارشگری مالی، اگر مدیریت به عمد اطلاعات بنیادی شرکت را نادرست ارائه دهد، این نوع تفکر با بنیادهای زیربنایی مالی مانند دیدگاه صحیح و منصفانه در تضاد خواهد بود.

بر اساس نتایج پژوهش هانگ و همکاران (۲۰۱۴)، می‌توان از مدیریت نوشتار به عنوان ابزاری برای مخفی کردن اطلاعات بنیادی شرکت استفاده کرد. آن‌ها مدیریت نوشتار را به عنوان لحن غیرعادی نوشتار، یعنی سطح لحنی غیر همسان با اطلاعات بنیادی شرکت می‌دانند. هم‌چنین آن‌ها استدلال نمودند لحن غیرعادی نوشتار می‌تواند به‌صورت فرصت طلبانه‌ای برای بهبود فهم گزارش‌های مالی و در نتیجه گمراه کردن سرمایه‌گذاران با استفاده از کلمات مثبت برای مخفی کردن عملکرد ضعیف شرکت به کار گرفته شود.

این موضوع می‌تواند یک وضعیت دشوار ایجاد کند، زیرا استفاده‌کنندگان از گزارش‌های سالانه، ادراک کمتر دقیقی درباره شرکت دارند. تهیه‌کنندگان گزارش‌های سالانه از این واقعیت آگاهی دارند که نامه مدیر ارشد اجرایی پرتناوب‌ترین بخش خوانده شده در این گزارش‌ها است. این آگاهی به نوبه خود انگیزه‌ای برای تهیه‌کنندگان به وجود می‌آورد که

لحن نوشتار خود را به منظور تغییر ادراک و بدون ارائه کردن داده‌های نادرست، مدیریت کنند (کارلسون و لامپتی، ۲۰۱۵). توماس (۱۹۹۷)، در مورد مسائل مربوط به نامه‌های مدیران، دیدگاه خود را اینگونه بیان می‌کند، "نامه‌های مدیران، پیشنهاد می‌دهد، مطلبی را می‌رساند، اما دروغ نمی‌گوید".

بنابراین، مدیرانی که برای دستکاری ادراک استفاده‌کنندگان دارای انگیزه هستند، می‌توانند بین ارایه اطلاعات با حالت منفی یا مثبت انتخاب نمایند. در همین رابطه، هانگ و همکاران (۲۰۱۴) به مطالعات پیشین در خصوص مدیریت سود مبتنی بر اقلام تعهدی اشاره می‌کنند، و نتیجه می‌گیرند که اقلام تعهدی مشابه هدف مدیریت نوشتار به منظور دستکاری ادراک استفاده‌کنندگان نسبت به اطلاعات بنیادی شرکت، مدیریت می‌شوند.

با مرور مبانی نظری پشتیبان مدیریت نوشتار و مدیریت سود مشخص می‌شود، وجه مشترک هر دو رفتار، قصد و نیّت مدیریت برای شکل‌دهی و یا متأثر ساختن ادراک استفاده‌کنندگان نسبت به اطلاعات بنیادی شرکت است (برای مثال، کارلسون و لامپتی، ۲۰۱۵).

از این رو مدیران می‌توانند از طریق نامه مدیر ارشد اجرایی، از مدیریت نوشتار استفاده کنند تا به صورت بالقوه مدیریت سود را پنهان نمایند و از این طریق استفاده‌کنندگان از اطلاعات بنیادی شرکت را به اشتباه بیاندازند (کارلسون و لامپتی، ۲۰۱۵).

لی (۲۰۱۰)، چنین استدلال می‌کند که اقلام تعهدی و لحن نوشتار می‌تواند بوسیله مدیران برای مخابره پیام‌هایی درباره عملکرد مالی شرکت در آینده استفاده شوند. لذا این موضوع قابل بررسی است که آیا می‌توان از مدیریت لحن نوشتار برای تشخیص انگیزه‌های اطلاع‌رسانی و یا راهبردی مدیران استفاده نمود.

کارلسون و لامپتی (۲۰۱۵)، نشان می‌دهند مدیریت نوشتار برای گمراه کردن سرمایه‌گذاران نسبت به اطلاعات بنیادی شرکت‌ها مورد استفاده قرار می‌گیرد. همچنین مدیریت نوشتار موجب تسهیل انگیزه‌های مدیریت در پوشش اطلاعات بنیادی ضعیف شرکت شده و به عنوان مکمل مدیریت سود استفاده می‌شود. به عبارت دیگر مدیران از مدیریت نوشتار با انگیزه‌های راهبردی استفاده می‌کنند.

ویژگی‌های زبان شناسی و تحلیل متنی حسابداری در سال‌های اخیر مورد توجه قرار گرفته است. رودرفورد (۲۰۰۵) توضیح می‌دهد که انتخاب‌های ادیبانه (فصاحت و بلاغت) مانند ویژگی‌های واژگان، انتخاب کلمات، فراوانی استفاده و پیچیدگی واژگان بر درک توصیف‌های حسابداری تأثیر می‌گذارد. علاوه بر آن وی نتیجه می‌گیرد که معمولاً نامه مدیریت به سهامداران، بدون در نظر گرفتن نتایج مالی، بار مثبت دارد.

مدیریت نوشتار در زمینه حسابداری و رشته‌های دیگر موضوع تحقیقات فراوان پیشین بوده است. در حسابداری و گزارشگری مالی، صاحب نظران به طور عمده از این مفهوم برای بررسی تأثیر لحن نوشتار بر رفتار سرمایه‌گذاران استفاده نموده‌اند (برای مثال، دیویس و تاما-سوییت، ۲۰۱۲؛ هانگ و همکاران، ۲۰۱۴؛ تان و همکاران، ۲۰۱۴). هانگ و همکاران (۲۰۱۴) مدیریت نوشتار را به این صورت تعریف می‌کنند "انتخاب سطح لحن نوشتار در متن‌های کیفی به گونه‌ای که با اطلاعات کمّی همزمان، منطبق نیست". بر اساس استدلال هانگ و همکاران (۲۰۱۴)، استفاده از فصاحت و بلاغت در توصیف، برای درک اطلاعات کمّی حائز اهمیت است. با این وجود، هنگامی که انگیزه‌های نمایندگی وجود دارد، کلام می‌تواند خواننده را فریب داده و بنابراین به‌صورت راهبردی استفاده شود و نه با هدف اطلاع رسانی.

تان و همکاران (۲۰۱۴) با اشاره به هانگ و همکاران (۲۰۱۴) استدلال نمودند که اثر احساسی زبان، با نحوه استفاده از کلمات مثبت و منفی ارتباط دارد. با ثابت نگه داشتن محتوای اطلاعات، آن‌ها بررسی کردند که آیا مدیریت نوشتار برای تأثیر گذاشتن بر درک سرمایه‌گذاران استفاده می‌شود. بر خلاف مطالعات دیگر در زمینه مدیریت نوشتار، تان و همکاران (۲۰۱۴) همزمانی اثر احساسی زبان و قابلیت خواندن اعلامیه‌های فشرده سود[۳] را بررسی نمودند. آن‌ها استدلال نمودند که اثر احساسی زبان یک اثر پیکربندی صفات است. در این شرایط، ادراک افراد پیرامون اقلام یکسان، با توجه به میزانی که آن اقلام به صورت مثبت یا منفی توصیف می‌شوند، تغییر می‌کند. با توجه به پیکربندی صفات، آن‌ها دریافتند که زبان مثبت (در مقابل زبان خنثی) منجر به تأثیر چارچوبی مثبت می‌شود، به گونه‌ای که شرکت‌کنندگان در تحقیق صرف‌نظر از میزان مهارت سرمایه گذار، عملکرد شرکت را بهتر از آنچه توسط ارقام مالی بیان شده است، ارزیابی می‌کنند. هرچند زمانی که به صورت همزمان اثر احساسی زبان و قابلیت خواندن مورد بررسی قرار گرفت، آن‌ها دریافتند هنگامی که قابلیت

خواندن بالا است (به هر میزان که پیچیدگی‌های گزارش‌های سالانه کمتر باشد، قابلیت خواندن گزارش‌ها یا خوانایی بیشتر خواهد بود)، زبان مورد استفاده بدون توجه به میزان مهارت، اهمیت کمتری پیدا می‌کند. در مقابل زمانی که قابلیت خواندن پایین است، مشخص شد که اثر احساسی زبان با توجه به میزان مهارت، بر قضاوت سرمایه‌گذار تأثیر می‌گذارد. سرمایه گذارانی که مهارت کمتری دارند بیشتر تحت تأثیر پیکربندی مثبت (لحن مثبت نوشتار) قرار می‌گیرند. با وجود این واقعیت که اطلاعات ارائه شده در گزارش‌های سالانه ممکن است مطابق با اطلاعات بنیادی شرکت نباشند، این موضوع موجب می‌شود تخمین سرمایه‌گذاران در خصوص سود بیش از میزان واقعی با شد. در مقابل، آن‌ها دریافتند هنگامی که قابلیت خواندن پایین است، از نظر سرمایه‌گذاران ماهرتر، لحن مثبت نوشتار باور پذیری کمتری دارد. در نتیجه قضاوت‌های آن‌ها در خصوص سود در مقایسه با اطلاعات بنیادی شرکت پایین‌تر خواهد بود. آن‌ها چنین نتیجه می‌گیرند که علت سودهای کمتر تخمین زده شده، اثر معکوس استفاده از زبان مثبت است (تان و همکاران، ۲۰۱۴).

بر اساس مرور ادبیات مربوطه و ویژگی‌های مشترک مطالعات گذشته، به نظر می‌رسد انگیزه‌های پنهان مدیریت در استفاده از جلوه زبان، تعیین‌کننده لحن نوشتار است. ممکن است شرکت‌هایی که مورد توجه رسانه‌ها هستند انگیزه داشته باشند بر ادراک خواننده تأثیر گذاشته و برای محدود کردن دخالت بیرونی، در مدیریت نوشتار درگیر شوند (کورتیس، ۱۹۹۸). به همین ترتیب، هانگ و همکاران (۲۰۱۴) پی بردند که مدیریت نوشتار زمانی استفاده می‌شود که انگیزه‌ای برای فریب دادن سرمایه‌گذاران وجود دارد، برای نمونه زمانی که مدیریت هدفی برای دستیابی یا غلبه دارد. علاوه بر آن، دیویس و تاما-سوئیت (۲۰۱۲) تاکید می‌کنند که مدیریت انگیزه دارد با اعمال زبان کمتر بدبینانه، لحن نوشتار را در اعلامیه‌های فشرده سود، مدیریت نماید تا از این طریق واکنش قیمت سهام به اخبار منفی را به حداقل بر ساند. این دلیل بیان شده توسط دیویس و تاما-سوئیت (۲۰۱۲) مطابق است با هانگ و همکاران (۲۰۱۴) و تان و همکاران (۲۰۱۴)، که می‌گویند عملکرد مالی منفی می‌تواند با استفاده از لحن مثبت نوشتار، پنهان شود.

در مطالعات پیشین از مجاری مختلف ارتباطی مدیریت، برای ارزیابی مدیریت نوشتار استفاده شده است. بعضی از محققان (برای مثال، لی، ۲۰۱۰؛ دیویس و تاما-سوئیت، ۲۰۱۲) از

گزارش بحث و تحلیل‌های مدیریت برای تعیین کارکردهای مدیریت نوشتار استفاده نمودند، و این به دلیل اختیاری بودن محتوای آن از نظر ماهیت و فضای اختیاری فراوانی است که برای مدیریت فراهم می شود. بعضی دیگر از محققان (برای مثال، هانگ و همکاران، ۲۰۱۴؛ هنری، ۲۰۰۸؛ دیویس و تاما-سوئیت، ۲۰۱۲) به تحلیل تأثیر مدیریت نوشتار بر قیمت‌های سهام در اعلامیه‌های فشرده سود به عنوان یکی از مجاری ارتباطی مدیران با سهامداران پرداختند. از اعلامیه فشرده سود به طور گسترده ای بواسطه واکنش به موقع سرمایه‌گذاران و شکل‌گیری انگیزه در مدیریت برای کنش راهبردی و بهره‌گیری مدیران از زبان، استفاده شده است (دیویس و تاما-سوئیت، ۲۰۱۲).

محققان دیگر (برای مثال، هیلدبرانت و اسنایدر، ۱۹۸۱؛ آمرنیک و کریگ، ۲۰۰۷؛ آمرنیک و همکاران، ۲۰۱۰؛ پاتلی و پدرینی، ۲۰۱۴؛ کارلسون و لامتی، ۲۰۱۵) در مطالعه مدیریت لحن نوشتار، بر نامه سالانه مدیران به سهامداران یا همان نامه مدیر ارشد اجرایی تکیه کرده‌اند. به طور کلی، نامه مدیر ارشد اجرایی شامل بیانیه‌هایی تلخیص شده از رویدادهای گذشته و دورنمای آینده می‌باشد (مک کونل و همکاران، ۱۹۸۶). نامه مدیر ارشد اجرایی نه حسابرسی می‌شود، و نه الزامات خاصی در مورد محتوا و شکل آن وجود دارد (فیشر و هو، ۱۹۸۸). بدین ترتیب، مدیریت آزاد است هر مسئله‌ای که از نظر وی حائز اهمیت است را بیان کند (مک کونل و همکاران، ۱۹۸۶). بنابراین، نامه های مدیر ارشد اجرایی حاوی اطلاعات دیگری می‌باشد که در صورت‌های مالی ارایه نمی‌شود و همراه با یک سری توضیح‌ها و تفسیرها است (آبراهامسون و امیر، ۱۹۹۶).

در بسیاری از تحقیقات گذشته از نامه مدیر ارشد اجرایی به عنوان مجرای اصلی ارتباطی مدیریت با سهامداران برای مرور عملکرد شرکت یاد شده است. آمرنیک و همکاران (۲۰۱۰) ادعا می‌کنند نامه‌های مدیر ارشد اجرایی به سهامداران در گزارش‌های سالانه، نمونه مهمی از استفاده زبان در افشاءهای انجام شده بوسیله رهبران ارشد شرکت می‌باشند. این نامه‌ها متون حسابدهی توصیفی می‌باشند که بینش‌های ارزشمندی در مورد انگیزش، دیدگاه و مدل‌های ذهنی مدیریت ارایه می‌کنند. همچنین، مک کونل و همکاران (۱۹۸۶) به سرمایه‌گذاران توصیه می‌کنند مفاهیم را متوجه شوند، و "نگاه دقیقی" به زبان نامه‌ها داشته باشند، زیرا زبان می‌تواند با توجه به عملکرد مالی شرکت متفاوت باشد.

به همین ترتیب، آبراهامسون و امیر (۱۹۹۶) در خصوص اهمیت نامه‌های مدیر ارشد اجرایی بحث می‌کنند و به طور ضمنی می‌گویند این نامه‌ها حاوی اطلاعاتی سودمند در اتخاذ تصمیمات سرمایه‌گذاری است. مک کونل و همکاران (۱۹۸۶) بیان می‌کنند که نامه‌های مدیر ارشد اجرایی نباید به طور کامل کنار گذاشته شود، زیرا در این صورت استفاده‌کنندگان، علائم مهمی را از دست خواهند داد. با این وجود، آن‌ها مشابه با فیشر و هو (۱۹۸۸) به تحلیلگران و سرمایه‌گذاران توصیه می‌کنند که در تصمیمات سرمایه‌گذاری و پیش بینی‌های سود تنها به این نامه‌ها تکیه نکنند. همچنین، مک کونل و همکاران (۱۹۸۶) به وجود رابطه بین ارزیابی‌های انجام شده بوسیله مدیران در خصوص عملکرد آتی شرکت که در این نامه‌ها ارایه می‌شود و عمکرد واقعی شرکت اشاره می‌کنند. در مجموع می‌توان نتیجه گرفت که این یافته‌ها به سودمند بودن نامه مدیر ارشد اجرایی اشاره دارند، زیرا می‌تواند برای ارزیابی عملکرد آتی استفاده شود.

در تحقیق حاضر از گزارش سالانه هیات مدیره درباره فعالیت و وضع عمومی شرکت به عنوان مجرای ارتباطی مدیریت با سهامداران استفاده شده است. این گزارش از جنبه‌های مختلف از جمله اختیارات مدیریت در زمینه تهیه و تنظیم شکلی و محتوایی، تا حد زیادی شبیه به نامه سالانه مدیر ارشد اجرایی به سهامداران است.

طبق ماده ۲۳۲ قانون تجارت، هیات مدیره شرکت باید پس از انقضای سال مالی، گزارشی درباره فعالیت و وضع عمومی شرکت تنظیم و به مجمع عمومی عادی سالانه ارایه دهد. همچنین بر اساس بند ۳ مادهٔ ۴۵ قانون بازار اوراق بهادار، شرکت‌های ثبت شده نزد سازمان بورس و اوراق بهادار، مکلف به ارایهٔ آن طبق دستورالعمل اجرایی سازمان، می‌باشند (فریدونی، ۱۳۹۱).

با توجه به الزامات قانونی فوق و نظر به فقدان یک ساختار مشخص برای گزارش فعالیت و وضع عمومی شرکت و نیز پراکندگی زیاد در محتوا و نوع اطلاعات منتشره در این گزارش‌ها، سازمان بورس و اوراق بهادار در چارچوب وظایف و اختیارات خود و به منظور تامین نیازهای اطلاعاتی سرمایه‌گذاران، تدوین گزارش نمونه "فعالیت و وضع عمومی شرکت" را در دستور کار خود قرار داد. با این حال، این نمونه گزارش که به عنوان یک الگو در اختیار شرکت‌ها قرار گرفت، نتوانست چارچوبی ساختار یافته و با درجه استاندارد سازی بالا فراهم آورد. از این

رو آزادی عمل و اختیارات زیادی به مدیریت داده شـــده و مدیر می‌تواند ضـــمن عمل به توصیه‌های مطرح شده در این گزارش، شکل و محتوای گزارش مذکور را تغییر دهد.

علاوه بر این، اگر چه طبق مفاد ماده ۱۴۸ اصـــلاحیه قانون تجارت، بازرس قانونی بایســـتی نسبت به گزارش هیات مدیره درباره فعالیت و وضع عمومی واحد تجاری، موضوع ماده ۲۳۲ قانون مزبور، اظهارنظر کند، با این حال، این گزارش صـــرفاً به منظور اطمینان از نبود موارد بااهمیت که حاکی از مغایرت اطلاعات ارایه شـــده از جانب هیات مدیره با صـــورت‌های مالی باشد، بررسی می شود. بنابراین رسیدگی و اظهارنظر حسابرس مستقل و بازرس قانونی، سایر جوانب این گزارش از جمله زبان و لحن نوشتار را شامل نمی‌شود.

در تحقیقات پیشـین، محققان رابطه بین عملکرد شـرکت و لحن نوشـتار را در انواع مختلف نامه‌های مدیریت بررسی نموده‌اند. آمرنیک و کریگ (۲۰۰۷)، مرک-دیویس و برنان (۲۰۰۷) و هنری (۲۰۰۸) بیان می‌کنند لحن نوشتار وابسته به اینکه شرکت‌ها با سود زیاد یا کم مواجه هستند، مدیریت می‌شود. زمانی که سود زیاد است، مدیریت تمایل به استفاده از لحن مثبت در توصـــیف‌های حســـابداری و در نتیجه مدیریت خوب دارد. هانگ و همکاران (۲۰۱۴) بیان می‌کنند زمانی که ارائه اطلاعات خنثی اســـت، خوش بینی در لحن نوشـــتار، رابطه مثبتی با عملکرد دارد. این استدلال مطابق است با دیویس و تاما-سوئیت (۲۰۱۲)، که شواهد مشابه‌ای در زمینه لحن نوشـتار خوش بینانه و عملکرد مالی ارائه می‌کنند. کارلسـون و لامتی (۲۰۱۵) نیز نشـان دادند بین لحن نوشـتار در نامه مدیر ارشـد اجرایی و عملکرد مالی جاری شـرکت رابطه مثبتی وجود دارد.

یافته‌های تحقیقات پیشـین (برای مثال، کارلسـون و لامپتی، ۲۰۱۵) نشـان می‌دهند که هدف مدیران در هر دو رفتار مدیریت نوشتار و مدیریت سود، مشابه است. مدیریت در هر دو رفتار به دنبال تأثیر گذاشتن یا شکل‌دهی ادراک استفاده‌کنندگان درباره اطلاعات بنیادی شرکت از جمله در مورد عملکرد مالی اســـت. با افزایش انگیزه‌های توجیه کننده این دو رفتار، تفکر پشتیبان وجود همزمان این دو، توجیه می‌شود. این موضوعی منطقی است که ارقام اغراق آمیز و غیر واقعی حاصـل از مدیریت سـود، برای باور پذیری خواننده به کلمات و جملات مثبت و فریبنده نیاز دارند.

## توسعه فرضیه پژوهش

یافته‌های تحقیقات پیشین (برای مثال، هانگ و همکاران، ۲۰۱۴) نشان می‌دهند که از نظر ساختاری، بین مدیریت لحن نوشتار و عملکرد مالی جاری و دیگر ویژگی‌های شرکت ارتباطی وجود ندارد. اما در خصوص رابطه بین مدیریت لحن نو شتار و عملکرد مالی آتی، لی (۲۰۱۰) چنین استدلال می‌کند که اقلام تعهدی و لحن نوشتار می‌تواند بوسیله مدیران، برای بیان عملکرد آتی شرکت استفاده شود. لذا این موضوع قابل بررسی است که آیا می‌توان از مدیریت لحن نوشتار برای تشخیص انگیزه‌های اطلاع‌رسانی و یا راهبردی مدیران استفاده نمود. از این رو، از طریق بررسی توانایی افزاینده مدیریت لحن نوشتار نسبت به ارقام مالی گزارش شده، در پیش‌بینی عملکرد مالی آتی و با انجام کنترل‌های لازم می‌توان به شواهدی در این خصوص دست یافت. این انتظار که مدیریت نوشتار دارای توانایی افزاینده‌ای در پیش‌بینی عملکرد مالی آتی است، بدین جهت است که مدیریت نوشتار به عنوان مکمل مدیریت سود و به صورت توامان در پیش‌بینی عملکرد مالی آتی استفاده می‌شود. اگر مدیریت لحن نوشتار ضمن داشتن رابطه مثبت، بتواند بطور افزاینده‌ای عملکرد مالی آتی را پیش‌بینی کند، در این صورت لحن نوشتار اطلاعات افزاینده‌ی سودمندی را فراهم می‌کند که بواسطه محدودیت‌های ارقام و استانداردهای حسابداری نمی‌توان از طریق سودهای گزارش شده به آن‌ها دست یافت. در چنین حالتی از مدیریت نوشتار با انگیزه اطلاع‌رسانی استفاده شده است. از طرف دیگر، چنانچه مدیریت لحن نوشتار ضمن داشتن رابطه منفی، بتواند بطور افزاینده‌ای، سودهای آتی را پیش‌بینی کند، در این صورت می‌توان نتیجه گرفت که احتمالاً مدیران از لحن نوشتار برای پنهان کردن عملکرد مالی آتی ضعیف، به صورت مکمل مدیریت سود استفاده می‌کنند. در همین زمینه، نتایج پژوهش هانگ و همکاران (۲۰۱۴) در بررسی مدیریت لحن نوشتار در اعلامیه فشرده سود نشان می‌دهد که مدیران از مدیریت نوشتار در این گزارش‌ها با اهداف راهبردی استفاده می‌کنند. با توجه به مطالب بیان شده در قسمت‌های قبل و شواهد تجربی اخیر، انتظار غالب این است که مدیران از مدیریت لحن نوشتار برای پنهان نمودن عملکرد مالی آتی ضعیف استفاده نمایند. بنابراین فرضیه تحقیق به‌صورت زیر بیان شده است.

فرضیه: بین مدیریت لحن نوشتار و عملکرد مالی آتی رابطه منفی و معنی‌داری وجود دارد.

## روش شناسی پژوهش

پژوهش حاضر بر مبنای هدف، از نوع پژوهش‌های کاربردی است. همچنین از نظر ماهیت و روش از نوع پژوهش‌های توصیفی- همبستگی قلمداد می‌شود. در این پژوهش به‌منظور تدوین مبانی و مفاهیم نظری و نیز برای گردآوری داده‌ها از روش کتابخانه‌ای استفاده شده است. همچنین داده‌های مورد نیاز پژوهش از اطلاعات مندرج در صورت‌های مالی حسابرسی شده و گزارش سالانه هیات مدیره درباره فعالیت و وضع عمومی شرکت استخراج شده است. جامعه آماری این پژوهش شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران است. برای قلمرو زمانی این پژوهش، سال‌های ۱۳۸۶ تا ۱۳۹۳ در نظر گرفته شده است. در این پژوهش به‌منظور نمونه‌گیری از روش نمونه‌گیری حذف سیستماتیک استفاده شده است. بر اساس این روش، کلیه شرکت‌های عضو جامعه آماری که دارای شرایط زیر بوده‌اند، به‌عنوان نمونه انتخاب و سایر شرکت‌ها حذف شده‌اند:

۱. قبل از سال ۱۳۸۶ در بورس اوراق بهادار تهران پذیرفته شده باشد.

۲. به‌منظور افزایش هم سنجی و همسان‌سازی شرایط انتخابی شرکت‌ها، پایان سال مالی شرکت‌ها منتهی به پایان اسفندماه باشد.

۳. به دلیل متفاوت بودن ماهیت اقتصادی شرکت‌هایی نظیر شرکت‌های سرمایه‌گذاری، واسطه‌گری مالی، هلدینگ، بانک و لیزینگ از سایر شرکت‌ها، این شرکت‌ها از نمونه حذف‌شده‌اند.

۴. قالب گزارش سالانه هیات مدیره درباره فعالیت و وضع عمومی شرکت به گونه‌ای تهیه شده باشد که امکان ارزیابی آن توسط نرم افزار تحلیل محتوا وجود داشته باشد (به صورت عکس نباشد).

۵. اطلاعات مورد نیاز این تحقیق از جمله گزارش سالانه هیات مدیره درباره فعالیت و وضع عمومی شرکت از سال ۱۳۸۶ تا ۱۳۹۳ در دسترس باشد.

با جمع‌آوری اطلاعات و اعمال چهار محدودیت نخست، تعداد ۶۳ شرکت برای بازه زمانی ۸ساله انتخاب گردید و از مجموع ۵۰۴ سال- شرکت به عنوان مشاهدات، تعداد ۱۱ سال- شرکت به واسطه محدودیت پنجم کنار گذاشته شده است. در نهایت تعداد ۴۹۳ مشاهده برای

آزمون فرضیه پژوهش در دسترس قرار گرفت. تحلیل محتوای گزارش سالانه هیات مدیره درباره فعالیت و وضع عمومی شرکت برای تشخیص مدیریت نوشتار، به کمک نرم افزار تحلیل محتوای MAXQDA نسخه ۱۰ انجام شده است. آماده سازی داده‌های گردآوری‌شده، در صفحه گسترده اکسل انجام شده و آزمون‌های آماری به کمک نرم‌افزارهای تحلیل آماری Stata نسخه ۱۲ و SPSS نسخه ۲۲ انجام شده است.

## مدل‌های پژوهش و متغیرهای آن

برای محاسبه مدیریت لحن نوشتار از مدل کارلسون و لامتی (۲۰۱۵) استفاده شده است. جمله خطا در این مدل، نشان دهنده لحن غیرعادی نوشتار است که به عنوان شاخصی برای مدیریت نوشتار محسوب می‌شود. این مدل به صورت زیر است:

$$TONE_{it} = \beta_0 + \beta_1 EARN_{it} + \beta_2 SIZE_{it} + \beta_3 BTM_{it} + \beta_4 RET_{it} + E_{it}$$ معادله۱

در اینجا:

### متغیر وابسته

TONE: شاخصی برای سنجش لحن نوشتار است. مجموع لحن نوشتار شرکت به عنوان سطح عادی لحن نوشتار به‌علاوه سطح غیرعادی لحن نوشتار تفسیر می‌شود. پژوهشگران برای سنجش لحن نوشتار در گزارش‌های مدیران از روش‌های گوناگونی استفاده نموده‌اند. دو روش معمول برای تحلیل محتوا، یکی روش لغت نامه و دیگری روش آماری است (لی، ۲۰۱۰). از بین این دو روش، روش لغت نامه در تحقیقات مالی رایج تر است و کلمات را بر اساس قواعد از پیش تعریف شده در طبقات مختلف قرار می‌دهد (لی، ۲۰۱۰؛ لوقران و مک دونالد، ۲۰۱۱). از طرف دیگر روش آماری متکی به تکنیک های آماری مانند اندازه‌گیری رابطه بین فراوانی کلید واژه‌های معین است (لی، ۲۰۱۰).

در این تحقیق از روش لغت نامه استفاده شده است. بنابراین لحن نوشتار در گزارش سالانه هیات مدیره درباره فعالیت و وضع عمومی شرکت، با میزان کلمات مثبت و منفی درون متن و با استفاده از لغت نامه اندازه گیری می‌شود. در روش لغت نامه، از لغت نامه جامعه شناسی هاروارد و برنامه نرم افزاری دیکشن (DICTION) به عنوان ابزارهای دسته بندی برای ارزیابی

لحن نو شتار در متون مالی ا ستفاده می شود (برای مثال در هنری، ۲۰۰۸؛ لوقران و مک دونالد، ۲۰۱۱؛ و کریک و برنان، ۲۰۱۲). هر چند لوقران و مک دونالد (۲۰۱۱) دریافتند که این لغت نامه به صورت ویژه برای تحقیقات مالی طراحی نشده است، زیرا بسیاری از لغاتی که بر اساس این لغت نامه منفی هستند، عموماً در متون مالی منفی محسوب نمی‌شوند. بنابراین آن‌ها بر ا ساس لغت نامه جامعه شنا سی هاروارد، لیستی از کلمات تهیه کردند که برای تحقیقات مالی منا سب تر ا ست. از این لیست در تحقیقات گذ شته ا ستفاده شده ا ست (از جمله در هانگ و همکاران، ۲۰۱۴).

در تحقیق حاضر از آخرین نسخه به روز شده این لغت نامه در سال ۲۰۱۵ که از طریق سایت مربوطه[۲] در دسترس است و شامل تعداد ۳۵۴ کلمه مثبت و تعداد ۲۳۵۵ کلمه منفی است، استفاده شده است. از ترجمه این لغت نامه برای تحلیل محتوای گزارش سالانه هیات مدیره درباره فعالیت و وضع عمومی شرکت استفاده شده است. برای مثال به کمک نرم افزار تحلیل محتوا می‌توان تعداد کلمات مثبت (مثل مطلوب، عالی و سود) و کلمات منفی (نامطلوب، ضعیف و زیان) را در درون توصیف‌های حسابداری شمارش نمود.

در نهایت بر اساس پژوهش کارلسون و لامتی (۲۰۱۵) متغیر لحن نوشتار (TONE) به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$\text{TONE} = (\text{لغات منفی} - \text{لغات مثبت})/(\text{لغات منفی} + \text{لغات مثبت})$$

اندازه متغیر لحن نو شتار بین ۱- و ۱+ است. صدای صفر نشان دهنده استفاده خنثی از لغات مثبت یا منفی است، در حالیکه ۱- (۱+) نشان دهنده عدم استفاده از لغات مثبت (منفی) می‌باشد.

**متغیر مستقل**

EARN : شاخصی برای سودآوری است که از تقسیم سود خالص بر مجموع دارایی‌ها محاسبه می‌شود. به عبارت دیگر نرخ بازده دارایی‌ها.

**متغیرهای کنترلی**

SIZE : لگاریتم طبیعی مجموع دارایی‌های شرکت است.:BTM شاخصی برای فرصت رشد است که از تقسیم ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام بر ارزش بازار حقوق صاحبان سهام به‌دست می‌آید.:RET شاخصی برای فرصت رشد بوده و در اینجا از بازده سالانه سهام استفاده شده است.

برای آزمون فرضیه پژوهش از مدل هانگ و همکاران (۲۰۱۴) استفاده شده، که به صورت زیر است:

$$EARN_{it+n} = \beta_0 + \beta_1 ABTONE_{it} + \beta_2 ABACC_{it} + \beta_3 EARN_{it} + \beta_4 SIZE_{it} + \beta_5 BTM_{it} + \beta_6 RET_{it} + \beta_7 STD_RET_{it} + \beta_8 STD_EARN_{it} + E_{it}$$

معادله۲

در اینجا:

**متغیر وابسته**

$EARN_{it+n}$: نرخ بازده دارایی‌ها برای سال اول تا سوم آتی است.

**متغیر مستقل**

ABTONE: لحن غیرعادی نوشتار در اینجا به عنوان شاخصی برای مدیریت نوشتار محسوب می‌شود. بر اساس پژوهش هانگ و همکاران (۲۰۱۴)، لحن غیرعادی نوشتار به صورت ارزش باقیمانده هنگام کسر کردن سطح عادی لحن نوشتار از مجموع لحن نوشتار محاسبه می‌شود. به عبارت دیگر لحن غیرعادی نوشتار، جمله خطا در معادله شماره یک است.

**متغیرهای کنترلی**

STD_EARN: انحراف معیار نرخ بازده دارایی‌ها طی ۵ سال اخیر است.

STD_RET: انحراف معیار بازده سالانه سهام طی ۵ سال اخیر است.

ABACC: اقلام تعهدی اختیاری بوده و شاخصی برای مدیریت سود است. در پژوهش حاضر برای اندازه‌گیری اقلام تعهدی اختیاری از مدل تعدیل شده جونز ۱۹۹۸ که توسط کوتاری و

همکاران در سال ۲۰۰۵ ارائه شده، استفاده شده است. این مدل به صورت زیر بوده و برای هر صنعت به صورت مجزا تخمین زده می‌شود.

$$\frac{TA}{Assets_{t-1}} = \propto + \beta_1 \frac{1}{Assets_{t-1}} + \beta_2 \frac{(\Delta sales_t - \Delta Rec_t)}{Assets_{t-1}} + \beta_3 \frac{PPE_t}{Assets_{t-1}} + \beta_4 ROA + e_t$$

معادله۳

در اینجا:

TA: مجموع اقلام تعهدی است. $Assets_{t-1}$: مجموع دارایی های ابتدای دوره است. $\Delta Sales_t$: تغییرات در درآمد فروش نسبت به سال قبل است. $PPE_t$: خالص اموال، ماشین آلات و تجهیزات در پایان سال است. ROA: نرخ بازده دارایی‌ها است. $e_t$: اقلام تعهدی اختیاری است.

در پژوهش حاضر از اقلام تعهدی سرمایه در گردش استفاده می شود. مجموع اقلام تعهدی در این روش از معادله زیر به دست می‌آید (نیکومرام و همکاران، ۱۳۸۸):

$$TA = \Delta CA - \Delta Cash - \Delta Cl + \Delta STDEBT - Dep\ (Amo)$$

معادله ۵

TA: مجموع اقلام تعهدی است. $\Delta CA$: تغییر در دارایی جاری است. $\Delta Cash$: تغییر در وجه نقد است. $\Delta CL$: تغییر در بدهی جاری است. $\Delta STDEBT$: تغییر درحصه جاری بدهی بلند مدت است. $Dep(Amo)$: استهلاک دارایی ثابت مشهود (نامشهود) است.

تعریف سایر متغیرها همانند آن چیزی است که در مورد مدل شماره یک بیان شده است.

## نتایج پژوهش

خلاصه آمارهای توصیفی متغیرهای استفاده شده در این پژوهش در نگاره شماره ۱ ارایه شده است.

**نگاره (۱): خلاصه آمارهای توصیفی**

| متغیرها | علامت | مشاهدات | میانگین | انحراف معیار | کمترین | میانه | بیشترین |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| لحن نوشتار | TONE | ۴۹۳ | ۰/۰۶۴ | ۰/۲۳۴ | -۰/۷۱۴ | ۰/۰۷۲ | ۰/۶۸۰ |
| لحن غیرعادی نوشتار | ABTONE | ۴۹۳ | ۰/۰۰۰ | ۰/۲۲۷ | -۰/۷۶۰ | ۰/۰۱۴ | ۰/۶۹۵ |
| اقلام تعهدی اختیاری | ABACC | ۴۹۳ | ۰/۰۰۵ | ۰/۱۲۹ | -۰/۶۵۹ | -۰/۰۰۳ | ۰/۷۱۳ |
| بازده سالانه سهام | RET | ۴۹۳ | ۰/۴۴۴ | ۰/۹۲۶ | -۰/۷۱۷ | ۰/۱۴۷ | ۸/۱۰۳ |
| سودآوری جاری | EARN | ۴۹۳ | ۰/۱۳۷ | ۰/۲۰۱ | -۰/۲۲۳ | ۰/۰۸۵ | ۱/۸۶۹ |
| اندازه | SIZE | ۴۹۳ | ۱۳/۶۶۴ | ۱/۳۹۲ | ۱۱/۰۲۳ | ۱۳/۵۵۴ | ۱۸/۴۵۴ |
| نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار | BTM | ۴۹۳ | ۰/۷۳۲ | ۰/۵۷۵ | -۱/۸۱۷ | ۰/۵۷۶ | ۳/۵۲۸ |
| انحراف معیار بازده سالانه سهام | STD_RET | ۴۹۳ | ۰/۶۰۰ | ۰/۵۱۳ | ۰/۰۰۰ | ۰/۴۴۵ | ۳/۶۱۳ |
| انحراف معیار سودآوری | STD_EARN | ۴۹۳ | ۰/۰۷۵ | ۰/۰۸۵ | ۰/۰۰۷ | ۰/۰۴۹ | ۰/۶۷۳ |

میانگین و میانه متغیر لحن نوشتار به ترتیب/۶۴٪ و۷/۲٪ است که نشان می‌دهد سطح کلی لحن نوشتار در گزارش سالانه هیات مدیره درباره فعالیت و وضع عمومی شرکت معمولاً مثبت است. میانگین و میانه لحن غیرعادی نوشتار به ترتیب نزدیک صفر و ۱/۴٪ است که با توجه به اینکه لحن غیرعادی نوشتار، جمله خطا در مدل رگرسیون لحن نوشتار است، کوچک بودن مقادیر آن مورد انتظار بوده است.

نگاره (۲) نتایج آزمون ضریب همبستگی پیرسون را ارایه می‌کند. هدف از ارایه این نتایج از یک طرف، بررسی رابطه میان متغیرها به صورت دو به دو، و از طرف دیگر کشف مسئله هم خطی میان متغیرهای مستقل، قبل از انجام تحلیل‌های رگرسیون چندگانه است. همانطور که در

این نگاره مشاهده می شود مقادیر ضرایب متغیرها به اندازه ای است که مسئله هم خطی میان متغیرهای مستقل وجود ندارد. ضریب همبستگی بین متغیرهای لحن نوشتار و لحن غیرعادی نوشتار بزرگتر از ۰/۷ است. با این حال مسئله هم خطی بین این متغیرها در مدل‌ها وجود ندارد، زیرا این متغیرها به صورت همزمان در یک مدل استفاده نمی‌شوند.

***نگاره (۲): ضریب همبستگی پیرسون***

| ردیف | متغیرها | علائم | ۱ | ۲ | ۳ | ۴ | ۵ | ۶ | ۷ | ۸ |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| ۱ | لحن نوشتار | TONE | ۱ | | | | | | | |
| ۲ | لحن غیرعادی نوشتار | ABTONE | ۰/۹۶۸** | ۱ | | | | | | |
| ۳ | اقلام تعهدی اختیاری | ABACC | ۰/۰۷۵ | ۰/۰۸۱ | ۱ | | | | | |
| ۴ | بازده سالانه سهام | RET | ۰/۰۱۹ | ۰/۰۰۰ | ۰/۰۳۴ | ۱ | | | | |
| ۵ | سودآوری | EARN | ۰/۰۹۰* | ۰/۰۰۰ | ۰/۱۱۴* | ۰/۱۵۶** | ۱ | | | |
| ۶ | اندازه | SIZE | ۰/۲۲۳** | ۰/۰۰۰ | -۰/۰۷۱ | ۰/۰۳۰ | ۰/۰۲۲ | ۱ | | |
| ۷ | نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار | BTM | -۰/۰۱۶ | ۰/۰۰۰ | -۰/۰۰۵ | -۰/۰۲۴ | -۰/۰۱۳ | -۰/۰۲۹ | ۱ | |
| ۸ | انحراف معیار بازده سالانه سهام | STD_RET | ۰/۰۵۲ | ۰/۰۰۰ | ۰/۰۴۷ | ۰/۴۲۷** | ۰/۰۶۳ | ۰/۲۰۰** | -۰/۰۳۳ | ۱ |
| ۹ | انحراف معیار سودآوری | STD_EARN | -۰/۰۶۸ | -۰/۱۴۲* | ۰/۰۴۹ | ۰/۰۶۸ | ۰/۶۳۹** | -۰/۰۰۶ | -۰/۰۱۶ | ۰/۱۸۶** |

** و * به ترتیب دلالت بر معنی‌داری در سطح ۱٪ و ۵٪ دارد.

مطابق با مبانی نظری (برای مثال، کارلسون و لامپتی، ۲۰۱۵)، همانطور که انتظار می‌رفت از نظر ساختاری بین لحن غیرعادی نوشتار و سودآوری جاری و دیگر ویژگی‌های شرکت ارتباطی مشاهده نمی‌شود. در ادامه و هنگامی که همبستگی بین لحن غیرعادی نوشتار با سودآوری دوره اول تا سوم آتی مورد بررسی قرار گرفت، به ترتیب ضرایب ۰/۰۲۷-، ۰/۰۲۱- و ۰/۰۴۵- مشاهده شده است. هر چند همه ضرایب یک رابطه منفی میان مدیریت نوشتار و سودآوری آتی نشان می‌دهند، با این حال این مقادیر از نظر آماری معنی‌دار نبوده و نتیجه‌گیری انجام نمی‌شود.

## نتایج آزمون فرضیه پژوهش

برای آزمون همسانی واریانس‌ها و عدم وجود خود همبستگی میان جملات خطا، به ترتیب از آزمون والد تعدیل شده و آزمون والدریج استفاده شده است. آماره‌ها و نتیجه این دو آزمون در نگاره (۳) ارایه شده است.

***نگاره (۳): نتایج آزمون همسانی واریانس‌ها و عدم وجود خودهمبستگی ظ ان خطاها***

| آزمون | مدل | آماره | سطح معنی‌داری | نتیجه |
|---|---|---|---|---|
| والد تعدیل شده | سال اول | ۹۲/۰۵ | ۰/۰۰۰ | ناهمسانی واریانس خطاها |
| | سال دوم | ۱۸۰/۰۷ | ۰/۰۰۰ | ناهمسانی واریانس خطاها |
| | سال سوم | ۲۶۰/۱۵ | ۰/۰۰۰ | ناهمسانی واریانس خطاها |
| والدریج | سال اول | ۶۳/۸۵۶ | ۰/۰۰۰ | وجود خودهمبستگی |
| | سال دوم | ۴/۶۵۷ | ۰/۰۳۵ | وجود خودهمبستگی |
| | سال سوم | ۱/۱۶۰۰ | ۰/۲۱۱ | عدم وجود خودهمبستگی |

همانطور که در نگاره (۳) نشان داده شده است، نمی‌توان فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود خودهمبستگی میان جملات خطا را در مدل مربوط به سال سوم رد نمود. با توجه به نتایج به دست آمده از رگرسیون حداقل مربعات تعمیم یافته (GLS) استفاده شده است.

یکی از فروض مهم مدل‌های رگرسیون خطی، نرمال بودن توزیع جملات خطا است و برای آزمون آن از آزمون کلموگروف اسمیرنف استفاده شده است.

***نگاره (۴): نتایج آزمون نرمال بودن جملات خطا***

| آزمون | مدل | آماره | سطح معنی‌داری | نتیجه |
|---|---|---|---|---|
| کلموگروف اسمیرنف | سال اول | ۰/۷۷۲ | ۰/۵۹۱ | نرمال بودن جملات خطا |
| | سال دوم | ۰/۷۱۴ | ۰/۶۸۸ | نرمال بودن جملات خطا |
| | سال سوم | ۰/۶۴۳ | ۰/۸۰۲ | نرمال بودن جملات خطا |

با توجه به سطح معنی‌داری مشاهده شده، نمی‌توان فرض صفر مبنی بر نرمال بودن جملات خطا را رد نمود. با توجه به اینکه در این تحقیق از داده‌های ترکیبی استفاده شده، لازم است قبل از تخمین مدل‌ها، روش تخمین (تلفیقی یا تابلویی) مشخص گردد. برای این منظور از آزمون چاو استفاده شده است. در ضمن برای تعیین اثرات ثابت و یا تصادفی که در صورت انتخاب روش تابلویی ضرورت می‌یابد، آزمون هاسمن مورد استفاده قرار گرفته است.

***نگاره (۵): نتایج آزمون چاو و آزمون هاسمن***

| آزمون | مدل | آماره | سطح معنی‌داری | نتیجه |
|---|---|---|---|---|
| چاو | سال اول | ۱/۵۷ | ۰۰۶ .۰ | روش تابلویی |
| | سال دوم | /۷۳ | ۰/۰۰۰ | روش تابلویی |
| | سال سوم | ۳/۰۶ | ۰/۰۰۰ | روش تابلویی |
| هاسمن | سال اول | ۹۳/۷۵ | ۰/۰۰۰ | اثرات ثابت |
| | سال دوم | ۶۱/۲۶ | ۰/۰۰۰ | اثرات ثابت |
| | سال سوم | ۶۰/۴۳ | ۰/۰۰۰ | اثرات ثابت |

همانطور که در نگاره (۵) نشـــان داده شـــده اســـت. برای تخمین مدل‌های تحقیق از روش تابلویی و اثرات ثابت استفاده می‌شود.

نتایج حاصل از آزمون فرضیه تحقیق در نگاره (۶) ارایه شده است. فرضیه تحقیق، رابطه بین مدیریت لحن نوشـــتار و عملکرد مالی آتی را مورد بررســـی قرار می‌دهد. از لحن غیرعادی نوشتار به عنوان شاخصی برای مدیریت لحن نوشتار، و از سودآوری آتی به عنوان شاخصی برای عملکرد مالی آتی استفاده شده است. متغیر وابسته، سودآوری شرکت برای سال اول تا سوم آتی است. بر اساس مبانی نظری، وجود رابطه مثبت و معنی‌دار بین مدیریت لحن نوشتار و عملکرد مالی آتی، بدین معنی اســـت که مدیران از مدیریت لحن نوشـــتار به منظور پوشـــش محدودیت‌های ارقام و استانداردهای حسابداری در زمینه انتقال واقعیت‌های اقتصادی استفاده می‌کنند و در این صـورت انگیزه‌های آن‌ها، اسـتفاده از مدیریت لحن نوشـتار در گزارشـگری مالی با کارکرد اطلاع‌رسـانی اسـت. از طرف دیگر، وجود رابطه منفی و معنی‌دار بین مدیریت لحن نوشتار و عملکرد مالی آتی، بدین معنی است که مدیران از مدیریت لحن نوشتار به منظور پوشش اطلاعات بنیادی ضعیف شرکت و به عنوان مکمل مدیریت سود استفاده می‌کنند و در این صورت انگیزه‌های آن‌ها، استفاده از مدیریت لحن نوشتار در گزارشگری مالی به صورت فرصـــت طلبانه و با کارکرد راهبردی اســـت. علت مشـــاهده رابطه منفی در این حالت، به دلیل معکوس شدن تأثیر مدیریت لحن نوشتار در سال‌های آتی است (هانگ و همکاران، ۲۰۱۴)

**نگاره (۶): رگرسیون لحن غیرعادی نوشتار و سودآوری آتی**

| متغیر وابسته سودآوری آتی | | سال اول | | | سال دوم | | | سال سوم | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| متغیرها | علائم | ضرایب | آماره z | سطح معنی‌داری | ضرایب | آماره z | سطح معنی‌داری | ضرایب | آماره z | سطح معنی‌داری |
| لحن غیرعادی نوشتار | ABTONE | -۰/۰۲۹ | -۲/۲۳ | ۰/۰۲۶ | -۰/۰۴۸ | -۳/۳۶ | ۰/۰۰۱ | -۰/۱۰۶ | -۱/۸۶ | ۰/۰۶۳ |
| اقلام تعهدی اختیاری | ABACC | ۰/۰۰۵ | ۰/۲۴ | ۰/۸۰۸ | ۰/۰۰۳ | ۰/۱۷ | ۰/۸۶۳ | ۰۴۹۰ | ۰/۴۵ | ۰/۶۵۴ |
| سودآوری جاری | EARN | ۰/۷۲۳ | ۱۹/۱۵ | ۰/۰۰۰ | ۰/۴۸۲ | ۸/۰۲ | ۰/۰۰۰ | ۰/۷۰۹ | ۶/۲۶ | ۰/۰۰۰ |
| اندازه | SIZE | -۰/۰۰۴ | -۳/۷۹ | ۰/۰۰۰ | -۰/۰۱۹ | -۴/۴۸ | ۰/۰۰۰ | ۰/۰۰۸ | ۲/۹۰ | ۰/۰۰۴ |
| نسبت ارزش دفتری به بازار | BTM | -۰/۰۲۲ | -۳/۶۴ | ۰/۰۰۰ | -۰/۰۰۶ | -۰/۷۶ | ۰/۴۴۴ | -۰/۰۴۴ | -۱/۸۴ | ۰/۰۶۵ |
| بازده سالانه سهام | RET | -۰/۰۱۰ | -۳/۰۰ | ۰/۰۰۳ | -۰/۰۱۳ | -۳/۲۷ | ۰/۰۰۱ | ۰/۰۱۰ | ۰/۴۵ | ۰/۶۵۱ |
| انحراف معیار بازده سالانه | STD_RET | -۰/۰۰۹ | -۱/۲۹ | ۰/۱۹۸ | -۰/۰۰۹ | -۰/۹۱ | ۰/۳۶۱ | -۰/۰۵۸ | -۱/۶۹ | ۰/۰۹۲ |
| انحراف معیار سودآوری | STD_EARN | -۰/۱۰۷ | -۱/۴۴ | ۰/۱۴۹ | ۰/۱۱۱ | ۱/۴۷ | ۰/۱۴۲ | ۰/۲۳۲ | ۰/۸۶ | ۰/۳۸۹ |
| مقدار ثابت | | ۰/۱۷۷ | ۵/۲۹ | ۰/۰۰۰ | ۰/۳۱۳ | ۵/۰۸ | ۰/۰۰۰ | ۰/۴۰۴ | ۲/۴۴ | ۰/۰۱۵ |
| مشاهدات | | ۴۳۱ | | | ۳۶۹ | | | ۳۰۶ | | |
| ضریب تعیین | | ۰/۴۱ | | | ۰/۲۱ | | | ۰/۱۷ | | |
| ضریب تعیین تعدیل شده | | ۰/۴۰ | | | ۰/۱۹ | | | ۰/۱۵ | | |
| آماره F | | ۶/۳۸ | | | ۱۲/۰۴۳ | | | ۷/۵۷۱ | | |
| سطح معنی‌داری | | ۰/۰۰۰ | | | ۰/۰۰۰ | | | ۰/۰۰۰ | | |

نتایج آماری حا صل از برازش مدل برای هر یک از سال‌ها، به صورت مقایسه‌ای در نگاره (۶) ارایه شده است. تحلیل آماری ضریب متغیر لحن غیرعادی نوشتار نشان می‌دهد ضریب این متغیر در سال اول و دوم در سطح اطمینان ۹۵٪ و در سال سوم در سطحی نزدیک به این سطح اطمینان، از نظر آماری معنی‌دار است. این بدان معنی است که مدیران برای بیان عملکرد مالی آتی از مدیریت لحن نوشتار استفاده می‌کنند. همانطور که در نگاره نشان داده شده است ضریب متغیر لحن غیرعادی نوشتار برای سال اول تا سوم به ترتیب ۰/۰۲۹-، ۰/۰۴۸ و ۰/۱۰۶ بوده و علامت آن برای تمام سال‌ها منفی است. علامت منفی نشان دهنده وجود رابطه منفی بین لحن غیرعادی نوشتار و سودآوری آتی شرکت است. این یافته‌ها بدین معنی است که مدیران

از مدیریت لحن نوشتار در گزارش سالانه هیات مدیره درباره فعالیت و وضع عمومی شرکت، به صورت فرصت طلبانه و با انگیزه‌های راهبردی استفاده می‌کنند. به عبارت دیگر مدیران قصد دارند با استفاده از لحن غیرعادی نوشتار و از طریق تأثیرگذاری بر ادراک خوانندگان این گزارش‌ها، اطلاعات بنیادی شرکت را بهتر نشان داده و در نتیجه عملکرد ضعیف آتی شرکت را پنهان نمایند. تحلیل آماری بیشتر ضریب متغیر لحن غیرعادی نوشتار، گویای این مطلب است که عملکرد مالی شرکت در سال‌های پس از بکارگیری مدیریت لحن نوشتار، میل به برگشت یا کاهش دارد و شدت این کاهش با افزایش سال‌ها، بیشتر می‌شود. برای مثال افزایش ٪۱ در لحن غیرعادی نوشتار، با کاهش به ترتیب ۳٪، ۵٪ و ۱۱٪ در سودآوری شرکت در سال‌های اول تا سوم آتی همراه است. یافته اخیر به این معنی است که مدیران از مدیریت لحن نوشتار برای بهتر نشان دادن تصویر بلند مدت شرکت استفاده می‌کنند. در نهایت از تحلیل ضریب تعیین مدل‌ها، می‌توان نتیجه گرفت که استفاده از مدیریت لحن نوشتار با انگیزه‌های فرصت طلبانه و راهبردی، قدرت توضیح دهندگی این مدل‌ها و یا به عبارت دیگر توانایی اطلاعات بنیادی شرکت در پیش‌بینی عملکرد مالی آتی را کاهش می‌دهد. در مجموع این یافته‌ها از فرضیه تحقیق پشتیبانی می‌کند.

## نتیجه‌گیری و پیشنهادات

در تحقیق حاضر برای بررسی کارکردهای مدیریت لحن نوشتار، از گزارش سالانه هیات مدیره درباره فعالیت و وضع عمومی شرکت به عنوان مجرای ارتباطی مدیریت با سهامداران استفاده شده است. انتخاب این گزارش به این دلیل بوده است که از یک طرف از نظر استفاده‌کنندگان از گزارش‌های سالانه، سندی با اهمیت محسوب می‌شود و از طرف دیگر ساختار آن به گونه‌ای است که مدیران در تهیه آن تا حدودی از اختیارات برخوردار هستند. علاوه بر این، هر چند این گزارش به لحاظ اطمینان از عدم وجود مغایرت بااهمیت نسبت به اطلاعات مندرج در صورت‌های مالی حسابرسی می‌شود، لیکن رسیدگی‌ها و اظهارنظر حسابرس مستقل و بازرس قانونی، سایر جوانب این گزارش از جمله زبان و لحن نوشتار را شامل نمی‌شود.

هانگ و همکاران (۲۰۱۴) بیان می‌کنند توصیف‌های حسابداری برای درک اطلاعات کمّی، بااهمیت هستند. البته این توصیف‌ها زمانی سودمند خواهند بود که از لحنی طبیعی برخوردار

باشند و آن موقعی حاصل می‌شود، که لحن نوشتار منعکس کننده اطلاعات بنیادی شرکت باشد. در نتیجه زمانی که مدیریت از لحن غیرعادی نوشتار در گزارش‌های خود استفاده می‌کند، عدم تقارن اطلاعاتی می‌تواند افزایش یابد. در این شرایط لازم است استفاده‌کنندگان برای درک دقیق‌تر وضعیت شرکت، با دقت بیشتری متن‌های توصیفی را مطالعه نمایند تا بتواند از محتوای آن آگاهی یابند.

مدیریت لحن نوشتار و یا استفاده از لحن غیرعادی نوشتار در متن‌های توصیفی گزارش‌های سالانه شرکت، می‌تواند بوسیله مدیران با اهداف اطلاع‌رسانی و یا با اهداف فرصت‌طلبانه و به صورت راهبردی صورت گیرد. استفاده از مدیریت لحن نوشتار با اهداف اطلاع رسانی، می‌تواند آنجایی که ارقام بواسطه محدودیت‌های ذاتی و یا محدودیت‌ها در استانداردهای حسابداری قادر به انعکاس کامل واقعیت‌های اقتصادی نیستند، باعث بهبود گزارش‌های سالانه شده و به گزارشگری بهتر اطلاعات بنیادی شرکت‌ها کمک کند. از سوی دیگر استفاده فرصت طلبانه و راهبردی از مدیریت لحن نوشتار موجب می‌شود، ضعف‌ها در اطلاعات بنیادی شرکت از طریق ایجاد تهیج در خوانندگان گزارش‌ها و تأثیرگذاری بر ادراک آن‌ها پنهان شده و سودمندی گزارشگری مالی با تضعیف ویژگی مربوط بودن اطلاعات، کاهش یابد.

در فرضیه تحقیق رابطه بین مدیریت لحن نوشتار و عملکرد مالی آتی شرکت مورد بررسی قرار گرفت. یافته‌های تحقیق نشان می‌دهد بین لحن غیرعادی نوشتار و سودآوری آتی شرکت، رابطه منفی و معنی‌داری وجود دارد. این یافته‌ها بدین معنی است که مدیران از مدیریت لحن نوشتار با کارکردهای فرصت‌طلبانه و راهبردی در گزارش‌های خود استفاده می‌کنند. به عبارت دیگر مدیران قصد دارند با استفاده از لحن غیرعادی نوشتار و از طریق تأثیرگذاری بر ادراک خوانندگان، اطلاعات بنیادی شرکت را بهتر نشان داده و در نتیجه، عملکرد آتی ضعیف شرکت را پنهان نمایند. در مجموع این یافته‌ها از فرضیه تحقیق پشتیبانی می‌کند. این نتایج با یافته‌های هانگ و همکاران (۲۰۱۴) مطابقت دارد.

در نهایت می‌توان نتیجه گرفت که مدیران به صورت بالقوه انگیزه دارند تا از طریق تغییر لحن نوشتار در توصیف‌های موجود در گزارش‌های مالی سالانه، اطلاعات بنیادی ضعیف شرکت را مخفی نموده و با تغییر ادراک استفاده‌کنندگان، آن‌ها را در مورد اطلاعات بنیادی شرکت به اشتباه بیاندازند. بنابراین به استفاده‌کنندگان پیشنهاد می‌شود تا توصیف‌های

حسابداری گنجانده شده در این گزارش‌ها را با دقت بیشتری مطالعه کنند و مفاهیمی که به جای صریح، با فصاحت و بلاغت و به گونه‌ای ادیبانه به صورت ضمنی بیان شده‌اند را از طریق انطباق آن‌ها با اطلاعات کمّی مرتبط در این گزارش‌ها، تشخیص داده و درک کنند. با توجه به انگیزه‌های راهبردی مدیران در استفاده از مدیریت لحن نوشتار در توصیف‌های حسابداری گزارش‌های مالی سالانه، و وجوه اشتراک میان مدیریت نوشتار و مدیریت سود، که نشان دهنده مشابهت در انگیزه‌های سببی بروز این دو رفتار بوسیله مدیریت است، به پژوهشگران آتی پیشنهاد می‌شود در تحقیقات خود از مدیریت نوشتار در کنار مدیریت سود به صورت همزمان استفاده نمایند.

در این تحقیق برخی محدودیت‌ها وجود داشته است. مهمترین محدودیت‌های این پژوهش عبارتست از:

۱. امکان دسترسی به گزارش سالانه هیات مدیره درباره فعالیت و وضع عمومی شرکت برای برخی سال-شرکت‌ها وجود نداشته است.

۲. عدم وجود لغت نامه فارسی در حوزه تحقیقات مالی که بتواند به عنوان ابزاری استاندارد برای سنجش لحن نوشتار استفاده شود. لذا با توجه به استفاده از ترجمه لغت نامه انگلیسی و با عنایت به تفاوت‌های زبانی، در صورت وجود لغت نامه استاندارد به زبان فارسی، قابلیت اتکاء ابزار تحقیق افزایش می‌یافت.

## پی نوشت

۱ Management Discussion and Analysis (MD&A)

۲ http://www3.nd.edu/~mcdonald/Word_Lists.html

۳ گزارش مختصری است که توسط مدیریت تهیه شده و به صورت‌های مالی ضمیمه می‌شود. این گزارش به اعلامیه فشرده سود (Earnings Press Release) مرسوم است و وضعیت سودآوری جاری شرکت، مقایسه آن با گذشته، و چشم انداز آتی و نیز تحلیل‌های مدیریتی در این خصوص را شامل می‌شود.

## منابع

فریدونی، فرشید. (۱۳۹۱). مجموعه قوانین. چاپ اول، تهران: موسسه انتشاراتی پژوهشگران نشردانشگاهی.

نیکو مرام، هاشم.، نوروش، ایرج.، و مهر آذین، علیرضا. (۱۳۸۸). ارزیابی مدل‌های مبتنی بر اقلام تعهدی برای کشف مدیریت سود. *مجله پژوهش‌های مدیریت*، شماره ۸، پاییز، ۲۰-۱.

Abrahamson, E. , Amir, E. (1996). The Information Content of the President's Letter to Shareholders. Journal of Business Finance and Accounting: 23 (8) , 1157-1182

Amernic, J. , Craig, R. (2007). Guidelines for CEO-speak: Editing the Language of Corporate Leadership. Strategy and Leadership: 35 (3) , 25-31

Amernic, J. , Craig, R. , Tourish, D. (2010). Measuring and Assessing Tone at the Top Using Annual Report CEO letters. Edinburgh: *Institute of Chartered Accountants of Scotland. ISBN*: 987-1-904574-55-2

Carlsson, S. , Lamti, R. (2015). Tone Management and Earnings Management. *School of Business, Economics and Law, Gothenburg University, Master Degree Project No*. 2015: 18.

Clatworthy, M. , Jones, J. J (2003). Financial Reporting of Good News and Bad News: Evidence from Accounting Narratives. *Accounting and Business Research 33* (3): 171-185 .

Clatworthy, M. , Jones, J. J (2006). Differential Reporting Patterns of Textual Characteristics and Company Performance in the Chairman's Statement. *Accounting, Auditing and Accountability Journal 19* (4): 493-511 .

Courtis, J. K (1998). Annual Report Readability Variability: Tests of the Obfuscation Hypothesis. *Accounting, Auditing and Accountability Journal* 11 (4): 459-472 .

Craig, R. J. , Brennan, N. M. , (2012). An Exploration of the Relationship between Language Choice in CEO Letters to Shareholders and Corporate Reputation. *Accounting Forum*, 36, 166-177 .

Davis, A. K. , Tama-Sweet, I. (2012). Managers Use of Language Across Alternative Disclosure Outlets: Earnings Press Releases versus MD&A. *Contemporary Accounting Research*: 29 (3) , 804-837 .

Feradouni, F. (2012). General Rules (1nd Ed.). Tehran: Institute of Academic Publishing Researchers. *(in persian .)*

Fisher, S. A. , Hu, M. Y. (1988). Does the CEO's Letter to the Shareholders Have Predictive Value? *Business Forum*: 14 (1) , 22-24 .

Hales, J. , Kuang, X. , Venkataraman, S. (2010). Who Believes the Hype? An Experimental Examination of How Language Affects Investor Judgments. *Journal of Accounting Research*: 49 (1) , 233-255 .

Henry, E. (2008). Are Investors Influenced by How Earnings Press Releases are Written? *Journal of Business Communication: 45 (4) , 363-407*

Hildebrandt, H. W. , Snyder, R. D. (1981) The Pollyanna Hypothesis in Business Writing: Initial Results, Suggestions for Research. The Journal of Business Communication: 18 (1) , 5-15

Huang, X. , Teoh, S. , Zhang, Y. (2014). Tone Management. *The Accounting Review:* 89 (3) ,1083-1113 .

Li, F. (2010). The Information Content of Forward-Looking Statements in Corporate Filings – A Naive Bayesian Machine Learning Approach. *Journal of Accounting Research:* 48 (5) , 1049-1102 .

Loughran, T. , McDonald, B. (2011). When is a Liability not a Liability? Textual Analysis, Dictionaries, and 10-Ks. *The Journal of Finance:* 66 (1) , 35-65 .

McConnell, D. , Haslem, J. A. & Gibson, V. R. (1986). *The President's Letter to Stockholders: A New look. Financial Analysts Journal: 42 (5) , 66-70*

Merkl-Davies, D. M. , Brennan, N. M. (2007). Discretionary Disclosure Strategies in Corporate Narratives: Incremental Information or Impressions Management? *Journal of Accounting Literature:* 27, 116-196

Nikoumaram, H. , Noravesh, I. , Mehr-Azin, A. (2010). Evaluation of Accruals-Based Models for the Discovery of Earnings Management. *Journal of Management Research, Issue fall:* 82, 1-20. *(in persian .(*

Patelli, L. , Pedrini, M. (2014). Is the Optimism in CEO's Letters to Shareholders Sincere? Impression Management Versus Communicative Action Curing the Economic Crisis. *Journal of Business Ethics: 124, 19-34*

Rutherford, B. A. (2005). Genre Analysis of Corporate Annual Report Narratives: A Corpus Linguistic-Based Approach. *Journal of Business Communication: 42,* (4) , 349-378 .

Tan, H. , Wang, E. , Zhou, B. (2014). When the Use of Positive Language Backfires: The Joint Effect on Tone, Readability, and Investor Sophistication on Earnings Judgments. *Journal of Accounting Research:* 52 (1) , 273-302 .

Thomas, J. (1997). Discourse in the Marketplace: The Making of Meaning in Annual Reports. *Journal of Business Communication*: 34 (1) , 47-6 .

پژوهش‌های تجربی حسابداری

سال نهم، شماره ۳۴، زمستان ۱۳۹۸، صص ۲۹ - ۴۷

# رابطه ذهنیت فلسفی و موفقیت تحصیلی دانشجویان رشته حسابداری

**اعظم شکری *، مریم قره چائی ****

تاریخ دریافت: ۹۵/۱۰/۱۶

تاریخ پذیرش: ۹۶/۰۱/۳۰

## چکیده

این مقاله اثر ذهنیت فلسفی بر موفقیت تحصیلی دانشجویان مقطع کارشناسی و کارشناسی ارشد رشته حسابداری دانشگاه آزاد اسلامی و دانشگاه‌های دولتی را بررسی و نتایج آن گروه‌ها را با هم مقایسه می‌نماید. نمونه آماری پژوهش شامل ۲۰۲ دانشجو از دانشگاه‌های دولتی و ۱۹۸ دانشجو از دانشگاه آزاد اسلامی است. داده‌های پژوهش براساس پرسشنامه ذهنیت فلسفی فیلیپ اسمیت جمع آوری و آزمون فرضیه‌ها نیز براساس آزمون مقایسه میانگین و آزمون همبستگی با استفاده از رگرسیون چند متغیره انجام شده است. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که در مقطع کارشناسی رشته حسابداری ذهنیت فلسفی بر موفقیت تحصیلی اثرگذار است و در مقطع کارشناسی ارشد، دانشجویانی که در دانشگاه‌های دولتی تحصیل می‌کنند در مقایسه با دانشجویان دانشگاه‌های آزاد اسلامی، از ذهنیت فلسفی و موفقیت تحصیلی بالاتری برخوردارند. همچنین نتایج حاصل از تجزیه وتحلیل رگرسیون چند متغیره نشان می‌دهد که در مقطع کارشناسی رشته حسابداری موفقیت تحصیلی تابعی از میزان علاقه مندی به رشته، نوع دیپلم و ذهنیت فلسفی بوده و در مقطع کارشناسی ارشد موفقیت تحصیلی تابعی از نوع دانشگاه می‌باشد.

**واژه‌های کلیدی:** ذهنیت فلسفی، موفقیت تحصیلی، رشته حسابداری.

**طبقه‌بندی موضوعی:** M41

---

DOI: 10.22051/jera.2017.13484.1568

* استادیار گروه حسابداری دانشگاه آزاد اسلامی واحد کرج، ایران، (azam_shokri@yahoo.com).

** دانش آموخته دوره کارشناسی ارشد حسابداری/دانشگاه آزاد اسلامی واحد کرج، ایران، (نویسنده مسئول)، (shirinm1353@gmail.com).

**مقدمه**

موفقیت تحصیلی دانشجویان، موضوع مهمی برای دانشگاه‌ها و موسسات آموزش عالی است. از آنجائی که در سال‌های اخیر رشته حسابداری، از گسترش روز افزونی برخور دار بوده و در میان رشته‌های دانشگاهی بیشترین جمعیت دانشجو را به خود اختصاص داده است، لذا موفقیت تحصیلی دانشجویان رشته حسابداری می‌تواند موضوع با اهمیتی برای سیاست گذاران سیستم آموزش عالی و جامعه حرفه ای حسابداری با شد. بررسی موفقیت تحصیلی دانشجویان رشته حسابداری برای دانشگاه، مدرسان و نیز خود دانشجویان از بسیاری جهات حیاتی است و می‌تواند برای سیاست گذاری‌های مختلف در پذیرش دانشجویان و تغییرات در شیوه‌های تدریس موثر با شد. در روانشناسی تربیتی موفقیت دانشجو را محصول یادگیری او می‌دانند و برای کسب اطلاع از میزان یادگیری فرد، باید به رفتار قابل مشاهده او یا به عبارت دقیق تر به عملکرد او مراجعه شود (هیلگارد - باور ۱۹۷۵). عملکرد تحصیلی فی نفسه مهم است، چرا که اولاً یکی از مؤلفه‌های پایگاه اجتماعی به شمار می‌رود وثانیاً عملکرد تحصیلی تأثیرات زیاد و مستقیمی بر جایگاه یک فرد در ساختار شغلی و درآمدی وی دارد وهمچنین، در عملکرد تحصیلی فرزندان در آینده نیز نقش دارد (ولز، ۱۹۹۵). تفکر و مهارت درست اندیشیدن، از جمله مسایل مهمی است که از دیرباز ذهن اندیشمندان را به خود مشغول کرده، تفکر یکی از مسائل اساسی در موفقیت تحصیلی می‌باشد که برای پرورش آن ابزارهایی لازم است، یکی از این ابزارها، داشتن ذهن فلسفی است که افراد را در تفکر صحیح و منطقی کمک می‌کند. ذهنیت فلسفی[1] عبارت از نوعی قدرت انتظام یا حالت ذاتی و آن را نمایی از رفتار, توانائی‌ها و ویژگی‌های ذهن می دانند که فرد را در تفکر صحیح کمک می‌نماید و او را به قضاوت‌های صحیح داشتن، عادت می دهد. گوردون هولفیش و فلیپ اسمیت، سه جنبه برای تفکر منطقی مطرح می‌کنند: احساس، حافظه، تخیل، و سپس بیان می‌کنند تفکر را زمانی منطقی می‌نامیم که تعادلی بین احساس، حافظه و تخیل وجود داشته باشد (اسمیت، ترجمه بهرنگی، ۱۳۸۲). دیویی (۱۹۱۶) می‌گوید: ذهنیت فلسفی معادل روح فلسفی خصوصیاتی است که در برخورد با مسایل ژرف اندیش جامع نگر و انعطاف پذیر با شد. قدرمسلم این است که برخورداری دانشجویان از ویژگی‌های یک ذهن فلسفی آنگونه که فیلیپ جی. اسمیت بیان می‌کند، عبارتند ازجامعیت, تعمق و انعطاف پذیری که می‌تواند بر موفقیت تحصیلی آنان

تأثیرگذار باشد. ذهنیت فلسفی به عنوان نوعی از عالی ترین سطوح ذهنی، همواره مطرح و در نظر روانشناسان و مربیان بوده است. داشتن ذهن فلسفی این امکان را به افراد مختلف می‌دهد که به ارزیابی اصول و عقاید موجود بپردازند و خود را در برابر مشکلات مختلف در جامعه مسئول بدانند. بدین ترتیب می‌توانند مشارکت مفید و منطقی در امور مختلف داشته باشند. به عبارت دیگر ذهنیت فلسفی چارچوبی اساسی برای جامعه دموکراتیک و عقلانی است. پرسش اصلی این پژوهش آن است که تا چه اندازه دانشجویان رشته حسابداری از ذهنیت فلسفی بر خوردار هستند؟ این مقاله سعی دارد تا پیشنهادات لازم را برای پذیرش دانشجویان رشته حسابداری توسط مسئولین آموزش عالی کشور، به منظور بهبود عملکرد تحصیلی دانشجویان رشته حسابداری ارائه نماید. دستاورد و ارزش افزوده علمی این پژوهش در مقایسه با سایر پژوهش‌ها، اندازه گیری و مقایسه ذهنیت فلسفی و موفقیت تحصیلی در میان دانشجویان رشته حسابداری دانشگاه‌های آزاد اسلامی و دولتی است.

## مروری بر پیشینه پژوهش

با بررسی ادبیات و پیشینه تحقیق ملاحظه گردید که از نظر محققان حسابداری، عوامل متعددی برآموزش وعملکرد تحصیلی دانشجویان تأثیرگذارند. متغیرهای مستقل و وابسته در این تحقیق با توجه به تحقیقات قبلی که در داخل و سایر کشورها انجام شده و وجود ارتباط بین آن‌ها و عملکرد تحصیلی دانشجویان مورد تأیید قرار گرفته و با توجه به میزان مطابقت این شرایط با فضای آموزشی و فرهنگی و... در کشورمان وبالاخص رشته مورد بررسی انتخاب شده است. هدف از تحقیق حاضر طراحی مدل پیش بینی برای اندازه گیری عملکرد تحصیلی دانشجویان رشته حسابداری می‌باشد. تاکنون تحقیقات متعددی در خصوص عوامل تأثیرگذار برپیشرفت تحصیلی وموفقیت دانشجویان انجام شده است. برخی از نظریات و تحقیقات انجام شده بر نظام آموزشی و روش تدریس متمرکز بوده‌اند، برخی دیگر تأثیر عوامل شخصیتی و فردی را بر موفقیت دانشجویان بررسی کرده و برخی دیگر نیز تأثیر عوامل محیطی رابر عملکرد تحصیلی ارزیابی نموده‌اند. حولکی و همکاران (۱۳۹۵) در مقاله ای با عنوان "پیش بینی تدریس خلاقانه بر اساس ذهنیت فلسفی اعضای هیات علمی دانشگاه علوم پزشکی همدان " به این نتیجه رسید که بین ذهنیت فلسفی و تدریس خلاقانه آن‌ها رابطه مستقیم معنی داری وجود دارد. سبزعلی جماعت (۱۳۹۵) در تحقیقی با عنوان " مطالعه و تأثیر ذهنیت فلسفی بر

پیشرفت تحصیلی درس ریاضی دانش آموزان تیزهوش مقطع متوسطه استان البرز " به این نتیجه رسیدکه بین ذهنیت فلسفی و پیشرفت تحصیلی درس ریاضی دانش آموزان تیزهوش مقطع متوسطه رابطه ی معنادار وجود دارد. کوشی، سلطانی (۱۳۹۴) در پژوهشی با عنوان "پیش بینی کیفیت تدریس اعضای هیئت علمی بر اساس ذهنیت فلسفی و انگیزش شغلی آنان" به این نتیجه رسیدند که رابطه مثبت و معنادار بین ابعاد ذهنیت فلسفی (جامعیت، تعمق و انعطاف پذیری) با کیفیت تدریس اعضای هیئت علمی وجود دارد و این سه بعد از ذهنیت فلسفی قادر به پیش بینی کیفیت تدریس استادان هستند. بهرنگی، نوه ابراهیم، یوسف‌زاده اندواری (۱۳۹۳) در پژوهشی با عنوان "بررسی رابطهٔ ذهنیت فلسفی مدیران مدارس با روحیهٔ دبیران در مدارس متوسطهٔ پسرانهٔ آمل برای پذیرش الگوی مدیریت آموزش علوم" به این نتیجه رسیدند که بین ذهنیت فلسفی مدیران با روحیهٔ الگوپذیری دبیران همچنین بین مؤلفه‌های جامعیت، تعمق و انعطاف‌پذیری مدیران با روحیهٔ الگوپذیری دبیران رابطهٔ مثبت و معنی‌داری وجود دارد. معظمی، والا (۱۳۹۱) در تحقیقی با عنوان "بررسی رابطه ذهنیت فلسفی با میزان افزایش خلاقیت کارکنان‌دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران شمال" نشان دادند که بین ذهنیت فلسفی با میزان افزایش خلاقیت کارکنان رابطه وجود دارد. مهربان (۱۳۹۰) در تحقیق تحت عنوان " بررسی رابطه بین تفکر خلاقانه و موفقیت تحصیلی دانشجویان رشته حسابداری " به این نتیجه رسید که عوامل تأثیرگذار بر پیشرفت تحصیلی به ترتیب عبارتند از نوع دیپلم، نوع دانشگاه، جنسیت ومیزان علاقه مندی. نانیس، هادسن (۲۰۱۰) در مقاله ای تحت عنوان "عملکرد دانشجویان دانشگاه، تأثیر زمان مطالعه وعادات مطالعه" نشان دادند که بین زمان مطالعه با عملکرد تحصیلی دانشجویان در حال تحصیل ارتباط مثبت معنی داری وجود ندارد. اما ارتباط معنی دار مثبتی بین عادات مطالعه، که درباره اثر بخشی وچگونگی کیفیت زمان مطالعه دانشجو است، با عملکرد تحصیلی وجود دارد. نتایج این تحقیق همچنین نشان داد که دانشجویان شاغل در رشته حسابداری نسبت به سایر دانشجویان زمان کمتری را به مطالعه اختصاص می‌دهند اما عملکرد تحصیلی بهتری داشته و از عادات مطالعه مطلوب تری برخوردارند.

## روش پژوهش

تفاوت پژوهش حاضر با سایر پژوهش‌ها در آن است که در پژوهش حاضر برای اندازه گیری ذهنیت فلسفی، از پرسشنامه ۶۰ سوالی ذهنیت فلسفی فیلیپ جی. اسمیت استفاده شده است در حالی که در بسیاری از پژوهش‌ها از پرسشنامه ۴۲ سوالی استفاده شده است. همچنین مقاله حاضر ذهنیت فلسفی را در دو گروه دانشجویان رشته حسابداری دانشگاه‌های دولتی و دانشگاه‌های آزاد اسلامی مورد بررسی قرار می‌دهد، در حالیکه اکثر پژوهش‌ها، ذهنیت فلسفی را در بین کارکنان، معلمان و دانش آموزان دبیرستان‌ها مورد بررسی قرار داده‌اند. لذا می‌توان گفت که این پژوهش، اولین پژوهش در رشته حسابداری است که ذهنیت فلسفی را دررابطه با موفقیت تحصیلی دانشجویان این رشته اندازه‌گیری می‌نماید. نمونه آماری در این پژوهش، دانشجویان مقطع کارشناسی و کارشناسی ارشد رشته حسابداری دانشگاه آزاد اسلامی کرج، تهران شمال، تهران جنوب، تهران مرکز، علوم وتحقیقات تهران و دانشگاه‌های دولتی تهران، شهیدبهشتی، علامه طباطبایی و الزهرا می‌باشند. قلمرو زمانی پژوهش در سال تحصیلی ۱۳۹۵-۱۳۹۴ است. در این پژوهش تعداد ۵۱۲ پرسشنامه ذهنیت فلسفی فیلیپ. جی اسمیت که یکی از پرسشنامه‌های معتبر برای سنجش ذهنیت فلسفی است، بصورت تصادفی میان دانشجویان رشته حسابداری دانشگاه‌های فوق الذکر توزیع شد که ۴۰۰ پرسشنامه دریافت گردید.

***نگاره (۱): نمونه آماری پژوهش***

| شرح | کارشناسی | کارشناسی ارشد | دیپلم ریاضی | دیپلم غیرریاضی | زن | مرد | دانشگاه آزاد | دانشگاه دولتی |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| تعداد | ۲۹۱ | ۱۰۹ | ۲۶۳ | ۱۳۷ | ۲۵۸ | ۱۴۲ | ۱۹۸ | ۲۰۲ |
| درصد | ۷۲/۸ | ۲۷/۲ | ۶۵/۸ | ۳۴/۲ | ۶۴/۵ | ۳۵/۵ | ۴۹/۵ | ۵۰/۵ |

## متغیرهای پژوهش ونحوه اندازه گیری آن

متغیر مستقل در این پژوهش عبارت از ذهنیت فلسفی و متغیر وابسته موفقیت تحصیلی می‌باشد. اطلاعات مربوط به متغیرهای تحقیق در پرسشنامه وجود داشته و از دانشجو درخواست شده است که به سوالات مربوط به متغیرها پاسخ دهد. متغیر وابسته (موفقیت تحصیلی) از طریق معدل کل دانشجو قابل اندازه گیری است. هرچه معدل دانشجو بیشتر باشد، موفقیت تحصیلی دانشجو بیشتر است. اما متغیر مستقل (ذهنیت فلسفی) از طریق پرسشنامه ۶۰ سوالی فیلیپ جی.

ا سمیت بصورت طیف لیکرت ۴ نقطه ای اندازه‌گیری می شود و نمره گذاری پر سشنامه، طبق *نگاره* (۲) می‌باشد.

***نگاره (۲): روش نمره گذاری گویه‌های پرسشنامه***

| مؤلفه‌های اصلی ذهن فلسفی | سؤالات | سؤالات دارای نمره گذاری معکوس | تعداد |
|---|---|---|---|
| جامعیت | ۳، ۴، ۵، ۱۱، ۱۳، ۱۶، ۲۰، ۲۴، ۲۵، ۲۶، ۳۴، ۳۵، ۳۶، ۴۰، ۴۱، ۴۲، ۴۵، ۵۴، ۶۰ | ۵، ۱۳، ۲۵، ۳۶، ۴۰، ۴۱ | ۲۰ |
| تعمق | ۱، ۲، ۶، ۷، ۸، ۹، ۱۴، ۱۵، ۱۸، ۱۹، ۲۸، ۳۲، ۳۷، ۳۸، ۴۳، ۴۴، ۴۹، ۵۰، ۵۳، ۵۹ | ۶، ۹، ۱۴، ۱۸، ۴۹، ۵۹ | ۲۰ |
| انعطاف پذیری | ۱۰، ۱۲، ۱۷، ۲۱، ۲۲، ۲۳، ۲۷، ۳۰، ۳۱، ۳۳، ۳۹، ۴۶، ۴۷، ۴۸، ۵۱، ۵۲، ۵۵، ۵۶، ۵۷، ۵۸ | ۱۰، ۲۲، ۲۳، ۲۷، ۳۱، ۳۳، ۳۹، ۴۶، ۴۷، ۴۸، ۵۱، ۵۲، ۵۶، ۵۷، ۵۸ | ۲۰ |
| مجموع | | | ۶۰ |

امتیاز کلی پرسشنامه با جمع کردن امتیاز تک تک گویه‌ها بدست می‌آید.

تفسیر نمرات پرسشنامه: امتیازات ۲۰۰-۲۴۰: دارای ذهنیت فلسفی بالا، خوب و مطلوب، امتیازات ۱۵۰-۲۰۰: دارای ذهنیت فلسفی متوسط، امتیازات ۸۰-۱۵۰: دارای ذهنیت فلسفی کم، امتیازات زیر ۸۰: فاقد ذهنیت فلسفی. متغیرهای کنترل در این پژوهش به شرح زیر بودند:

جنسیت: یک متغیر اسمی است که با مقدار یک و صفر نشان داده می‌شود. یک برای جنسیت مرد و صفر برای جنسیت زن. نوع دیپلم: یک متغیر اسمی است که با مقدار یک و صفر نشان داده می شود. اگر دیپلم دانشجو ریا ضی با شد مقدار آن یک و در غیر اینصورت مقدار آن صفر ا ست. نوع دانشگاه: یک متغیر ا سمی ا ست که با مقدار یک و صفر نشان داده می‌شود. اگر دانشجو در دانشگاه دولتی تحصیل نماید مقدار آن یک و در غیر اینصورت مقدار آن صفر است. مقطع تحصیلی: یک متغیر اسمی است که با مقدار یک وصفر نشان داده می‌شود. اگر دانشجو در مقطع کارشناسی تحصیل می کند مقدار آن صفر و در غیر این صورت مقدارآن یک می‌باشد. برای تحلیل داده‌های این پژوهش از روش آمار توصیفی (فراوانی، درصد فراوانی، *نگاره* و شکل) وضریب همبستگی اسپیرمن و آزمون مقایسه میانگین (آزمونt) ا ستفاده شده ا ست. پس از جمع آوری پر سشنامه‌ها اطلاعات خام آن‌ها با ا ستفاده از نرم افزار

اکسل خلاصه و سپس بر اساس بسته نرم افزاری Spss20 و Eviews8 مورد بررسی قرار گرفته است.

## فرضیات پژوهش

فرضیه اول: بین ذهنیت فلسفی دانشجویان رشته حسابداری مقطع کارشناسی و موفقیت تحصیلی آنان رابطه معنی دار وجود دارد. فرضیه دوم: بین ذهنیت فلسفی دانشجویان رشته حسابداری مقطع کارشناسی ارشد و موفقیت تحصیلی آنان رابطه معنی دار وجود دارد. فرضیه سوم: بین ذهنیت فلسفی دانشجویان مرد و زن در مقطع کارشناسی تفاوت معناداری وجود دارد. فرضیه چهارم: بین ذهنیت فلسفی دانشجویان مرد و زن در مقطع کارشناسی ارشد تفاوت معناداری وجود دارد. فرضیه پنجم: دانشجویانی که دارای دیپلم ریاضی هستند در مقایسه با سایر دانشجویان ذهنیت فلسفی بیشتری دارند. فرضیه ششم: ذهنیت فلسفی دانشجویان مقطع کارشناسی دانشگاه‌های دولتی و آزاد با هم متفاوت است. فرضیه هفتم: ذهنیت فلسفی دانشجویان مقطع کارشناسی ارشد دانشگاه‌های دولتی و آزاد با هم متفاوت است.

## نتایج پژوهش

آماره‌های توصیفی پژوهش نشان می‌دهند که متوسط معدل دانشجویان مقطع کارشناسی و کارشناسی ارشد به ترتیب ۱۶/۲۲۸ و ۱۶/۵۲۹ و میانگین ذهنیت فلسفی در بین دانشجویان مقطع کارشناسی و کارشناسی ارشد به ترتیب ۱۵۱/۶۷۷ و ۱۵۲/۲۲۹ می‌باشد. توزیع نمره ذهنیت فلسفی نشان می‌دهد که هیچکدام از دانشجویان نمره بین ۲۴۰-۲۰۰ (ذهنیت فلسفی در حد بالا و بسیار بالا) را کسب ننموده‌اند. حدود ۶۷/۵ درصد از دانشجویان دارای ذهنیت فلسفی متوسط وخوب و ۳۲/۵ درصد دارای ذهنیت فلسفی کم بودند و دانشجویی که فاقد ذهنیت فلسفی باشد در نمونه وجود نداشت. آماره‌های توصیفی مربوط به سنجش ذهنیت فلسفی بر اساس متغیرهای کنترل، نشانگر آن است که در مورد نوع دیپلم، میانگین رتبه دانشجویان دارای دیپلم ریاضی در مقایسه با میانگین رتبه دانشجویان دارای دیپلم غیر ریاضی بیشتر است اما سطح معنی داری آن بزرگتر از ۵ درصد است. در مورد جنسیت که ۶۴/۵ درصد از حجم نمونه را دانشجویان زن و ۳۵/۵ درصد را دانشجویان مرد تشکیل داده‌اند، نیز تفاوت معنی داری بین دانشجویان وجود ندارد. در مورد نوع دانشگاه در مقطع کارشناسی میانگین رتبه در

دانشگاه دولتی در مقایسه با میانگین رتبه در دانشگاه آزاد بیشتر است این موضوع نشان دهنده این است که ذهنیت فلسفی در دانشجویان دانشگاه دولتی بیشتر از دانشجویان دانشگاه آزاد است اما در مقطع کارشناسی ارشد تفاوت معنی داری مشاهده نشد.

***نگاره (۳): آمار توصیفی متغیرهای اصلی پژوهش***

| پنل الف: دانشجویان کارشناسی | | | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| متغیر | تعداد | میانگین | میانه | حداکثر | حداقل | انحراف استاندارد | آماره جارک-برا | احتمال آماره جارک-برا |
| معدل | ۲۹۱ | ۱۶/۲۲۸ | ۱۶/۳۱۰ | ۲۰ | ۶ | ۱/۹۹۱ | ۲۹/۷۸۹ | ۰/۰۰۰ |
| ذهنیت فلسفی | ۲۹۱ | ۱۵۱/۶۷۷ | ۱۵۲ | ۱۷۰ | ۱۲۷ | ۷/۰۴۸ | ۵/۳۷۹ | ۰/۰۶۸ |
| پنل ب: دانشجویان کارشناسی ارشد | | | | | | | | |
| متغیر | تعداد | میانگین | میانه | حداکثر | حداقل | انحراف استاندارد | آماره جارک-برا | احتمال آماره جارک-برا |
| معدل | ۱۰۹ | ۱۶/۵۲۹ | ۱۶/۵ | ۱۹/۶۶ | ۱۳ | ۱/۷۶۴ | ۵/۳۳۶ | ۰/۰۶۹ |
| ذهنیت فلسفی | ۱۰۹ | ۱۵۲/۲۲۹ | ۱۵۴ | ۱۶۶ | ۰ | ۱۵/۹۸۲ | ۲۶۰۱۱/۶۹ | ۰/۰۰۰ |
| پنل ج: آماره t | | | | | | | | |
| نام متغیرها | کارشناسی | | کارشناسی ارشد | | آماره t | | احتمال | |
| معدل | ۱۶/۲۲۸ | | ۱۶/۵۲۹ | | -۱/۳۹۱ | | ۰/۱۶۵ | |
| ذهنیت فلسفی | ۱۵۱/۶۷۷ | | ۱۵۲/۲۲۹ | | -۰/۴۷۹ | | ۰/۶۳۲ | |

## آزمون فرضیه‌ها

به منظور پاسخ به سوالات پژوهش، باید هر یک از فرضیه‌های پژوهش مورد آزمون قرار بگیرند و نسبت به تأیید و رد آن‌ها تصمیم‌گیری شود. در ادامه به آزمون هریک از فرضیه‌های پژوهش پرداخته خواهد شد.

فرضیه اول: بین ذهنیت فلسفی دانشجویان رشته حسابداری مقطع کارشناسی و موفقیت تحصیلی آنان رابطه معنی دار وجوددارد. به منظور آزمون این فرضیه از نتایج تخمین مدل ارائه

شده در نگاره (۴) بهره گرفته شده است. مقدار احتمال (یا سطح معناداری) F برابر ۰/۰۰۰ بوده و چون این مقدار کمتر از ۰/۰۵ است، فرض صفر در سطح اطمینان ۹۵ درصد رد می‌شود، یعنی مدل معنی دار است. مقدار آماره دوربین- واتسون ۲/۰۰۹ می‌باشد که این مقدار، عدم وجود خود همبستگی را نشان می‌دهد. نتایج مربوط به ضریب تعیین تعدیل شده نشان می دهد که، ۱۱/۰۴ در صد تغییرات متغیر وابسته به وسیله متغیرهای مستقل و کنترلی موجود در مدل، توضیح داده می شوند. نتایج حاصل از تخمین مدل نشان می‌دهد که با توجه به آماره t در سطح اطمینان ۹۵٪، فقط متغیرهای ذهنیت فلسفی، نوع دیپلم و عدم علاقه مندی در مدل معنی دار هستند و سایر متغیرهای موجود در مدل معنی دار نیستند.

***نگاره (۴): نتایج حاصل از آزمون فرضیه اول***

| متغیر | ضریب | خطای استاندارد | آماره t | احتمال |
|---|---|---|---|---|
| مقدار ثابت | ۱۱/۲۴۹ | ۲/۴۵۷ | ۴/۵۷۸ | ۰/۰۰۰۰ |
| ذهنیت فلسفی | ۰/۰۳۵** | ۰/۰۱۶ | ۲/۱۴۲ | ۰/۰۳۳ |
| نوع دیپلم (ریاضی) | ۰/۶۷۰*** | ۰/۲۴۹ | ۲/۶۹۴ | ۰/۰۰۸ |
| جنسیت (مرد) | -۰/۲۷۱ | ۰/۲۴۷ | -۱/۰۹۶ | ۰/۲۷۴ |
| متأهل بودن | ۰/۲۲۹ | ۰/۲۶۵ | ۰/۸۶۵ | ۰/۳۸۸ |
| عدم علاقه مندی | -۰/۶۷۴** | ۰/۲۶۴ | -۲/۵۵۰ | ۰/۰۱۱ |
| عدم توصیه والدین | -۰/۲۱۴ | ۰/۲۲۱ | -۰/۹۶۶ | ۰/۳۳۵ |
| عدم اشتغال | -۰/۳۵۳ | ۰/۲۴۱ | -۱/۴۶۴ | ۰/۱۴۴ |
| نوع دانشگاه (دولتی) | ۰/۰۸۷ | ۰/۲۷۹ | ۰/۳۱۳ | ۰/۷۵۵ |
| ضریب تعیین | ۱۳/۸۱٪ | | | |
| ضریب تعیین تعدیل شده | ۱۱/۰۴٪ | | | |
| آماره دوربین-واتسون | ۲/۰۰۹ | | | |
| آماره F | ۴/۹۸۴ | | | |
| احتمال (آماره F) | ۰/۰۰۰ | | | |
| * در سطح ۹۰٪ معنادار؛ ** در سطح۹۵٪ معنادار؛ ***در سطح ۹۹٪ معنادار. | | | | |

نتایج مربوط به متغیرهای کنترلی نشان می‌دهد که نوع دیپلم (ریاضی) بر موفقیت تحصیلی دانشجویان رشته حسابداری مقطع کارشناسی تأثیر مثبت و معناداری دارد در حالی که، عدم

علاقه مندی بر موفقیت تحصیلی دانشجویان رشته حسابداری مقطع کارشناسی تأثیر منفی و معناداری دارد. در حالت کلی نتایج نشان می‌دهد که ضریب متغیر ذهنیت فلسفی، ۰/۰۳۵ بوده که نشان دهنده تأثیر مثبت ذهنیت فلسفی بر موفقیت تحصیلی دانشجویان رشته حسابداری مقطع کارشناسی می‌باشد که با توجه به آماره t در سطح اطمینان ۹۵٪ ضریب متغیر ذهنیت فلسفی در مدل معنی دار می‌باشد، به عبارت دیگر می‌توان گفت که در سطح اطمینان ۹۵٪ بین ذهنیت فلسفی دانشجویان رشته حسابداری مقطع کارشناسی و موفقیت تحصیلی آنان رابطه مثبت و معنی دار وجود دارد. با توجه به موارد فوق می‌توان در سطح اطمینان ۹۵٪ فرضیه اول پژوهش را تأیید نمود.

فرضیه دوم: بین ذهنیت فلسفی دانشجویان رشته حسابداری مقطع کارشناسی ارشد و موفقیت تحصیلی آنان رابطه معنی دار وجود دارد. به منظور آزمون این فرضیه از نتایج تخمین مدل ارائه شده در نگاره (۵) بهره گرفته شده است. مقدار احتمال (یا سطح معناداری) F برابر ۰/۰۱۱ بوده و چون این مقدار کمتر از ۰/۰۵ است، فرض صفر در سطح اطمینان ۹۵ درصد رد می‌شود، یعنی مدل معنی دار است. مقدار آماره دوربین- واتسون ۱/۷۲۸ می‌باشد که این مقدار، عدم وجود خود همبستگی را نشان می‌دهد. نتایج مربوط به ضریب تعیین تعدیل شده نشان می دهد که، ۱۱/۰۱٪ تغییرات متغیر وابسته به وسیله متغیرهای مستقل و کنترلی موجود در مدل، توضیح داده می شوند. نتایج حاصل از تخمین مدل نشان می‌دهد که با توجه به آماره t در سطح اطمینان ۹۵٪، فقط متغیر نوع دانشگاه در مدل معنی دار می‌باشد و سایر متغیرهای موجود در مدل معنی دار نیستند. نتایج مربوط به متغیرهای کنترلی نشان می‌دهد که نوع دانشگاه (دولتی) بر موفقیت تحصیلی دانشجویان رشته حسابداری مقطع کارشناسی ارشد تأثیر مثبت و معناداری دارد. در حالت کلی نتایج نشان می‌دهد که ضریب متغیر ذهنیت فلسفی، ۰/۰۰۹۶ بوده که نشان دهنده تأثیر مثبت ذهنیت فلسفی بر موفقیت تحصیلی دانشجویان رشته حسابداری مقطع کارشناسی ارشد می‌باشد ولی با توجه به آماره t در سطح اطمینان ۹۵٪ ضریب متغیر ذهنیت فلسفی در مدل معنی دار نمی‌باشد، به عبارت دیگر می‌توان گفت که در سطح اطمینان ۹۵٪ بین ذهنیت فلسفی دانشجویان رشته حسابداری مقطع کارشناسی ارشد و موفقیت تحصیلی آنان رابطه معنی دار وجود ندارد. با توجه به موارد فوق نمی‌توان در سطح اطمینان ۹۵٪ فرضیه دوم پژوهش را تأیید کرد.

***نگاره (۵): نتایج حاصل از آزمون فرضیه دوم***

| متغیر | ضریب | خطای استاندارد | آماره t | احتمال |
|---|---|---|---|---|
| مقدار ثابت | ۱۴/۱۰۰ | ۱/۵۷۵ | ۸/۹۵۲ | ۰/۰۰۰۰ |
| ذهنیت فلسفی | ۰/۰۰۹۶ | ۰/۰۱۰ | ۰/۹۴۲ | ۰/۳۴۹ |
| نوع دیپلم (ریاضی) | ۰/۴۷۴ | ۰/۳۴۱ | ۱/۳۸۹ | ۰/۱۶۸ |
| جنسیت (مرد) | -۰/۱۸۴ | ۰/۴۲۱ | -۰/۴۳۷ | ۰/۶۶۳ |
| متأهل بودن | ۰/۱۳۸ | ۰/۴۱۶ | ۰/۳۳۳ | ۰/۷۴۰ |
| عدم علاقه مندی | -۰/۲۲۹ | ۰/۴۴۸ | -۰/۵۱۲ | ۰/۶۰۹ |
| عدم توصیه والدین | ۰/۰۶۳ | ۰/۳۴۸ | ۰/۱۸۰ | ۰/۸۵۷ |
| عدم اشتغال | ۰/۳۸۴ | ۰/۳۳۳ | ۱/۱۵۱ | ۰/۲۵۳ |
| نوع دانشگاه (دولتی) | ۱/۱۸۵*** | ۰/۳۳۹ | ۳/۴۸۹ | ۰/۰۰۱ |
| ضریب تعیین | ۱۷/۵۹٪ | | | |
| ضریب تعیین تعدیل شده | ۱۱/۰۱٪ | | | |
| آماره دوربین-واتسون | ۱/۷۲۸ | | | |
| آماره F | ۲/۶۶۹ | | | |
| احتمال (آماره F) | ۰/۰۱۱ | | | |
| * در سطح ۹۰٪ معنادار؛ ** در سطح ۹۵٪ معنادار؛ ***در سطح ۹۹٪ معنادار. | | | | |

فرضیه سوم: بین ذهنیت فلسفی دانشجویان مرد و زن در مقطع کارشناسی تفاوت معناداری وجود دارد. به منظور آزمون این فرضیه از نتایج آزمون من-ویتنی (آزمون U) که در نگاره‌های (۶) و (۷) ارائه شده، بهره گرفته می شود. در آزمون من-ویتنی (آزمون U) فرضیه صفر و فرضیه مقابل (فرضیه مورد ادعا) به صورت زیر تعریف می‌شود.

$H_0$: ذهنیت فلسفی دانشجویان مرد و زن در مقطع کارشناسی یکسان است

$H_1$: ذهنیت فلسفی دانشجویان مرد و زن در مقطع کارشناسی متفاوت است

نتایج ارائه شده در نگاره (۶) نشان می‌دهد که میانگین رتبه در زنان در مقایسه با میانگین رتبه در مردان بیشتر است. این موضوع نشان دهنده این است که در مقطع کارشناسی ذهنیت فلسفی در زنان بیشتر از مردان است، ولی نتایج ارائه شده در نگاره (۷) نشان می‌دهد که سطح معناداری (۰/۸۸۲) بزرگتر از ۵ درصد می‌باشد، بنابراین نمی‌توان در سطح اطمینان ۹۵٪ فرضیه

صـفر را رد کرد. به عبارت دیگر می‌توان گفت که در سـطح اطمینان ۹۵٪ بین ذهنیت فلسـفی دانشجویان مرد و زن در مقطع کارشناسی تفاوت معناداری وجود ندارد.

***نگاره (۶): رتبه‌های مربوط به ذهنیت فلسفی بر حسب جنسیت در بین دانشجویان مقطع کارشناسی***

| | جنسیت | تعداد داده‌ها | میانگین رتبه‌ها | مجموع رتبه‌ها |
|---|---|---|---|---|
| ذهنیت فلسفی | زن | ۱۸۷ | ۱۴۶/۵۵ | ۲۷۴۰۴ |
| | مرد | ۱۰۴ | ۱۴۵/۰۲ | ۱۵۰۸۲ |
| | کل | ۲۹۱ | ---- | ---- |

***نگاره (۷): نتایج حاصل از آزمون من –ویتنی (آزمون U)***

| ذهنیت فلسفی | |
|---|---|
| آمارهU من–ویتنی | ۹۶۲۲ |
| آماره W ویلکاکسن | ۱۵۰۸۲ |
| آماره Z | -۰/۱۴۸ |
| سطح معناداری (sig) | ۰/۸۸۲ |

فر ضیه چهارم: بین ذهنیت فلسفی دانشجویان مرد و زن در مقطع کار شنا سی ار شد تفاوت معناداری وجود دارد. به منظور آزمون این فرضـیه از نتایج آزمون من –ویتنی (آزمون U) که در نگاره‌های (۸) و (۹) ارائه شـده، بهره گرفته می‌شـود. در آزمون من –ویتنی (آزمون U) فرضیه صفر و فرضیه مقابل (فرضیه مورد ادعا) به صورت زیر تعریف می‌شود.

$H_0$: ذهنیت فلسفی دانشجویان مرد و زن در مقطع کارشناسی ارشد یکسان است

$H_1$: ذهنیت فلسفی دانشجویان مرد و زن در مقطع کارشناسی ارشد متفاوت است

نتایج ارائه شـده در نگاره (۸) نشـان می‌دهد که میانگین رتبه در مردان در مقایسـه با میانگین رتبه در زنان بیشتر ا ست. این مو ضوع نشان دهنده این ا ست که در مقطع کار شنا سی ار شد ذهنیت فلسفی در مردان بیشتر از زنان ا ست ولی نتایج ارائه شده در نگاره (۱۵) نشان می‌دهد که سـطح معناداری (۰/۶۶۹) بزرگتر از ۵ درصـد می‌باشـد، بنابراین نمی‌توان در سـطح اطمینان ۹۵٪ فرضـیه صـفر را رد کرد. به عبارت دیگر می‌توان گفت که در سـطح اطمینان ۹۵٪ بین ذهنیت فلسفی دانشجویان مرد و زن در مقطع کارشناسی ارشد تفاوت معناداری وجود ندارد.

***نگاره (۸): رتبه‌های مربوط به ذهنیت فلسفی بر حسب جنسیت در بین دانشجویان مقطع کارشناسی ارشد***

| | جنسیت | تعداد داده‌ها | میانگین رتبه‌ها | مجموع رتبه‌ها |
|---|---|---|---|---|
| ذهنیت فلسفی | زن | ۷۱ | ۵۴/۰۶ | ۳۸۳۸ |
| | مرد | ۳۸ | ۵۶/۷۶ | ۲۱۵۷ |
| | کل | ۱۰۹ | ---- | ---- |

***نگاره (۹): نتایج حاصل از آزمون من -ویتنی (آزمون U)***

| ذهنیت فلسفی | |
|---|---|
| آماره U من-ویتنی | ۱۲۸۲ |
| آماره W ویلکاکسن | ۳۸۳۸ |
| آماره Z | -۰/۴۲۷ |
| سطح معناداری (sig) | ۰/۶۶۹ |

فرضیه پنجم: دانشجویانی که دارای دیپلم ریاضی هستند در مقایسه با سایر دانشجویان ذهنیت فلسفی بیشتری دارند. به منظور آزمون این فرضیه از نتایج آزمون من –ویتنی (آزمون U) که در نگاره‌های (۱۰) و (۱۱) ارائه شده، بهره گرفته می‌شود. در آزمون من –ویتنی (آزمون U) فرضیه صفر و فرضیه مقابل (فرضیه مورد ادعا) به صورت زیر تعریف می‌شود.

$H_0$: ذهنیت فلسفی دانشجویان دارای دیپلم ریاضی و دانشجویان دارای دیپلم غیر ریاضی یکسان است

$H_1$: ذهنیت فلسفی دانشجویان دارای دیپلم ریاضی و دانشجویان دارای دیپلم غیر ریاضی متفاوت است

نتایج ارائه شده در نگاره (۱۰) نشان می‌دهد که میانگین رتبه دانشجویان دارای دیپلم ریاضی در مقایسه با میانگین رتبه دانشجویان دارای دیپلم غیر ریاضی بیشتر است این موضوع نشان دهنده این است که دانشجویان دارای دیپلم ریاضی ذهنیت فلسفی بیشتری نسبت به دانشجویان دارای دیپلم غیر ریاضی دارند ولی نتایج ارائه شده در نگاره (۱۱) نشان می‌دهد که سطح معناداری (۰/۱۴۷) بزرگتر از ۵ درصد می‌باشد، بنابراین نمی‌توان در سطح اطمینان ۹۵٪ فرضیه صفر را رد کرد. به عبارت دیگر می‌توان گفت که در سطح اطمینان ۹۵٪ بین ذهنیت فلسفی دانشجویان دارای دیپلم ریاضی و دانشجویان دارای دیپلم غیر ریاضی تفاوت معناداری وجود ندارد.

***نگاره (۱۰): رتبه‌های مربوط به ذهنیت فلسفی بر حسب نوع دیپلم***

| | جنسیت | تعداد داده‌ها | میانگین رتبه‌ها | مجموع رتبه‌ها |
|---|---|---|---|---|
| ذهنیت فلسفی | سایر | ۲۶۳ | ۱۹۴/۴۵ | ۵۱۱۴۱ |
| | ریاضی | ۱۳۷ | ۲۱۲/۱۱ | ۲۹۰۵۹ |
| | کل | ۴۰۰ | ---- | ----- |

***نگاره (۱۱): نتایج حاصل از آزمون من -ویتنی (آزمون U)***

| ذهنیت فلسفی | |
|---|---|
| آماره U من-ویتنی | ۱۶۴۲۵ |
| آماره W ویلکاکسن | ۵۱۱۴۱ |
| آماره Z | -۱/۴۵۱ |
| سطح معناداری (sig) | ۰/۱۴۷ |

فرضیه ششم: ذهنیت فلسفی دانشجویان مقطع کارشناسی دانشگاه‌های دولتی و آزاد با هم متفاوت است. به منظور آزمون این فرضیه از نتایج آزمون من –ویتنی (آزمون U) که در نگاره‌های (۱۲) و (۱۳) ارائه شده، بهره گرفته می‌شود. در آزمون من –ویتنی (آزمون U) فرضیه صفر و فرضیه مقابل (فرضیه مورد ادعا) به صورت زیر تعریف می‌شود.

$H_0$: ذهنیت فلسفی دانشجویان مقطع کارشناسی دانشگاه‌های دولتی و آزاد یکسان است

$H_1$: ذهنیت فلسفی دانشجویان مقطع کارشناسی دانشگاه‌های دولتی و آزاد متفاوت است

نتایج ارائه شده در نگاره (۱۲) نشان می‌دهد که میانگین رتبه در دانشگاه دولتی در مقایسه با میانگین رتبه در دانشگاه آزاد بیشتر است این موضوع نشان دهنده این است که در مقطع کارشناسی ذهنیت فلسفی در دانشجویان دانشگاه دولتی بیشتر از دانشجویان دانشگاه آزاد است که نتایج ارائه شده در نگاره (۱۳) نشان می‌دهد که سطح معناداری (۰/۰۱۱) کمتر از ۵ درصد می‌باشد، بنابراین می‌توان در سطح اطمینان ۹۵٪ فرضیه صفر را رد کرد. به عبارت دیگر می‌توان گفت که در سطح اطمینان ۹۵٪ ذهنیت فلسفی دانشجویان مقطع کارشناسی دانشگاه‌های دولتی و آزاد تفاوت معناداری با هم دارند.

***نگاره (۱۲): رتبه‌های مربوط به ذهنیت فلسفی بر حسب نوع دانشگاه در مقطع کارشناسی***

| | جنسیت | تعداد داده ها | میانگین رتبه ها | مجموع رتبه ها |
|---|---|---|---|---|
| ذهنیت فلسفی | آزاد | ۱۴۱ | ۱۳۳/۰۱ | ۱۸۷۵۵ |
| | دولتی | ۱۵۰ | ۱۵۸/۲۱ | ۲۳۷۳۱ |
| | کل | ۲۹۱ | ---- | ---- |

***نگاره (۱۳): نتایج حاصل از آزمون من –ویتنی (آزمون U)***

| ذهنیت فلسفی | |
|---|---|
| آمارهU من–ویتنی | ۸۷۴۴ |
| آماره W ویلکاکسن | ۱۸۷۵۵ |
| آماره Z | -۲/۵۵۵ |
| سطح معناداری (sig) | ۰/۰۱۱ |

فرضیه هفتم: ذهنیت فلسفی دانشجویان مقطع کارشناسی ارشد دانشگاه‌های دولتی و آزاد با هم متفاوت است. به منظور آزمون این فرضیه از نتایج آزمون من –ویتنی (آزمون U) که در نگاره‌های (۱۴) و (۱۵) ارائه شده، بهره گرفته می‌شود. در آزمون من –ویتنی (آزمون U) فرضیه صفر و فرضیه مقابل (فرضیه مورد ادعا) به صورت زیر تعریف می‌شود.

$H_0$: ذهنیت فلسفی دانشجویان مقطع کارشناسی ارشد دانشگاه‌های دولتی و آزاد یکسان است

$H_1$ ذهنیت فلسفی دانشجویان مقطع کارشناسی ارشد دانشگاه‌های دولتی و آزاد متفاوت است

نتایج ارائه شده در نگاره (۱۴) نشان می‌دهد که میانگین رتبه در دانشگاه آزاد در مقایسه با میانگین رتبه در دانشگاه دولتی بیشتر است. این موضوع نشان دهنده این است که در مقطع کارشناسی ارشد ذهنیت فلسفی در دانشجویان دانشگاه آزاد بیشتر از دانشجویان دانشگاه دولتی است ولی نتایج ارائه شده در نگاره (۱۵) نشان می‌دهد که سطح معناداری (۰/۴۲۴) بزرگتر از ۵ در صد می‌باشد، بنابراین نمی‌توان در سطح اطمینان ۹۵٪ فرضیه صفر را رد کرد. به عبارت دیگر می‌توان گفت که در سطح اطمینان ۹۵٪ ذهنیت فلسفی دانشجویان مقطع کارشناسی ارشد دانشگاه‌های دولتی و آزاد تفاوت معناداری با هم ندارند.

***نگاره (۱۴): رتبه‌های مربوط به ذهنیت فلسفی بر حسب نوع دانشگاه در مقطع کارشناسی ارشد***

| | جنسیت | تعداد داده ها | میانگین رتبه ها | مجموع رتبه ها |
|---|---|---|---|---|
| ذهنیت فلسفی | آزاد | ۵۷ | ۵۷/۳۱ | ۳۲۶۶/۵۰ |
| | دولتی | ۵۲ | ۵۲/۴۷ | ۲۷۲۸/۵۰ |
| | کل | ۱۰۹ | ---- | ---- |

***نگاره (۱۵): نتایج حاصل از آزمون من -ویتنی (آزمون U)***

| ذهنیت فلسفی | |
|---|---|
| آمارهU من-ویتنی | ۱۳۵۰/۵۰۰ |
| آماره W ویلکاکسن | ۲۷۲۸/۵۰۰ |
| آماره Z | -۰/۸۰۰ |
| سطح معناداری (sig) | ۰/۴۲۴ |

## سایر یافته‌ها بر اساس رگرسیون چند متغیره

در این قسمت اثر متغیرمستقل (ذهنیت فلسفی) و متغیرهای کنترل (جنسیت، نوع دیپلم و نوع دانشگاه) بر متغیر وابسته (موفقیت تحصیلی) مورد بررسی قرار می‌گیرد. بر اساس نتایج حاصل از رگرسیون چند متغیره، مشخص شد که عوامل تأثیرگذار بر پیشرفت تحصیلی عبارتند از: ذهنیت فلسفی، نوع دیپلم، میزان علاقه. زیرا سطح معنی داری این متغیرها زیر ۵در صد است. نتایج آزمون رگرسیون چند متغیره نشان می‌دهدکه در نمونه تحقیق، متغیر میزان علاقه مندی که بیشترین ضریب (۰/۶۷۴) را دارد بیشترین تأثیر و بعد به ترتیب نوع دیپلم با ضریب (۰/۶۷) وذهنیت فلسفی با ضریب (۰/۰۳۵) بر موفقیت تحصیلی تأثیرگذار هستند. همچنین متغیر جنسیت، رابطه ای با موفقیت تحصیلی ندارد.

## مدل پیشرفت تحصیلی

۱. بر اساس نتایج حاصل از رگرسیون چند متغیره، نگاره شماره (۴) مشخص شد که عوامل تأثیرگذار بر پیشرفت تحصیلی در مقطع کارشناسی عبارتند از: ذهنیت فلسفی، نوع دیپلم، میزان علاقه، زیرا سطح معنی داری این متغیرها زیر ۵ درصد است. از این رو مدل پیشرفت تحصیلی به صورت زیر نوشته می‌شود:

$$Y=11/249 + 0/035x_1 + 0/67x_2 - 0/674x_3 + \varepsilon$$

Y: پیشرفت تحصیلی که عبارت است از معدل کل دانشجو. $X_1$: ذهنیت فلسفی، که برابر با نمره کسب شده از پرسشنامه ذهنیت فلسفی است. $X_2$: نوع دیپلم، که اگر دیپلم دانشجو ریاضی باشد یک و در غیر اینصورت صفر در نظر گرفته می‌شود.: $X_3$ میزان علاقه مندی، که اگر دانشجو علاقمند به رشته حسابداری باشد صفر و در غیر اینصورت یک در نظر گرفته می‌شود.
$\varepsilon$ : میزان خطای مدل

۲. بر اساس نتایج حاصل از رگرسیون چند متغیره، نگاره شماره (۵) مشخص شد که عوامل تأثیرگذار بر پیشرفت تحصیلی در مقطع کارشناسی ارشد عبارتند از نوع دانشگاه، زیرا سطح معنی داری این متغیر زیر ۵ درصد است. از این رو مدل پیشرفت تحصیلی به صورت زیر نوشته می‌شود:

$$Y= 14/1 + 1/185x_1 + \varepsilon$$

Y: پیشرفت تحصیلی که عبارت است از معدل کل دانشجو. $X_1$: نوع دانشگاه، که اگر دانشگاه دولتی باشد یک و اگر دانشگاه آزاد باشد صفر منظور می‌شود. ε میزان خطای مدل

## نتیجه‌گیری

نتایج پژوهش نشان می‌دهد که میان ذهنیت فلسفی و موفقیت تحصیلی در مقطع کارشناسی رشته حسابداری رابطه معنی داری وجود دارد. میانگین نمره ذهنیت فلسفی و موفقیت تحصیلی در میان دانشجویان مقطع کارشناسی ارشد بیشتر از دانشجویان مقطع کارشناسی است. جنسیت تأثیری بر ذهنیت فلسفی ندارد، زیرا نتایج نشان می‌دهد که نمره ذهنیت فلسفی دانشجویان مرد با دانشجویان زن در مقاطع کارشناسی و کارشناسی ارشد تفاوت معنی داری ندارند. همچنین نتایج حاصل از تجزیه و تحلیل رگرسیون چند متغیره، بیانگر آن است که موفقیت تحصیلی در مقطع کارشناسی رشته حسابداری تابعی از ذهنیت فلسفی، نوع دیپلم و میزان علاقه مندی است. در میان این متغیرها، متغیر میزان علاقه مندی به رشته حسابداری دارای بیشترین ضریب است و بعد از آن، نوع دیپلم و ذهنیت فلسفی. نتایج نشان دهنده آن است که میزان علاقه، رابطه ای مثبت با موفقیت تحصیلی دارد. هر چه میزان علاقه افزایش یابد، موفقیت تحصیلی نیز افزایش می‌یابد. دانشجویان دارای دیپلم ریاضی، موفقیت تحصیلی بیشتری در مقایسه با سایر دانشجویان در رشته حسابداری دارند. ضمنا در مقطع کارشناسی ارشد، اگر محل تحصیل دانشجو، دانشگاه آزاد اسلامی باشد، موفقیت تحصیلی او کاهش می‌یابد. این موضوع احتمالاً به دلیل آن است که دانشجویان راه نیافته به دانشگاه‌های دولتی، وارد دانشگاه آزاد اسلامی می‌شوند. همچنین بر اساس نتایج پژوهش به مسئولین آموزش عالی پیشنهاد می‌شود که برای ارتقای موفقیت تحصیلی دانشجویان رشته حسابداری، تمهیدات آموزشی مناسبی مانند تدوین واحدهای درسی به منظور ارتقای ذهنیت فلسفی دانشجویان را در نظر بگیرند. همچنین ظرفیت بیشتری برای جذب دیپلم ریاضی در رشته حسابداری، اختصاص داده شود.

## پی نوشت

۱ Philosophical mindset

## منابع

بهرنگی، محمدرضا. عبدالرحیم، نوه ابراهیم ورضا، یوسف زاده اندواری (۱۳۹۳). ذهنیت فلسفی مدیران مدارس متوسطه آمل در ارتباط با روحیه دبیران در پذیرش الگوی مدیریت آموزش علوم، فصلنامه علمی – پژوهشی: ۱. ۲۰-۱.

حولکی، عاطفه و دیگران (۱۳۹۵). پیش بینی تدریس خلاقانه بر اساس ذهنیت فلسفی اعضای هیئت علمی دانشگاه علوم پزشکی همدان، پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه همدان.

سبزعلی جماعت، فرزانه (۱۳۹۱). مطالعه تأثیر ذهنیت فلسفی بر پیشرفت تحصیلی درس ریاضی دانش آموزان تیزهوش مقطع متوسطه استان البرز، پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه پیام نور تهران.

کوشی، زهرا و سلطانی، اصغر (۱۳۹۴). پیش بینی کیفیت تدریس اعضای هیئت علمی بر اساس ذهنیت فلسفی و انگیزش شغلی آن‌ها، فصلنامه علمی- پژوهشی: *۷*. ۴۸-۲۹.

معظمی، مجتبی و والا، رضا (۱۳۹۱). بررسی رابطه ذهنیت فلسفی با میزان افزایش خلاقیت کارکنان دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران شمال، مجله تحقیقات مدیریت آموزشی: ۱۴، ۵۲-۳۷.

مهربان، اشرف (۱۳۹۱). رابطه تفکر خلاقانه دانشجویان کارشناسی رشته حسابداری با موفقیت تحصیلی آن‌ها، پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه آزاد واحد علوم وتحقیقات.

Behrangi,Mohammadreza؛Abdolrahim,Naveebrahim؛Yosefzadeandvari, Reza. (2014). Study of the relationship between the philosophical mentality of school principals and the mentality of teachers in Amol boys' secondary schools for accepting the management model of science education. Journal of New Approach in Educational Management, 1, 1-20, (in Persian).

Dewey,John. (1916). Democracy and education, New York: McMillan.

Hilgard,Ernest؛Bower,Gordon. (1975). Learning theories, Translation by Mohammadtaghi,Baraheni, Tehran: Academic Publishing Center.

Holaki,Atefeh et al. (2016). The prediction of creative teaching based on the philosophical mentality of faculty members of Hamedan University of Medical Sciences. MA thesis, Hamedan University, (in Persian).

Kooshi,Zahra؛Soltani,Asghar. (2015). The prediction of the quality of teaching staff members based on their philosophical mentality and their job motivation. Journal of Educational Research, 7, 29-48, (in Persian).

Mehraban,Ashraf. (2012). relationship between the creative thinking of undergraduate students in accounting with their academic success. Journal of Accounting and Audit Management, 9, 1-12, (in Persian).

Moazzami,Mojtaba؛Vala,Reza. (2012). Study of the relationship between philosophical mentality and creativity of Islamic Azad University of Tehran Shomal Branch. Journal of Educational Management Research, 14, 37-52, (in Persian).

Nonis؛Hudson. (2010). Performance of College Students, Impact of Study Time and Study Habits. Journal of Education for Business, 85, 229 - 238.

Pilip G,Smith. (1894). Philosophical mentality in educational management,Teranslation by Mohammadreza,Behrangi, Tehran: Kamal Tarbiyat Publication.

Pilip G,Smith. (1965). what is Philosophy Education? U. S. A: McMillan.

Sabzalijamaat,Farzaneh. (2016). Study and the effect of philosophical mentality on the academic achievement of mathematical lessons in high school students of Alborz province. MA Thesis, Payam Noor University, (in Persian).

Wallas,G. (1926). The art of the thought. New York: Harcourt Brace.

پژوهش‌های تجربی حسابداری

سال نهم، شماره ۳۴، زمستان ۱۳۹۸، صص ۴۹-۷۱

# بررسی توانایی شاخص‌های حسابداری و غیرحسابداری مؤثر بر پیش‌بینی درماندگی مالی و مقایسه روش‌های پارامتریک و ناپارامتریک

**ساسان مهرانی*، یحیی کامیابی**، فرزاد غیور*****

تاریخ دریافت: ۹۵/۱۰/ ۲۶

تاریخ پذیرش: ۹۶/۰۲/ ۱۶

## چکیده

هدف این تحقیق، بررسی توانایی شاخص‌های حسابداری و غیرحسابداری مؤثر بر پیش‌بینی درماندگی مالی و مقایسه روش‌های پارامتریک و ناپارامتریک است. بدین منظور اطلاعات ۲۱۱ سال-شرکت درمانده منتخب بر اساس معیارهای خاص درماندگی و ۲۱۱ سال-شرکت سالم پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران در فاصله بین سال‌های ۱۳۸۴ الی ۱۳۹۳ مورد استفاده قرار گرفته‌است. در این مطالعه از ۳۲ شاخص حسابداری و ۲۰ شاخص غیرحسابداری به همراه دو روش پارامتریک شامل روش‌های رگرسیون لوجستیک و تحلیل ممیزی چندگانه و هفت روش ناپارامتریک شامل ماشین بردار پشتیبان، شبکه عصبی مصنوعی، درخت تصمیم (با ۴ الگوریتم) و شبکه بیزین جهت پیش‌بینی درماندگی مالی استفاده گردیده است. نتایج تحقیق نشان می‌دهد مدل‌های مستخرج از شاخص‌های حسابداری به طور معنی‌داری نسبت به مدل‌های مبتنی بر شاخص‌های غیرحسابداری از دقت پیش‌بینی بالاتری برخوردارند و اضافه نمودن شاخص‌های غیرحسابداری به مدل‌های مبتی بر شاخص‌های حسابداری، قدرت پیش‌بینی آن‌ها را به طور معنی‌داری افزایش نمی‌دهد. همچنین، علیرغم بالاتر بودن میانگین توانایی پیش‌بینی روش های ناپارمتریک نسبت به روش های پارامتریک، این تفاوت از نظر آماری معنی‌دار نیست.

**واژه‌های کلیدی:** درماندگی مالی، شاخص‌های حسابداری، شاخص‌های غیرحسابداری، روش‌های پارامتریک، روش‌های ناپارامتریک

**طبقه‌بندی موضوعی:** M41, G17, G33.

DOI: 10.22051/jera.2017.13643.1577

* دانشیار گروه حسابداری، دانشکده مدیریت، دانشگاه تهران، تهران، ایران، (smehrani@ut.ac.ir.)

** دانشیار گروه حسابداری، دانشکده علوم اقتصادی و اداری، دانشگاه مازندران، بابلسر، ایران، (y.kamyabi@umz.ac.ir).

*** دانشجوی دکتری حسابداری، دانشکده علوم اداری و اقتصادی، دانشگاه مازندران، بابلسر، ایران، (نویسنده مسئول)، (f.ghayour@urmia.ac.ir)

## مقدمه

بنگاه‌های تجاری در عصر حاضر در محیطی به شدت رقابتی و متغیر فعالیت می‌کنند. در این محیط رقابتی، آن دسته از شرکت‌هایی که نمی‌توانند خود را با فرآیند رشد و توسعه شرکت‌های پیشرو هماهنگ کنند، از گردونه رقابت خارج شده و ورشکسته می‌شوند. با توجه به هزینه‌های ورشکستگی[۱] که به سرمایه‌گذاران، اعتباردهندگان، بازار سرمایه و به عبارت دیگر کل اقتصاد تحمیل می‌شود، صاحبان سرمایه به دنبال روش‌هایی هستند تا بتوانند وضعیت مالی شرکت را قبل از اینکه به مرحله ورشکستگی برسد، پیش‌بینی کنند. مرحله قبل از ورشکستگی اصطلاحاً مرحله درماندگی[۲] مالی نامیده می‌شود. درماندگی مالی به شرایطی اطلاق می‌شود که شرکت نتواند به طور کامل به تعهدات خود در قبال تأمین‌کنندگان مالی عمل نموده و در عمل به این تعهدات دچار مشکل باشد. درماندگی مالی لزوماً به ورشکستگی نمی‌انجامد و مجموعه اقدامات مدیریت جهت خروج از شرایط درماندگی می‌تواند شرکت را از خطر ورود به مرحله ورشکستگی نجات دهد. بنابراین، ضرورت آگاهی به‌موقع مدیران و تأمین‌کنندگان منابع مالی شرکت باعث شده‌است تا جستجوی روش‌هایی که بتوانند درماندگی مالی را قبل از رسیدن به مرحله ورشکستگی تشخیص دهند از اهمیت بالایی برخوردار گردد.

در سال‌های اخیر، پیش‌بینی درماندگی مالی با استفاده از روش‌های مختلف مورد توجه بسیاری از محققین قرار گرفته‌است (هو و ساتیه، ۲۰۱۵؛ زوهرا و همکاران، ۲۰۱۵ و منصورفر و همکاران، ۱۳۹۴). در حیطه پیش‌بینی درماندگی مالی، دو مجموعه روش شناسی تحت عناوین مدل‌های پارامتریک[۳] و ناپارامتریک[۴] مطرح می‌باشد. قبل از توسعه روش‌های هوش‌مصنوعی[۵]، اغلب محققین از روش‌های پارامتریک همچون رگرسیون لوجستیک[۶] (LR) و تحلیل ممیزی چندگانه[۷] (MDA) استفاده نمودند. علیرغم سهولت و سادگی مدل‌های پارامتریک به هنگام کاربرد، پیش‌فرض‌های مربوط به تبعیت از یک توزیع آماری خاص (اغلب، پیروی از توزیع نرمال) در این روش‌ها، ممکن است صحت ریاضی چنین روش‌هایی را با ابهام مواجه نماید. چرا که داده‌های مالی در دنیای واقعی، لزوماً از توزیع نرمال تبعیت نمی‌کنند. با توسعه هوش‌مصنوعی، مدل‌های ناپارامتریک همچون شبکه عصبی مصنوعی[۸] (ANN)، ماشین بردار پشتیبان[۹] (SVM)، درخت تصمیم و... به منظور پیش‌بینی درماندگی مالی مورد استفاده قرارگرفتند. این رویکردها، مفروضات محدودکننده‌ای همچون خطی بودن، نرمال بودن و

اســـتقلال متغیرهای ورودی را که اعتبار پیش بینی را محدود می‌کنند ندارند. لذا این روش‌ها ضــعف مربوط به ضــرورت تبعیت از توزیع آماری خاص موجود در روش‌های پارامتریک را پوشـــش می‌دهند. بنابراین انتظار می‌رود همانگونه که تحقیقات لی و همکاران (۲۰۱۵)، خی و همکاران (۲۰۱۱)، چن (۲۰۱۱) و مخاطب رفیعی و همکاران (۲۰۱۱) نشـــان داده‌اند، مدل‌های ناپارامتریک هوش مصـــنوعی دقت و قدرت پیش‌بینی بالاتری نســـبت به مدل‌های پارامتریک داشته باشند.

از ســویی دیگر، به منظور تعیین شــاخص‌هایی که بتوانند درماندگی مالی را دقیقتر پیش‌بینی نمایند، مطالعات اخیر بیشــتر بر بررســی تأثیر مســتقیم برخی شــاخص‌های حســابداری متمرکز بوده‌اند (مانند تحقیقات راعی و فلاح‌پور، ۱۳۸۷؛ اســماعیل زاده و شــاکری۱۳۹۴؛ چن، ۲۰۱۱؛ مخاطب رفیعی و همکاران، ۲۰۱۱؛ هو و ســاتیه، ۲۰۱۵ و زوهرا و همکاران، ۲۰۱۵) و تحقیقات کمی در خصوص شاخص‌های غیرحسابداری موثر بر درماندگی مالی انجام شده‌است. علیرغم غیرقابل انکار بودن نقش مهم و کلیدی شــاخص‌های حســابداری، شــرایط درماندگی شــرکت نمی‌تواند صرفاً متأثر از معدود متغیر حسابداری باشد و این در حالی است که اندک تحقیقات انجام شده در خصوص موثر بودن شاخص‌های غیرحسابداری حاکی از تأثیرگذاری اینگونه شاخص‌ها در پیش‌بینی درماندگی مالی است (مانند تحقیقات خی و همکاران، ۲۰۱۱؛ منصورفر و همکاران، ۱۳۹۴؛ بردارت، ۲۰۱۴؛ لی و همکاران، ۲۰۱۵؛ مرادی و همکاران، ۱۳۹۱ و صادقی و همکاران، ۱۳۹۲). در تحقیقات انجام شده در ایران در خصوص پیش‌بینی درماندگی مالی و ورشــکســتگی، عمدتاً با اســتفاده از معیار ماده ۱۴۱ قانون تجارت جهت تمایز شــرکت‌ها، از معدود متغیرهای مالی مرسوم، به‌ویژه نسبت‌های مالی، و یک یا دو روش آماری محدود جهت پیش‌بینی استفاده شده است. در حالیکه به عنوان نوآوری پژوهش، تحقیق حاضر ضمن متمایز دانستن دو مفهوم "درماندگی مالی" و "ورشکستگی"، با معرفی و استفاده از مجموعه متنوعی از شاخص‌های حسابداری و غیرحسابداری و نیز روش‌های آماری (۵۲ متغیر و ۹ روش آماری) با یک رویکرد مقایســه‌ای اقدام به پیش بینی درماندگی مالی می‌کند تا با دســتیابی به مدل‌های پیش‌بینی قدرتمندتر، ســرمایه‌گذاران، اعتباردهندگان، مدیران و... با اطمینان خاطر بالاتری بتوانند درماندگی مالی شــرکت را قبل از وقوع ورشــکســتگی پیش‌بینی نمایند. از اینرو، این

پژوهش در صدد است تا توانایی شاخص‌های حسابداری و غیرحسابداری مؤثر بر پیش‌بینی درماندگی مالی و مقایسه روش‌های پارامتریک و ناپارامتریک را مورد بررسی قرار دهد.

## مروری بر پیشینه

### پژوهش‌های خارجی

لیو و وانگ (۲۰۱۶) با بررسی شرکت‌های چینی مابین سال‌های ۲۰۰۳ تا ۲۰۱۳ به روش رگرسیون لوجستیک دریافتند که نسبت‌های بدهی (یک فصل قبل از درماندگی) و ارزش افزوده اقتصادی تعدیل نشده (دو، سه و چهار فصل قبل از درماندگی) در پیش‌بینی درماندگی مالی شرکت‌های چینی دارای برتری هستند.

کوبیچکوا و نولیچک (۲۰۱۶) با بررسی مدل‌های قبلی ورشکستگی و درماندگی مالی که از روش تحلیل ممیزی برای پیش‌بینی استفاده کرده‌اند اقدام به جمع بندی متغیرهای مورد استفاده و محاسبه فراوانی استفاده از آن‌ها در مدل‌های مورد نظر نمودند. نتیجه مطالعه آن‌ها معرفی ۳۹ متغیر (نسبت مالی) برای استفاده در تحقیقات آتی است.

هو و ساتیه (۲۰۱۵) با استفاده از رگرسیون لوجستیک درماندگی مالی را پیش بینی نمودند. متغیرهای مورد استفاده ایشان شامل سه گروه متغیر ویژگی‌های مالی شرکتی، ویژگی‌های غیرمالی شرکتی و اقتصاد کلان می‌باشند. یافته‌های ایشان نشان می‌دهد که مدلی که از هر سه گروه متغیر استفاده می‌کند به مراتب نسبت به مدل‌هایی که صرفاً از گروه اول یا ترکیب گروه‌های دوم و سوم استفاده می‌کند بهتر می‌تواند درماندگی مالی را پیش‌بینی نماید.

زوهرا و همکاران (۲۰۱۵) اقدام به شناسایی شرکت‌های درمانده ۲۸ صنعت در اردن نموده و سه سال زیان متوالی را به عنوان ملاک تفکیک در نظر گرفتند. استفاده از ۲۷ نسبت مالی و روش آماری رگرسیون لوجستیک جهت پیش‌بینی درماندگی مالی نشان می‌دهد که مدل نهایی می‌تواند در سال درماندگی تا ۸۹/۳٪ قدرت پیش‌بینی داشته باشد.

لی و همکاران (۲۰۱۵) با اضافه نمودن متغیرهای اقتصاد کلان و حاکمیت شرکتی به مجموعه نسبت‌های مالی به این نتیجه رسیدند که اضافه کردن این متغیرها توانایی مدل‌های پیش‌بینی درماندگی مالی را افزایش می‌دهد.

چن (۲۰۱۱) شرکت‌هایی را درمانده مالی نامید که در گزارش حسابرس نسبت به درماندگی مالی و مشکلات تداوم فعالیت آن اشاره شده باشد. وی با استفاده از نسبت‌های مالی منتخب و مقایسه دو روش درخت تصمیم و رگرسیون لوجستیک نشان داد که روش رگرسیون لوجستیک در بلندمدت (بیش از یک سال) و روش درخت تصمیم در کوتاه‌مدت (کمتر از یک سال) توانایی بالاتری در پیش‌بینی درماندگی مالی دارند.

خی و همکاران (۲۰۱۱) با انتخاب مجموعه‌ای از نسبت های مالی، متغیر های حاکمیت شرکتی و متغیرهای اقتصاد کلان اقدام به مقایسه قابلیت پیش‌بینی روش‌های ماشین بردار پشتیبان و تحلیل ممیزی نمودندیافته‌های ایشان بیانگر این است که اولاً اضافه نمودن متغیرهای حاکمیت شرکتی و متغیرهای اقتصاد کلان به مجموعه نسبت‌های مالی، توانایی پیش‌بینی مدل‌ها را افزایش می‌دهد. ثانیاً روش ما شین بردار پشتیبان بهتر از روش تحلیل ممیزی می‌تواند درماندگی مالی را پیش‌بینی نماید.

ژو و وانگ (۲۰۰۹) با وارد ساختن کارایی به عنوان یک متغیر مستقل در کنار نسبت‌های مالی، اقدام به پیش‌بینی درماندگی مالی به وسیله ماشین بردار پشتیبان، رگرسیون لوجستیک و تحلیل ممیزی چندگانه نمودند. نتایج تحقیق مزبور نشان می‌دهد که استفاده از امتیاز کارایی در مدل‌های فوق‌الذکر صحت پیش‌بینی‌ها را در مقایسه با زمانی که از کارایی استفاده نمی‌شود افزایش می‌دهد.

### پژوهش‌های داخلی

منصورفر و همکاران (۱۳۹۴) با استفاده از ترکیبات جریانات نقدی و علامت‌های مثبت و منفی این ترکیبات اقدام به پیش‌بینی درماندگی مالی نمودند. استفاده از رگرسیون لوجستیک و ماشین بردار پشتیبان نشان داد که برخی ترکیبات جریانات نقدی می‌توانند در پیش‌بینی درماندگی مالی موثر واقع شوند. همچنین یافته‌های آن‌ها نشان می‌دهد که توانایی پیش بینی ماشین بردار پشتیبان به مراتب بالاتر از روش رگرسیون لوجستیک است.

اسماعیل‌زاده مقری و شاکری (۱۳۹۴) با استفاده از ۱۲ نسبت مالی، توانایی پیش‌بینی الگوهای شبکه بیزی ساده و تحلیل پوششی داده‌ها را با هم مقایسه نمودند. نتایج تحقیق ایشان نشان می‌دهد اگر چه مقایسه دقت کلی دو الگو با یکدیگر در سال‌های مورد بررسی تفاوت

معنی داری را به لحاظ آماری نشان نمی‌دهد اما به طور کلی دقت پیش بینی الگوی شبکه بیزی ساده در تمامی سال‌های مورد بررسی از الگوی تحلیل پوششی داده‌ها بیشتر است.

خلیفه سلطانی و اسماعیلی (۱۳۹۳)، با بررسی تأثیر چرخه تجاری بر پایداری مدل‌های پیش بینی ورشکستگی دریافتند که چرخه تجاری بر کارایی و پایداری مدل‌های بدست آمده از روش‌های لاجیت و تحلیل تمایزی (حاصل از ۱۱ نسبت مالی) موثر بوده‌است. همچنین، نتایج تحقیق ایشان حاکی از کارایی بیشتر روش لاجیت در مقایسه با تحلیل تمایزی می‌باشد.

یافته‌های صادقی و همکاران (۱۳۹۳) نشان می‌دهد بالا بودن سابقه فعالیت، نسبت اهرمی و تمرکز مالکیت احتمال درماندگی مالی را افزایش و اندازه شرکت، هزینه نمایندگی و نسبت جاری بالا احتمال آن را کاهش می‌دهد. از عوامل کلان اقتصادی نیز درآمد سرانه و رشد اقتصادی بالا در فضای کسب و کار شرکت‌ها، احتمال درماندگی مالی را کاهش و تورم نیز احتمال آن را افزایش می‌دهد.

محسنی و همکاران (۱۳۹۲) با استفاده از نمونه‌ای متشکل از ۵۰ شرکت تولیدی درمانده و سالم (تفکیک بر مبنای ماده ۱۴۱ قانون تجارت) و بکارگیری رگرسیون لوجستیک به این نتیجه رسیدند که اضافه نمودن متغیر کارایی به مدل پیش‌بینی درماندگی مبتنی بر نسبت‌های مالی، به طور معناداری دقت پیش بینی مدل را افزایش می‌دهد.

مخاطب رفیعی و همکاران (۲۰۱۱) با استفاده از معیار ماده ۱۴۱ و نسبت‌های مالی، از ۳ روش تحلیل ممیزی، الگوریتم ژنتیک و شبکه عصبی مصنوعی جهت پیش‌بینی درماندگی مالی استفاده نمودند. نتایج تحقیق ایشان نشان می‌دهد که شبکه عصبی مصنوعی بیشترین قدرت و روش تحلیل ممیزی کمترین قدرت پیش‌بینی درماندگی مالی را دارند.

مرادی و همکاران (۱۳۹۱) با استفاده از معیار ماده ۱۴۱ قانون تجارت جهت تفکیک، اقدام به پیش‌بینی درماندگی مالی شرکت‌ها بوسیله مدل‌های ماشین بردار پشتیبان و تحلیل ممیزی چندگانه نمودند. بدین منظور، مجموعه‌ای از ۲۰ نسبت مالی به همراه امتیاز کارایی به عنوان یک متغیر پیش‌بین غیرمالی وارد مدل‌های پیش‌بینی‌کننده استفاده کردند. نتایج بدست‌آمده حاکی از عدم تغییر دقت کلی این مدل‌ها به دلیل اضافه نمودن متغیر کارایی است.

اعتمادی و همکاران (۲۰۰۹) با بکارگیری مدل برنامه ریزی ژنتیک و تحلیل ممیزی چندگانه به پیش‌بینی ورشکستگی شرکت‌های ایرانی پرداختند. نتایج نشان می‌دهد در حالی که صحت پیش بینی مدل تحلیل ممیزی، ۷۷٪ بوده، صحت پیش بینی مدل ژنتیک ۹۴٪ می‌باشد.

راعی و فلاح‌پور (۱۳۸۷) به بررسی کاربرد ماشین بردار پشتیبان در پیش‌بینی درماندگی مالی شرکت‌ها پرداخته و با بکارگیری معیار ماده ۱۴۱ قانون تجارت جهت تفکیک و استفاده از نسبت‌های مالی، این روش را با رگرسیون لوجستیک مقایسه کردند. نتایج این پژوهش نشان داد مدل ماشین بردار پشتیبان نسبت به مدل لوجستیک به طور معنی‌داری از دقت کلی بیشتری برخوردار است و این مدل توانایی بالاتری نیز در تعمیم‌پذیری دارد.

## فرضیه‌های پژوهش

با عنایت به موارد یاد شده، فرضیات پژوهش به شرح زیر مطرح می‌گردند:

۱. توانایی پیش‌بینی درماندگی مالی مدل‌های مستخرج از شاخص‌های حسابداری بیشتر از مدل‌های مستخرج از شاخص‌های غیرحسابداری است.

۲. افزودن شاخص‌های غیرحسابداری به مدل‌های پیش‌بینی درماندگی مالی مستخرج از شاخص‌های حسابداری، توانایی آن‌ها را افزایش می‌دهد.

۳. توانایی پیش‌بینی درماندگی مالی مدل‌های ناپارامتریک بیشتر از مدل‌های پارامتریک است.

## روش پژوهش

پژوهش حاضر در جامعه شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران انجام گردیده‌است. قلمرو زمانی مورد مطالعه نیز دوره ۱۰ ساله مربوط به بازه زمانی ۱۳۸۴ الی ۱۳۹۳ می‌باشد در این بازه، معیارهای عمومی انتخاب نمونه عبارتند از:

۱. اطلاعات مورد نیاز جهت محاسبه متغیرهای تحقیق در مورد آن شرکت‌ها، در طول دوره تحقیق در دسترس بوده و جزء شرکت‌های واسطه‌گری نظیر بانک‌ها و سرمایه‌گذاری‌ها نباشند.

۲. سال مالی شرکت مختوم به ۲۹ اسفند ماه باشد و شرکت در دوره مورد مطالعه سال مالی خود را تغییر نداده‌باشد.

همچنین بر اساس شرایط خاص درماندگی، شرکت‌هایی به عنوان درمانده انتخاب شده‌اند که حداقل یکی از معیارهای زیر را دارا باشند (منصورفر و همکاران، ۱۳۹۴):

۱. سه سال متوالی زیان داشته‌باشند،

۲. سود نقدی سالانه هر سهم بیشتر از ۴۰٪ نسبت به سال قبل کاهش داشته‌باشد،

۳. سود قبل از بهره و مالیات و استهلاک کمتر از ۸۰٪ هزینه بهره برای دو سال متوالی باشد،

۴. بازده منفی سهام به همراه رشد منفی فروش وجود داشته‌باشد و

۵. سه سال متوالی ارزش دفتری هر سهم از ارزش اسمی آن سهم، کوچکتر باشد.

بر این اساس، در مجموع ۲۱۱ سال-شرکت درمانده و ۲۱۱ سال-شرکت همتا حتی‌الامکان بر اساس صنایع و ارزش‌های بازار نزدیک به شرکت‌های درمانده، به عنوان شرکت‌های غیردرمانده (سالم)، انتخاب گردیده‌است. مدل‌های پیش‌بینی برای ۳ دوره "سال درماندگی"، "یک سال قبل از درماندگی" و "دو سال قبل از درماندگی" استخراج می‌شوند. داده‌های مورد نیاز برای شرکت‌های انتخابی از طریق پایگاه‌های داده شامل نرم‌افزار ره‌آوردنوین و سایت کدال استخراج گردیده‌اند. در تحقیق حاضر از ۲ روش آماری پارامتریک شامل رگرسیون لوجستیک و تحلیل ممیزی چندگانه و ۷ روش ناپارامتریک شامل ماشین بردار پشتیبان، شبکه عصبی مصنوعی، درخت تصمیم[10] (DT) شامل ۴ الگوریتم و شبکه بیزین[11] (BN) استفاده می‌شود که توضیحات مختصر در خصوص آن‌ها در ادامه مطرح می‌گردد.

رگرسیون لوجستیک، شبیه رگرسیون خطی است با این تفاوت که نحوه محاسبه ضرایب در این دو روش یکسان نمی‌باشد. بدین معنی که رگرسیون لوجستیک، به جای حداقل کردن مجذور خطاها (کاری که رگرسیون خطی انجام می‌دهد)، احتمالی را که یک واقعه رخ می‌دهد، حداکثر می‌کند.

تحلیل ممیزی چندگانه به دنبال ترکیبی خطی از دو یا چند متغیر مستقل است به طوری که بهترین جداکننده را میان گروه‌های مشخص شده از قبل که در این تحقیق گروه

شرکت‌های سالم و درمانده هستند، ایجاد می‌کند. این مدل با جدا کردن مجموعه‌های متمایز مشاهده شده و با تخصیص مشاهده جدید به دسته‌های از پیش تعیین شده به محقق امکان بررسی تفاوت‌های میان دو یا چند گروه و با توجه به چندین متغیر در یک زمان را می‌دهد.

ماشین بردار پشتیبان یکی از روش‌های یادگیری ماشینی است که بر مبنای یادگیری آماری ارائه گردیده و در واقع یک طبقه‌بندی کننده دووجهی است که سعی دارد میان دو طبقه، ابر صفحه‌ای ایجاد نماید که فاصله هر طبقه تا ابر صفحه حداکثر باشد. داده‌های نقطه‌ای که به ابرصفحه نزدیکترند، برای اندازه‌گیری این فاصله به کار می‌روند. از این رو، این داده‌های نقطه‌ای، بردارهای پشتیبان نام دارند. در این روش، ساخت مدل شامل دو مرحله آموزش و آزمایش می‌باشد. در انتهای فاز آموزش، قابلیت تعمیم مدل آموزش داده‌شده با استفاده از داده‌های آزمایش ارزیابی می‌شود (علیزاده و ملک‌محمدی، ۱۳۹۰).

شبکه عصبی مصنوعی شامل مجموعه‌ای از نرون‌های به‌هم‌متصل می‌باشد که الهام‌گرفته از ساختار مغز انسان است. به هر مجموعه از این نرون‌ها یک لایه گفته می شود. برای ایجاد این لایه‌ها، نرون‌ها به وسیله توابع فعال‌سازی (محرک) به یکدیگر متصل می‌شوند. در واقع شبکه‌های عصبی مصنوعی همانند نرون‌های طبیعی دارای گره‌های پرداز شگری می‌باشند که داده‌های ورودی آن‌ها از گره‌های قبلی وارد و توسط توابع انتقال به سمت گره بعد منتقل می‌شوند. هر تابع در شبکه عصبی مصنوعی در فرآیند آموزش و ساخت مدل با استفاده از لایه‌های ورودی و خروجی تعریف شده، تعداد لایه‌های پنهان و تعداد نرون‌های تخصیص‌یافته به هر لایه را به روش آزمون و خطا مشخص می‌کند (علیزاده و ملک‌محمدی، ۱۳۹۰).

درخت‌های تصمیم بر اساس قواعد تصمیم گیری جهت پیش‌بینی و دسته‌بندی استفاده می‌شوند. در این رویکرد که به قیاس قواعد شناخته می‌شود بعد از ساخت درخت به راحتی می‌توان علت استنتاج قواعد بدست‌آمده را مشاهد نمود. به این معنی که درخت تصمیم همانند شبکه عصبی مصنوعی مانند یک جعبه سیاه عمل نمی‌کند و منطق کاری آن روشن و آشکار است. از دیگر مزایای درخت تصمیم ایجاد امکانی برای شناخت بهتر فیلدهای بااهمیت است، زیرا به طور خودکار فیلدهای بااهمیت بیشتر به گره‌های تصمیم بالایی درخت انتقال می‌یابد. چهار الگوریتم برای آنالیز و دسته‌بندی به روش درخت تصمیم موجود است که علیرغم تشابه

در اساس فرآیند، در تعداد زیرگروه‌ها، زمان ساخت مدل و... با هم متفاوتند. این الگوریتم‌ها شامل *C&R*، *C5. 0*، *CHAID* و *QUEST* می‌باشند (علیزاده و ملک‌محمدی، ۱۳۹۰).

شبکه بیزین محقق را قادر می‌سازد تا یک مدل احتمالی از طریق ترکیب شواهد مشاهده شده از جهان واقعی طراحی نماید تا بوسیله آن احتمال وقوع رخدادها را از مجموعه ویژگی‌های مختلف بدست آورد. یک شبکه بیزین، مدلی گرافیکی است که متغیرهای موجود در یک مجموعه داده را که گره نامیده می‌شوند همراه با روابط احتمالی و شرطی بین آن‌ها نشان می‌دهند. برای مثال، یک شبکه بیزین می‌تواندبرای محاسبه احتمال اینکه یک شخص بیماری خاصی دارد ( شرکتی درمانده است) یا نه به‌کار رودکه در این صورت وجود یا عدم وجود نشانه‌ای خاص برای وجود بیماری را می‌توان به صورت احتمال شرطی بین نشانه و بیماری در شبکه بیزین درنظر گرفت (علیزاده و ملک‌محمدی، ۱۳۹۰).

به منظور اجرای روش‌های آماری پژوهش، از نرم‌افزارهای *SPSS 22* و *CLEMENTINE 12* استفاده شده‌است.

## متغیرهای پژوهش

درماندگی مالی:

متغیر وابسته تحقیق حاضر (که در مدل‌های هوش مصنوعی اصطلاحاً متغیر خروجی نامیده می‌شود)، درماندگی مالی است. به منظور کمی کردن این متغیر، چنانچه شرکتی یکی از شرایط درماندگی مالی بر اساس شرایط اختصاصی تبیین شده در بخش نمونه‌گیری تحقیق را داشته باشد عدد یک به این متغیر اختصاص یافته و عدد این متغیر در شرکت‌های همتای فاقد شرایط درماندگی مالی که به عنوان شرکت‌های سالم انتخاب شده‌اند صفر می‌باشد.

شاخص‌های حسابداری:

شاخص‌های حسابداری به عنوان پرکاربردترین و مؤثرترین متغیرهای پیش‌بینی کننده ورشکستگی و درماندگی مالی محسوب می شوند. علاوه بر نسبت‌های مالی، خی و همکاران (۲۰۱۱) بیان می‌کنند شرکت‌های سالم نسبت به شرکت‌های درمانده، توانایی بیشتری در ایجاد و حفظ فروش و سودآوری دارند. به اعتقاد آنان، درماندگی شرکت‌ها با کاهش فروش،

کاهش سودآوری و به تحلیل رفتن سود انباشته و تبدیل آن به زیان انباشته همراه است. در تحقیق حاضر از شاخص‌های حسابداری استفاده شده در تحقیق خی و همکاران (۲۰۱۱) در ۵ گروه (۳۲ متغیر) شامل شاخص‌های سودآوری، ایفای تعهدات، فعالیت، جریانات نقدی و پایداری رشد استفاده می‌گردد.

شاخص‌های غیرحسابداری:

شاخص‌های ترکیبات جریانات نقدی:

جانتادج (۲۰۰۶) و منصورفر و همکاران (۱۳۹۴) استدلال می‌کنند که علامت‌های منفی و مثبت ترکیبات جریانات نقدی حاوی پیام‌هایی در خصوص وضعیت مالی شرکت بوده و ترکیبات مختلف عملیاتی، سرمایه‌گذاری، و تأمین مالی جریانات نقد به پیش بینی قریب‌الوقوع بودن درماندگی مالی کمک می‌کنند. در پژوهش حاضر، هشت ترکیب جریان نقد عملیاتی، سرمایه‌گذاری وتأمین مالی به عنوان شاخص‌های غیرحسابداری درنظر گرفته شده که این ترکیبات عبارتنداز:

| | |
|---|---|
| اگر شرکت خالص جریان نقد عملیاتی منفی و جریانات نقدی تأمین مالی و سرمایه‌گذاری مثبت داشته‌باشد مساوی ۱ و در غیر این صورت صفر است. | ترکیب شماره ۱ |
| اگر شرکت خالص جریان نقد عملیاتی منفی و جریانات نقدی تأمین مالی منفی و سرمایه‌گذاری مثبت داشته‌باشد مساوی ۱ و در غیر این صورت صفر است. | ترکیب شماره ۲ |
| اگر شرکت خالص جریان نقد عملیاتی و سرمایه‌گذاری منفی و خالص جریان نقد تأمین مالی مثبت داشته‌باشد مساوی ۱ و در غیر این صورت صفر است. | ترکیب شماره ۳ |
| اگر شرکت خالص جریان نقد عملیاتی و سرمایه‌گذاری مثبت و خالص جریان نقد تأمین مالی منفی داشته‌باشد مساوی ۱ و در غیر این صورت صفر است. | ترکیب شماره ۴ |
| اگر شرکت خالص جریان نقد عملیاتی و تأمین مالی مثبت وخالص جریان نقد سرمایه‌گذاری منفی داشته‌باشد مساوی ۱ و در غیر این صورت صفر است. | ترکیب شماره ۵ |
| اگر شرکت خالص جریان نقد عملیاتی مثبت و جریانات نقدی تأمین مالی و سرمایه‌گذاری منفی داشته‌باشد مساوی ۱ و در غیر این صورت صفر است. | ترکیب شماره ۶ |
| اگر شرکت خالص جریان نقد عملیاتی و تأمین مالی و سرمایه‌گذاری منفی داشته‌باشد مساوی ۱ و در غیر این صورت صفر است. | ترکیب شماره ۷ |
| اگر شرکت خالص جریان نقد عملیاتی و تأمین مالی و سرمایه‌گذاری مثبت داشته‌باشد مساوی ۱ و در غیر این صورت صفر است. | ترکیب شماره ۸ |

شاخص‌های حاکمیت شرکتی:

بردارت (۲۰۱۴) معتقد است که ساختار مناسب حاکمیت شرکتی و برخورداری از نظام راهبری مناسب احتمال مواجهه با درماندگی مالی را کاهش می‌دهد. نتایج تحقیق وی و لی و همکاران (۲۰۱۵) حاکی از اثرگذاری متغیرهای حاکمیت شرکتی بر پیش‌بینی درماندگی مالی است. در تحقیق حاضر از ۶ متغیر مربوط به حاکمیت شرکتی به عنوان شاخص‌های حاکمیت شرکتی استفاده می‌شود.

شاخص‌های اقتصاد کلان:

صادقی و همکاران (۱۳۹۲) معتقدند که استفاده صرف از نسبت‌های مالی و درنظرنگرفتن شرایط اقتصادی حاکم بر کشور در فرآیند پیش‌بینی درماندگی مالی، منجر به نتیجه‌گیری‌های نادرست خواهد گردید. لی و همکاران (۲۰۱۵) به این نتیجه رسیدند که درنظر گرفتن متغیرهای اقتصاد کلان در کنار سایر متغیرها، توانایی پیش‌بینی مدل را افزایش خواهدداد. در تحقیق حاضر از ۳ متغیر اقتصادی به عنوان شاخص‌های اقتصاد کلان استفاده می‌شود.

شاخص توانایی مدیریت:

جستل و همکاران، (۲۰۰۶) معتقدند که مدیریت ضعیف به عنوان یکی از اساسی‌ترین عوامل درماندگی مالی شرکت‌هاست. از این‌رو محسنی و همکاران (۱۳۹۲) با اضافه نمودن متغیر کارایی مدیریت به مجموعه نسبت‌های مالی دریافتند که وجود متغیر کارایی در مدل پیش بینی درماندگی مالی، توانایی آن را به طور قابل ملاحظه ای افزایش می‌دهد. در تحقیق حاضر از متغیر کارایی شرکت به عنوان شاخص توانایی مدیریت استفاده می شود. جهت محاسبه متغیر "کارایی شرکت" از روش تحلیل پوششی داده[۱۲] (DEA) به کمک نرم‌افزار MAX DEA استفاده می‌شود. بکارگیری DEA به منظور تجزیه و تحلیل کارایی شرکت‌ها، مستلزم شناسایی و انتخاب متغیرهای ورودی و خروجی مؤثر می‌باشد. در این پژوهش، متغیرهای ورودی شامل کل دارایی‌ها، کل بدهی‌ها و بهای‌تمام شده کالای فروش‌رفته و متغیر خروجی شامل درآمد فروش می‌باشد.

شاخص حسابرسی:

شلیفر و ویشنی، (۲۰۰۱) معتقدند که اظهارنظر غیرمقبول حسابرس نشانه‌ای از وجود برخی مشکلات در شرکت بوده و می‌تواند در پیش‌بینی درماندگی مالی شرکت‌ها موثر واقع شود. نتایج تحقیقات آن‌ها نشان می‌دهد که احتمال صدور گزارش مقبول در شرکت‌های سالم نسبت به شرکت‌های درمانده به مراتب بیشتر است. در مطالعه حاضر، نوع اظهارنظر حسابرس به عنوان شاخص حسابرسی موثر بر پیش‌بینی درماندگی مالی استفاده می‌شود.

شاخص رقابت‌پذیری:

مواجهه شرکت با شرایط درماندگی همواره با کاهش سود، کاهش فروش و کاهش جریانات نقدی ورودی همراه است. اوپلر و تیتمان (۱۹۹۴) بیان می‌کنند که در شرکت‌های درمانده، کاهش توان سودآوری شرکت ناشی از کاهش سهم شرکت از بازار محصولات می‌باشد و اینگونه شرکت‌ها به مرور توان رقابت‌پذیری خود را از دست می‌دهند. بنابر این انتظار می‌رود که هر اندازه سهم از بازار محصول شرکتی کاهش یابد احتمال ابتلا آن شرکت به درماندگی مالی افزایش یابد. در این مطالعه از " رشد نسبت سهم از بازار محصول " به عنوان شاخص رقابت‌پذیری شرکت استفاده می‌شود.

با توجه به موارد فوق، شاخص‌های مورد استفاده در تحقیق و نحوه محاسبه آن‌ها که شامل ۳۲ شاخص حسابداری و ۲۰ شاخص غیرحسابداری می‌باشند در نگاره شماره ۱ تلخیص می‌گردند.

***نگاره (۱): خلاصه شاخص‌های حسابداری و غیرحسابداری و نحوه محاسبه آن‌ها***

| گروه | نام متغیر | نحوه اندازه گیری |
|---|---|---|
| شاخص‌های سودآوری | بازده دارایی‌ها | متوسط کل دارایی‌ها/سود خالص |
| | بازده ناخالص دارایی‌ها | متوسط کل دارایی‌ها/سود قبل از بهره و مالیات |
| | بازده حقوق صاحبان سهام | متوسط حقوق صاحبان سهام/سود خالص |
| | حاشیه سود خالص | کل درآمد عملیاتی/سود خالص |
| | نسبت سود ناخالص | کل درآمد عملیاتی/سود ناخالص |
| | سود عملیاتی به فروش | فروش/سود عملیاتی |
| | سود عملیاتی به متوسط حقوق صاحبان سهام | متوسط حقوق صاحبان سهام/سود عملیاتی |

| گروه | نام متغیر | نحوه اندازه گیری |
|---|---|---|
| | سود عملیاتی به متوسط دارایی‌ها | متوسط دارایی‌ها/سود عملیاتی |
| | سود هر سهم | میانگین موزون سهام/سود خالص |
| شاخص‌های ایفای تعهدات | نسبت جاری | بدهی‌های جاری/دارایی‌های جاری |
| | نسبت آنی | بدهی‌های جاری/دارایی‌های آنی |
| | نسبت سرمایه در گردش به دارایی‌ها | جمع دارایی‌ها/سرمایه در گردش |
| | نسبت سرمایه در گردش به فروش | فروش/سرمایه در گردش |
| | نسبت پوشش بهره | هزینه بهره/سود قبل از بهره و مالیات |
| | نسبت بدهی به حقوق صاحبان سهام | جمع حقوق صاحبان سهام/جمع بدهی‌ها |
| | نسبت بدهی | جمع دارایی‌ها/جمع بدهی ها |
| شاخص‌های فعالیت | گردش دارایی‌ها | متوسط دارایی‌ها/فروش |
| | گردش موجودی کالا | متوسط موجودی کالا/بهای تمام شده کالای فروش رفته |
| | گردش حساب‌های دریافتنی | متوسط حساب‌های دریافتنی/فروش |
| | گردش دارایی‌های ثابت | متوسط دارایی‌های ثابت/فروش |
| | نسبت هزینه متوسط بدهی | متوسط بدهی‌ها/هزینه مالی |
| شاخص‌های جریانات نقدی | نسبت گردش وجوه نقد عملیاتی | بدهی‌های جاری/وجه نقد حاصل از عملیات |
| | نسبت کیفیت سود | سود عملیاتی/وجه نقد حاصل از عملیات |
| | نسبت بازده نقدی دارایی‌ها | متوسط دارایی‌ها/وجه نقد حاصل از عملیات |
| | جریان نقدی به هزینه بهره | هزینه بهره/جریان وجه نقد |
| | جریان نقد عملیاتی هر سهم | میانگین موزون سهام/جریان نقد عملیاتی |
| | نرخ رشد جریان نقدی هر سهم | جریان نقد عملیاتی هر سهم دوره قبل/جریان نقد عملیاتی هر سهم دوره جاری |
| شاخص‌های پایداری رشد | نرخ رشد سود خالص | سود خالص دوره قبل/سود خالص دوره جاری |
| | نرخ رشد دارایی‌های ثابت | دارایی‌های ثابت دوره قبل/دارایی‌های ثابت دوره جاری |
| | نرخ رشد فروش | فروش دوره قبل/فروش دوره جاری |
| | نسبت بقاء | سود خالص/سود انباشته |
| | سود انباشته به کل دارایی‌ها | کل دارایی‌ها/سود انباشته |
| شاخص‌های ترکیبات جریانات نقدی (شامل ۸ ترکیب ۱ الی ۸) | | در صورت وجود هر یک از ترکیب‌ها عدد و در غیراینصورت عدد صفر برای آن ترکیب درنظر گرفته می‌شود |
| شاخص‌های حاکمیت شرکتی | مالکیت نهادی | تعداد سهام عادی در ابتدای دوره/تعداد سهام سهامداران نهادی |
| | تمرکز مالکیت | مجموع درصد تملک سهام‌دارانی که حداقل ۵٪ سهام شرکت را در اختیار دارند |

| گروه | نام متغیر | نحوه اندازه گیری |
|---|---|---|
| | درصد مدیران غیر موظف | تعداد کل اعضای هیأت مدیره/تعداد مدیران غیرموظف |
| | حسابرس داخلی | وجود حسابرس داخلی=صفر، نبود حسابرس داخلی=۱ |
| | جدایی نقش مدیرعامل و رئیس هیأت مدیره | اگر مدیر عامل، رئیس هیأت مدیره هم باشد عدد ۱، در غیر اینصورت عدد صفر خواهد بود |
| | اندازه هیأت مدیره | تعداد نفرات هیأت مدیره |
| شاخص‌های اقتصاد کلان | تولید ناخالص داخلی | بر اساس مقادیر اعلامی مرکز آمار ایران |
| شاخص‌های اقتصاد کلان | نرخ تورم | نرخ تورم سالیانه اعلامی توسط بانک مرکزی |
| شاخص‌های اقتصاد کلان | نرخ ارز | متوسط نرخ ارز سالیانه اعلامی توسط بانک مرکزی |
| شاخص توانایی مدیریت-کارایی | | محاسبه توسط DEA |
| شاخص حسابرسی | | اظهار نظر مقبول=صفر، در غیر اینصورت =۱ |
| شاخص رقابت‌پذیری- رشد نسبت سهم از بازار محصول | | سهم از بازار دوره قبل/سهم از بازار (فروش صنعت/فروش شرکت) دوره جاری |

معنی‌داری تفاوت شاخص‌های استفاده شده در دو گروه (تشخیص بر اساس آزمون مقایسه میانگین‌ها – حسب مورد، آزمون t یا من-ویتنی یو، متناسب با مقیاس اندازه‌گیری متغیرها)، حاکی از مناسب بودن معیارهای خاص درماندگی مالی مورد استفاده در این تحقیق به منظور تفکیک شرکت‌ها به گروه‌های درمانده و سالم است[1].

## یافته‌های پژوهش

### دقت پیش‌بینی و شاخص‌های مؤثر

روش‌های آماری یادشده برای دوسال قبل از درماندگی، یک سال قبل از درماندگی و سال درماندگی، به صورت جداگانه و با استفاده از شاخص‌های حسابداری، شاخص‌های غیرحسابداری و ترکیبی از شاخص‌های حسابداری و غیرحسابداری انجام و نتایج آن به شرح نگاره (۲) ارائه شده‌است. همچنین در نگاره (۳)، سه شاخص برتری که در استخراج هر یک از مدل‌های بدست‌آمده از شاخص‌های حسابداری و غیرحسابداری در سال درماندگی دارای بیشترین تأثیر بوده‌اند منعکس گردیده‌است.

۱ -جزئیات نتایج و جداول این بخش در اختیار محققان است و در صورت تمایل در اختیار خوانندگان قرار می‌گیرد.

**نگاره (۲): درصد پیش‌بینی صحیح مدل‌های پژوهش**

| دو سال قبل از درماندگی | | | |
|---|---|---|---|
| روش آماری | فقط شاخص‌های حسابداری | فقط شاخص‌های غیرحسابداری | شاخص‌های حسابداری و غیرحسابداری |
| رگرسیون لوجستیک | ۸۶/۴۵ | ۶۷/۷۴ | ۹۰/۶۵ |
| تحلیل ممیزی چندگانه | ۸۶/۴۵ | ۶۷/۴۲ | ۸۶/۱۳ |
| ماشین بردار پشتیبان | ۹۲/۹۰ | ۷۸/۳۹ | ۹۹/۶۸ |
| شبکه عصبی مصنوعی | ۸۵/۴۸ | ۶۴/۱۹ | ۸۷/۱۰ |
| درخت تصمیم - C5. 0 | ۹۷/۴۲ | ۸۲/۲۶ | ۹۶/۷۷ |
| درخت تصمیم - C & R | ۹۲/۲۶ | ۸۰/۳۲ | ۹۳/۲۳ |
| درخت تصمیم - CHAID | ۹۱/۲۹ | ۷۳/۵۵ | ۹۲/۲۶ |
| درخت تصمیم - QUEST | ۸۶/۴۵ | ۶۶/۴۵ | ۸۶/۴۵ |
| شبکه بیزین | ۹۰/۶۵ | ۷۰/۳۲ | ۹۱/۹۴ |
| روش آماری | فقط شاخص‌های حسابداری | فقط شاخص‌های غیرحسابداری | شاخص‌های حسابداری و غیرحسابداری |
| یک سال قبل از درماندگی | | | |
| رگرسیون لوجستیک | ۹۶/۲۲ | ۷۲/۴۳ | ۹۹/۴۶ |
| تحلیل ممیزی چندگانه | ۹۱/۳۵ | ۷۰/۵۴ | ۹۰/۲۷ |
| ماشین بردار پشتیبان | ۹۷/۳۰ | ۸۳/۷۸ | ۹۸/۹۲ |
| شبکه عصبی مصنوعی | ۹۶/۷۶ | ۷۲/۱۶ | ۹۳/۵۱ |
| درخت تصمیم - C5. 0 | ۹۸/۸۴ | ۸۵/۹۵ | ۹۷/۰۳ |
| درخت تصمیم - C & R | ۹۸/۱۱ | ۷۸/۶۵ | ۹۸/۱۱ |
| درخت تصمیم - CHAID | ۹۶/۷۶ | ۷۵/۹۵ | ۹۶/۷۶ |
| درخت تصمیم - QUEST | ۹۳/۷۸ | ۷۱/۰۸ | ۹۳/۷۸ |
| شبکه بیزین | ۹۱/۳۵ | ۷۵/۴۱ | ۹۲/۱۷ |
| سال درماندگی | | | |
| رگرسیون لوجستیک | ۹۷/۲۸ | ۷۳/۲۲ | ۹۸/۴۲ |
| تحلیل ممیزی چندگانه | ۸۷/۶۸ | ۷۰/۸۵ | ۸۷/۴۴ |
| ماشین بردار پشتیبان | ۹۸/۱۰ | ۸۶/۲۶ | ۹۷/۸۷ |
| شبکه عصبی مصنوعی | ۹۶/۹۲ | ۷۴/۴۱ | ۹۶/۲۱ |
| درخت تصمیم - C5. 0 | ۹۹/۵۳ | ۸۶/۹۷ | ۹۹/۰۵ |
| درخت تصمیم - C & R | ۹۷/۸۷ | ۷۳/۹۳ | ۹۷/۸۷ |
| درخت تصمیم - CHAID | ۹۷/۸۷ | ۷۶/۵۴ | ۹۷/۸۷ |
| درخت تصمیم - QUEST | ۹۴/۷۹ | ۷۰/۶۲ | ۹۴/۷۹ |
| شبکه بیزین | ۹۳/۶۳ | ۷۵/۵۹ | ۹۴/۴۰ |

بررسی مدل‌های مستخرج از شاخص‌های حسابداری نشان می‌دهد که شاخص‌های سودآوری، ایفای تعهدات، جریانات نقدی و پایداری رشد دارای بیشترین اثرگذاری در فرآیند پیش‌بینی درماندگی مالی بوده‌اند و شاخص‌های فعالیت در این فرآیند ناتوان هستند. از منظر شاخص‌های غیرحسابداری نیز، شاخص‌های حسابرسی، رقابت‌پذیری، کارایی، ترکیبات جریانات نقدی و حاکمیت شرکتی دارای بیشترین تأثیر بوده‌اند به طوریکه متغیر اظهارنظر حسابرس، در کلیه روش‌ها بجز ماشین بردار پشتیبان دارای بالاترین اثرگذاری است که این موضوع حاکی از اهمیت غیرقابل‌انکار گزارشات حسابرسی در بررسی درماندگی مالی است. شاخص‌های اقتصاد کلان نیز فاقد تأثیر در این فرآیند پیش‌بینی می‌باشند.

***نگاره (۳): شاخص‌های دارای بیشترین تأثیر در پیش‌بینی درماندگی***

| شاخص‌های حسابداری | | | |
|---|---|---|---|
| رگرسیون لوجستیک | بدهی به حقوق ص. س | نسبت پوشش بهره | سرمایه در گردش به فروش |
| تحلیل ممیزی چندگانه | نسبت بازده دارایی‌ها | سود هر سهم | نسبت سود ناخالص |
| ماشین بردار پشتیبان | حاشیه سود خالص | بازده حقوق ص. س | سرمایه در گردش به دارایی‌ها |
| شبکه عصبی مصنوعی | سود هر سهم | نرخ رشد سود ناخالص | حاشیه سود خالص |
| درخت تصمیم - C5. 0 | سود انباشته به کل دارایی‌ها | نسبت پوشش بهره | بازده نقدی دارایی‌ها |
| درخت تصمیم - C & R | سود انباشته به کل دارایی‌ها | نسبت بازده دارایی‌ها | حاشیه سود خالص |
| درخت تصمیم - CHAID | سود انباشته به کل دارایی‌ها | نسبت بازده دارایی‌ها | - |
| درخت تصمیم - QUEST | نسبت بازده دارایی‌ها | نسبت بقاء | سود انباشته به کل دارایی‌ها |
| شبکه بیزین | بازده ناخالص دارایی‌ها | گردش وجوه نقد عملیاتی | نسبت پوشش بهره |
| شاخص‌های غیرحسابداری | | | |
| رگرسیون لوجستیک | اظهارنظر حسابرس | ترکیب جریانات نقدی ۱ | تمرکز مالکیت |
| تحلیل ممیزی چندگانه | اظهارنظر حسابرس | ترکیب جریانات نقدی ۱ | ترکیب جریانات نقدی ۶ |
| ماشین بردار پشتیبان | ترکیب جریانات نقدی ۳ | تمرکز مالکیت | کارآیی |
| شبکه عصبی مصنوعی | اظهارنظر حسابرس | کارآیی | ترکیب جریانات نقدی ۱ |
| درخت تصمیم - C5. 0 | اظهارنظر حسابرس | کارآیی | درصد مدیران غیرموظف |
| درخت تصمیم - C & R | اظهارنظر حسابرس | رشد سهم از بازار | تمرکز مالکیت |
| درخت تصمیم - CHAID | اظهارنظر حسابرس | رشد سهم از بازار | کارآیی |
| درخت تصمیم - QUEST | اظهارنظر حسابرس | تمرکز مالکیت | ترکیب جریانات نقدی ۶ |
| شبکه بیزین | اظهارنظر حسابرس | رشد سهم از بازار | ترکیب جریانات نقدی ۱ |

طبق نگاره (۲) نیز، در مدل‌های مستخرج از شاخص‌های حسابداری، درخت تصمیم با الگوریتم C5. 0 در دو و یک سال قبل از درماندگی و نیز سال درماندگی به ترتیب با ۹۷/۴۲٪،

۹۸٪/۸۴ و ۹۹/۵۳٪ دقت پیش‌بینی تواناترین مدل می‌باشد. این برتری در بین مدل‌های مستخرج از شاخص‌های غیرحسابداری نیز به ترتیب با ۸۲/۲۶٪، ۸۵/۹۵٪ و ۸۶/۹۷٪ دقت برای مدل مذکور حفظ شده‌است. لیکن در مدل‌های ترکیبی شاخص‌های حسابداری و غیرحسابداری، این مدل فقط در سال درماندگی با ۹۹/۰۵٪ دقت مدل برتر است و در دو سال قبل از درماندگی، ماشین بردار پشتیبان با ۹۹/۶۸٪ و در یک سال قبل از درماندگی، رگرسیون لوجستیک با ۹۹/۴۶٪ دقت بالاتر از سایر مدل‌ها قرار گرفته‌اند. همچنین، بررسی روند دقت پیش‌بینی نشان می‌دهد در اکثر روش‌ها و مدل‌ها، با نزدیک شدن به سال درماندگی دقت پیش‌بینی مدل‌ها افزایش می‌یابد.

## آزمون فرضیه

جهت آزمون فرضیات پژوهش از آزمون مقایسه میانگین دقت‌های پیش‌بینی گروه‌های مختلف استفاده شده‌است. نتایج این مقایسه در نگاره (۴) منعکس گردیده‌است.

***نگاره (۴): نتایج آزمون مقایسه میانگین درصد صحت پیش‌بینی روش‌ها و شاخص‌ها***

| | مدل مبتنی بر شاخص‌های غیرحسابداری | مدل مبتنی بر شاخص‌های حسابداری | مدل مبتنی بر شاخص‌های حسابداری و غیر حسابداری | روش‌های پارامتریک | روش‌های ناپارامتریک |
|---|---|---|---|---|---|
| تعداد مشاهده | ۲۷ | ۲۷ | ۲۷ | ۱۸ | ۶۳ |
| میانگین | ۷۴/۶۳ | ۹۳/۶۸ | ۹۴/۳۸ | ۸۴/۲۲ | ۸۸/۵۲ |
| انحراف معیار | ۵/۷۶ | ۴/۷۰ | ۴/۲۳ | ۱۱/۰۹ | ۱۰/۱۱ |
| آماره t | | ۱۳/۳۱۷ | | -۱/۵۶ | |
| احتمال آماره | | ۰/۰۰۰ | | ۰/۱۲۴ | |
| آماره t | | | -۰/۵۶۷ | | |
| احتمال آماره | | | ۰/۵۷۳ | | |

## آزمون فرضیه ۱

طبق نگاره (۴)، میانگین دقت پیش‌بینی مدل‌های مبتنی بر شاخص‌های حسابداری (۹۳٪/۶۸) بیشتر از مدل‌های مستخرج از شاخص‌های غیرحسابداری (۷۴٪/۶۳) بوده و پایدارتر نیز می‌باشند چرا که انحراف معیار کمتری دارند. با توجه به احتمال آماره که برابر ۰/۰۰۰ است فرضیه اول پژوهش که بیان می‌کند "توانایی پیش‌بینی درماندگی مالی مدل‌های مستخرج از

شاخص‌های حسابداری بیشتر از مدل‌های مستخرج از شاخص‌های غیرحسابداری است" نمی‌تواند رد شود.

## آزمون فرضیه ۲

براساس نگاره فوق، علیرغم اینکه میانگین دقت پیش‌بینی مدل‌های مستخرج از مجموع شاخص‌های حسابداری و غیرحسابداری (۹۴/۳۸٪) بیشتر از مدل‌های شاخص‌های حسابداری (۹۳/۶۸٪) است لیکن با توجه به مقدار احتمال آماره که برابر ۰/۵۷۳ می‌باشد این برتری به لحاظ آماری معنی دار نیست. لذا فرضیه دوم پژوهش که بیان می‌کند "افزودن شاخص‌های غیرحسابداری به مدل‌های پیش‌بینی درماندگی مالی مستخرج از شاخص‌های حسابداری، توانایی آن‌ها را افزایش می‌دهد" رد می‌گردد.

## آزمون فرضیه ۳

طبق نگاره (۴)، میانگین دقت پیش‌بینی روش‌های ناپارامتریک (۸۸/۵۲٪) بیشتر از روش‌های پارامتریک (۸۴/۲۲٪) است لیکن با توجه به مقدار احتمال آماره که برابر ۰/۱۲۴ می‌باشد این برتری به لحاظ آماری معنی دار نیست. لذا فرضیه سوم پژوهش که بیان می‌کند "توانایی پیش‌بینی درماندگی مالی مدل‌های هوش مصنوعی (ناپارامتریک) بیشتر از مدل‌های پارامتریک است" رد می‌گردد.

## نتیجه‌گیری

هدف پژوهش حاضر این است که توانایی شاخص‌های حسابداری و غیرحسابداری مؤثر بر پیش‌بینی درماندگی مالی و مقایسه روش‌های پارامتریک و ناپارامتریک را مورد بررسی قرار دهد. برای تحقق این هدف، سه فرضیه تدوین و آزمون شده است. نتایج حاکی از آن است که شاخص‌های سودآوری، ایفای تعهدات، جریانات نقدی و پایداری رشد از گروه شاخص‌های حسابداری و شاخص‌های حسابرسی، رقابت‌پذیری، کارایی، ترکیبات جریانات نقدی و حاکمیت شرکتی از گروه شاخص‌های غیرحسابداری دارای بیشترین تأثیر در پیش‌بینی درماندگی مالی بوده و شاخص های فعالیت و اقتصاد کلان نیز فاقد تأثیر در این فرآیند پیش‌بینی می‌باشند. علاوه بر این، نتایج تحقیق نشان می‌دهد در اغلب موارد، روش درخت

تصمیم با الگوریتم C5. 0 از مجموعه روش‌های ناپارامتریک، دارای بالاترین قدرت پیش‌بینی است. لیکن برتری دقت پیش‌بینی روش‌های ناپارامتریک نسبت به روش‌های پارامتریک از لحاظ آماری معنی‌دار نیست. این یافته با یافته‌های تحقیقاتی چون چن (۲۰۱۱) و اسماعیل زاده مقری و شاکری (۱۳۹۴) مطابقت داشته لیکن در تضاد با یافته‌های خی و همکاران (۲۰۱۱)، مخاطب رفیعی و همکاران (۲۰۱۱) و راعی و فلاح‌پور (۱۳۸۷) می‌باشد. همچنین مشخص گردید توانایی پیش‌بینی مدل‌های مبتنی بر شاخص‌های حسابداری برتری معنی‌داری نسبت به شاخص‌های غیرحسابداری دارد که این موضوع اهمیت شاخص‌های حسابداری را مورد تأکید مجدد قرار می‌دهد. مضافاً، با افزودن شاخص‌های غیرحسابداری به مدل مستخرج از شاخص‌های حسابداری، توانایی مدل افزایش یافت که از این منظر، یافته‌های تحقیق حاضر با نتایج تحقیقات محققینی چون ژو و وانگ (۲۰۰۹)، هو و ساتیه (۲۰۱۵)، لی و همکاران (۲۰۱۵)، خی و همکاران (۲۰۱۱)، صادقی و همکاران (۱۳۹۳) و محسنی و همکاران (۱۳۹۲) مطابقت دارد. لیکن این افزایش به لحاظ آماری معنی‌دار نگردید. بر این اساس، می‌توان نتیجه گرفت استفاده از مجموعه نسبتاً کاملی از متغیرهای حسابداری معرفی شده در این مطالعه می‌تواند پاسخگوی نیاز تصمیم‌گیرندگان و تحلیلگران مالی در زمینه پیش‌بینی درماندگی مالی بوده و ضرورت قابل‌توجهی به اضافه کردن شاخص‌های غیرحسابداری احساس نمی‌شود. همچنین چنانچه از مجموعه نسبتاً کاملی از شاخص‌ها استفاده گردد، روش‌های پارامتریک نیز از چنان توانایی قابل قبولی برخوردار هستند که عدم آشنایی و استفاده از روش‌های پیچیده و دشوار ناپارامتریک را توجیه نماید.

بر این اساس، به تحلیلگران و استفاده کنندگان از اطلاعات مالی پیشنهاد می‌شود در ارزیابی-های خود به منظور پیش‌بینی درماندگی مالی، اولویت بیشتری به استفاده از شاخص‌های حسابداری بویژه شاخص‌های سودآوری و ایفای تعهدات، جریانات نقدی و پایداری رشد نسبت به شاخص‌های غیرحسابداری دهند. نظر به اهمیت شاخص حسابرسی نیز به سازمان حسابرسی و موسسات حسابرسی عضو جامعه حسابداران رسمی ایران پیشنهاد می‌گردد در صدور گزارشات حسابرسی، الزامات برقراری فرض تداوم فعالیت را بیش از پیش مورد توجه و بررسی قرار دهند. همچنین، با توجه به نتایج تحقیق، در فرآیند پیش بینی درماندگی مالی، موضوع انتخاب متغیرها و شاخص‌های مناسب به مراتب بااهمیت‌تر از موضوع انتخاب روش آماری است. اگر شاخص‌ها به درستی و با دقت انتخاب شوند روش‌های آماری پیشرفته تر و پیچیده تر منجر به افزایش معنی

دار در توانایی پیش‌بینی نخواهد شد. بنابراین، استفاده از روش‌های آماری پیچیده‌تر دلیلی بر قدرتمندتر بودن مدل پیش‌بینی نخواهد بود. بر این اساس به تحلیلگران و استفاده کنندگان از اطلاعات مالی پیشنهاد می‌شود در ارزیابی‌های خود اولویت اول را به شاخص‌های مناسبتر داده و روش آماری را در اولویت بعدی قرار دهند.

با توجه به عدم استفاده از شاخص‌های بازار در این مطالعه، پیشنهاد می شود در پژوهش‌های آتی اثر این شاخص‌ها نیز بررسی و با نتایج این مطالعه مقایسه گردد. از طرف دیگر، به دلیل وجود ارزش‌های پنهان در شرکت‌ها، پیشنهاد می‌گردد تا شاخص‌های سرمایه فکری نیز به عنوان یکی از شاخص‌های غیرحسابداری در تحقیقات آتی مد نظر قرار گیرند. همچنین از روش‌های آماری دیگری همچون الگوریتم ژنتیک و آدابوست نیز استفاده و با سایر روش‌ها مقایسه شوند.

## پی نوشت

| | | | |
|---|---|---|---|
| ۱ | Bankruptcy | ۲ | Distress |
| ۳ | Parametric Models | ۴ | Non-parametric Models |
| ۵ | Artificial intelligence | ۶ | Logistic Regression |
| ۷ | Multivariate Discriminate Analysis | ۸ | Artificial Neural Network |
| ۹ | Support Vector Machine | ۱۰ | Decision Tree |
| ۱۱ | Bayesian Network | ۱۲ | Data Envelopment Analysis |

## منابع


Alizadeh, S. & Malek Mohamadi, S. (2012). *Data mining & knowledge discovery*. Tehran. Khajeh nasir toosi university of technology. (in Persian)

Bredart, X. (2014). Financial Distress and Corporate Governance around Lehman Brothers Bankruptcy. *International Business Research, 7 (5):* 1-8

Chen, M. Y. (2011). Predicting corporate financial distress based on integration of decision tree classification and logistic regression. *Expert Systems with Applications, 38 (9):* 11261-11272 .

Chi, X. , Lou, C. , & Yu, X. (2011). Financial distress prediction based on SVM and MDA methods: the case of Chinese listed companies. *Quality and Quantity, 45 (3):* 671-686

Esmaeilzadeh Mogheri, A. & Shakeri, H. (2015). Financial distress prediction of companies accepted in Tehran stock exchange with using of naiva bayesian network and its comparison with data envelopment analysis. *Financial Engineering and Securities Management*. *6 (22):* 1–27. (in Persian)

Etemadi, H. , Anvari Rostamy, A. A. , & Dehkordi, H. F. (2009). A genetic programming model for bankruptcy prediction: empirical evidence from Iran. *Expert Systems with Applications, 36 (2)* , 3199–3207 .

Gestel, T. V. , Baesens, B. , Suykens, J. , Poel, D. V. , Baestaens, D. E. , & Willekens, M. (2006). Bayesian Kernel Based Classification For Financial Distress Detection. *European Journal Of Operational Research, 172*, 979 – 1003 .

Hu, H. , & Sathye, M. (2015). Predicting Financial Distress in the Hong Kong Growth Enterprises Market from the Perspective of Financial Sustainability. *Sustainability*, *7*, 1186-1200 .

Jantadej, P. (2006). *Using the combinations of cash flow components to predict financial distress*. (Unpublished doctoral dissertation). The graduate college at the university of Nebraska , USA .

Khalifeh soltani, S. A. & Esmaili, F. (2014). Business Cycle and Stability of Bankruptcy Prediction Models. *Journal of Empirical Research in Accounting, 4 (13):* 1–22. (in Persian)

Kubíčková, D. & Nulíček, V. (2016). Predictors of Financial Distress and Bankruptcy Model Construction. *International Journal of Management Science and Business Administration, 2 (6):* 34-42 .

Lee, M. (2015). Comparision of Wavelet Network and Logistics Regression in Predicting Enterprise Financial Distress. *International Journal of Computer Science & Information Technology (IJCSIT) , 7 (3):* 83-96 .

Liu, Z. J. & Wang, Y. S. (2016). Corporate failure prediction models for advanced research in china: identifying the optimal cut off point. *Asian Economic and Financial Review, 6 (1):* 54-65 .

Mansourfar, Gh. Ghayour, F. & Lotfi, B. (2015). The Ability of Support Vector Machine (SVM) in Financial Distress Prediction. *Journal of Empirical Research in Accounting, 5 (1 :(*177-195. (in Persian)

Mohseni, R. Agha babee, R. & Mohammad Ghorbani, V. (2013). Financial Distress Prediction with the Use of the Efficiency as a Predictor Variable. *Quarterly Journal of Economic Research and Policies, 21 (65 :(*123-146. (in Persian)

Mokhatab Rafiei, F. , Manzari, S. M. , & Bostanian, S. (2011). Financial health prediction models using artificial neural networks, genetic algorithm and multivariate discriminant analysis: Iranian evidence. *Expert Systems with Applications, 38 (8):* 10210–10217 .

Moradi, M. Shafiee Sardasht, M. & Ebrahimipour, M. (2012). Bankruptcy prediction by support vector machines and multiple discriminate analysis models. *Quarterly Journal of Securities Exchange. 5 (18) :* 113-136. (in Persian)

Opler, T. , & Titman, S. (1994). Financial Distress and Corporate Performance. *The Journal of Finance, 49 (3):* 1015-1040

Raie, R. & Fallahpour, S. (2009). Support vector machines application in financial distress prediction of companies using financial Ratios. *The Iranian Accounting and Auditing Review, 15 (4 :(*17-34. (in Persian)

Sadeghi, H. Rahimi, P. & Salmani, Y. (2014). The effect of macroeconomic and governance factors on financial distress in manufacture firms listed in Tehran stock exchange. *Financial Monetary Economics. 21 (8 :(*107-127. (in Persian)

Shleifer, A. , & Vishny, R. W. (1997). A survey of corporate governance. *Journal of Finance, 52 (2):* 737–783

Xu, X. , & Wang, Y. (2009). Financial Failure Prediction Using Efficiency as a Predictor. *Expert Systems With Applications, 36,*366-373 .

Zohra, K. F. , Mohamed, B. , Elhamoud, T. , Garaibeh, M. , Ilhem, A. , & Naimi, H. (2015). Using Financial Ratios to Predict Financial Distress of Jordanian Industrial Firms,"Empirical Study Using Logistic Regression". *Academic Journal of Interdisciplinary Studies, 4 (2):* 137-142 .

پژوهش‌های تجربی حسابداری
سال نهم، شماره ۳۴، زمستان ۱۳۹۸، صص ۷۳ - ۱۰۱

# انطباق انگیزه‌های تقلّب در مدیران با الگوی نظریه چشم‌انداز تجمعی از طریق تجزیه و تحلیل متن[1]

**علیرضا رهروی دستجردی*، داریوش فروغی **، غلامحسین کیانی*****

تاریخ دریافت: ۹۶/۰۶/۲۵
تاریخ پذیرش: ۹۶/۱۰/۱۹

## چکیده

گزارشگری متقلّبانه، به معنای اقدام عمدی در جهت تهیه گزارش‌های نادرست و گمراه‌کننده است. بند ۱۷ استاندارد حسابداری شماره ۱ ایران هیئت مدیره را مسئول تهیه صورت‌های مالی دانسته است و مدیران نیز می‌توانند با انگیزه های متقلّبانه اقدام به تهیه گزارش های شرکت، از جمله گزارش هیئت‌مدیره به مجمع نمایند. یکی از نظریه‌هایی که به توضیح شیوه‌ی تصمیم‌گیری مدیران بر اساس ویژگی‌های شخصیتی آن‌ها (ریسک‌پذیری و ریسک‌گریزی) پرداخته است، نظریه چشم‌انداز تجمعی (CPT) است. بر اساس این نظریه مدیران، عملکردی را بعنوان نقطه‌ی مرجع در ذهن خود ایجاد کرده و چنانچه احساس کنند که عملکردشان از نقطه‌ی مرجع فاصله خواهد گرفت، انگیزه‌های تقلّب در ذهن آن‌ها شکل می‌گیرد. در این پژوهش ابتدا با تمرکز بر تجزیه و تحلیل متن گزارش‌های هیئت‌مدیره به مجمع و با استفاده از دو روش داده‌کاوی شامل یک روش مبتنی بر درخت تصمیم و یک روش مبتنی بر آموزش ماشین، شاخصی برای ارزیابی و تشخیص خطر تقلّب در گزارش‌های هیئت مدیره تعیین شده است که دقتی بیش از ۹۰٪ دارد. سپس با استفاده از شاخص مذکور، بررسی شده است که آیا انگیزه‌های مدیران برای استفاده از روش‌هایی با خطر بالای تقلّب در تهیه گزارش‌ها، از الگویی که توسط نظریه چشم‌انداز تجمعی ارائه شده است پیروی می‌کند یا خیر؟ نتایج نشان‌دهنده‌ی عدم انطباق انگیزه‌های تقلّب مدیران در ایران، با نظریه مذکور است.

**واژه‌های کلیدی:** نظریه چشم‌انداز تجمعی، خطر تقلّب، داده‌کاوی، درخت تصمیم، آموزش ماشین.
**طبقه‌بندی موضوعی:** C33، C35، D81، G32، M41، M42.

---

۱. مقاله مستخرج از رساله دکتری است.
DOI: 10.22051/jera.2018.17252.1791
* دانشجوی دکتری حسابداری دانشکده علوم اداری و اقتصاد دانشگاه اصفهان، اصفهان، ایران، (Alireza18467@gmail.com).
** دانشیار گروه حسابداری دانشکده علوم اداری و اقتصاد دانشگاه اصفهان، اصفهان، ایران، (نویسنده مسئول)، (foroghi@ase.ui.ac.ir).
*** استادیار گروه اقتصاد دانشکده علوم اداری و اقتصاد دانشگاه اصفهان، اصفهان، ایران، (gh.kiani@ase.ui.ac.ir).

**مقدمه**

استاندارد حسابرسی ۲۴۰ ایران با عنوان مسئولیت حسابرس در ارتباط با تقلّب و اشتباه، بیان می‌کند که «تقلّب» عبارتست از هرگونه اقدام عمدی یا فریبکارانه یک یا چند نفر از مدیران، کارکنان یا اشخاص ثالث، برای برخورداری از یک مزیت ناروا یا غیرقانونی (کمیته تدوین استانداردهای حسابرسی، استاندارد ۲۴۰، ۱۳۸۴: بند ۳و۴). تقلّب توسط مدیریت واحد تجاری به دلیل گمراه کردن ذینفعان از طریق صورت‌های مالی متقلّبانه (گمراه‌کننده)، بر قیمت سهام اثر معکوسی دارد (اِلیت و ویلینگهام، ۱۹۸۰). بر همین اساس می‌توان گفت استفاده از روش‌هایی با خطر بالای تقلّب در تهیه گزارش‌ها توسط مدیریت، شیوه‌ای پرخطر برای بهبود ظاهری وضعیت و عملکرد شرکت است و لذا انتظار می‌رود که انگیزه‌های استفاده از روش‌های مذکور با تمایل مدیر به ریسک‌پذیری در ارتباط باشد (فانگ، ۲۰۱۵).

تغییر در رفتارهای مدیران که ناشی از میزان ریسک‌پذیری و ریسک‌گریزی آن‌ها است توسط نظریه چشم‌انداز تجمعی[1] به خوبی توضیح داده شده است. در این نظریه (CPT) که توسط وِرسکی و کانمن (۱۹۹۲) ارائه شد؛ اعتقاد بر این است که ریسک‌پذیری و ریسک‌گریزی افراد، یک امر مطلق و همیشگی نیست. بلکه یک امر نسبی بوده و با توجه به یک نقطه‌ی مرجع، تعیین می‌شود. در این نظریه، افراد در مواجهه با سودهایی با احتمال دستیابی پایین یا زیان‌هایی با احتمال دستیابی بالا، ریسک‌پذیر بوده و در مقابل، در مواجهه با سودهایی با احتمال دستیابی بالا یا زیان‌هایی با احتمال دستیابی پایین، ریسک‌گریز هستند. (فانگ، ۲۰۱۵: ۵۵).

در ایران نیز تشخیص صادقانه یا متقلّبانه بودن گزارش‌های تهیه شده توسط مدیران برای نهادهای ناظر (مانند بورس اوراق بهادار) حائز اهمیت است. زیرا انگیزه‌های تقلّب در مدیران می‌تواند در این گزارش‌ها نمود پیدا کند. از مهم‌ترین گزارش‌های تهیه شده توسط مدیران که کمتر حالت استاندارد شده داشته و اختیار مدیر در انتخاب واژه‌ها و حجم آن، بیشتر است گزارش هیئت مدیره به مجمع عمومی صاحبان سهام است. پژوهش حاضر اعتقاد دارد که با بررسی متن این گزارش‌ها، می‌توان به وجود یا عدم وجود انگیزه‌های تقلّب در مدیران پی برد.

پیش از این نیز پژوهشگرانی با بررسی متن بخش تجزیه و تحلیل‌های مدیریت (MD&A)[2] از گزارش‌های مدیریتی به ارزیابی خطر تقلّب در شرکت‌ها پرداخته‌اند (به عنوان مثال: فلدمن و همکاران، ۲۰۱۰؛ سِچینی و همکاران، ۲۰۱۰ و هامف‌ریس و همکاران، ۲۰۱۱). در ایران،

گزارش هیئت مدیره به مجمع عمومی صاحبان سهام، شباهت زیادی به بخش MD&A در کشورهای دیگر دارد. زیرا هر دوی این گزارش‌ها به سرمایه‌گذاران این امکان را می‌دهند که به عملکرد و فرصت‌های پیش روی شرکت از دید مدیران بنگرند.

با توجه به بررسی‌های صورت گرفته، در کشور ایران و در رشته حسابداری تا کنون پژوهشی که با استفاده از تجزیه و تحلیل متن گزارش‌ها به ارزیابی و تشخیص خطر تقلّب در شرکت‌ها پرداخته باشد انجام نشده است. در پژوهش حاضر ابتدا با استفاده از دو روش مبتنی بر داده‌کاوی (شامل درخت تصمیم و آموزش ماشین)، متن گزارش‌های هیئت‌مدیره به مجمع، تجزیه و تحلیل شده است. در نتیجه‌ی این تجزیه و تحلیل، واژه‌هایی از متن گزارش‌های مذکور که بیشترین قدرت را در تبیین خطر تقلّب در شرکت‌ها دارند استخراج شده و با استفاده از آن‌ها مدلی برای تشخیص خطر تقلّب در شرکت‌ها ارائه شده است. سپس با استفاده از این مدل، انطباق انگیزه‌های تقلّب در مدیران با الگوی نظریه چشم انداز تجمعی (CPT) بررسی شده است. لذا سؤال اصلی پژوهش حاضر این است که آیا انگیزه‌های تقلّب مدیران در شرکت‌های ایرانی، از الگوی ارائه شده توسط نظریه چشم انداز تجمعی (CPT) پیروی می‌کند؟

## ادبیات و مبانی نظری

برای توضیح شیوه‌ی تصمیم‌گیری[۳] اشخاص در شرایطی که با ریسک مواجه هستند، نظریه های متعددی ارائه شده است. نظریه مطلوبیت مورد انتظار (EUT) [۴] (وان‌نیومن و مورگنسترن، ۱۹۴۴) و نظریه مطلوبیت ذهنی مورد انتظار (SEU) [۵] (ادواردز، ۱۹۵۵) دو نمونه از مهترین این نظریه‌ها هستند. پس از ارائه این نظریه‌ها پژوهشگران زیادی به روش‌های نوینی سعی کردند درستی آن‌ها را آزمون کنند. یکی از پذیرفته شده‌ترین نظریه‌های نوین در این زمینه نظریه چشم انداز تجمعی (CPT) است که توسط وِرسکی و کانمن (۱۹۹۲) ارائه شد. CPT نگرش افراد راجع به ریسک را به صورت الگوی چهاربعدی زیر ارائه می‌دهد: افراد در مواجهه با سودهایی با احتمال دستیابی پایین یا زیان‌هایی با احتمال دستیابی بالا، ریسک‌پذیر بوده و در مقابل، در مواجهه با سودهایی با احتمال دستیابی بالا یا زیان‌هایی با احتمال دستیابی پایین، ریسک‌گریز هستند. در نظریه CPT سودها و زیان‌ها نسبت به یک نقطه مرجع[۶] سنجیده می‌شوند (نظریه چشم‌انداز تجمعی، خود زاییده نظریه چشم‌انداز[۷] است). ایرادی که وِرسکی و

کانمن (۱۹۹۲) به نظریه مطلوبیت گرفتند این بود که تابع مطلوبیت نهایی همواره نزولی و مقعر می‌باشد و این بدان معنی است که سرمایه گذاران همواره ریسک‌گریز هستند. در حالی که از نظر ورسکی و کانمن سرمایه گذاران تا نقطه خاصی ریسک‌پذیر بوده و از آن نقطه به بعد ریسک‌گریز خواهند بود. لذا تابع ارزش در این دو حالت به ترتیب محدب و مقعر خواهد بود. آن‌ها این نقطه عطف را اصطلاحاً «نقطه مرجع» نامیدند. نقطه مرجع لزوماً معادل صفر ریال نیست، اما از دیدگاه سرمایه گذاران، این نقطه معادل مبلغی است که هر سودی کمتر از آن به معنای زیان واقعی و هر سودی بیشتر از آن به معنای سود واقعی خواهد بود.

پژوهش حاضر با الهام گرفتن از نظریه CPT، احتمال می‌دهد که انگیزه‌های مدیران برای استفاده از روش‌هایی با خطر بالای تقلّب در تهیه گزارش‌ها به عملکرد رقبای آن‌ها (به عنوان یک نقطه مرجع) مرتبط باشد. اگر هدف این باشد که با بینش نظریه چشم‌انداز تجمعی راجع به موضوع خطر تقلّب در گزارشگری شرکت‌ها صحبت کرد می‌توان الگوی چهاربعدی CPT را به این صورت بیان کرد که مدیران زمانی که با احتمال بالایی (پایینی) در خصوص عملکرد ضعیف‌تر (قوی‌تر) نسبت به رقبای خود مواجه باشند بیشتر احتمال دارد که ریسک‌پذیرانه عمل نمایند (یعنی به میزان بیشتری از روش‌هایی با خطر بالای تقلّب در تهیه گزارش‌ها استفاده کنند). همچنین زمانی که با احتمال بالایی (پایینی) در خصوص عملکرد قوی‌تر (ضعیف‌تر) نسبت به رقبای خود مواجه باشند کمتر احتمال دارد که ریسک پذیرانه عمل نمایند (یعنی به میزان کمتری از روش‌هایی با خطر بالای تقلّب در تهیه گزارش‌ها استفاده کنند). پس در پژوهش حاضر، استفاده از روش‌هایی با خطر بالای تقلّب در گزارشگری توسط مدیران، شاخصی برای ریسک‌پذیرانه عمل کردن آن‌ها است (با استناد به قوانین و آیین‌نامه‌هایی مانند «فصل ششم از قانون بازار اوراق بهادار جمهوری اسلامی ایران» و «دستورالعمل رسیدگی به تخلفات اشخاص موضوع ماده ۳۵ قانون بازار اوراق بهادار» و مواردی از این قبیل).

پژوهش‌های زیادی به بررسی و ارائه‌ی راهکارهایی برای تشخیص تقلّب در گزارشگری پرداخته‌اند که در ادامه به برخی از آن‌ها اشاره شده است. در میان این روش‌ها «داده‌کاوی»[۸] در حال حاضر یکی از مهم‌ترین پارادایم های موجود در حوزه‌ی هوش تجاری و ابزار های تصمیم‌گیری است. مرور ادبیات نشان می‌دهد که استفاده از روش‌های مبتنی بر داده‌کاوی برای تشخیص تقلّب، امری است که بین پژوهشگران و متخصصان حسابداری (در خارج از

کشـــور) بســـیار رایج اســـت (بعنوان مثال، تَکِت (۲۰۱۳) ؛ کیم و واســـارِلی (۲۰۱۲) ؛ آلدن و همکاران (۲۰۱۲) ؛ کاچتواکزوســـکی و همکاران (۲۰۱۱) ؛ دیبرنســـی و گرِی (۲۰۱۰) ؛ لیو (۲۰۰۸) و لین و همکاران (۲۰۰۳)).

پژوهش حاضر از گزارش‌های هیئت مدیره به مجمع شرکت‌ها در سال‌های گذشته استفاده کرده و با تجزیه و تحلیل متن این گزارش‌ها، به شناسایی واژه‌هایی پرداخته است که بیشترین قدرت را در تبیین خطر تقلّب در شـــرکت‌ها دارند. ســـپس بر اســـاس این واژه‌ها به تفکیک شـــرکت‌های با خطر بالای تقلّب از ســـایر شـــرکت‌ها پرداخته اســـت. بر همین اســـاس می‌توان پژوهش حاضـــر را در بین پژوهش هایی که از داده کاوی اســـتفاده کرده‌اند، در دســـته‌ی «گذشته‌نگر[۹]-توصیفی[۱۰]» طبقه‌بندی نمود. این نوع از داده‌کاوی به استفاده‌کنندگان، این امکان را می‌دهد که الگوها و روندها را در داده‌ها مشاهده کرده و مشکلات و فرصت‌های حل کردن آن‌ها را کشف کنند (امانی و فادلالا، ۲۰۱۷: ۵۰-۵۱).

## پیشینه‌ی پژوهش

در حوزه‌ی پژوهش‌های داخلی هیچ پژوهشـی یافت نشـد که از روش‌های مبتنی بر تجزیه و تحلیل متن، به ارزیابی و تشـخیص خطر تقلّب در شـرکت‌ها پرداخته یا نقش نظریه چشـم‌انداز تجمعی را در توضیح انگیزه‌های تقلّب مدیران بررسی کرده باشد. با این وجود، پژوهش‌هایی با محوریت نظریه چشـم‌انداز، ریسـک‌گریزی در افراد، تقلّب یا داده‌کاوی به صـورت جداگانه انجام شده است (بعنوان مثال: نمازی و ابراهیمی (۱۳۹۵)، فرج زاده دهکردی و آقایی (۱۳۹۴)، اعتمادی و زلقی (۱۳۹۲)، مصلح شیرازی و همکاران (۱۳۹۲)، پورحیدری و بذرافشان (۱۳۹۱)، رهنمای رودپشتی (۱۳۹۱)، وحیدی و حامدیان (۱۳۸۸)، مهرانی و حصارزاده (۱۳۸۷)، مظلومی و همکاران (۱۳۸۶)) که در اینجا به منظور جلوگیری از اطاله‌ی کلام، از توضیح جزئیات آن‌ها خودداری شده است.

در حوزه‌ی پژوهش‌های خارجی، مصـداق اسـتفاده از نظریه چشـم‌انداز تجمعی در توضـیح تقلّب، بیشـتر به چشـم می‌خورد. همچنین مجموعه وسـیعی از پژوهش‌های خارجی را می‌توان یافت که برای تشـخیص تقلّب مدیریت، از روش‌های مبتنی بر داده‌کاوی اسـتفاده کرده‌اند. در اینجا به تعدادی از جدیدترین و مربوط‌ترین این پژوهش‌ها به موضـوع پژوهش حاضـر اشـاره

شده است. تروگسا و آروندل (۲۰۱۷) از منطق فازی استفاده کردند تا درستی این باور که در بخش‌های دولتی، این ریسک‌گریزی مدیران است که باعث کاهش اثربخشی آنان می‌شود را مورد بررسی بیشتری قرار دهند. آن‌ها دریافتند که هم مدیران با ریسک‌گریزی بالا و هم مدیران با ریسک‌گریزی پایین، قادر بوده‌اند که با ابتکارات خود منافع سرشاری را عاید سازمان نمایند. این فقط استراتژی‌های آن‌هاست که با هم تفاوت دارد.

فانگ (۲۰۱۵) به بررسی این موضوع پرداخت که آیا انگیزه‌های گزارشگری متقلّبانه در مدیران از الگوی نظریه چشم‌انداز تجمعی پیروی می‌کند یا خیر؟ نتایج پژوهش او نشان داد که احتمال روی آوردن مدیران به گزارشگری متقلّبانه با احتمال دستیابی به سودی کمتر (بیشتر) از عملکرد مرجع (میانگین سود رقبا) به صورت مثبت (منفی) و معناداری در ارتباط است. پوردا و اسکیلیکورن (۲۰۱۵) به منظور کشف تقلّب در گزارشگری، تلاش کردند تا متن بخش MD&A از گزارش‌های سالیانه شرکت‌ها را تجزیه و تحلیل کرده و با استفاده از داده‌کاوی، مدلی ارائه دادند که دقتی بیش از ۸۲ درصد داشت. آن‌ها قدرت روش مذکور را با هشت روش دیگر که در این حوزه ارائه شده بود مقایسه کرده و دریافتند که روش جدید به نسبت، بهتر عمل می‌کند.

ژول و گانگلی (۲۰۱۲) نشان دادند که متن گزارش‌های مدیران شامل لحن نوشتن و شیوه‌ی ارائه‌ی آن حاوی نشانه‌های ارزشمندی است که می‌تواند وجود تقلّب را نشان دهد. آن‌ها با استفاده از نسبت کای‌دو نشان دادند که ویژگی‌های زبانی بین گزارش‌های متقلّبانه و گزارش‌های غیرمتقلّبانه به صورت معناداری متفاوت است. هامف‌ریس و همکاران (۲۰۱۱) سعی کردند تا زبان و لحن گزارش‌های متقلّبانه را بررسی نمایند. آن‌ها ۲۴ متغیر را که نشان دهنده لحن گزارش‌ها بودند بررسی کرده و به این نتیجه رسیدند که گزارش‌های متقلّبانه نسبت به گزارش‌های غیرمتقلّبانه به نسبت بیشتری از لحن فعال (لفاظی) استفاده می‌کنند، تعداد واژگان بیشتر اما تنوع واژگانی کمتری داشته و پیچیده‌تر هستند. هارباف و همکاران (۲۰۱۰) دریافتند که درمجموع، افراد در مواجهه با سودهای با احتمال کم و زیان‌های با احتمال زیاد، ریسک‌پذیرانه و در مواجهه با سودهای با احتمال زیاد و زیان‌های با احتمال کم، ریسک‌گریزانه عمل می‌کنند. مشاهده این نتایج نشان داد که افزایش در میزان شناختی که افراد از پدیده‌ها دارند، می‌تواند منجر به بروز نابهنجاری‌های زیادی در رفتار مورد انتظار آن‌ها شود.

پژوهش‌های بسیارِ دیگری نیز در این حوزه یافت می‌شوند که در اینجا از ذکر جزئیات آن‌ها خودداری شـده اسـت (بعنوان مثال می‌توانید به ژول و همکاران (۲۰۱۰)، سِچینی و همکاران (۲۰۱۰)، فرناندس و گودِس (۲۰۱۰)، پینلو (۲۰۰۸)، بِرنز و کدیا (۲۰۰۶) و اوکانر و همکاران (۲۰۰۶) مراجعه نمایید).

## فرضیه‌های پژوهش

در راستای پاسخ به سوال پژوهش، دو فرضیه زیر تدوین شده و مورد آزمون قرار گرفته‌اند:

فرضیه اول) انتظار مدیریت از مثبت بودن انحراف از عملکرد مرجع در سال بعد، خطر تقلّب مدیر را کاهش می‌دهد.

فرضیه دوم) انتظار مدیریت از منفی بودن انحراف از عملکرد مرجع در سال بعد، خطر تقلّب مدیر را افزایش می‌دهد.

## جامعه آماری و روش نمونه‌گیری

با توجه به نحوه‌ی محاسـبه‌ی متغیر وابسـته در پژوهش حاضـر (بالا بودن خطر تقلّب در شـرکت)، شـرکت‌ها برای قرار گرفتن در نمونه‌ی این پژوهش باید دو شـرط را همزمان احراز کنند. این دو شـرط عبارتند از اینکه هم گزارش‌های هیئت‌مدیره به مجمع آن‌ها موجود و قابل تبدیل از PDF به فایل Word بوده و هم حق الزحمه حسابرس را در یادداشت‌های توضیحی افشا کرده باشند.

برهمین اسـاس، گزارش‌های هیئت مدیره به مجمع عمومی تمامی شـرکت‌های بورسـی طی دوره زمانی پژوهش بررسـی شـده و نهایتاً تعداد ۵۶ شـرکت یافت شـد که گزارش‌های آن‌ها حداقل برای چهار سـال، قابل تبدیل به Word بوده و پس از تبدیل نیز، خوانا و قابل اسـتفاده باشـند. قائل شـدن معیار «حداقل چهار سـال» کاملاً اختیاری اسـت. اما افزایش این معیار باعث ریزش شـدید شـرکت‌های عضـو نمونه و کاهش این معیار نیز باعث کاهش قابلیت اتکای روش‌های اجرایی می‌شد. همچنین با بررسی یادداشت‌های توضیحی کلیه شرکت‌های بورسی مشـخص شـد که ۸۵ شـرکت وجود دارند که حق الزحمه حسـابرسـی را در یک یا تعدادی از سال‌های دوره زمانی پژوهش افشا کرده‌اند.

بنابراین نمونه‌ی این پژوهش از بین کلیه شـرکت‌های پذیرفته شـده در بورس اوراق بهادار تهران انتخاب شده است که بین دو گروه فوق (۵۶ شرکتی و ۸۵ شرکتی) مشترک باشند. این اشـتراک، تنها شـامل ۳۰ شـرکت بود. هیچ محدودیت دیگری (شـامل منتهی شـدن سـال مالی شرکت به ۲۹ اسفند، تولیدی بودن شرکت، عدم توقف نماد شرکت و شرط‌های مرسوم دیگر) بر نمونه اعمال نشده است تا از کاهش حجم نمونه بیش از این جلوگیری شود. اگرچه کوچک شـدن حجم نمونه، بزرگترین محدودیت پژوهش حاضـر اسـت امّا در رویکرد اقتصـادسـنجی پیشرفته اعتقاد بر این است که زمانی که حجم کل مشاهدات از ۳۰ مورد بیشتر می شود (مانند آنچه در داده‌های ترکیبی اتفاق می‌افتد) بنابر قضیه حد مرکزی، توزیع ضرایب به سمت نرمال میل کرده و می‌توان ضرایب را سازگار و بدون تورش در نظر گرفت (گرین، ۲۰۱۲: ۲۴؛ باوم، ۲۰۰۶: ۷۳؛ بروکس، ۱۹۷۱: ۱۶۷ و افلاطونی، ۱۳۹۴: ۱۲۱).

## دوره زمانی پژوهش

دوره زمانی پژوهش حاضـر سـال‌های ۱۳۸۶ تا ۱۳۹۴ اسـت. علّت انتخاب سـال ۱۳۸۶ بعنوان سال ابتدایی نمونه این است که شرکت‌ها از سال ۱۳۸۶ ملزم به ارائه‌ی گزارش هیئت‌مدیره به مجمع عمومی صاحبان سهام شده‌اند. لذا برای اولین بار از سال ۱۳۸۷ به تعداد بسیار اندک و از سال ۱۳۸۸ می‌توان این گزارش‌ها را به تعداد کافی در شرکت‌های بورسی یافت. همچنین در برخی تحلیل‌ها و محاسبه‌ی بعضی از متغیرها به داده‌های یک سال قبل و دو سال قبل هم نیاز بوده اسـت که به همین دلیل برای تخمین مدل‌ها از داده‌های سـال‌های ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۴ اسـتفاده شده است. همچنین در زمان اجرای روش‌های آماری این پژوهش، گزارش‌ها و اطلاعات مالی شرکت‌ها حداکثر تا سال ۱۳۹۴ به تعداد قابل قبول، در دسترس بوده است.

## مدل پژوهش برای آزمون فرضیه‌ها

برای آزمون فرضـیه های پژوهش با اسـتناد به پژوهش فانگ (۲۰۱۵) رابطه (۱) به روش لاجیت اجرا شده است:

رابطه (۱) $$R_{i,t} = \alpha + \beta_1 P(I_{i,t+1}=1) + \beta_2 P(I_{i,t+1}=3) + NOA_{i,t} + LQD_{i,t} + EXF_{i,t} + e_{i,}$$

که در آن:

$R_{i,t}$ = یک متغیر دو وجهی است. مقدار این متغیر برابر یک برای شرکت‌هایی که خطر تقلّب در آن‌ها بالا تشخیص داده شده (طبق روش‌هایی که در ادامه توضیح داده خواهد شد) و صفر برای سایر شرکت‌هاست، $P\ (I_{i,t+1}=1)$ = احتمال اینکه انحراف از عملکرد مرجع در سال آینده منفی با شد، $P\ (I_{i,t+1}=3)$ = احتمال اینکه انحراف از عملکرد مرجع در سال آینده مثبت باشد، $NOA_{i,t}$ = دارایی‌های غیرعملیاتی است که از جمع بدهی‌ها و حقوق صاحبان سهام منهای وجوه نقد و سرمایه گذاری‌های کوتاه‌مدت تقسیم بر جمع دارایی‌های ابتدای دوره بدست می‌آید، $LQD_{i,t}$ = شاخص نقدینگی است که از تقسیم وجوه نقد و سرمایه‌گذاری‌های کوتاه‌مدت بر جمع بدهی‌ها بدست می‌آید، $EXF_{i,t}$ = تأمین مالی خارجی است که از جمع حساب‌های پرداختنی بلندمدت و تسهیلات مالی بلندمدت تقسیم بر جمع دارایی‌های ابتدای دوره بدست می‌آید. در ادامه در خصوص متغیرهای PI و R در رابطه‌ی (۱) به تفصیل، توضیحاتی ارائه شده است.

## متغیرهای توضیحی (احتمالات مربوط به انحراف از عملکرد مرجع در سال بعد)

نظریه CPT قائل به وجود رابطه‌ای بین ویژگی‌های ریسک‌پذیری از یک طرف و انحراف از سود یا زیان مرجع از سوی دیگر است. منظور از سود و زیان مرجع در اینجا، میانگین عملکرد صنعت، بدون احتساب عملکرد خود شرکت است (فانگ، ۲۰۱۵). بنابراین می‌توان یک متغیر سه وجهی به نام $I_{i,t+1}$ ساخت که شاخصی برای حالت‌های مختلف انحراف از عملکرد مرجع در سال آینده (منفی، صفر یا مثبت) باشد. این متغیر برای هر یک از حالت‌های مذکور، به‌ترتیب مقادیر ۱، ۲ و ۳ را اختیار خواهد کرد. فرض کنید انحراف از عملکرد مرجع در سال آینده را با $y_{t+1}$ نشان دهیم. یعنی:

رابطه (۲) $y_{t+1}$ = عملکرد شرکت در سال بعد − عملکرد مرجع در سال بعد

که در آن:

عملکرد: نسبت ROE شرکت‌ها که از تقسیم سود خالص در هر سال بر ارزش بازار حقوق صاحبان سهام شرکت در آن سال به دست می‌آید.

در نتیجه خواهیم داشت:

| | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|
| اگر | $y_{t+1} < 0$ | آنگاه | $I_{i,t+1} = 1$ | پس | $P\ (I_{i,t+1}=1)$: احتمال اینکه انحراف از عملکرد مرجع در سال آینده منفی باشد. |
| اگر | $y_{t+1} = 0$ | آنگاه | $I_{i,t+1} = 2$ | پس | $P\ (I_{i,t+1}=2)$: احتمال اینکه انحراف از عملکرد مرجع در سال آینده صفر باشد. |
| اگر | $y_{t+1} > 0$ | آنگاه | $I_{i,t+1} = 3$ | پس | $P\ (I_{i,t+1}=3)$: احتمال اینکه انحراف از عملکرد مرجع در سال آینده مثبت باشد. |

حالت دوم ($y_{t+1} = 0$) به ندرت اتفاق می‌افتد. زیرا به ندرت مشاهده می‌شود که عملکرد شرکت در یک سال، دقیقاً منطبق بر عملکرد مرجع باشد. لذا در این پژوهش به پیروی از فانگ (۲۰۱۵) صرفاً حالت‌های اول ($y_{t+1} < 0$) و سوم ($y_{t+1} > 0$) بررسی شده است. بر این اساس می‌توان فرضیه‌های ۱ و ۲ را با استفاده از رابطه (۱) آزمون کرد. رابطه (۱) با استفاده از مدل لاجیت اجرا می‌شود. برای هر شرکت در هر سال، دو احتمال شامل $P\ (I_{i,t+1}=1)$ و دیگری $P\ (I_{i,t+1}=3)$ محاسبه می‌شود. پژوهش حاضر برای محاسبه این احتمال‌ها از روش لاجیت رتبه ای[11] استفاده کرده که در ادامه توضیح داده شده است.

پس از اجرای رابطه (۱) به منظور تصمیم‌گیری در خصوص رد یا عدم رد فرضیه‌های ۱ و ۲ به صورت زیر عمل خواهد شد: اگر احتمال مثبت بودن انحراف از عملکرد مرجع در سال آینده بالا (پایین) باشد، آنگاه $P\ (I_{i,t+1}=3)$ افزایش (کاهش) می‌یابد. بنابراین مدیر با احتمال کمتری (بیشتری) به استفاده از روش‌هایی با خطر بالای تقلّب در تهیه گزارش‌ها روی خواهد آورد. لذا $\beta_2<0$ و فرضیه ۱ رد نمی شود. اگر احتمال منفی بودن انحراف از عملکرد مرجع در سال آینده بالا (پایین) باشد، آنگاه $P\ (I_{i,t+1}=1)$ افزایش (کاهش) می‌یابد. بنابراین مدیر با احتمال بیشتری (کمتری) به استفاده از روش‌هایی با خطر بالای تقلّب در تهیه گزارش‌ها روی خواهد آورد. لذا $\beta_1>0$ و فرضیه ۲ رد نمی‌شود.

روش رگرسیون‌های رتبه‌ای زمانی استفاده می‌شود که متغیر وابسته، دارای نوعی ترتیب باشد (مثلاً مدرک تحصیلی یا سن افراد). در این پژوهش نیز متغیر $I_{i,t+1}$ دارای نوعی ترتیب است. لذا به منظور محاسبه $P\ (I_{i,t+1}=1)$ و $P\ (I_{i,t+1}=3)$ به پیروی از فانگ (۲۰۱۵) رابطه (۳) به روش لاجیت رتبه‌ای اجرا شده است:

$$I_{i,t+1} = \beta_1 y_{i,t} + \beta_2 Growth_{i,t} + e_{i,t+1}$$ رابطه (۳)

در این رابطه، $y_{i,t}$ = عملکرد شرکت در سال جاری و $Growth_{i,t}$ = فرصت‌های رشد شرکت در سال جاری است که از نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری سهام شرکت به دست می‌آید. پس از اجرای رابطه (۳) به روش لاجیت رتبه‌ای، روش مذکور قادر خواهد بود که P $(I_{i,t+1}=1)$ و همچنین P $(I_{i,t+1}=3)$ را برای هر شرکت‌سال به صورت جداگانه محاسبه نماید.

## متغیر وابسته (بالا بودن خطر تقلّب در شرکت)

متغیر وابسته در رابطه (۱) «بالا بودن خطر تقلّب» است. این یک متغیر دو وجهی است و مقدار آن برای شرکت‌هایی که خطر تقلّب در آن‌ها بالا باشد معادل یک و برای شرکت‌های دیگر معادل صفر است. پژوهش حاضر برای تشخیص خطر تقلّب (محاسبه متغیر وابسته در رابطه (۱))، به جای استفاده از اعداد و ارقام مالی، از تجزیه و تحلیل «متن گزارش های هیئت‌مدیره به مجمع» استفاده کرده است. برای این تجزیه و تحلیل، با استفاده از دو روش شامل یک روش مبتنی بر درخت تصمیم به نام روش «جنگل‌های تصادفی» و یک روش مبتنی بر آموزش ماشین به نام روش «ماشین‌بُردار پشتیبان» مدلی برازش شده است که قادر به ارزیابی خطر تقلّب و تشخیص بالا بودن آن است. این دو روش در ادامه توضیح داده شده‌اند.

پیش از توضیح دو روش مذکور، یادآوری می‌شود که اجرای هر دو روش نیازمند دو ماتریس تحت عنوان ماتریس واژه‌ها (X) و ماتریس متغیر پاسخ (Y) است. ماتریس واژه‌ها (X) یک ماتریس m×n است که در آن m معادل تعداد شرکت‌سال‌ها و n معادل تعداد واژه‌هایی است که بعنوان متغیرهای توضیح دهنده‌ی خطر تقلّب استفاده شده و پژوهش حاضر در صدد آن است که از بین آن‌ها تعدادی از بهترین واژه‌ها که بیشترین قدرت را در پیش بینی خطر تقلّب دارند، مشخص کند. هر عضو این ماتریس که محل تلاقی یک سطر با یک ستون است، نشان دهنده «درصد» حاصل از تقسیم تکرارهای یک واژه خاص (ستون) به کل واژه‌های یک گزارش خاص (سطر) است. علّت تقسیم شدن فراوانی هر واژه از هر گزارش بر جمع تعداد کل واژه‌های آن گزارش، نوعی مقیاس زدایی است؛ به نحوی که اثر طول گزارش (که برای شرکت‌های مختلف یکسان نیست) خنثی شود (پوردا و اسکیلیکورن، ۲۰۱۵).

همچنین متغیر پاسخ (Y) به صورت یک ماتریس $m\times1$ است که اعضای آن، شاخصی از خطر تقلّب در شرکت‌هاست. یعنی اعضای این ماتریس، معادل یک برای شرکت‌هایی که «در تقسیم‌بندی اولیه» در دسته‌ی با ریسک بالای تقلّب، و صفر برای شرکت‌هایی است که «در تقسیم‌بندی اولیه» در دسته‌ی با ریسک پایین تقلّب قرار گرفته باشند. در ادامه جزئیات محاسبه‌ی این دو ماتریس توضیح داده شده است.

### ماتریس متغیر پاسخ: خطر تقلّب (Y)

در پژوهش‌های خارجی عمدتاً لیستی رسمی از شرکت‌هایی که مشکوک به تقلّب هستند وجود دارد و پژوهشگر بدون دخالت در آن لیست، شرکت‌های موجود در آن را در دسته متقلّب (یک) و مابقی شرکت‌ها را در دسته غیرمتقلّب (صفر) قرار می‌دهد (مثلاً لیست AAER[۱۲] در آمریکا). بعنوان مثال پوردا و اسکیلیکورن (۲۰۱۵) و دچو و همکاران (۲۰۱۱) دقیقاً از همین رویکرد برای تفکیک شرکت‌های با خطر بالای تقلّب از سایر شرکت‌ها استفاده کرده‌اند.

در ایران هیچ سازمان یا نهادی متولّی اجرای این بررسی و انتشار چنین لیستی با ویژگی فوق نیست. یعنی چنین تفکیکی به طور رسمی وجود ندارد و در صورت وجود نیز در اختیار عموم پژوهشگران قرار نمی‌گیرد. برای رفع این مشکل باید به دنبال ساختن یک «شاخص» بود که بیشترین نزدیکی را با خطر تقلّب در شرکت‌ها داشته باشد. برای این منظور و با استناد به استاندارد حسابرسی ۲۴۰ ایران که ارزیابی خطر تقلّب را جزو وظایف و مسئولیت‌های حسابرسان دانسته است، در پژوهش حاضر از روشی برای ساخت شاخص مذکور استفاده شد که مبتنی بر رسیدگی‌های افراد حرفه‌ای (حسابرسان مستقل) باشد.

برای این منظور در این پژوهش از روش ارائه شده توسط ریبار و همکاران (۲۰۱۴) استفاده شده است. آن‌ها نشان دادند که اگر رگرسیونی از حق الزحمه حسابرسی بر روی عواملی که انتظار می‌رود بر این حق الزحمه اثرگذار باشند اجرا شود، بخش توضیح داده نشده از این رگرسیون (شاخص UAF) [۱۳] قادر است «تقلّب» را در سطح اطمینان ۹۹٪ پیش بینی نماید. بر همین اساس، در پژوهش حاضر اعتقاد بر این است که شاخص مذکور، قادر است تخمین زننده (شاخص) خوبی از میزان خطر تقلّب در شرکت باشد. چرا که به طور غیرمستقیم، ناشی

از برآورد خطر تقلّب توسط یک شخص حرفه‌ای (حسابرس) در شرکت‌هاست. بنابراین با استناد به مدل ریبار و همکاران (۲۰۱۴) از بخش توضیح داده نشده از حق‌الزحمه حسابرسی (UAF) به عنوان شاخصی از خطر تقلّب در هر شرکت‌سال استفاده شد. مدل مذکور به شرح رابطه (۴) است:

$$\text{Ln (AUDIT FEE)}_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 X_{1i,t} + \beta_2 X_{2i,t} + \ldots + \beta_n X_{ni,t} + e_{i,t} \quad \text{رابطه (۴)}$$

که در آن:

Ln (AUDIT FEE): لگاریتم حق الزحمه حسابرسی و $X_1$ تا $X_n$: متغیرهای اثرگذار بر حق الزحمه حسابرسی هستند. ریبار و همکاران (۲۰۱۴) $X_i$ها را از ادبیات مربوطه و پژوهش‌های قبلی استخراج کرده و آن‌ها را به صورت زیر ارائه داده اند:

BIG: در صورتی که حسابرس شرکت در لیست گروه الف از حسابرسان اعلام شده توسط جامعه حسابداران رسمی ایران حضور داشته باشد، مقدار یک و در غیر این صورت مقدار صفر را اختیار خواهد کرد. Ln ASSETS: لگاریتم ارزش دفتری کل دارایی‌ها. INV: نسبت موجودی مواد و کالا به کل دارایی‌های سال قبل. REC: نسبت حساب‌های دریافتنی به کل دارایی‌های سال قبل. CR: نسبت دارایی‌های جاری به بدهی‌های جاری. BTM: نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار سرمایه. LEV: نسبت کل بدهی‌ها به کل دارایی‌های سال قبل. EMPLS: تعداد کارکنان شرکت. ROA: نسبت سود خالص عملیاتی به کل دارایی‌های سال قبل. LOSS: در صورتی که شرکت در سال قبل یا دو سال قبل زیان داشته باشد برابر یک و در غیر این صورت برابر صفر. AUD OPIN: در صورتی که گزارش حسابرسی غیرمقبول باشد برابر یک و در غیر این صورت برابر صفر. CLIENT: تعداد سال‌هایی که شرکت. مشتری یک حسابرس خاص بوده است. IPO: در صورتی که سال اوّل ورود شرکت به بورس باشد برابر یک و در غیر این صورت برابر صفر. ISSUE: در صورتی که شرکت در سال جاری، افزایش سرمایه از محل انتشار سهام داشته باشد برابر یک و در غیر این صورت برابر صفر.

پس از اجرای رابطه‌ی (۴) و استخراج پسماندها (UAF) برای همه شرکت سال‌ها، اقدام به دهک‌بندی متغیر UAF شده و شرکت‌سال‌های موجود در بالاترین دهک (به منظور اعمال

حداکثر احتیاط) بعنوان شـــرکت‌ســـال‌های با خطر بالای تقلّب (یک) و مابقی دهک‌ها بعنوان سایر شرکت‌سال‌ها (صفر) در نظر گرفته شده است.

### ماتریس واژه‌ها (X)

برای تشکیل این ماتریس، فرایندی اجرا شده است که مراحل این فرایند در ادامه به ترتیبی که در اجرای پژوهش طی شده و به صورت بسیار خلاصه توضیح داده شده است. در ابتدا گزارش‌های هیئت مدیره به مجمع برای کلیه شرکت‌های بورسی بین سال‌های ۱۳۸۷ تا ۱۳۹۴ از سایت‌های codal.ir (برای بعد از سال ۸۸) و rdis.ir (برای سال ۸۸ و قبل از آن) دانلود و بررسی شده و از شرکت‌هایی که کمتر از چهار گزارش هیئت مدیره به مجمع (قابل تبدیل به فایل Word با کیفیت قابل قبول) داشتند صرف نظر شد. پس از آن لیستی از سهامداران عمده‌ی هر شرکت به همراه درصد مالکیت هرکدام تهیه شد تا شرکت‌هایی که خصولتی هستند؛ یعنی سهامداران آن‌ها دارای ویژگی‌های خاصی بوده و شاید مدیران در این شرکت‌ها در استفاده از روش‌هایی با خطر بالای تقلّب، احساس مصونیت شغلی بیشتری داشته و ریسک کمتری احساس نمایند، مشخص شوند. در مجموع ۱۴ شرکت با سهامدارانی با ویژگی‌های فوق پیدا شده و از نمونه حذف شد. در اینجا به منظور احترام به حریم حقوقی، از ذکر نام این شرکت‌ها و سهامدارن عمده‌ی آن‌ها خودداری شده است.

در مرحله بعد، گزارش‌های شرکت‌های عضو نمونه از PDF به Word تبدیل شده است. برای این تبدیل، نسخه اصلی نرم افزار «پارسی پی دی اف» از سایت شرکت سازنده (www.parsipdf.ir) خریداری و فرایند تبدیل انجام شد. سپس شرکت‌هایی که گزارش‌های آن‌ها پس از تبدیل شدن به Word به دلایل متعددی از کیفیت لازم برخوردار نبود از نمونه حذف شد (بعنوان مثال، همه واژه‌ها پس از تبدیل، به هم چسبیده و قابل خواندن نبوده و یا بجای کاراکترهای فارسی، به کاراکترها و سمبل‌های ناخوانا و غیر قابل تشخیص در Word تبدیل شده بود). پس از طی شدن این مراحل، به لیستی نیاز است که اولاً مشخص نماید که در یک گزارش، چند واژه استفاده شده است و ثانیاً تعداد دفعات تکرار هر واژه چقدر بوده است؟ برای این منظور از سایت www.textfixer.com استفاده شد. سپس خروجی مربوطه از سایت مذکور به نرم افزار Excel منتقل شده و در صد مربوط به هر واژه از تقسیم فراوانی آن واژه به جمع فراوانی همه‌ی واژه‌ها به دست آمده است. از آنجا که واژه‌هایی که وارد ماتریس

واژه‌ها می شوند باید دارای منطق و پشتوانه با شند و به منظور دوری جستن از اتکای صِرف به نرم‌افزار (جکسِن، ۲۰۰۲)، تصمیم گرفته شد که در چندین مرحله، پالایشی روی این واژه‌ها انجام شده و واژه‌های نامفهوم، حذف شوند. سپس لیست حاصل از واژه‌های پالایش شده (که فقط شامل واژه‌های بامفهوم است) بعنوان ماتریس واژه‌ها (ماتریس X) در نظر گرفته شد. پس از اجرای این مراحل و با استفاده از ۷. ۱۱۷ واژه، ماتریس واژه‌ها (ماتریس X) ساخته شد.

## شیوه عملکرد روش «جنگل‌های تصادفی» و روش«ماشین‌بُردار پشتیبان»

داده‌کاویِ مورد استفاده در پژوهش حاضر از لحاظ «هدف» در دسته‌ی «بهینه‌سازی» قرار دارد. زیرا قصد دارد از بین مجموعه وسیعی از داده‌ها، تعداد بهینه‌ای از آن‌ها را که بیشترین قدرت را در تبیین خطر تقلّب دارند انتخاب کرده و با استفاده از آن‌ها مدلی برای تشخیص بالا بودن خطر تقلّب، برازش نماید. همچنین از لحاظ «تکنیک» نیز از روش‌های «درخت تصمیم» و «آموزش ماشین» استفاده شده است.

روش مبتنی بر درخت تصمیم دراین پژوهش، روش جنگل‌های تصادفی (RF) [۱۴] نام دارد که توسط بریمن (۲۰۰۱) ارائه شده و در اینجا به منظور تهیه لیستی مرتب شده از واژه‌هایی که بیشترین قدرت را در تشخیص خطر تقلّب داشته باشند از آن استفاده شده است. در پژوهش حاضر، روش جنگل های تصادفی، اقدام به انتخاب زیرنمونه های تصادفی به روش خودراه‌انداز[۱۵]، از نمونه اصلی (شرکت‌سال‌های مختلف) کرده و در هر زیرنمونه، یک درخت تصمیم از ماتریس واژه‌ها به ماتریس پاسخ (خطر تقلّب) می‌سازد. روش مذکور در هر درخت تصمیم، تشخیص می‌دهد که تعدادی از واژه‌ها در تبیین خطر تقلّب، مفیدتر هستند. در نهایت و پس از رشد دادن درخت‌های متعدد، روش جنگل‌های تصادفی، لیستی از واژه‌ها به همراه میزان اهمیت آن‌ها در تشخیص خطر تقلّب، ارائه خواهد داد. در این پژوهش برای اجرای روش جنگل‌های تصادفی از بسته‌ای که با همین عنوان (Random Forests) برای نرم افزار R (نسخه ۳. ۳. ۲) نوشته شده استفاده شده است.

سپس باید با استفاده از این لیست رتبه‌بندی شده از واژه‌های با اهمیت، به تشخیص خطر تقلّب (بصورت صفر و یک) در گزارش‌ها پرداخت. برای این منظور در این پژوهش از روشی موسوم به ماشین‌بُردار پشتیبان (SVM) [۱۶] استفاده شده است. پوردا و اسکیلیکورن (۲۰۱۵) بیان

کرده‌اند که استفاده از روش SVM به منظور تشخیص موضوع خطر تقلّب در گزارش‌ها نسبت به روش‌های دیگر برتری داشته و همچنین توسط پژوهشگران قبلی به منظور طبقه‌بندی متن استفاده شده است (به عنوان مثال: جوآچیمز، ۱۹۹۸؛ آنتویلر و فرانک، ۲۰۰۴). روش SVM روشی مبتنی بر آموزش ماشین است و به منظور طبقه بندی و تفکیک بین دو گروه (مثلاً متقلّب و غیر متقلّب)، مورد استفاده قرار می‌گیرد. این روش در بسیاری از حوزه‌ها مانند تشخیص افراد از روی صدا و لحن صحبت[۱۷]، تشخیص چهره از روی عکس[۱۸] و طبقه‌بندی متن[۱۹] کاربرد دارد (بارگس، ۱۹۹۸).

آموزش ماشین (Machine Learning)، زیرشاخه‌ای از علوم کامپیوتر است که با استفاده از الگوریتم‌هایی در کامپیوتر، قابلیت آموختن الگوها و روندها بدون برنامه‌نویسی‌های عمیق و پیچیده را فراهم می‌آورد (ساموئل، ۱۹۵۹). این الگوریتم‌ها به کامپیوتر کمک می‌کنند که الگوهایی را از داخل داده‌ها بیاموزد و سپس با استفاده از این الگوها، به پیش‌بینی بپردازد (کوهاوی و پروو ست، ۱۹۹۸). در واقع با استفاده از آموزش ماشین در کامپیوترها این قابلیت ایجاد می‌شود که همان کاری را انجام دهند که انسان‌ها از طریق اندیشیدن و کسب تجربه انجام می‌دهند (هارناد، ۲۰۰۶). آموزش ماشین از روش‌های مختلفی مانند رگرسیون، طبقه‌بندی، خوشه‌بندی و... قابل اجراست و کاربرد هر یک بستگی به نوع مسأله و هدف پژوهشگر دارد. آناندراجان و آناندراجان (۱۹۹۹) در زمینه حسابرسی، لی (۲۰۱۰) در زمینه محتوای اطلاعاتی گزارش‌های حسابداری، پرولز (۲۰۱۱) در زمینه تشخیص تقلّب و یه و دنگ (۲۰۱۲) در زمینه حسابداری مدیریت، چند نمونه از پژوهشگرانی هستند که در حوزه‌ی حسابداری از آموزش ماشین استفاده کرده‌اند.

در این پژوهش ابتدا نمونه به دو بخش شامل «نمونه‌ی آموزش» و «نمونه‌ی آزمون» تقسیم شده و با استفاده از لیست واژه‌های با اهمیتی که از روش جنگل‌های تصادفی استخراج شد به آموزش روش SVM در «نمونه‌ی آموزش» برای تفکیک دو گروه از هم پرداخته شده است. پس از آن، روش مذکور با استفاده از این واژه‌ها و با استناد به آموزشی که دیده است به اختصاص خطر تقلّب به هر گزارش در «گروه آزمون» خواهد پرداخت. در این پژوهش برای اجرای روش SVM از بسته‌ای که برای همین منظور (با عنوان e1071) برای نرم افزار R (نسخه۳. ۳. ۲) نوشته شده استفاده شده است.

## نتایج تجزیه و تحلیل‌ها

در این بخش، نتایج حاصـــل از اجرای روش‌های آماری و آزمون فرضـــیه‌های پژوهش ارائه شده است. در ابتدا به منظور محاسبه متغیر وابسته (پاسخ) که همان ماتریس Y است رابطه (۴) بصورت ترکیبی اجرا شد. برای اجرای رابطه (۴) از آزمون F لیمر و هاسمن برای تشخیص نوع داده‌های ترکیبی و از آزمون‌های والد تعدیل شده و وُلدریج به ترتیب به منظور آزمون همسانی واریانس و عدم وجود خودهمبستگی مرتبه اول بین پسماندها در نرم‌افزار Eviews (نسخه ۹) و نرم افزار Stata (نسخه ۱۴) استفاده شد. در نهایت مدل با استفاده از روش تابلویی با اثرات ثابت و با وزن مقطعی[۲۰] به منظور تخفیف مسأله ناهمسانی واریانس اجرا شد. در اینجا به دلیل زیاد بودن تعداد متغیرهای توضیحی در رابطه (۴) و برای پرهیز از حجیم شدن مقاله، از ارائه‌ی نتایج مربوط به ضرایب مدل پرهیز شده و تنها ضرایب تعیین، آماره‌ی F فیشر، نتایج آزمون‌های F لیمر، هاسمن، والد تعدیل شده و وُلدریج در نگاره (۱) ارائه شده است.

***نگاره (۱): نتایج اجرای رابطه (۴) برای استخراج پسماندها (UAF)***

| | | | | |
|---|---|---|---|---|
| R2 | ۰/۸۷ | آماره دوربین واتسون: | آماره F | ۲۴/۴۴۴۲ |
| R2 تعدیل شده | ۰/۸۴ | ۱/۷۸ | معناداری آماره F | ۰/۰۰۰۰ |
| آزمون | فرض صفر | آماره آزمون | معناداری | نتیجه |
| F لیمر | داده‌های تلفیقی | ۳/۰۶۸۸ | ۰/۰۰۰۰ | داده‌های تابلویی |
| هاسمن | اثرات تصادفی | ۲۴/۳۷۶۴ | ۰/۰۴۱۲ | اثرات ثابت |
| والد تعدیل شده | همسانی واریانس | ۱۷۹۶۲ | ۰/۰۰۰۰ | ناهمسانی واریانس |
| وُلدریج | عدم خودهمبستگی | ۲/۶۱۰ | ۰/۱۱۷۰ | عدم خودهمبستگی |

پس از اجرا شدن این مدل به منظور استخراج متغیر پاسخ (ماتریس Y)، پسماندها دهک‌بندی شده و شرکت‌سال‌های موجود در بالاترین دهک، بعنوان شرکت‌سال‌های با خطر بالای تقلّب (یک) و مابقی دهک‌ها بعنوان سایر شرکت‌سال‌ها (صفر) در نظر گرفته شده است. پس از آن و با داشـــتن ماتریس واژه‌ها (ماتریس X) اقدام به اجرای روش‌های «جنگل‌های تصـــادفی» و «ماشـین‌بُردار پشـتیبان» در محیط نرم‌افزار R و محاسـبه‌ی دقت مدل شـد. در این مرحله و برای افزایش قابلیت اتکای نتایج، دو پارامتر تغییر داده شـــده‌اند و در هر تغییر، یکبار روش‌های مذکور اجرا شده‌اند تا قابلیت مقایسه بین دقت مدل در حالت‌های مختلف حاصل شود.

اولین پارامتر، «تعداد درخت‌های تصمیم» در روش جنگل‌های تصادفی است. مقدار پیش‌فرض برای این پارامتر معمولاً ۵۰۰ درخت درنظر گرفته می‌شود. ولی در این پژوهش، با مقدار ۱۰۰۰ درخت نیز اجرا شده و نتایج با هم مقایسه شده است. دومین پارامتر، «ترکیب‌بندی نمونه‌های آموزش و آزمون» است که به چهار حالت مختلف انجام شده تا قابلیت مقایسه فراهم شود. به این روش اصطلاحاً اعتبارسنجی متقابل چندوجهی[۲۱] گفته می‌شود (هستی و همکاران، ۲۰۰۸). نگاره (۲) ترکیب‌های مختلفی که از تغییر این دو پارامتر حاصل شده است را نشان می‌دهد. در این نگاره منظور از واژه‌های «بالا، پایین و وسط» محل قرار گرفتن شرکت‌ها در نمونه‌ی ۳۰ شرکتی است که برای حفظ حالت تصادفی، بر اساس حروف الفبا مرتب شده‌اند.

***نگاره (۲): هشت حالت مختلف برای آزمون دقت مدل***

| | گروه آموزش | گروه آزمون | دقت مدل | |
|---|---|---|---|---|
| | | | با ۵۰۰ درخت | با ۱۰۰۰ درخت |
| حالت اول | آموزش ۲۴ شرکت از بالا طی ۷ سال | آزمون ۶ شرکت از پایین طی ۷ سال | دقت مدل در حالت اول | دقت مدل در حالت پنجم |
| حالت دوم | آموزش ۲۴ شرکت از پایین طی ۷ سال | آزمون ۶ شرکت از بالا طی ۷ سال | دقت مدل در حالت دوم | دقت مدل در حالت ششم |
| حالت سوم | آموزش ۲۴ شرکت از بالا و پایین طی ۷ سال | آزمون ۶ شرکت از وسط طی ۷ سال | دقت مدل در حالت سوم | دقت مدل در حالت هفتم |
| حالت چهارم | آموزش ۳۰ شرکت طی سال‌های ماقبل آخر | آزمون ۳۰ شرکت برای سال آخر | دقت مدل در حالت چهارم | دقت مدل در حالت هشتم |

پس از تکمیل این نگاره، بین دقت مدل در حالت‌های اول تا چهارم، یک میانگین ساده و بین دقت مدل در حالت‌های پنجم تا هشتم نیز یک میانگین ساده گرفته می‌شود تا امکان مقایسه دقت مدل در دو حالت ۵۰۰ و ۱۰۰۰ برای تعداد درخت‌ها فراهم شود.

در این مرحله، دقت مدل از طریق تقسیم تعداد مشاهدات گروه آزمون که توسط مدل به درستی تشخیص داده شده‌اند بر جمع مشاهدات گروه آزمون، محاسبه شده است. به این معنی که اگر برای یک شرکت‌سال، خطر تقلّب در دنیای واقعی (همان UAF) بالا (پایین) تشخیص

داده شـده اسـت، ترکیب روش‌های RF و SVM نیز خطر تقلّب را برای این شـرکت‌سـال بالا (پایین) تشخیص داده باشد. نتایج این مرحله در ادامه توضیح داده شده است.

دقت مدل در حالت‌های یک تا چهار (۵۰۰ درخت) به ترتیب معادل ۹۲/۶۸ ٪، ۹۴/۵۹ ٪، ۸۹/۷۴ ٪ و ۸۴ ٪ بوده اســت که میانگین این چهار حالت معادل ۹۰/۲۵ ٪ خواهد شــد. این دقت‌ها در حالت‌های پنج تا هشــت (۱۰۰۰ درخت) نیز به ترتیب معادل ۹۲/۶۸ ٪، ۹۴/۵۹ ٪، ۸۹/۷۴ ٪ و ۸۸ ٪ بوده اسـت که میانگین این چهار حالت نیز معادل ۹۱/۲۵ ٪ خواهد شـد. یعنی هر دو حالت (۵۰۰ درخت و ۱۰۰۰ درخت) به طور میانگین توانسته‌اند به ترتیب با دقت ۹۰/۲۵ ٪ و ۹۱/۲۵ ٪ بالا یا پایین بودن خطر تقلّب در شرکت‌ها را به درستی و منطبق با شاخص UAF تشخیص دهند. همچنین به منظور بررسی بیشتر، دو نوع خطا نیز در این هشت حالت محاسبه شــده اســت که عبارتند از الف) خطا در تشــخیص خطر بالای تقلّب: خطر تقلّب در یک شرکت سال، بالا تشخیص داده شود در حالی که در واقع پایین است و ب) خطا در تشخیص خطر پایین تقلّب: خطر تقلّب در یک شـرکت‌سـال، پایین تشـخیص داده شـود در حالی که در واقع بالا است.

در حالت‌های یک تا چهار (۵۰۰ درخت) خطا در تشخیص خطر بالای تقلّب، معادل صفر و خطا در تشخیص خطر پایین تقلّب به ترتیب معادل ۷/۳۲ ٪، ۵/۴۱ ٪، ۱۰/۲۶٪ و ۱۶٪ بوده است (میانگین: ۹/۷۵٪). در حالت‌های پنج تا هشــت (۱۰۰۰ درخت) نیز خطاهای مذکور، به ترتیب معادل ۷/۳۲ ٪، ۵/۴۱ ٪، ۱۰/۲۶ ٪ و ۱۲٪ بوده اسـت (میانگین: ۸/۷۵٪). یعنی ترکیب روش‌های RF و SVM در پژوهش حاضر در تشخیص خطر بالای تقلّب، خطایی نداشته و در تشخیص خطر پایین تقلّب به ترتیب به طور میانگین ۹/۷۵ ٪ و ۸/۷۵ ٪ خطا داشته است.

نگاره (۳) نتایج اجرای رابطه (۳) به روش لاجیت رتبه‌ای را نشان می‌دهد. در اینجا یادآوری می‌شود که مفهوم عرض از مبدأ در رگرسیون‌های لاجیت رتبه‌ای وجود نداشته و آماره‌ی Pseudo $R^2$ نیز در رگرسیون‌های خانواده‌ی لاجیت به دلیل گسسته بودن متغیر وابسته و عدم امکان ایجاد تناظر یک به یک بین مشاهدات و احتمال وقوع متغیر وابسته، مقدار پایینی دارد (گرین، ۲۰۱۲: ۵۳۳).

پس از اجرای رابطه (۳) به روش لاجیت رتبه‌ای، نرم افزار Eviews قادر است PIها را برای هر شرکت‌سال محاسبه کند. پس از استخراج PIهای حاصل از اجرای رابطه (۳)، می‌توان این

مقادیر را در رابطه (۱) قرار داده و فرضیه‌های پژوهش را آزمون کرد. یادآوری می شود که در اجرای رابطه (۱) مقدار متغیر $R_{i,t}$ همان مقدار شاخص تقلّب (صفر و یک) است که توسط ترکیب روش‌های RF و SVM به هر شرکت‌سال اختصاص داده شده است.

***نگاره (۳): نتایج اجرای رابطه (۳) برای محاسبه‌ی PIها***

| متغیر | ضریب | خطای استاندارد | آماره Z | معناداری |
|---|---|---|---|---|
| $Y_{i,t}$ | ۱/۴۳۰۶ | ۰/۴۴۸۰ | ۳/۱۹۲۹ | ۰/۰۰۱۴ |
| $Growth_{i,t}$ | -۰/۰۴۵۱ | ۰/۰۲۰۸ | -۲/۱۶۰۷ | ۰/۰۳۰۷ |
| آماره LR | ۲۵/۵۲۹۰ | مقدار آستانه‌ای C1 | ۰/۰۹۶۹ | آماره‌ی $Pseudo\ R^2$ |
| معناداری آماره LR | ۰/۰۰۰۰ | مقدار آستانه‌ای C2 | ۰/۱۲۳۲ | ۰/۰۸۲۲ |

رابطه (۱)
$$R_{i,t} = \alpha + \beta_1 P\ (I_{i,t+1}=1) + \beta_2 P\ (I_{i,t+1}=3) + NOA_{i,t} + LQD_{i,t} + EXF_{i,t} + e_{i,}$$

رابطه (۱) در Eviews با استفاده از روش لاجیت ساده تخمین زده شد. نگاره (۴) نتایج حاصل از این تخمین را به همراه نتایج آزمون نیکویی برازش (هاسمر-لمشو) [۲۲] مخصوص مدل‌های لاجیت نشان می‌دهد:

***نگاره (۴): نتایج اجرای رابطه (۱) برای آزمون فرضیه‌های پژوهش***

| متغیر | ضریب | خطای استاندارد | آماره Z | معناداری |
|---|---|---|---|---|
| عرض از مبدأ | -۱۸۱/۵۶۷۸ | ۱۶۴/۰۹۹۴ | -۱/۱۰۶۴ | ۰/۲۶۸۵ |
| $P\ (I_{i,t+1} = 1)$ | ۱۸۰/۴۶۷۳ | ۱۶۴/۵۲۳۷ | ۱/۰۹۶۹ | ۰/۲۷۲۷ |
| $P\ (I_{i,t+1} = 3)$ | ۱۷۸/۶۶۹۳ | ۱۶۶/۴۰۴۷ | ۱/۰۷۳۷ | ۰/۲۸۳۰ |
| NOA | ۱/۱۶۰۷ | ۱/۳۴۹۶ | ۰/۸۶۰۰ | ۰/۳۸۹۸ |
| LQD | -۳/۴۶۴۵ | ۴/۶۶۶۲ | -۰/۷۴۲۵ | -۰/۷۴۲۵ |
| EXF | ۵/۷۸۰۸ | ۳/۵۳۸۳ | ۱/۶۳۳۸ | ۰/۱۰۲۳ |
| $R^2$ی مک فادن | ۰/۱۲۰۰ | آماره LR (معناداری) | ۱۱/۸۸۴۸ (۰/۰۳۶۴) | |
| آزمون | فرض صفر | آماره | معناداری | نتیجه |
| هاسمر - لمشو | نیکویی برازش | ۵/۴۵۴۳ | ۰/۷۰۸۱ | نیکویی برازش |

برای اثبات انطباق انگیزه‌های تقلّب در مدیران با الگوی نظریه CPT لازم است ضریب $P\ (I_{i,t+1}=1)$ مثبت و معنادار و ضریب $P\ (I_{i,t+1}=3)$ منفی و معنادار شوند تا به ترتیب، فرضیه‌های دوم و اول پژوهش، رد نشوند. همانطور که نگاره (۴) نشان می‌دهد با وجود رد نشدن نیکویی

برازش در اجرای رابطه (۱)، باز هم هیچ کدام از دو ضـریب معنادار نشـده‌اند و این به آن معناسـت که احتمال مثبت یا منفی بودن انحراف عملکرد شـرکت از عملکرد مرجع (متوسـط صـنعت) در سـال بعد، بر انگیزه‌های تقلّب مدیران در سـال جاری تأثیری ندارد. در واقع انگیزه‌های تقلّب در مدیران از الگوی نظریه CPT تبعیت نمی‌کند. این نتیجه در بخش بعد، تحلیل و تفسیر شده است.

## نتیجه‌گیری

در این پژوهش از یکی از منابع اطلاعاتی حسابداری (گزارش‌های هیئت مدیره به مجمع) در قالب دو مورد از تکنیک‌های داده‌کاوی (درخت تصمیم و آموزش ماشین) استفاده شد تا به ارزیابی و تشـخیص یکی از موضـوعات مورد توجه در این حوزه (خطر تقلّب) پرداخته شـود. نتایج نشان داد که این روش در مجموع قادر است بالا یا پایین بودن خطر تقلّب در شرکت‌ها را با دقتی بیش از ۹۰ درصـد به درسـتی تشـخیص دهد. یعنی داده‌کاوی قادر اسـت با تجزیه و تحلیل متن گزارش‌های هیئت مدیره به مجمع، خطر تقلّب در شـرکت‌ها را با دقت قابل قبولی ارزیابی نماید.

پس از آن و با استفاده از خروجی مدل مذکور، تلاش شد به بررسی انطباق انگیزه‌های تقلّب در مدیران با الگوی پیشـنهاد شـده توسـط نظریه چشـم‌انداز تجمعی (CPT) پرداخته شـود. بر اسـاس نظریه مذکور، احتمال بالاتر یا پایین‌تر بودن عملکرد مدیران در سـال آینده نسـبت به متوسـط عملکرد صـنعت، بر انگیزه تقلّب در آن‌ها (به صـورت یک الگوی چهاربعدی) تأثیرگذار است. اما نتایج نشان داد که چنین الگویی در مدیران شرکت‌های ایرانی (طی دوره زمانی و در نمونه‌ی این پژوهش) مشاهده نمی شود. این نتیجه را می‌توان به دو صورت تفسیر کرد.

تفسـیر اول این اسـت که انگیزه‌های تقلّب در مدیران از الگوی نظریه چشـم‌انداز تجمعی پیروی نمی‌کند. یعنی ویژگی‌های ریسک‌پذیری و ریسک‌گریزی در مدیران در شرکت‌های ایرانی به گونه‌ای است که در تصمیم‌گیری‌های خود، نقطه‌ی مرجعی را مدنظر قرار نمی‌دهند و احتمالاً عوامل دیگری (غیر از یک نقطه‌ی مرجع) بر تشـدید یا تضـعیف این انگیزه در مدیران مؤثر است. ممکن است عواملی مانند عوامل سیاسی (مانند توافق برجام)، زیست محیطی (مانند

خشکسالی)، اجتماعی (مانند ایجاد مصداق‌های مسئولیت‌های اجتماعی در شرکت)، فرهنگی (مانند اتحاد مردم برای نخریدن محصولات بی کیفیت) و مواردی از این دست، نسبت به یک نقطه‌ی مرجع (مانند متوسط صنعت) تأثیر بسیار بزرگتری بر شکل‌گیری انگیزه‌های تقلّب در مدیران داشته باشند. پی بردن به عوامل مذکور، خارج از حوزه‌ی پژوهش حاضر بوده و نیازمند تدوین پژوهش مستقلی است.

تفسیر دوم این است که در صورت پیروی کردن انگیزه‌های تقلّب در مدیران ایرانی از الگوی نظریه چشم‌انداز تجمعی نیز به احتمال زیاد نقطه‌ی مرجعی که در ذهن مدیران تعریف شده است، متوسط عملکرد صنعت (که در این پژوهش به پیروی از فانگ (۲۰۱۵) بعنوان شاخصی از نقطه‌ی مرجع در نظر گرفته شد) نیست. ممکن است عوامل دیگری مانند میزان سود مبنای پاداش مدیران و یا انگیزه‌های شخصی آن‌ها (مانند انگیزه‌های سیاسی یا حتی انگیزه‌های مجرمانه مانند اختلاس) نقش نقطه‌ی مرجع را در ذهن آن‌ها ایفا کند. فانگ (۲۰۱۵) از متوسط عملکرد صنعت بعنوان نقطه مرجع استفاده کرده و الگوی نظریه چشم‌انداز تجمعی را در مدیران شرکت‌های آمریکایی مشاهده نمود. قبلاً نیز کیم (۱۹۹۲) به این نتیجه رسیده بود که اگر مدیر احساس کند که تیم تحت مدیریت او به عملکرد سال گذشته بعنوان یک نقطه مرجع نگاه کرده و فکر می‌کنند که قادر به دستیابی به آن در بودجه نیستند، با وحشت از اینکه در سال آینده قادر به دستیابی به ظرفیت بودجه شده‌ی شرکت نباشد، این ظرفیت را در بودجه، اندک پیش‌بینی کرده و بر همین اساس، منابع لازم برای تولید شرکت در سال آتی نیز، کمتر خریداری یا تولید می شود. همین امر باعث می شود که برای عملکرد شرکت در سال آتی، به اندازه کافی منابع وجود نداشته و همین منجر به کسری بودجه خواهد شد.

این پژوهش با محدودیت های زیادی نیز مواجه بود که در صورت رفع شدن در آینده می‌توان پژوهش‌هایی از این دست را با دقت و سرعت بالاتری سازماندهی کرد. در اینجا به منظور دوری از اطاله کلام، تنها به چهار مورد از مهم‌ترین این محدودیت‌ها اشاره شده است. اوّل، محدودیت مربوط به تفکیک اولیه شرکت‌ها به دو گروه شامل شرکت‌های با خطر بالای تقلّب و سایر شرکت‌ها بود (ماتریس Y) که این پژوهش به دلیل عدم دسترسی به یک لیست از پیش‌تعیین شده برای این تفکیک، ناچار به استفاده از یک روش غیر مستقیم شد که مبتنی بر حق الزحمه حسابرسی است. دوم، محدودیت مربوط به دسترسی به فایل Word گزارش‌های

هیئت مدیره است که نویسندگان مقاله حاضر را ناچار به تبدیل گزارش‌های هیئت مدیره کرده و منجر به کاهش شدید در حجم نمونه شد. سوم، محدودیت مربوط به افشا نشدن حق الزحمه حسابرسی در یادداشت‌های توضیحی شرکت‌های بورسی بود که از هیچ منبع معتبر دیگری نیز قابل دستیابی نبوده و حجم نمونه را به اندازه ۲۶ شرکت کاهش داد. چهارم، محدودیت مربوط به عدم وجود الگوریتم‌ها و نرم افزارهای نشانه‌گذاری (Qtagger) برای متون فارسی بود، که ناچاراً منجر به تجزیه و تحلیل گزارش‌های هیئت مدیره به منظور پالایش واژه‌ها بصورت دستی شد.

## پیشنهادات

در اینجا با استناد به محدودیت‌ها و نتایج پژوهش، پیشنهادهایی به شرح زیر ارائه شده است. اوّل به سازمان بورس اوراق بهادار پیشنهاد می‌شود که بصورت مستقل و نه با اتکا به حسابرسان، رسیدگی‌هایی مبنی بر یافتن نواقص و خطرات گزارشگری در شرکت‌ها را در دستورکار قرار داده و در صورت نیاز به ارائه‌ی تذکر به شرکت‌ها، لیست شرکت‌هایی که تذکر دریافت کرده‌اند را به صورت رسمی منتشر نماید تا پژوهشگران حوزه‌ی تقلّب و دستکاری صورت‌های مالی در آینده به لیست مذکور اتکا کنند. همچنین به سازمان مذکور پیشنهاد می‌شود که شرکت‌های بورسی را ملزم نماید که علاوه بر فایل PDF صورت‌های مالی و گزارش‌های هیئت‌مدیره، فایل Word این گزارش‌ها را نیز بر روی سایت کُدال بارگذاری نمایند. این الزام، نه برای شرکت‌ها و نه برای سازمان بورس اوراق بهادار، هیچ هزینه‌ای به دنبال ندارد. اما امکان بسیاری از تجزیه و تحلیل‌های بعدی را برای پژوهشگران فراهم آورده و منجر به غنای ادبیات حسابداری و مالی کشور در این حوزه خواهد شد. دوم به پژوهشگران آتی پیشنهاد می‌شود که با توجه به روند رشد روزافزون استفاده از رویکردهای جدید در پژوهش‌های حوزه‌ی حسابداری و مالی، از روش‌های معمول و مرسوم در این حوزه فاصله گرفته و از روش‌های جدیدتر مانند داده‌کاوی نیز استفاده کنند. همچنین می‌توان عوامل دیگری را که در بخش نتیجه‌گیری، به عنوان عوامل احتمالی اثرگذار بر شکل‌گیری انگیزه‌های تقلّب در مدیران، پیشنهاد شد مورد بررسی قرار داده و حتی پژوهش‌هایی بین رشته‌ای (با رشته‌های روانشناسی، جامعه‌شناسی و حقوق) را تدوین نمود.

## پی نوشت

۱ Cumulative Prospect Theory (CPT)
۲ Management Discussion and Analysis
۳ Decision Making
۴ Expected Utility Theory
۵ Subjective Expected Utility
۶ Reference Point
۷ Prospect Theory
۸ Data Mining
۹ Retrospection
۱۰ Description
۱۱ Ordered Logit
۱۲ Accounting and Auditing Enforcement Releases
۱۳ Unexplained Audit Fee (UAF)
۱۴ Random Forests (RF)
۱۵ Bootstrap
۱۶ Support Vector Machine
۱۷ Speaker Identification
۱۸ Face Detection in Images
۱۹ Text Categorization
۲۰ Cross Section
۲۱ K-Fold Cross Validation
۲۲ Goodness-of-Fit (Hosmer-Lemeshow)

## منابع

اعتمادی، حسین و حسن زلقی. (۱۳۹۲). کاربرد رگرسیون لجستیک درشناسایی گزارشگری مالی متقلّبانه. دانش حسابرسی، سال سیزدهم، شماره ۵۱، تابستان ۱۳۹۲.

افلاطونی، عباس. (۱۳۹۴). تجزیه و تحلیل آماری با Eviews در تحقیقات حسابداری و مدیریت مالی. تهران: انتشارات ترمه.

بروکس، کریس. (۱۹۷۱). مقدمه ای بر اقتصادسنجی مالی، احمد بدری و عبدالمجید عبدالباقی، تهران: انتشارات نص، (۱۳۸۹).

پورحیدری، امید و سعید بذرافشان. (۱۳۹۱). بررسی سودمندی استفاده از چک لیست راهنمای کشف تقلّب در ارزیابی خطر تقلّب مدیریت. پژوهش‌های تجربی حسابداری: ۱ (۳) ۶۹-۸۶.

رهنمای رودپشتی، فریدون. (۱۳۹۱). داده‌کاوی و کشف تقلّب‌های مالی. دانش حسابداری و حسابرسی مدیریت: ۱ (۳). ۱۷-۳۳.

زارع بهنمیری، محمدجواد و اسفندیار ملکیان کله بستی. (۱۳۹۵). رتبه بندی عوامل مؤثر بر احتمال تقلّب مالی با توجه به گزارش حسابرسی صورت‌های مالی. پژوهش‌های تجربی حسابداری: ۶ (۲۱)، ۱-۱۷

فرج‌زاده دهکردی، حسن و لیلا آقایی. (۱۳۹۴). سیاست تقسیم سود و گزارشگری مالی متقلّبانه. مطالعات تجربی حسابداری مالی: ۱۳ (۴۵). ۹۷-۱۱۴.

کمیته تدوین استانداردهای حسابرسی. (۱۳۸۴). استاندارد حسابرسی ۲۴۰. مسئولیت حسابرس در ارتباط با تقلّب و اشتباه، بند ۴.

مصلح شیرازی، علی نقی، محمد، نمازی، علی، محمدی و احمد رجبی. (۱۳۹۲). تئوری چشم انداز و مدلسازی الگوی تصمیم‌گیری مدیران در بخش صنعت. چشم انداز مدیریت صنعتی: ۶ (۱۰) ۹-۳۳.

مظلومی، نادر، فریبا، لطیفی و هیوآ آسایی. (۱۳۸۶). بررسی رابطه ریسک‌پذیری مدیران با عملکرد سازمان‌ها در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. فصلنامه مطالعات مدیریت: ۱۴ (۵۶) ۷۱-۹۲.

مهرانی، کاوه و رضا حصارزاده. (۱۳۸۷). مروری بر تئوری‌ها و مدل‌های کشف تقلّب. دانش و پژوهش حسابداری، زمستان ۱۳۸۷: (۱۵) ۶-۱۱.

نمازی، محمد و فهیمه ابراهیمی. (۱۳۹۵). مدل و تعیین اولویت عوامل مؤثر بر قصدگزارش تقلّب‌های مالی توسط حسابداران. مطالعات تجربی حسابداری مالی، سال۱۲، شماره ۴۹، بهار ۱۳۹۵، ۲۸-۱.

وحیدی الیزی، ابراهیم و حامد حامدیان. (۱۳۸۸). برداشت حسابرسان ایران از کارایی علایم خطر در کشف گزارشگری مالی متقلّبانه. تحقیقات حسابداری، شماره ۳، پاییز ۱۳۸۸: ۱۹۷-۱۶۲.

Aflatooni, A. (2015). Statistical Analysis in Accounting and Financial Management by Eviews (Vol. 2). Tehran: Termeh. [In Persian]

Alden, M. E. , Bryan, D. M. , Lessley, B. J. , & Tripathy, A. (2012). Detection of financial statement fraud using evolutionary algorithms. Journal of Emerging Technologies in Accounting, 9 (1) , 71–94 .

Amani, F. A. , & Fadlalla, A. M. (2017). Data mining applications in accounting: A review of the literature and organizing framework. International Journal of Accounting Information Systems, 24, 32-58 .

Anandarajan, M. , & Anandarajan, A. (1999). A comparison of machine learning techniques with a qualitative response model for auditor's going concern reporting. Expert Systems with Applications, 16 (4) , 385–392 .

Antweiler, W, & Frank, M. (2004). Is All That Talk Just Noise? The Information Content of Internet Stock Message Boards. Journal of Finance, 59 (3) , 1259–1294.

Baum, C. F. (2006). An Introduction to Modern Econometrics Using Stata. College Station, Texas: Stata Press .

Breiman, L. (2001). Random Forests. Machine Learning, 45, 5-32 .

Brooks, C. (1971). Introductory Econometrics for Finance (A. Badri & A. Abdolbaghi, Trans. Vol. 1). Tehran: Nass. [In Persian]

Burges, C. J. C. (1998). A Tutorial on Support Vector Machines for Pattern Recognition. Data Mining and Knowledge Discovery, 2, 121-167.

Burns, N, & Kedia, S. (2006). The Impact of Performance-based Compensation on Misreporting. Journal of Financial Economics, 79 (1) , 35–67.

Cecchini, M. , H. Aytug, G. Koehler, & Pathak. , P. (2010). Making words work: Using financial text as a predictor of financial events. Decision Support Systems, 50 (1) , 164–175 .

Debreceny, R. S. , & Gray, G. L. (2010). Data mining journal entries for fraud detection: an exploratory study. International Journal of Accounting Information Systems, 11 (3) , 157–181 .

Dechow, P. , Ge, W. , Larson, C. , & Sloan, R. (2011). Predicting Material Accounting Misstatements. Contemporary Accounting Research, 28 (1) , 17-82 .

Edwards, W. (1955). The Prediction of Decisions among Bets. Journal of Experimental Psychology, 50 (3) , 201–214.

Elliott, R. K. , & Willingham, J. J. (1980). Management Fraud: Detection and Deterrence. In (35–46). New York: Petrocelli Books .

Etemadi, H. , & Zalaghi, H. (2013). Application of logistic regression in identifying fraudulent financial reporting. Journal of Audit Science, 13 (51) , 5-23. [In Persian]

Farajzadeh, H. , & Aghaei, L. (2015). Dividend policy and fraudulent financial reporting. Empirical Studies in Financial Accounting, 12 (45) , 97-114. [In Persian]

Fernandes, N, & Guedes, J. (2010). Keeping Up with The Joneses: A Model And A Test Of Collective Accounting Fraud. European Financial Management, 16 (1) , 72–93.

Fung, M. K. (2015). Cumulative Prospect Theory and Managerial Incentives for Fraudulent Financial Reporting. Contemporary Accounting Research, 32 (1) , 55–75 .

Goel, S. , & Gangolly, J. (2012). Beyond the numbers: mining the annual reports for hidden cues indicative of financial statement fraud. Intelligent Systems in Accounting, Finance and Management 19 (2) , 75–89 .

Greene, W. H. (2012). Econometric Analysys (Vol. 7): Prentice Hall .

Harbaugh, W. T, K. Krause, & Vesterlund, L. (2010). The Fourfold Pattern of Risk Attitudes in Choice and Pricing Tasks. The Economic Journal, 120 (545) , 595–611.

Harnad, S. (2006). The Annotation Game: On Turing (1950) on Computing, Machinery, and Intelligence. In Philosophical and Methodological Issues in the Quest for the Thinking Computer: Kluwer .

Hastie, T. , Tibshirani, R. , & Friedman, J. (2008). The Elements of Statistical Learning Data Mining, Inference, and Prediction (Vol. 2). Stanford, California: Springer .

Hribar, P. , Kravet, T. , & Wilson, R. (2014). A new measure of accounting quality. Review of Accounting Studies, 19, 506–538 .

Humphreys, S. , K. Moffit, M. Burns, J. Burgoon, & Felix, W. (2011). Identification of Fraudulent Financial Statements Using Linguistic Credibility Analysis. Decision Support Systems, 50 (3) , 585–594 .

Iran Audit Standards Committee. (2005). Auditing Standard Number 240: Auditor's Responsibility Regarding Fraud and Misconduct: Iranian Audit Organization. [In Persian]

Jackson, J. m. (2002). Data mining: a conceptual overview. Communications of the Association for Information Systems, 8 (1) , Article 19 .

Joachims, T. (1998). Text Categorization with Support Vector Machines: Learning with Many Relevant Features. Paper Presented at The European Conference On Machine Learning .

Kim, D. C. (1992). Risk Preferences in Participative Budgeting. The Accounting Review, 67 (2) , 303–318 .

Kim, Y. , & Vasarhelyi, M. A. (2012). A model to detect potentially fraudulent/abnormal wires of an insurance company: an unsupervised rule-based approach. Journal of Emerging Technologies in Accounting, 9 (1) , 95–110 .

Kochetova-kozloski, N. , Messier Jr. , W. F. , & Eilifsen, A. (2011). Improving auditors' fraud judgments using a frequency response mode. Contemporary Accounting Research, 28 (3) , 837-858 .

Kohavi, R. , & Provost, F. (1998). Glossary of Terms. Machine Learning, 30, 271–274 .

Li, F. (2010). The information content of forward-looking statements in corporate filings—a naïve Bayesian machine learning approach. Journal of Accounting Research, 48 (5) , 1049–1102 .

Lin, J. W. , Hwang, M. I. , & Becker, J. D. (2003). A fuzzy neural network for assessing the risk of fraudulent financial reporting. Managerial Auditing Journal, 18 (8) , 657–665 .

Liou, F. M. (2008). Fraudulent financial reporting detection and business failure prediction models: a comparison. Managerial Auditing Journal, 23 (7) , 650–662 .

Mazlumi, N. , Latifi, F. , & Aasaai, H. (2008). Risk Taking Behavior of CEO'S and Firm Performance (Companies Registered with Tehran Stock Exchange). Management Studies in Development and Evolution, 14 (56) , 71-92. [In Persian]

Mehrani, K. , & Hesarzadeh, R. (2008). A Review of theories and models of fraud detection. Accounting Knowledge and Research, winter (15) , 6-11 .[In Persian]

Moslehshirazi, A. , Namazi, M. , Mohammadi, A. , & Rajabi, A. (2013). Prospect Theory and Modeling Managers Decision Making in the Industrial Sector. Journal of Industrial Management Perspective, (10) , Summer, 9-33. [In Persian]

Namazi, M. , & Ebrahimi, F. (2016). Modeling and Identifying Effective Factors Affecting the Intention of Reporting Financial Fraudulent by Accountant. Empirical Studies in Financial Accounting, 13 (49) , 1-28. [In Persian]

O'Connor, J. P, R. L. Priem, J. E. Coombs, & Gilley, K. M. (2006). Do CEO Stock Options Prevent or Promote Fraudulent Financial Reporting? Academy Of Management Journal, 49 (3) , 483–500.

Perols, J. (2011). Financial statement fraud detection: an analysis of statistical and machine learning algorithms. Auditing: A Journal of Practice and Theory 30 (2) , 19-50 .

Pinello, A. S. (2008). Investors' Differential Reaction to Positive versus Negative Earnings Surprises. Contemporary Accounting Research, 25 (3) , 891–920.

Pourheydari, O. , & Bazrafshan, S. (2012). An Examination of the Usefulness of fraud detection Decision Aid in Assessment of Management Fraud Risk. Journal of Empirical Researches in Accounting, 1 (3) , 67-84. [In Persian]

Purda, L. , & Skillicorn, D. (2015). Accounting Variables, Deception, and a Bag of Words: Assessing the Tools of Fraud Detection. Contemporary Accounting Research, 32 (3) , 1193–1223 .

RahnamayRoodposhti, F. (2012). Data mining & Financial Fraud. Journal of Management Accounting and Auditing Knowledge, 1 (3) ,17-34. [In Persian]

Samuel, A. (1959). Some Studies in Machine Learning Using the Game of Checkers. IBM Journal of Research and Development, 3 (3) , 210 - 229 .

Tackett, J. A. (2013). Association rules for fraud detection. Journal of Corporate Accounting and Finance, 24 (4) , 15–22 .

Torugsa, N & Arundel, A. (2017). Rethinking the effect of risk aversion on the benefits of service innovations in public administration agencies. Research Policy, 46 (5) , 900-910 .

Tversky, A, & Kahneman, D. (1992). Advances in Prospect Theory: Cumulative Representation of Uncertainty. Journal of Risk and Uncertainty, 5 (4) , 297–323 .

Vahidi, E. , & Hamedian, H. (2009). Iranian auditors' perceptions of the effectiveness of risk signs in detecting fraudulent financial reporting. Accounting Researches, Fall (3) , 162-197 .[In Persian]

Von Neumann, J, & Morgenstern, O. (1944). Theory of Games and Economic Behavior. Princeton: Princeton University Press .

Yeh, T. H. , Deng, S. ,. (2012). Application of machine learning methods to cost estimation of product life cycle. International Journal of Computer Integrated Manufacturing 25 (4) , 340–352 .

ZareBahnamiri, M. , & Malekian, E. (2016). Ranking the Factors Affecting Financial Fraud Probability, According to Audited Financial Statements. Journal of Empirical Researches in Accounting, 6 (1) , 1-18. [In Persian]

پژوهش‌های تجربی حسابداری
سال نهم، شماره ۳۴، زمستان ۱۳۹۸، صص ۱۰۳ - ۱۲۲

# بررسی ارتباط بین سطح افشای اطلاعات کنترل داخلی و کیفیت سود

**علی ابراهیمی کردلر *، امید آخوندی ****

تاریخ دریافت: ۹۶/۰۷/۰۲
تاریخ پذیرش: ۹۶/۱۱/۰۷

## چکیده

هدف اصلی این پژوهش بررسی ارتباط بین سطح افشای اطلاعات کنترل داخلی و کیفیت سود شرکت‌ها می‌باشد. سود حسابداری یکی از مهمترین عناصر گزارشگری مالی است و از آنجایی‌که گزارش اطلاعات کنترل داخلی، باعث بهبود کیفیت گزارشگری مالی می شود، در بهبود کیفیت سود نیز تأثیرگذار می‌باشد. برای اندازه‌گیری افشا اطلاعات کنترل داخلی با پیروی از پژوهش‌های لنگ و دینگ (۲۰۱۱) و کوامه آقی منساح (۲۰۱۶) گزارش سالانه هر شرکت جهت محاسبه شاخص افشای اطلاعات کنترل داخلی بررسی شده است و برای اندازه گیری کیفیت سود از قدر مطلق اقلام تعهدی اختیاری استفاده شده است. با توجه به تصویب دستورالعمل کنترل داخلی بورس اوراق بهادار برای شرکت‌های بورسی و فرابورسی در سال ۱۳۹۱، شروع دوره پژوهش از سال ۱۳۹۲ می‌باشد. جامعه آماری این پژوهش شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۹۲ تا ۱۳۹۵ و حجم نمونه ۴۲۴ مشاهده (شرکت - سال) می‌باشد. نتایج حاصل از تجزیه و تحلیل داده‌ها نشان می‌دهد بین سطح افشای اطلاعات کنترل داخلی و کیفیت سود ارتباط مثبت (مستقیم) وجود دارد.

**واژه‌های کلیدی:** کنترل داخلی، کیفیت سود، افشا

**طبقه بندی موضوعی:** M41

---

DOI: 10.22051/jera.2018.17354.1798

* دانشیار حسابداری دانشگاه تهران، تهران، ایران، (نویسنده مسئول)، (aebrahimi@ut.ac.ir)
** دانشجوی دکتری حسابداری دانشگاه تهران، تهران، ایران، (omidakhoundi@yahoo.com)

**مقدمه**

در شـرکت‌های معروفی همچون انرون و ورلدکام، رسـوایی‌ها و تقلبات مالی اتفاق افتاد که از مهمترین دلایل آن، ضعف کنترل‌های داخلی و فقدان افشای اطلاعات مربوط بود. طبق نظر هیئت نظارت بر حسابداری شرکت‌ها[1]، کنترل‌های داخلی گزارشگری مالی فرایندی است که اطمینان معقول در خصـوص قابلیت اتکا گزارشـگری مالی فراهم می‌نماید (هیئت نظارت بر حسـابداری شـرکت‌ها، ۲۰۰۴). برقراری و اجرای اثربخش سـیسـتم کنترل داخلی می‌تواند از درسـتی و قابلیت اتکای اطلاعات مالی اطمینان‌دهی نماید. افشـای اطلاعات می‌تواند در بهبود مستمر کنترل داخلی با ارائه اطلاعات به استفاده‌کنندگان جهت تصمیم‌گیری نقش مهمی داشته باشـد (کوآمه آقی منسـاح، ۲۰۱۶). دامس (۲۰۰۴) بیان داشـت که گزارش اطلاعات کنترل داخلی، باعث بهبود کیفیت گزارشگری مالی می‌شود. حمایت از کنترل داخلی خوب منتهی به اطلاعات مالی قابل اتکا می‌شود. سود حسابداری یکی از مهمترین عناصر اطلاعات مالی است که اشـاره به توانایی شـرکت در تحقق خالص جریان نقد آتی دارد. کیفیت بالاتر سـود یک مولفه مهم در اطمینان از جریان نقد آتی شـرکت و کارکرد اثربخش بازار سـرمایه می‌باشـد (لنگ و لی، ۲۰۱۱). کیفیت سود با افشا اطلاعات کنترل داخلی ارتباط مثبت دارد (لنگ و لی، ۲۰۱۱؛ فنگ و همکاران، ۲۰۰۸؛ دویل و همکاران، ۲۰۰۵). لوبو و ژو (۲۰۰۶) با بررسـی اقلام تعهدی به عنوان معیاری از کیفیت سود در دوره قبل از تصویب الزامات قانون ساربنزآکسلی[2] و پس از تصویب آن، اشاره داشتند که میزان اقلام تعهدی اختیاری (به عنوان معیاری از کیفیت سود) پس از تصویب الزامات قانون ساربنزآکسلی کاهش یافته است.

در ایران منشـور فعالیت حسـابرسـی داخلی شـرکت‌های بورسـی و فرابورسـی در تاریخ ۱۳۹۱/۱۱/۲۳ به تصـویب هیئت مدیره سـازمان بورس و اوراق بهادار رسـید و لازم اجرا شـد (بورس اوراق بهادار، ۱۳۹۱). وجود الزام به گزارش درباره کنترل داخلی را می‌توان مولفه‌ای تأثیرگذار در جهت افشا بیشتر اطلاعات کنترل داخلی تلقی نمود. این پژوهش اطلاعاتی مرجع برای ذینفعان و همچنین قانون‌گذاران جهت کمک در بهبود گزارشـات مالی فراهم می‌کند و از الزامات مربوط به دسـتورالعمل کنترل‌های داخلی حمایت می‌کند. با توجه به اینکه در ایران تاکنون پژوهشی به بررسی ارتباط بین افشا اطلاعات کنترل داخلی وکیفیت سود شرکت‌های

پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران نپرداخته است، لذا هدف این پژوهش، از میان بردن این خلاء در ادبیات می‌باشد.

در ادامه پیشینه نظری و تجربی و همچنین فرضیه پژوهش ارائه شده است. سپس نتایج آزمون فرضیه و در پایان نتیجه‌گیری و پیشنهادهای کاربردی و آتی ارائه شده است.

## پیشینه پژوهش

### مبانی نظری

در سال ۱۹۷۸ کمیسیون کوهن[۳] (کمیسون مسئولیت حسابرسان) مدیریت را ملزم به ارزیابی سیستم کنترل داخلی کرد. کنترل داخلی اثربخش می‌تواند به سازمان جهت دستیابی به اهداف کمک کند و از به هدر رفتن منابع جلوگیری نماید (کوامه آقی منساح، ۲۰۱۶). هدف اصلی گزارشات مالی، ارائه اطلاعاتی است که برای استفاده‌کنندگان در تصمیم‌گیری‌های اقتصادی مفید باشد. سهامداران فعلی و بالقوه از گزارشات سالانه شرکت‌ها جهت ارزیابی توان سرمایه‌گذاری سهام شرکت، اعتباردهندگان جهت ارزیابی اعتبار و نقدینگی شرکت و دولت جهت مدیریت قوانینِ شرکت استفاده می‌کنند. یکی از جنبه‌های مهم در ارائه اطلاعات کامل و قابل اتکا، این است که ایجاد مجموعه‌ای از کنترل‌های داخلی به طور جدی توسط جامعه حرفه‌ای مورد توجه قرار گیرد (ایلیوت و ایلیوت، ۲۰۱۳). دو تئوری نمایندگی و علامت‌دهی جهت توضیح افشای اطلاعات در گزارشات شرکت‌ها بیان شده است (کوامه آقی منساح، ۲۰۱۶). مطابق با تئوری نمایندگی (جنسن و مکلینگ، ۱۹۷۶؛ فاما و جنسن، ۱۹۸۳ به نقل از کوامه آقی منساح، ۲۰۱۶)، شرکت با هزینه‌های بالای نمایندگی از طریق افزایش میزان افشای داوطلبانه اطلاعات جهت کاهش چنین هزینه‌هایی تلاش می‌کنند. مدیران با آگاهی از اینکه سهامداران به دنبال کنترل رفتارشان از طریق فعالیت‌های نظارتی هستند، به افشای داوطلبانه اطلاعات خاص جهت متقاعد کردنِ سهامداران به اقدامات بهینه‌شان می‌پردازند. میتون (۲۰۰۲) اشاره داشت که تحت تئوری علامت‌دهی گزارشات مالی، ناشی از تمایل مدیران به افشای عملکرد برترشان است (بیش‌نمایی عملکرد)، به نحوی که عملکرد خوب، تقویت‌کننده شهرت و موقعیت مدیریت در بازار می شود و گزارشگری مناسب که شامل افشای اطلاعات کنترل داخلی باشد، به عنوان یکی از جنبه‌های عملکرد مناسب محسوب می شود. یکی از معیارهای

سنجش عملکرد، سود حسابداری می‌باشد (دچو و همکاران، ۱۹۹۸؛ لیو و همکاران، ۲۰۰۲؛ دچو، ۱۹۹۴ به نقل از دچو و دیچو، ۲۰۰۲). پژوهش‌های پیشین در حوزه کیفیت سود به طور غالب در ارتباط با کیفیت اقلام تعهدی می‌باشند (دچو و شرند، ۲۰۰۴؛ هوکان، ویلکینس، ۲۰۰۵؛ بدراد، ۲۰۰۶؛ دو یل و همکاران، ۲۰۰۷). اقلام تعهدی به عنوان تفاوت بین سود حسابداری و جریان وجه نقد تعریف شده است. فرض می‌شود که جریان وجه نقد، اصلی‌ترین عنصری است که سرمایه‌گذاران به آن ارزش می‌دهند و با توجه به آن، کیفیت اقلام تعهدی مرتبط با سود حسابداری را شنا سایی می‌کنند. در واقع می‌توان برای سرمایه‌گذاران، کیفیت اقلام تعهدی را درجه نزدیکی سود شرکت با میزان جریان‌های نقدی ایجاد شده تعریف کرد. بنابراین کیفیت اقلام تعهدی ضعیف این درجه نزدیکی را کاهش می‌دهند و باعث می شود که ریسک سرمایه‌گذار در ارتباط با تصمیم‌گیری در مورد شرکت افزایش یابد (فرانسیس، ۲۰۰۵ به نقل از علوی طبری و همکاران، ۱۳۸۸). اقلام تعهدی به دو دلیل می‌تواند دارای کیفیت پایینی باشد: ۱) مدیریت، تعمداً اقلام تعهدی را دستکاری می‌نماید و ۲) اشتباهات غیرعمدی در تخمین اقلام تعهدی می‌تواند به خاطر عدم اطمینان در پیش‌بینی تخمین‌های آتی رخ دهد و همچنین، کنترل‌های ناکافی برای جلوگیری از/کشف خطاها وجود داشته باشد (دویل و همکاران، ۲۰۰۷). محیط کنترل داخلی اثر بخش باعث بهبود کیفیت سود به وا سطه جلوگیری از/کشف خطاها می‌شود (آشباق و همکاران، ۲۰۰۸). یافته‌های برخی از پژوهش‌های اخیر با توجه به الزامات قانون ساربنزآکسلی، بیانگر این مطلب است که افشا نقاط ضعف کنترل داخلی با کیفیتِ پایین‌تر سود در ارتباط است (چن و همکاران، ۲۰۰۸؛ دویل و همکاران، ۲۰۰۷) و هنگامی که این نقاط ضعف برطرف می شوند، کیفیت سود بهبود می‌یابد (آ شباق و همکاران، ۲۰۰۸؛ بدراد و همکاران، ۲۰۱۲). شرکت‌هایی با کیفیت مناسب سود، افشا اطلاعاتِ کنترل داخلی خود همراه با جزئیات را انتخاب می‌نمایند، تا خود را از شرکت‌هایی با کیفیت کمتر سود در جهت جذبِ سرمایه متمایز نمایند (لنگ و لی، ۲۰۱۱).

## پیشینه تجربی

لنگ و لی (۲۰۱۱) به بررسی ارتباط بین افشا اطلاعات کنترل داخلی و کیفیت سود پرداختند. نمونه آن‌ها شامل ۱۲۷۳ شرکت بورس کشور چین برای سال ۲۰۱۰ بود. یافته‌های تحقیق آن‌ها بیانگر وجود ارتباط مثبت بین کیفیت سود و افشا اطلاعات کنترل داخلی می‌باشد.

در ادامه به پژوهش‌های انجام گرفته در حوزه کنترل داخلی و کیفیت سود در نگاره (۱) اشاره شده است.

***نگاره (۱): خلاصه مهمترین پژوهش‌های انجام شده در زمینه کنترل‌های داخلی و کیفیت سود***

| محقق (سال) | موضوع | یافته‌های پژوهش |
|---|---|---|
| پژوهش‌های داخلی | | |
| حاجیها و محمد حسین‌نژاد (۱۳۹۴) | عوامل تأثیرگذار بر نقاط ضعف با اهمیت کنترل داخلی | نتایج نشان می‌دهد که بین لگاریتم قیمت سهام در تعداد سهام، نسبت موجودی کالا به جمع کل دارایی و زیان با نقاط ضعف بااهمیت کنترل داخلی رابطه مثبتِ معنی‌داری وجود دارد و بین تسعیر نرخ ارز، رشد درآمد، ارزش بازار بر ارزش دفتری، نسبت بدهی به دارایی رابطه معناداری با نقاط ضعف بااهمیت کنترل داخلی وجود ندارد. |
| ثقفی و همکاران (۱۳۹۴) | رابطه کیفیت سود و عدم تقارن اطلاعاتی | نتایج این تحقیق نشان می‌دهد عدم تقارن اطلاعاتی شرکت‌های با کیفیت سود پایین و شرکت‌های با کیفیت سود بالا، دارای تفاوت معنی‌دار نیستند. همچنین عدم تقارن اطلاعاتی در دوره پس از اعلام سود نسبت به دوره قبل از آن، افزایش یافته است. |
| جلالی مجیدی و همکاران (۱۳۹۶) | اثر شاخص‌های کنترل داخلی و شاخص افشای اطلاعات بر عملکرد شرکت | نتایج نشان می‌دهد که بین عملکرد مالی و افشای اطلاعات و کنترل داخلی رابطه معناداری وجود دارد. |
| عباسی و بذرافشان (۱۳۹۶) | بررسی رابطهٔ کیفیت سود، افشای داوطلبانه و رفتارنامتقارن اطلاعاتی با هزینه حقوق صاحبان سهام | نتایج پژوهش نشان داد بین کیفیت سود و افشای داوطلبانه با هزینه حقوق صاحبان سهام رابطهٔ منفی و معناداری وجود دارد. همچنین بین رفتارنامتقارن اطلاعات و هزینه حقوق صاحبان سهام رابطهٔ مثبت و معناداری حاکم است و رفتارنامتقارن اطلاعات موجب افزایش هزینه حقوق صاحبان سهام می‌شود. |
| فخاری و کبیری (۱۳۹۷) | بررسی اثر تعدیل کنندگی گزارش حسابرسی بر ارتباط افشای ضعف کنترل داخلی و عدم تقارن اطلاعاتی | یافته‌های پژوهش حاکی از این است که بین گزارش افشای ضعف کنترل داخلی و عدم تقارن اطلاعاتی درشرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران ارتباط معنا داری وجود دارد وهمچنین گزارش حسابرسی نقش تعدیل کننده |

| محقق (سال) | موضوع | یافته‌های پژوهش |
|---|---|---|
| | | ای بر ارتباط بین افشا ضعف کنترل‌های داخلی و عدم تقارن اطلاعاتی شرکت هادارد. |
| پژوهش‌های خارجی | | |
| دویل و همکاران (۲۰۰۷) | کیفیت اقلام تعهدی و کنترل داخلی گزارشگری مالی | نتایج نشان می‌دهد که بین ضعف‌های کنترل داخلی با کیفیت سود پایین‌تر در ارتباط است و از عوامل این ارتباط افشا ضعف‌های کنترل داخلی است به نحوی که در دوره-های بعد با بهبود نقاط ضعف کنترل داخلی، کیفیت سود بهبود یافته است. |
| براون و همکاران (۲۰۱۳) | تأثیر کنترل داخلی و قوانین مدیریت ریسک بر کیفیت سود؛ شواهدی از آلمان | یافته‌ها بیانگر این است که شرکت‌های آلمانی افزایش در شناخت به موقع زیان و کاهش در هموارسازی سود را پس از تصویب قانون KTG تجربه نمودند. همچنین شواهدی از کاهش در رفتار اجتناب از سود، مشاهده گردید. |
| بینگ (۲۰۱۶) | کیفیت افشا اطلاعات کنترل داخلی، هزینه نمایندگی، مدیریت سود: بر مبنای داده‌های تجربی ۲۰۱۱ تا ۲۰۱۳ | شواهد نشان می‌دهد که افشا اطلاعات کنترل دلخلی می-تواند بر مدیریت سود به واسطه هزینه نمایندگی تأثیر بگذارد و بهبود افشا اطلاعات کنترل دلخلی می‌تواند به صورت اثربخش باعث کاهش هزینه نمایندگی و متعاقبا مدیریت سود گردد. |
| چن (۲۰۱۶) | کنترل داخلی، چرخه عمر و کیفیت سود | شواهد نشان می‌دهد که کیفیت کنترل داخلی می‌تواند به نحو اثربخشی از مدیریت سود اقلام تعهدی جلوگیری نماید. و این ارتباط بین کیفیت کنترل داخلی و کیفیت سود حسابداری در مراحل چرخه عمر متفاوت است |
| ژی و همکاران (۲۰۱۷) | افشا اختیاری ضعف‌های کنترل داخلی و کیفیت سود: شواهدی از چین | نتایج نشان می‌دهد که کیفیت سود دارای ارتباط معناداری با افشا اختیاری ضعف‌های کنترل داخلی می‌باشد. همچنین ضعف‌های کنترل داخلی ناشی از حسابداری و غیر حسابداری بر کیفیت سود تأثیر دارد. |

با توجه به پیشنه نظری و تجربی پژوهش، فرضیه زیر آزمون می‌شود:

فرضیه: بین افشا اطلاعات کنترل داخلی و کیفیت سود ارتباط مثبت معناداری وجود دارد.

## روش‌شناسی پژوهش

از آنجایی که هدف اصلی این پژوهش بررسی ارتباط بین سطح افشای اطلاعات کنترل داخلی و کیفیت سود می‌با شد، لذا این پژوهش از نظر ماهیت از نوع تو صیفی- همبستگی، از لحاظ طرح پژوهش پس رویدادی (نیمه تجربی)، از لحاظ هدف کاربردی و از لحاظ ساختار داده‌ها از نوع ترکیبی می‌باشد. با توجه به تصویب دستورالعمل کنترل داخلی بورس اوراق بهادار برای شرکت‌های بور سی و فرابور سی در سال ۱۳۹۱، لذا شروع دوره پژوهش از سال ۱۳۹۲ می‌باشد. جامعه آماری این پژوهش شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۹۲ تا ۱۳۹۵ می‌باشد. برای انتخاب نمونه آماری از روش غربال‌گری استفاده شده است. با توجه به معیارهای زیر حجم نمونه نهایی ۱۰۶ شرکت برای ۴ سال (۴۲۴ شرکت- سال) می‌باشد:

- با توجه به اطلاعات مورد نیاز از سال ۱۳۹۲، شرکت‌هایی که حداکثر تا پایان اسفند ماه سال ۱۳۹۱ در بورس و اوراق بهادار تهران پذیرفته شده‌اند و نام آن‌ها تا پایان سال ۱۳۹۵ از فهرست شرکت‌های یاد شده، حذف نشده باشد.
- به منظور افزایش قابلیت مقایسه شرکت‌های مورد بررسی، دوره مالی آن‌ها باید منتهی به ۲۹ اسفند ماه باشد و در دوره مورد مطالعه تغییر دوره مالی نداشته باشند.
- جزء شرکت‌های واسطه‌گری مالی (سرمایه‌گذاری، هلدینگ، لیزینگ و بانک‌ها و بیمه‌ها) به دلیل متفاوت بودن عملکرد آن‌ها، نباشند.

برای گردآوری داده‌های اطلاعات شرکت‌های نمونه، از نرم‌افزار ره‌آورد نوین و گزارشات سایت کدال سازمان بورس (گزارش فعالیت هیات مدیره، گزارش کنترل داخلی و صورت‌های مالی حسابرسی شده) استفاده شده و برای تحلیل آماری از نرم افراز ایویوز استفاده شده است.

## مدل و متغیرهای پژوهش

در این پژوهش از مدل رگر سیون خطی چندگانه زیر برای برر سی ارتباط بین سطح افشای اطلاعات کنترل داخلی و کیفیت سود استفاده شده است:

$$DAC = \beta_0 + \beta_1 ICD + \beta_2 INS\ Own + \beta_3 Audit + \beta_4 Size + \beta_5 Lev + \beta_6 Loss + \beta_7 Performance + \beta_8 Sale\ Volatility + \beta_9 Sale\ Growth + \varepsilon.$$

**متغیر وابسته**

به منظور اندازه‌گیری کیفیت سود مطابق پژوهش‌های پیشین (آبودی و همکاران، ۲۰۰۵؛ فرانسیس و همکاران، ۲۰۰۸؛ باکستر و کوتر، ۲۰۰۹) از قدر مطلق اقلام تعهدی اختیاری استفاده می شود. کمتر بودن قدر مطلق اقلام تعهدی اختیاری نشانگر کیفیت سود بالاتر است (باکستر و کوتر، ۲۰۰۹). در ادامه برای محاسبه اقلام تعهدی اختیاری از "مدل جونز تعدیل شده" به شرح زیر استفاده شده است (دچو و همکاران، ۱۹۹۵):

$$TA_{i,t} = a_1\left(\frac{1}{A_{i,t-1}}\right) + a_2\left(\frac{\Delta REV_{i,t}}{A_{i,t-1}}\right) + a_3\left(\frac{PPE_{i,t}}{A_{i,t-1}}\right) + \varepsilon_{i,t}$$

در این رابطه:

$TA_{i,t}$ کل اقلام تعهدی در سال t برای شرکت i که از تفاوت سود خالص و جریانات نقدی عملیاتی محاسبه شده است. $\Delta REV$ تغییرات فروش سال جاری نسبت به سال قبل شرکت i، $PPE_{i,t}$ مبلغ ناخالص دارایی ثابت در سال t برای شرکت i، $A_{i,t-1}$ کل دارایی‌ها در پایان سال مالی قبل و $a_3, a_2, a_1$ ضرایب مدل جونز و $\varepsilon_{i,t}$ جز خطا می‌باشد. دوره برآورد ضرایب $a_3, a_2, a_1$ سال‌های ۱۳۸۳ تا ۱۳۹۰ بوده که پس از تخمین ضرایب مزبور، اقلام تعهدی غیر اختیاری (NDAC) در دوره رویداد (۱۳۹۲ تا ۱۳۹۵) طبق معادله زیر محاسبه شده است:

$$NDAC_{i,t} = a_1\left(\frac{1}{A_{i,t-1}}\right) + a_2\left(\frac{\Delta REV_{i,t} - \Delta REC_{i,t}}{A_{i,t-1}}\right) + a_3\left(\frac{PPE_{i,t}}{A_{i,t-1}}\right)$$

که در این مدل $\Delta REC$ تغییرات حساب‌های دریافتنی سال جاری نسبت به سال قبل می‌باشد. در نهایت حجم اقلام تعهدی اختیاری (DAC) به طریق زیر محاسبه می‌شود:

$$DAC_{i,t} = TA_{i,t} - NDAC_{i,t}$$

**متغیر مستقل**

در این پژوهش متغیر مستقل، شاخص افشای اطلاعات کنترل داخلی می‌باشد و از ۱۲ قلم تشکیل شده است (لنگ و دینگ، ۲۰۱۱؛ کوامه آقی منساح، ۲۰۱۶) که در نگاره (۲) شرح داده شده‌اند. هر گزارش سالانه هر شرکت (گزارش فعالیت هیات مدیره، گزارش کنترل داخلی و صورت‌های مالی حسابرسی شده) جهت محاسبه شاخص افشای اطلاعات کنترل

داخلی بررسی شده است که در نهایت بر مبنای فرمول شاخص افشای اطلاعات کنترل داخلی برای هر شرکت در هر سال محاسبه می‌شود:

$$\text{شاخص افشا} = \frac{\text{افشای واقعی}}{\text{کل افشای ممکنه}} = \frac{\sum_{i=1}^{m} d_i}{\sum_{i=1}^{n} d_i}$$

که $d_i$ : در صورتی که قلم مربوطه افشا شود برابر با ۱ و در غیر این صورت برابر با ۰ است.

$m$ : تعداد اقلام افشا شده و $n$: حداکثر تعداد اقلام افشا ممکن (۱۲ قلم).

چنانچه در مجموعه گزار شات هر شرکت، به هر کدام از اقلام ۱۲ گانه در نگاره زیر ا شاره شده باشد، دلالت بر افشای آن قلم خاص از طرف شرکت دارد که به آن نمره یک در غیر این صورت نمره صفر می‌دهیم.

***نگاره (۲): چک‌لیست ارزیابی سطح افشای اطلاعات کنترل داخلی***

| قلم مربوطه | محتوا | نمره |
|---|---|---|
| محیط داخلی | ساختار راهبری شرکتی؛ سیاست‌های منابع انسانی؛ فرهنگ شرکتی | ۰ یا ۱ |
| ارزیابی ریسک | شناسایی ریسک داخلی و خارجی؛ تحلیل ریسک؛ واکنش به ریسک | ۰ یا ۱ |
| فعالیت‌های کنترلی | فعالیت‌های کنترلی براساس ارزیابی ریسک | ۰ یا ۱ |
| ارتباطات و اطلاعات | ایجاد سیستم اطلاعات و ارتباطات | ۰ یا ۱ |
| نظارت داخلی | نظارت داخلی از طریق بخش حسابرسی داخلی | ۰ یا ۱ |
| ضعف‌های کنترل داخلی | نواقص یا اقلام غیرعادی در کنترل داخلی و رویه‌های بهبود | ۰ یا ۱ |
| ارزیابی داخلی | ارزیابی انجام گرفته توسط هیات‌مدیره | ۰ یا ۱ |
| ارزیابی خارجی | ارزیابی حسابرس مستقل | ۰ یا ۱ |

## متغیرهای کنترلی

از متغیرهای زیر برای کنترل عوامل متفاوت تأثیرگذار بر کیفیت سود استفاده می‌نماییم.

اندازه شرکت (SIZE): برای اندازه‌گیری، از لگاریتم مجموع دارایی استفاده شده است. در ادبیات اشاره شده است که کیفیت اقلام تعهدی با اندازه شرکت ارتباط مثبت دارد، زیرا شرکت‌های بزرگ ثبات بیشتری دارند و عملکرد آن‌ها قابلیت پیش‌بینی بیشتری دارد (دچو و دچیو، ۲۰۰۲) واطلاعات مالی از کیفیت بهتری برخوردار است (وند پل و وانسترلن، ۲۰۱۱)

اهرم مالی (LEV): برای اندازه‌گیری از نسبت کل بدهی‌ها به کل دارایی‌ها استفاده شده است. شرکت‌های با اهرم بالاتر انگیزه بیشتری برای مدیریت اقلام تعهدی در جهت جلوگیری از نقض قرارداد دارند (دی فاند و جیامبالو، ۱۹۹۴؛ بکر، ۱۹۹۸، به نقل از وند پل و وانسترلن، ۲۰۱۱)

عملکرد (Performance): برای اندازه‌گیری عملکرد، جریان نقد عملیاتی تقسیم بر جمع کل دارایی‌ها استفاده شده است. یانگ (۱۹۹۹) و دچو و همکاران (۱۹۹۵) به نقل از وند پل و وانسترلن (۲۰۱۱) اشاره داشتند که اقلام تعهدی اختیاری منفی (مثبت) با جریان نقد عملیاتی مثبت (منفی) غیرعادی ارتباط دارد.

هریبر و نیکولس (۲۰۰۷) و وند پل و وانسترلن (۲۰۱۱) اشاره داشتند که کنترل تفاوتِ بین عملکرد شرکت‌ها به خاطر نوسان طبیعی اقلام تعهدی‌شان، باعث کاهش در سویه بالقوه در اندازه گیری قدرمطلق اقلام تعهدی می‌شود. آن‌ها به سه متغیر زیر برای کنترل عملیات اشاره داشتند.

نوسان فروش (Sale Volatility): برای اندازه‌گیری آن، از انحراف استاندارد تغییر در فروش تقسیم بر میانگین فروش پنج سال قبل استفاده شده است.

زیانده بودن (Loss): برای اندازه‌گیری، اگر شرکت در سال جاری زیانده باشد برابر ۱ در غیر این صورت صفر.

رشد فروش (Sales Growth): برای اندازه‌گیری آن، از درصد تغییرات فروش سالانه شرکت استفاده شده است.

مالکیت نهادی (INS Own): فن و ونگ (۲۰۰۲) و وند پل و وانسترلن (۲۰۱۱) اشاره داشتند که سهامداران نهادی نیز بر کیفیت سود تأثیرگذار هستند. برای اندازه‌گیری، مجموع درصد سهام شرکت که متعلق به بانک‌ها، بیمه‌ها، نهادهای مالی، شرکت‌های هلدینگ، سازمان‌ها و نهادهای دولتی می‌باشد، استفاده شده است (آقایی و چالاکی، ۱۳۸۸).

اندازه حسابرس (Audit): پژوهش‌های پیشین اشاره داشتند که موسسات حسابرسی دارای صاحبکاران متفاوتی هستند و کیفیت اطلاعات مالی بین موسسات حسابرسی بزرگ با موسسات حسابرسی کوچک تفاوت دارد (بکر و همکاران، ۱۹۹۸؛ فرانسیس و همکاران،

۱۹۹۹؛ آ شباق و همکاران، ۲۰۰۳ به نقل از آ شباق و همکاران، ۲۰۰۸). برای اندازه گیری، اگر شرکت توسط سازمان حسابرسی مورد رسیدگی قرار گرفته باشد عدد ۱ در غیر این صورت صفر را می‌پذیرد. (سجادی و همکاران، ۱۳۹۲).

## آماره‌های توصیفی

در نگاره (۳) ترکیب نمونه آماری پژوهش به تفکیک صنایع ارائه شده است. در این پژوهش در مجموع ۴۲۴ مشاهده (شرکت - سال) از ده صنعت بورسی به عنوان نمونه انتخاب شده که در بین صنایع مزبور، خودرو و قطعات (۸۴ مشاهده) دارای بیشترین حجم نمونه و استخراج کانه‌های فلزی (۱۶ مشاهده) دارای کمترین حجم نمونه می‌باشند.

***نگاره (۳): ترکیب نمونه آماری بر مبنای نوع صنعت***

| نام صنعت | تعداد مشاهدات | درصد |
|---|---|---|
| خودرو و قطعات | ۸۴ | ۲۰٪ |
| دارویی | ۶۴ | ۱۵٪ |
| فلزات اساسی | ۴۸ | ۱۱٪ |
| غذایی بجز قند وشکر | ۴۴ | ۱۰٪ |
| شیمیایی | ۴۸ | ۱۱٪ |
| استخراج کانه‌های فلزی | ۱۶ | ۴٪ |
| کاشی و سرامیک | ۲۴ | ۶٪ |
| کانی غیر فلزی | ۳۲ | ۸٪ |
| ماشین آلات و تجهیزات | ۲۰ | ۵٪ |
| سیمان، آهک و گچ | ۴۴ | ۱۰٪ |
| جمع کل | ۴۲۴ | ۱۰۰٪ |

در نگاره (۴) آمار توصیفی متغیرهای پژوهش شامل میانگین، میانه، انحراف معیار، کمینه و بیشینه طی دوره آزمون (سال‌های ۱۳۹۲-۱۳۹۵) ارائه شده است. همانطور که از نگاره (۴) استنباط می‌شود، میانگین، میانه، بیشینه، کمینه و انحراف معیار کیفیت سود (اقلام تعهدی اختیاری) شرکت‌ها به ترتیب برابر است با ۰/۱۵۲، ۰/۱۰۳، ۰/۹۴۱، ۰/۰۰۱ و ۰/۱۶۲ می‌باشد. از آنجایی که میانه کیفیت سود (اقلام تعهدی اختیاری) کمتر از میانگین آن می‌باشد، توزیع کیفیت سود (اقلام تعهدی اختیاری) در بین نمونه آماری چوله به راست است. در این حالت

مشـــاهدات کوچکتر از نما (مد) تنوع عددی کمی دارند ولی فراوانی‌های بزرگی دارند ولی مشاهدات بزرگتر از نما تنوع عددی زیادی دارند ولی فراوانی‌هایشان کوچک است. در مورد کنترل داخلی میانگین، میانه، بیشـــینه، کمینه و انحراف معیار به ترتیب برابر اســـت با ۰/۷۰۹، ۰/۸۳۰، ۰/۹۲۰، ۰/۱۷۰ و ۰/۲۲۶ می‌باشد.

***نگاره (۴): آمار توصیفی متغیرهای پژوهش***

| شرح متغیرها | | میانگین | میانه | بیشینه | کمینه | انحراف استاندارد |
|---|---|---|---|---|---|---|
| اقلام تعهدی اختیاری | DAC | ۰/۱۵۲ | ۰/۱۰۳ | ۰/۹۴۱ | ۰/۰۰۱ | ۰/۱۶۲ |
| کنترل داخلی | Internal Control | ۰/۷۰۹ | ۰/۸۳۰ | ۰/۹۲۰ | ۰/۱۷۰ | ۰/۲۲۶ |
| سهامدار نهادی | INS Own | ۰/۳۵۹ | ۰/۲۹ | ۰/۹۸۰ | ۰/۰۰۰ | ۰/۳۰۸ |
| اندازه شرکت | Size | ۶/۲۷۹ | ۶/۱۹۰ | ۸/۳۲۰ | ۴/۵۷۰ | ۰/۶۷۷ |
| اهرم مالی | Lev | ۱/۹۶۱ | ۱/۶۱۰ | ۹/۵۱۰ | ۰/۴۵۰ | ۱/۲۵۷ |
| عملکرد | Performance | ۰/۱۰۹ | ۰/۱۰۰ | ۰/۶۴۰ | -۰/۳۴۰ | ۰/۱۳۰ |
| نوسان فروش | Sale Volatility | ۰/۲۲۶ | ۰/۱۸۰ | ۰/۹۴۰ | ۰/۰۳۰ | ۰/۱۶۲ |
| رشد فروش | Sale Growth | ۰/۱۵۵ | ۰/۰۹۵ | ۳/۶۳۰ | -۰/۹۳۰ | ۰/۴۸۳ |

همانطور که در نگاره (۵) بیان شده، از مجموع ۴۲۴ مشاهده، ۲۳٪ توسط سازمان حسابرسی مورد حسابرسی قرار گرفته‌اند (۹۹ مشاهده) و ۷۷٪ توسط سایر موسسات حسابرسی مورد حسابرسی قرار گرفتند (۳۲۵ مشاهده)، همچنین ۱۹٪ مشاهدات زیانده بودند (۸۲ مشاهده) و ۸۱٪ آن‌ها سودده بودند (۳۴۲ مشاهده).

***نگاره (۵): آماره‌های توصیفی متغیرهای مجازی***

| شـــــرح | حسابرس (Audit) | | زیانده بودن (Loss) | |
|---|---|---|---|---|
| | تعداد | درصد | تعداد | درصد |
| مقدار یک | ۹۹ | ۴۰۲۳ | ۸۲ | ۴۰۱۹ |
| مقدار صفر | ۳۲۵ | ۶۰۷۶ | ۳۴۲ | ۶۰۸۰ |
| کل مشاهدات | ۴۲۴ | ۱۰۰ | ۴۲۴ | ۱۰۰ |

## نتایج حاصل از برازش مدل رگرسیونی

در این پژوهش ارتباط بین افشا اطلاعات کنترل داخلی و کیفیت سود شرکت‌ها بررسی شده است. برای این منظور، علاوه بر متغیر افشا اطلاعات کنترل داخلی، ارتباط سایر متغیرهای کنترلی مانند سهامدار نهادی، حسابرس، اندازه شرکت، اهرم مالی، زیانده بودن، عملکرد، نوسان فروش، رشد فروش با کیفیت سود آزمون شده است. برای آزمون فرضیه‌ها تعداد ۴۲۴ شرکت - سال طی سال‌های ۱۳۹۲ تا ۱۳۹۵ در نظر گرفته شده‌اند. در این راستا نخست در نگاره (۶) ضریب همبستگی متغیر وابسته با متغیرهای مستقل و کنترل به همراه سطح معناداری به تفکیک ارائه شده است. متغیر کیفیت سود (اقلام تعهدی اختیاری) با متغیرهای افشا اطلاعات کنترل داخلی، سهامداران نهادی، و اندازه شرکت همبستگی مثبت (منفی) و با متغیرهای اندازه حسابرس، زیانده بودن و نوسان فروش همبستگی منفی (مثبت) معنی‌داری دارد.

***نگاره (۶): ضریب همبستگی***

| نام متغیر | | اقلام تعهدی اختیاری (DAC) | |
|---|---|---|---|
| | | ضریب همبستگی | سطح معناداری |
| افشا کنترل داخلی | Internal control | -۰/۰۸۰ | ۰/۰۹۸ |
| سهامدار نهادی | INS Own | -۰/۲۰۶ | ۰/۰۰۰ |
| حسابرس | Audit | ۰/۱۰۶ | ۰/۰۲۸ |
| اندازه شرکت | Size | -۰/۱۳۵ | ۰/۰۰۵ |
| اهرم مالی | Lev | -۰/۰۴۷ | ۰/۳۳۴ |
| زیانده بودن | Loss | ۰/۱۴۴ | ۰/۰۰۲ |
| عملکرد | Performance | ۰/۰۲۱ | ۰/۶۵۸ |
| نوسان فروش | Sale Volatility | ۰/۱۲۱ | ۰/۰۱۲ |
| رشد فروش | Sale Growth | ۰/۰۳۸ | ۰/۴۲۵ |

در نگاره (۷) نتایج حاصل از برازش مدل رگرسیونی پژوهش ارائه شده است. مقدار آماره اف فیشر بیانگر معنی‌داری مدل‌های رگرسیونی است. آماره دوربین-واتسون مدل (بین ۱/۵ تا ۲/۵) بیانگر عدم خودهمبستگی سریالی بین پسماندهای مدل است که وضعیت مناسبی را نشان می‌دهد. لذا با توجه به برقراری فروض کلاسیک رگرسیون و نیز معناداری کل مدل‌های رگرسیونی برازش، می‌توان فرضیه پژوهش را مورد بررسی قرار داد.

پس از آزمون مفروضات رگرسیون و اطمینان از برقراری آن‌ها، نتایج حاصل از برازش معادله رگرسیون فوق در نگاره (۶) ارائه شده است. مقدار آماره F (۵/۹۴۳) نیز حاکی از معناداری کل مدل رگر سیون می‌با شد. ضریب تعیین و ضریب تعیین تعدیل شده مدل فوق به ترتیب عبارتند از ۶۸ درصد و ۵۸ درصد. بنابراین، می‌توان نتیجه گرفت که در معادله رگرسیونی مزبور، تنها حدود ۵۸ درصد از کیفیت سود شرکت‌های مورد بررسی توسط متغیرهای مستقل و کنترل مزبور تبیین می‌شوند. در این نگاره اعداد مثبت (منفی) در ستون قدار ضریب، نشان دهنده میزان تأثیر مستقیم (معکوس) هر یک از متغیرها بر کیفیت سود شرکت‌ها است.

***نگاره (۷): نتایج برازش مدل رگرسیونی پژوهش***

$$DAC = \beta_0 + \beta_1 ICD + \beta_2 INS\ Own + \beta_3 Audit + \beta_4 Size + \beta_5 Lev + \beta_6 Loss + \beta_7 Performance + \beta_8 Sale\ Volatility + \beta_9 Sale\ Growth + \varepsilon$$

| نام متغیر | | ضریب متغیر | مقدار ضریب | انحراف معیار | آماره t | سطح معنی داری |
|---|---|---|---|---|---|---|
| عدد ثابت | | $\beta_0$ | ۱/۶۹۱ | ۰/۳۸۵ | ۴/۳۵۸ | ۰/۰۰۰ |
| کنترل داخلی | Internal Control | $\beta_1$ | −۰/۰۸۸ | ۰/۰۵۳۳ | −۱/۶۵۰۵ | ۰/۰۹۹۸ |
| سهامدار نهادی | INS Ownership | $\beta_2$ | −۰/۱۹۶ | ۰/۱۱۸۷ | −۱/۶۵۰۴ | ۰/۰۹۹۹ |
| حسابرس | Audit | $\beta_3$ | ۰/۰۰۲ | ۰/۰۲۲۲ | ۰/۰۹۰ | ۰/۹۲۸ |
| اندازه شرکت | Size | $\beta_4$ | −۰/۲۲۹ | ۰/۰۶۲۱ | −۳/۶۸۵ | ۰/۰۰۰ |
| اهرم مالی | Lev | $\beta_5$ | ۰/۰۰۲ | ۰/۰۰۹۸ | ۰/۲۰۴ | ۰/۸۳۷ |
| زیانده بودن | Loss | $\beta_6$ | ۰/۰۵۷ | ۰/۰۲۰۷ | ۲/۷۵۰ | ۰/۰۰۶ |
| عملکرد | Performance | $\beta_7$ | ۰/۱۷۱ | ۰/۰۶۳۴ | ۲/۶۹۷ | ۰/۰۰۷ |
| نوسان فروش | Sale Volatility | $\beta_8$ | ۰/۰۱۴ | ۰/۰۶۴۵ | ۰/۲۱۷ | ۰/۸۲۸ |
| رشد فروش | Sale Growth | $\beta_9$ | −۰/۰۰۰۷ | ۰/۰۱۲۰ | −۰/۰۵۸ | ۰/۹۵۳ |
| ضریب تعیین | | | ۰/۶۸۸ | آماره F | | ۵/۹۴۳ |
| ضریب تعیین تعدیل شده | | | ۰/۵۷۲ | ) معنی داریP-Value ( | | ۰/۰۰۰ |
| آماره چاو | | | ۵/۴۹۰ | ناهمسانی واریانس (آماره وایت) | | ۲/۰۳۱ |
| معنی‌داری (P-Value) | | | ۰/۰۰۰ | معنی‌داری (P-Value) | | ۰/۰۰۱ |
| آماره هاسمن | | | ۲۲/۶۴۲ | آماره دوربین واتسون | | ۲/۱۶۹ |
| معنی‌داری (P-Value) | | | ۰/۰۰۷ | | | |

## آزمون فرضیه پژوهش

فرضیه: بین افشا اطلاعات کنترل داخلی و کیفیت سود ارتباط مثبت معناداری وجود دارد.

با توجه به نتایج نگاره (۷) همانطور که ملاحظه می‌شود مقدار آماره t متغیر افشا اطلاعات کنترل داخلی (۱/۶۵۰۵) و سطح معناداری آن (۰/۰۹۹۸) می‌باشد که حاکی از معناداری ضریب متغیر مزبور در سطح اطمینان ۹۰٪ می‌باشد. لذا فرض صفر مبنی بر این که بین افشا کنترل داخلی و کیفیت سود ارتباط معناداری وجود ندارد، رد می شود. از سوی دیگر با توجه به علامت منفی ضریب متغیر افشا کنترل داخلی (۰/۰۸۸-) می‌توان نتیجه گرفت بین افشا کنترل داخلی و حجم اقلام تعهدی اختیاری ارتباط منفی و به تبع آن بین افشا کنترل داخلی و کیفیت سود ارتباط مثبت وجود دارد. بنابراین فرضیه پژوهش مبنی بر این که بین افشا کیفیت کنترل داخلی و کیفیت سود ارتباط مثبت معناداری وجود دارد، پذیرفته می‌شود.

## نتیجه‌گیری و پیشنهادها

در این پژوهش با پیروی از پژوهش‌های لنگ و دینگ (۲۰۱۱) و کوامه آقی منساح (۲۰۱۶) گزارش سالانه هر شرکت جهت محاسبه شاخص افشای اطلاعات کنترل داخلی بررسی شده است که در نهایت بر مبنای فرمول شاخص افشای اطلاعات کنترل داخلی برای هر شرکت در هر سال محاسبه می شود. نتایج حاصل از آزمون *فرضیه* نشان می‌دهد نشان می‌دهد بین افشا کنترل داخلی و کیفیت سود (اقلام تعهدی اختیاری) ارتباط مثبت (منفی) وجود دارد. طبق تئوری نمایندگی (جنسن و مکلینگ، ۱۹۷۶؛ فاما و جنسن، ۱۹۸۳ به نقل از کوامه آقی منساح، ۲۰۱۶)، شرکت با هزینه‌های نمایندگی بالا از طریق افزایش میزان افشای داوطلبانه اطلاعات، جهت کاهش چنین هزینه‌هایی تلاش می‌کند. مدیران با آگاهی از اینکه سهامداران به دنبال کنترلِ رفتارشان از طریق فعالیت‌های نظارتی هستند، به افشای داوطلبانه اطلاعاتِ خاص جهت متقاعد کردن سهامداران به اقدامات بهینه‌شان می‌پردازند. طبق تئوری علامت‌دهی شرکت‌های با کیفیت سود خوب، اقدام به افشا اطلاعات کنترل داخلی خود همراه با جزئیات می‌نمایند تا خود را از شرکت‌های با کیفیت سود پایین‌تر در جهت جذب سرمایه متمایز نمایند (لنگ و لی، ۲۰۱۱). حمایت از کنترل داخلی خوب، منجر به اطلاعات مالی قابل اتکا می‌شود. محیط کنترل داخلی اثر بخش باعث بهبود کیفیت سود به واسطه جلوگیری از کشف خطاها می شود

(آشـــباق و همکاران، ۲۰۰۸). یافته‌های برخی از پژوهش‌های اخیر با توجه به الزامات قانون ساربنز آکسلی، بیانگر این مطلب است که افشا نقاط ضعف کنترل داخلی با کیفیتِ پایین‌تر ســـود در ارتباط اســـت (چن و همکاران، ۲۰۰۸؛ دویل و همکاران، ۲۰۰۷) و هنگامی که این نقاط ضعف برطرف می شوند، کیفیت سود بهبود می‌یابد (آ شباق و همکاران، ۲۰۰۸؛ بدراد و همکاران، ۲۰۱۲). نتایج برخی پژوهشـگران نشـان می‌دهد که کیفیت سـود با افشـا اطلاعات کنترل داخلی، ارتباط مثبت دارد (لنگ و لی، ۲۰۱۱؛ فنگ و همکاران، ۲۰۰۸؛ دو یل و همکاران، ۲۰۰۵). نتایج این پژوهش همســو با نتایج پژوهش‌های ژی و همکاران (۲۰۱۷)، چن و همکاران (۲۰۱۷)، براون و همکاران (۲۰۱۳)، لنگ و لی (۲۰۱۱) می‌باشد.

با توجه به یافته‌های پژوهش مبنی بر ارتباط مثبت افشـــاء کنترل داخلی با کیفیت ســـود، به نهادهای نظارتیِ شرکت‌ها پیشنهاد می‌گردد با الزام شرکت‌ها به استقرار سیستم کنترل داخلی کارا و اثربخش و نیز افشاء منظم گزار شات کنترل داخلی، موجبات افزایش کیفیت سود و به تبع آن افزایش شـــفافیت اطلاعاتی محیط تصـــمیم‌گیری را فراهم آورند. همچنین به ســـرمایه گذاران و اعتباردهندگان بالقوه و بالفعل پیشـــنهاد می‌گردد به منظور ارزیابی کیفیت ســـود شـــرکت‌ها در کنار دیگر عوامل، به عامل افشـــاء گزارشـــات کنترل داخلی و تأثیر مثبت آن بر کیفیت سود توجه ویژه مبذول دارند.

با توجه به وجود شاخص‌های متعدد در ادبیات کیفیت سود حسابداری پیشنهاد می‌گردد در پژوهش‌های آتی از دیگر معیارهای اندازه‌گیری کیفیت سود همچون پایداری سود، توان پیش بینی‌سود، ارتباط ارزشی سود استفاده شده و نتایج آن با نتایج پژوهش حاضر مقایسه گردد.

## پی نوشت

۱ Public Company Accounting Oversight Board (PCAOB)
۲ Sarbanes–Oxley Act (SOX)
۳ Cohen Commission

## منابع

آقایی، محمد علی و چالاکی، پری. (۱۳۸۸). بررسی رابطه بین ویژگی های حاکمیت شرکتی و مدیریت سود در شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. *فصلنامه تحقیقات حسابداری، ۱(۴)*، ۵۴-۷۷.

ثقفی، علی و بولو، قاسم و دانا، محمد مهدی. (۱۳۹۴). رابطه کیفیت سود و عدم تقارن اطلاعاتی. *فصلنامه پژوهش‌های تجربی در حسابداری*، ۴ *(۴)*، ۱-۱۶.

جلالی مجیدی، محسن و مصدق، وحید و رسولی سنگانی، هدا. (۱۳۹۶). اثر شاخص‌های کنترل داخلی و شاخص افشای اطلاعات بر عملکردهای شرکت بازار بورس و اوراق بهادار تهران. *فصلنامه پژوهش‌های جدید در مدیریت و حسابداری*، *(۲۱)*، ۱۰۳-۱۱۶.

حاجیها، زهره و محمد حسین نژاد، سهیلا. (۱۳۹۴). عوامل تأثیرگذار بر نقاط ضعف با اهمیت کنترل داخلی. *فصلنامه پژوهش‌های حسابداری مالی و حسابرسی*، *۷ (۲۶)*، ۱۱۹-۱۳۷.

سازمان بورس اوراق بهادار ایران. (۱۳۹۱). الزامات مربوط به دستورالعمل کنترل‌های داخلی برای شرکت‌های بورس اوراق بهادار تهران و فرابورس ایران.

سجادی، سید حسین و فرازمند، حسن و تاج الدینی، عبدالله. (۱۳۹۲). تأثیر کیفیت حسابرسی بر هزینه‌ی سرمایه ی سهام عادی. *فصلنامه پژوهش‌های تجربی در حسابداری*، ۳ *(۲)*، ۱۰۹-۱۲۸.

عباسی، ابراهیم و بذرافشان، محسن. (۱۳۹۶). بررسی رابطهٔ کیفیت سود، افشای داوطلبانه و رفتارنامتقارن اطلاعاتی با هزینه حقوق صاحبان سهام در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار. *فصلنامه پژوهش‌های تجربی حسابداری*، *۷ (۱)*، ۴۱-۶۰.

علوی طبری، سید حسین و مشایخ، شهناز و نوبهاری، مریم. (۱۳۸۹). بررسی رابطه بین کیفیت اقلام تعهدی و ثبات سود با هزینه سرمایه سهام عادی. *مجله توسعه سرمایه*، ۳ *(۲)*، ۵۷-۷۶.

فخاری، حسین و کبیری، محمد تقی. (۱۳۹۷). بررسی اثر تعدیل‌کنندگی گزارش حسابرسی بر ارتباط افشای ضعف کنترل‌های داخلی و عدم تقارن اطلاعاتی. *فصلنامه پژوهش‌های تجربی حسابداری*، *۷ (۳)*، ۱۴۷-۱۷۲.

Abbasi, E. , Bazrafshan, M. (2017). The Relation of Earnings Quality, Voluntary Disclosure and Information Asymmetry to the Expense of Equity. *Journal of Empirical Research in Accounting*: *7 (1):* 41-60. [In Persian]

Aboody, D. , Hughes, J. , Liu, j. (2005). Earnings Quality, Insider Trading, and Cost of Capital. *Journal of Accounting Research. 43, (5):* 651-673.

Aghaei, M, A. , chalaki, P. (2009). Investigation the relationship between corporate governance characteristics and earning quality for listed companies in the Tehran security exchange. *Quarterly Accounting Research, 1 (4):* 54-77. [In Persian]

Alavi Tabari, H. , Mashayekh, SH. , Nobahari, M. (2011). Accrual Quality, Earning Persistence and the Cost of Equity Capital. *Journal of Development and Capital, 3 (2):* 57-76.

Ashbaugh-Skaife, H. , Collins, D. , Kinney, W. , LaFond, R. (2008). The effect of SOX internal control deficiencies and their remediation on accrual quality. *The Accounting Review, 83 (1):* 217–250.

Baxter, P. , Cotter, J. (2009). Audit committees and earnings quality. *Accounting and Finance, 49 (2*): 267–290.

Bedard, J. (2006). Reported internal control deficiencies and earnings quality. *Working paper*, Universite´ Laval.

Bedard, J. , Hoitash, R. , Hoitash, U. , Westermann, K. (2012). Material Weakness Remediation and Earnings Quality: A Detailed Examination by Type of Control Deficiency. *Auditing: A Journal of Practice & Theory, 31 (1):* 57–78.

Brown, N. , Pott, C. , Wömpener, A. (2013). The effect of internal control and risk management regulation on earnings quality: Evidence from Germany. *Journal of Accounting and Public Policy*. *33 (1):* 1-31.

Chan, K. , Farrell, B. , Li, p. (2008). Earnings management of firms reporting material internal control weaknesses under Section 404 of the Sarbanes-Oxley Act. *Auditing: A Journal of Practice & Theory, 27 (2):* 161–179.

Chen, T. (2016). Internal Control, Life Cycle and Earnings Quality. *Open Journal of Business and Management, 4:* 301-311.

Dechow, P. , Schrand, C. (2004). Earnings Quality. Charlottesville, VA: *The Research Foundation of CFA Institute*.

Dechow, P. M. , Dichev, I. (2002). The quality of accruals and earnings: The role of accrual estimation errors. *The Accounting Review, 77 (4*): 35-59.

Dechow, P. M. , Sloan, R. , & Sweeney, A. (1995). Detecting earnings management. *The Accounting Review, 70 (2):* 193–225.

Deumes, R. (2004). Voluntary reporting on internal control by listed Dutch companies. *Working paper*, Maastricht University, Maastricht, Faculty of economics and business administration.

Doyle, J. , Ge, J. , McVay, S. (2005). The Disclosure of Ma- terial Weaknesses in Internal Control after the Sarbanes- Oxley Act, *Accounting Horizons, 19 (3):* 137-158.

Doyle, J. , W. Ge, and S. McVay. (2007). Accruals quality and internal control over financial reporting. *The Accounting Review, 82 (5):* 1141-1170.

Elliot, B. , Elliot, J. (2013). Financial Accounting and Reporting. 16th ed. , *Pearson Higher Education, NJ*.

Fakhari, H. , Kabiri, M, T. (2018). An Investigation on The Moderating Effect of auditing report on the relationship between disclosure of internal controls weakness and information asymmetry. *Journal of Empirical Research in Accounting, 7 (3):* 161-180. [In Persian]

Fan, J. P. H. , Wong, T, J. (2002). Corporate ownership structure and the informativeness of accounting earnings in East Asia. *Journal of Accounting and Economics 33 (3):* 401–425.

Fang, C. , Wang, L. , Lin, X. , Lin, J. , Feng, B. (2008). SOX Act, System of Internal Control and Reliability of Financial Information. *Audit Research, 1*: 45-52.

Francis, J. , Nanda, D. , Olsson, P. (2008). Voluntary Disclosure, Earnings Quality, and Cost of Capital. *Journal of Accounting Research, 46 (1):* 53-99.

Hajiha, Z. , Mohammad Hosseinnezhad, S. (2015). Factors affecting the internal control material weakness. *Quarterly the Financial Accounting and Auditing research, 7 (26):* 119- 137. [In Persian]

Hogan, C. , Wilkins, M. (2005). Do internal control weaknesses result in lower earnings quality? Implications and evidence from the audit risk model. *Working paper, Southern Methodist University*.

Hribar, P. , and C. D. Nichols. (2007). the use of unsigned earnings quality measures in tests of earnings management. *Journal of Accounting Research, 45 (5):* 1017–1053.

Jalali Majidi, M. , Mosadegh, V. , Rasoli Sangani, H. (2017). The Effect of Internal control Index and Information Disclosure Index on Corporate Performance for listed companies in the Tehran security exchange. *Quarterly new research in Accounting and Management, (21):* 103-116. [In Persian]

Ji, X. , lu, W. , Qu, W. (2017). Voluntary Disclosure of Internal Control Weakness and Earnings Quality: Evidence from China. *The International Journal of Accounting, 52 (1):* 27-44.

Kwame Agyei-Mensah, B. (2016). Internal control information disclosure and corporate governance: evidence from an emerging market. *Corporate Governance, 16 (1*): 79 – 95.

Leng, J. & Ding, Y. (2011). Internal control disclosure and corporate governance: empirical research from Chinese listed companies. *Technology and Investment, 2 (1):* 286-294.

Leng, J. , Li, L. (2011). Analysis of the Relationship between Listed Companies' Earnings Quality and Internal Control Information Disclosure. *Modern Economy, 2:* 893-900.

Lobo, J. , Zhou, J. (2006). Did Conservation Financial Reporting Increase after the Sarbanes-Oxley Act, *Accounting Horizons, 20 (1):* 57-74.

Mitton, T. (2002). A cross-firm analysis of the impact of corporate governance on the East Asian financial crisis, *Journal of Financial Economics, 64 (2):* 215-241.

Public Company Accounting Oversight Board (PCAOB). (2004). an Audit of Internal Control over Financial Reporting Performed in Conjunction

with an Audit of Financial Statements. *Auditing Standard (AS) No. 2*. Washington, D. C.: PCAOB.

Saghafi, A. , Bolo, Gh. , Dana, M, M. (2015). The Relation between Earnings Quality and Information Asymmetry in the Firms. *Journal of Empirical Research in Accounting, 4 (4):* 1-16. [In Persian]

Sajadi, H. , Farazmand, S. , Tajodini, A. (2013). The Effect of Audit Quality on Cost of Equity Capital. *Journal of Empirical Research in Accounting, 3 (2):* 109-128. [In Persian]

Security and Exchange Organization. (2012). The Guidelines for Internal Controls in the Issuers listed on the Tehran Stock Exchange and Iran Farabourse. [In Persian]

Van de Poel, K. , Vanstraelen, A. (2011). Management Reporting on Internal Control and Accruals Quality: Insights from a "Comply-or-Explain" Internal Control Regime. *Auditing: A Journal of Practice & Theory*. *30 (3):* 181–209.

Ying, Y. (2016). Internal Control Information Disclosure Quality, Agency Cost and Earnings Management—Based on the Empirical Data from 2011 to 2013. *Modern Economy, 7*: 64-70.

پژوهش‌های تجربی حسابداری
سال نهم، شماره ۳۴، زمستان ۱۳۹۸ صص ۱۲۳ - ۱۶۷

# شواهدی از الگوی تغییر خطی تکه‌ای اقلام تعهدی و ریشه‌های اقتصادی آن

**آرش قربانی*، محمدحسین ودیعی نوقابی **، محمدرضا عباس زاده ***، محمود لاری دشت بیاض *****

تاریخ دریافت: ۹۶/۰۷/۲۵
تاریخ پذیرش: ۹۶/۱۲/۲۳

## چکیده

در پژوهش حاضر، با استفاده از یک نمونه شامل ۲۶۴۲ مشاهده از داده‌های ۱۵ ساله شرکت‌های عضو بورس اوراق بهادار تهران برای دوره ۱۳۸۰ تا ۱۳۹۴، شواهدی ارائه می‌شود که اقلام تعهدی عادی و اجزای آن از یک مدل خطی تکه‌ای نسبت به تغییر فروش تبعیت می‌کنند. مطالعه در این خصوص از آن جا اهمیت دارد که تحمیل یک رابطه خطی به الگوی تغییر خطی تکه‌ای اقلام تعهدی عادی باعث ایجاد یک خطای سیستماتیک قابل پیش‌بینی در برآوردهای مدل‌های تعهدی استاندارد می‌شود. مطابق چارچوب نظری پژوهش، رابطه خطی اقلام تعهدی سرمایه در گردش و تغییر فروش در دوره‌های افت فروش احتمالا به دلیل تأثیر تغییر مدیریت سرمایه در گردش یا محافظه کاری شرطی به یک الگوی خطی تکه‌ای تبدیل می‌شود. برای گردآوری شواهد تجربی، مدل‌های خطی تکه‌ای پژوهش با ۱۴ متغیر وابسته متفاوت، شامل سنجه‌های اقلام تعهدی، اجزای اقلام تعهدی، جریان‌های نقدی عملیاتی و سود حسابداری، در سطح ۱۷ صنعت مختلف برازش گردید. شواهد پژوهش نشان می‌دهد که، هنگامی که فروش کاهش می‌یابد، متعاقب افزایش بدهی‌های جاری عملیاتی، رشد اقلام تعهدی منفی سرمایه در گردش سریعتر از آهنگ تغییر مورد انتظار آن است. به همین ترتیب، الگوی مشاهده شده تغییر سایر متغیرهای پژوهش در دوره‌های کاهش فروش با الگوی مورد انتظار طبق عامل تغییر سیاست مدیریت سرمایه در گردش در راستای استمرار بقاء و دسترسی به وجه نقد منطبق است و نه دیگر عوامل اقتصادی رقیب.

**واژه‌های کلیدی:** اقلام تعهدی، مدل خطی تکه‌ای، کاهش فروش، تغییر سیاست مدیریت سرمایه در گردش، محافظه‌کاری شرطی

**طبقه‌بندی موضوعی:** M41، D22، G32

DOI: 10.22051/jera.2018.17641.1818

* دانشجوی دکتری حسابداری، دانشکده علوم اداری و اقتصادی، دانشگاه فردوسی مشهد، ایران، (arash.ghorbani@mail.um.ac.ir).

** دانشیار گروه حسابداری، دانشکده علوم اداری و اقتصادی، دانشگاه فردوسی مشهد، ایران، (نویسنده مسئول)، (mhvadeei@um.ac.ir)

*** دانشیار گروه حسابداری، دانشکده علوم اداری و اقتصادی، دانشگاه فردوسی مشهد، ایران، (abbas33@um.ac.ir).

**** استادیار گروه حسابداری، دانشکده علوم اداری و اقتصادی، دانشگاه فردوسی مشهد، ایران، (m.lari@um.ac.ir).

**مقدمه**

بخش عمده‌ای از مطالعات تجربی حسابداری مستلزم برآورد اقلام تعهدی مورد انتظار یا عادی است. این مطالعات تنها به حوزه مدیریت سود محدود نمی شود و طیفی از موضوعات کلی مانند کیفیت سود، کیفیت حسابرسی، پیش‌بینی جریان‌های نقدی عملیاتی، پیش‌بینی سود و غیره را شامل می‌شود. مدل‌های تعهدی، که به منظور برآورد اقلام تعهدی عادی در این مطالعات به کار گرفته می شوند، بر اساس برخی فرض‌های مبنایی ساخته می شوند. در صورتی که هر یک از این فرض‌ها برقرار نباشد خطای سیستماتیک در برآورد اقلام تعهدی عادی افزایش می‌یابد.

در مدل جونز (۱۹۹۱)، که به عنوان یک مدل تعهدی استاندارد شناخته می‌شود، برخلاف مدل بازگشت به میانگین هیلی (۱۹۸۵) و مدل گام تصادفی دی آنجلو (۱۹۸۶) که فاقد متغیرهای تعیین کننده اقلام تعهدی عادی هستند، اقلام تعهدی عادی سرمایه در گردش تابعی از تغییر فروش در دوره جاری است. در این مدل فرض می‌شود که اقلام تعهدی یک متغیر درون زا[1]، تغییر فروش یک متغیر برون زا[2] و رابطه اقلام تعهدی عادی با تغییر فروش یک رابطه خطی است. مسئله تحقیق حاضر، انجام یک پژوهش درباره این فرض‌های مبنایی و شناسایی برخی ریشه‌های اقتصادی است که می‌تواند به نقض آن‌ها بیانجامد. به طور مشخص، این مطالعه بر پژوهش درباره تأثیر تغییر سیاست مدیریت سرمایه در گردش و محافظه‌کاری شرطی بر الگوی رفتاری اقلام تعهدی عادی سرمایه در گردش متمرکز می‌شود.

مطابق جونز، اقلام تعهدی عادی کوتاه مدت، که برابر با تغییر در اجزای غیر نقدی سرمایه در گردش است، کسر ثابتی از تغییر فروش دوره است. با این وجود، هر گونه افزایش یا کاهش غیرمنتظره در میزان سرمایه گذاری در موجودی ها یا تغییر خطی‌مشی خرید و فروش های اعتباری می تواند رابطه اقلام تعهدی سرمایه درگردش و متغیر تغییر فروش را دستخوش تغییر کند. مطالعات پیشین، شواهدی را ارائه می‌دهند که افزایش فروش می‌تواند باعث تغییر در رابطه اقلام تعهدی عادی سرمایه در گردش و تغییر فروش شود. مدل تحلیلی دیچاو، کوتاری و واتز (۱۹۹۸) و به دنبال آن شواهد تجربی مک نیکولز (۲۰۰۰) و کالینز، پونگالیا و ویج (۲۰۱۲) نشان می‌دهد که شرکت‌های با رشد فروش بالا به دلیل پاسخگویی به تقاضای بالای مشتریان نیازمند سرمایه‌گذاری بالاتر در سرمایه در گردش هستند.

در پژوهش حاضر، چارچوبی نظری ارائه می‌شود که بر اساس آن کاهش فروش می‌تواند مدل خطی اقلام تعهدی عادی سرمایه در گردش و تغییر فروش را به یک مدل خطی تکه‌ای[3] تبدیل کند. مطابق این چارچوب، دو ریشه اقتصادی در ایجاد این الگوی تغییر خطی تکه‌ای دخیل است.: (۱) شناسایی پیش‌دستانه زیان‌های اقتصادی تحقق نیافته به دلیل محافظه‌کاری شرطی یا (۲) تغییر سیاست مدیریت سرمایه در گردش به منظور بقاء و دسترسی به وجه نقد. کاهش فروش می‌تواند باعث اقدام مدیر در کاهش ارزش موجودی‌ها یا حساب‌های دریافتنی شود زیرا کاهش فروش احتمالا نشانه‌ای از کاهش جریان‌های نقدی ورودی مورد انتظار حاصل از این دارایی‌های جاری است (بال و شیواکمار، ۲۰۰۵ و ۲۰۰۶؛ بانکر، باسو و بیزلف، ۲۰۱۴). کاهش فروش همچنین ممکن است باعث تغییر الگوی پرداخت بدهی‌های جاری عملیاتی و تغییر سیاست وصول مطالبات به منظور بقاء و حفظ وجه نقد در واحد تجاری شود (باتلر، لئون و ویلنبورگ، ۲۰۰۴). بر این اساس، در پژوهش حاضر، اولا به طور قیاسی استدلال می‌شود که در صورت کاهش فروش، تغییر سیاست مدیریت سرمایه در گردش یا محافظه‌کاری شرطی احتمالا در مقایسه با چسبندگی هزینه یا انقطاع عملیات[4] تأثیر بیشتری بر تغییر اقلام تعهدی سرمایه در گردش دارند و دوم استدلال می‌شود که محافظه کاری یا تغییر سیاست مدیریت سرمایه در گردش می‌توانند باعث کاهش بیش از انتظار اقلام تعهدی در دوره‌های کاهش شدید فروش شوند. این دو عامل احتمالا به طور همزمان وجود دارند و می‌توانند اثر یکدیگر را تشدید یا خنثی کنند. با این وجود، در صورت وجود یک عامل غالب، یعنی عاملی که اثر آن به رغم تأثیر عامل دیگر کاملا حذف نمی‌شود، اولا انتظار می‌رود که اقلام تعهدی از یک الگوی تغییر خطی تکه‌ای نسبت به تغییر فروش پیروی کند و ثانیا انتظار می‌رود الگوی تغییر پیش‌بینی شده‌ای را در تک تک اجزای اقلام تعهدی، جریان‌های نقدی عملیاتی و سود حسابداری مشاهده کرد. در این پژوهش، برای آزمون تجربی این پیش‌بینی‌ها، از مدل‌های رگرسیونی خطی تکه‌ای استفاده می‌شود. مدل‌های خطی تکه‌ای مزبور با افزوده شدن برهمکنش یک متغیر مصنوعی دو ارزشی (به عنوان سنجه کاهش فروش) با متغیر تغییر فروش به مجموعه سایر متغیرهای کنترل‌کننده سطح اقلام تعهدی عادی ساخته می‌شوند.

پژوهش حاضر می‌کوشد تا با پیش‌بینی دقیقتر نحوه تغییر اقلام تعهدی عادی نسبت به تغییر فروش افزوده‌هایی برای ادبیات طراحی مدل‌های تعهدی داشته باشد. این مطالعه، شواهدی

تجربی از یک ریشـــه اقتصـــادی غالب ارائه می‌دهد که در دوره‌های افت فروش فرض رابطه خطی اقلام تعهدی و تغییر فروش را در مدل تعهدی اســـتاندارد نقض می‌کند. مضـــافا، این پژوهش یک ماتریس کلی و جامع از الگوی مورد انتظار تغییر تک تک اقلام تعهدی عمده، اقلام تعهدی، جریان‌های نقدی عملیاتی و ســـود حســـابداری، هنگام کاهش فروش، پیشـــنهاد می‌دهد. در پژوهش‌های قبلی شـــواهدی درباره تغییر نامتقارن اقلام تعهدی هنگام کاهش بازده سهام یا کاهش جریان‌های نقدی عملیاتی، به عنوان دو معیار خبر بد، ارائه می شود (برای مثال، بال، کوتاری و رابین، ۲۰۰۰؛ بال و شـــیواکمار، ۲۰۰۶). با این وجود، بازده ســـهام، به دلیل کم واکنشی در بازار سهام نسبت به اخبار بد، و جریان‌های نقدی عملیاتی، به دلیل نوسانات موقتی ناشی از تصمیمات عملیاتی یا مدیریت سود، دارای نویز هستند (دیچاو، ۱۹۹۴؛ کالینز، هریبار و تیان، ۲۰۱۴). در مقابل، اســـتفاده از تغییر فروش به عنوان نشـــانه‌ای برای شـــناســـایی زیان‌های اقتصادی تحقق نیافته یا علامتی که باعث تغییر سیاست مدیریت سرمایه در گردش می شود به سه دلیل اهمیت دارد. اول، از آنجا که مدیر می‌تواند با اقداماتی از جمله اعطای تخفیفات بیشتر یا افزایش فروش‌های اعتباری از کاهش فروش جلوگیری کند، عدم موفقیت وی در اجتناب از کاهش فروش در دوره جاری احتمالا می‌تواند نشانگر یک افت پایدار تقاضا برای محصولات شـرکت در آینده یا افت جدی نقدینگی باشـد. در نتیجه، به دلیل وجود تعارض‌های نمایندگی احتمالی، انتظار می‌رود کاهش فروش مجموعه‌ای از اقدامات واکنشـی را به دنبال داشـته باشـد که منجر به تغییر رابطه اقلام تعهدی و تغییر فروش می‌شـــود. دوم، تغییر فروش یک متغیر توضیحی در مدل تعهدی استاندارد است و از این جهت یک مدل خطی تکه‌ای اقلام تعهدی نسبت به تغییر فروش قابل قیاس با یک مدل خطی تکه‌ای سود حسابداری نسبت به بازده سهام (مانند مدل باسو، ۱۹۹۷) است. سوم، خلاف بازده سهام یا تغییرجریان‌های نقدی، تغییر فروش یک متغییر تعیین‌کننده اجزای اقلام تعهدی اســـت و لذا بســـته به این که تأثیر چه عاملی در الگوی تغییر خطی تکه‌ای اقلام تعهدی غالب است، به طور نظری یک الگوی تغییر مشخص را برای هر یک از اجزای اقلام تعهدی می‌توان پیشبینی کرد.

چارچوب کلی ارائه مقاله حاضر به این شرح است. نخست پیشینه پژوهش مرور و متعاقب آن فرضیه‌های پژوهش ارائه می شوند. در بخش مزبور، پیش‌بینی می شود که اولا اقلام تعهدی عادی دارای یک رفتار خطی تکه‌ای است و ثانیا عامل اقتصادی این رفتار پیشبینی می‌شود. در

ادامه، روش پژوهش تشریح می‌گردد. این بخش شامل تشریح نمونه، مدل‌های آماری و روش محاسبه متغیرها است. یافته‌های آماری، بحث درباره نتایج و پیشنهادات پژوهش به ترتیب در بخش‌های بعدی مقاله ارائه می‌شوند.

## مروری بر پیشینه و بسط فرضیه‌های پژوهش

یافته‌های کوتاری و همکاران (۲۰۰۵)، شواهدی ارائه می‌دهد که مدل جونز و مدل جونز تعدیل شده به شکل معنی‌داری خطای نوع اول را در آزمون مدیریت سود در نمونه‌های تصادفی از عملکردهای کرانی افزایش می‌دهند. کوتاری و همکاران استدلال می‌کنند که، به واسطه محافظه‌کاری و مدیریت سود، رفتار اقلام تعهدی غیر خطی است و از این رو اضافه کردن یک متغیر کنترلی به مدل رگرسیونی خطی نمی‌تواند آن را بهبود ببخشد.

بال و شیواکمار (۲۰۰۵)، به شکلی مشابه با کوتاری و همکاران، در بررسی تأثیر محافظه‌کاری بر کیفیت گزارشگری، و بدون آن که مدل‌های تعهدی را مورد بررسی قرار دهند، شواهدی از رفتار غیرخطی اقلام تعهدی به واسطه محافظه کاری شرطی ارائه می‌دهند. آن‌ها در پژوهش خود، شواهدی ارائه می‌دهند که عامل اصلی تقاضا برای محافظه‌کاری شرطی قرارداد بستن و پیگرد قانونی است و اقلام تعهدی، از آنجا که سریعتر از جریان‌های نقدی عملیاتی زیان‌های تحقق نیافته اقتصادی را منعکس می‌کند، دارای یک الگوی تغییر خطی تکه‌ای است. شواهد متقدم‌تر در خصوص تأثیر محافظه‌کاری شرطی بر رفتار سود حسابداری توسط باسو (۱۹۹۷) ارائه می شود. باسو (۱۹۹۷) شواهدی ارائه می‌دهد که سود حسابداری تابعی از یک مدل خطی تکه‌ای از بازده سهام است. این مدل خطی تکه‌ای نشان می‌دهد که سود حسابداری به صورت همزمان‌تری با بازده سهام به احتمال یک زیان اقتصادی (خبر بد)، در مقایسه با احتمال یک سود اقتصادی (خبر خوب)، واکنش نشان می‌دهد. مطابق باسو، این یافته شاهدی از فراگیر بودن محافظه کاری شرطی بین حسابداران است و نشان می‌دهد که حسابداران با دریافت نشانه‌های کاهش منافع آتی ناشی از دارایی‌ها، زیان‌های تحقق نیافته را با تأخیر کمتری نسبت به سودهای تحقق نیافته شناسایی می‌کنند. مطالعات بسیاری مانند بال و همکاران (۲۰۰۰)، واتز (۲۰۰۳)، بال، کوتاری و نیکلاف (۲۰۱۳)، کالینز و همکاران (۲۰۱۴) و بیزلف و باسو (۲۰۱۶) با پشتیبانی از یافته‌های باسو، شواهدی در خصوص الگوی تغییر نامتقارن سود حسابداری ارائه می‌دهند و آن را به محافظه‌کاری نسبت می‌دهند.

مدل‌های تعهدی مانند مدل جونز و مدل دیچاو و دیچف (۲۰۰۲)، خلاف مدل‌های خطی تکه‌ای محافظه‌کاری مانند مدل باسو، دارای یک تصریح[۵] خطی هستند. بال و شیواکمار (۲۰۰۶) با ترکیب مدل‌های تعهدی و مدل باسو، نشان می‌دهند که به واسطه انعکاس زودهنگام‌تر زیان‌های تحقق نیافته در اقلام تعهدی، یک رابطه خطی تکه‌ای میان اقلام تعهدی و تغییر جریان‌های نقدی عملیاتی (به عنوان معیار خبر خوب و بد) وجود دارد. آن‌ها این یافته را به شناسایی نامتقارن اخبار خوب و بد منتسب می‌کنند. با این وجود، معیار کاهش جریان‌های نقدی عملیاتی، که در پژوهش آن‌ها به عنوان نشانگر خبر بد استفاده می‌شود، به واسطه تصمیمات عملیاتی، که سرمایه در گردش را متأثر می‌کند، و مدیریت سود، دارای نویز است (دیچاو، ۱۹۹۴؛ کالینز و همکاران، ۲۰۱۴). برای مثال، اگر مدیر با پیش بینی رشد فروش در سال آتی، میزان سرمایه‌گذاری در سرمایه در گردش را افزایش دهد، تأثیر این اقدام کاهش در جریان‌های نقدی عملیاتی است. به هر روی، این کاهش معرف یک زیان اقتصادی تحقق نیافته در آینده نیست.

در مطالعات تجربی متاخرتر، به غیر از محافظه‌کاری، دلایل اقتصادی دیگری برای رفتار نامتقارن سود حسابداری و اقلام تعهدی مورد بررسی قرار می‌گیرد. مطابق لارنس و همکاران (۲۰۱۶)، مدیریت ممکن است عملیات بخش‌های با عملکرد ضعیف را متوقف و دارایی‌های آن‌ها را تصفیه کند. تصفیه دارایی‌های عملیات متوقف شده به معنای کاهش فیزیکی در سرمایه در گردش (برای مثال، تصفیه موجودی‌های بخش متوقف شده) است. بر این اساس، انقطاع عملیات می‌تواند اقلام تعهدی سرمایه در گردش را کاهش دهد. لارنس و همکاران، با ارائه شواهد دوباره‌ای برای یافته‌های قبلی هاین (۱۹۹۵) در خصوص پایداری کمتر زیان‌ها نسبت به پایداری سودها، رفتار نامتقارن اقلام تعهدی هنگام کاهش همزمان فروش و تعداد کارکنان را به اختیار انقطاع عملیات مربوط می‌سازند و نه شناسایی نامتقارن زیان‌های اقتصادی. بانکر، باسو، بیزلف و چن (۲۰۱۶)، چسبندگی هزینه‌ها را به عنوان توضیح بدیل دیگری برای رفتار نامتقارن اقلام تعهدی پیشنهاد می‌دهند. چسبندگی هزینه‌ها به دلیل تعدیل نامتقارن منابع فیزیکی مانند کارکنان و تجهیزات رخ می‌دهد. تأخیر مدیریت در تعدیل منابع فیزیکی در زمانی که فروش کاهش می‌یابد، باعث می‌شود که هنگام افت فروش، هزینه‌ها با شیب کمتری نسبت به هنگامی که فروش افزایش می‌یابد کاهش یابند. پیامد این رفتار نامتقارن هزینه، تغییر

شـدیدتر سـود هنگام کاهش فروش در مقایسـه با تغییر آن هنگام رشـد فروش اسـت. به دلیل همبسـتگی تغییر در فروش و بازده سـهام، این حسـاسـیت بیشـتر سـود به کاهش فروش مشـابه حساسیت بیشتر سود به بازده منفی سهام است و از این رو، چسبندگی هزینه‌ها توضیح دیگری برای الگوی تغییر خطی تکه‌ای سـود حسـابداری اسـت. پیش از بررسـی دقیقتر درباره پژوهش بانکر و همکاران باید اشاره کرد که، اگر چه این محققین نشان می‌دهند که رفتار نامتقارن سود حسابداری می‌تواند ناشی از چسبندگی هزینه‌ها باشد، با این وجود آن‌ها به طور ویژه الگوی تغییر نامتقارن کل اقلام تعهدی و اجزای اقلام تعهدی را مورد بررسـی قرار نمی‌دهند. متغیر وابسته پژوهش آن‌ها، مشابه مدل باسو، سود حسابداری است. همچنان که کالینز و همکاران (۲۰۱۴) اشاره می‌کنند، استفاده از سود حسابداری در مدل باسو به عنوان متغیر وابسته، به دلیل عدم تقارن جریان‌های نقدی عملیاتی، باعث مسئله اعتبار سازه[۶] در پژوهش‌های محافظه‌کاری شـرطی می‌شـود. مطابق کالینز و همکاران، جریان‌های نقدی یک رفتار نامتقارن بسته به چرخه عمر نشان می‌دهد. شرکت‌های رشدی جریان‌های نقدی عملیاتی اندک (یا منفی) و مبالغ عمده سـرمایه در گردش دارند زیرا سـهام این شـرکت‌ها بر اسـاس فرصـت‌های رشـد آتی آن‌ها ارزشـیابی می‌شـوند و نه جریان‌های نقدی عملیاتی. در دوره‌های رکود، بالعکس، بقا اهمیت بیشـتری برای این شـرکت‌ها پیدا می‌کند و لذا در این دوره‌ها همبسـتگی بازده و جریان‌های نقدی عملیاتی افزایش می‌یابد. شرکت‌های بالغ بر اساس میزان جریان‌های نقدی بدست آمده از دارایی‌های شان و مستقل از شرایط اقتصادی ارز شیابی می شوند. لذا در شرکت‌های بالغ رابطه بازده و سـود متقارن‌تر از شـرکت‌های رشـدی اسـت. مطابق کالینز و همکاران، حذف جریان‌های نقدی عملیاتی از سود و استفاده از اقلام تعهدی به عنوان متغیر وابسته در مدل باسو باعث حذف تورش‌هایی می‌شـود که در پژوهش‌های پیشـین به عوامل دیگر نسـبت داده شـده بود. از این رو یک مدل خطی تکه‌ای مانند مدل بال و شیواکمار برای کشف شناسایی سریعتر زیان‌های اقتصادی مناسب‌تر است.

در پژوهش حاضر، بر اساس استدلال‌هایی که در ادامه ارائه می شود، پیش‌بینی می شود که هنگام افت فروش دو عامل شناسایی نامتقارن زیان‌های اقتصادی و تغییر سیاست‌های مدیریت سـرمایه در گردش، در مقایسـه با انقطاع عملیات و چسـبندگی هزینه، در ایجاد الگوی تغییر خطی تکه‌ای اقلام تعهدی عادی موثرتر هستند. این پیشبینی مبتنی بر این استنباط است که، به

رغم تفاوت ظاهری، انقطاع عملیات و چسبندگی هزینه دو روی یک سکه هستند که به دلیل دو انتخاب متفاوت مدیریت هنگام برخورد با کاهش فروش ایجاد می‌شوند. هنگام افت فروش، مدیر دو گزینه در اختیار دارد: یا عملیات را متوقف کند یا بدون تعدیل منابع فیزیکی به عملیات ادامه دهد. عدم تعدیل عملیات باعث چسبندگی هزینه‌ها می‌شود. بر این اساس، چسبندگی یا عدم چسبندگی هزینه‌ها تابعی از انتخاب مدیر در تعدیل یا عدم تعدیل عملیات است. با فرض عدم وجود تعارض‌های نمایندگی، انتخاب مدیر در تعدیل یا عدم تعدیل عملیات، علاوه بر عامل هزینه معامله[۷]، احتمالا متأثر از درجه ریسک گریزی وی است. هزینه‌های معامله، هزینه واقعی تولید کالا یا خدمات برون سپاری شده شامل هزینه‌های پژوهش برای یافتن کالا یا خدمات مورد نظر با پایین ترین قیمت، هزینه‌های چانه زنی و هزینه‌های اعمال و اجرای قرارداد است. کوزه (۱۹۶۰) مشاهده کرد که به دلیل هزینه‌های معامله، تصمیم‌ها درون یک شرکت بر مبنایی متفاوت از قاعده بیشینه‌سازی سود شکل می‌گیرد. هنگامی که فروش کاهش می‌یابد تعدیل کارکنان و انقطاع عملیات ممکن است سود را حداکثر کند، با این وجود این اقدامات هزینه‌های معامله را افزایش می‌دهد. برای مثال، اگر فروش دوباره بازیابی شود هزینه‌های انعقاد قرارداد با نیروی کار به دلیل چانه زنی و تسهیم ریسک کارگران با واحد تجاری به مراتب بالاتر خواهد رفت. عامل موثر دیگر بر انتخاب مدیر درجه ریسک گریزی وی است. اگر چه تابع مطلوبیت مدیران برای محقق قابل مشاهده نیست، اما مطابق مبحث زیان گریزی در تئوری چشم انداز[۸] تابع مطلوبیت هنگام زیان محدب است (کانمان و تورسکی، ۱۹۷۹). به این معنا می‌توان انتظار داشت که هنگام کاهش فروش مدیران ریسک جوتر شوند و بر این اساس، آن‌ها احتمال کمتری دارد که اقدام به انقطاع عملیات کنند. کاندویا، بوشمن و دیکات (۱۹۸۹) شواهدی ارائه می‌دهند که مدیران احتمال زیادی دارد که پروژه‌های بازنده را ادامه دهند تا از تأثیر نامطلوبی که رهاسازی پروژه‌ها بر شهرت آن‌ها دارد اجتناب کنند. مطابق این استدلال‌ها، در غیاب تعارضات نمایندگی، احتمال عدم تعدیل هزینه‌ها بیشتر از احتمال انقطاع و تصفیه عملیات است. با این وجود، می‌توان استدلال کرد که چسبندگی هزینه‌ها در مقایسه با شناسایی پیش از وقوع زیان‌های اقتصادی تأثیر کمتری بر اقلام تعهدی سرمایه در گردش دارد. اولا، انگیزه‌های حسابداری محافظه کارانه مستقل از انگیزه‌های تعدیل یا عدم تعدیل عملیات است. حسابداری محافظه‌کارانه یکی از ویژگی‌های کیفیت گزارشگری مالی و کیفیت سود حسابداری است (لافوند و واتز، ۲۰۰۸).

با این وجود محافظه‌کاری شـرطی، به دلیل وجود تعارض‌های نمایندگی، می‌تواند بر تعدیل یا عدم تعدیل عملیات تأثیر بگذارد. شرکت‌های با حاکمیت شرکتی قوی از شنا سایی سریع‌تر زیان‌های اقتصـادی به منظور نظارت بر عملکرد مدیریتی و کنترل رفتار فرصـت‌طلبانه مدیران اسـتفاده می‌کنند (ژانگ، ۲۰۰۸). مطابق فرانسـیس و مارتین (۲۰۱۰)، یک تأثیر احتمالی محافظه‌کاری شرطی این است که مکانیزم‌های حاکمیت شرکتی، به فرض وجود، با ایجاد الزام نسـبت به شـناسـایی پیش از وقوع زیان‌های اقتصـادی، مانع از ادامه فعالیت پروژه‌های بازنده توسـط مدیر می‌شـوند. مطابق این یافته‌ها، شـرکت‌هایی که حاکمیت قوی‌تر دارند با احتمال بیشتری اقدام به شنا سایی سریع‌تر زیان‌های اقتصادی می‌کنند و ثانیا، این شرکت‌ها کمتر در معرض چسبندگی هزینه‌ها هستند زیرا عملیات‌های ناموفق با احتمال بیشتری در این شرکت‌ها تعدیل می‌شـوند. همچنین، مطابق یافته‌های بانکر و همکاران (۲۰۱۶)، عدم کنترل چسـبندگی هزینه‌ها حداکثر به میزان ۲۵ درصـد باعث تورش و بیش‌نمایی تخمین‌های محافظه‌کاری می‌شود. شواهد مشابهی توسط صفرزاده، بیگ پناه (۱۳۹۳)، هاشمی، امیری و نجاتی (۱۳۹۳) خدادادی، نیک کار و حاجی زاده (۱۳۹۴) ارائه می‌شـود. این یافته‌ها نشـان می‌دهد که تأثیر چسـبندگی هزینه بر رفتار نامتقارن سـود حسـابداری در مقایسـه با محافظه‌کاری شـرطی غالب نیسـت. مضـافا، به رغم عدم وجود شـواهد تجربی، می‌توان پیشـبینی کرد که این تأثیر بر اقلام تعهدی سـرمایه در گردش ناچیزتر اسـت، زیرا به فرض متأثر شـدن جزء تعهدی سـود از چسبندگی هزینه، این تأثیر بیشتر در مورد هزینه‌های معوقه پرداختنی و اقلام تعهدی استهلاک رخ می‌دهد. چسبندگی هزینه حقوق و دستمزد در صورتی می‌تواند بر اقلام تعهدی سرمایه در گردش موثر باشد که واحد اقتصادی نیروی انسانی خود را تعدیل نکند اما پرداخت دستمزدها را به تأخیر بیاندازد. با این وجود یک تأخیر طولانی مدت در پرداخت دسـتمزدها اثری مشـابه تعدیل عملیات بر هزینه معامله دارد و آن را افزایش می‌دهد. همچنین، اگر چه مطابق اندرسون، بانکر و جانکرمان (۲۰۱۳)، واحدهای تجاری دارای نسـبت دارایی ثابت بالا، میزان بیشـتری از چسبندگی هزینه را نشان می‌دهند، با این وجود، هزینه‌های چسبنده مربوط به دارایی‌های ثابت تأثیری بر سرمایه در گردش ندارند و به طور مشابه، بر اقلام تعهدی سرمایه در گردش بی‌تأثیر هسـتند. چسـبندگی هزینه تأثیری بر حسـاب‌های دریافتنی ندارد، چون این جزء سـرمایه در گردش مربوط به درآمدهاسـت و نه هزینه‌ها. و سـر آخر، کاهش فروش به دلیل موجودی‌های فروش نرفته باقی مانده در انبار یک اثر مثبت بر موجودی‌ها دارد که تأثیر افزاینده چسـبندگی

هزینه‌ها بر جزء بدهی‌های جاری سرمایه در گردش را تا حد زیادی خنثی می‌کند. مطابق این فرض‌ها، می‌توان استنباط کرد که، در مقایسه با محافظه‌کاری شرطی، تأثیر چسبندگی هزینه‌ها بر اقلام تعهدی سرمایه در گردش احتمالا کمتر است.

در پژوهش حاضر، به منظور بررسی دقیقتر تأثیر محافظه‌کاری شرطی بر اقلام تعهدی، نخست این استنباط ارائه می‌شود که کاهش فروش می‌تواند به عنوان نشانه‌ای برای خبر بد تلقی شود و بر این اساس، انتظار می‌رود اقلام تعهدی یک تابع خطی تکه‌ای از متغیر تغییر فروش باشد. فایرفیلد و همکاران (۲۰۰۹) شواهدی ارائه می‌دهند که رشد فروش، در مقایسه با رشد دارایی‌های عملیاتی و رشد ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام پایدارتر است. همچنین دیچاو و شراند (۲۰۰۴) نشان می‌دهند که فروش پایدارترین جزء صورت سود و زیان است. پایداری فروش و پایداری تغییر فروش به این معنا است که شوک‌های فروش برای زمان طولانی‌تری در حافظه سری زمانی فروش باقی می‌مانند. شواهد تجربی دیگر نشان می‌دهد که تغییر فروش در مقایسه با بازده سهام و جریان‌های نقدی عملیاتی معیار بهتری برای آزمون کاهش جریان‌های نقدی آتی دارایی‌ها است (بانکر و همکاران، ۲۰۱۴). از این رو، در خصوص زیان‌های اقتصادی احتمالی آینده (خبر بد)، کاهش فروش احتمالا می‌تواند آگاهی دهنده‌تر از معیارهای دارای نویز بازده منفی و کاهش جریان‌های نقدی عملیاتی باشد. یک تغییر منفی در فروش می‌تواند نشانه‌ای از افت پایدار تقاضا و متعاقب آن افزایش احتمال کاهش ارزش موجودی‌ها و افزایش احتمال عدم وصول مطالبات باشد. از استانداردهای حسابداری ایران به طور ضمنی مستفاد می‌شود که کاهش فروش می‌تواند نشانه‌ای از زیان‌های اقتصادی تحقق نیافته باشد. مطابق استاندارد شماره ۸، «موجودی‌های مواد و کالا باید بر مبنای قاعده اقل بهای تمام شده و خالص ارزش فروش تک تک اقلام یا گروه‌های اقلام مشابه اندازه‌گیری شوند» و در صورت رخدادهایی مانند نابابی یا کاهش تقاضا بایستی هزینه کاهش ارزش موجودی‌ها شناسایی و در سود و زیان منعکس شود. مطابق استاندارد شماره ۳، هرگاه در مورد قابلیت وصول بخشی از درآمد عملیاتی شناسایی شده قبلی ابهام ایجاد شود، مبلغ غیرقابل وصول یا مبلغی که بازیافت آن نامحتمل است، باید به حساب هزینه منظور شود. به رغم آنکه شناسایی سریع این زیان‌های تحقق نیافته می‌تواند باعث کاهش سود و کاهش دارایی‌های جاری شود، مطالعات گذشته نشان می‌دهند که قرارداد بستن و پیگرد قانونی عاملی موثر در تشویق مدیر به اتخاذ یک

رویکرد محافظه‌کارانه است (واتز، ۲۰۰۳؛ بال، رابین و سادکا، ۲۰۰۸). شناسایی سریعتر زیان‌های اقتصادی می‌تواند منافع گروه‌های مشارکت‌کننده در واحد تجاری را محفوظ نگاه دارد. محافظه‌کاری شرطی، علاوه بر آن‌که می‌تواند کیفیت گزارشگری را افزایش دهد، همچنین می‌تواند به قصد ارسال یک پیام به رقبای احتمالی و بالقوه صورت گیرد. کلینچ و وروچیا (۱۹۹۷) و لی (۲۰۱۰) شواهدی ارائه می‌دهند که شرکت‌ها، چه در صنایع با رقابت شدید و چه در صنایع با رقابت اندک، برای شناسایی سریع زیان‌های اقتصادی تحقق نیافته و اتخاذ محافظه‌کاری شرطی انگیزه دارند تا بدین وسیله وضعیت رقابتی خود را در مقابل رقبای بالقوه و موجود بهبود ببخشند. در صنایع با رقابت اندک، شناسایی سریع زیان‌های تحقق نیافته می‌تواند شرکت‌هایی را که می‌خواهند به این بازار وارد شوند دلسرد کند. همچنین در صنایع با رقابت شدید، شناسایی سریع زیان‌های اقتصادی می‌تواند رقبای فعلی را از تولید بیش از حد به منظور افزایش حاشیه فروش هر واحد باز دارد (دالیوال، هانگ، خورانا و پریرا، ۲۰۱۴). در صورتی که متعاقب کاهش فروش، زیان‌های تحقق نیافته ناشی از کاهش ارزش موجودی‌ها و کاهش خالص ارزش بازیافتنی مطالبات شناسایی شود، اقلام تعهدی سرمایه در گردش با آهنگ سریعتری کاهش خواهد یافت و لذا اقلام تعهدی به یک تابع خطی تکه‌ای از تغییر فروش تبدیل خواهد شد. عدم کنترل این الگوی تغییر خطی تکه‌ای می‌تواند باعث ایجاد خطای اندازه‌گیری قابل پیشبینی در مدل‌های تعهدی استاندارد شود.

عامل دیگری که می‌توان برای توضیح الگوی تغییر خطی تکه‌ای احتمالی اقلام تعهدی پیشنهاد داد، تغییر سیاست مدیریت سرمایه در گردش به دلیل کاهش فروش است. انگیزه پیشنهاد این عامل دیگر این است که دی آنجلو، دی آنجلو و اسکینر (۱۹۹۴) وجود اقلام تعهدی غیرعادی منفی عمده در شرکت‌های دچار مشکل مالی را به مدیریت سود نسبت می‌دهند در حالی که باتلر، لئون و ویلنبورگ (۲۰۰۴) ایجاد این اقلام تعهدی منفی را ناشی از تأثیر معاملات کاهش‌دهنده سرمایه در گردش غیرنقدی به منظور بقاء و دستر سی به وجه نقد می‌دانند. یافته‌های باتلر و همکاران، می‌تواند نشان دهد که تغییر سیاست سرمایه در گردش در شرایط بد مالی می‌تواند باعث ایجاد اقلام تعهدی عادی منفی شود. کاهش فروش می‌تواند نشانه‌ای از شرایط بد مالی باشد و نتیجتا، باعث تبدیل الگوی تغییر خطی اقلام تعهدی به یک الگوی تغییر خطی تکه‌ای شود. مطابق بال (۲۰۱۳) سرمایه در گردش یک متغیر تصادفی است

و نه یک متغیر متعین، زیرا این متغیر شوک‌های وارده به عرضه و تقاضا را جذب می‌کند. بر این اساس، هنگامی که فروش کاهش می‌یابد، ممکن است سیاست سرمایه در گردش تغییر کند: فروش‌های اعتباری افزایش یابد تا مشتریان حفظ شوند و پرداخت حساب‌های پرداختنی به دلیل حفظ وجه نقد به تعویق افتد. همچنین، به دلیل تقدم زمانی خرید نسبت به فروش در اکثر صنایع (برنارد و استوبر، ۱۹۸۹؛ برتیسماس و تیلی، ۲۰۰۶)، در دوره‌های افت فروش، بخشی از موجودی‌ها به صورت فروش نرفته در انبارها باقی می‌ماند. اثر کلی این تغییرات، یک تغییر مثبت در تک‌تک اقلام تعهدی عمده (تغییر حساب‌های دریافتنی، تغییر موجودی‌ها و تغییر حساب‌های پرداختنی) و یک تغییر منفی شدید در کل اقلام تعهدی سرمایه در گردش است، زیرا تغییر بدهی‌ها به دلیل حفظ وجه نقد بیشتر از مجموع تغییر دارایی‌های جاری غیرنقدی است. در نتیجه، به شکلی مشابه با تأثیر شناسایی نامتقارن زیان‌های اقتصادی، می‌توان پیش بینی کرد که هنگامی که فروش کاهش می‌یابد، تغییر سیاست خرید و فروش‌های اعتباری می‌تواند باعث تغییر خطی تکه‌ای اقلام تعهدی شود به منظور آزمون تجربی پیش‌بینی‌های فوق، فرضیه اول پژوهش به شرح زیر تدوین می‌شود:

فرضیه اول: هنگامی که فروش کاهش می‌یابد، اقلام تعهدی سرمایه در گردش با شیب بیشتری نسبت به هنگامی که فروش افزایش می‌یابد، تغییر می‌کند.

در پژوهش حاضر، همچنین پیشنهاد می‌شود که برای شناسایی عامل اقتصادی غالب در الگوی تغییر خطی تکه‌ای اقلام تعهدی نسبت به تغییر فروش، می‌توان به رفتار سود حسابداری، رفتار جریان‌های نقدی عملیاتی و رفتار انفرادی اجزای اقلام تعهدی سرمایه در گردش توجه کرد. شناسایی پیش از وقوع زیان‌های اقتصادی تحقق نیافته به دلیل خبر بد (کاهش فروش)، به واسطه انعکاس همزمان آن در اقلام تعهدی سرمایه در گردش و سود حسابداری، باعث کاهش بیش از انتظار اقلام تعهدی سرمایه در گردش و سود حسابداری می‌شود. با این وجود، تغییر سیاست مدیریت سرمایه در گردش هنگام کاهش فروش، به رغم آن که می‌تواند باعث ایجاد اقلام تعهدی منفی غیر منتظره شود، تأثیری بر سود حسابداری ندارد و لذا باعث ایجاد تغییر نامتقارن در سود حسابداری نمی شود. برای توضیح بیشتر باید توجه کرد که اقلام تعهدی دو نقش عمده را در حسابداری ایفاء می‌کند: نقش اصلی اقلام تعهدی، مطابق دیچاو (۱۹۹۴)، کاهش نویز ناشی از نوسانات موقتی و ناپایدار جریان‌های نقدی عملیاتی و تبدیل آن به سود

حسابداری تعهدی به عنوان یک معیار بهتر عملکرد است و نقش دوم آن، مطابق بال و شیواکمار (۲۰۰۵)، انعکاس زودهنگام زیان‌های اقتصادی تحقق نیافته است. هنگامی که به دلیل تغییر سیاست مدیریت سرمایه در گردش در دوره‌های کاهش فروش، سرمایه در گردش غیر نقدی یک کاهش غیرمنتظره پیدا می‌کند، از آنجا که اقلام تعهدی زمان‌بندی شناسایی جریان‌های نقدی عملیاتی را در سود تغییر می‌دهد، اقلام تعهدی نقش خود را در کاهش نویز ایفاء می‌کند و بدین ترتیب سود حسابداری (به استثنای کاهش مورد انتظار آن به دلیل افت فروش) متأثر نمی شود. اقلام تعهدی منفی غیرمنتظره‌ای که به وا سطه تغییر تصمیمات عملیاتی ایجاد می‌شود تنها جزء جریان‌های نقدی عملیاتی سود را متأثر می‌کند و باعث تغییر نامتقارن آن نسبت به حالتی می‌شود که تصمیمات عملیاتی تغییر نمی‌کند. مطابق این پیشبینی، تغییر سیاست مدیریت سرمایه در گردش باعث رفتار نامتقارن جریان‌های نقدی عملیاتی نیز می شود و انتظار می‌رود به دلیل تأثیر این عامل، جریان‌های نقدی عملیاتی هنگامی که فروش کاهش می‌یابد با شیب کمتری کاهش یابد. پیشبینی تأثیر محافظه‌کاری شرطی بر رفتار جریان‌های نقدی عملیاتی پیچیده‌تر است. مطابق بال و شیواکمار (۲۰۰۶)، یک زیان اقتصادی محتمل برابر است با یک کاهش غیرمنتظره در جریان‌های نقدی دوره جاری و یک کاهش در جریان‌های نقدی آتی. کاهش فروش (به عنوان خبر بد) می‌تواند نشاندهنده یک کاهش احتمالی جریان‌های نقدی آتی ناشی از دارایی‌ها و همچنین یک کاهش غیرمنتظره جریان‌های نقدی عملیاتی دوره جاری باشد. در نتیجه، انتظار می‌رود اگر کاهش فروش به شناسایی پیش از وقوع زیان‌های اقتصادی منجر شود، همزمان یک کاهش غیرمنتظره در اقلام تعهدی و در جریان‌های نقدی عملیاتی مشاهده شود. بیان ریاضی ادعاهای فوق بدین شرح است. رابطه زیر بین سود X و اجزای آن (جریان‌های نقدی عملیاتی CFO و کل اقلام تعهدی TAC) برقرار است:

$$X_t = CFO_t + TAC_t$$

فرض کنیم به دلیل کاهش فروش ناشی از رکود در صنعت، یک زیان اقتصادی $\omega = \psi + \Delta$ رخ می‌دهد که بخشی از آن زیان در دوره جاری و در قالب کاهش در جریان‌های نقدی عملیاتی دوره شناسایی می‌شود ($\psi$) و بخشی از آن زیان که مدیر انتظار دارد در دوره آینده واقع شود به دلیل محافظه‌کاری شرطی در دوره جاری و در قالب کاهش اقلام تعهدی شناسایی گردد ($\Delta$):

$$X_t - \Delta - \psi = (CFO_t - \psi) + (TA_t - \Delta)\ if, \Delta S_t < 0$$

در نتیجه، به دلیل شـــناســـایی پیش از وقوع زیان تحقق نیافته در دوره جاری، انتظار می‌رود هنگامی که فروش کاهش می‌یابد، یک کاهش غیرمنتظره هم در ســـود حســـابداری، هم در جریان‌های نقدی عملیاتی و هم در اقلام تعهدی مشاهده شود. بالعکس، در صورتی که کاهش فروش باعث تغییر سیاست مدیریت سرمایه در گردش شود، خواهیم داشت:

$$X_t = (CFO_t + \Delta) + (TA_t - \Delta)\ if, \Delta S_t < 0$$

همچنانکه در معادله فوق مشاهده می‌شود، تغییر تصمیمات عملیاتی باعث کاهش غیرمنتظره اقلام تعهدی به میزان $\Delta$ می‌شود، اما باعث تغییر غیرمنتظره سود حسابداری نمی‌شود. در نتیجه، تغییر غیر منتظره منفی اقلام تعهدی با یک تغییر غیرمنتظره مثبت در جریان‌های نقدی عملیاتی جبران خواهد شد که باعث رفتار نامتقارن جریان‌های نقدی عملیاتی می‌شود. به بیان دیگر، اگر چه جریان‌های نقدی عملیاتی به دلیل افت فروش کاهش می‌یابد، اما به خاطر اثر مثبت تغییر سیاست مدیریت سرمایه در گردش بر وجوه نقد، میزان این کاهش کمتر از میزان مورد انتظار است.

همچنین می‌توان پیشـــبینی کرد که هنگامی که فروش کاهش می‌یابد، رفتار انفرادی اقلام تعهدی عادی عمده (شـامل تغییر حسـاب‌های دریافتنی، تغییر موجودی‌ها و تغییر حسـاب‌های پرداختنی)، تحت تأثیر هر یک از عوامل موثر در رفتار نامتقارن اقلام تعهدی متفاوت اســت. با ثابت فرض کردن ســایر عوامل، محافظه‌کاری شــرطی باعث کاهش حســاب‌های دریافتنی و کاهش موجودی‌ها هنگام کاهش فروش می‌شود. با این وجود، محافظه‌کاری شرطی تأثیری بر حساب‌های پرداختنی ندارد. تغییر سیاست مدیریت سرمایه در گردش هنگام کاهش فروش، باعث تغییر مثبت حســـاب‌های دریافتنی و موجودی‌ها و همچنین تغییر مثبت حســـاب‌های پرداختنی می‌شود، اما شدت تأثیر آن بر تغییر اقلام بدهی سرمایه در گردش بیشتر از تأثیر آن بر تغییر اقلام دارایی سرمایه در گردش است. بیان ریاضی ادعاهای فوق بدین شرح است. رابطه زیر بین اقلام تعهدی ســـرمایه در گردش عملیاتی WCAC و اجزای آن (تغییر حســـاب‌های دریافتنی $\Delta AR$، تغییر موجودی‌ها $\Delta INV$ و تغییر حساب‌های پرداختنی $\Delta AP$) برقرار است:

$$WCAC_t = \Delta AR_t + \Delta INV_t - \Delta AP_t$$

برای سهولت، سایر دارایی‌های جاری غیرنقدی و سایر بدهی‌های جاری عملیاتی در معادله بالا وارد نشده‌اند. در صورت کاهش فروش و اتخاذ یک حسابداری محافظه کارانه داریم:

$$WCAC_t - \Delta = (\Delta AR_t - \Delta^*) + (\Delta INV_t - \Delta^{**}) - \Delta AP_t \; if, \Delta S_t < 0$$

با فرض $\Delta = \Delta^* + \Delta^{**}$، کاهش فروش باعش کاهش اقلام تعهدی سرمایه در گردش و کاهش حساب‌های دریافتنی و موجودی‌ها می‌شود. در مقابل، در صورتی که کاهش فروش منجر به تغییر سیاست مدیریت سرمایه در گردش در راستای بقا و حفظ وجه نقد در واحد تجاری شود، خواهیم داشت:

$$WCAC_t - \Delta = (\Delta AR_t + \Delta^{\circ}) + (\Delta INV_t + \Delta^{\circ\circ}) - (\Delta AP_t + \Delta^{\circ\circ\circ}) \; if, \Delta S_t < 0$$

با فرض $\Delta^{\circ\circ\circ} > \Delta^{\circ} + \Delta^{\circ\circ}$، کاهش فروش باعث کاهش اقلام تعهدی سرمایه در گردش و افزایش در تک تک اجزای تشکیل دهنده آن می‌شود.

مطابق توضیحات یاد شده، انتظار می‌رود یک الگوی جامع و کلی از چگونگی تغییر اجزای اقلام تعهدی، اقلام تعهدی، جریان‌های نقدی و سود حسابداری به دلیل اقدامات مدیر نسبت به کاهش فروش مشاهده شود. برای آزمون تجربی پیش‌بینی‌های فوق، فرضیه‌هایی به شرح زیر تدوین می‌شود:

فرضیه دوم: در صورتی که کاهش فروش باعث تغییر نامتقارن اقلام تعهدی شود، آنگاه اگر سود حسابداری هنگام کاهش فروش با شیب بیشتری در مقایسه با دوره‌های افزایش آن تغییر کند (تغییر نکند)، انتظار می‌رود دارایی‌های جاری غیرنقدی با شیبی بیشتر (شیبی کمتر) نسبت به هنگامی که فروش افزایش می‌یابد تغییر کند و بالعکس.

فرضیه سوم: در صورتی که کاهش فروش باعث تغییر نامتقارن اقلام تعهدی شود، آنگاه اگر سود حسابداری هنگام کاهش فروش با شیب بیشتری در مقایسه با دوره‌های افزایش آن تغییر کند (تغییر نکند)، انتظار می‌رود بدهی‌های جاری عملیاتی با شیبی نامتفاوت (شیبی بیشتر) نسبت به هنگامی که فروش افزایش می‌یابد تغییر کند و بالعکس.

فرضیه چهارم: در صورتی که کاهش فروش باعث تغییر نامتقارن اقلام تعهدی شود، آنگاه اگر سود حسابداری هنگام کاهش فروش با شیب بیشتری در مقایسه با دوره‌های افزایش آن تغییر کند (تغییر نکند)، انتظار می‌رود جریان‌های نقدی عملیاتی با شیبی بیشتر (شیبی کمتر) نسبت به هنگامی که فروش افزایش می‌یابد تغییر کند و بالعکس.

## روش پژوهش

### داده‌ها و نمونه پژوهش

نمونه این پژوهش شامل کلیه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران است که داده‌های مربوط به صورت‌های مالی سالانه آن‌ها برای دوره زمانی ۱۵ ساله از ۱۳۸۰ تا ۱۳۹۴در بانک اطلاعاتی ره آورد نوین در دسترس است. شرکت‌های سرمایه گذاری، موسسات مالی و بانک‌ها از نمونه کنار گذاشته شده‌اند، زیرا ماهیت سرمایه در گردش، اقلام تعهدی و جریان‌های نقدی عملیاتی در این دسته از شرکت‌ها با سایر شرکت‌ها متفاوت است (دیچاو و همکاران، ۱۹۹۵؛ کوتاری و همکاران، ۲۰۰۵). از آنجا که تفاضل مرتبه اول مشاهدات برای محاسبه متغیرهای پژوهش مورد نیاز است نمونه پژوهش به دوره بعد از سال ۱۳۸۰ یعنی دوره ۱۴ ساله ۱۳۸۱ تا ۱۳۹۴ کاسته می شود. کلیه مشاهدات تکراری و ناهمخوان از نمونه کنار گذاشته شده‌اند. همچنین صنایع و شرکت‌هایی که داده‌های کافی برای تخمین پارامترهای مدل‌های پژوهش ندارند از نمونه حذف شده‌اند. بر این اساس، مطابق بال و همکاران (۲۰۰۵)، نمونه در سطح صنعت شامل صنایعی است که دارای حداقل ۳۰ مشاهده در دسترس از هر متغیر و حداقل ۵ مشاهده کاهش فروش باشند. در سطح شرکت حداقل یک سری زمانی بدون انقطاع ۱۰ ساله از مشاهدات هر متغیر برای هر شرکت مورد نیاز است. با اعمال این محدودیت‌ها، یک نمونه شامل ۲۶۴۲ مشاهده شرکت ـــ سال از ۲۰۰ شرکت و ۱۷ صنعت به عنوان نمونه نهایی پژوهش انتخاب شد. به منظور کاهش اثر مقیاس، کلیه متغیرهای پژوهش بر میانگین جمع دارایی‌های دوره قبل و دوره جاری تقسیم گردیدند. کلیه متغیرهای پژوهش به دلیل وجود خطای احتمالی در داده‌ها و مشکلات ناشی از مقیاس زدایی، در سطح ۱٪ مقادیر منتهایی توزیع شان (یعنی، صدک یکم و صدک ۹۹ام) ویرایش[۹] شدند.

### مدل‌های رگرسیونی خطی تکه‌ای پژوهش

در پژوهش حاضر پیش‌بینی می شود که اقلام تعهدی عادی سرمایه در گردش و اجزای آن از یک الگوی تغییر خطی تکه‌ای نسبت به تغییر فروش پیروی می‌کند. به منظور آزمون تجربی این پیش بینی، از یک مدل عمومی خطی تکه‌ای (مدل ۱) استفاده می‌شود:

$$Y_{i.t} = \alpha_0 + \alpha_1 (1/A_{i.t}) + \alpha_2 \Delta S_{i.t} + \alpha_3 (D_{i.t} * \Delta S_{i.t}) + e_{i.t} \qquad \text{مدل ۱}$$

که در آن، اقلام تعهدی سرمایه در گردش WCAC، تغییر دارایی های جاری غیرنقدی ΔNCCA، تغییر بدهی‌های جاری عملیاتی ΔOCL، تغییر حساب‌های دریافتنی $\Delta AR$، تغییر موجودی‌ها $\Delta INV$، تغییر حساب‌های پرداختنی $\Delta AP$، تغییر دارایی‌های جاری عملیاتی غیر نقدی ΔNOCA و تغییر سرمایه در گردش غیرنقدی عملیاتی ΔOWC به جای متغیر وابسته Y جایگزین می‌شوند. 1/A= برابر است با یک تقسیم بر میانگین دارایی‌ها. این متغیر مطابق جونز و به دلیل جلوگیری از ایجاد یک همبستگی کاذب میان متغیرهای وابسته و مستقل که ممکن است به واسطه تقسیم آن‌ها بر جمع دارایی‌ها به وجود بیاید به مدل اضافه می شود. این متغیر اثر این همبستگی های جعلی را کنترل می‌کند. $\Delta S$= تغییر فروش؛ و D= یک متغیر مصنوعی دو ارزشی (۱و۰) است با ارزش ۱ برای کاهش فروش و صفر برای رشد فروش. در پژوهش حاضر، سه سنجه D1، D2 و D3، که به ترتیب به منظور کنترل کاهش فروش، کاهش فروش نقدی و فروش کمتر از میانه صنعت استفاده می‌شود، به جای D در مدل جایگزین می‌شوند. همچنین $e$ جزء اخلال (خطا) است.

به منظور بررسی چگونگی تغییر اقلام تعهدی، جریان‌های نقدی عملیاتی و سود حسابداری از مدل ۲ استفاده می‌شود:

$$Y_{i.t} = \alpha_0 + \alpha_1 (1/A_{i.t}) + \alpha_2 \Delta S_{i.t} + \alpha_3 (D_{i.t} * \Delta S_{i.t}) + \alpha_4 PPE_{i.t} + e_{i.t} \qquad \text{مدل ۲}$$

که در آن، سنجه‌های اقلام تعهدی (شامل اقلام تعهدی عملیاتی OAC، کل اقلام تعهدی TAC)، سنجه‌های جریان‌های نقدی عملیاتی (جریان‌های نقدی عملیاتی تعدیل نشده مطابق استاندارد حسابداری ایران UCFO و جریان های نقدی عملیاتی تعدیل شده مطابق استانداردهای حسابداری آمریکا CFO) و سنجه‌های سود حسابداری ( سود عملیاتی OI و سود خالص قبل از مالیات EBT) به جای متغیر وابسته Y در مدل جایگزین می شوند؛ PPE= ناخالص اموال ماشین آلات و تجهیزات است. بقیه متغیرهای مدل مانند مدل ۱ است. تعریف عملیاتی متغیرهای پژوهش در نگاره (۱) ارائه شده است.

پیش‌بینی علامت ضرایب: در مدل‌های خطی تکه‌ای پژوهش، از آنجا که اگر تغییر فروش مثبت باشد، ارزش متغیر مصنوعی D برابر صفر است، ضریب $\alpha_2$، شیب تغییر متغیر وابسته را هنگام افزایش فروش نشان می‌دهد.

**نگاره (۱): تعریف عملیاتی متغیرهای پژوهش**

| علامت و روش محاسبه متغیر | شرح متغیر |
|---|---|
| $\Delta AP_t$ | تغییر حساب‌های پرداختنی تجاری. |
| $\Delta INV_t$ | تغییر موجودی مواد و کالا. |
| $\Delta AR_t$ | تغییر حساب‌های دریافتنی تجاری. |
| $\Delta NOCA_t = \Delta AR_t + \Delta INV_t$ | تغییر دارایی‌های جاری عملیاتی غیرنقدی. |
| $\Delta OWC_t = \Delta AR_t + \Delta INV_t - \Delta AP_t$ | تغییر سرمایه در گردش غیرنقدی عملیاتی. |
| $CL_t$ | جمع بدهی‌های جاری. |
| $TXP_t$ | جمع مالیات پرداختنی و ذخیره مالیات. |
| $STD_t$ | جمع تسهیلات مالی جاری دریافتی و حصه جاری بدهی بلندمدت. |
| $OCL_t = CL_t - TXP_t - STD_t$ | بدهی جاری عملیاتی. |
| $\Delta OCL_t$ | تغییر بدهی جاری عملیاتی. |
| $\Delta CA_t$ | تغییر دارایی جاری. |
| $\Delta CF_t$ | تغییر وجه نقد دوره جاری نسبت به وجه نقد دوره قبل. |
| $\Delta NCCA_t = \Delta CA_t - \Delta CF$ | تغییر دارایی جاری غیرنقدی. |
| $WCAC_t = \Delta NCCA_t - \Delta OCL_t$ | اقلام تعهدی سرمایه در گردش. |
| $CFTX_t$ | خالص جریان‌های نقدی ناشی از مالیات بر درآمد. |
| $CFR_t$ | خالص جریان‌های نقدی بازده سرمایه‌گذاری‌ها و سود پرداختی تامین مالی. |
| $UCFO_t$ | جریان‌های نقدی عملیاتی طبق استاندارد ایران. |
| $CFO_t = UCFO_t + CFTX_t + CFR_t$ | جریان‌های نقدی عملیاتی. |
| $OI_t$ | سود عملیاتی. |
| $EBT_t$ | سود خالص قبل از کسر مالیات. |
| $NI_t$ | سود خالص. |
| $OAC_t = OI_t - UCFO_t$ | اقلام تعهدی عملیاتی. |
| $TAC_t = NI_t - CFO_t$ | کل اقلام تعهدی. |
| $PPE_t$ | ناخالص اموال، ماشین آلات و تجهیزات. |
| $\Delta S_t$ | تغییر فروش دوره جاری نسبت به فروش دوره قبل. |
| $D1_t$ | متغیر مصنوعی؛ اگر $\Delta S_t < 0$ برابر ۱ و در غیراینصورت صفر. |
| $\Delta S_t - \Delta AR_t$ | تغییر فروش نقدی دوره جاری نسبت به فروش نقدی دوره قبل. |
| $D2_t$ | متغیر مصنوعی؛ اگر $\Delta S_t - \Delta AR_t < 0$ برابر ۱ و در غیراینصورت صفر. |
| $S_t - INDS_t$ | تفاوت فروش در دوره جاری نسبت به میانه فروش در صنعت در همان دوره. |
| $D3_t$ | متغیر مصنوعی؛ اگر $S_t - INDS_t < 0$ برابر ۱ و در غیراینصورت صفر. |

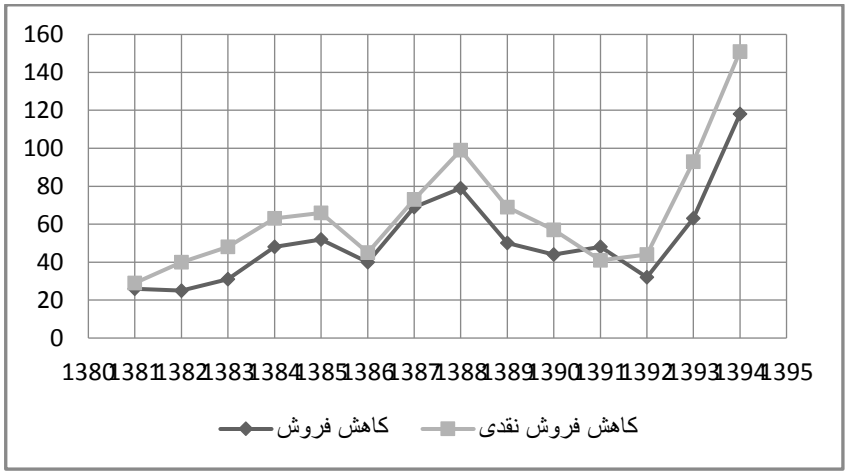
با فرض یکسان بودن سیاست فروش‌های اعتباری واحد تجاری و عرضه‌کنندگان مواد اولیه آن، به دلیل آن که در شرکت‌های سودآور رشد اقلام تعهدی درآمد بیشتر از رشد اقلام

تعهدی هزینه اســت (رونن و یاری، ۲۰۰۸)، انتظار داریم تا یک رابطه مثبت بین تغییر فروش و اقلام تعهدی وجود داشــته باشــد. همچنین مطابق مدل نظری دیچاو و همکاران (۱۹۹۸) یک رابطه مثبت بین اجزای اقلام تعهدی (برای مثال، تغییر حساب‌های دریافتنی)، جریان‌های نقدی عملیاتی و سـود با تغییر فروش وجود دارد. بر این اسـاس برای کلیه متغیرهای وابسـته‌ای که به جای Y جایگزین می‌شــوند انتظار داریم $\alpha_2 > 0$. همچنین از آنجا که اگر تغییر فروش منفی باشد، متغیر مصنوعی D برابر با یک است، $\alpha_2 + \alpha_3$ شیب متغیر وابسته را در دوره‌های کاهش فروش نشــان می‌دهد. عدم وجود یک رابطه خطی تکه ای به این معنا اســت که شــیب متغیر وابسـته در دوره رشـد و کاهش فروش برابر اسـت. یعنی: $\alpha_2 + \alpha_3 = \alpha_2$؛ در نتیجه در کنار مثبت و غیرصـفر بودن $\alpha_2$، داریم: $\alpha_3 = 0$. همچنین، اگر کاهش فروش باعث افزایش شـیب متغیر وابسـته در مقایسـه با شـیب آن در زمان رشـد فروش شـود، داریم: $\alpha_2 + \alpha_3 > \alpha_2$. در نتیجه، اگر $\alpha_3 > 0$ می‌توان نتیجه گرفت که متغیر وابسته هنگام کاهش فروش با شیب بیشتری کاهش می‌یابد. به همین ترتیب، اگر $\alpha_3 < 0$ باشــد می‌توان نتیجه گرفت که متغیر وابســته هنگام کاهش فروش با شــیب کمتری در مقایســه با شــیب آن در زمان افزایش فروش تغییر می‌کند. در مدل ۲، از آنجا که عبارت $\alpha_4 PPE_{i.t}$ اقلام تعهدی عادی منفی اســتهلاک را اندازه‌گیری می‌کند، انتظار می‌رود ضـریب PPE هنگامی که اقلام تعهدی در این مدل به جای متغیر وابســته جایگزین می‌شــود منفی و بالکعس، به دلیل رابطه معکوس اقلام تعهدی و جریان‌های نقدی عملیاتی، علامت این ضــریب برای متغیر وابســته جریان‌های نقدی عملیاتی مثبت با شد. مطابق جونز انتظار می‌رود ضریب متغیر 1/A مثبت با شد چون این متغیر اثر تقسیم متغیرهای وابسـته و مسـتقل بر میانگین دارایی‌ها را کنترل می‌کند. علامت مورد انتظار ضـرایب متغیرهای مسـتقل در مدل‌های خطی تکه‌ای پژوهش بر حسـب این که چه عاملی در ایجاد آن غالب است در نگاره ۳ ارائه شده است.

## آمار توصیفی

تعداد کل مشاهدات ۲۶۴۲ و تعداد مشاهدات کاهش فروش در کل نمونه ۷۲۵ است که در حدود ۲۷٪ از کل مشاهدات است. تعداد مشاهدات کاهش فروش نقدی و تعداد مشاهداتی که کاهش فروش نقدی و کاهش فروش را تواما تجربه کرده‌اند به ترتیب ۹۱۸ و ۶۱۴ است. بر این

اساس، تقریبا ۸۵ درصد (۶۱۴÷۷۲۵) از کل مشاهدات کاهش فروش به دلیل کاهش فروش نقدی رخ داده است.




***شکل (۱): فراوانی مشاهدات کاهش فروش در دوره زمانی پژوهش***

شکل ۱، فراوانی مشاهدات کاهش فروش و کاهش فروش نقدی را برای دوره زمانی ۱۴ ساله (۱۳۸۱ تا ۱۳۹۴) نشان می‌دهد. مطابق این شکل، یک روند صعودی در فراوانی مشاهدات کاهش فروش تا سال ۱۳۸۸، در ادامه یک روند نزولی تا سال ۱۳۹۲ و در نهایت یک روند صعودی شدید تا سال ۱۳۹۴ در فراوانی مشاهدات کاهش فروش در دوره زمانی پژوهش قابل مشاهده است.

آمار توصیفی برای متغیرهای پژوهش در کل نمونه و در دو زیر نمونه مشاهدات رشد فروش (با ۱۹۱۷ مشاهده) و مشاهدات کاهش فروش (با ۷۲۵ مشاهده) در نگاره (۲) ارائه شده است. مطابق نگاره (۲)، چولگی اکثر متغیر های پژوهش خفیف است. برای مثال، چولگی اقلام تعهدی سرمایه در گردش WCAC، اقلام تعهدی عملیاتی OAC و اقلام تعهدی کل TAC به ترتیب ۰/۲۱، ۰/۴۰ و ۰/۴۷ است که از ۰/۵۰ کوچکتر است. همچنین کشیدگی این متغیرها کمتر از ۱/۵ است. بر این اساس می‌توان نتیجه گرفت که متغیرهای یاد شده دارای یک توزیع تقریبا نرمال هستند. جدا از این، از آنجا که مدل‌های پژوهش در سطح صنعت برازش می‌شوند،

به دلیل همگونی بالاتر در میان مشاهدات یک صنعت، احتمالا توزیع متغیرهای وابسته پژوهش تا حد قابل قبولی از یک توزیع نرمال پیروی می‌کند.

***نگاره (۲): آمار توصیفی***

| | کل نمونه | | | | زیرنمونه رشد فروش | زیرنمونه کاهش فروش | آزمون برابری میانگین‌ها | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | میانگین | میانه | چولگی | کشیدگی | میانگین | میانگین | تفاوت | t |
| $\Delta S_t$ | ۰/۱۲۰ | ۰/۰۹۸ | ۰/۷۰ | ۲/۱۴ | ۰/۲۲۳ | −۰/۱۵۱ | ۰/۳۷ | *۵۱/۴ |
| $\Delta S_t - \Delta AR_t$ | ۰/۰۸۵ | ۰/۰۶۲ | ۰/۵۶ | ۲/۰۹ | ۰/۱۷۶ | −۰/۱۵۶ | ۰/۳۳ | *۳۸/۶ |
| $S_t - INDS_t$ | ۰/۰۹۷ | ۰/۰۰۲ | ۱/۲۸ | ۲/۴۸ | ۰/۱۷۵ | −۰/۱۰۹ | ۰/۲۸ | *۱۵/۳ |
| $\Delta AP_t$ | ۰/۰۱۹ | ۰/۰۰۶ | ۰/۷۹ | ۳/۴۵ | ۰/۰۱۹ | ۰/۰۱۹ | ۰/۰۰ | ۰/۰۲ |
| $\Delta INV_t$ | ۰/۰۳۲ | ۰/۰۲۴ | ۰/۵۰ | ۲/۲۶ | ۰/۰۴۱ | ۰/۰۱۳ | ۰/۰۳ | *۶/۵۸ |
| $\Delta AR_t$ | ۰/۰۳۵ | ۰/۰۲۴ | ۰/۳۸ | ۱/۳۶ | ۰/۰۴۷ | −۰/۰۰۴ | ۰/۰۴ | *۹/۹۰ |
| $\Delta OCL_t$ | ۰/۰۴۶ | ۰/۰۳۶ | ۰/۴۵ | ۱/۷۱ | ۰/۰۵۱ | ۰/۰۳۵ | ۰/۰۲ | *۲/۸۵ |
| $\Delta CAWC_t$ | ۰/۰۸۹ | ۰/۰۸۱ | ۰/۳۶ | ۱/۵۸ | ۰/۱۱۶ | ۰/۰۱۶ | ۰/۱۰ | *۱۴/۵ |
| $WCAC_t$ | ۰/۰۴۲ | ۰/۰۳۴ | ۰/۲۱ | ۱/۰۵ | ۰/۰۶۵ | −۰/۰۱۷ | ۰/۰۸ | *۱۲/۵ |
| $OAC_t$ | ۰/۰۲۴ | ۰/۰۱۶ | ۰/۴۰ | ۱/۲۰ | ۰/۰۴۲ | −۰/۰۲۵ | ۰/۰۷ | *۱۲/۴ |
| $TAC_t$ | ۰/۱۱۰ | ۰/۰۹۲ | ۰/۴۷ | ۰/۸۳ | ۰/۱۳۵ | ۰/۰۳۵ | ۰/۱۰ | *۱۴/۳ |
| $CFO_t$ | ۰/۰۲۳ | ۰/۰۲۴ | −۰/۱۵ | ۱/۴۴ | ۰/۰۳۰ | ۰/۰۰۲ | ۰/۰۳ | *۵/۶۷ |
| $UCFO_t$ | ۰/۱۲۲ | ۰/۱۰۸ | ۰/۴۵ | ۰/۹۸ | ۰/۱۳۶ | ۰/۰۸۶ | ۰/۰۵ | *۸/۴۷ |
| $OI_t$ | ۰/۱۴۶ | ۰/۱۲۳ | ۰/۷۳ | ۰/۹۶ | ۰/۱۷۸ | ۰/۰۶۱ | ۰/۱۲ | *۲۳/۴ |
| $EBT_t$ | ۰/۱۳۲ | ۰/۱۰۸ | ۰/۶۳ | ۰/۹۹ | ۰/۱۶۵ | ۰/۰۴۶ | ۰/۱۲ | *۱۹/۶ |
| $PPE_t$ | ۰/۲۷۶ | ۰/۲۲۹ | ۱/۰۰ | ۰/۵۹ | ۰/۲۸۱ | ۰/۲۶۴ | ۰/۰۲ | *۲/۰۵ |
| مشاهدات | ۲۶۴۲ | | | | ۱۹۱۷ | ۷۲۵ | | |

تمام متغیرها بر میانگین دارایی‌ها تقسیم شده‌اند. تمام متغیرها در سطح مقادیر منتهایی ۱ درصد توزیع خود ویرایش شده‌اند. آماره t برای آزمون برابری میانگین زیرنمونه مشاهدات رشد و زیرنمونه مشاهدات کاهش فروش ارائه شده است. مقادیر ستاره دار شده در سطح ۵ درصد معنی‌دار هستند.

میانگین تغییر حساب‌های پرداختنی تجاری ($\Delta AP$) در کل نمونه، و زیرنمونه‌های مشاهدات رشد و کاهش فروش یکسان و برابر ۰/۰۱۹ است. مطابق این یافته، در دوره‌های کاهش فروش بدهی خرید نه تنها کاهش پیدا نکرده است بلکه افزایش یافته است. این یافته می‌تواند شواهدی

را نشان دهد که سیاست مدیران در پرداخت بدهی‌های جاری عملیاتی در دوره‌های کاهش و رشد فروش نامتقارن است.

میانگین و میانه تغییر موجودی مواد و کالا (**ΔINV**) در کل نمونه ۰/۰۳۲ و ۰/۰۲۴ است. میانگین تغییر موجودی های مواد و کالا در زیرنمونه مشاهدات رشد فروش ۰/۰۴۱ و در زیرنمونه مشاهدات کاهش فروش ۰/۰۱۳ است. تفاوت میانگین این متغیر در دو زیر نمونه ۰/۰۳ است که در سطح ۵ درصد معنی‌دار است. تغییر مثبت (افزایش) موجودی مواد و کالا در شرکت‌هایی که کاهش فروش را تجربه می‌کنند می‌تواند ناشی از انباشت موجودی‌های فروش نرفته باشد. میانگین و میانه تغییر حساب‌های دریافتنی تجاری (**ΔAR**) در کل نمونه تقریبا مشابه تغییر موجودی مواد و کالا و به ترتیب ۰/۰۳۵ و ۰/۰۲۴ است. میانگین تغییر حساب های دریافتنی تجاری در زیرنمونه مشاهدات رشد فروش ۰/۰۴۷ و در زیرنمونه مشاهدات کاهش فروش ۰/۰۰۴- است.

میانگین و میانه تغییر بدهی های جاری عملیاتی (ΔOCL) در کل نمونه ۰/۰۴۶ و ۰/۰۳۶ است. میانگین این متغیر در مشاهداتی که کاهش فروش داشته‌اند ۰/۰۳۵ است که نشان می‌دهد در دوره‌های کاهش فروش بدهی‌های جاری عملیاتی افزایش پیدا می‌کنند. حدود ۵۴ درصد این افزایش (یعنی حدود ۰/۰۱۹) متعلق به حساب های پرداختنی تجاری و مابقی متعلق به افزایش سایر بدهی های جاری عملیاتی است. میانگین تغییر دارایی جاری غیرنقدی در دوره‌های کاهش فروش مثبت و برابر ۰/۰۱۶ است. مطابق این یافته‌ها، در دوره‌های کاهش فروش، میانگین تغییر دارایی های جاری غیرنقدی کوچکتر از میانگین تغییر بدهی های جاری عملیاتی است. در نتیجه انتظار می‌رود میانگین اقلام تعهدی سرمایه در گردش (WCAC) در دوره‌های کاهش فروش، منفی [۰/۰۱۹- = ۰۱۶/۰۳۵-۰/۰] و متعاقبا میانگین جریان‌های نقدی عملیاتی مثبت باشد. مطابق انتظار میانگین مشاهده شده اقلام تعهدی سرمایه در گردش در زیرنمونه مشاهداتی که کاهش فروش داشته‌اند ۰/۰۱۷- است. میانگین جریان‌های نقدی عملیاتی تعدیل نشده (UCFO) که مطابق استانداردهای ایران تهیه می‌شود ۰/۰۸۶ است.

تفاوت میانگین اقلام تعهدی سرمایه در گردش در دوره‌های رشد و کاهش فروش یک کاهش معنی‌دار ۰/۰۸ را در دوره‌های کاهش فروش نشان می‌دهد (مقدار آماره t برابر ۱۲/۵ است). این تغیر منفی ۱۲۳ درصدی (۰/۰۶۵ ÷ ۰/۰۸۰-) می‌تواند شواهدی در خصوص الگوی

تغییر خطی تکه‌ای اقلام تعهدی ارائه دهد. تفاوت میانگین جریان های نقدی عملیاتی در دو زیرنمونه مشاهدات رشد و کاهش فروش ۰/۰۵ است که در سطح ۵ درصد معنی‌دار است (مقدار آماره t برابر با ۸/۴۷ است).

به لحاظ نظری، تفاوت میانگین اقلام تعهدی سرمایه در گردش (WCAC) با اقلام تعهدی عملیاتی (OAC) ناشی از اقلام تعهدی منفی استهلاک است (زیرا: OAC=WCAC-Dep). این تفاوت در زیرنمونه مشاهدات کاهش فروش حدود ۰/۰۰۸- است [ (۰/۰۱۷-) - ۰/۰۲۵-]. با این وجود، این تفاوت در زیرنمونه مشاهدات رشد فروش حدود ۰/۰۲۳- است [۰/۰۶۵- ۰/۰۴۲]. کاهش قابل توجه اقلام تعهدی استهلاک در زیرنمونه مشاهدات کاهش فروش ۰/۰۱۵ است که احتمالا می‌تواند ناشی از مدیریت سود یا فروش دارایی‌های ثابت در دوره‌های کاهش فروش باشد. میانگین اموال، ماشین آلات و تجهیزات (PPE) در زیرنمونه مشاهدات رشد و کاهش فروش به ترتیب ۰/۲۸۱ و ۰/۲۶۴ است. نسبت اقلام تعهدی استهلاک به PPE در زیرنمونه مشاهدات رشد فروش ۰/۰۸۲ است (۰/۲۸۱ ÷ ۰/۰۲۳). این نسبت برای زیرنمونه مشاهدات کاهش فروش ۰/۰۳۰ است (۰/۲۶۴ ÷ ۰/۰۰۸) که یک کاهش شدید در نرخ استهلاک را نشان می‌دهد.

میانگین اقلام تعهدی عملیاتی (OAC) و کل اقلام تعهدی (TAC) در کل نمونه به ترتیب ۰/۰۲۴ و ۰/۱۱۰ است. تفاوت این دو متغیر مربوط به اقلام تعهدی مالیات بر درآمد و اقلام تعهدی بازده سرمایه‌گذاری‌ها و سود تامین مالی است. به همین ترتیب میانگین جریان‌های نقدی عملیاتی طبق استاندارد ایران (UCFO) و جریان‌های نقدی عملیاتی تعدیل شده (CFO) در کل نمونه به ترتیب ۰/۱۲۲ و ۰/۰۲۳ است. در کل نمونه، مطابق انتظار سود عملیاتی (OI) دارای میانگین ۰/۱۴۶ است. از آنجا که OI=UCFO+OAC این رقم برابر با مجموع میانگین‌های OAC (۰/۰۲۴) و UCFO (۰/۱۲۲) است. رابطه مشابهی را می‌توان در زیرنمونه شرکت‌هایی که کاهش فروش داشته‌اند مشاهده کرد.

## نتایج آزمون فرضیه‌های پژوهش

داده های پژوهش از نوع داده های تابلویی هستند. از آنجا که کلیه متغیر های پژوهش بر حسب تعریف و ماهیت بر اساس نوعی تفاضل مرتبه اول محاسبه شده‌اند، نگرانی جدی درباره

عدم ایســتایی آن ها در دوره ز مانی پژوهش وجود ندارد. به هر روی، در نتایجی که در نگاره‌های ارائه نشده ا ست، آزمون ایستایی متغیرهای پژوهش با ا ستفاده از آزمون لوین لین و چو انجام شد و ایستایی کلیه متغیرهای پژوهش در سطح معنی داری ۵ درصد رد نشد.

***نگاره (۳): علامت مورد انتظار برای ضرایب رگرسیون‌های خطی تکه‌ای***

| تابلوی اول | | | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| $\Delta NCCA_t$ | $\Delta OCL_t$ | $\Delta OWC_t$ | $\Delta NOCA_t$ | $\Delta AR_t$ | $\Delta INV_t$ | $\Delta AP_t$ | متغیرها | |
| ? | ? | ? | ? | ? | ? | ? | Intercept | |
| + | + | + | + | + | + | + | $1/A_t$ | |
| + | + | + | + | + | + | + | $\Delta S_t$ | |
| + | 0 | + | + | + | + | 0 | CC | $D_t * \Delta S_t$ |
| - | - | + | - | - | - | - | WCG | |
| تابلوی دوم | | | | | | | | |
| $EBT_t$ | $OI_t$ | $CFO_t$ | $UCFO_t$ | $TAC_t$ | $OAC_t$ | $WCAC_t$ | متغیرها | |
| ? | ? | ? | ? | ? | ? | ? | Intercept | |
| + | + | + | + | + | + | + | $1/A_t$ | |
| + | + | + | + | + | + | + | $\Delta S_t$ | |
| + | + | + | + | + | + | + | CC | $D_t * \Delta S_t$ |
| 0 | 0 | - | - | + | + | + | WCG | |
| - | - | + | + | - | - | | $PPE_t$ | |
| این نگاره ضرایب مورد انتظار رگرسیون‌های خطی تکه ای را طبق دو عامل محافظه کاری شرطی (CC) و تغییر مدیریت سرمایه در گردش (WCG) نشان می‌دهد. | | | | | | | | |

برای آزمون تجربی فرضــیه‌های پژوهش، مدل‌های رگرســیونی خطی تکه ای با اســتفاده از داده‌های تابلویی نمونه پژوهش در ســطح صــنعت و مطابق با آزمون‌های انتخاب مدل (شــامل آزمون F ولش، بروش پاگان و هاســمن) به صــورت تلفیقی برازش گردیدند. نتایج برازش مدل‌های خطی تکه‌ای به ترتیب در نگاره (۴)، (۵) و (۶) ارائه شــده اســت. هر یک از این نگاره‌ها شــامل دو تابلو اســت و هر تابلو نتایج برازش مدل رگرســیونی خطی تکه‌ای با ۷ متغیر وابســته متفاوت را ارائه می‌دهد. در تابلوی اول، نتایج برازش مدل خطی تکه‌ای با اســتفاده از اجزای اقلام تعهدی ســرمایه در گردش به عنوان متغیر وابســته و در تابلوی دوم، نتایج برازش خطی تکه‌ای با اســتفاده از اقلام تعهدی ســرمایه در گردش، اقلام تعهدی، جریان‌های نقدی عملیاتی و سود به عنوان متغیر وابسته نمایش داده شده است. نتایج هر یک از مدل‌ها قطعه‌ای از پازل پژوهش را تکمیل می‌کند. برای هر مدل برازش شده، ضرایب برآوردی هر متغیر مستقل

و آماره t (که در پرانتز ارائه شده است)، و ضریب تعیین تعدیل شده ارائه شده است. هر ضریب نمایش داده شده در این نگاره های، میانگین ضرایب بدست آمده ($\bar{\alpha}_i$) در برازش مدل در ۱۷ صنعت مختلف است. به منظور آزمون غیر صفر بودن ضرایب، مطابق فاما و مکبث (۱۹۷۳)، آماره t برای هر ضریب بر ا ساس انحراف معیار توزیع آماری ضرایب ($\sigma\ (\bar{\alpha}_i)$) به شرح زیر محاسبه شده است:

$$\mathrm{t}\ (\bar{\alpha}_i)\ = \frac{\bar{\alpha}_i}{\sigma\ (\bar{\alpha}_i)\ /\sqrt{n}}$$

به همین ترتیب، ضریب تعیین تعدیل شده نمایش داده شده برای هر مدل، میانگین آن در برازش مدل‌ها در سطح صنعت است.

در نگاره (۴)، تابلوی دوم و ستون (i)، نتایج برازش مدل خطی تکه‌ای ۱ با متغیر وابسته اقلام تعهدی سرمایه در گردش ($WCAC_t$) ارائه شده است. مطابق انتظار ضریب تغییر فروش ($\Delta S_t$) مثبت و معنی‌دار است (مقدار ضریب ۰/۱۸۴ و آماره t ۷/۹۷۱ است). مقدار ضریب متغیر برهمکنشی ($D1_t * \Delta S_t$) برابر با ۰/۰۴۶ است که اگر چه علامت آن مطابق پیش بینی است با این وجود مقدار آن در سطح ۵ درصد معنی‌دار نیست (مقدار آماره t برابر ۱/۴۵۴ است). شواهد مربوط به دلایل ایجاد این کاهش $\Delta S_t$ *۰/۰۴۶ در اقلام تعهدی سرمایه در گردش هنگام کاهش فروش (اگرچه در سطح ۵ درصد معنی دار نیست) در تابلوی اول ارائه شده است. مقدار ضریب ($D1_t * \Delta S_t$) در مدل خطی تکه‌ای ۱ با متغیرهای وابسته تغییر دارایی‌های جاری غیرنقدی $\Delta NCCA_t$ و بدهی‌های جاری عملیاتی $\Delta OCL_t$ (به ترتیب در ستون vi و vii نگاره ۴) برابر ۰/۰۹۱- و ۰/۱۳۸- است (با مقادیر t به ترتیب ۲/۴۰۲- و ۳/۴۸۶- که هر دو در سطح ۵ درصد معنی دار هستند). مطابق این یافته‌ها، هنگامی که فروش کاهش می‌یابد، دارایی‌های جاری غیرنقدی با شیب کمتری [۰/۱۸۶=(۰/۰۹۱-) +۰/۲۷۷] نسبت به شیب آن در زمان رشد فروش (۰/۲۷۷) تغییر می‌کند. همچنین شیب تغییر بدهی‌های جاری عملیاتی در زمان کاهش فروش ۰/۰۵۵- [۰/۰-۰۸۳/۱۳۸] است که نشان می‌دهد در دوره‌های کاهش فروش بدهی های جاری عملیاتی افزایش می یابد. از آنجا که $WCAC_t = \Delta NCCA_t - \Delta OCL_t$ و مقدار تغییر مشاهده شده $\Delta OCL_t$ در دوره‌های کاهش فروش بیشتر از تغییر $\Delta NCCA_t$ است میزان تغییر مورد انتظار اقلام تعهدی سرمایه در گردش در دوره‌های کاهش فروش ۰/۰۴۷ [ (۰/۱۳۸-) -۰/۰۹۱- ] است. ضریب مشاهده شده متغیر برهمکنشی

$D1_t * \Delta S_t$ برای متغیر وابسته $WCAC_t$، ۰/۰۴۶ است که با تقریب بالایی با مقدار مورد انتظار آن برابر است. مجموع این یافته‌ها نشان می‌دهد که در دوره‌های کاهش فروش عامل غالب در الگوی تغییر اقلام تعهدی، تغییر سیاست مدیریت سرمایه در گردش به منظور حفظ وجه نقد است.

شواهد بیشتر در تأیید یافته فوق در نتایج سایر مدل‌هایی که در تابلوی اول ارائه شده قابل مشاهده است. ضریب تغییر حساب‌های پرداختنی ($\Delta AP_t$) در دوره‌های رشد فروش ۰/۰۳۵ (t =۰/۹۱۰) است. به دلیل معنی‌دار بودن ضریب $D1_t * \Delta S_t$، شیب تغییر $\Delta AP_t$ در دوره‌های کاهش فروش ۰/۰۳۳- [ (۰/۰۶۸-) + ۰/۰۳۵] است. مطابق این یافته، در دوره‌های کاهش فروش، حساب‌های پرداختنی تجاری احتمالا به دلیل به تأخیر انداختن پرداخت بدهی‌های خرید افزایش می یابد. ضریب متغیر برهمکنشی $D1_t * \Delta S_t$ برای متغیر وابسته تغییر موجودی‌ها ($\Delta INV_t$)، ۰/۰۵۵- (t = -۱/۵۵۴) است که در سطح ۵ درصد معنی دار نیست. با این وجود، این یافته نشان می‌دهد که در دوره‌های کاهش فروش، به طور متوسط اثر انباشت موجودی‌های فروش نرفته شواهد احتمالی مربوط به شناسایی پیش از وقوع زیان‌های اقتصادی یا چسبندگی هزینه را در سایه قرار می‌دهد. ضریب $D1_t * \Delta S_t$ برای متغیر وابسته تغییر حساب‌های دریافتنی تجاری ($\Delta AR_t$) ۰/۰۱۵ است (t =۰/۳۷۳). معنی‌دار نبودن این ضریب نشان می‌دهد که حساب‌های دریافتنی تجاری در دوره‌های رشد و کاهش فروش با شیب یکسانی تغییر می‌کند. معنی‌دار نبودن این ضریب احتمالا به دلیل آن است که کاهش احتمالی بیشتر از انتظار این متغیر به دلیل محافظه‌کاری شرطی با افزایش بیشتر از انتظار ناشی از افزایش فروش‌های نسیه به منظور حفظ مشتریان خنثی شده است.

در ستون ii تابلوی دوم نگاره ۴، نتایج برازش مدل خطی تکه‌ای ۲ با متغیر وابسته اقلام تعهدی عملیاتی (OAC) ارائه شده است. ضریب اموال، ماشین آلات و تجهیزات (PPE)، که مربوط به اقلام تعهدی منفی استهلاک است، مطابق انتظار منفی و معنی‌دار است. مقدار این ضریب ۰/۰۵۸- است و مقدار آماره t محاسبه شده برای آن ۲/۷۳۰- است.

**نگاره (۴): نتایج برازش مدل‌های خطی تکه‌ای در سطح صنعت**

| $\Delta S_t < 0$ تابلوی اول) سنجه کاهش فروش: | | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| متغیرها | $\Delta AP_t$ | $\Delta INV_t$ | $\Delta AR_t$ | $\Delta NOCA_t$ | $\Delta OWC_t$ | $\Delta OCL_t$ | $\Delta NCCA_t$ |
| | i | ii | iii | iv | v | vi | vii |
| Intercept | ۰/۰۲۱<br>(۷/۱۵۹) | ۰/۰۲۱<br>(۶/۰۸۶) | ۰/۰۲۸<br>(۵/۱۹۹) | ۰/۰۴۸<br>(۰/۹۴۲) | ۰/۰۲۹<br>(۴/۶۸۹) | ۰/۰۳۴<br>(۹/۸۲۱) | ۰/۰۵۳<br>(۹/۱۴۳) |
| $1/A_t$ | −۲۲۸۹/۴۸<br>(−۳/۸۷۱) | ۷۳/۸۹۱<br>(۰/۲۲۵) | −۵۸۳/۲۱<br>(−۱/۱۰۰) | −۵۱۹/۱۴<br>(−۰/۷۳۶) | ۱۵۴۷/۸۴<br>(۱/۴۷۴) | −۲۳۷/۵۳<br>(−۰/۳۴۸) | ۲۴۱/۶۸<br>(۰/۲۴۱) |
| $\Delta S_t$ | ۰۳۵ .۰<br>(۲/۹۱۰) | ۰/۰۹۵<br>(۶/۶۴۰) | ۰/۰۹۱<br>(۴/۷۲۲) | ۰/۱۸۸<br>(۶/۷۴۲) | ۰/۱۴۹<br>(۶/۴۱۲) | ۰/۰۸۳<br>(۶/۲۷۹) | ۰/۲۷۷<br>(۹/۳۴۳) |
| $D1_t * \Delta S_t$ | −۰۶۸ .۰<br>(−۲/۳۱۳) | −۰۵۵ .۰<br>(−۱/۵۵۴) | ۰/۰۱۵<br>(۰/۳۷۳) | −۰/۰۳۳<br>(−۰/۷۰۵) | ۰/۰۳۶<br>(۰/۸۱۴) | −۰/۱۳۸<br>(−۳/۴۸۶) | −۰/۰۹۱<br>(−۲/۴۰۲) |
| $\bar{R}^2$ | ۰/۰۳۶ | ۰/۰۶۳ | ۰/۰۶۱ | ۰/۰۹۳ | ۰/۰۷۴ | ۰/۰۲۰ | ۰/۱۵۵ |
| $\Delta S_t < 0$ تابلوی دوم) سنجه کاهش فروش: | | | | | | | |
| متغیرها | $WCAC_t$ | $OAC_t$ | $TAC_t$ | $UCFO_t$ | $CFO_t$ | $OI_t$ | $EBT_t$ |
| | i | ii | iii | iv | v | vi | vii |
| Intercept | ۰/۰۲۱<br>(۳/۵۵۱) | ۰/۰۲۳<br>(۲/۳۷۸) | ۰/۰۶۲<br>(۵/۳۴۵) | ۰/۰۴۶<br>(۴/۳۲۰) | −۰/۰۱۸<br>(−۱/۷۳۳) | ۰/۰۰۸<br>(۱/۱۲۹) | ۰/۰۱۰<br>(۱/۱۲۰) |
| $1/A_t$ | ۵۹۴/۷۶<br>(۰/۵۶۶) | −۴۶۷/۰۶<br>(−۰/۴۱۹) | ۶۸۵/۴۹<br>(۰/۶۴۸) | ۸۴۷/۳۷<br>(۰/۸۹۴) | ۱۰۳۸/۰۸<br>(۱/۰۰۱) | ۶۰۷/۴۳<br>(۰/۸۰۲) | ۱۰۰۰/۴۵<br>(۱/۲۴۸) |
| $\Delta S_t$ | ۰/۱۸۴<br>(۷/۹۷۱) | ۰/۱۵۲<br>(۶/۵۴۱) | ۰/۱۸۱<br>(۹/۱۴۲) | ۰/۱۰۳<br>(۲/۷۲۱) | ۰/۰۸۲<br>(۲/۶۲۶) | ۰/۲۵۳<br>(۷/۴۹۳) | ۰/۲۴۲<br>(۶/۵۵۵) |
| $D1_t * \Delta S_t$ | ۰/۰۴۶<br>(۱/۴۵۴) | ۰/۰۴۰<br>(۱/۰۸۸) | ۰/۰۵۵<br>(۱/۴۳۷) | −۰/۰۵۲<br>(−۱/۱۰۵) | −۰/۰۵۱<br>(−۱/۲۸۹) | −۰/۰۱۴<br>(−۰/۵۰۷) | ۰/۰۰۸<br>(۰/۲۱۴) |
| $PPE_t$ | | −۰/۰۵۸<br>(−۲/۷۳۰) | −۰/۰۹۳<br>(−۲/۹۶۸) | ۰/۰۳۲<br>(۱/۲۰۷) | ۰/۰۸۴<br>(۲/۶۳۳) | −۰/۰۲۰<br>(−۱/۷۰۰) | −۰/۰۲۴<br>(−۱/۳۷۵) |
| $\bar{R}^2$ | ۰/۰۹۵ | ۰/۱۴۷ | ۰/۲۷۵ | ۰/۲۱۹ | ۰/۱۰۸ | ۰/۷۲۰ | ۰/۶۳۹ |

کلیه متغیرها بر میانگین دارایی‌ها تقسیم شده‌اند. کلیه رگرسیون‌ها در سطح صنعت و بر اساس آزمون‌های انتخاب مدل به صورت تلفیقی برازش شده‌اند. تعریف عملیاتی متغیرها در نگاره (۱) ارائه شده است. آماره‌های نمایش داده شده شامل میانگین ضرایب رگرسیونی به دست آمده از هر مدل در ۱۷ صنعت و آماره t است که بر اساس انحراف معیار توزیع آماری ضرایب محاسبه شده است. مقدار آماره t ضرایب رگرسیون در پرانتز ارائه شده است. قدر مطلق آماره t در سطح خطای ۵ درصد، برای آزمون دودامنه و یک دامنه، و برای ۱۷ مشاهده صنعت به ترتیب ۲/۱۲ و ۱/۷۴ است. ضرایب تعیین، میانگین ضرایب تعیین تعدیل شده در سطح صنعت هستند.

ضـــریب $\Delta S_t$، که مربوط به اقلام تعهدی ســـرمایه در گردش اســـت، مطابق انتظار مثبت و معنی‌دار ا ست (مقدار ضریب ۰/۱۵۲ و مقدار آماره t آن ۱۶/۵۴۱ ا ست). ضریب $D1_t * \Delta S_t$ برای OAC برابر با ۰/۰۴۰ است (t =۱/۰۸۸) که در مقایسه با مقدار این ضریب برای WCAC به میزان ۰/۰۰۶ کاهش یافته است. این کاهش می‌تواند ناشی از کاهش غیرمنتظره اقلام تعهدی اســتهلاک در دوره‌های کاهش فروش باشــد. همچنان که پیشــتر اشــاره شــد، به لحاظ نظری تفاوت اقلام تعهدی ســـرمایه در گردش و اقلام تعهدی عملیاتی مربوط به اقلام تعهدی منفی استهلاک است. در تفسیر آمار توصیفی مشاهده شد که میانگین تقریبی اقلام تعهدی استهلاک در زیرنمونه مشـــاهدات کاهش فروش حدود ۰/۰۱۵ میانگین دارایی ها کمتر از میزان مورد انتظار آن بود. کاهش کمتر از انتظار اقلام تعهدی اســـتهلاک در دوره‌های کاهش فروش (که ممکن ا ست نا شی از د ستکاری سود یا مدیریت سود از طریق تغییر طبقه بندی با شد) می‌تواند شتاب نزولی پیش بینی شده اقلام تعهدی در این دوره‌ها را تا حدی کاهش دهد.

در ســـتون iii تابلوی دوم نگاره (۴)، نتایج برازش مدل خطی تکه‌ای ۲ با متغیر وابســـته کل اقلام تعهدی (TAC) ارائه شده ا ست. مقدار ضریب اموال، ما شین آلات و تجهیزات (PPE)، ۰/۰۹۳- و مقدار آماره t محاســبه شــده برای آن ۲/۹۶۸- اســت. ضــریب $\Delta S_t$ دارای بزرگی ۰/۱۸۱ و مقدار آماره t، ۹/۱۴۲ اســت. ضــریب متغیر برهمکنشــی $D1_t * \Delta S_t$ برابر با ۰/۰۵۵ است (t =۱/۴۳۷). به رغم آن که مقدار این ضریب در سطح ۵ درصد معنی دار نیست، علامت مثبت آن نشان می‌دهد که کل اقلام تعهدی در دوره‌های کاهش فروش با شیب بیشتری تمایل به کاهش دارد.

در صـــورتی که تغییر مدیریت ســـرمایه در گردش به دلیل حفظ وجه نقد عامل الگوی تغییر خطی تکه‌ای اقلام تعهدی باشـــد، مطابق فرضـــیه‌های پژوهش انتظار می‌رود تا اولا ضـــریب $D1_t * \Delta S_t$ در مدل خطی تکه‌ای ۲ با متغیر وابســـته جریان‌های نقدی عملیاتی منفی و ثانیا، ضریب این متغیر در مدل خطی تکه‌ای ۲ با متغیر وابسته سود حسابداری نزدیک به صفر و غیر معنی‌دار باشـــد. نتایج تجربی ارائه شـــده در تابلوی دوم نگاره (۴)، این پیش‌بینی‌ها را تأیید می‌کند.

در ســـتون iv و v تابلوی دوم نگاره (۴)، نتایج برازش مدل خطی تکه‌ای ۲ با متغیر وابســـته جریان‌های نقدی عملیاتی تعدیل نشـــده (UCFO) و جریان‌های نقدی عملیاتی تعدیل شـــده

(CFO) ارائه شـــده اســـت. به دلیل رابطه معکوس اقلام تعهدی و جریان‌های نقدی عملیاتی، انتظار می‌رود تا یک رابطه مثبت بین اقلام تعهدی منفی اسـتهلاک و جریان‌های نقدی عملیاتی مشاهده شود. مطابق انتظار، مقدار ضریب اموال، ما شین آلات و تجهیزات (PPE)، در این دو مدل به ترتیب ۰/۰۳۲ (t =۱/۲۰۷) و ۰/۰۸۴ (t =۲/۶۳۶) اســـت. ضـــریب $\Delta S_t$ در دو مدل به ترتیب دارای بزرگی ۰/۱۰۳ (t =۲/۲۷۱) و ۰/۰۸۲ (t =۲/۶۲۶) است. مطابق با علامت پیشبینی شـده ضـریب جریان‌های نقدی عملیاتی طبق عامل غالب تغییر سـیاسـت مدیریت سـرمایه در گردش، ضریب $D1_t * \Delta S_t$ در هر دو مدل منفی و به ترتیب دارای بزرگی ۰/۰۵۲- (۱/۱۰۵- t =) و ۰/۰۵۱- (t = -۱/۲۸۹) است. مطابق این یافته‌ها، جریان‌های نقدی عملیاتی در دوره‌های کاهش فروش با شـــیبی کمتر از شـــیب مورد انتظار آن گرایش به کاهش دارد. این مقاومت جریان‌های نقدی در برابر کاهش بیشتر، به دلیل تغییر سیا ست مدیریت سرمایه در گردش (از جمله تأخیر در پرداخت بدهی‌های جاری) در راستای حفظ وجه نقد است.

در سـتون vi تابلوی دوم نگاره (۴)، نتایج برازش مدل خطی تکه‌ای ۲ با متغیر وابسـته سـود عملیاتی (OI) ارائه شده است. به لحاظ نظری، بزرگی مورد انتظار برای ضریب $\Delta S_t$ و ضریب متغیر برهمکنشی $D1_t * \Delta S_t$ در مدل خطی تکه‌ای با متغیر وابسته سود عملیاتی (OI)، برابر با جمع مقادیر این ضرایب در دو مدل خطی تکه‌ای با متغیرهای وابسته OAC و UCFO ا ست. بر این اســـاس، مقدار مورد انتظار این ضـــرایب به ترتیب ۰/۲۵۵ [۰/۱۵۲+۰/۱۰۳] و ۰/۰۱۲- [ (۰/۰۵۲-) +۰/۰۴۰] اسـت. بزرگی مشـاهده شـده برای ضـریب $\Delta S_t$ در این مدل خطی ۰/۲۵۳ (t = ۷/۴۹۳) است که با تقریب بالایی با مقدار مورد انتظار آن برابر است. هچنین مقدار برآورد شده ضریب متغیر برهمکنشی $D1_t * \Delta S_t$ در مدل ۰/۰۱۴- ا ست (t = -۰/۵۰۷) که نزدیک به صفر و غیر معنی‌دار ا ست. این یافته‌ها مطابق انتظار ا ست و نشان می‌دهد که به طور متو سط الگوی تغییر سود نسبت به تغییر فروش از یک الگوی خطی تکه‌ای پیروی نمی‌کند. در صورتی که عامل غالب در الگوی تغییر اقلام تعهدی در زمان کاهش فروش، شـــناســـایی پیش از وقوع زیان‌های اقتصادی به دلیل محافظه‌کاری یا چ سبندگی هزینه بود انتظار می‌رفت مقدار ضریب برهمکنشی $D1_t * \Delta S_t$ مثبت و معنی‌دار بود (که به معنای کاهش شدیدتر سود در دوره‌های کاهش فروش بود). با این وجود، مطابق یافته‌های پژوهش که پیشتر مورد اشاره قرار گرفت، به طور متو سط تغییر سیا ست مدیریت سرمایه گردش عامل ا صلی در الگوی تغییر اقلام تعهدی

ا ست. این تغییر سیا ست مدیریت سرمایه در گردش در زمان کاهش فروش، که اقلام تعهدی منفی غیرمنتظره ایجاد می‌کند، متعاقبا باعث افزایش غیرمنتظره و جه نقد ناشـــی از عملیات خواهد شد (که شواهد آن پیشتر ارائه شد). کاهش غیرمنتظره اقلام تعهدی و افزایش غیرمنتظره جریان‌های نقدی متقابلا یکدیگر را خنثی می‌کنند و در نتیجه، همچنان که نتایج ارائه شـده در تابلوی دوم نگاره (۴) نشـان می‌دهد، کاهش یا افزایش غیرمنتظره‌ای در سـود مشـاهده نخواهد شد.

نتایج برازش مدل خطی تکه‌ای با متغیر وابسـته سـود خالص قبل از مالیات (EBT) به شـکل همخوانی نتایج قبلی را تأیید می‌کند (نگاره (۴)، تابلوی دوم، سـتون آخر). بزرگی مورد انتظار برای ضریب $\Delta S_t$ و ضریب متغیر برهمکنشی $D1_t * \Delta S_t$ در این مدل برابر با جمع مقادیر این ضرایب در دو مدل با متغیر وابسته TAC و CFO است. بزرگی مشاهده شده برای ضریب $\Delta S_t$ در این مدل خطی ۰/۲۴۲ (t = ۶/۵۵۵) است که با مقدار مورد انتظار آن تقریبا برابر است. هچنین مقدار برآورد شده ضریب متغیر برهمکنشی $D1_t * \Delta S_t$ در مدل ۰/۰۰۸ است (۰/۲۱۴ = t) که نزدیک به صفر و غیر معنی‌دار است.

ضرایب تعیین تعدیل شده مدل‌های خطی تکه‌ای ۲ با متغیرهای وابسته اقلام تعهدی عملیاتی (OAC)، جریان‌های نقدی عملیاتی تعدیل نشـده (UCFO) و سـود عملیاتی (OI)، همچنانکه در تابلوی دوم نگاره (۴) مشـاهده می‌شـود، به ترتیب ۰/۱۵، ۰/۲۲ و ۰/۷۲ اسـت. مطابق این شـواهد، ضـریب تعیین تعدیل شـده سـود عملیاتی به مراتب بالاتر از دو جزء نقدی و تعهدی تشکیل دهنده خود است. در تفسیر این یافته می‌توان به فلسفه نظری سود حسابداری تعهدی به عنوان معیار بهتر عملکرد استناد کرد. هر دو جزء سود یعنی OAC و UCFO دارای یک جزء ناپایدار و دارای نویز هسـتند که متأثر از تصـمیمات عملیاتی، تغییرات سـرمایه در گردش و هموارسـازی سـود اسـت. سـود حسـابداری تعهدی با ترکیب اقلام تعهدی و جریان‌های نقدی عملیاتی میل به خنثی سـازی تغییرات ناپایدار هر دو جزء خود دارد و در نتیجه به دلیل کاهش یا حذف جزء ناپایدار در متغیر وابسته سود، ضریب تعیین افزایش می‌یابد. ضریب تعیین بالاتر سود عملیاتی در مقایسه با جزء نقدی و تعهدی خود شواهد تجربی برای این ادعای نظری ارائه می‌دهد. به شـکلی مشـابه، ضـریب تعیین تعدیل شـده EBT برابر با ۰/۶۴ اسـت که بالاتر از

ضـــرایب تعیین تعدیل شـــده دو جزء نقدی و تعهدی خود CFO و TAC (با ضـــرایب تعیین تعدیل شده به ترتیب ۰/۱۱ و ۰/۲۸) است.

در ادامه نتایج برازش مدل‌های خطی تکه‌ای تشریح می شود که در آن‌ها برهمکنش سنجه کاهش فروش نقدی (یعنی متغیر مصـنوعی $D2_t$) و تغییر فروش $\Delta S_t$به متغیرهای کنترلی متغیر وابسته اضافه شده است. این نتایج در تابلوی اول و دوم نگاره ۵ قابل مشاهده است. در تابلوی دوم و ســـتون (i) این نگاره، نتایج برازش مدل خطی تکه‌ای ۱ با متغیر وابســـته اقلام تعهدی سرمایه در گردش ($WCAC_t$) ارائه شده است. مقدار ضریب $\Delta S_t$ ۰/۱۸۰ است و مقدار آماره t آن ۷/۴۷۰ است. ضریب متغیر برهمکنشی $D2_t * \Delta S_t$ برابر با ۰/۰۸۵ است و مقدار آماره t محاسبه شده برای آن ۲/۱۴۸ است که در سطح ۵ درصد معنی‌دار است. بر این اساس، شیب تغییر اقلام تعهدی ســـرمایه در گردش در زمان کاهش فروش نقدی ۰/۲۶۵ اســـت [۰/۰۸۵ + ۰/۱۸۰] که بزرگتر از شیب آن در زمان افزایش فروش‌های نقدی (۰/۱۸۰) است.

این یافته نشـان می‌دهد که اقلام تعهدی سـرمایه در گردش هنگامی که فروش نقدی کاهش می‌یابد با شـــیب بیشـــتری کاهش می‌یابد. نتایج دیگری که در تابلوی دوم نگاره ۵ ارائه شـــده است، الگوی تغییر خطی تکه‌ای مشابهی را برایOAC و TAC نشان می‌دهند. ضریب متغیر برهمکنشی در مدل‌های برازش شده با این متغیرهای وابسته به ترتیب ۰/۰۴۶ و ۰/۰۶۷ است که مقدار آماره **t** برای آن‌ها به ترتیب ۱/۴۹۹ و ۱/۵۲۲ است.

شـــواهد مربوط به چرایی این کاهش بیشـــتر از انتظار اقلام تعهدی ســـرمایه در گردش در دوره‌های کاهش فروش نقدی در تابلوی اول نگاره ۵ ارائه شده است. ضریب $D2_t * \Delta S_t$ در مدل خطی تکه‌ای ۱ با متغیر وابسته تغییر دارایی‌های جاری غیرنقدی $\Delta NCCA_t$ تقریبا صفر و غیرمعنی دار اســـت. در مقابل، ضـــریب این متغیر برهمکنشـــی در مدل خطی تکه‌ای ۱ با متغیر وابسته تغییر بدهی‌های جاری عملیاتی ($\Delta OCL_t$) ۰/۰۸۴- است که در سطح ۵ درصد معنی‌دار است (t = -۲/۵۱۳). منفی بودن ضریب متغیر برهمکنشی در این مدل نشان می‌دهد که هنگامی که فروش نقدی کاهش می‌یابد بدهی‌های جاری عملیاتی کمتر از میزان مورد انتظار کاهش می‌یابد.

**نگاره (۵): نتایج برازش مدل‌های خطی تکه‌ای در سطح صنعت**

| $(\Delta S_t - \Delta AR_t) < 0$ تابلوی اول) سنجه کاهش فروش: | | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| متغیرها | $\Delta AP_t$ | $\Delta INV_t$ | $\Delta AR_t$ | $\Delta NOCA_t$ | $\Delta OWC_t$ | $\Delta OCL_t$ | $\Delta NCCA_t$ |
| | i | ii | iii | iv | v | vi | vii |
| Intercept | ۰/۰۲۳<br>(۷/۹۰۵) | ۰/۰۲۲<br>(۶/۱۹۳) | ۰/۰۳۲<br>(۷/۸۶۴) | ۰/۰۵۳<br>(۱۱/۰۵۲) | ۰/۰۳۳<br>(۶/۳۷۱) | ۰/۰۳۷<br>(۱۰/۹۵۱) | ۰/۰۵۸<br>(۱۰/۴۵۷) |
| $1/A_t$ | −۲۲۸۶/۴۵<br>(−۳/۷۴۸) | ۳۵/۴۴۹<br>(۰/۱۰۲) | −۳۵۳/۸۸<br>(−۰/۷۱۶) | −۳۱۵/۷۷<br>(−۰/۴۶۴) | ۱۷۴۴/۱۲<br>(۱/۶۶۴) | −۲۰۰/۵۸<br>(−۰/۲۸۸) | ۳۴۱/۹۴<br>(۰/۳۴۱) |
| $\Delta S_t$ | ۰/۰۲۸<br>(۲/۴۷۵ | ۰/۰۹۷<br>(۶/۳۱۷) | ۰/۰۵۹<br>(۳/۶۴۸) | ۰/۱۵۷<br>(۶/۴۸۳) | ۰/۱۲۴<br>(۵/۸۹۶) | ۰/۰۶۶<br>(۴/۷۳۵) | ۰/۲۵۴<br>(۸/۹۰۴) |
| $D2_t * \Delta S_t$ | −۰/۰۳۷<br>(۱/۴۰۶) | −۰/۰۶۲<br>(−۱/۹۳۰) | ۰/۱۵۴<br>(۲/۷۰۹) | ۰/۱۰۲<br>(۱/۸۶۱) | ۰/۱۴۱<br>(۳/۲۸۶) | −۰/۰۸۴<br>(−۲/۵۱۳) | ۰/۰۰۰<br>(−۰/۰۰۵) |
| $\bar{R}^2$ | ۰/۰۳۵ | ۰/۰۶۵ | ۰/۰۸۸ | ۰/۱۰۳ | ۰/۰۸۴ | ۰/۰۱۹ | ۰/۱۵۷ |
| $(\Delta S_t - \Delta AR_t) < 0$ تابلوی دوم) سنجه کاهش فروش: | | | | | | | |
| متغیرها | $WCAC_t$ | $OAC_t$ | $TAC_t$ | $UCFO_t$ | $CFO_t$ | $OI_t$ | $EBT_t$ |
| | i | ii | iii | iv | v | vi | vii |
| Intercept | ۰/۰۲۱<br>(۳/۷۸۵) | ۰/۰۲۱<br>(۲/۹۱۹) | ۰/۰۵۹<br>(۵/۸۸۱) | ۰/۰۴۵<br>(۴/۴۱۰) | −۰/۰۱۹<br>(−۱/۸۵۴) | ۰/۰۰۸<br>(۱/۱۸۴ | ۰/۰۰۹<br>(۱/۰۹۱) |
| $1/A_t$ | ۶۴۵/۷۶<br>(۰/۶۳۴) | ۲۶/۹۸<br>(۰/۰۲۴) | ۵۳۱/۷۶<br>(۰/۵۷۴) | ۷۴۶/۲۷<br>(۰/۷۸۱) | ۹۲۵/۲۶<br>(۰/۹۰۰) | ۵۵۹/۲۲<br>(۰/۷۳۱) | ۹۹۰/۳۵<br>(۱/۲۲۵) |
| $\Delta S_t$ | ۰/۱۸۰<br>(۷/۴۷۰) | ۰/۱۵۶<br>(۷/۸۲۴) | ۰/۱۴۴<br>(۸/۳۴۶) | ۰/۱۱۱<br>(۲/۹۴۶) | ۰/۰۸۹<br>(۲/۹۸۸) | ۰/۲۵۶<br>(۷/۵۳۱) | ۰/۲۴۸<br>(۶/۸۵۴) |
| $D2_t * \Delta S_t$ | ۰/۰۸۵<br>(۲/۱۴۸) | ۰/۰۴۶<br>(۱/۴۹۹) | ۰/۰۶۷<br>(۱/۵۲۲) | −۰/۰۷۹<br>(−۱/۹۸۲) | −۰/۰۸۵<br>(−۲/۰۱۴) | −۰/۰۳۱<br>(−۱/۲۷۷) | −۰/۰۱۱<br>(−۰/۳۱۵) |
| $PPE_t$ | | −۰/۰۸۵<br>(−۳/۸۱۳) | −۰/۰۸۹<br>(−۳/۳۶۹) | ۰/۰۳۳<br>(۱/۲۷۷) | ۰/۰۸۶<br>(۲/۷۱۷) | −۰/۰۱۹<br>(−۱/۶۴۱) | −۰/۰۲۴<br>(−۱/۳۴۶) |
| $\bar{R}^2$ | ۰/۰۹۹ | ۰/۱۵۹ | ۰/۲۲۹ | ۰/۲۲۱ | ۰/۱۱۴ | ۰/۷۲۰ | ۰/۶۳۹ |

کلیه متغیرها بر میانگین دارایی‌ها تقسیم شده‌اند. کلیه رگرسیون‌ها در سطح صنعت و بر اساس آزمون‌های انتخاب مدل به صورت تلفیقی برازش شده‌اند. تعریف عملیاتی متغیرها در نگاره (۱) ارائه شده است. آماره‌های نمایش داده شده شامل میانگین ضرایب رگرسیونی به دست آمده از هر مدل در ۱۷ صنعت و آماره t است که بر اساس انحراف معیار توزیع آماری ضرایب محاسبه شده است. مقدار آماره t ضرایب رگرسیون در پرانتز ارائه شده است. قدر مطلق آماره t در سطح خطای ۵ درصد، برای آزمون دودامنه و یک دامنه، و برای ۱۷ مشاهده صنعت به ترتیب ۲/۱۲ و ۱/۷۴ است. ضرایب تعیین، میانگین ضرایب تعیین تعدیل شده در سطح صنعت هستند.

بررسی دقیقتر نشان می‌دهد که بدهی جاری عملیاتی هنگام کاهش فروش نقدی در واقع افزایش می‌یابد، زیرا شیب این متغیر در زمان کاهش فروش ۰/۰۱۸- است [ (۰/۰۸۴-) + ۰/۰۶۶] در حالی که شیب آن در زمان رشد فروش ۰/۰۶۶ است (t = ۴/۷۳۵). مقایسه ضریب متغیر برهمکنشی در دو مدل خطی تکه‌ای با متغیر وابسته $\Delta NCCA_t$ و $\Delta OCL_t$ نشان می‌دهد که هنگامی که فروش نقدی کاهش می‌یابد، عاملی که باعث کاهش شدیدتر اقلام تعهدی سرمایه در گردش به میزان $\Delta S_t$ * ۰/۰۸۵ می‌شود کاهش نیافتن غیرمنتظره و به بیان دیگر افزایش غیرمنتظره بدهی‌های جاری عملیاتی به میزان $\Delta S_t$ * ۰/۰۸۴ است. این یافته با نتایج قبلی ارائه شده همخوانی دارد و نشان می‌دهد که اولا اقلام تعهدی سرمایه در گردش هنگام کاهش فروش نقدی با شیب بیشتری کاهش می‌یابد و ثانیا عامل اصلی در این الگوی تغییر، تغییر سیاست مدیریت سرمایه در گردش و به تأخیر انداختن پرداخت بدهی‌های جاری عملیاتی به منظور حفظ وجه نقد است. این شواهد همچنین نشان می‌دهد که هنگامی که کاهش فروش نقدی به عنوان سنجه کاهش فروش مورد استفاده قرار می‌گیرد شواهد قوی‌تری در خصوص الگوی تغییر خطی تکه‌ای اقلام تعهدی سرمایه در گردش در مقایسه با زمانی که کاهش فروش به عنوان این سنجه استفاده می‌گردد مشاهده می‌شود. یک توضیح برای این یافته احتمالا می‌تواند وجود خطا در متغیر مستقل باشد. کاهش فروش لزوما به یک اضطرار در حفظ وجه نقد در شرکت منجر نمی‌شود. در حالی که کاهش فروش نقدی می‌تواند اضطرار در حفظ وجه نقد را تشدید کند.

در تابلوی اول، ستون (i) نگاره (۵)، نتایج برازش مدل خطی تکه‌ای با متغیر وابسته تغییر حساب‌های پرداختنی تجاری ($\Delta AP_t$) ارائه شده است. مطابق علامت پیش‌بینی شده طبق عامل تغییر سیاست مدیریت سرمایه در گردش، ضریب متغیر برهمکنشی $D2_t * \Delta S_t$ منفی است (مقدار ضریب ۰/۰۳۷- است که مقدار آماره t آن ۱/۴۰۶- است). به همین ترتیب، ضریب متغیر برهمکنشی $D2_t * \Delta S_t$ در مدل برازش شده با متغیر وابسته تغییر موجودی مواد و کالا ($\Delta INV_t$) برابر با ۰/۰۶۲- است (t = ۱/۹۳۰-). این کاهش کمتر از انتظار موجودی مواد و کالا احتمالا به دلیل انباشت موجودی‌های فروش نرفته در انبار است. ضریب متغیر برهمکنشی $D2_t * \Delta S_t$ در مدل برازش شده با متغیر وابسته تغییر حساب‌های دریافتنی تجاری ($\Delta AR_t$) برابر با ۰/۱۵۴ است که در سطح ۵ درصد معنی دار است (t = ۲/۷۰۹). علامت مثبت ضریب

متغیر برهمکنشی در مدل خطی تکه‌ای با متغیر وابسته تغییر حساب‌های دریافتنی تجاری مطابق با الگوی مورد انتظار آن به دلیل محافظه‌کاری شرطی است. این علامت مثبت نشان می‌دهد که هنگام کاهش فروش نقدی، حساب‌های دریافتنی تجاری با شیب بیشتری کاهش می‌یابد. این کاهش بیشتر می‌تواند ناشی از افزایش ذخیره مطالبات مشکوک الوصول و سوخت مطالبات باشد. با این وجود، علاوه بر دلیل فوق، این کاهش غیرمنتظره در مطالبات همچنین می‌تواند پیامد تلاش بیشتر مدیریت برای وصول مطالبات، به دلیل اضطرار در نقدینگی، باشد. در صورت ثابت بودن سایر عوامل، چنانچه کاهش غیرمنتظره مطالبات ناشی از شناسایی زیان‌های اقتصادی تحقق نیافته به دلیل محافظه‌کاری شرطی باشد آنگاه انتظار می‌رود تا ضریب متغیر برهمکنشی $D2_t * \Delta S_t$ در مدل خطی تکه‌ای ۲ با متغیر وابسته سود عملیاتی (OI) مثبت و معنی دار باشد. به همین ترتیب، در صورتی که کاهش غیرمنتظره مطالبات ناشی از اقدام مدیریت برای وصول هرچه بیشتر مطالبات و کاهش فروش‌های اعتباری باشد، به دلیل عدم تأثیر این اقدام بر سود، ضریب متغیر برهمکنشی در مدل خطی تکه ای ۲ با متغیر وابسته سود عملیاتی احتمالا باید صفر و غیرمعنی دار باشد. ضریب مشاهده برای این متغیر (در تابلوی دوم، ستون vi نگاره ۷) دارای بزرگی ۰/۰۳۱- است که در سطح ۵ درصد معنی‌دار نیست (۱/۲۷۷- = t). به شکل مشابه ضریب متغیر برهمکنشی در مدل برازش شده با متغیر وابسته سود خالص قبل از مالیات (EBT)، که در تابلوی دوم نگاره (۷) قابل مشاهده است، نزدیک به صفر و غیرمعنی‌دار است (مقدار ضریب ۰/۰۱۱- با آماره t: ۰/۳۱۵-).

همراستا با شواهد ارائه شده در بالا که الگوی تغییر خطی تکه‌ای اقلام تعهدی در زمان کاهش فروش را به تغییر سیاست مدیریت سرمایه در گردش مرتبط می‌سازد، شواهد دیگر پژوهش نشان می‌دهد که جریان‌های نقدی هنگام کاهش فروش نقدی با شیبی کمتر از شیب آن در زمان رشد فروش کاهش می‌یابد. ضریب متغیر برهمکنشی $D2_t * \Delta S_t$ در دو مدل خطی تکه‌ای برازش شده با متغیر های وابسته جریان های نقدی عملیاتی ($UCFO_t$) و جریان‌های نقدی عملیاتی تعدیل شده ($CFO_t$) منفی است. مقدار این ضرایب به ترتیب ۰/۰۷۹- و ۰/۰۸۵- است که مقدار آماره t برای آن‌ها به ترتیب ۱/۹۸۲- و ۲/۰۱۴- است.

**نگاره (۶): نتایج برازش مدل‌های خطی تکه‌ای در سطح صنعت**

| متغیرها | $\Delta AP_t$ | $\Delta INV_t$ | $\Delta AR_t$ | $\Delta NOCA_t$ | $\Delta OWC_t$ | $\Delta OCL_t$ | $\Delta NCCA_t$ |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | i | ii | iii | iv | v | vi | vii |
| Intercept | ۰/۰۲۵<br>(۸/۴۷۳) | ۰/۰۲۴<br>(۶/۶۷۹) | ۰/۰۲۹<br>(۷/۱۹۲) | ۰/۰۵۲<br>(۱۱/۰۸۶) | ۰/۰۲۹<br>(۵/۲۳۸) | ۰/۰۴۱<br>(۱۲/۶۱۶) | ۰/۰۵۹<br>(۱۲/۶۳۲) |
| $1/A_t$ | −۲۲۹۷/۹۴<br>(−۳/۸۱۴) | ۸۳/۸۸<br>(۰/۲۴۰) | −۵۳۸/۷۴<br>(−۰/۹۹۶) | −۴۷۷/۴۰<br>(−۰/۶۵۲) | ۱۵۹۸/۳۱<br>(۱/۴۷۸) | −۱۰۷/۰۸<br>(−۰/۱۵۲) | ۳۳۹/۹۳<br>(۰/۳۳۶) |
| $\Delta S_t$ | ۰/۰۲۲<br>(۱/۷۰۷) | ۰/۰۸۶<br>(۵/۷۳۳) | ۰/۰۸۵<br>(۴/۲۰۴) | ۰/۱۷۵<br>(۶/۲۵۹) | ۰/۱۴۷<br>(۶/۸۷۳) | ۰/۰۵۰<br>(۲/۹۸۱) | ۰/۲۶۲<br>(۸/۲۳۱) |
| $D3_t * \Delta S_t$ | −۰/۰۲۶<br>(−۱/۳۹۸) | −۰/۰۲۳<br>(−۱/۵۶۶) | ۰/۰۲۴<br>(۱/۲۱۶) | ۰/۰۰۶<br>(۰/۲۸۴) | ۰/۰۳۹<br>(۱/۷۳۶) | ۰/۰۳۶<br>(−۱/۱۲۳) | −۰/۰۴۴<br>(−۱/۵۱۱) |
| $\bar{R}^2$ | ۰/۰۳۲ | ۰/۰۵۹ | ۰/۰۵۸ | ۰/۰۸۹ | ۰/۰۷۲ | ۰/۰۱۸ | ۰/۱۵۵ |
| متغیرها | $WCAC_t$ | $OAC_t$ | $TAC_t$ | $UCFO_t$ | $CFO_t$ | $OI_t$ | $EBT_t$ |
| | i | ii | iii | iv | v | vi | vii |
| Intercept | ۰/۰۱۹<br>(۳/۴۰۵) | ۰/۰۲۰<br>(۲/۹۹۳) | ۰/۰۵۸<br>(۶/۱۹۸) | ۰/۰۴۶<br>(۴/۸۲۶) | −۰/۰۱۶<br>(−۰/۶۴۹) | ۰/۰۰۸<br>(۱/۴۴۲) | ۰/۰۰۹<br>(۱/۱۹۵) |
| $1/A_t$ | ۵۵۲/۷۳<br>(۰/۵۲۰) | −۱۵۹/۱۲<br>(−۰/۱۳۶) | ۴۱۳/۱۲<br>(۰/۴۳۳) | ۹۳۱/۵۸<br>(۰/۹۱۳) | ۱۰۶۴/۳۲<br>(۱/۰۱۵) | ۶۰۴/۳۹<br>(۰/۷۷۲) | ۱۰۰۲/۳۸<br>(۱/۲۳۳) |
| $\Delta S_t$ | ۰/۲۰۲<br>(۸/۶۳۸) | ۰/۱۶۶<br>(۸/۰۱۶) | ۰/۱۶۱<br>(۸/۷۸۴) | ۰/۱۰۲<br>(۲/۸۵۲) | ۰/۰۷۰<br>(۲/۶۵۶) | ۰/۲۴۸<br>(۷/۶۵۳) | ۰/۲۴۳<br>(۶/۸۹۰) |
| $D3_t * \Delta S_t$ | −۰/۰۰۱<br>(−۰/۰۱۸) | −۰/۰۰۷<br>(−۰/۵۱۵) | ۰/۰۰۶<br>(۰/۲۸۱) | −۰/۰۳۲<br>(−۱/۲۹۷) | −۰/۰۰۸<br>(−۰/۴۵۷) | ۰/۰۰۲<br>(۰/۰۹۳) | ۰/۰۲۲<br>(۰/۹۶۰) |
| $PPE_t$ | | −۰/۰۸۱<br>(−۳/۴۲۰) | −۰/۰۸۹<br>(−۰/۲۳۵) | ۰/۰۳۱<br>(۱/۱۸۱) | ۰/۰۸۵<br>(۲/۶۸۲) | −۰/۰۱۸<br>(−۱/۶۷۶) | −۰/۰۲۵<br>(−۱/۴۵۲) |
| $\bar{R}^2$ | ۰/۰۹۸ | ۰/۱۵۵ | ۰/۲۲۲ | ۰/۲۱۷ | ۰/۱۰۴ | ۰/۷۲۱ | ۰/۶۳۸ |

کلیه متغیرها بر میانگین دارایی‌ها تقسیم شده‌اند. کلیه رگرسیون‌ها در سطح صنعت و بر اساس آزمون‌های انتخاب مدل به صورت تلفیقی برازش شده‌اند. تعریف عملیاتی متغیرها در نگاره (۱) ارائه شده است. آماره‌های نمایش داده شده شامل میانگین ضرایب رگرسیونی به دست آمده از هر مدل در ۱۷ صنعت و آماره t است که بر اساس انحراف معیار توزیع آماری ضرایب محاسبه شده است. مقدار آماره t ضرایب رگرسیون در پرانتز ارائه شده است. قدر مطلق آماره t در سطح خطای ۵ درصد، برای آزمون دودامنه و یک دامنه، و برای ۱۷ مشاهده صنعت به ترتیب ۲/۱۲ و ۱/۷۴ است. ضرایب تعیین، میانگین ضرایب تعیین تعدیل شده در سطح صنعت هستند.

($S_t - IND S_t$) < 0 تابلوی اول) سنجه کاهش فروش:

($S_t - IND S_t$) < 0 تابلوی دوم) سنجه کاهش فروش:

هر دو ضریب در سطح ۵ درصد معنی‌دار هستند. مقاومت جریان‌های نقدی عملیاتی در مقابل کاهش بیشتر، هنگامی که فروش‌های نقدی کاهش می‌یابد، شاهد دیگری است بر این که الگوی تغییر خطی تکه‌ای اقلام تعهدی نه به دلیل شناسایی پیش از وقوع زیان‌های اقتصادی یا چسبندگی هزینه، بلکه به دلیل تغییر سیاست مدیریت سرمایه در گردش است.

در نگاره (۶)، نتایج برازش مدل‌های خطی تکه‌ای مشاهده می‌شود که در آن‌ها برهمکنش سنجه کاهش فروش نسبت به میانه صنعت (یعنی متغیر مصنوعی $D3_t$) و تغییر فروش $\Delta S_t$به متغیرهای کنترلی متغیر وابسته اضافه شده است. همچنانکه مشاهده می شود، اگرچه علامت ضرایب با یکدیگر همخوانی دارد، ضریب متغیر برهمکنشی $D3_t * \Delta S_t$ در هیچ یک از ۱۴ مدل برازش شده در سطح ۵ درصد معنی‌دار نیست. این یافته نشان می‌دهد که احتمالا و به طور متوسط فروش کمتر از متوسط صنعت نمی‌تواند باعث اقدامات واکنشی مدیریت شود.

## کنترل تأخیر مرتبه اول تغییر فروش

مطابق دیچاو و همکاران (۱۹۹۸)، تغییر فروش و تأخیر مرتبه اول آن (یعنی، تغییر فروش دوره قبل) متغیرهای کنترل کننده میزان اقلام تعهدی سرمایه در گردش و اجزای آن (به استثنای تغییر حساب‌های دریافتنی) است. به منظور کنترل بیشتر بر متغیرهای کنترل کننده سطح اقلام تعهدی عادی، در ادامه نتایج برازش مدل‌های خطی تکه‌ای پانلی با کنترل تغییر فروش دوره قبل ارائه می‌شود. در نگاره (۷) نتایج مربوط به برازش این مدل‌ها ارائه شده است. همچنان که در این نگاره مشاهده می‌شود، کنترل تأخیر مرتبه اول تغییر فروش باعث افزایش ضرایب تعیین تعدیل شده مدل‌های خطی تکه‌ای شده است. ضریب تعیین تعدیل شده مدل خطی تکه‌ای با متغیر وابسته اقلام تعهدی عملیاتی ($OAC_t$)، قبل و بعد از کنترل تغییر فروش دوره قبل به ترتیب ۰/۱۵ و ۰/۱۶ است. ضریب متغیر $\Delta S_{t-1}$ در این مدل، ۰/۱۲۷ است که در سطح ۵ درصد معنی‌دار است (t = ۷/۰۶۹). ضریب متغیر برهمکنشی $D1_t * \Delta S_t$ دارای بزرگی ۰/۰۶۲ است (t = ۲/۱۸۳) که در سطح ۵ در صد معنی دار است. مشابه یافته‌های قبل، این یافته نشان می‌دهد که اقلام تعهدی عملیاتی از یک الگوی تغییر خطی تکه‌ای پیروی می‌کند. کنترل تأخیر مرتبه اول تغییر فروش، به قوت این شواهد می‌افزاید.

ضریب تعیین تعدیل شده مدل خطی تکه‌ای با متغیر وابسته اقلام تعهدی سرمایه در گردش ($WCAC_t$)، قبل و بعد از کنترل تغییر فروش دوره قبل به ترتیب ۰/۰۹ و ۰/۱۲ است. ضریب متغیر $\Delta S_{t-1}$ در این مدل، ۰/۰۸۴ است که در سطح ۵ درصد معنی‌دار است (t = ۷/۰۶۹).

***نگاره (۷): نتایج برازش مدل‌های خطی تکه‌ای با کنترل تأخیر مرتبه اول تغییر فروش***

| متغیرها | $\Delta AP_t$ | $\Delta INV_t$ | $\Delta AR_t$ | $\Delta OCL_t$ | $\Delta NCCA_t$ | $WCAC_t$ | $OAC_t$ |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | i | ii | iii | iv | v | vi | vii |
| Intercept | ۰/۰۲۲<br>(۷/۰۶۹) | ۰/۰۱۲<br>(۴/۲۲۰) | ۰/۰۲۸<br>(۵/۱۹۹) | ۰/۰۳۳<br>(۸/۶۹۱) | ۰/۰۴۲<br>(۶/۹۱۷) | ۰/۰۱۲<br>(۱/۶۲۲) | ۰/۰۲۰<br>(۲/۲۵۵) |
| $1/A_t$ | −۱۶۲۶/۴۰<br>(−۲/۷۱۳) | ۴۰۳/۰۴<br>(۰/۷۶۵) | −۵۸۳/۲۱<br>(−۱/۱۰) | −۱۶۷۱/۲۳<br>(−۱/۷۳۵) | −۹۵۵/۷۹<br>(−۱/۱۶۵) | ۶۴۳/۶۷<br>(۰/۴۷۰) | ۱۹۴/۹۷<br>(۰/۱۲۵) |
| $\Delta S_t$ | ۰/۰۳۶<br>(۲/۹۶۳) | ۰/۰۸۶<br>(۵/۸۳۷) | ۰/۰۹۱<br>(۴/۷۲۲) | ۰/۰۷۰<br>(۴/۷۷۰) | ۰/۲۵۷<br>(۸/۶۹۹) | ۰/۱۸۱<br>(۷/۷۸۷) | ۰/۱۳۵<br>(۶/۵۶۲) |
| $D1_t * \Delta S_t$ | −۰/۵۵<br>(−۱/۷۵۹) | −۰/۰۲۴<br>(−۰/۷۶۸) | ۰/۰۱۵<br>(۰/۳۷۳) | −۰/۱۲۴<br>(−۲/۸۳۱) | −۰/۰۵۰<br>(−۱/۰۹۸) | ۰/۰۸۱<br>(۲/۴۱۸) | ۰/۰۶۲<br>(۲/۱۸۳) |
| $\Delta S_{t-1}$ | ۰/۰۰۷<br>(۰/۶۸۸) | ۰/۰۸۵<br>(۴/۶۹۷) | | ۰/۰۴۹<br>(۲/۵۵۷) | ۰/۱۴۰<br>(۵/۳۹۹) | ۰/۰۸۴<br>(۳/۵۲۷) | ۰/۱۲۷<br>(۷/۰۶۹) |
| $D1_t * \Delta S_{t-1}$ | ۰/۰۲۴<br>(۰/۹۵۸) | −۰/۰۰۵<br>(−۰/۲۳۴) | | −۰/۰۲۹<br>(−۱/۰۰۵) | −۰/۰۰۹<br>(−۰/۲۰۵) | ۰/۰۳۳<br>(۰/۸۲۴) | −۰/۰۴۳<br>(−۱/۸۸۴) |
| $PPE_t$ | | | | | | | −۰/۰۹۷<br>(−۴/۳۴۶) |
| $\overline{R}^2{}_C$ | ۰/۰۵۳ | ۰/۱۱۶ | ۰/۰۶۱ | ۰/۰۳۱ | ۰/۱۹۴ | ۰/۱۲۴ | ۰/۱۵۶ |
| $\overline{R}^2{}_U$ | ۰/۰۳۶ | ۰/۰۶۳ | ۰/۰۶۱ | ۰/۰۲۰ | ۰/۱۵۵ | ۰/۰۹۵ | ۰/۱۴۷ |

کلیه متغیرها بر میانگین دارایی‌ها تقسیم شده‌اند. کلیه رگرسیون‌ها در سطح صنعت و بر اساس آزمون‌های انتخاب مدل به صورت تلفیقی برازش شده‌اند. تعریف عملیاتی متغیرها در نگاره (۱) ارائه شده است. آماره‌های نمایش داده شده شامل میانگین ضرایب رگرسیونی به دست آمده از هر مدل در ۱۷ صنعت و آماره t است که بر اساس انحراف معیار توزیع آماری ضرایب محاسبه شده است. مقدار آماره t ضرایب رگرسیون در پرانتز ارائه شده است. قدر مطلق آماره t در سطح خطای ۵ درصد، برای آزمون دودامنه و یک دامنه، و برای ۱۷ مشاهده صنعت به ترتیب ۲/۱۲ و ۱/۷۴ است. ضرایب تعیین، میانگین ضرایب تعیین تعدیل شده در سطح صنعت هستند. اندیس C و U برای ضریب تعیین تعدیل شده به ترتیب معرف ضریب تعیین تعدیل شده مدل بعد و قبل از کنترل تأخیر مرتبه اول تغییر فروش است.

ضریب متغیر برهمکنشی $D1_t * \Delta S_t$ در این مدل دارای بزرگی ۰/۰۸۱ است (t = ۲/۱۸۳) که در سطح ۵ درصد معنی‌دار است. این یافته نشان می‌دهد که اقلام تعهدی سرمایه در گردش هنگام کاهش فروش با شیب بیشتری کاهش می‌یابد. بررسی بیشتر نشان می‌دهد که دلیل این کاهش غیرمنتظره به دلیل افزایش غیرمنتظره اقلام تعهدی منفی ناشی از افزایش بدهی‌های جاری عملیاتی است. این شواهد در نگاره ۷ قابل مشاهده است. ضریب تعیین تعدیل شده متغیر خطی با متغیر وابسته تغییر دارایی‌های جاری غیرنقدی عملیاتی $(\Delta NCCA_t)$، قبل و بعد از کنترل تغییر فروش دوره قبل به ترتیب ۰/۱۶ و ۰/۱۹ است. ضریب متغیر $\Delta S_{t-1}$ در این مدل، ۰/۰۴۹ است که در سطح ۵ درصد معنی دار است (t = ۲/۵۵۷). ضریب متغیر برهمکنشی $D1_t * \Delta S_t$ دارای بزرگی ۰/۰۵۰- است (t = -۱/۰۹۸) که در سطح ۵ درصد معنی دار نیست. در مقابل، در مدل خطی تکه‌ای با متغیر وابسته تغییر بدهی جاری عملیاتی $(\Delta OCL_t)$، ضریب متغیر برهمکنشی $D1_t * \Delta S_t$ دارای بزرگی ۰/۱۲۴- است (t = -۲/۸۳۱) که در سطح ۵ درصد معنی‌دار است. ضریب تعیین این مدل قبل و بعد از کنترل تغییر فروش دوره قبل، ۰/۰۲ و ۰/۰۳ است. این یافته نشان می‌دهد که به طور متوسط در دوره‌های کاهش فروش، بدهی‌های جاری عملیاتی افزایش می‌یابد. بر اساس این مشاهدات، بزرگی مورد انتظار برای ضریب متغیر برهمکنشی $D1_t * \Delta S_t$ در مدل خطی تکه‌ای با متغیر وابسته اقلام تعهدی سرمایه در گردش ۰/۰۷۴ [ (۰/۱۲۴-) -۰/۰۵۰-] است که تقریبا با مقدار مشاهده شده آن برابر است. یافته‌های فوق، شواهد بیشتری ارائه می‌دهد که تغییر مدیریت سرمایه در گردش عامل غالب در الگوی تغییر خطی تکه‌ای اقلام تعهدی است.

## شواهد بیشتر در خصوص الگوی تغییر خطی تکه‌ای

به منظور مقایسه و ارائه شواهد بیشتر، نتایج برازش مدل‌های خطی تکه‌ای که در سطح کل نمونه تصریح شده‌اند، و در آن‌ها اثرات سال (Year) و اثرات صنعت (Industry) کنترل شده است، در نگاره (۸) ارائه می شود. برای این منظور، برای هر سال و هر صنعت به طور جداگانه یک متغیر مصنوعی تعریف و به مدل وارد می شود که اگر مشاهده به آن سال یا صنعت تعلق داشته باشد متغیر مصنوعی ارزش یک و در غیر اینصورت ارزش صفر به خود می‌گیرد. همچنان که مشاهده می‌شود، ضریب متغیر برهمکنشی $D1_t * \Delta S_t$ در مدل برازش شده با

متغیر وابسته کل اقلام تعهدی (TAC)، بدون کنترل سال و صنعت و با کنترل اثرات سال و صنعت، به ترتیب ۰/۱۳۷ و ۰/۰۸۲ است که در سطح ۵ درصد معنی دار است.

**نگاره (۸): نتایج برازش مدل‌های خطی تکه‌ای در سطح کل نمونه**

| متغیرها | $WCAC_t$ | | | $TAC_t$ | | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | i | ii | iii | iv | v | vi |
| Intercept | ۰/۰۲۶<br>(۷/۴۹۳) | ۰/۰۲۹<br>(۷/۰۱۶) | ۰/۰۷۳<br>(۲/۸۹۲) | ۰/۱۰۳<br>(۱۳/۳۷) | ۰/۱۱۴<br>(۱۳/۴۷) | ۰/۱۹۷<br>(۶/۹۲۷) |
| $1/A_t$ | −۳۷۶/۵<br>(۰/۷۲۳) | −۳۴۵/۷<br>(−۰/۶۶۹) | −۴۸۲/۹<br>(−۰/۹۱۴) | −۳۸۲/۱<br>(−۰/۷۵۶) | −۳۱۹/۷<br>(−۰/۶۲۸) | −۸۸۶/۳<br>(−۱/۷۳۶) |
| $\Delta S_t$ | ۰/۱۴۵<br>(۹/۹۷۸) | ۰/۱۳۰<br>(۸/۳۰۱) | ۰/۱۲۵<br>(۷/۷۱۹) | ۰/۰۹۷<br>(۷/۳۶۱) | ۰/۰۶۱<br>(۳/۷۵۶) | ۰/۰۶۳<br>(۳/۹۵۳) |
| $D1_t * \Delta S_t$ | | ۰/۰۴۷<br>(۱/۴۷۵) | ۰/۰۱۱<br>(۰/۳۳۱) | | ۰/۱۳۷<br>(۳/۷۹۹) | ۰/۰۸۲<br>(۲/۳۶۰) |
| $PPE_t$ | | | | −۰/۱۰۱<br>(−۵/۶۰۴) | −۰/۱۰۴<br>(−۵/۷۷۳) | −۰/۱۱۴<br>(−۵/۶۵۰) |
| $Year$ | | | −۰/۰۰۳<br>(−۰/۲۲۵) | | | −۰/۰۴۶<br>(−۳/۱۷۸) |
| $Industry$ | | | −۰/۰۴۹<br>(−۲/۱۱۷) | | | −۰/۰۵۹<br>(−۴/۲۹۶) |
| $\bar{R}^2$ | ۰/۰۸ | ۰/۰۸ | ۰/۱۲ | ۰/۰۶ | ۰/۰۶ | ۰/۱۶ |

نگاره فوق نتایج برازش مدل‌های خطی تکه‌ای را با کنترل اثرات سال و صنعت نشان می‌دهد. مدل‌ها در سطح کل نمونه و به صورت تلفیقی برازش شده‌اند. Year یک متغیر مصنوعی است که اگر مشاهده به سال t تعلق داشته باشد یک و در غیر اینصورت صفر است. مقدار ضریب و آماره t نمایش داده شده برای این متغیر، میانه آن در ۱۴ سال است. Industry یک متغیر مصنوعی است که اگر مشاهده به صنعت j تعلق داشته باشد یک و در غیر اینصورت صفر است. مقدار ضریب و آماره t نمایش داده شده برای این متغیر میانه آن در ۱۷ صنعت است. به منظور تصحیح ناهمسانی واریانس و خودهمبستگی سریالی، مقدار آماره t ضرایب با استفاده از تخمین زن Newey-West با ۳ مرتبه تأخیر برآورد شده است. مقدار آماره t ضرایب رگرسیون در پرانتز ارائه شده است. قدر مطلق آماره t در سطح خطای ۵ درصد، برای آزمون دو دامنه و یک دامنه، و برای ۲۶۴۲ مشاهده شرکت سال به ترتیب ۱/۹۶ و ۱/۶۴ است.

این یافته نشان می‌دهد که کل اقلام تعهدی از یک الگوی تغییر خطی تکه‌ای نسبت به تغییر فروش تبعیت می‌کند. با این وجود، برازش مدل‌ها در سطح کل نمونه، شواهد معنی‌دار از

وجود یک الگوی تغییر خطی تکه‌ای برای متغیر وابسته اقلام تعهدی سرمایه در گردش (WCAC) ارائه نمی‌دهد. مقدار ضریب برهمکنشی، بدون کنترل اثرات سال و صنعت و با کنترل اثرات آن‌ها، به ترتیب ۰/۰۴۷ و ۰/۰۱۱ است که هر دو در سطح ۵ درصد معنی‌دار نیستند. به هر روی، در شواهدی که در نگاره‌ها ارائه نشده است، یک الگوی تغییر خطی تکه‌ای برای هنگامی که فروش نقدی کاهش می‌یابد قابل مشاهده است. بدون کنترل اثرات سال و صنعت، مقدار ضریب برهمکنشی $D2_t * \Delta S_t$ برای مدل‌های برازش شده با متغیر وابسته TAC و WCAC به ترتیب ۰/۱۵۹ (t =۴/۸۸۲) و ۰/۱۰۱ (t =۳/۲۶۲) است و با کنترل اثرات سال و صنعت مقدار این ضریب برای دو متغیر به ترتیب ۰/۱۰۲ (t =۳/۳۵۸) و ۰/۰۶۲ (t =۲/۰۲۳) است که همگی در سطح ۵ درصد معنی‌دار هستند.

## نتیجه‌گیری

در پژوهش حاضر شواهدی در خصوص الگوی تغییر خطی تکه‌ای اقلام تعهدی عادی ارائه می‌شود. مطابق این شواهد، در دوره‌هایی که فروش کاهش می‌یابد، اقلام تعهدی عادی با شیب بیشتری نسبت به شیب مورد انتظار آن کاهش می‌یابد. شدت این تغییر به ویژه هنگام کاهش فروش‌های نقدی بیشتر است. صرف نظر از این که کدام عامل اقتصادی غالب در به وجود آمدن این رفتار در اقلام تعهدی عادی موثر است، یافته‌های پژوهش، از این حیث که یک الگوی تغییر خطی تکه‌ای را در اقلام تعهدی نسبت به تغییر فروش نشان می‌دهد، با نتایج پژوهش های قبلی مانند اندرسون و همکاران (۲۰۰۳)، باتلر و همکاران (۲۰۰۴)، بانکر و همکاران (۲۰۱۶)، و لارنس و همکاران (۲۰۱۶) همخوانی دارد. مطابق یافته های تحقیق، به طور کلی در دوره‌های افت فروش، الگوی مشاهده شده تغییر اجزای اقلام تعهدی، جریان‌های نقدی عملیاتی و سود حسابداری با الگوی مورد انتظار مطابق عامل تغییر سیاست مدیریت سرمایه در گردش انطباق دارد. در نتیجه این ادعا تقویت می شود که احتمالا و به طور متوسط، ریشه اقتصادی کاهش غیرمنتظره اقلام تعهدی هنگام کاهش فروش به دلیل تغییر سیاست مدیریت سرمایه در گردش است. شواهد پژوهش نشان می‌دهد در دوره‌های کاهش فروش سطح بدهی‌های جاری عملیاتی، احتمالا به دلیل تأخیر در پرداخت بدهی‌ها به منظور حفظ وجه نقد در واحد تجاری، افزایش می‌یابد. در این مطالعه، شواهدی از تأثیر غالب محافظه‌کاری یا چسبندگی هزینه هنگام کاهش فروش بر سود حسابداری و اقلام تعهدی مشاهده نشد. این

یافته‌ها با نتایج باتلر و همکاران (۲۰۰۴) که در شرکت‌های دارای شرایط مالی نامطلوب شواهدی از افزایش اقلام تعهدی عادی منفی سرمایه در گردش مشاهده می‌کنند همخوانی دارد و با این حال با نتایج صفرزاده و بیگ پناه (۱۳۹۳)، هاشمی و همکاران (۱۳۹۳)، خدادادی و همکاران (۱۳۹۴) که پیرو بانکر و همکاران (۲۰۱۶) اثر مداخله‌گر چسبندگی هزینه را بر محافظه‌کاری شرطی مشاهده کرده‌اند در تضاد است.

یافته‌های پژوهش حا ضر، از جهت آن که شواهدی تجربی از نقض فرض رابطه خطی اقلام تعهدی عادی سرمایه در گردش و تغییر فروش ارائه می‌دهد اهمیت دارد. از آن جا که مدل های تعهدی استاندارد (مانند مدل جونز و جونز تعدیل شده) یک رابطه خطی را به الگوی خطی تکه‌ای تغییر اقلام تعهدی تحمیل می‌کنند، این مدل ها احتمالا دارای یک خطای سیستماتیک قابل پیشبینی هستند. این خطای قابل پیشبینی احتمالا می‌تواند نتایج برخی پژوهش‌های مدیریت سود و غیره را تحت تأثیر قرار دهد. برای مثال یکی از پیامدهای احتمالی عدم کنترل الگوی تغییر خطی تکه‌ای در مدل جونز این خواهد بود که سطح اقلام تعهدی غیرعادی برآوردی برای رشد فروش‌های کرانی کم‌نمایی و برای رشد فروش‌های متوسط بیش‌نمایی می‌شود. این مسئله به این دلیل ممکن است واقع شود که اقلام تعهدی عادی، همچنانکه در این تحقیق مشاهد شد، هنگامی که فروش افزایش یا کاهش می‌یابد با دو شیب متفاوت تغییر می‌کند و خط آن دارای شکستگی است. با این وجود مدل جونز به دلیل تصریح خطی آن یک شیب واحد و میانگین را به این خط شکسته اعمال می‌کند که نتیجتا باعث ایجاد خطا در برآورد اقلام تعهدی عادی و متعاقبا خطا در برآورد اقلام تعهدی غیرعادی خواهد شد. همچنین، از آنجا که در مدل جونز تعدیل شده، اقلام تعهدی عادی سرمایه در گردش تابعی از تغییر فروش نقدی (یعنی، تغییر فروش منهای تغییر حساب‌های دریافتنی) است، در نتیجه حساسیت این مدل نسبت به تغییرات در خطی‌مشی فروش‌های اعتباری افزایش می‌یابد. شواهد این تحقیق نشان می‌دهد که هنگام کاهش فروش‌های نقدی، سطح حساب‌های دریافتنی تجاری، احتمالا به جهت تلاش بیشتر مدیر در وصول مطالبات و رفع مشکل کاهش نقدینگی، بیش از انتظار کاهش می‌یابد. عدم کنترل این رفتار خطی تکه‌ای حساب‌های دریافتنی، به دلیل تأثیر آن بر تغییر فروش‌های نقدی، می‌تواند باعث ایجاد یک خطای قابل پیش‌بینی در مدل جونز تعدیل شده شود.

## پیشنهاد برای پژوهش‌های آتی

یک پیشنهاد برای پژوهش در آینده، مطالعه درباره نحوه تغییر اقلام تعهدی عادی بر اساس یک معیار تجمعی خبر بد است. این معیار تجمعی بایستی اثر همزمان بازده منفی سهام، کاهش جریان های نقدی عملیاتی و کاهش فروش را بر رفتار اقلام تعهدی مورد بررسی قرار دهد. همچنین انجام پژوهش‌هایی درباره چگونگی تغییر اقلام تعهدی نسبت به تغییر فروش با کنترل تأثیر چرخه عمر، تعارض های نمایندگی و هزینه های معامله می‌تواند ریشه های نظری انتخاب های مدیریت را در مواجهه با کاهش فروش یا خبر بد آشکارتر سازد. در نهایت، پژوهش‌های دوباره با انتخاب نمونه پژوهش به صورتی که منجر به کنترل تورش بقاء شود اهمیت دارد. وجود تورش بقاء، به این معنا است که شرکت‌هایی وارد غربال نمونه می‌شوند که شرایط خاصی دارند. انتخاب یک دوره زمانی طولانی می‌تواند موجب تورش بقاء شود زیرا در این صورت تنها شرکت‌هایی با عملکرد موفق وارد نمونه می‌شوند.

## پی‌نوشت

۱ endogenous
۲ exogenous
۳ piecewise linear model
۴ curtailment
۵ specification
۶ construct validity problem
۷ transaction costs
۸ prospect theory
۹ winsorized

## منابع

خدادادی، ولی؛ نیک کار، جواد؛ حاجی زاده، سعید. (۱۳۹۴). تأثیر رفتار چسبندگی هزینه و محافظه کاری مشروط بر تجزیه و تحلیل هزینه، حجم فعالیت و سود. *پیشرفت‌های حسابداری دانشگاه شیراز*، *۶۸ (۳)*، ۴۹-۷۶.

صفرزاده، محمد حسین؛ بیگ *پناه*، بهزاد. (۱۳۹۳). تأثیر چسبندگی هزینه بر برآورد محافظه‌کاری شرطی. *پژوهش‌های تجربی حسابداری*، *۴ (۱۳)*، ۳۹-۵۹

هاشمی، سیدعباس؛ امیری، هادی؛ نجاتی، علی. (۱۳۹۳). تأثیر چسبندگی هزینه‌ها بر محافظه کاری شرطی و عدم تقارن اطلاعاتی. *حسابداری مدیریت*. *۷ (۲۳)*، *۴۳-۵۶*.

Anderson, M. C. , Banker, R. D. , & Janakiraman, S. N. (2003). Are selling, general, and administrative costs sticky? *Journal of Accounting Research, 41 (1)* , 47–63.

Ball, R. , & Shivakumar, L. (2005). Earnings quality in UK private firms: Comparative loss recognition timeliness. *Journal of Accounting and Economics, 39 (1)* , 83–128.

Ball, R. , Kothari, S. P. , & Robin, A. (2000). The effect of international institutional factors on properties of accounting earnings. *Journal of Accounting and Economics, 29 (1)* , 1–51.

Ball, R. , Robin, A. , & Sadka, G. (2008). Is financial reporting shaped by equity markets or by debt markets? An international study of timeliness and conservatism. *Review of Accounting Studies, 13 (2–3)* , 168–205.

Ball, R. 2013. Accounting informs investors and earnings management is rife: Two questionable beliefs. *Accounting Horizons 27 (4)* , 847−853.

Ball, R. and L. Shivakumar. (2006). The Role of Accruals in Asymmetrically Timely Gain and Loss Recognition, *Journal of Accounting Research, 44 (2)* , 207-242.

Banker, R. D. , Basu, S. , and Byzalov, D. (2014). The Role of Multiple Impairment Indicators in Conditional Conservatism, *SSRN Electronic Journal*.

Banker, R. D. , Basu, S. , Byzalov, B. , and Chen, J. (2016). The confounding effect of cost stickiness on conservatism estimates, *Journal of Accounting and Economics, 61*, 203–220.

Basu, S. (1997). The conservatism principle and the asymmetric timeliness of earnings. *Journal of Accounting and Economics, 24 (1)* , 3–37.

Bernard, V. L. , Stober, T. L. , (1989). The nature and amount of information in cash flows and accruals. *The Accounting Review, 64*, 624-652.

Bertsimas, D. , Thiele, A. (2006). A robust optimization approach to inventory theory, *Operations research, 54 (1)* , 150–168.

Butler, M. , Leone, A. , Willenborg, M. , (2004). An empirical analysis of auditor reporting and its association with abnormal accruals. *Journal of Accounting & Economics 37*, 139–165.

Byzalov, D. , and Basu, S. (2016). Conditional conservatism and disaggregated bad news indicators in accrual models, *Review of Accounting* Studies, 21 (3) , 859-897.

Clinch, G. , & Verrecchia, R. E. (1997). Competitive disadvantage and discretionary disclosure in industries. *Australian Journal of Management, 22 (2)* , 125–137.

Coase, Ronald. (1960). The Problem of Social Cost. *Journal of Law and Economics, 3*, 1–44.

Collins, D. W. , Hribar, P. , & Tian, X. (2014). Cash flow asymmetry: Causes and implications for conditional conservatism. *Journal of Accounting and Economics, 58 (2–3)* , 173–200.

Collins, D. W. , Pungaliya, R. S. , & Vijh, A. M. (2014). The effects of firm growth and model specification choices on tests of earnings management, *Available at http://ssrn. com/abstract=1823835*.

DeAngelo, Harry, Linda Elizabeth DeAngelo, and Douglas J. Skinner. (1994). Accounting choice in troubled companies. *Journal of Accounting and Economics, 17 (1-2)* , 113–143.

Deangelo, L. E. (1986). Accounting Numbers as Market Valuation Substitutes: A Study of Management Buyouts of Public Stockholders. *The Accounting Review 61*, 400–20.

Dechow, P. , and I. Dichev. (2002). The quality of accruals and earnings: The role of accrual estimation errors. *The Accounting Review, 77*, 35–59 .

Dechow, P. , Kothari, S. , Watts, R. , (1998). The relation between earnings and cash flows. *Journal of Accounting & Economics, 25*, 133–168 .

Dechow, P. , Schrand, C. , (2004). Earnings Quality. *The Research Foundation of CFA Institute .*

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*, 3–42.

Dechow, P. M. , R. G. Sloan, and A. P. Sweeney. (1995). Detecting earnings management. *The Accounting Review 70,* 193–225 .

Dhaliwal, D. , Huang, S. , Khurana, I. K. , & Pereira, R. (2014). Product market competition and conditional conservatism, *Review of Accounting Studies, 19 (4) ,* 1309–1345.

Fairfield, P. , Ramnath, S. , & Yohn, T. L. (2009). Do industry-level analyses improve forecasts of financial performance? *Journal of Accounting Research, 47 (1)* , 147–178 .

Fama, E. F. , MacBeth, J. D. (1973). Risk, return, and equilibrium: Empirical tests. *The journal of Political Economy, 81 (3)* , 607-636 .

Francis, J. , and X. Martin. (2010). Acquisition profitability and timely loss recognition. *Journal of Accounting & Economics, 49*, 161-178 .

Hashemi, A. , Amiri, H. , Nejati, A. (2014). The Effect of Costs Stickiness on Conditional Conservatism and Information Asymmetry, *Journal of Management Accounting, 7 (23)* , 43-56. (In Persian).

Hayn, C. (1995). The information content of losses. *Journal of Accounting and Economics, 20*, 125-153 .

Healy, P. M. 1985. The Effect of Bonus Schemes on Accounting Decisions. *Journal of Accounting and Economics 7*, 85–107 .

Jones, J. (1991). Earnings management during import relief investigations. *Journal of Accounting Research 29*, 193–228.

Kahneman, D. , and Tversky, A. (1979). Prospect theory: An analysis of decision under risk, *Econometrica, 47 (2)* , 263-291.

Khodadadi. V. , Nickar, J. , Hajizadeh, S. (2015). The Effect of Sticky Cost Behavior and Conditional Conservatism on Analysis of Cost, Volume and Profit. *Journal of Accounting Advances, 7 (1)* , 45-72. (In Persian).

Kothari, S. P. , A. J. Leone, and C. Wasley. (2005). Performance matched discretionary accrual measures. *Journal of Accounting and Economics 39*, 163–197 .

LaFond, R. , and Watts, R. L. (2008). The information role of conservatism. *The Accounting Review, 83 (2)* , 447–478 .

Lawrence, A. , Sloan, R. G. , & Sun, Y. (2016). Why are losses less persistent than profits? Curtailment versus conservatism. *Management Science, 1-22* .

Li, X. (2010). The impact of product market competition on the quantity and quality of voluntary disclosers. *Review of Accounting Studies, 15 (3)* , 663–711 .

McNichols, M. F. (2000). Research design issues in earnings management studies. *Journal of Accounting and Public Policy 19 (4-5)* , 313–45 .

Ronen, J. , and Yaari, V. (2008). *Earnings Management: Emerging Insights in Theory, Practice, and Research*. New York: Springer .

Safarzadeh, M. H. , Beig Panah, B. (2015). The Role of Cost Stickiness in Estimating Conditional Conservatism. *Journal of empirical Research in Accounting, 4 (2)* , 39-59. (In Persian

Technical Committee of Auditing. (2013). *Iranian National Accounting Standards*. (In Persian).

Watts, R. , (2003). Conservatism in accounting Part I, Explanations and implications. *Accounting Horizons, 17*, 207–221 .

پژوهش‌های تجربی حسابداری
سال نهم، شماره ۳۴، زمستان ۱۳۹۸، صص ۱۶۹- ۱۴۹

# بررسی تأثیر تعدیل‌کنندگی هزینه نمایندگی بر رابطه بین مسئولیت اجتماعی شرکت و چسبندگی هزینه در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران

**محمد نمازی*، زهرا جعفری****

تاریخ دریافت: ۹۶/۰۸/۱۸
تاریخ پذیرش: ۹۶/۱۲/۰۵

## چکیده

این پژوهش به بررسی نقش تعدیل‌کنندگی هزینه نمایندگی بر رابطه بین مسئولیت اجتماعی شرکت و چسبندگی هزینه‌ها می‌پردازد. دوره مورد آزمون از سال ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۴ و متشکل از ۱۰۲ شرکت پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران است. این پژوهش در زمره پژوهش‌های کمی و روش پژوهش از نوع همبستگی و تجزیه و تحلیل داده‌های ترکیبی با استفاده از روش اثرات ثابت است. یافته‌های پژوهش حاکی از تأثیر مستقیم مسئولیت اجتماعی شرکت بر چسبندگی هزینه‌ها است. افزون بر این، نتایج نشان‌دهنده تأثیر هزینه نمایندگی بر چسبندگی هزینه‌ها است. از بین شاخص‌های مختلف هزینه نمایندگی، تأثیر معنادار تعدیل‌کنندگی دو معیار نسبت گردش دارایی‌ها و تعامل بین فرصت‌های رشد شرکت و جریان‌های نقدی آزاد بر رابطه بین مسئولیت اجتماعی شرکت و چسبندگی هزینه‌ها نشان داده شد اما شواهد لازم دال بر تأثیر تعدیل‌کنندگی نسبت هزینه عملیاتی به فروش خالص بر رابطه بین مسئولیت اجتماعی شرکت و چسبندگی هزینه‌ها یافت نشد. در شرکت‌های بورسی، مسئولیت اجتماعی شرکتی بر چسبندگی هزینه‌ها تأثیر مستقیم دارد. به این معنی که شرکت‌هایی که رتبه بالاتری در مسئولیت اجتماعی دارند، شدت چسبندگی هزینه‌های عملیاتی آن‌ها بیش‌تر از شرکت‌هایی است که رتبه مشارکت پایین‌تری در مسئولیت‌های اجتماعی دارند. هم‌چنین، هزینه نمایندگی بر شدت رابطه بین مسئولیت اجتماعی شرکت و چسبندگی هزینه‌ها تأثیر دارد و بر طبق آزمون والد، شدت رابطه را کاهش می‌دهد.

**واژه‌های کلیدی**: چسبندگی هزینه، مسئولیت اجتماعی شرکت، هزینه نمایندگی.
**طبقه‌بندی موضوعی:** M14, G39,G34.

DOI: 10.22051/jera.2018.17991.1848

* استاد حسابداری، دانشگاه شیراز، شیراز، ایران، (نویسنده مسئول)، (mnamazi@rose.shirazu. ac.ir).
** کارشناس‌ارشد حسابداری، دانشگاه شیراز، شیراز، ایران، (zahrajafari700@gmail.com).

**مقدمه**

مسئولیت اجتماعی شرکت‌ها[۱] ((CSR، بیانگر میزان پاسخ‌گویی شرکت به خواسته‌های یک دسته از ذی‌نفعان از جمله سهامداران، کارکنان، تأمین‌کنندگان، مشتریان و جامعه است (فریمن، ۱۹۸۴). سرمایه‌گذاری در مسئولیت‌های اجتماعی و تصمیم‌گیری مدیران برای مصرف منابع شرکت در راستای فعالیت‌های مسئولیت اجتماعی ناشی از تقاضای ذی‌نفعان، هزینه‌بر است و بسیاری از برنامه‌های مسئولیت اجتماعی برقرار شده به وسیله شرکت‌ها "هزینه‌های عملیاتی[۲]"را افزایش می‌دهند (حبیب و حسن، ۲۰۱۶). این هزینه‌ها اغلب چسبنده هستند. هزینه‌ها در صورتی چسبنده هستند که مقدار افزایش در هزینه‌های مرتبط با افزایش در سطح فعالیت، بیش‌تر از مقدار کاهش در هزینه‌های مرتبط با کاهش در همان سطح فعالیت باشد (اندرسون، بنکر و جاناکرمن، ۲۰۰۳). بدین معنی که افزایش هزینه‌ها در ازای ۱٪ افزایش فروش، بیش‌تر از کاهش هزینه‌ها درازای ۱٪ کاهش در فروش است (نمازی، غفاری و فریدونی، ۱۳۹۱). بنابراین، سؤالی که مطرح می‌شود این است که تأثیر CSR بر چسبندگی هزینه‌ها[۳] چیست؟

اندرسون و همکاران (۲۰۰۳) استدلال می‌کنند که بسیاری از هزینه‌ها با توجه به تصمیم‌گیری آگاهانه مدیران برای صرف منابع به وجود می‌آیند. حاکمیت شرکتی در اقتصاد و هم‌چنین، انگیزه‌های مدیریتی تأثیر به‌سزایی در تصمیم‌گیری در مورد مصرف منابع شرکت دارند (بنکر و بیزالو، ۲۰۱۴). بنابراین، یکی از موارد مؤثر در چسبندگی هزینه‌ها، انگیزه شخصی مدیران است که از مسئله نمایندگی نشأت می‌گیرد. تصمیم مدیران به حفظ منابع بلااستفاده می‌تواند به دلیل ملاحظات شخصی نیز باشد و نوعی هزینه نمایندگی[۴] را به وجود آورد (آقایی و حسنی، ۱۳۹۳). با وجود این، مدارک قطعی و تجربی در این زمینه وجود ندارد. بنابراین، سؤالی که در اینجا مطرح می‌شود این است که: تأثیر هزینه نمایندگی بر رابطه بین CSR و چسبندگی هزینه‌ها چیست؟

هدف اصلی این مطالعه پاسخ به پرسش‌های بالا است. بنابراین، تأثیر تعدیل‌کنندگی هزینه نمایندگی بر رابطه بین مسئولیت اجتماعی شرکت و چسبندگی هزینه در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران مورد مطالعه قرار خواهد گرفت.

ساختار پژوهش حاضر بدین شرح است. ابتدا، مبانی نظری و پیشینه پژوهش ارائه خواهد شد. سپس، روش اجرای پژوهش ذکر می‌شود. در ادامه به تجزیه‌وتحلیل داده‌ها پرداخته می‌شود. بخش نهایی پژوهش، به مرور نتایج به‌دست‌آمده از یافته‌های پژوهش، پیشنهادها و محدودیت‌های پژوهش اختصاص دارد.

## مبانی نظری و پیشینه پژوهش

### مسئولیت اجتماعی شرکت و چسبندگی هزینه

ادبیات مسولیت اجتماعی به عنوان نمونه، لانیس و ریچاردسون، (۲۰۱۵) و حبیب و حسن، (۲۰۱۶) مبین این است که شرکت‌ها باید برای نشان دادن رفتار مسئولیت اجتماعی اشتیاق داشته باشند و به دنبال سرمایه‌گذاری‌های بیش‌تر در فعالیت‌های مرتبط با مسئولیت اجتماعی باشند. این اقدامات هزینه‌بر و منعکس‌کننده تصمیمات آگاهانه مدیران است و آن‌ها را ملزم به تعدیل هزینه‌ها می‌کند. دیدگاه نظری در چسبندگی هزینه‌ها (به‌عنوان نمونه: اندرسون و همکاران، ۲۰۰۳) متکی بر این فرض است که بسیاری از هزینه‌ها، از جمله سرمایه‌گذاری در فعالیت‌های مربوط به مسئولیت‌های اجتماعی، ناشی از تصمیم‌گیری آگاهانه تعهد منابع مدیران است. در نتیجه، هنگامی‌که سطح فعالیت شرکت کاهش می‌یابد، مدیران ممکن است تمایل به کاهش منابع مسئولیت‌های اجتماعی پیدا کنند. در هنگام کاهش سطح تقاضای محصولات شرکت، مدیران به دلیل انگیزه‌های شخصی جهت بسط فرمانروایی خود در مقابل کاهش هزینه‌ها مقاومت می‌کنند و نسبت تغییر در هزینه‌ها به هنگام افزایش سطح تقاضا با نسبت تغییر در هزینه‌ها به هنگام کاهش سطح تقاضا، یکسان نبوده و درنتیجه چسبندگی هزینه به وجود می‌آید (لیزیر، ۱۹۹۷). بنکر، بیزالو و چن (۲۰۱۳) دریافتند که هنگام کاهش سطح فعالیت شرکت، مدیران سرمایه‌گذاری در مسئولیت‌های اجتماعی را به میزان کم‌تری کاهش می‌دهند نسبت به افزایش سرمایه‌گذاری در مسئولیت‌های اجتماعی، هنگامی‌که سطح فعالیت افزایش می‌یابد. حبیب و حسن (۲۰۱۶) در پژوهشی به بررسی اثر مشارکت شرکت‌ها در فعالیت‌های مرتبط با مسئولیت‌پذیری اجتماعی بر چسبندگی هزینه‌ها پرداختند. نتایج پژوهش آن‌ها نشان داد که در شرکت‌های با سطح بالای مسئولیت اجتماعی، شدت چسبندگی هزینه‌ها افزایش می‌یابد. ایزدی‌نیا و هاشمی (۱۳۹۶) به تعیین تأثیر مسئولیت‌پذیری اجتماعی شرکت‌ها بر

چسبندگی هزینه‌ها پرداختند. نتایج پژوهش آنها نشان داد که رابطه مثبت و معناداری بین مسئولیت پذیری اجتماعی شرکت ها و چسبندگی هزینه وجود دارد. به بیان دیگر مسئولیت‌پذیری اجتماعی شرکت منجر به افزایش چسبندگی هزینه می‌شود.

**مسئله نمایندگی**

تئوری نمایندگی بیان می‌کند که منافع مدیران با منافع سرمایه‌گذاران و سایر گروه‌های برون‌سازمانی در یک راستا قرار ندارد. درنتیجه، شرکت باید مخارجی را متحمل شود تا بتوانند منافع مدیران را با منافع ذی‌نفعان هم‌سو کند. چنین مخارجی "هزینه نمایندگی" نامیده می‌شود (جنسن و مک لینگ، ۱۹۷۶و نمازی، ۱۹۸۵). نتایج پژوهش‌های انجام شده، بیان می‌کنند که مسأله نمایندگی نیز، مکملی از عوامل اقتصادی در توضیح تغییرات مقطعی در عدم تقارن هزینه‌ها است. از این رو، دلایل رفتاری می‌توانند باعث رفتار نامتقارن هزینه‌ها شوند؛ حتی این عوامل می‌توانند قوی‌تر از عامل اقتصادی در تعیین رفتار هزینه‌ها باشند (چن و همکاران، ۲۰۱۲). بنابراین، یکی از مواردی که می‌تواند بر چسبندگی هزینه‌ها تأثیرگذار باشد، انگیزه شخصی مدیران است که از مسأله نمایندگی نشأت می‌گیرد. چسبندگی هزینه‌ها زمانی روی می‌دهد که به هنگام کاهش تقاضا، مدیران برای اجتناب از هزینه‌های تعدیل، تصمیم به حفظ منابع بلااستفاده می‌گیرند و به این دلیل نوعی هزینه نمایندگی ایجاد می‌شود (حسنی، ۱۳۹۲: ۲).

پژوهش چن، لو و سوگیانز (۲۰۱۲) نشان داد که رابطه مستقیمی بین مسئله نمایندگی و میزان عدم تقارن در هزینه‌ها وجود دارد و حاکمیت شرکتی[۶] قوی، شدت این رابطه را کاهش می‌دهد. کونگ، لیو و شن (۲۰۱۵) به بررسی تأثیر تصمیمات مدیران در خصوص تعدیل سرمایه فکری و چسبندگی هزینه‌ها پرداختند. نتایج مطالعه آن‌ها نشان داد که رفتار هزینه‌ها در ارتباط با تغییرات ظرفیت و ساختار، دارای چسبندگی است و هزینه‌های مرتبط با هر واحد رفتار ضد چسبنده از خود نشان دادند. در ایران، نتایج پژوهش خانی، غفاری و شاه‌محمدی (۱۳۹۳) نشان داد که رابطه‌ای مستقیم بین مسئله نمایندگی و رفتار نامتقارن هزینه‌ها وجود دارد. هم‌چنین، حاکمیت شرکتی از طریق مهار انگیزه مدیران در پیشبرد منافع خود، عدم تقارن در هزینه‌ها را کاهش می‌دهد. نتایج پژوهش آقایی و حسنی (۱۳۹۳)، نشان‌دهنده تأثیر معنادار

جریان وجه نقد آزاد بر چسبندگی هزینه‌ها و در نتیجه رابطه مستقیم انگیزه‌های شخصی مدیران با عدم تقارن در هزینه‌ها بود.

از مجموع مطالعات داخلی و خارجی می‌توان نتیجه گرفت که چسبندگی هزینه‌ها درنتیجه تصمیم‌های آگاهانه مدیران به وجود می‌آید. هم‌چنین، کنترل مشکلات نمایندگی در فرآیند تصمیم‌گیری شرکت‌ها، بسیار اهمیت دارد. از آنجا که نقش تعدیل کنندگی هزینه نمایندگی بر رابطه بین مسئولیت اجتماعی شرکت و چسبندگی هزینه‌ها تاکنون مورد مطالعه قرار نگرفته است، موضوع این پژوهش برای اولین بار مورد آزمون قرار می‌گیرد.

## فرضیه‌های پژوهش

بر اساس مبانی نظری و پیشینه پژوهش ذکر شده در قسمت قبل، فرضیه‌های پژوهش به شرح زیر طراحی شده است:

فرضیه اصلی اول: مسئولیت اجتماعی شرکت‌ها بر چسبندگی هزینه‌ها تأثیر مثبت می‌گذارد.

فرضیه اصلی دوم: هزینه نمایندگی بر چسبندگی هزینه‌ها تأثیر مثبت می‌گذارد.

فرضیه فرعی (۱-۲): نسبت هزینه عملیاتی به فروش خالص بر چسبندگی هزینه‌ها تأثیر مثبت می‌گذارد.

فرضیه فرعی (۲-۲): نسبت گردش دارایی‌ها بر چسبندگی هزینه‌ها تأثیر مثبت می‌گذارد.

فرضیه فرعی (۳-۲): تعامل بین فرصت‌های رشد شرکت و جریان‌های نقدی آزاد بر چسبندگی هزینه‌ها تأثیر مثبت می‌گذارد.

فرضیه اصلی سوم: هزینه نمایندگی به‌عنوان یک متغیر تعدیل‌کننده بر رابطه بین مسئولیت‌پذیری اجتماعی شرکت‌ها و چسبندگی هزینه‌ها تأثیر می‌گذارد.

فرضیه فرعی (۱-۳): نسبت هزینه عملیاتی به فروش خالص به‌عنوان یک متغیر تعدیل‌کننده بر رابطه بین مسئولیت‌پذیری اجتماعی شرکت‌ها و چسبندگی هزینه‌ها تأثیر می‌گذارد.

فرضیه فرعی (۲-۳): نسبت گردش دارایی‌ها به‌عنوان یک متغیر تعدیل‌کننده بر رابطه بین مسئولیت‌پذیری اجتماعی شرکت‌ها و چسبندگی هزینه‌ها تأثیر می‌گذارد.

فر ضیه فرعی (۳-۳): تعامل بین فر صت‌های ر شد شرکت و جریان‌های نقدی آزاد به‌عنوان یک متغیر تعدیل کننده بر رابطه بین م سئولیت‌پذیری اجتماعی شرکت‌ها و چ سبندگی هزینه‌ها تأثیر می گذارد.

## روش پژوهش

این پژوهش کاربردی است و طرح پژوهش آن از نوع شبه تجربی و با استفاده از رویکرد پس‌رویدادی (از طریق اطلاعات گذشته) است. روش پژوهش این مطالعه از نوع همبستگی است. در این پژوهش از روش‌های کمی تجزیه‌وتحلیل آماری توصیفی و هم‌چنین استنباطی شامل روش تجزیه‌وتحلیل رگرسیون چندمتغیره استفاده شده است. هم‌چنین، جهت تبدیل داده‌ها به اطلاعات مورد نیاز پژوهش، از نرم‌افزار Excel۲۰۱۳ و SPSS نسخه ۲۱ و جهت تجزیه‌وتحلیل داده‌ها از نرم‌افزار Eviewsنسخه ۹، استفاده شده است.

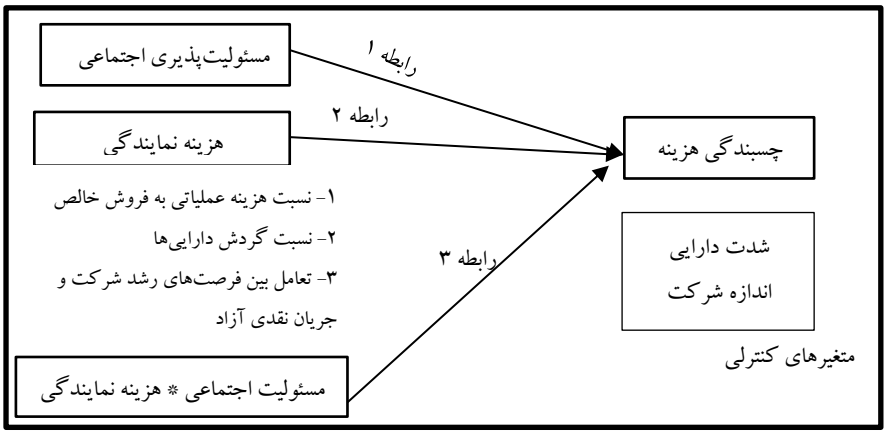
## دوره مورد آزمون، جامعه و نمونه آماری

دوره مطالعه، یک دوره زمانی ۱۰ ساله بر اساس صورت‌های مالی و یادداشت‌های توضیحی سال‌های ۱۳۸۵الی ۱۳۹۴ ا ست. از آنجا که در تخمین مدل چ سبندگی هزینه‌ها، نیاز به دا شتن اطلاعات سال‌های t و t-1 است؛ بنابراین به منظور تکمیل اطلاعات مورد نیاز، داده‌ها از سال ۱۳۸۴ الی ۱۳۹۴ جمع‌آوری شد. کلیه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، جامعه آماری پژوهش حاضر را تشکیل می‌دهند، اما تعداد ۱۰۲ شرکت از میان صنایع مختلف که واجد شرایط زیر بودند، به عنوان نمونه آماری انتخاب شدند.

- اطلاعات مالی مورد نیاز به منظور استخراج داده‌های موردنیاز در دسترس باشد؛
- سال مالی شرکت منتهی به پایان اسفند ماه هر سال باشد؛
- شرکت طی سال‌های ۱۳۸۴ تا ۱۳۹۴ تغییر سال مالی نداده باشد؛
- جزء بانک‌ها و مؤسسات مالی (شرکت‌های سرمایه‌گذاری، شرکت‌های هلدینگ و لیزینگ‌ها) نباشد.

## متغیرهای پژوهش

با توجه به الگوی مفهومی پژوهش حاضر که در شکل (۱) نشان داده شده است، متغیرهای مستقل، وابسته، تعدیلی و کنترلی پژوهش، تعیین می‌شوند.




***شکل (۱): الگوی مفهومی پژوهش***

***نگاره (۱): ابعاد مسئولیت اجتماعی شرکت***

| ابعاد | شاخص | معیار اندازه‌گیری |
|---|---|---|
| مشتریان | فعالیت‌های بازاریابی، کیفیت و نوآوری محصول | هزینه‌های پژوهش و توسعه |
| کارکنان | مزایا، کیفیت زندگی کاری، سلامت و ایمنی محل کار | حقوق و دستمزد و مزایا |
| محیط‌زیست | دارایی‌های فیزیکی، انتشار آلودگی | تجهیزات و ماشین‌آلات |
| جامعه | حمایت‌های اجتماعی- اقتصادی | مالیات |
| سهامداران | افزایش ثروت سهامداران | سود هر سهم |
| حاکمیت شرکتی | استقلال هیئت‌مدیره، تمرکز مالکیت، مالکیت نهادی | درصد مدیران غیرموظف، درصد سهامداران عمده، درصد سهامداران نهادی |

(اقتباس شده از نادری خورشیدی و سلگی، ۱۳۹۴: ۲۱۸)

### متغیر مستقل

در این مطالعه برای سنجش مسئولیت اجتماعی شرکت‌ها به دنبال مورالیت، پادگت و گالن (۲۰۱۲)، لانیس و ریچاردسون (۲۰۱۵) و نادری خورشیدی و سلگی (۱۳۹۴) از شش بعد مشتریان، کارکنان، محیط‌زیست، جامعه، سهامداران و حاکمیت شرکتی استفاده شد. نگاره۱ ابعاد مسئولیت اجتماعی شرکت و معیار اندازه‌گیری آن‌ها را که در گزارش‌های سالانه صورت‌های مالی و یادداشت‌های توضیحی افشا می‌شوند، نشان می‌دهد.

## سازوکارهای حاکمیت شرکتی

سازوکارهای حاکمیت شرکتی مورد استفاده در این پژوهش، شامل موارد زیر است:

استقلال هیئت‌مدیره: نسبت تعداد مدیران غیرموظف عضو هیئت‌مدیره به کل اعضای هیئت‌مدیره، مطابق با پژوهش دیمیتروپولس و آستریو (۲۰۱۰) و نمازی و منفرد مهارلوئی (۱۳۹۰) به‌عنوان استقلال هیئت‌مدیره در نظر گرفته شد.

تمرکز مالکیت: مجموع سهام عادی نگه‌داری شده به‌وسیله سهامداران عمده (بیش از ۵ درصد)، مطابق با پژوهش احمدپور، کاشانی‌پور و شجاعی (۱۳۸۹) و سعیدی و شیری‌قهی (۱۳۹۱) به‌عنوان تمرکز مالکیت در نظر گرفته شد.

مالکیت نهادی: برای محاسبه سطح مالکیت نهادی، مجموع سهام در اختیار بانک‌ها و بیمه‌ها؛ شرکت‌های سرمایه‌گذاری؛ صندوق‌های بازنشستگی؛ شرکت‌های تأمین سرمایه؛ و سازمان‌ها، نهادها و شرکت‌های دولتی بر کل سهام منتشره شرکت، تقسیم و درصد یا میزان مالکیت نهادی به دست آمد. روبین (۲۰۰۷) و نمازی، شکرالهی و صادق‌زاده (۲۰۱۵) نیز از این نسبت برای اندازه‌گیری مالکیت نهادی استفاده کرده‌اند.

## رتبه‌بندی مشارکت شرکت‌ها در مسئولیت اجتماعی

در این پژوهش به منظور رتبه‌بندی مشارکت شرکت‌ها در مسئولیت اجتماعی از الگوی رتبه‌بندی پنجک[۷]، به پیروی از بنتلی، اُمر و ناتان و همکاران، ۲۰۱۳: ۷۸۷) استفاده شد. به این صورت که داده‌های هر بعد، به ازای هر سال/شرکت به وسیله نرم‌افزار SPSS نسخه ۲۱، به پنج طبقه تقسیم و اعداد هر سال/شرکت بر اساس قرار گرفتن در هر طبقه، از ۱ تا ۵ رتبه‌بندی شد.

با توجه به این‌که در این پژوهش شش بعد به‌منظور سنجش مسئولیت اجتماعی در نظر گرفته شد، بیش‌ترین امتیاز هر سال/شرکت ۳۰ و کم‌ترین امتیاز هر سال/شرکت، می‌تواند ۶ باشد. در این پژوهش، معیارهای اندازه‌گیری ابعاد مشتریان، کارکنان، جامعه، سهامداران و حاکمیت شرکتی، که تأثیری مثبت در فعالیت‌های اجتماعی دارند، به ترتیب از کم‌ترین رقم تا بیش‌ترین رقم، از ۱ تا ۵ امتیاز داده شد. بدین‌صورت که به ارقام بالاترین طبقه، امتیاز ۵، طبقه دوم، امتیاز ۴ و به همین ترتیب تا پایین‌ترین ارقام که امتیاز ۱ به آن‌ها اختصاص داده شد. با توجه به این‌که بعد محیط‌زیست، تأثیر منفی و مخربی بر فعالیت‌های اجتماعی دارد، به ترتیب از بیش‌ترین رقم تا کم‌ترین رقم، از ۱ تا ۵ امتیازبندی شد. بدین‌صورت که به بالاترین اعداد این بعد امتیاز ۱ و به پایین‌ترین اعداد، امتیاز ۵ تعلق گرفت. درنهایت، مجموع امتیاز همه ابعاد ذکر شده به‌عنوان رتبه مشارکت شرکت در فعالیت‌های مسئولیت اجتماعی در نظر گرفته شد.

## متغیر وابسته

در این پژوهش، با توجه به مطالعات مختلف از جمله نمازی و همکاران (۱۳۹۱) و سپاسی، فتحی و شیبع (۱۳۹۳)، از هزینه‌های عملیاتی که از مجموع، بهای تمام شده کالای فروش رفته و هزینه‌های فروش، اداری و عمومی تشکیل شده است، جهت بررسی لگاریتم تغییر در هزینه‌های عملیاتی، برای بررسی چسبندگی هزینه به‌عنوان متغیر وابسته استفاده شد.

## متغیر تعدیل‌کننده

در مطالعات همبستگی متغیر تعدیل‌گر، متغیر سومی است که می‌تواند مقدار و یا جهت همبستگی متغیرهای وابسته و مستقل را تحت تأثیر قرار دهد. در پژوهش‌های تجربی، اثر یک متغیر تعدیل‌گر، از طریق اثر متقابل متغیر مستقل و متغیر تعدیل‌گر نشان داده می‌شود (نمازی و نمازی، ۲۰۱۶: ۵۴۳). در این پژوهش هزینه نمایندگی به عنوان متغیر تعدیل‌گر، در بررسی تأثیر مسئولیت اجتماعی شرکت روی چسبندگی هزینه‌ها در نظر گرفته شد تا اثر تقویتی هزینه نمایندگی روی رابطه بین مسئولیت اجتماعی و چسبندگی هزینه‌ها نمایان شود. با توجه به پژوهش‌های پیشین و به‌منظور سنجش هزینه نمایندگی از ۳ معیار نسبت هزینه عملیاتی به فروش خالص، نسبت گردش دارایی‌ها و تعامل بین فرصت‌های رشد شرکت و جریان‌های نقدی آزاد استفاده شد.

نسبت هزینه عملیاتی به فروش خالص: این نسبت که در زیر ارایه شده است، نحوه کنترل کردن هزینه‌های عملیاتی شرکت به وسیله مدیران را نشان داده و به عنوان معیار مستقیمی برای سنجش هزینه‌های نمایندگی به کار می‌رود، بدین صورت که هرچه این نسبت در شرکتی بیشتر باشد، هزینه‌های نمایندگی آن نیز بیش‌تر خواهد بود (آنگ، گول و لین، ۲۰۰۰: ۸۹).

$$\text{هزینه نمایندگی} = \frac{\text{هزینه عملیاتی}}{\text{فروش}}$$

نسبت فروش به مجموع دارایی‌ها (گردش دارایی‌ها): نسبت گردش دارایی‌ها که در زیر نشان داده شده است، چگونگی استفاده و بهره‌وری از دارایی‌های شرکت به وسیله مدیران را اندازه‌گیری کرده و به عنوان معیار معکوسی برای هزینه نمایندگی به کار می‌رود. به این معنی که هرچه این نسبت در شرکتی بیش‌تر باشد، هزینه نمایندگی در آن شرکت کم‌تر خواهد بود (آنگ و همکاران، ۲۰۰۰: ۸۹).

$$\text{هزینه نمایندگی} = \frac{\text{فروش}}{\text{دارایی}}$$

از جمله پژوهش‌گرانی که از نسبت‌های فوق برای اندازه‌گیری هزینه‌های نمایندگی استفاده کرده‌اند، می‌توان به چن و یوراستین (۲۰۰۷)، فلوراکیس (۲۰۰۸)، وانگ (۲۰۱۰) اشاره کرد.

تعامل بین فرصت‌های رشد شرکت و جریان‌های نقدی آزاد: هزینه‌های نمایندگی هم‌چنین تابعی از تعامل بین جریان‌های نقد آزاد و فرصت‌های رشد شرکت است. افزایش جریان‌های نقدی آزاد، موجب افزایش منابع تحت کنترل مدیران و درنتیجه افزایش قدرت مدیران می‌شود. این امر منجر به افزایش هزینه‌های نمایندگی خواهد شد (جنسن، ۱۹۸۶: ۳۲۷). دوکاس، مک‌نایت و پانتزالیس (۲۰۰۵)، مک‌نایت و ویر (۲۰۰۹) در پژوهش‌های خود از تعامل بین فرصت‌های رشد شرکت و جریان‌های نقدی آزاد به‌عنوان معیار اندازه‌گیری هزینه‌های نمایندگی استفاده کرده‌اند.

$$\text{هزینه نمایندگی} = \text{جریان نقد آزاد} * \text{توبین کیو}$$

نسبت توبین‌کیو، معیار اندازه‌گیری فرصت‌های رشد است. برای محاسبه توبین‌کیو از فرمول ارائه شده مطابق با پژوهش جرکوس، پارک و وودارد (۲۰۱۰: ۱۸۲)، به طریق زیر استفاده می‌شود. نمازی و همکاران (۲۰۱۵) نیز در مطالعه خود از این نسبت استفاده کرده‌اند.

$$\text{Tobin'Q} = \frac{\text{MVOCE} + \text{PSLV} + \text{BVOLTD} - (\text{BVOSHTA} - \text{BVOSHTL})}{\text{BVOTA}}$$

که در آن، MVOCE: ارزش بازار سهام عادی در پایان سال، PSLV: ارزش نقد شوندگی سهام ممتاز در پایان سال (به دلیل نبود این متغیر در جامعه مورد بررسی، از فرمول حذف می‌شود)، BVOLTD: ارزش دفتری بدهی‌های بلندمدت در پایان سال، BVOSHTA: ارزش دفتری دارایی‌های جاری در پایان سال، BVOSHTL: ارزش دفتری بدهی‌های جاری در پایان سال، BVOTA: ارزش دفتری کل دارایی‌ها در پایان سال است. در پژوهش حاضر، به منظور محاسبه جریان‌های نقدی آزاد از مدل لن و پولسن (۱۹۸۹) استفاده شده است.

$$FCF_{i,t} = \frac{CFO_{i,t} - IEXP_{i,t} - CPD_{i,t}}{ASSETt}$$

که در آن،: FCF جریان‌های نقدی آزاد،: CFO خالص وجه نقد ناشی از فعالیت‌های عملیاتی،: IEXP هزینه بهره در بدهی‌های کوتاه‌مدت و بلندمدت،:CPD مقدار کل سود سهام پرداختی به کل سهامداران،:ASSET ارزش دفتری دارایی‌های شرکت است.

## متغیرهای کنترلی

به‌منظور کنترل سایر متغیرهایی که بر مسئله پژوهش مؤثرند، متغیرهای کنترلی لازم به شرح زیر تعیین شدند:

شدت دارایی: یکی از عواملی که می‌تواند بر چسبندگی هزینه‌ها تأثیر بگذارد، میزان دارایی‌های شرکت است. اندرسون و همکاران (۲۰۰۳) نشان دادند که هرچه میزان دارایی‌های شرکت بیش‌تر باشد، کاهش دادن منابع به هنگام کاهش تقاضا، سخت‌تر است. بنابراین، باعث افزایش چسبندگی در هزینه‌ها می‌شود. به این منظور، از لگاریتم نسبت دارایی به فروش مطابق با پژوهش بنکر، بیزالو و دوجوویچ (۲۰۱۴) به عنوان متغیر کنترلی استفاده شد.

اندازه شرکت: بنکر و همکاران (۲۰۱۴) نشان دادند که شرکت‌های کوچک با عدم اطمینان بیش‌تری در تقاضا مواجه هستند و باعث افزایش چسبندگی هزینه‌ها می‌شود. به این منظور، از متغیر اندازه شرکت به‌عنوان متغیر کنترلی استفاده شد. مطابق با پژوهش مک‌نایت و ویر (۲۰۰۹)، جرکوس و همکاران (۲۰۱۰) و نمازی و شمس‌الدینی (۱۳۸۷)، از لگاریتم طبیعی فروش خالص برای تعیین اندازه شرکت استفاده شد.

نگاره ۲ خلاصه‌ای از متغیرهای مورد استفاده در این پژوهش را نشان می‌دهد.

**نگاره (۲): خلاصه‌ای از متغیرهای مورد بررسی در پژوهش**

| نوع متغیر | نام متغیر | نماد متغیر | اجزای متغیر | نماد اجزاء |
|---|---|---|---|---|
| وابسته | نرخ رشد هزینه | $\text{Log}\left[\frac{OC_{i,t}}{OC_{i,t-1}}\right]$ | _ | _ |
| توضیحی | نرخ رشد درآمد فروش | $\text{Log}\left[\frac{Rev_t}{Rev_{t-1}}\right]$ | _ | _ |
| | متغیر مصنوعی کاهش فروش | Dec Dum | _ | _ |
| مستقل | مسئولیت اجتماعی شرکت | CSR | مشتریان | CSR 1 |
| | | | کارکنان | CSR 2 |
| | | | محیط زیست | CSR 3 |
| | | | جامعه | CSR 4 |
| | | | سهامداران | CSR 5 |
| | | | حاکمیت شرکتی | CSR 6 |
| تعدیلی | هزینه نمایندگی | Agency | نسبت هزینه عملیاتی به فروش خالص | 1Agency |
| | | | نسبت گردش دارایی‌ها | 2Agency |
| | | | تعامل فرصت‌های رشد و جریان‌های نقدی آزاد | 3Agency |
| کنترلی | شدت دارایی | Asset Intensity | _ | _ |
| | اندازه شرکت | Size | _ | _ |

## الگوی پژوهش

به منظور اندازه‌گیری چسبندگی هزینه از مدل زیر که به وسیله اندرسون و همکاران (۲۰۰۳) ارائه شده است، استفاده شد.

$$\text{Log}\left[\frac{OC_{i,t}}{OC_{i,t-1}}\right] = \beta_0 + \beta_1 \text{Log}\left[\frac{Rev_{i,t}}{Rev_{i,t-1}}\right] + \beta_2 \, DecDum_{i,t} * \text{Log}\left[\frac{Rev_{i,t}}{Rev_{i,t-1}}\right] + \varepsilon_{i,t}$$

$\text{Log}\left[\frac{OC_{i,t}}{OC_{i,t-1}}\right]$ = نرخ تغییر در هزینه عملیاتی که برابر با لگاریتم طبیعی هزینه‌های عملیاتی سال جاری تقسیم بر هزینه‌های عملیاتی سال قبل است.

$\text{Log}\left[\frac{Rev_t}{Rev_{t-1}}\right]$ = نرخ تغییر در درآمد فروش که برابر با لگاریتم طبیعی خالص درآمد فروش سال جاری تقسیم بر خالص درآمد فروش سال قبل است.

($Dec\ Dum_{i,t}$) = متغیر مصنوعی کاهش فروش است که در صورت کاهش فروش نسبت به دوره قبل، مقدار یک و در غیر این‌صورت مقدار صفر می‌گیرد.

ضریب تأثیر $\beta_1$، درصد افزایش در هزینه‌ها درنتیجه ۱٪ افزایش در سطح فروش را نشان می‌دهد. زمانی که سطح فروش کاهش می‌یابد، متغیر مصنوعی (Dec Dum) مقدار یک می‌گیرد. بنابراین، مجموع ضرایب تأثیر $\beta_1+\beta_2$ نشان‌دهنده کاهش هزینه‌ها به ازای ۱٪ کاهش در سطح فروش است. هزینه‌ها زمانی چسبنده هستند که میزان افزایش در هزینه‌ها ($\beta_1$) در دوره افزایش سطح فروش بیش‌تر از میزان کاهش در هزینه‌ها ($\beta_1+\beta_2$) در دوره کاهش سطح فروش باشد. به‌عبارت‌دیگر، باید $\beta_1$ مثبت و معنی‌دار و $\beta_2$ منفی و معنی‌دار باشد. با اضافه شدن متغیرهای مسئولیت اجتماعی شرکت و هزینه نمایندگی به مدل اندرسون و همکاران (۲۰۰۳)، ضرایب تأثیر این متغیرها ($\beta_3$) هریک، برای آزمون یکی از فرضیه‌های پژوهش استفاده می شود. دراین صورت، مجموع ضرایب تأثیر $\beta_1+\beta_2+\beta_3$ در مدل‌های فرضیه اول و دوم نشان‌دهنده کاهش هزینه‌ها به ازای یک درصد کاهش در سطح فروش است. به‌عبارت‌دیگر، مثبت شدن ضرایب برآوردی هریک از متغیرهای مسئولیت اجتماعی و هزینه نمایندگی ($\beta_3$)، باعث کاهش چسبندگی هزینه‌ها و منفی شدن آن‌ها، باعث افزایش چسبندگی هزینه‌ها می‌شود (شاه‌محمدی، ۱۳۹۲). الگوهای این پژوهش به شرح زیر است:

## الگوی فرضیه اول

$$\begin{aligned}\text{Log}\left[\frac{\text{OC}_{i,t}}{\text{OC}_{i,t-1}}\right] = {} & \beta_0 + \beta_1 \text{Log}\left[\frac{\text{Rev}_{i,t}}{\text{Rev}_{i,t-1}}\right] + \beta_2 \text{Dec Dum}_{i,t} * \text{Log}\left[\frac{\text{Rev}_{i,t}}{\text{Rev}_{i,t-1}}\right] \\ & + \beta_3 \text{CSR}_{i,t} * \text{Dec Dum}_{i,t} * \text{Log}\left[\frac{\text{Rev}_{i,t}}{\text{Rev}_{i,t-1}}\right] \\ & + \beta_4 \text{Asset Intensity}_{i,t} * \text{Dec Dum}_{i,t} * \text{Log}\left[\frac{\text{Rev}_{t}}{\text{Rev}_{t-1}}\right] \\ & + \beta_5 \text{Size}_{i,t} * \text{Dec Dum}_{i,t} \\ & * \text{Log}\left[\frac{\text{Rev}_{t}}{\text{Rev}_{t-1}}\right] + \beta_6 \text{CSR}_{i,t} + \beta_7 \text{Asset Intensity}_{i,t} + \beta_8 \text{Size}_{i,t} \\ & + \varepsilon_{i,t}\end{aligned}$$

## الگوی فرضیه دوم

$$\begin{aligned}\text{Log}\left[\frac{\text{OC}_{i,t}}{\text{OC}_{i,t-1}}\right] = \beta_0 + \beta_1 \text{Log}\left[\frac{\text{Rev}_t}{\text{Rev}_{t-1}}\right] + \beta_2 \text{Dec Dum}_{i,t} * \text{Log}\left[\frac{\text{Rev}_t}{\text{Rev}_{t-1}}\right] \\ + \sum_{m=3}^{5} \beta_m \text{ Agency}_{i,t} * \text{Dec Dum}_{i,t} * \text{Log}\left[\frac{\text{Rev}_t}{\text{Rev}_{t-1}}\right] \\ + \beta_6 \text{ Asset Intensity}_{i,t} * \text{Dec Dum}_{i,t} * \text{Log}\left[\frac{\text{Rev}_t}{\text{Rev}_{t-1}}\right] \\ + \beta_7 \text{ Size}_{i,t} * \text{Dec Dum}_{i,t} * \text{Log}\left[\frac{\text{Rev}_t}{\text{Rev}_{t-1}}\right] + \beta_8 \text{Agency}_{i,t} \\ + \beta_9 \text{Asset Intensity}_{i,t} + \beta_{10} \text{Size}_{i,t} + \varepsilon_{i,t}\end{aligned}$$

## الگوی فرضیه سوم

$$\begin{aligned}\text{Log}\left[\frac{\text{OC}_{i,t}}{\text{OC}_{i,t-1}}\right] = \beta_0 + \beta_1 \text{Log}\left[\frac{\text{Rev}_{i,t}}{\text{Rev}_{i,t-1}}\right] + \beta_2 \text{Dec Dum}_{i,t} \\ * \text{Log}\left[\frac{\text{Rev}_{i,t}}{\text{Rev}_{i,t-1}}\right] + \beta_3 \text{CSR}_{i,t} * \text{Dec Dum}_{i,t} * \text{Log}\left[\frac{\text{Rev}_{i,t}}{\text{Rev}_{i,t-1}}\right] \\ + \sum_{m=4}^{6} \beta_m \text{ Agency}_{i,t} * \text{CSR}_{i,t} * \text{Dec Dum}_{i,t} * \text{Log}\left[\frac{\text{Rev}_{i,t}}{\text{Rev}_{i,t-1}}\right] \\ + \beta_7 \text{ Asset Intensity}_{i,t} * \text{Dec Dum}_{i,t} * \text{Log}\left[\frac{\text{Rev}_{i,t}}{\text{Rev}_{i,t-1}}\right] \\ + \beta_8 \text{ Size}_{i,t} * \text{Dec Dum}_{i,t} * \text{Log}\left[\frac{\text{Rev}_{i,t}}{\text{Rev}_{i,t-1}}\right] + \beta_9 \text{CSR}_{i,t} \\ + \beta_{10} \text{Agency}_{i,t} + \beta_{11} \text{Asset Intensity}_{i,t} + \beta_{12} \text{Size}_{i,t} + \varepsilon_{i,t}\end{aligned}$$

## یافته‌های پژوهش

### آمار توصیفی

آمار توصیفی متغیرهای پژوهش در نگاره (۳) ارائه شده است. کمیت‌های آماری متغیرهای پژوهش حاکی از آن است که اختلاف میان کمینه و بیشینه داده‌ها بیانگر دامنه مناسب برای استفاده از متغیرها است. همان‌طور که ملاحظه می‌شود، متغیر مسئولیت اجتماعی شرکت‌ها در بازه ۸ تا ۲۶ قرار دارد و میانگین آن ۱۸ است که بیانگر مشارکت بالای شرکت‌های مورد مطالعه در مسئولیت‌پذیری اجتماعی است.

***نگاره (۳): آماره‌های توصیفی متغیرهای پژوهش***

| نام متغیر | تعداد | میانگین | میانه | بیشینه | کمینه | انحراف معیار |
|---|---|---|---|---|---|---|
| نرخ تغییر در هزینه عملیاتی | ۱۰۲۰ | ۰/۰۶۶ | ۰/۰۷۰ | ۰/۴۸۰ | -۰/۴۶۰ | ۰/۱۰۶ |
| نرخ تغییر در درآمد فروش | ۱۰۲۰ | ۰/۰۶۵ | ۰/۰۷۰ | ۰/۶۸۰ | -۰/۴۰۰ | ۰/۱۱۲ |
| کاهش فروش | ۱۰۲۰ | ۰/۲۲۳ | ۰/۰۰۰ | ۱/۰۰۰ | ۰/۰۰۰ | ۰/۴۱۶ |
| مسئولیت‌پذیری اجتماعی | ۱۰۲۰ | ۱۸/۰۰۰ | ۱۸/۰۰۰ | ۲۶/۰۰۰ | ۸/۰۰۰ | ۳/۸۶۸ |
| نسبت هزینه عملیاتی به فروش | ۱۰۲۰ | ۰/۲۶۴ | ۰/۲۷۰ | ۰/۵۱۰ | ۰/۱۰۰ | ۰/۰۵۱ |
| نسبت گردش دارایی‌ها | ۱۰۲۰ | ۰/۷۹۱ | ۰/۷۶۰ | ۱/۹۵۰ | ۰/۰۷۰ | ۰/۳۲۰ |
| تعامل بین فرصت‌های رشد شرکت و جریان‌های نقدی آزاد | ۱۰۲۰ | ۰/۰۷۷ | ۰/۰۴۰ | ۱/۹۴۰ | -۰/۴۹۰ | ۰/۲۴۶ |
| شدت دارایی | ۱۰۲۰ | ۰/۱۳۴ | ۰/۱۲۰ | ۱/۱۹۰ | -۰/۶۱۰ | ۰/۲۰۶ |
| اندازه شرکت | ۱۰۲۰ | ۵/۶۰۲ | ۵/۵۶۵ | ۷/۹۹۰ | ۳/۹۸۰ | ۰/۵۶۹ |

ماتریس همبستگی شامل مقدار ضریب همبستگی پیرسون و سطح معناداری آزمون پیرسون در نگاره (۴) ارائه شده است.

***نگاره (۴): ضرائب همبستگی بین متغیرهای پژوهش***

| نام متغیر | نرخ تغییر در هزینه عملیاتی | نرخ تغییر در درآمد فروش | نسبت هزینه عملیاتی به فروش خالص | نسبت گردش دارایی‌ها | فرصت‌های رشد شرکت و جریان نقدی آزاد | شدت دارایی | اندازه شرکت | کاهش فروش | مسئولیت اجتماعی |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| نرخ تغییر در هزینه عملیاتی | ۱ | ۰/۷۴۹ (۰/۰۰)* | ۰/۴۳۸ (۰/۰۰) | ۰/۴۱۳ (۰/۰۰) | ۰/۳۳۶ (۰/۰۰) | -۰/۰۴۶ (۰/۱۴۳) | ۰/۰۱۷ (۰/۵۷۷) | -۰/۶۲۸ (۰/۰۰) | -۰/۲۸۸ (۰/۰۰) |
| نرخ تغییر در درآمد فروش | ۰/۷۴۹ (۰/۰۰) | ۱ | ۰/۱۲۷ (۰/۰۰) | ۰/۲۲۵ (۰/۰۰) | ۰/۰۶۹ (۰/۰۲۸) | -۰/۱۸۶ (۰/۰۰) | ۰/۱۸۴ (۰/۰۰) | -۰/۶۵۵ (۰/۰۰۰) | -۰/۰۹۸ (۰/۰۰۲) |
| نسبت هزینه عملیاتی به فروش | ۰/۴۳۸ (۰/۰۰) | ۰/۱۲۷ (۰/۰۰) | ۱ | ۰/۳۷۸ (۰/۰۰) | ۰/۲۲۷ (۰/۰۰) | ۰/۰۷۱ (۰/۰۲۴) | -۰/۰۸۱ (۰/۰۱۰) | -۰/۱۲۸ (۰/۰۰۰) | -۰/۶۴۶ (۰/۰۰۰) |
| نسبت گردش دارایی‌ها | ۰/۴۱۳ (۰/۰۰) | ۰/۲۲۵ (۰/۰۰) | ۰/۳۷۸ (۰/۰۰) | ۱ | ۰/۴۲۸ (۰/۰۰) | -۰/۳۴۰ (۰/۰۰۰) | ۰/۰۴۱ (۰/۱۹۲) | -۰/۲۱۲ (۰/۰۰۰) | -۰/۱۹۳ (۰/۰۰۰) |

| نام متغیر | نرخ تغییر در هزینه عملیاتی | نرخ تغییر در درآمد فروش | نسبت هزینه عملیاتی به فروش خالص | نسبت گردش دارایی‌ها | فرصت‌های رشد شرکت و جریان نقدی آزاد | شدت دارایی | اندازه شرکت | کاهش فروش | مسئولیت اجتماعی |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| فرصت‌های رشد شرکت و جریان نقدی آزاد | ۰/۳۳۶ (۰/۰۰) | ۰/۰۶۹ (۰/۰۲۸) | ۰/۲۲۷ (۰/۰۰) | ۰/۴۲۸ (۰/۰۰) | ۱ | ۰/۲۲۲ (۰/۰۰) | −۰/۲۵۷ (۰/۰۰) | −۰/۱۲۷ (۰/۰۰) | −۰/۱۶۷ (۰/۰۰) |
| شدت دارایی | −۰/۰۴۶ (۰/۱۴) | −۰/۱۸۶ (۰/۰۰۰) | ۰/۰۷۱ (۰/۰۲۴) | −۰/۳۴۰ (۰/۰۰۰) | ۰/۲۲۲ (۰/۰۰۰) | ۱ | −۰/۳۵۷ (۰/۰۰) | ۰/۱۸۶ (۰/۰۰) | −۰/۱۱۵ (۰/۰۰) |
| اندازه شرکت | ۰/۰۱۷ (۰/۵۷) | ۰/۱۸۴ (۰/۰۰) | −۰/۰۸۱ (۰/۰۱۰) | ۰/۰۴۱ (۰/۱۹۲) | −۰/۲۵۷ (۰/۰۰) | −۰/۳۵۷ (۰/۰۰) | ۱ | −۰/۱۲۰ (۰/۰۰) | ۰/۲۸۱ (۰/۰۰) |
| کاهش فروش | −۰/۶۲۸ (۰/۰۰) | −۰/۶۵۵ (۰/۰۰) | −۰/۱۲۸ (۰/۰۰) | −۰/۲۱۲ (۰/۰۰) | −۰/۱۲۷ (۰/۰۰) | ۰/۱۸۶ (۰/۰۰) | −۰/۱۲۰ (۰/۰۰) | ۱ | ۰/۰۹۲ (۰/۰۰۳) |
| مسئولیت اجتماعی | −۰/۲۸۸ (۰/۰۰) | −۰/۰۹۸ (۰/۰۰۲) | −۰/۶۴۶ (۰/۰۰) | −۰/۱۹۳ (۰/۰۰) | −۰/۱۶۷ (۰/۰۰) | −۰/۱۱۵ (۰/۰۰) | ۰/۲۸۱ (۰/۰۰) | ۰/۰۹۲ (۰/۰۰۳) | ۱ |

بر اساس ضرائب همبستگی به دست آمده، بین متغیر نرخ تغییر در هزینه عملیاتی با متغیرهای نرخ تغییر در درآمد فروش، نسبت هزینه عملیاتی به فروش خالص، نسبت گردش دارایی‌ها و تعامل فرصت‌های رشد شرکت و جریان نقدی آزاد، همبستگی مثبت و معنادار و با متغیر کاهش فروش و مسئولیت اجتماعی شرکت همبستگی منفی و معناداری وجود دارد.

## پایایی (ایستایی) متغیرهای پژوهش در طی دوره پژوهش

قبل از برآورد هر رگرسیون جهت حصول اطمینان از رگرسیون غیر کاذب و در پی آن نتایج نامطمئن، لازم است که چگونگی ایستایی متغیرها را مورد آزمون قرار دهیم. بدین منظور از آزمون لوین، لی و چو (۲۰۰۲) استفاده شده است.

**نگاره (۵) : پایایی متغیرهای پژوهش**

| نام متغیر | آماره آزمون | سطح معناداری | نتیجه |
|---|---|---|---|
| نرخ تغییر در هزینه عملیاتی | -۲۳/۶۱۱۷ | ۰/۰۰۰۰ | ایستا |
| نرخ تغییر در درآمد فروش | -۲۱/۵۹۴۴ | ۰/۰۰۰۰ | ایستا |
| کاهش فروش | -۱۲/۳۸۰۱ | ۰/۰۰۰۰ | ایستا |
| مسئولیت‌پذیری اجتماعی | -۱۶/۲۳۶۲ | ۰/۰۰۰۰ | ایستا |
| نسبت هزینه عملیاتی به فروش خالص | -۲۶/۱۱۴۸ | ۰/۰۰۰۰ | ایستا |
| گردش دارایی‌ها | -۱۱/۱۵۰۵ | ۰/۰۰۰۰ | ایستا |
| تعامل بین فرصت‌های رشد شرکت و جریان‌های نقد آزاد | -۱۵/۳۶۲۰ | ۰/۰۰۰۰ | ایستا |
| شدت دارایی | -۹/۲۷۸۴ | ۰/۰۰۰۰ | ایستا |
| اندازه شرکت | -۲/۳۵۱۴ | ۰/۰۰۹۳ | ایستا |

همان‌طور که ملاحظه می شود، در کلیه متغیرهای مستقل، وابسته و کنترلی، سطح معناداری در آزمون ریشه واحد لوین و همکاران کوچک‌تر از ۰/۰۵ است. به این معنی که، فرضیه صفر رد و فرضیه مقابل آن پذیرفته می‌شود. در نتیجه تمامی متغیرهای مدل، در سطح ۰/۰۵ ایستا ( ساکن) هستند. به این معنی ا ست که میانگین و واریانس متغیرها در طول زمان و کوواریانس متغیرها بین سال‌های مختلف ثابت است. در نتیجه، شرکت‌های مورد بررسی تغییرات ساختاری نداشته و استفاده از این متغیرها در مدل باعث به وجود آمدن رگرسیون کاذب نمی‌شود.

## آزمون‌های انتخاب مدل (آزمون F لیمر و آزمون هاسمن)

به منظور تعیین مدل مناسب مطالعه، از آزمون Fلیمر استفاده شد. نگاره (۶) اطلاعات مربوطه را نشان می‌دهد. مقدار احتمال آماره این آزمون در تمام فرضیه‌ها کم‌تر از ۰/۰۵ بود. لذا، برای آزمون فرضیه‌ها، باید از روش داده‌های تابلویی[۸] استفاده شود. سپس، به منظور بررسی این موضوع که آیا عرض از مبدأ بصورت اثرات ثابت است یا این‌که در ساختار واحدهای مقطعی (شرکت‌ها) بصورت تصادفی عمل می‌کند از آماره هاسمن استفاده شد. با توجه به سطح معناداری آزمون مدل در تمام فرضیه‌ها، روش مناسب جهت برآورد مدل روش اثرات ثابت است.

***نگاره (۶): نتایج آزمون‌های F لیمر و هاسمن***

| فرضیه | آزمون | آماره | سطح معناداری | مدل انتخابی |
|---|---|---|---|---|
| اصلی ۱ | F لیمر | ۱/۹۳۱۷ | ۰/۰۰۰۰ | تابلویی |
| | هاسمن | ۲۹/۴۳۱۸ | ۰/۰۰۰۳ | اثرات ثابت |
| فرعی ۲-۱ | F لیمر | ۱/۶۳۵۱ | ۰/۰۰۰۲ | تابلویی |
| | هاسمن | ۷۲/۹۶۷۰ | ۰/۰۰۰۰ | اثرات ثابت |
| فرعی ۲-۲ | F لیمر | ۱/۷۲۱۱ | ۰/۰۰۰۰ | تابلویی |
| | هاسمن | ۲۹/۵۱۱۵ | ۰/۰۰۰۳ | اثرات ثابت |
| فرعی ۲-۳ | F لیمر | ۱/۹۵۲۱ | ۰/۰۰۰۰ | تابلویی |
| | هاسمن | ۲۲/۰۸۰۹ | ۰/۰۰۴۸ | اثرات ثابت |
| فرعی ۳-۱ | F لیمر | ۱/۶۴۴۱ | ۰/۰۰۰۱ | تابلویی |
| | هاسمن | ۷۱/۷۵۰۱ | ۰/۰۰۰۰ | اثرات ثابت |
| فرعی ۳-۲ | F لیمر | ۱/۸۵۰۶ | ۰/۰۰۰۰ | تابلویی |
| | هاسمن | ۳۱/۱۳۹۲ | ۰/۰۰۰۶ | اثرات ثابت |
| فرعی ۳-۳ | F لیمر | ۱/۷۸۹۹ | ۰/۰۰۰۰ | تابلویی |
| | هاسمن | ۳۶/۶۵۸۰ | ۰/۰۰۰۱ | اثرات ثابت |

## آزمون فرضیه اصلی اول

نتایج حاصل از آزمون فرضیه اصلی اول، با توجه به الگوی زیر در نگاره (۷) ارائه شده است.

$$\begin{aligned}\mathrm{Log}\left[\frac{\mathrm{OC}_{i,t}}{\mathrm{OC}_{i,t-1}}\right] = {} & \beta_0 + \beta_1 \mathrm{Log}\left[\frac{\mathrm{Rev}_{i,t}}{\mathrm{Rev}_{i,t-1}}\right] + \beta_2 \mathrm{Dec\ Dum}_{i,t} * \mathrm{Log}\left[\frac{\mathrm{Rev}_{i,t}}{\mathrm{Rev}_{i,t-1}}\right] \\ & + \beta_3 \mathrm{CSR}_{i,t} * \mathrm{Dec\ Dum}_{i,t} * \mathrm{Log}\left[\frac{\mathrm{Rev}_{i,t}}{\mathrm{Rev}_{i,t-1}}\right] \\ & + \beta_4\, \mathrm{Asset\ Intensity}_{i,t} * \mathrm{Dec\ Dum}_{i,t} * \mathrm{Log}\left[\frac{\mathrm{Rev}_{t}}{\mathrm{Rev}_{t-1}}\right] \\ & + \beta_5\, \mathrm{Size}_{i,t} * \mathrm{Dec\ Dum}_{i,t} \\ & * \mathrm{Log}\left[\frac{\mathrm{Rev}_{t}}{\mathrm{Rev}_{t-1}}\right] + \beta_6 \mathrm{CSR}_{i,t} + \beta_7 \mathrm{Asset\ Intensity}_{i,t} + \beta_8 \mathrm{Size}_{i,t} \\ & + \varepsilon_{i,t}\end{aligned}$$

***نگاره (۷): مقادیر مربوط به معادله رگرسیون فرضیه اصلی اول***

| متغیر | ضریب | خطای استاندارد | آماره t | سطح معناداری |
|---|---|---|---|---|
| $\beta_0$ | ۰/۱۴۲۵ | ۰/۰۳۹۴ | ۳/۶۱۸۳ | ۰/۰۰۰۳ |
| $\beta_1$ | ۰/۶۹۴۲ | ۰/۰۱۷۲ | ۴۰/۳۵۸۹ | ۰/۰۰۰۰ |
| $\beta_2$ | -۱/۹۹۶۰ | ۰/۱۴۰۴ | -۱۴/۲۱۰۵ | ۰/۰۰۰۰ |
| $\beta_3$ | -۰/۰۴۰۲ | ۰/۰۰۳۰ | -۱۳/۰۲۵۸ | ۰/۰۰۰۰ |
| ضریب تعیین تعدیل‌شده: ۰/۷۷۵۰۹۶ | | | ضریب تعیین: ۰/۷۹۹۱۵۳ | |
| آماره F: ۳۳/۲۱۸۴۸ (۰/۰۰۰۰) | | | دوربین- واتسون: ۲/۰۲۷۰۱۵ | |

سطح معناداری مربوط به آزمون آماره F، بیانگر این است که رابطه رگرسیون در کل معنادار است. مقدار ضریب تعیین تعدیل شده، ۷۷٪ است. به این معنی که ۷۷٪ تغییرات در هزینه‌های عملیاتی، مربوط به مسئولیت اجتماعی شرکت و سایر متغییرهایی است که در این معادله وارد شده است. مقدار آماره دوربین-واتسون برابر با ۲/۰۲۷ است و دلالت بر نبود خودهمبستگی بین متغیرها دارد. از آنجا که ضریب تأثیر مسئولیت اجتماعی شرکت ($\beta_3$، ۰/۰۴۰۲- و سطح معناداری آن ۰/۰۰۰۰ است، بین مسئولیت اجتماعی شرکت‌ها و چسبندگی هزینه رابطه مثبت و معناداری وجود دارد. منفی بودن این ضریب نشان می‌دهد که با افزایش مسئولیت‌پذیری اجتماعی شرکت‌ها، شدت چسبندگی هزینه‌ها نیز افزایش می‌یابد. در این‌صورت، اگر فروش به میزان ۱٪ کاهش یابد، عدم تقارن هزینه‌های عملیاتی در شرکت‌هایی که رتبه بالاتری در مسئولیت اجتماعی دارند، به میزان ۰/۰۴۰۲٪ بیش‌تر افزایش می یابد. بنابراین، فر ضیه اول پذیرفته می شود و می‌توان گفت که م سئولیت‌پذیری اجتماعی شرکت‌ها روی چسبندگی هزینه تأثیر مثبت دارد و باعث افزایش چسبندگی هزینه‌ها می‌شود.

## آزمون فرضیه اصلی دوم

نتایج حاصل از آزمون فرضیه اصلی دوم، با توجه به الگوی فرضیه زیر، در نگاره ۸ ارائه شده است.

$$\text{Log}\left[\frac{\text{OC}_{i,t}}{\text{OC}_{i,t-1}}\right] = \beta_0 + \beta_1 \text{Log}\left[\frac{\text{Rev}_t}{\text{Rev}_{t-1}}\right] + \beta_2 \text{Dec Dum}_{i,t} * \text{Log}\left[\frac{\text{Rev}_t}{\text{Rev}_{t-1}}\right] + \sum_{m=3}^{5} \beta_m \text{ Agency}_{i,t} * \text{Dec Dum}_{i,t} * \text{Log}\left[\frac{\text{Rev}_t}{\text{Rev}_{t-1}}\right] + \beta_6 \text{Asset Intensity}_{i,t} * \text{Dec Dum}_{i,t} * \text{Log}\left[\frac{\text{Rev}_t}{\text{Rev}_{t-1}}\right] + \beta_7 \text{Size}_{i,t} * \text{Dec Dum}_{i,t} * \text{Log}\left[\frac{\text{Rev}_t}{\text{Rev}_{t-1}}\right] + \beta_8 \text{Agency}_{i,t} + \beta_9 \text{Asset Intensity}_{i,t} + \beta_{10} \text{Size}_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

***نگاره (۸): نتایج آزمون فرضیه اصلی دوم***

| فرضیه | متغیر | ضریب | خطای استاندارد | آماره t | سطح معناداری |
|---|---|---|---|---|---|
| فرعی ۲-۱ | $\beta_0$ | -۰/۰۱۵۷ | ۰/۰۴۰۱ | -۰/۳۹۱۷ | ۰/۶۹۵۴ |
| | $\beta_1$ | ۰/۶۶۱۵ | ۰/۰۱۷۰ | ۳۸/۸۸۹۷ | ۰/۰۰۰۰ |
| | $\beta_2$ | -۰/۸۵۸۸ | ۰/۱۳۹۵ | -۶/۱۵۴۹ | ۰/۰۰۰۰ |
| | $\beta_3$ | -۱/۲۲۳۲ | ۰/۱۴۶۰ | -۸/۳۷۲۹ | ۰/۰۰۰۰ |
| | آماره F: ۳۶/۲۰۰ (۰/۰۰۰۰) | | $R^2$: ۰/۷۱۲۵ | R: ۰/۶۹۰۱ | دوربین واتسون: ۲/۰۱۴۶ |
| فرعی ۲-۲ | $\beta_0$ | ۰/۱۱۲۸ | ۰/۰۴۱۳ | ۲/۷۲۷۵ | ۰/۰۰۶۵ |
| | $\beta_1$ | ۰/۶۵۰۳ | ۰/۰۱۷۱ | ۳۷/۹۷۱۷ | ۰/۰۰۰۰ |
| | $\beta_2$ | -۱/۰۱۰۹ | ۰/۱۵۴۳ | -۶/۵۴۸۶ | ۰/۰۰۰۰ |
| | $\beta_3$ | -۰/۳۱۷۳ | ۰/۰۳۸۷ | -۸/۱۹۵۸ | ۰/۰۰۰۰ |
| | آماره F: ۳۰/۷۹۰۰۹ (۰/۰۰۰۰) | | $R^2$: ۰/۶۸۶۶ | R: ۰/۶۱۱۴ | دوربین واتسون: ۲/۰۳۴۳ |
| فرعی ۲-۳ | $\beta_0$ | ۰/۱۰۲۸ | ۰/۰۳۹۸ | ۲/۵۷۹۷ | ۰/۰۱۰۰ |
| | $\beta_1$ | ۰/۶۸۱۹ | ۰/۰۱۶۵ | ۴۱/۳۲۰۰ | ۰/۰۰۰۰ |
| | $\beta_2$ | -۰/۹۶۹۲ | ۰/۱۴۴۸ | -۶/۶۹۲۷ | ۰/۰۰۰۰ |
| | $\beta_3$ | -۰/۴۳۳۶ | ۰/۰۳۳۳ | -۱۲/۹۹۹۴ | ۰/۰۰۰۰ |
| | آماره F: ۳۲/۹۳۵۳ (۰/۰۰۰۰) | | $R^2$: ۰/۷۰۷۷ | R: ۰/۶۷۳۵ | دوربین واتسون: ۲/۰۲۱۳ |

در فرضیه فرعی ۲-۱، ضریب تأثیر نسبت هزینه عملیاتی به فروش خالص ($\beta_3$، ۱/۲۲۳۲- و سطح معناداری آن ۰/۰۰۰۰ است، درنتیجه بین نسبت هزینه عملیاتی به فروش خالص و چسبندگی هزینه رابطه مثبت و معناداری وجود دارد و منفی بودن این ضریب نشان می‌دهد که

با افزایش نسبت هزینه عملیاتی به فروش خالص، شدت چسبندگی هزینه افزایش می‌یابد. در این صورت، اگر فروش به میزان ۱٪ کاهش یابد، چسبندگی هزینه های عملیاتی در شرکت‌هایی که نسبت هزینه عملیاتی به فروش خالص بالایی دارند، به میزان ۱/۲۲۳۲٪ بیش‌تر افزایش می‌یابد. بنابراین، نسبت هزینه عملیاتی به فروش خالص باعث افزایش چسبندگی هزینه می شود. در فرضیه فرعی ۲-۲، ضریب تأثیر نسبت گردش دارایی‌ها ($\beta_3$، ۰/۳۱۷۳-) و سطح معناداری آن ۰/۰۰۰۰ است، درنتیجه بین نسبت گردش دارایی‌ها و چسبندگی هزینه رابطه مثبت و معناداری وجود دارد و منفی بودن این ضریب نشان می‌دهد که با افزایش نسبت گردش دارایی‌ها، شدت چسبندگی هزینه‌ها نیز افزایش می‌یابد. در این صورت، اگر فروش به میزان ۱٪ کاهش یابد، چسبندگی هزینه‌های عملیاتی در شرکت‌هایی که نسبت گردش دارایی بالایی دارند، به میزان ۰/۳۱۷۳٪ بیش‌تر افزایش می‌یابد.

بنابراین، می‌توان گفت که نسبت گردش دارایی‌ها باعث افزایش در چسبندگی هزینه‌ها می شود. هم‌چنین، در فرضیه فرعی ۲-۳، ضریب تأثیر تعامل بین فرصت‌های رشد شرکت و جریان‌های نقدی آزاد ($\beta_3$، ۰/۴۳۳۶-) و سطح معناداری آن ۰/۰۰۰۰ است، درنتیجه بین تعامل بین فرصت‌های رشد شرکت و جریان‌های نقدی آزاد و چسبندگی هزینه رابطه مثبت و معناداری وجود دارد. منفی بودن این ضریب نشان می‌دهد که با افزایش تعامل بین فرصت‌های رشد شرکت و جریان‌های نقدی آزاد، شدت چسبندگی هزینه افزایش می‌یابد. در این صورت، اگر فروش به میزان ۱٪ کاهش یابد، عدم تقارن هزینه‌ها در شرکت‌هایی که در آن‌ها تعامل بین فرصت‌های رشد شرکت و جریان‌های نقدی آزاد بالا است، به میزان ۰/۴۳۳۶٪ بیش‌تر افزایش می‌یابد. بنابراین، می‌توان گفت تعامل بین فرصت‌های رشد شرکت و جریان‌های نقدی آزاد روی چسبندگی هزینه‌ها تأثیر مثبت دارد و فرضیه اصلی دوم نیز پذیرفته می‌شود.

### آزمون فرضیه اصلی سوم

نتایج حاصل از آزمون فرضیه اصلی سوم، با توجه به الگوی زیر، در نگاره (۹) ارائه شده است.

$$\begin{aligned}\text{Log}\left[\frac{\text{OC}_{i,t}}{\text{OC}_{i,t-1}}\right] = \beta_0 + \beta_1 \text{Log}\left[\frac{\text{Rev}_{i,t}}{\text{Rev}_{i,t-1}}\right] + \beta_2 \text{Dec Dum}_{i,t} \\ * \text{Log}\left[\frac{\text{Rev}_{i,t}}{\text{Rev}_{i,t-1}}\right] + \beta_3 \text{CSR}_{i,t} * \text{Dec Dum}_{i,t} * \text{Log}\left[\frac{\text{Rev}_{i,t}}{\text{Rev}_{i,t-1}}\right] \\ + \sum_{m=4}^{6} \beta_m \text{ Agency}_{i,t} * \text{CSR}_{i,t} * \text{Dec Dum}_{i,t} * \text{Log}\left[\frac{\text{Rev}_{i,t}}{\text{Rev}_{i,t-1}}\right] \\ + \beta_7 \text{ Asset Intensity}_{i,t} * \text{Dec Dum}_{i,t} * \text{Log}\left[\frac{\text{Rev}_{i,t}}{\text{Rev}_{i,t-1}}\right] \\ + \beta_8 \text{Size}_{i,t} * \text{Dec Dum}_{i,t} * \text{Log}\left[\frac{\text{Rev}_{i,t}}{\text{Rev}_{i,t-1}}\right] + \beta_9 \text{CSR}_{i,t} \\ + \beta_{10} \text{Agency}_{i,t} + \beta_{11} \text{Asset Intensity}_{i,t} + \beta_{12} \text{Size}_{i,t} + \varepsilon_{i,t}\end{aligned}$$

به منظور آزمون فرضیه اصلی سوم، شرکت‌های نمونه بر اساس میانه هر سه معیار هزینه نمایندگی به شرکت‌های با هزینه نمایندگی بالا و شرکت‌های با هزینه نمایندگی پایین تقسیم شدند. به این صورت که شرکت‌هایی که هزینه نمایندگی آن‌ها بالاتر از میانه بود ارزش یک و شرکت‌هایی که هزینه عملیاتی آن‌ها پایین‌تر از میانه بود، ارزش صفر گرفتند. با توجه به این‌که معیارهای نسبت هزینه عملیاتی به فروش خالص و تعامل بین فرصت‌های رشد شرکت و جریان‌های نقدی آزاد، به عنوان معیارهای مستقیم هزینه نمایندگی به حساب می‌آیند و افزایش آن‌ها نشان‌دهنده افزایش در هزینه نمایندگی است، شرکت‌هایی که میزان معیارهای هزینه عملیاتی به فروش خالص و همچنین، تعامل بین فرصت‌های رشد شرکت و جریان‌های نقدی آزاد آن‌ها بالاتر از میزان میانه بود، ارزش یک و درصورتی‌که پایین‌تر از میانه بودند، ارزش صفر را به خود اختصاص دادند. در صورتی که معیار نسبت گردش دارایی‌ها به عنوان معیار معکوسی برای سنجش هزینه نمایندگی به حساب می‌آید. به این معنی که هر چه میزان این نسبت بالاتر باشد، شرکت هزینه نمایندگی پایین‌تری دارد. بنابراین، شرکت‌هایی که نسبت گردش در دارایی‌های آن‌ها پایین‌تر از میانه بود ارزش یک و شرکت‌هایی که میزان نسبت گردش در دارایی‌های آن‌ها بالاتر از میانه بود ارزش صفر گرفتند.

به منظور آزمون فرضیه و مقایسه اثر تعدیلی هزینه عملیاتی بر رابطه بین مسئولیت‌پذیری اجتماعی شرکت و چسبندگی هزینه‌ها، از آزمون والد استفاده شد. نتایج این آزمون در نگاره ۱۰ ارائه شده است. بر اساس نتایج، در آزمون فرضیه فرعی ۳-۱، ضرایب دو متغیر $\beta_3$ و $\beta_4$

برابر ۰/۲۷۲۹ و بیش‌تر از ۰/۰۵ ا ست. بنابراین، فر ضیه برابری ضرایب متغیرها تأیید می شود و ضرایب برابر هستند.

***نگاره (۹): نتایج آزمون فرضیه اصلی سوم***

| فرضیه | متغیر | ضریب | خطای استاندارد | آماره t | سطح معناداری |
|---|---|---|---|---|---|
| فرعی ۳-۱ | $\beta_0$ | -۰/۰۴۹۲ | ۰/۰۴۳۲ | -۱/۱۴۰۸ | ۰/۲۵۴۲ |
| | $\beta_1$ | ۰/۶۴۶۱ | ۰/۰۱۷۹ | ۳۵/۹۹۰۳ | ۰/۰۰۰۰ |
| | $\beta_2$ | -۱/۷۲۹۱ | ۰/۱۴۹۵ | -۱۱/۵۶۵۶ | ۰/۰۰۰۰ |
| | $\beta_3$ | -۰/۰۳۲۵ | ۰/۰۰۳۵ | -۹/۲۲۲۹ | ۰/۰۰۰۰ |
| | $\beta_4$ | -۰/۰۵۴۷ | ۰/۰۲۱۳ | -۲/۵۶۲۴ | ۰/۰۱۰۶ |
| | آماره F: ۳۶/۲۸۴۲۹ (۰/۰۰۰۰) | | $R^2$: ۰/۷۲۶۰ | R: ۰/۷۰۳۵ | دوربین واتسون: ۲/۰۲۳۶ |
| فرعی ۳-۲ | $\beta_0$ | ۰/۱۲۵۱ | ۰/۰۴۰۹ | ۳/۰۵۸۰ | ۰/۰۰۲۳ |
| | $\beta_1$ | ۰/۶۹۲۱ | ۰/۰۱۸۴ | ۳۷/۶۰۷۳ | ۰/۰۰۰۰ |
| | $\beta_2$ | -۱/۹۸۶۳ | ۰/۱۶۰۴ | -۱۲/۳۷۶۸ | ۰/۰۰۰۰ |
| | $\beta_3$ | -۰/۰۳۷۹ | ۰/۰۰۳۷ | -۱۰/۲۴۱۷ | ۰/۰۰۰۰ |
| | $\beta_4$ | -۰/۰۰۹۳ | ۰/۰۰۲۶ | -۳/۵۶۳۰ | ۰/۰۰۰۴ |
| | آماره F: ۳۲/۶۷۷۷۲ (۰/۰۰۰۰ ) | | $R^2$: ۰/۵۹۹۷ | R: ۰/۵۷۵۳ | دوربین واتسون: ۲/۰۲۸۳ |
| فرعی ۳-۳ | $\beta_0$ | ۰/۱۵۴۶ | ۰/۰۳۹۶ | ۳/۹۰۱۰ | ۰/۰۰۰۱ |
| | $\beta_1$ | ۰/۶۹۴۷ | ۰/۰۱۷۲ | ۴۰/۲۱۸۷ | ۰/۰۰۰۰ |
| | $\beta_2$ | -۱/۷۴۲۹ | ۰/۱۶۶۰ | -۱۰/۴۹۴۴ | ۰/۰۰۰۰ |
| | $\beta_3$ | -۰/۰۳۵۶ | ۰/۰۰۴۰ | -۸/۷۷۳۳ | ۰/۰۰۰۰ |
| | $\beta_4$ | -۰/۰۱۳۳ | ۰/۰۰۳۱ | -۴/۳۱۵۳ | ۰/۰۰۰۰ |
| | آماره F: ۳۳/۵۷۷۳ (۰/۰۰۰۰) | | $R^2$: ۰/۶۰۴۱ | R: ۰/۵۸۰۱ | دوربین واتسون: ۲/۰۱۸۱ |

به این معنی که این رابطه معنادار نیســت. در آزمون فرضــیه فرعی ۳-۲ با توجه به ســطح معناداری آزمون والد ضرایب دو متغیر $\beta_3$ و $\beta_4$ برابر ۰/۰۰۰۰ و کم‌تر از ۰/۰۵ ا ست. بنابراین، فر ضیه برابری ضرایب متغیرها پذیرفته نشده و ضرایب برابر نیستند. هم‌چنین، تفا ضل ضرایب منفی و برابر با ۰/۰۲۸۵- اســت. از این رو، میزان تأثیرگذاری مســئولیت‌پذیری اجتماعی بر چسبندگی هزینه‌ها در شرکت‌های با نسبت گردش دارایی پایین کم‌تر از سایر شرکت‌ها است.

هم‌چنین، در آزمون فرضیه فرعی ۳-۳ با توجه به سطح معناداری آزمون والد ضرایب دو متغیر $\beta_3$ و $\beta_4$ برابر ۰/۰۰۰۰ و کم‌تر از ۰/۰۵ است. بنابراین، فرضیه برابری ضرایب متغیرها پذیرفته نشده و ضرایب برابر نیستند. هم‌چنین، تفاضل ضرایب منفی و برابر با ۰/۰۲۲۲- است. از این رو، میزان تأثیرگذاری مسئولیت اجتماعی بر چسبندگی هزینه‌ها در شرکت‌هایی با میزان بالای تعامل بین فرصت‌های رشد شرکت و جریان‌های نقدی آزاد، کم‌تر از سایر شرکت‌ها است.

***نگاره (۱۰): نتایج آزمون والد***

| فرضیه | ضرایب | آماره F | سطح معناداری | تفاضل ضرایب |
|---|---|---|---|---|
| فرعی ۳-۱ | $\beta_3$- $\beta_4$ | ۱/۲۰۳۵ | ۰/۲۷۲۹ | ۰/۰۲۲۱ |
| فرعی ۳-۲ | $\beta_3$- $\beta_4$ | ۷۱/۶۴۹۵ | ۰/۰۰۰۰ | -۰/۰۲۸۵ |
| فرعی ۳-۳ | $\beta_3$- $\beta_4$ | ۱۶۶/۵۲۳۱ | ۰/۰۰۰۰ | -۰/۰۲۲۲ |

## نتیجه‌گیری

با توجه به نتایج به دست آمده از فرضیه‌های پژوهش، نتیجه‌گیری کلی به شرح زیر است:

خلاصه نتایج آزمون فرضیه اصلی اول: نتایج آماری فرضیه اصلی اول نشان داد که مسئولیت اجتماعی شرکتی بر چسبندگی هزینه‌ها تأثیر مثبت دارد. به این معنی که شرکت‌هایی که رتبه بالاتری در مسئولیت اجتماعی دارند، شدت چسبندگی هزینه‌های عملیاتی آن‌ها بیش‌تر از شرکت‌هایی است که رتبه مشارکت پایین‌تری در مسئولیت‌های اجتماعی دارند. نتیجه آماری این فرضیه مطابق با نتیجه پژوهش حبیب و حسن (۲۰۱۶) و ایزدی‌نیا و هاشمی (۱۳۹۶) است.

خلاصه نتایج آزمون فرضیه اصلی دوم: فرضیه اصلی دوم پژوهش از طریق تدوین و آزمون سه فرضیه فرعی مورد بررسی قرار گرفت. نتایج حاصل از بررسی فرضیه‌های فرعی اول تا سوم حاکی از آن است که از میان سه معیار استفاده شده، دو معیار نسبت هزینه عملیاتی به فروش خالص و تعامل بین فرصت‌های رشد شرکت و جریان‌های نقدی آزاد، بر چسبندگی هزینه‌ها تأثیر مثبت دارند. به این معنی که با افزایش این دو معیار هزینه نمایندگی، شدت چسبندگی هزینه‌ها نیز افزایش می‌یابد. معیار نسبت گردش دارایی‌ها نیز بر چسبندگی هزینه‌ها تأثیر دارد. به این معنی که با افزایش این نسبت، شدت چسبندگی هزینه‌ها نیز افزایش می‌یابد. با توجه به این‌که نسبت گردش دارایی‌ها به عنوان معیار معکوسی برای هزینه نمایندگی به شمار می‌رود و

بالا بودن این نسبت نشان از هزینه نمایندگی پایین شرکت است، این فرضیه تأثیر منفی نسبت گردش دارایی‌ها بر چسبندگی هزینه‌ها را نشان می‌دهد. درنهایت، می‌توان نتیجه گرفت که هزینه نمایندگی بر چسبندگی هزینه‌ها تأثیر مثبت دارد. به این معنی که شرکت‌هایی که هزینه نمایندگی بالاتری دارند، شدت چسبندگی هزینه‌های عملیاتی آن‌ها بیش‌تر از شرکت‌هایی است که هزینه نمایندگی پایین‌تری دارند. نتیجه آماری این فرضیه مطابق با نتیجه پژوهش چن و همکاران (۲۰۱۲)، شاه‌محمدی (۱۳۹۲) و آقایی و حسنی (۱۳۹۳) است.

خلاصه نتایج آزمون فرضیه اصلی سوم: فرضیه اصلی سوم پژوهش از طریق تدوین و آزمون سه فرضیه فرعی مورد بررسی قرار گرفت. بر طبق نتایج آزمون والد، بر اساس معیار اول هزینه نمایندگی، تأثیر تعدیل‌کنندگی معناداری بر رابطه بین مسئولیت اجتماعی شرکت‌ها و چسبندگی هزینه‌ها مشاهده نشد. بنابراین، نسبت هزینه عملیاتی به فروش تأثیر معناداری بر رابطه بین مسئولیت اجتماعی و چسبندگی هزینه‌ها ندارد. بر اساس معیار دوم و سوم هزینه نمایندگی، تأثیر تعدیل‌کنندگی معناداری بر شدت رابطه بین مسئولیت اجتماعی شرکت و چسبندگی هزینه‌ها مشاهده شد. بنابراین، می‌توان گفت که هزینه نمایندگی به عنوان متغیر تعدیل‌گر بر شدت رابطه بین مسئولیت اجتماعی و چسبندگی هزینه‌ها تأثیر می‌گذارد و با توجه به نتایج آزمون والد، شدت این رابطه را تضعیف می‌کند. هم‌چنین هزینه نمایندگی، قدرت مدل اولیه را در فرضیه اول، بسته به این‌که کدام معیار هزینه نمایندگی مورد استفاده قرار گیرد، از حدود ۷۷٪ به ترتیب به حدود ۷۲٪، ۵۹٪ و ۶۰٪ در فرضیه سوم تقلیل می‌دهد علت این امر می‌تواند مربوط به ویژگی‌های هزینه نمایندگی، تأثیر آن در هزینه عملیاتی شرکت و رفتار منفعت‌طلبانه مدیران در جریان فعالیت‌ها و سرمایه‌گذاری‌های شرکت باشد.

اهمیت این تحقیق این است که به گونه تجربی نشان داد در شرکت‌های بورسی، مسولیت اجتماعی بر چسبندگی هزینه‌ها تأثیر معناداری دارد. اما این تأثیر، با توجه به سطح هزینه‌های نمایندگی تعدیل می‌شود و بستگی به تعریف هزینه نمایندگی نیز دارد. بنابراین، این پژوهش، تئوری و عمل چسبندگی هزینه‌ها، مسولیت اجتماعی و هزینه نمایندگی را گسترش داد و به ادبیات مربوط افزود.

## پیشنهاد و محدودیت‌های پژوهش

با توجه به افزایش روزافزون توجه به مسئولیت اجتماعی شرکت‌ها، به سرمایه‌گذاران، حسابرسان، تحلیل‌گران و سایر ذی‌نفعان پیشنهاد می شود که هنگام شناسایی عوامل مؤثر بر رفتار هزینه‌ها افزون بر تصمیمات اقتصادی مدیران، به انگیزه‌های شخصی آن‌ها از جمله معیارهای نسبت هزینه عملیاتی به فروش خالص، نسبت گردش دارایی‌ها و هم‌چنین، تعامل بین فرصت‌های رشد شرکت و جریان‌های نقدی آزاد نیز، توجه کنند. یعنی، به رفتار منفعت‌طلبانه مدیریت در ایجاد هزینه‌ها و سرمایه‌گذاری‌های شرکت، توجه کنند.

عمده‌ترین محدودیت‌های پژوهش به شرح زیر است:

- پژوهش حاضر با استفاده از داده‌های ۱۰۲ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران انجام شده است و هم‌چنین، قلمرو زمانی پژوهش سال‌های ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۴ بوده است؛ بنابراین، در تسری نتایج حاصل از آن به کل جامعه باید جانب احتیاط رعایت شود.
- در این پژوهش، عدم افشای کامل اطلاعات صورت‌های مالی و یادداشت‌های توضیحی شرکت‌ها، از جمله هزینه‌های پژوهش و توسعه به‌عنوان محدودیتی در بررسی تأثیر مسئولیت اجتماعی شرکت بر چسبندگی هزینه‌ها به شمار می‌رود. با وجود این، اعتقاد ما بر این است که با در نظر گرفتن متغیرهای مربوط و انجام روش آماری قوی، روایی و پایایی این پژوهش در حد بالایی قرار دارد و یافته‌ها نیز از قابلیت اطمینان بالایی برخوردار هستند.

## پی نوشت

۱ Corporate Social Responsibility
۲ Operating Costs
۳ Cost Stickiness
۴ Agency Cost
۵ Adjustment Costs
۶ Corporate Governance
۷ Quintile Ranking
۸ Asset Intensity
۹ Panel Data

## منابع

احمدپور، الف.، کاشانی‌پور، م.، و شجاعی، م. ر. (۱۳۸۹). بررسی تأثیر حاکمیت شرکتی و کیفیت حسابرسی بر هزینه تأمین مالی از طریق بدهی (استقراض). بررسی‌های حسابداری و حسابرسی، ۱۷ (۶۲)، ۱۷-۳۲.

آقایی، م. ع.، و حسنی، ح. (۱۳۹۳). بررسی تأثیر انگیزه‌های شخصی مدیران و متغیرهای حاکمیت شرکتی بر چسبندگی هزینه‌ها در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. پژوهش‌های حسابداری مالی، ۲۲، ۱۲۸- ۱۰۹.

حسنی، ح. (۱۳۹۲). بررسی تأثیر مسأله نمایندگی بر روی رفتار چسبندگی هزینه‌ها در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران با تأکید بر نقش حاکمیت شرکتی، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه تربیت مدرس.

خانی، ع.، غفاری، م. ج.، و شاه‌محمدی، م. ع. (۱۳۹۳). بررسی تأثیر حاکمیت شرکتی بر عدم تقارن هزینه‌ها. دانش حسابداری مالی، ۱ (۳)، ۱۴۵- ۱۲۵.

سپاسی، س.، فتحی، ز.، و شیبه، س. (۱۳۹۳). آزمون تجربی چسبندگی هزینه‌ها: شواهدی از بورس اوراق بهادار تهران. پژوهش‌های تجربی حسابداری، ۳ (۱۰)، ۱۶۳-۱۷۷.

سعیدی، ع. و شیری‌قهی، الف. (۱۳۹۱). ساختارمالکیت و عملکرد شرکت‌ها (شواهدی از بورس اوراق بهادار تهران). فصلنامه بورس اوراق بهادار، *۱۸*، ۱۷۲-۱۵۳.

شاه‌محمدی، م. ع. (۱۳۹۲). تأثیر مساله نمایندگی و حاکمیت شرکتی بر رفتار عدم تقارن هزینه‌های اداری، عمومی و فروش در بورس اوراق بهادار تهران (۱۳۷۹-۱۳۸۹)، پایان‌نامه کارشناسی ارشد حسابداری، دانشگاه اصفهان.

نادری‌خورشیدی، ع. ر.، و سلگی، م. (۱۳۹۴). بررسی تأثیر قابلیت‌های سازمان و ساختار صنعت بر مسئولیت‌پذیری اجتماعی در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. مجله مدیریت بازرگانی دانشگاه تهران، ۷ (۱)، ۲۲۹- ۲۰۹.

نمازی، م.، غفاری، م. ج.، و فریدونی، م. (۱۳۹۱). تحلیل بنیادی رفتار چسبنده هزینه‌ها و بهای تمام شده با تأکید بر دامنه تغییرات در بورس اوراق بهادار تهران. پیشرفت‌های حسابداری، ۴ (۲)، ۱۷۸- ۱۵۱.

نمازی، م.، و شمس‌الدینی، ک. (۱۳۸۷). بررسی سازه‌های مؤثر بر دقت پیش‌بینی سود توسط مدیریت شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. مجله توسعه و سرمایه، ۱، ۲۵-۱.

نمازی، م.، و منفردمهارلوئی، م. (۱۳۹۰). بررسی تأثیر حدود عملیات شرکت بر ساختار هیئت‌مدیره (مورد مطالعه: شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران). دانش حسابداری، ۲ (۷)، ۷-۲۵.

Aghayi, M. A. , & Hassani, H. (2014). The Effect of Managers Personal Incentives and Corporate Governance Variables on Costs Stickiness in Companies Listed in Tehran Stock Exchange. Financial Accountig Researches, 6 (4): 109-128. (in Persian )

Ahmad pour, A. , Kashani pour, M. , & Shojae, M. R. (2010). The Effect of Corporate Governance and Audit Quality on the Cost of Financing Through Debt (Borrowing). Journal of Reviews Accounting and Auditing, 17 (62): 17-48. (in Persian )

Anderson, M. , Banker, R. , & Janakiraman, S. (2003). Are Selling, General and Administrative Costs Sticky?. Journal of Accounting Research, 41 (1): 63-47.

Ang, S. J. , Cole, A. R. , & Lin, W. J. (2000). Agency Costs and Ownership Structure. The Journal of Finance, 55 (1): 81–106.

Banker, R. , & Byzalov, D. (2014). Asymmetric Cost Behavior. Journal of Management Accounting Research, 26 (2): 43-79.

Banker, R. , Byzalov, D. , & Plehn-Dujowich, J. (2014). Demand Uncertainty and Cost Behavior. The Accounting Review, 89 (3): 839-865.

Banker, R. D. , Byzalov, D. , & Chen, L. T. (2013). Employment Protection Legislation, Adjustment Costs and Cross-Country Differences in Cost Behavior. Journal of Accounting and Economics, 55: 111-127.

Bentley, K. A. , Omer, T. C. , & Nathan, Y. S. (2013). Business Strategy, Financial Reporting Irregularities, and Audit Effort. Contemporary Accounting Research, 30 (2): 780-817.

Chen, C. X. , Lu, H. , & Sougiannis, T. (2012). The Agency Problem, Corporate Governance, and the Asymmetrical Behavior of Selling, General, and Administrative Costs. Contemporary Accounting Research, 29 (1): 252-282.

Chen, X. ,& Yur-Austin, J. (2007). Re-Measuring Agency Costs: The Effectiveness of Block Holders. Quarterly Review of Economics and Finance, 47 (5): 588-601.

Dimitropoulos, P. E. , & Asteriou, D. (2010). The Effect of Board Composition on the Informativeness and Quality of Annual Earnings: Empirical Evidence from Greece. Research in International Business and Finance, 24: 190–205.

Doukas, J. A. , Mcknight, P. J. , & Pantzalis, C. (2005). Security Analysis, Agency Costs and UK Firm Characteristics. International Review of Financial Analysis, 14 (5): 493-507.

Florakis, C. (2008). Agency Costs and Corporate Governance Mechanisms: Evidence for UK Firms. International Journal of Managerial Finance, 4 (1): 37-59.

Freeman, R. E. (1984). Strategic Management: A Stakeholder Approach. Boston, The United States of America: Pitman.

Habib, A. , & Hasan, M. M. (2016). Corporate Social Responsibility and Cost Stickiness. Business & Society, 17: 1-40.

Hasani, H. (2013). The Effect of Agency Cost on Costs Stickiness in Companies Listed in Tehran Stock Exchange, Emphasizing on Corporate Governance. Tarbiat Modares University: Tehran (in Persian).

Izadinia, N. , & Hashemi Dehchi, M. (2017). Investigating the Relation between Corporate Social Responsibility and Cost Stickiness, Management Accounting, 10 (32): 1-12.

Jensen, M. C. (1986). Agency Costs of Free Cash Flow, Corporate Finance, and the Market for Takeovers. American Economic Review,76 (2): 323–329.

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

Jurkus, A. F. , Park, J. C. , & Woodard, S. L. (2010). Women in Top Management and Agency Costs. Journal of Business Research, 64 (2): 1-7.

Khani, A. , Ghaffari, M. J. , & Shah Mohammadi, M. A. (2014). The Effect of Corporate Governance on Costs Stickiness. Empirical Research of Financial Accountig, 1 (3): 125-145. (in Persian)

Kong, d. , Liu, S. , & Shen, D. (2015). Salary Cost Stickiness and Managerial Decisions on Human Capital Adjustment. American Accounting Association Annual Meeting, 10: 69-89.

Lanis, R. , & Richardson, G. (2015). Is Corporate Social Responsibility Performance Associated with Tax Avoidance?. Journal of Business Ethics, 127 (2): 439-457.

Lazere, C. (1997). Resisting Temptation: Passion, Consolidation and Single-minded Determination are Keeping SG&A Lean When Record Revenues and Profits Tempt Costs and Expenses to Sneak Back in, According to our Fourth Annual SG&A Survey. CFO Magazine, 13: 64-70.

Lehn, K. , & Poulsen, A. (1989). Free Cash Flow and Stockholder Gains in Going Private Transactions. Journal of Finance, 44 (3): 771-787.

Levin, A. , Lin, C. F. , & Chu, C. S. (2002). Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite-Sample Properties. Journal of Econometrics, 108 (1): 1-24.

McKnight, P. J. , & Weir, C. (2009). Agency Costs, Corporate Governance Mechanisms and Ownership Structure in Large UK Publicly Quoted Companies: A Panel Data Analysis. The Quarterly Review of Economics and Finance, 49 (2): 139–158.

Moura-Leite, R. C. , Padgett, R. C. , & Galan, J. I. (2012). Is Social Responsibility Driven by Industry or Firm-Specific Factors?. Management Decision, 50 (7): 1200-1221.

Naderi Khorshidi, A. R. , & Solgi, M. (2015). Investigating the Impact of Inter Organization Elements and Industry Structure on Corporate Social Responsibility in Tehran Stock Exchange. Journal of Business Management, 7 (1): 209-229. (in Persian)

Namazi, M. (1985). Theoretical Developments of Principal-Agent Employment Contract in Accounting: The State of the Art. Journal of Accounting Literature (Spring): 113-163.

Namazi, M. , & Monfared Maharlouie, M. (2011). Impact of Firm's Scope of Operation on the Board of Director's Structure (Evidence from Tehran Stock Exchange). Journal of Accounting Knowledge, 2 (7): 7-25. (in Persian )

Namazi, M. , & Namazi, N. R. (2016). Conceptual Analysis of Moderator and Mediator Variables in Business Research. Procedia Economics and Finance, 36: 540 - 554.

Namazi, M. , & Shamsodini, K. (2008). Factors Affecting the Forecast Accuracy Benefit Review by Management of listed Companies in Tehran Stock Exchange. Journal of Development and Capital, 1: 1-25. (in Persian )

Namazi, M. , Ghaffari, M. J. , & Fereyduni, M. (2012). Fundamental Analysis of Costs and Cost Sticky Behavior Emphasizing Scope Changes in Tehran Stock Exchange. Journal of Accounting Advances, 4 (2): 151-177. (in Persian )

Namazi, M. , Shokrolahi, A. , & Sadeghzadeh, M. (2015). Detecting and Ranking Cash Flow Risk Factors via Artificial Neural Networks Technique. Journal of Business Research, 10: 1-6.

Rubin, A. (2007). Ownership Level, Ownership Concentration and Liquidity. Journal of Financial Market, 10: 248-219.

Saeedi, A. , Shiri ghahi, A. (2012). Ownership structure and firm performance (evidence of Tehran Stock Exchange). The Quarterly Stock Exchange, 18: 153-172. (in Persian )

Sepasi, S. , Fathi, Z. , & Sheibe, S. (2014). Empirical Investigation of Cost Stickiness in Tehran Stock Exchange. Journal of Empirical Research in Accounting, 3 (4): 163-177. (in Persian)

Shamohammadi, M. A. (2013). The Effect of the Agency Problem and Corporate Governance on the Asymmetrical Behavior of Selling,

General, and Administrative Costs in Tehran Stock Exchange (2000-2010) , M. A. Thesis in Accounting, University of Isfahan. (in Persian)

Wang, G. Y. (2010). The Impacts of Free Cash Flows and Agency Costs on Firm Performance. Journal of Service Science & Management, 3: 408-418.

پژوهش‌های تجربی حسابداری
سال نهم، شماره ۳۴، زمستان ۱۳۹۸، صص ۲۰۱ - ۲۳۰

# طراحی مدل رتبه بندی شرکت‌ها از منظر کیفیت سود حسابداری

**صدیقه دوستیان*، شهناز مشایخ****

تاریخ دریافت: ۹۷/۱۰/۰۹
تاریخ پذیرش: ۹۷/۱۲/۲۵

## چکیده

شفافیت اطلاعات حسابداری برای کلیه استفاده کنندگان صورت‌های مالی از اهمیت زیادی برخوردار است و همین امر منجر شده است که تحقیقات زیادی در این زمینه انجام شود. شفافیت اطلاعات حسابداری دارای ابعاد گوناگونی است که یک جنبه با اهمیت آن کیفیت سود حسابداری است. هدف اصلی این تحقیق طراحی مدل رتبه بندی کیفیت سود شرکت‌ها جهت ارزیابی کیفیت سود حسابداری شرکت‌های پذیرفته شده در بورس تهران می‌باشد. با توجه به اینکه کیفیت سود دارای ابعاد گوناگونی است در این تحقیق کیفیت سود از سه بعد شامل معیارهای ناشی از ویژگی‌های سری زمانی سود، معیارهای پایه ریزی شده روی ارتباطات بین اقلام تعهدی، سودها و جریان‌های نقدی و معیارهای مرتبط به خصوصیات کیفی اطلاعات و با استفاده از هشت معیار شامل پایداری سود، قابلیت پیش بینی، هموارسازی، کیفیت اقلام تعهدی، اقلام تعهدی اختیاری، محافظه کاری، مربوط بودن و تطابق ارزیابی شده است. طراحی مدل جهت رتبه بندی کیفیت سود شرکت‌ها بر مبنای معیارهای جامع، نوآوری مهم این پژوهش است که تا کنون در تحقیقات دیگر انجام نشده است. قلمرو مکانی تحقیق شرکت‌های پذیرفته شده در بورس تهران است که شامل ۱۳۵ شرکت می‌باشد و از اطلاعات سالهای ۱۳۸۳ تا ۱۳۹۵ استفاده شده است. جهت رتبه بندی از روش تحلیل عاملی اکتشافی استفاده شده است. قابلیت اتکای رتبه بندی با استفاده از معیار اقتصادی ارزیابی عملکرد (ارزش افزوده بازار) سنجیده شد و نتایج، همبستگی مستقیم و معنی دار بین رتبه کیفیت سود شرکتها و ارزش افزوده بازار را نشان داد.

**واژه‌های کلیدی:** کیفیت سود، رتبه بندی کیفیت سود، شفافیت گزارشگری مالی
**طبقه‌بندی موضوعی:** $M_{41}$، $G_{32}$

---

DOI: 10.22051/jera.2019.24005.2307

* دانشجوی دکتری حسابداری دانشگاه الزهرا (س) و عضو هیات علمی دانشگاه بجنورد، ایران، نویسنده مسئول، (doustianse@yahoo.com).
** دانشیار گروه حسابداری دانشگاه الزهرا (س)، تهران، ایران، (sh.mashayekh@alzahra.ac.ir).

**مقدمه**

مخاطبان مهم صورتهای مالی، صاحبان سرمایه و اعتباردهندگان بالقوه و جاری می‌باشند. سهامداران جهت ارزیابی وضعیت مالی شرکت و توانایی اش برای بازپرداخت بدهیها و سودهای تقسیمی به اطلاعات مالی اتکا می کنند (گیبونز و همکاران، ۲۰۱۳). بر مبنای تئوری اقتصادی، افزایش کیفیت اطلاعات مالی منجر به کاهش عدم تقارن اطلاعات می شود و از این رو هزینه سرمایه را کاهش می‌دهد. یک شرکت می تواند عدم تقارن اطلاعات را بین خودش و مشارکت کنندگان بازار و بین سرمایه گذاران آگاه و ناآگاه کاهش دهد بوسیله تهیه کردن اطلاعاتی که سرمایه گذاران را در فرآیند تصمیم گیریشان کمک می کند (کهن، ۲۰۰۴). یکی از مهم ترین اطلاعات مالی جاری سود می‌باشد. اهمیت سودها به راحتی در ادبیات حسابداری و مالی قابل مشاهده است. مدل‌های ارزشیابی که روی جریان‌های نقدی تنزیل شده پایه ریزی شده‌اند به پیش بینی جریان نقدی نیاز دارند. محققان جهت تولید این پیش بینی‌ها (جریان‌های نقدی آتی) از پیش بینی سود استفاده می کنند. مدل‌های ارزشیابی مانند ارزشیابی سود باقی مانده به طور مستقیم روی رقم سود وابسته هستند (آهرنز، ۲۰۱۰). مساله اصلی این تحقیق از رسوایی‌های شرکت‌ها (ورلدکام، انرون و زیراکس) و سقوط شاخص بورس تهران در سال ۸۳ ناشی می‌شود که اطمینان در اعتبار سودهای گزارش شده را متزلزل کرده است.

کیفیت سود دارای معانی متفاوتی برای استفاده کنندگان متفاوت صورت‌های مالی می‌باشد. در دیدگاه مالی، گزارشگری تحریف آمیز به عنوان یک مشکل کیفیت سود در نظر گرفته می شود. این تعریف مورد قبول همه استفاده کنندگان صورت‌های مالی می‌با شد. همچنین از دیدگاه مالی، شرکت دارای مشکل کیفیت سود است اگر سود شامل اقلام غیر عادی یا فاقد شفافیت باشد حتی اگر سودهای گزارش شده و افشائات مربوطه بر حسب اصول حسابداری عمومی پذیرفته شده باشند. تدوین کنندگان استاندارد، قانون گذاران و حسابرسان ممکن است با این دیدگاه مخالف باشند. به طور کلی از نظر قانونگذاران، سود زمانی دارای کیفیت بالا است که با قوانین تعریف شده در GAAP مطابقت کند. در مقابل، از نظر اعتباردهندگان، سود با کیفیت بالا سودی است که به آسانی قابل تبدیل به نقد باشد. از نظر کمیته‌های پاداش، سودی با کیفیت بالا است که منعکس کننده عملکرد واقعی مدیران باشد و کمتر تحت تأثیر عوامل ماورای کنترل مدیریت قرار گرفته باشد. این موارد نشان می‌دهد که هدف تصمیم

گیرنده و نقش سود در مدل تصمیم، تعریف کیفیت سود را شکل می‌دهد (دچاو، اسچرند، ۲۰۰۴). بنابراین، ارائه تعریف برای کیفیت سود مشکل است زیرا تعریف کیفیت سود به دیدگاه مورد نظر وابسته است مثلا یک حسابرس ممکن است عقیده ای در مورد کیفیت سود داشته باشد که با عقیده یک سرمایه گذار، یک تحلیل گر یا یک تدوین کننده استاندارد متفاوت باشد (آهرنز، ۲۰۱۰). در این تحقیق کیفیت سود از دیدگاه سرمایه گذار مدنظر است که درصدد ارزیابی عملکرد شرکت جهت ارزیابی ارزش شرکت می‌باشد. هم‌چنین تصمیماتشان جهت کارکرد بازار سرمایه تعیین کننده است.

اعتبار سودهای گزارش شده توسط مدیریت به دلیل تضاد منافع مدیران و مالکان همواره مورد تردید است که مساله اصلی این تحقیق می‌باشد. همچنین نتایج تحقیقات در ایران نشان داده است که مدیریت سود در شرکت‌های بورسی وجود دارد از جمله، تحقیق نوروش و همکاران (۱۳۸۴)، با عنوان بررسی مدیریت سود در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس تهران، این موضوع را تأیید کرده است. همچنین کردستانی و تاتلی (۱۳۹۳)، نشان دادند که مدیریت سود فرصت طلبانه وجود دارد. برای حل این مساله (تعیین اعتبار سود گزارش شده توسط مدیریت) نیاز به ارزشگذاری کیفیت سود می‌باشد که این ارزشگذاری در برخی کشورها از طریق رتبه بندی کیفیت سود صورت گرفته است از جمله S & P Capital IQ رتبه بندی سود و سودهای تقسیمی را برای شرکت‌های آمریکایی انجام داده است که این رتبه بندی کیفیت دربرگیرنده رشد بلندمدت و ثبات سود و سودهای تقسیمی شرکت می‌باشد (تور تری الو، کالی، ۲۰۱۲). همچنین تحلیل گران گرادی انت رتبه بندی کیفیت سود را برای شرکت‌های آمریکایی انجام دادند. در کشور ما هم بنا به دلایل گفته شده در فوق در مورد اهمیت کیفیت سود برای سرمایه گذاران نیاز به ارزشگذاری کیفیت سود می‌باشد که یکی از راهکارها جهت ارزشگذاری کیفیت سود، رتبه بندی آن می‌باشد. بنابراین، در این پژوهش سعی شده است تا با استفاده از معیارهای جامع و کامل برای کیفیت سود به ارزیابی کیفیت سود پرداخته شود و با رتبه بندی کیفیت سود شرکت‌ها، گامی در جهت شفاف سازی سود حسابداری برداشته شود. معیارهای کیفیت مورد استفاده در این تحقیق بر مبنای ادبیات کیفیت سود از جمله آهرنز (۲۰۱۰) که برگرفته از طبقه بندی شیپر و وینسنت (۲۰۰۳) می‌باشد در سه گروه مورد بررسی قرار می‌گیرند: معیارهای کیفیت ناشی از ویژگی‌های سری زمانی شامل:

تداوم، قابلیت پیش بینی، هموارسازی؛ معیارهای پایه ریزی شده روی ارتباطات بین اقلام تعهدی، سودها و جریان های نقدی شامل: کیفیت اقلام تعهدی، اقلام تعهدی اختیاری؛ معیارهای مرتبط به خصوصیات کیفی اطلاعات شامل: مربوط بودن، تطابق و محافظه کاری. نوآوری این پژوهش نیز در استفاده از معیارهای جامع جهت رتبه بندی کردن کیفیت سود حسابداری است که در تحقیقات دیگر انجام نشده است.

## پیشینه پژوهش

اهمیت شفافیت اطلاعات حسابداری به ویژه سود حسابداری منجر به شکل گیری تحقیقات زیادی در زمینه کیفیت سود چه در داخل و چه خارج شده است. بیشتر تحقیقات بخشی از ابعاد کیفیت سود را مورد برر سی قرار داده‌اند برای مثال، تهرانی و ذاکری (۱۳۸۸)، به برر سی رابطه بین پایداری سود و سود تقسیمی در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. نتایجشان نشان داد که پرداخت سود منجر به پایداری بیشتر سود در دوره‌های آتی می‌شود. دستگیر و غنی زاده (۱۳۹۲)، تأثیر کیفیت اقلام تعهدی بر سرمایه‌گذاری‌های بلندمدت را مورد بررسی قرار دادند. نتایج پژوهش حاکی از آن است که با افزایش اقلام تعهدی که نشان دهنده کاهش کیفیت سود است سرمایه‌گذاری‌های بلندمدت افزایش می‌یابد. چن (۲۰۰۴)، نشان داد که قیمت‌های سهام به سودهای تداوم بالا کم واکنشی و به سودهای تداوم پایین بیش واکنشی دارند. تاکاسو و ناکانو (۲۰۱۲)، شواهدی تهیه کردند مبنی بر اینکه، هموار سازی سود در دوره قبل به طور مثبت به تداوم سودهای آتی مرتبط می شود و همچنین شرکت‌هایی که گرایش به هموار سازی دارند سودهای تقسیمی با ثبات تر در آینده پرداخت می‌کنند. بنابراین شواهد تجربی با نگرش اطلاعاتی به جای نگرش تحریف، از هموارسازی سود حمایت می‌کند. فرنسیس و همکاران (۲۰۰۵)، در برر سی‌های خود به این نتیجه ر سیدند که کیفیت ضعیف تر اقلام تعهدی به هزینه‌های بزرگتر بدهی و سرمایه مرتبط می‌شود. همچنین شواهد نشان داد که اثرات کیفیت اقلام تعهدی واقعی (نا شی از بنیادهای اقتصادی) به طور با اهمیت بزرگتر از اثرات اقلام تعهدی اختیاری (نا شی از انتخاب‌های مدیریت) می‌با شد. چن و دیگران (۲۰۱۳)، نشان دادند که پروکسی سطوح سود نسبت به تغییرات سود یک پروکسی ارتباط ارزشی بهتر و باثبات تر در ارتباطات بازده–سود می‌باشد.

برخی تحقیقات، کیفیت سود را به صورت جامع تر بررسی کردند و ابعاد بیشتری از کیفیت سود را مورد بررسی قرار دادند. برای مثال، نوروش و حصارزاده (۱۳۸۹)، ابعاد شفافیت سود حسابداری (کیفیت اقلام تعهدی، محافظه کاری، عدم هموارسازی و قابلیت پیش بینی) و رابطه آن با وضعیت اقتصادی شرکت در بورس اوراق بهادار تهران را مورد بررسی قرار دادند. نتایجشان نشان داد که محدودیت در تامین مالی و زیان ده بودن شرکت به کاهش شفافیت سود حسابداری منجر می شود. صفرزاده و واحدیان (۱۳۹۶)، اثر بحران مالی جهانی بر کیفیت سود را مورد بررسی قرار دادند و از معیارهای پایداری سود، هموارسازی، محافظه کاری، ارتباط ارزشی، کیفیت اقلام تعهدی و قابلیت پیش بینی جهت ارزیابی کیفیت سود استفاده نمودند. نتایج آن‌ها نشان داد که بحران مالی جهانی دارای اثرات متفاوتی بر معیارهای متفاوت کیفیت سود دارد. فرنسیس و دیگران (۲۰۰۴)، در تحقیق خود به این نتیجه رسیدند که، شرکت‌ها با حداقل ارزش‌های مطلوب از هر ویژگی به طور کلی هزینه بالاتر سرمایه را نسبت به شرکت‌ها با مطلوب‌ترین ارزش‌ها تجربه می‌کنند. آن‌ها در پژوهش خود از معیارهای کیفیت اقلام تعهدی، تداوم، قابلیت پیش بینی، هموارسازی، ارتباط ارزشی، به موقع بودن و محافظه کاری استفاده کردند. پروتتی و واگن حافر (۲۰۱۴)، در شواهدشان نشان دادند که شرکت‌ها با کیفیت سود بالاتر نسبت به شرکت‌های دیگر کمتر قیمت گذاری اشتباه می‌شوند. آن‌ها در تحقیق خود از معیارهای تداوم، قابلیت پیش بینی، هموارسازی، اقلام تعهدی غیر عادی، کیفیت اقلام تعهدی، ضریب واکنش سود و ارتباط ارزشی استفاده کردند اسریواستاوا (۲۰۱۴)، علت تغییر معیارهای کیفیت سود طی زمان را مورد بررسی قرار داد. نتایج نشان داد که یک ارتباط منفی قوی بین شدت نامشهود و میانگین معیارهای کیفیت سود یعنی نوسان، مرتبط بودن و تطابق وجود دارد. پرساکیس و دیگران (۲۰۱۵)، هزینه سرمایه، کیفیت سود و حسابرسی را طی بحران‌های مالی مورد بررسی قرار دادند. نتایج نشان داد که ارتباط بین ویژگی‌های کیفی سود و هزینه سرمایه به طور با اهمیت قبل و در طول بحران منفی است.

در زمینه رتبه بندی کیفیت سود تحقیقات کمی صورت گرفته است و برخی از این تحقیقات جهت رتبه بندی کیفیت سود از عوامل تعیین کننده کیفیت سود فقط استفاده نمودند. برای مثال، بلاوری و همکاران (۲۰۰۵)، جهت ارزیابی کیفیت سود از ۲۰ معیار استفاده کردند و عوامل تعیین کننده کیفیت سود این ۲۰ معیار را تشکیل می‌دادند. به طوریکه هر معیار ارز شی

در دامنه ای از ۱ تا ۵ اختصاص داده شد. امتیاز یک نشان دهنده تأثیر منفی روی کیفیت سود است و امتیاز ۵ نشان دهنده یک اثر خیلی مثبت روی کیفیت سود است. آن‌ها جهت ارزشیابی کیفیت سود امتیازها را در دامنه ای از ۲۰ تا ۱۰۰ رده بندی کردند به طوریکه آن‌ها شرکت‌ها را از نظر کیفیت سود در پنج طبقه از A تا C رتبه بندی کردند. به طوریکه رتبه A نشان دهنده کیفیت عالی، رتبه AB نشان دهنده کیفیت خوب، رتبه B نشان دهنده کیفیت نسبتا خوب، رتبه BC نشان دهنده کیفیت اندک و رتبه C نشان دهنده کیفیت ضعیف است. برخی دیگر از تحقیقات جهت رتبه بندی کیفیت سود از مدل رتبه بندی بر مبنای اصول حسابداری استفاده نمودند. برای مثال، حابر و براونستین (۲۰۰۸)، رتبه بندی کیفیت سود را با رتبه بندی حاکمیت شرکتی مورد مقایسه قرار دادند. آن‌ها جهت رتبه بندی کیفیت سود از رتبه بندی انجام شده توسط شرکت رتبه بندی 3D استفاده نمودند. این شرکت رتبه بندی از مدل بر مبنای اصول حسابداری استفاده می‌کند و اصول را در سه بعد بررسی می‌کند: مناسب بودن، تهاجمی یا محافظه کارانه و شفافیت. برای هر بعد یک رتبه بر مبنای مقیاسی از ۱ (بدترین) تا ۱۰ (بهترین) محاسبه شده است. نتایج حابر و براونستین همبستگی معناداری بین رتبه بندی کیفیت سود و رتبه بندی حاکمیت شرکتی نشان نداد در صورتیکه انتظار می‌رفت شرکت‌ها با حاکمیت شرکتی خوب مرتبط باشند با شرکت‌هایی که اصول حسابداری مناسب را بکار می‌برند. با توجه به تحقیقات انجام شده در این زمینه، هدف اصلی این پژوهش تدوین مدلی جهت رتبه بندی کیفیت سود با استفاده از معیارهای جامع برای ارزیابی کیفیت سود می‌باشد.

## روش پژوهش

پژوهش حاضر از منظر هدف اجرا، پژوهشی تحلیلی است و جهت جهت رتبه بندی کیفیت سود از روش تحلیل عاملی اکتشافی استفاده شده است. زیرا کیفیت سود یک سازه پنهان است که دارای معیارهای گوناگونی است و تحلیل عاملی اکتشافی در شناسایی میزان نقش هر یک از معیارها در میزان تغییر پذیری کیفیت سود کمک می‌کند. جامعه آماری تحقیق کلیه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار به جز شرکت‌های بخش مالی است که شامل شرکت‌های بیمه، سرمایه گذاری، لیزینگ، هلدینگ و بانک‌ها هستند. چون ترازنامه آن‌ها ساختار متفاوتی دارد و برخی اطلاعات مورد نیاز در دسترس نیستند. شرکت‌هایی که شرایط لازم را دارا بودند شامل ۱۳۵ شرکت می‌باشند که نمونه آماری تحقیق را تشکیل می‌دهند.

دوره تحقیق از سال ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۴ در نظر گرفته شده است. به دلیل تصویب قانون بازار اوراق بهادار سال ۱۳۸۴ و بازنگری استانداردهای حسابداری در سال ۱۳۸۵، دوره زمانی تحقیق از سال ۱۳۸۵ شروع شده است. همچنین برای برخی متغیرها از اطلاعات یک سال بعد یعنی سال ۱۳۹۵ استفاده شد و در مورد برخی متغیرها نیز از اطلاعات سال‌های قبل یعنی ۱۳۸۳ و ۱۳۸۴ استفاده شد.

معیارهای کیفیت مورد استفاده در این تحقیق بر مبنای ادبیات کیفیت سود از جمله آهرنز (۲۰۱۰) در سه گروه که دربرگیرنده هشت معیار است مورد بررسی قرار گرفتند. این گروه‌ها شامل: معیارهای کیفیت ناشی از ویژگی‌های سری زمانی شامل: پایداری، قابلیت پیش بینی، هموار سازی؛ معیارهای پایه ریزی شده روی ارتباطات بین اقلام تعهدی، سودها و جریان‌های نقدی شامل: کیفیت اقلام تعهدی، اقلام تعهدی اختیاری؛ معیارهای مرتبط به خصوصیات کیفی اطلاعات شامل: مربوط بودن، تطابق و محافظه کاری

پایداری سود: این ویژگی به ثبات سود مرتبط می‌شود. سودهای پایدار به عنوان سود مطلوب در نظر گرفته می‌شوند زیرا آن‌ها تکرار می‌شوند. (فرنسیس و همکاران، ۲۰۰۴). برای اندازه گرفتن پایداری سود مطابق فرنسیس و همکاران (۲۰۰۴) از رگرسیون ارزش‌های آتی سود روی ارزش‌های جاری آن استفاده شده است به صورت زیر:

$$X_{t+1} = \alpha_t + \beta X_t + \varepsilon_t \qquad (1)$$

در این مدل $\beta$ معرف پایداری سود است. اگر $\beta$ نزدیک یک باشد، سودها پایدارتر خواهند بود. جهت استانداردسازی متغیرهای مدل بر دارایی ابتدای دوره تقسیم شدند. این مدل یک مدل سری زمانی است که در سطح هر شرکت با استفاده از داده‌های ۷ ساله و با کاربرد روش رگرسیون غلتان برآورد شده است.

قابلیت پیش بینی: در ادبیات، قابلیت پیش بینی به عنوان توانایی سود جهت پیش بینی کردن خودش تعریف شده است (فرنسیس و همکاران، ۲۰۰۴). در این پژوهش مطابق با فرنسیس و همکاران (۲۰۰۴)، قابلیت پیش بینی بر مبنای انحراف استاندارد باقی مانده‌ها از معادله پایداری سود (معادله ۱) محاسبه شده است. به طوریکه جهت محاسبه باقی مانده‌ها، معادله پایداری سود را در سطح صنعت و به صورت مقطعی برآورد می‌کنیم. طبقه بندی صنایع شرکت‌های بورس

ایران بر مبنای طبقه بندی ISIC است. به دلیل اینکه در برخی صنایع تعداد شرکت‌های نمونه خیلی کم بود و امکان برازش مدل وجود نداشت بنابراین در این تحقیق از طبقه بندی در سطح بخش استفاده شد. انحراف استاندارد بالاتر بیانگر قابلیت پیش بینی پایین تر است. مقدار انحراف استاندارد بدست آمده جهت برقراری رابطه مستقیم با کیفیت سود در منفی ضرب شده است.

$$Prd = - \sigma_{\epsilon} \qquad (۲)$$

انحراف استاندارد باقی مانده‌ها برای دوره ۵ ساله محاسبه شده است.

هموارسازی سود: معیار هموارسازی در این پژوهش بر مبنای تحقیقاتی مانند نوروش و حصارزاده (۱۳۸۹)، استفاده از همبستگی بین تغییرات در اقلام تعهدی و تغییرات در جریان نقدی عملیاتی است. هر چقدر همبستگی مثبت تر و بالاتر باشد کیفیت سود بالاتر خواهد بود.

$$Smooth = corr\ (\Delta TACC\ ,\ \Delta CFO) \qquad (۳)$$

در این رابطه CFO جریان نقدی عملیاتی است و TACC کل اقلام تعهدی عملیاتی است که به صورت زیر محاسبه شده است:

TACC= (تغییرات وجه نقد- تغییرات دارایی جاری) - (تغییرات بدهی جاری – تغییرات تسهیلات مالی دریافتی کوتاه مدت) –هزینه استهلاک دارایی‌های مشهود و نامشهود

در این پژوهش، همبستگی برای دوره ۶ ساله محاسبه شده است.

کیفیت اقلام تعهدی: جهت بررسی کیفیت اقلام تعهدی بر مبنای آهرنز (۲۰۱۰) از انحراف استاندارد باقی مانده‌های ورژن اصلاح شده مدل اصلی دچاو و دیچو استفاده شده است. مطابق بنی مهد و همکاران (۱۳۹۶)، همه متغیرهای مدل جهت استانداردسازی بر جمع کل دارایی ابتدای دوره تقسیم شده است و متغیر معکوس دارایی‌های ابتدای دوره جهت کاهش ناهمسانی واریانس به عنوان متغیر کنترلی که پروکسی از اندازه شرکت است به مدل اضافه شده است.

$$\Delta wc_t = b_0 + b_1\ 1/TA_{t-1} + b_2 CFO_{t-1} + b_3\ CFO_t + b_4\ CFO_{t+1} + b_5 \Delta REV_t + b_6 \Delta PPE_t + \varepsilon_t \qquad (۴)$$

در این مدل PPE ناخالص اموال، ماشـــین آلات و تجهیزات و REV درآمد فروش، CFo بیانگر جریان نقدی عملیاتی، TA معرف دارایی‌های شـرکت و wc بیانگر اقلام تعهدی جاری است. به طوریکه wc به صورت زیر محاسبه شده است:

Wc = (تغییرات وجه نقد- تغییرات دارایی جاری) - (تغییرات بدهی جاری – تغییرات تسهیلات مالی دریافتی کوتاه مدت)

مدل به صورت مقطعی و در سطح صنعت با استفاده از طبقه بندی سطح بخش برآورد شده است. انحراف استاندارد باقی مانده‌ها نشان دهنده معیار خاص شرکت از کیفیت اقلام تعهدی اسـت به طوریکه هر چه انحراف اسـتاندارد بالاتر باشـد کیفیت پایین تر اسـت. جهت برقراری رابطه مثبت بین کیفیت سود و انحراف استاندارد، مقدار بدست آمده برای انحراف استاندارد باقی مانده‌ها در منفی ضرب شده است به صورت زیر:

$$AQ = - \sigma_{\epsilon} \qquad (۵)$$

انحراف معیار باقی مانده‌ها برای دوره ۵ ساله محاسبه شده است.

اقلام تعهدی اختیاری: در این تحقیق، برای برآورد اقلام تعهدی اختیاری، از مدل کوتاری و همکاران (۲۰۰۵) اسـتفاده شـده اسـت. جهت اسـتاندارد سـازی کلیه متغیرهای مدل بر جمع دارایی‌های ابتدای دوره تقسیم شدند.

$$TACC_t = a + b_1\ 1/TA_{t-1} + b_2\ (\Delta REV_t - \Delta AR_t) + b_3 PPE_t + b_4\ ROA_{t-1} + \varepsilon_t \qquad (۶)$$

در این مدل AR حسـاب‌های دریافتنی، REV درآمد فروش، PPE ناخالص اموال، ماشـین آلات و تجهیزات، ROA بر مبنای تقسیم سودخالص به دارایی‌های ابتدای دوره بدست آمده است و TACC کل اقلام تعهدی عملیاتی است که به صورت زیر محاسبه شده است:

TACC = (تغییرات وجه نقد- تغییرات دارایی جاری) - (تغییرات بدهی جاری – تغییرات تسهیلات مالی دریافتی کوتاه مدت) –هزینه استهلاک دارایی‌های مشهود و نامشهود

مدل به صورت مقطعی و در سطح صنعت برآورد شده است. قدر مطلق باقی مانده‌های مدل بیانگر میزان مدیریت سود است و هر چه بیشتر باشد کیفیت سود کمتر است. بنابراین قدر مطلق در منفی ضرب می‌شود تا رابطه مثبت با کیفیت سود ایجاد شود. بنابراین:

$$DA = - |\varepsilon| \quad (۷)$$

محافظه کاری: در این پژوهش برای تخمین محافظه کاری از مدل گیولی و هاین (۲۰۰۰) استفاده شده است. برای برآورد محافظه کاری از جمع کل اقلام تعهدی استفاده شده است لذا می‌توان گفت اقلام تعهدی منفی شاخصی از محافظه کاری است. بنابراین مدل به صورت زیر می‌باشد:

$$Cons = - \frac{\text{کل اقلام تعهدی}}{\text{دارایی ابتداد دوره}} \quad (۸)$$

فرمول فوق جهت برقراری رابطه مستقیم با کیفیت سود در منفی ضرب شده است. اقلام تعهدی بر مبنای تفاوت سود خالص با جریان نقدی عملیاتی به علاوه هزینه استهلاک محاسبه شده است.

مربوط بودن: در این تحقیق از مدل فرنسیس و همکاران (۲۰۰۴)، برای بیان توانایی سودها در توضیح دادن تغییرپذیری بازده استفاده شده است به صورت زیر:

$$RET_{j,t} = a_{0,j} + a_{1,j} EARN_{j,t} + a_{2,j} \Delta EARN_{j,t} + \varepsilon_{j,t} \quad (۹)$$

در مدل فوق RET بیانگر بازده سهام که برای دوره ۱۶ ماهه در نظر گرفته شده، EARN سود قبل از اقلام غیر مترقبه که بوسیله ارزش بازار اول دوره مقیاس شده و $\Delta EARN$ تغییرات در سود قبل از اقلام غیر مترقبه که بوسیله ارزش بازار ابتدای دوره تعدیل شده است. این مدل در سطح هر شرکت بوسیله روش غلتان برای دوره ۷ ساله محاسبه شده است. ضریب تعیین مدل بیانگر ارتباط ارزشی است. هر چقدر ضریب تعیین بالاتر باشد میزان مربوط بودن سود بیشتر است و کیفیت سود بالاتر است.

تطابق: در این پژوهش، از مدل دیچو و تانگ (۲۰۰۸) برای برآورد تطابق استفاده شده است. که به صورت زیر است:

$$Revenues_t = a + b_1 Expense_{t-1} + b_2 Expense_t + b_3 Expense_{t+1} + \varepsilon \quad (۱۰)$$

در این مدل، Revenues بیانگر جمع درآمد فروش، Expense بیانگر جمع هزینه‌ها که حاصل تفاوت درآمد فروش و سود قبل از اقلام غیر مترقبه است. متغیرهای درآمد و هزینه

بو سیله دارایی‌های ابتدای دوره تعدیل شده‌اند. ضریب هزینه‌های جاری یعنی $b_2$ بیانگر تطابق ا ست و هر چه بی‌شتر با شد تطابق سود بی‌شتر ا ست. این مدل با ا ستفاده از رگر سیون غلتان به صورت سری زمانی در سطح هر شرکت با داده‌های ۷ ساله برآورد شده است.

پس از اینکه معیارها با اســتفاده از مدل‌های بالا محاســبه شــدند، کیفیت ســود در ســطح شرکت‌ها با استفاده از روش تحلیل عاملی اکتشافی رتبه بندی شد. در واقع تحلیل عاملی جهت شنا سایی الگوی همبستگی بین متغیرهای م شاهده شده به شنا سایی عامل‌ها می‌پردازد. تحلیل عاملی نقش بسیار مهمی در شناسایی عامل‌ها (متغیرهای پنهان) از طریق متغیرهای مشاهده شده دارد (مومنی، فعال قیومی، ۱۳۹۱). جهت اعتبارســنجی مدل، با اســتفاده از مدل ســال ۱۳۹۳ شــرکت‌ها برای ســال ۹۴ رتبه بندی شــدند و رابطه نتایج رتبه بندی با معیار ارزش افزوده بازار مورد بررسی قرار گرفت. ارزش افزوده بازار برابر با تفاوت میانگین ارزش بازار حقوق صاحبان سهام با میانگین ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام است.

## یافته‌های پژوهش

شــاخص‌های آمار توصــیفی برای متغیرهای تحقیق شــامل میانگین، میانه، حداقل، حداکثر و انحراف معیار برای ۱۳۵ شرکت نمونه طی دوره مورد بررسی درنگاره (۱) ارائه شده است.

***نگاره (۱): آمار توصیفی***

| متغیر | نماد | حداقل | حداکثر | میانگین | میانه | انحراف معیار |
|---|---|---|---|---|---|---|
| پایداری سود | per | -۰/۹۰ | ۰/۹ | ۰/۲ | ۰/۲۶ | ۰/۴۲ |
| قابلیت پیش بینی سود | prd | -۰/۳۶ | -۰/۰۰۶ | -۰/۰۸ | -۰/۰۶۲ | ۰/۰۶۳ |
| هموارسازی سود | Smooth | -۰/۹۹ | ۰/۹۴ | -۰/۴۱ | -۰/۵۳ | ۰/۴۵ |
| کیفیت اقلام تعهدی | AQ | -۰/۸۳ | -۰/۰۳۱ | -۰/۲۷ | -۰/۲۲ | ۰/۱۵ |
| اقلام تعهدی اختیاری | DA | -۰/۷۰ | -۰/۰۰۰۶ | -۰/۱۱ | -۰/۰۸۸ | ۰/۱۰ |
| محافظه کاری | Cons | -۱/۲۷ | ۰/۵۹۲ | -۰/۰۴۲ | -۰/۰۳ | ۰/۱۸ |
| مربوط بودن | Relevance | ۰/۰۰۲۶ | ۰/۹۹ | ۰/۶۲ | ۰/۶۵۷ | ۰/۲۷ |
| تطابق | match | -۲/۸۰ | ۳/۹۷ | ۰/۹۷ | ۱/۰۴ | ۰/۶۶ |

مطابق فرنسیس و همکاران (۲۰۰۴)، اگر مقدار بدست آمده برای پایداری سود نزدیک یک باشد، نشان دهنده پایداری بالای سود است با توجه به نگاره (۱) میانگین پایداری سود شرکت‌های ایرانی طی دوره تحقیق ۰/۲ می‌باشد که نشان دهنده پایداری پایین سود شرکت‌های ایرانی است. نتایج برخی تحقیقات انجام شده در ایران با دوره زمانی مشابه این نتیجه را تأیید می‌کند به طوریکه صفرزاده و همکاران (۱۳۹۶) به میانگین ۰/۲۵۱ برای پایداری سود در تحقیق خود دست یافتند. میانگین مقدار بدست آمده برای هموارسازی برابر با ۰/۴۱- می‌باشد. میانگین این شاخص برای شرکت‌های آمریکایی که توسط آهرنز (۲۰۱۰) بدست آمده است برابر با ۰/۷۸۶ است. هر چقدر این شاخص بالاتر باشد هموارسازی کمتر و در نتیجه کیفیت سود بالاتر است. به طوریکه ملاحظه می‌شود مقدار بدست آمده برای شرکت‌های ایرانی پایین تر از شرکت‌های آمریکایی است. میانگین مقدار بدست آمده برای کیفیت اقلام تعهدی ۰/۲۷- می‌باشد. مقدار بدست آمده برای این شاخص توسط آهرنز (۲۰۱۰)، ۰/۰۲۶- است که در مقایسه با مقدار بدست آمده برای شرکت‌های ایرانی بالاتر است. ارزش میانگین برای محافظه کاری ۰/۰۴۲- بدست آمده است. میانگین مقدار بدست آمده برای معیار محافظه کاری توسط برووِر (۲۰۰۹) برای شرکت‌های اروپایی ۰/۰۱۶- (جهت هماهنگ سازی با روش این تحقیق در منفی ضرب شده) می‌باشدکه در مقایسه با شرکت‌های ایرانی بیشتر است. ارزش میانگین محاسبه شده برای ارتباط ارزشی در این تحقیق ۰/۶۲ می‌باشد که تقریبا نزدیک به مقدار بدست آمده توسط حساس یگانه و امیدی (۱۳۹۳) یعنی ۰/۵۶ است. مقدار بدست آمده برای این شاخص توسط فرنسیس و همکاران (۲۰۰۴) برای شرکت‌های آمریکایی ۰/۴۲۳ (برای هماهنگ سازی با روش این تحقیق در منفی ضرب شده است) است که در مقایسه با شرکت‌های ایرانی کمتر است. میانگین مقدار بدست آمده برای تطابق ۰/۹۷ است که مشابه با مقدار بدست آمده برای این معیار توسط دیچف و تانگ (۲۰۰۸) برای شرکت‌های آمریکایی به طور متوسط طی یک دوره ۳۷ ساله ۰/۹۵۸ می‌باشد.

پس از محاسبه معیارهای کیفیت سود، جهت برآورد مدل برای رتبه بندی کیفیت سود شرکت‌ها از روش تحلیل عاملی اکتشافی استفاده شد. جهت انجام تحلیل عاملی، تعداد موارد باید دست کم ده برابر تعداد متغیرها باشد (مومنی، فعال قیومی، ۱۳۹۱) که در این تحقیق تعداد شرکت‌ها ۱۳۵ شرکت می‌باشد و تعداد متغیرها (معیارهای کیفیت سود) هشت معیار است.

بنابراین، تعداد شرکت‌ها از ده برابر تعداد متغیرها بیشتر است. جهت اطمینان از اینکه داده‌های موجود برای تحلیل قابل کاربرد هستند از شاخص KMO و آزمون بارتلت استفاده می‌شود که نتایج در نگاره (۲) آمده است.

***نگاره (۲): آزمون KMO و بارتلت***

| نام آزمون | | مقدار |
|---|---|---|
| KMO | | ۰/۴۵ |
| بارتلت | Approx. Chi-Square | ۱۰۷/۲۸۲ |
| | df | ۲۸ |
| | .Sig | ۰/۰۰۰ |

شاخص KMO در بازه صفر و یک قرار دارد. اگر حداقل مقدار شاخص بالاتر از۰/۳ باشد، تعداد نمونه برای تحلیل عاملی قابل قبول است. در این تحقیق مقدار بدست آمده ۰/۴۵ است. بنابراین، تعداد نمونه برای تحلیل عاملی قابل قبول اســت. ســطح معنی داری آزمون بارتلت ۰/۰۰۰ شده است که کوچکتر از ۵ درصد است بنابراین تحلیل عاملی برای شناسایی ساختار مناسب است.

تبیین واریانس متغیرها در نگاره (۳) ارائه شده است.

***نگاره (۳): تبیین واریانس***

| عامل | مقادیر ویژه | | | بارهای عاملی استخراجی بدون چرخش | | | بارهای عاملی استخرجی با چرخش | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | مقدار کل | درصد واریانس | درصد انباشته | مقدار کل | درصد واریانس | درصد انباشته | مقدار کل | درصد واریانس | درصد انباشته |
| ۱ | ۱/۷۴۴ | ۲۱/۸ | ۲۱/۸ | ۷۴۴ .۱ | ۲۱/۸ | ۲۱/۸ | ۱/۴۷۲ | ۱۸/۳۹۸ | ۱۸/۳۹۸ |
| ۲ | ۱/۴۰۱ | ۱۷/۵۱۴ | ۳۹/۳۱۴ | ۱/۴۰۱ | ۱۷/۵۱۴ | ۳۹/۳۱۴ | ۱/۴۲۳ | ۱۷/۷۹۳ | ۳۶/۱۹۱ |
| ۳ | ۱/۲۸۸ | ۱۶/۱۰۴ | ۵۵/۴۱۷ | ۱/۲۸۸ | ۱۶/۱۰۴ | ۵۵/۴۱۷ | ۱/۳۶۷ | ۱۷/۰۸۴ | ۵۳/۲۷۵ |
| ۴ | ۱/۰۳۹ | ۱۲/۹۸۵ | ۶۸/۴۰۳ | ۱/۰۳۹ | ۱۲/۹۸۵ | ۶۸/۴۰۳ | ۱/۲۱ | ۱۵/۱۲۷ | ۶۸/۴۰۳ |
| ۵ | ۰/۸۹۸ | ۱۱/۲۲۴ | ۷۹/۶۲۶ | | | | | | |
| ۶ | ۰/۶۷ | ۸/۳۷۳ | ۸۸ | | | | | | |
| ۷ | ۰/۵۶۳ | ۰/۵۶۳ | ۹۵/۰۴۳ | | | | | | |
| ۸ | ۰/۳۹۷ | ۰/۳۹۷ | ۱۰۰ | | | | | | |

نگاره (۳) شامل سه بخش است. بخش اول مربوط به مقادیر ویژه است و عامل‌هایی که در تحلیل باقی می‌مانند را مشخص می‌کند. مقادیر ویژه ای که مقدار کل آن‌ها کمتر از یک است از تحلیل خارج می‌شوند زیرا آن‌ها در تبیین بیشتر واریانس نقشی ندارند. با توجه به نگاره (۳)، مقادیر ویژه چهار عامل اول بزرگتر از یک هستند که در تحلیل باقی می‌مانند. این چهار عامل تقریبا ۶۸ درصد از تغییرپذیری متغیرها را توضیح می‌دهند. بخش دوم شامل بارهای عاملی استخراجی بدون چرخش است. در روش بدون چرخش، عامل‌ها نسبت‌های متفاوتی از تغییرات را توضیح می‌دهند. به طوریکه در نگاره (۳) مشاهده می‌شود در بخش دوم نگاره، عامل‌ها نسبت‌های متفاوتی از تغییرات را توضیح می‌دهند و به ترتیب برای عامل اول بیشترین مقدار (۲۱/۸) و برای عامل چهارم کمترین مقدار (۱۲/۹۸۵) می‌باشد. بخش سوم شامل بارهای عاملی استخراجی با چرخش است. در این روش هر یک از عامل‌ها درصد تقریبا یکسانی از تغییرات را توضیح می‌دهند، به طوریکه در نگاره (۳) نیز مشاهده می‌شود درصد واریانس عامل‌ها تقریبا نزدیک به هم است. برای عامل اول ۱۸/۳۹۸، برای عامل دوم ۱۷/۷۹۳، عامل سوم ۱۷/۰۸۴ و برای عامل چهارم ۱۵/۱۲۷ بدست آمده است.

نگاره (۴)، ماتریس چرخیده شده اجزا را نشان می‌دهد.

***نگاره (۴): ماتریس چرخیده شده اجزا***

| متغیر | عامل | | | |
|---|---|---|---|---|
| | ۱ | ۲ | ۳ | ۴ |
| اقلام تعهدی اختیاری (DA) | -۰/۰۰۶ | ۰/۷۶۷ | ۰/۱۸۲ | ۰/۳۰۴ |
| کیفیت اقلام تعهدی (AQ) | ۰/۰۵۳ | ۰/۸۵۳ | -۰/۰۵۶ | -۰/۱۱۵ |
| قابلیت پیش بینی (prd) | ۰/۷۲۳ | ۰/۱۶ | ۰/۱۶۵ | -۰/۳۵۴ |
| مربوط بودن (Relevance) | ۰/۱۸۴ | ۰/۰۳۸ | -۰/۸۳۸ | ۰/۰۴۸ |
| تطابق (match) | ۰/۳۷۳ | ۰/۲۰۷ | -۰/۰۷۱ | ۰/۳۳۲ |
| محافظه کاری (cons) | ۰/۲۸۲ | ۰/۱۳ | ۰/۷۷۲ | ۰/۰۰۹ |
| پایداری (per) | ۰/۸۳۲ | -۰/۱۳۳ | -۰/۰۲۵ | ۰/۱۴۴ |
| هموارسازی (smooth) | -۰/۰۲۷ | ۰/۰۴۳ | -۰/۰۰۶ | ۰/۹۲ |

جهت تعیین اینکه کدام عامل نقش بیشتری در کل تغییرات متغیر مورد نظر دارد لازم است که قدرمطلق ضرایب بررسی شود. قدر مطلق ضرایب در هر عامل که بیشتر باشد آن عامل

تعیین کننده تغییرات اســت (مومنی، فعال قیومی، ۱۳۹۱). با توجه به نگاره (۴)، اقلام تعهدی اختیاری در عامل ۲ قرار می‌گیرد زیرا دارای بیشترین قدر مطلق ضریب (۰/۷۶۷) در این عامل است همچنین کیفیت اقلام تعهدی در عامل دو با قدر مطلق ضریب ۸۵۳، قابلیت پیش بینی در عامل یک با قدر مطلق ضـریب ۰/۷۲۳، مربوط بودن در عامل سـه با قدر مطلق ضـریب ۰/۸۳۸ تطابق در عامل یک با قدر مطلق ضریب ۰/۳۷۳ محافظه کاری در عامل سه با قدر مطلق ضریب ۰/۷۷۲ پایداری در عامل یک با قدر مطلق ضریب ۰/۸۳۲ و هموار سازی در عامل چهار با قدر مطلق ضـریب ۰/۹۲ قرار می‌گیرند. با توجه به ضـرایب بدسـت آمده، مدل کلی کیفیت سـود (EQ) شرکت را می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$EQ= ۰/۷۶۷\ DA + ۰/۸۵۳AQ +۰/۷۲۳prd +۰/۸۳۸Relevance +۰/۳۷۳match + ۰/۷۷۲cons +۰/۸۳۲per +۰/۹۲smooth \quad (۱۱)$$

با توجه به مدل فوق، هموارســازی ســود، کیفیت اقلام تعهدی و ارتباط ارزشــی به ترتیب بیشــترین تأثیر را بر میزان تغییرپذیری کیفیت ســود شــرکت دارند و تطابق کمترین تأثیر را بر میزان تغییرپذیری کیفیت سود شرکت دارد. شرکت‌های دارو فارابی، پتروشیمی فارابی، سیمان داراب، کاشی سینا و سالمین جزء پنج شرکت رتبه اول هستند و شرکت‌های شیشه دارویی رازی، ایران مرینوس و کشت و صنعت پیاذر جزء سه شرکت رتبه آخر هستند.

***نگاره (۵): رتبه بندی کیفیت سود در سطح صنعت برای سال ۱۳۹۳***

| نام صنعت | رتبه | نام صنعت | رتبه |
|---|---|---|---|
| استخراج سایر معادن | ۱ | کاشی و سرامیک | ۱۲ |
| سیمان، آهک و گچ | ۲ | محصولات غذایی و آشامیدنی به جز قند | ۱۳ |
| ماشین آلات و دستگاه‌های برقی | ۳ | محصولات کاغذی | ۱۴ |
| محصولات شیمیایی | ۴ | ماشین آلات و تجهیرات | ۱۵ |
| محصولات فلزی | ۵ | فرآورده‌های نفتی | ۱۶ |
| فلزات اساسی | ۶ | زغال سنگ | ۱۷ |
| کانه‌های فلزی | ۷ | محصولات چوبی | ۱۸ |
| خودرو و ساخت قطعات | ۸ | قند و شکر | ۱۹ |
| کانی غیرفلزی | ۹ | رایانه و فعالیت‌های وابسته آن | ۲۰ |
| مواد و محصولات دارویی | ۱۰ | منسوجات | ۲۱ |
| لاستیک و پلاستیک | ۱۱ | | |

همچنین با میانگین گرفتن از مقادیر کیفیت سود محاسبه شده در سطح شرکت‌های هر صنعت، رتبه کیفیت سود در سطح صنعت محاسبه شد. نگاره (۵) رتبه بندی کیفیت سود در سطح صنعت برای سال ۱۳۹۳ نشان می‌دهد.

با توجه به نگاره (۵) صنعت استخراج سایر معادن در رتبه یک و صنعت منسوجات در رتبه آخر قرار گرفته است. صنعت مواد دارویی در رتبه میانی (رتبه ۱۰) قرار گرفته است به طوریکه شرکت دارو فارابی که متعلق به این صنعت است در رتبه یک قرار دارد ولی بقیه شرکت‌های این صنعت در رتبه‌های میانی و انتهایی قرار گرفته‌اند که منجر شده است این صنعت در رتبه میانی قرار بگیرد.

جهت اعتبارسنجی مدل، رتبه بندی کیفیت سود برای سال ۱۳۹۴ با استفاده از مدل رتبه بندی کیفیت سود که در سال ۱۳۹۳ برآورد شده بود، صورت گرفت. سپس رابطه نتایج رتبه بندی با معیار اقتصادی ارزیابی عملکرد یعنی ارزش افزوده بازار سنجیده شد که در نگاره (۶) ارائه شده است.

***نگاره (۶): همبستگی اسپیرمن بین رتبه کیفیت سود و ارزش افزوده بازار***

| متغیر | رتبه کیفیت سود ۹۴ | ارزش افزوده بازار |
|---|---|---|
| رتبه کیفیت سود ۹۴ | ۱ | ۰/۱۹۵۶ |
| سطح معناداری (sig) | | ۰/۰۲۳ |

با توجه به نگاره (۶)، همبستگی مثبت و معنی دار با سطح اطمینان ۹۵ درصد بین رتبه کیفیت سود شرکت‌ها و ارزش افزوده بازار وجود دارد. به این معنی است که بازار برای شرکت‌هایی که کیفیت سود بالاتر دارند از طریق ارزشگذاری بیشتر واکنش نشان می‌دهد.

## نتیجه‌گیری و پیشنهادات

این پژوهش با استفاده از معیارهای جامع کیفیت سود اقدام به طراحی مدلی برای رتبه بندی کیفیت سود شرکت‌ها نموده است. برای این منظور از هشت معیار کیفیت سود شامل: پایداری، هموارسازی، قابلیت پیش بینی، کیفیت اقلام تعهدی، اقلام تعهدی اختیاری، محافظه کاری، مربوط بودن و تطابق استفاده شده است. جهت رتبه بندی کیفیت سود از روش تحلیل عاملی اکتشافی استفاده شده است. با توجه به مدل بدست آمده، هموارسازی سود، کیفیت اقلام

تعهدی و ارتباط ارزشی به ترتیب بیشترین تأثیر را بر میزان تغییرپذیری کیفیت سود شرکت دارند و تطابق کمترین تأثیر را بر میزان تغییرپذیری کیفیت سود شرکت دارد. در رتبه بندی انجام شده شرکت دارو فارابی بالاترین رتبه و شرکت کشت و صنعت پیاذر پایین ترین رتبه را به خود اختصاص دادند. در زمینه رتبه بندی کیفیت سود، تحقیق مشابهی جهت مقایسه وجود نداشت. همچنین آزمون اعتبارسنجی مدل نشان داد که بین رتبه کیفیت سود شرکت‌ها و معیار اقتصادی ارزیابی عملکرد رابطه مثبت و معنادار وجود دارد.

جهت پژوهش‌های آتی پیشنهاد می‌شود برای تدوین مدل رتبه بندی از سایر روش‌های رتبه بندی مانند تحلیل پوششی داده‌ها استفاده شود و نتایج با این تحقیق مقایسه شود.

انجام برخی مدل‌ها در سطح صنعت از محدودیت‌های این تحقیق بود چون منجر به کاهش حجم نمونه شد.

## منابع


بنی مهد، بهمن؛ عربی، مهدی؛ حسن پور، شیوا. (۱۳۹۶). *پژوهش‌های تجربی و روش شناسی در حسابداری*، تهران: ترمه.

تهرانی، رضا؛ ذاکری، حامد. (۱۳۸۸). بررسی رابطه بین کیفیت سود و سود تقسیمی در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. *فصلنامه بورس اوراق بهادار تهران۲ (۵)، ۳۹-۵۵.*

حساس یگانه، یحیی؛ امیدی، الهام. (۱۳۹۳). رابطه کیفیت اطلاعات حسابداری، تأخیر واکنش قیمت و بازدهی آتی سهام. *فصلنامه مطالعات تجربی حسابداری مالی: ۱۱ (۴۲). ۳۱-۵۸.*

دستگیر، محسن؛ غنی زاده، بهرام. (۱۳۹۲). تأثیر کیفیت اقلام تعهدی بر سرمایه گذاری‌های بلند مدت در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. *فصلنامه علمی پژوهشی حسابداری مالی*: ۵ (۲۰)، ۴۲-۶۵.

صفرزاده، محمد حسین؛ واحدیان، رضا. (۱۳۹۶). بررسی اثر بحران مالی جهانی بر کیفیت سود. *مجله دانش حسابداری: ۴ (۸)، ۳۷-۶۴.*

کردستانی، غلامرضا؛ تاتلی، رشید. (۱۳۹۳). بررسی ویژگی‌های کیفی سود و نرخ مدیریت سود در شرکت‌های درمانده مالی و ورشکسته. *فصلنامه پژوهش حسابداری: ۳ (۴) ; ۷۹-۱۰۴..*

مومنی، منصور؛ فعال قیومی، علی. (۱۳۹۱). *تحلیل‌های آماری با استفاده از نرم افزار spss*، تهران: منصور مومنی.

نوروش، ایرج؛ حصارزاده، رضا. (۱۳۸۹). بررسی ابعاد شفافیت سود حسابداری و رابطه آن با ویژگی‌های شرکت در بورس اوراق بهادار تهران. *فصلنامه بورس اوراق بهادار: ۱۲ (۳)*، ۵-۲۴.

نوروش، ایرج؛ سپاسی، سحر؛ نیکبخت، محمدرضا. (۱۳۸۴). بررسی مدیریت سود در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس تهران. *مجله علوم اجتماعی و انسانی دانشگاه شیراز: ۲۲ (۲)*، ۱۶۵-۱۷۷.

Agnes Cheng, C. S. , Lee, B. S. , & Yang, S. (2013). The value relevance of earnings levels in the return-earnings relation. *International Journal of Accounting and Information Management, 21 (4)* , 260-284.

Ahrens, B. (2010). *Capital market implications of earnings quality* (Vol. 69). Koln: josef eul verlag gmbh .

Banimahd, Bahman; Arabi, Mehdi; Hassanpour, Shiva. (2017). *Empirical researches and methodology in accounting*. Tehran: Termeh. In persian

Bellovary, J. L. , Giacomino, D. E. , & Akers, M. D. (2005). Earnings quality: It's time to measure and report. *The CPA Journal, 75 (11)* , 32-37 .

Brouwer, R. (2009). Accounting conservatism in Europe: Insights in the degree of balance sheet conservatism and earnings conservatism in financial statements of European companies during the period 1991-2005. *Publisher: Erasmus university Rotterdam* .

Chen, C. (2004). Earnings persistence and stock price under-and overreaction. *Documento de trabajo, University of Wisconsin-Madison* .

Cohen, D. A. (2004). Quality o f Financial Reporting Choice: Determinants and Economic Consequences (*Doctor of philosophy, Northwestern university* .(

Dastgir, Mohsen; Ghanizadeh, Bahram. (2013). The impact of the accruals quality on the long-term investments in companies accepted in Tehran stock exchange. *Journal of financial accounting, 5 (20) , 42-65*. In persian .

Dechow, P. M. and C. M. Schrand (2004). Earnings quality. *Research foundation of CFA institute*

Dichev, I. D. , & Tang, V. W. (2008). Matching and the changing properties of accounting earnings over the last 40 years. *The Accounting Review, 83 (6)* , 1425-1460 .

Francis, J. , LaFond, R. , Olsson, P. , & Schipper, K. (2005). The market pricing of accruals quality. *Journal of accounting and economics, 39 (2)* , 295-327 .

Francis, J. , LaFond, R. , Olsson, P. M. , & Schipper, K. (2004). Costs of equity and earnings attributes. *The accounting review, 79 (4)* , 967-1010 .

Givoly, D. , & Hayn, C. (2000). The changing time-series properties of earnings, cash flows and accruals: Has financial reporting become more conservative?. *Journal of accounting and economics, 29 (3)* , 287-320 .

Haber, Jeffry; Braunstein, Andrew. (2008). Earnings quality rankings and corporate governance: a comparison of two models. *The journal of theoretical accounting research, 3 (2)* , 44- 56 .

Hassas yeganeh, Yahya; Omidy, Elham. (2014). The relationship between quality of accounting information. delay reaction of price and future return. *Journal empirical studies in financial accounting, 11 (42) , 31-58.* In Persian .

Kordestani, Gholamreza; Tatli, Rashid. (2014). Examining the qualitative characteristics of earnings and the rate of earnings management in bankrupt companies. *Journal of accounting research, 3 (4)* , 79-104. In Persian .

Kothari, S. P. , Leone, A. J. , & Wasley, C. E. (2005). Performance matched discretionary accrual measures. *Journal of accounting and economics, 39 (1)* , 163-197 .

Momeni, Mansoor; F. Ghayoumi, Ali. (2012). *Statistical analysis with spss.* Tehran: Momeni. In Persian .

N. Gibbons; D. Vickrey; D. Tierney; D. Brown. (2013). sabrient/gradient earnings quality rank. *White paper, 1 (1)* , 1-20.

Noravesh, Iraj; Hesarzadeh, Reza. (2010). Investigating the dimensions of accounting earnings transparency and its relationship with the company's features in Tehran stock exchange. *Quarterly journal of securities exchange, 3 (12)* , 5-24. In Persian .

Noravesh, Iraj; Sepasi, Sahar; Nikbakht, Mohammad Reza. (2005). Examining the earnings management in the Tehran stock exchange. *Journal of social sciences and humanities of Shiraz university, 22 (2*) , 165-177. In Persian .

Perotti, P. , & Wagenhofer, A. (2014). Earnings quality measures and excess returns. *Journal of business finance & accounting, 41* (5-6) , 545-571 .

Persakis, A. , & Iatridis, G. E. (2015). Cost of capital, audit and earnings quality under financial crisis: A global empirical investigation. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money, 38*, 3-24 .

Safarzadeh, Mohammad hossien; Vahedian, Reza. (2017). The impact of the global financial crisis on the earnings quality. *Journal of accounting knowledge, 4 (8)* , 37-64. In Persian .

Srivastava, A. (2014). Why have measures of earnings quality changed over time?. *Journal of Accounting and Economics, 57* (2-3) , 196-217 .

Takasu, Y. , & Nakano, M. (2012). What Do Smoothed Earnings Tell Us about the Future?. *The Japanese Accounting Review, 2* (2012) , 1-32 .

Tehrani, Reza; Zakery, Hamed. (2009). The relationship between earnings quality and dividend in the Tehran stock exchange. *Quarterly journal of securities exchange, 2 (5) , 39-55.* In Persian .

Tortoriello, Kallu. (2012). Earning & dividend ranking system. S & P Capital IQ .

Zhou, J. (2008). *Earnings quality, analysts, institutional investors and stock price synchronicity* (Doctoral dissertation, The Hong Kong Polytechnic University) .

پژوهش‌های تجربی حسابداری

سال نهم، شماره ۳۴، زمستان ۱۳۹۸، صص ۳۱ - ۴۶

# مدل‌بندی نقش تعدیلی حاکمیت شرکتی بر رابطه بین اعتماد اجتماعی و اجتناب مالیاتی

**یاسر رضائی پیته نوئی*، مهدی صفری گرایلی **، محمد نوروزی *****

تاریخ دریافت: ۹۶/۱۰/۲۳

تاریخ پذیرش: ۹۷/۰۲/۲۰

**چکیده**

امروزه اجتناب مالیاتی به‌عنوان یک رفتار فرصت‌طلبانه، از عمده‌ترین مشکلاتی است که سیستم مالیاتی با آن مواجه می‌باشد. عوامل مختلفی بر اجتناب مالیاتی شرکت‌ها تأثیرگذار است که یکی از این عوامل، اعتماد اجتماعی است. به‌طوری‌که، مدیران شرکت‌هایی با سطح اعتماد اجتماعی بالا، به‌دلیل وجود هنجارهای اخلاقی حاکم بر محیط این شرکت‌ها، تمایل کمتری برای اعمال رفتار فرصت‌طلبانه و اجتناب مالیاتی دارند. لذا بر پایه این استدلال، پژوهش حاضر با استفاده از رویکرد مدل‌سازی معادلات ساختاری به بررسی رابطه بین اعتماد اجتماعی با میزان اجتناب مالیاتی شرکت و مطالعه اثر تعدیل‌کنندگی (جایگزینی یا مکمل) حاکمیت شرکتی بر این رابطه می‌پردازد. بدین منظور، برای سنجش اجتناب مالیاتی شرکت از دو معیار تفاوت دفتری مالیات و نرخ موثر مالیاتی و همچنین از پرسشنامهٔ صفاری‌نیا و شریف (۱۳۸۹) برای اندازه‌گیری اعتماد اجتماعی استفاده گردید. پرسشنامه مذکور برای ۱۱۶ شرکت ارسال گردیدکه در نهایت تعداد ۸۲ شرکت به پرسشنامه‌ها پاسخ دادند و در تحلیل‌های آماری لحاظ شدند. پس از اطمینان یافتن از برازش قابل‌قبول مدل‌های اندازه‌گیری و ساختاری پژوهش، یافته‌های پژوهش حاکی از آن است که اعتماد اجتماعی موجب کاهش اجتناب مالیاتی شرکت می‌گردد. علاوه بر این مطابق با پیش‌بینی نظریه جایگزینی، نتایج نشان می‌دهدکه حاکمیت شرکتی رابطه منفی بین اعتماد اجتماعی و اجتناب مالیاتی شرکت‌ها را تضعیف می‌کند.

**واژه‌های کلیدی:** اعتماد اجتماعی، اجتناب مالیاتی، حاکمیت شرکتی، نظریهٔ جایگزینی، نظریهٔ مکمل.

**طبقه‌بندی موضوعی:** G32, H26, A10

DOI: 10.22051/jera.2018.18888.1916

* استادیار حسابداری، دانشکدهٔ ادبیات و علوم انسانی، دانشگاه گیلان، رشت، ایران، (نویسنده مسئول)، (rezaei.yasser@gmail.com).

** دانشیار گروه حسابداری، واحد بندرگز، دانشگاه آزاد اسلامی، بندرگز، ایران، (Mehdi.safari83@yahoo.com)

*** استادیار گروه حسابداری، دانشکده علوم انسانی و تربیت بدنی، دانشگاه گنبد کاووس، گنبد کاووس، ایران، (Mohammad_n488@yahoo.com).

**مقدمه**

اجتناب از پرداخت مالیات، همواره به عنوان یک استراتژی مهم برای شرکت محسوب شده که توجه بسیاری از محققین را به خود جلب نموده است (چن و همکاران، ۲۰۱۴). به‌طور سنتی چنین استدلال می‌شود که اجتناب مالیاتی سبب انتقال ثروت از دولت به شرکت‌ها شده و بدین ترتیب باعث افزایش ارزش شرکت می‌گردد. با وجود این، این موضوع هزینه‌هایی نظیر از دست دادن شهرت و یا جرایم احتمالی را نیز به شرکت تحمیل خواهد نمود. از منظر تئوری نمایندگی، فعالیت‌های اجتناب مالیاتی ارتباط زیادی با حاکمیت شرکتی دارد. چرا که ابهام در این‌گونه فعالیت‌ها، زمینه رفتار فرصت طلبانه مدیران را فراهم ساخته و می‌تواند منجر به کاهش ارزش شرکت گردد (صفری گرایلی و پودینه، ۱۳۹۵). بنابراین، بخش عمده‌ای از پژوهش‌های صورت گرفته در حوزه حسابداری به بررسی عوامل موثر بر اجتناب مالیاتی و پیامدهای اقتصادی آن برای شرکت‌ها پرداخته‌اند (هانلون و هیتزمن، ۲۰۱۰). اغلب پژوهش‌های انجام شده به بررسی عوامل داخلی موثر بر اجتناب مالیاتی از جمله مسائل نمایندگی (دسایی و همکاران، ۲۰۰۷)، ساختار مالکیت (چن و همکاران، ۲۰۱۰)، حاکمیت شرکتی (آرمسترانگ و همکاران، ۲۰۱۵؛ مینیک و نوگا، ۲۰۱۰) و ارتباطات سیاسی (کیم و ژانگ، ۲۰۱۵) پرداخته‌اند. با این وجود، توجه چندانی به عوامل بیرونی نظیر محیط اجتماعی که شرکت در آن فعالیت می‌کند، نشده است. اعتماد اجتماعی به عنوان یک نهاد غیر رسمی، نقش بسزایی در شکل‌دهی به رفتارهای افراد جامعه و محیط اجتماعی که شرکت در آن فعالیت می‌کند، دارد (دانگ و همکاران، ۲۰۱۶؛ وو و همکاران، ۲۰۱۴). بر اساس ادبیات سرمایه اجتماعی، اعتماد اجتماعی نوعی اعتماد عمومی شده است که برخاسته از باور ذهنی به عملکرد صادقانه افراد بوده و تمایل آن‌ها برای همکاری با گروه‌های مختلف جامعه را افزایش می‌دهد (بوتازی و همکاران، ۲۰۱۶؛ رضائی پیته‌نوئی و همکاران، ۱۳۹۶). بر پایه ادبیات نظری موجود مدیران شرکت‌های برخوردار از سطح اعتماد اجتماعی بالا، به دلیل وجود هنجارهای اخلاقی حاکم بر محیط این شرکت‌ها، رفتارهای صادقانه‌تری از خود نشان داده و لذا مسائل نمایندگی و رفتار فرصت طلبانه مدیران در این شرکت‌ها به‌مراتب کمتر از سایر شرکت‌ها می‌باشد. (ژیا و همکاران، ۲۰۱۷).

از سوی دیگر مطابق با نظریه نمایندگی، مدیران برای کسب منافع شخصی اقدام به اجتناب مالیاتی می‌کنند و اجتناب مالیاتی پیامد رفتار فرصت‌طلبانه مدیران است. به‌طوریکه، هرچه

مسائل نمایندگی کمتر باشد، بروز چنین رفتارهایی نیز کاهش می‌یابد (دسایی و دارماپالا، ۲۰۰۶). براین اساس، انتظار می‌رود که افزایش اعتماد اجتماعی موجب کاهش فعالیت‌های اجتناب مالیاتی شرکت‌ها شود. علاوه براین مطابق با این نظریه، حاکمیت شرکتی باعث کاهش بروز رفتارهای فرصت‌طلبانه از سوی مدیران شده و بر رابطه بین اعتماد اجتماعی و اجتناب مالیاتی شرکت‌ها اثرگذار است (جنسن و مکلینگ، ۱۹۷۶؛ ژیا و همکاران، ۲۰۱۷). نظر به این‌که نقش نظارتی حاکمیت شرکتی، ممکن است جایگزین یا مکمل نقش نظارتی اعتماد اجتماعی باشد، لذا انتظار بر این است که رابطه بین سطح اعتماد اجتماعی و اجتناب مالیاتی شرکت، تحت تأثیر حاکمیت شرکتی قرارگرفته و تعدیل گردد. با این حال، در عمده مطالعات داخلی انجام شده، این موضوع نادیده انگاشته شده و یک فضای خالی در ادبیات حسابداری و مالیاتی برای تحقیق در این‌باره وجود دارد که این خود، انگیزه‌ای جهت انجام پژوهش حاضر می‌باشد. لذا، پژوهش حاضر درصدد است که رابطه بین اعتماد اجتماعی با اجتناب مالیاتی شرکت و همچنین اثر تعدیل‌کنندگی حاکمیت شرکتی بر این رابطه را مورد بررسی قرار دهد. پرسش اصلی تحقیق آن است که آیا بین اعتماد اجتماعی با اجتناب مالیاتی شرکت‌ها رابطه معناداری وجود دارد؟ علاوه بر این آیا این رابطه تحت تأثیر حاکمیت شرکتی قرار می‌گیرد؟ و در صورت مثبت بودن پاسخ، نوع رابطه چگونه می‌باشد؟ بنابراین انتظار می‌رود نتایج این پژوهش بتواند نوآوری و دانش‌افزایی علمی به شرح زیر داشته باشد:

اول اینکه نتایج پژوهش می‌تواند موجب توسعه مبانی نظری پژوهش‌های گذشته در حوزه تحقیقات اجتماعی حسابداری در کشورهای در حال توسعه نظیر ایران شود. دوم اینکه، شواهد پژوهش نشان خواهد داد که تا چه اندازه، اعتماد اجتماعی و حاکمیت شرکتی می‌تواند بر اجتناب مالیاتی شرکت‌ها اثرگذار باشد که این موضوع به عنوان یک دستاورد علمی می‌تواند اطلاعات سودمندی را در اختیار سرمایه‌گذاران، قانون‌گذاران بازار سرمایه و تدوین‌کنندگان قوانین مالیاتی قرار دهد. درنهایت، نتایج پژوهش می‌تواند ایده‌های جدیدی را برای انجام پژوهش‌های جدید در حوزه حسابداری اجتماعی و اجتناب مالیاتی شرکت‌ها پیشنهاد نماید.

## مبانی نظری و تدوین فرضیه پژوهش

### اجتناب مالیاتی

امروزه نقش نظام‌های مالیاتی در هر کشوری در تأمین درآمدها از محل منابع مالیاتی بر هیچ کس پوشیده نیست. در بعد اجتماعی، هدف اصلی وضع مالیات، کاهش فاصله تأمین طبقاتی و توزیع مجدد درآمدهاست. هدف اقتصادی از وضع مالیات‌ها، تثبیت نوسانات اقتصادی، تخصیص بهینه تأمین منابع بین بخش‌های مختلف و کمک به تسریع فرآیند توسعه بخشی یا منطقه‌ای می‌باشد و هدف بودجه‌ای دولت‌ها از وضع مالیات‌ها نیز، تأمین مالی بودجه دولت می‌باشد. به دلیل نقش خاص مالیات و تأثیرات آن، موضوع مالیات، قوانین و ساز و کارهای مربوط به آن، از دیرباز مورد توجه صاحب نظران اقتصاد، مالیه عمومی، سیاسیون، تشکل‌ها و حتی عموم مردم قرار داشته است (مشایخی و سیدی، ۱۳۹۴). با این حال، مالیات بر درآمد از منظر شرکت‌ها هزینه است (ولک و همکاران، ۲۰۱۳) و شرکت‌ها انگیزه خواهند داشت به منظور افزایش ارزش شرکت، تا حد ممکن در هزینه‌های خود صرفه‌جویی نمایند. در این میان، اجتناب مالیاتی از جمله فعالیت‌هایی است که ممکن است شرکت‌ها توسط آن سعی در کاهش مالیات نمایند. اجتناب مالیاتی دارای پیامدهای بالقوهٔ مستقیم و غیرمستقیم بسیاری می‌باشد. کاهش هزینهٔ مالیات و افزایش جریان نقدی و افزایش ثروت سهامداران از جمله پیامدهای مستقیم و احتمال وضع مالیات بیشتر و در نظر گرفتن جرایم مالیاتی و فشار احتمالی دولت برای در نظر گرفتن مالیات بیشتر از این بنگاه‌ها، کاهش مسئولیت اجتماعی شرکت‌ها و به تبع آن، کاهش ارزش شرکت، از جملهٔ پیامدهای غیرمستقیم فعالیت‌های اجتناب مالیاتی می‌باشند (هانلون و هیتزمن، ۲۰۱۰). بنابراین، تعیین عوامل تأثیرگذار برسطح اجتناب مالیاتی شرکت‌ها اهمیت زیادی دارد. نتایج پژوهش های اخیر نشان می‌دهد که یکی از عوامل تأثیرگذار بر اجتناب مالیاتی شرکت‌ها، میزان اعتماد اجتماعی است (ژیا و همکاران، ۲۰۱۷؛ دایرنگ و همکاران، ۲۰۱۶).

### اعتماد اجتماعی

اعتماد به ارزیابی ذهنی از احتمال انجام برخی اقدامات مشخص از سوی افراد اتلاق می‌گردد و اعتماد اجتماعی عنصر اصلی سرمایهٔ اجتماعی و به‌معنای اعتماد افراد جامعه به یکدیگر در

زندگی اجتماعی است (گامبتا، ۱۹۸۸). اعتماد اجتماعی، همکاری و مشارکت گروه‌های مختلف جامعه در حوزه‌های اقتصادی، اجتماعی، سیاسی و فرهنگی را افزایش می‌دهد و شاخص مهمی در شکل‌گیری انضباط در روابط اقتصادی و اجتماعی است. بهبود در اعتماد اجتماعی، موجب ارتقا و بهبود روابط اجتماعی، نگرش، احترام به قانون، عملکرد اجتماعی و شغلی افراد خواهد شد. در حالیکه، نبود اعتماد اجتماعی اثرات نامطلوبی مانند دروغگویی، چاپلوسی، کلاه‌برداری، رشوه، فساد و عدم شفافیت مالی را به همراه خواهد داشت (رضائی پیته‌نوئی و همکاران، ۱۳۹۶). پژوهش‌های انجام‌شده در حوزه‌های مطالعاتی مختلف نیز به بررسی تأثیر مثبت اعتماد اجتماعی بر رفتار افراد و سازمان‌ها و همچنین پیامدهای اقتصادی آن پرداخته‌اند. برای مثال، مطالعات صورت‌گرفته در حوزهٔ اقتصاد و مالی معتقدند که اعتماد اجتماعی ارتباط منفی و معناداری با فساد و رابطهٔ مثبتی با عملکرد سازمان‌ها دارد (لا و همکاران، ۱۹۹۷) و بر متغیرهای مالی نظیر سود سهام (با و همکاران، ۲۰۱۲)، هزینهٔ سرمایه (گری و همکاران، ۲۰۱۳)، ریسک سقوط قیمت سهام (لی و همکاران، ۲۰۱۷) و اجتناب مالیاتی (ژیا و همکاران، ۲۰۱۷) نیز اثرگذار است.

### اعتماد اجتماعی و اجتناب مالیاتی

اعتماد اجتماعی به‌عنوان یکی از هنجارهای اجتماعی مثبت، ضمن ارتقای سطح رفتارهای اخلاقی موجب کاهش مسائل نمایندگی و تضاد منافع بین ذینفعان شرکت می‌گردد (کیالدینی و گولدشتین، ۲۰۰۴). در واقع، اعتماد اجتماعی به مدیران این اطمینان را می‌دهد که تلاش آنان در جهت به حداکثر رساندن ثروت سهامداران، با پاداش همراه خواهد بود. همسو با این دیدگاه، گاریت و همکاران (۲۰۱۴) و پیوزنر و همکاران (۲۰۱۵) نیز شواهدی مبنی بر اینکه بین اعتماد اجتماعی و فرصت طلبی مدیران رابطه منفی وجود دارد را ارائه نمودند. از سوی دیگر از منظر اجتماعی، اگر شرکتی در تلاش برای پرداخت مالیات کمتر باشد، آنگاه سهم خود از فعالیت در جامعه را پرداخت ننموده است. از این‌رو اجتناب مالیاتی، به‌عنوان یکی از پیامدهای رفتار فرصت‌طلبانه مدیران بوده که مبین این مطلب است که مدیران از طریق ابزارهای مختلف در پی پرداخت مالیات کمتر به دولت هستند. بنابراین چنین استدلال می‌شود که مدیران شرکت‌هایی با سطح اعتماد اجتماعی بالا، به‌دلیل وجود هنجارهای اخلاقی حاکم بر محیط این شرکت‌ها، رفتارهای صادقانه‌تری از خود نشان می‌دهند و از این رو تمایل کمتری

برای اعمال رفتار فرصت‌طلبانه و اجتناب مالیاتی دارند (دایرنگ و همکاران، ۲۰۱۶). بدین ترتیب، انتظار می‌رود که اجتناب مالیاتی در شرکت‌های دارای سطح اعتماد اجتماعی بالاتر، به مراتب کمتر از سایر شرکت‌ها باشد. بر پایهٔ این استدلال، ژیا و همکاران (۲۰۱۷) شواهدی مبنی بر وجود رابطهٔ منفی بین اعتماد اجتماعی و اجتناب مالیاتی شرکت‌ها ارائه کردند. لذا فرضیه نخست پژوهش به صورت زیر بیان می‌گردد:

فرضیه اول: اعتماد اجتماعی باعث کاهش اجتناب مالیاتی شرکت می‌گردد.

## حاکمیت شرکتی، اعتماد اجتماعی و اجتناب مالیاتی

مطابق با تئوری نمایندگی، ادبیات موجود نشان می‌دهد که ساز وکارهای نظارتی، از طریق کاهش مسائل نمایندگی، تمایل مدیران به اعمال رفتارهای فرصت‌طلبانه را محدود ساخته و بر کاهش فعالیت‌های اجتناب مالیاتی شرکت‌ها تأثیرگذار است. از جمله سازوکارهای نظارتی که به‌طور گسترده در ادبیات مورد استفاده قرار گرفته، حاکمیت شرکتی می‌باشد (مشایخی و سیدی، ۱۳۹۴). بدین‌ترتیب حاکمیت شرکتی را می‌توان مکانیزمی مؤثر دانست که اجتناب مالیاتی شرکت را کاهش داده و بر رابطه بین اعتماد اجتماعی و اجتناب مالیاتی اثرگذار است (ژیا و همکاران، ۲۰۱۷).

در خصوص چگونگی تأثیر حاکمیت شرکتی بر رابطه بین اعتماد اجتماعی و اجتناب مالیاتی شرکت‌ها، دو نظریه رقیب (نظریه جایگزینی و نظریه مکمل) در ادبیات مالی و حسابداری مطرح شده است. از یک سو، نظریه جایگزینی بیان می‌کند که حاکمیت شرکتی و هنجارهای اجتماعی دو مکانیزم نظارتی جایگزین جهت کنترل رفتار فرصت‌طلبانه مدیران و تلاش آن‌ها برای پرداخت کمتر مالیات می‌باشند. به‌طوری‌که، مکانیزم‌های حاکمیت شرکتی از طریق اعمال نظارت موثر بر رفتار فرصت‌طلبانه مدیران، نقش نظارتی هنجارهای اجتماعی را کم‌رنگ‌تر نموده و رابطه بین اعتماد اجتماعی و اجتناب مالیاتی شرکت‌ها را تضعیف می‌کند. ژیا و همکاران (۲۰۱۷) نیز شواهدی را در پشتیبانی از این نظریه، ارائه نموده و دریافتند که حاکمیت شرکتی تأثیر اعتماد اجتماعی بر اجتناب مالیاتی شرکت‌ها را کاهش می‌دهد. از سوی دیگر بر اساس نظریه مکمل، نقش نظارتی حاکمیت شرکتی مکمل نقش هنجارهای اجتماعی بوده و در نتیجه انتظار می‌رود که حاکمیت شرکتی، تأثیر اعتماد اجتماعی بر اجتناب مالیاتی

شرکت‌ها را تشدید نماید. بنابراین با توجه به مطالب مطروحه فوق و نظر به این‌که نقش نظارتی حاکمیت شرکتی ممکن است جایگزین یا مکمل نقش اعتماد اجتماعی باشد، لذا انتظار می‌رود که رابطه بین اعتماد اجتماعی و اجتناب مالیاتی شرکت، تحت تأثیر حاکمیت شرکتی قرارگرفته و تعدیل (تضعیف یا تقویت) گردد. براین اساس، فرضیه دوم پژوهش به شرح زیر تدوین می‌شود:

فرضیه دوم: حاکمیت شرکتی رابطه بین اعتماد اجتماعی و اجتناب مالیاتی شرکت را تعدیل می‌کند.

## پیشینه تجربی پژوهش

ژیاء و همکاران (۲۰۱۷) در پژوهشی به بررسی تأثیر حاکمیت شرکتی بر رابطه بین اعتماد اجتماعی با اجتناب مالیاتی شرکت‌های حاضر در بورس اوراق بهادار چین پرداختند. یافته‌های پژوهش آنان نشان می‌دهد که اعتماد اجتماعی باعث کاهش اجتناب مالیاتی شرکت‌ها می‌گردد. همچنین در شرکت‌های دارای حاکمیت شرکتی ضعیف، رابطه بین اعتماد اجتماعی و اجتناب مالیاتی قوی‌تر است. لی و همکاران (۲۰۱۷) تأثیر مالکیت سرمایه‌گذاران نهادی بر رابطهٔ بین اعتماد اجتماعی با ریسک سقوط قیمت سهام شرکت‌ها را برای نمونه‌ای متشکل از ۲۰۲۷۲ شرکت ـ سال مشاهده در بازار سرمایهٔ چین بررسی کردند. یافته‌های پژوهش آنان نشان داد بین اعتماد اجتماعی و ریسک سقوط قیمت سهام شرکت، رابطهٔ منفی معناداری وجود دارد. علاوه‌بر این، مالکیت سرمایه‌گذاران نهادی رابطهٔ بین اعتماد اجتماعی با ریسک سقوط قیمت سهام شرکت‌ها را تضعیف می‌کند. کائو و همکاران (۲۰۱۶) به بررسی ارتباط بین اعتماد اجتماعی و ریسک سقوط قیمت سهام شرکت‌های چینی پرداختند. یافته‌های پژوهش حاکی از آن است که اعتماد اجتماعی موجب کاهش ریسک سقوط قیمت سهام شرکت‌ها می شود. علاوه‌بر این، آن‌ها دریافتند که مالکیت سرمایه‌گذاران نهادی، اثر منفی اعتماد اجتماعی بر ریسک سقوط قیمت سهام شرکت را کاهش می‌دهد. دودلی و ژانگ (۲۰۱۶) با انتخاب نمونه‌ای متشکل از ۲۲۹۴۲۸ شرکت- سال مشاهده از شرکت‌های حاضر در ۵۴ کشور مختلف، به بررسی ارتباط بین اعتماد اجتماعی و سطح نگهداشت وجه‌نقد شرکت‌ها پرداختند و به این نتیجه رسیدند که شرکت‌های با سطح اعتماد اجتماعی بالاتر، بیشتر از سایر شرکت‌ها اقدام به نگهداشت وجه نقد می‌نمایند. کیم و ژانگ (۲۰۱۵) طی پژوهشی تأثیر ارتباطات سیاسی بر

اجتناب مالیاتی شرکت‌ها را مورد برر سی قرار دادند. یافته‌های پژوهش آنان ن شان می‌دهد که شـرکت‌های دارای روابط سـیاسـی، مالیات بیشـتری را متحمل می‌شـوند. پیوزنر و همکاران (۲۰۱۵) به برر سی تأثیر اعتماد اجتماعی بر واکنش بازار سهام به اعلان سود شرکت‌ها در ۲۳ کشـور مختلف پرداختند و دریافتند که در کشـورهای دارای سـطح اعتماد اجتماعی بالاتر، واکنش سرمایه‌گذاران نسبت به اعلان سود شرکت‌ها بیشتر است. گاریت و همکاران (۲۰۱۴) در پژوهشی رابطهٔ بین اعتماد اجتماعی و کیفیت گزار شگری مالی شرکت‌های حا ضر در بازار سـرمایهٔ آمریکا را بررسـی کردند و به این نتیجه رسـیدند که اعتماد اجتماعی موجب بهبود کیفیت گزارشـگری مالی شـرکت‌ها می‌شـود. وو و همکاران (۲۰۱۴) در پژوهشـی با عنوان «اعتماد اجتماعی و اعتبار تجاری» و با انتخاب نمونه‌ای از شـرکت‌های چینی طی سـال‌های ۱۹۹۸-۲۰۱۱، دریافتند که شـرکت‌های دارای سـطح اعتماد اجتماعی بالاتر، از اعتبار تجاری بیشتری برخوردارند.

ر ضائی پیته‌نوئی و همکاران (۱۳۹۶) به برر سی رابطه بین اعتماد اجتماعی، نظارت خارجی و ریسک سقوط قیمت سهام شرکت‌ها پرداختند. یافته‌های پژوهش حاکی از آن است که اعتماد اجتماعی، ریسـک سـقوط قیمت سـهام شـرکت‌ها را کاهش می‌دهد. علاوه بر این مطابق با پیش‌بینی نظریهٔ جایگزینی، نتایج نشـان داد نظارت خارجی رابطهٔ منفی بین اعتماد اجتماعی و ریسک سقوط قیمت سهام شرکت‌ها را تضعیف می‌کند. بنی مهد و درویشی (۱۳۹۵) به بررسی رابطه بین اعتماد اجتماعی و نگرش حسابرسـان درباره اسـتقلال پرداختند. نتایج پژوهش نشـان می‌دهد که اعتماد اجتماعی و رتبه شـغلی حسـابرس از جمله عوامل تأثیرگذار بر نگرش حسـابرسـان درباره اسـتقلال اسـت. صـفری گرایلی و پودینه (۱۳۹۵) طی پژوهشـی به بررسـی اجتناب مالیاتی و به‌موقع بودن اعلان سـود با اسـتفاده از نمونه‌ای متشـکل از ۱۰۷ شـرکت پذیرفته‌شـده در بورس اوراق بهادار تهران طی سـال‌های ۱۳۸۹ تا ۱۳۹۳ پرداختند. یافته‌های پژوهش حاکی از آن اسـت که فعالیت‌های اجتناب مالیاتی، سـبب تأخیر در اعلان سـود شرکت‌ها می‌گردد. مشایخی و علی‌پناه (۱۳۹۴) در پژوهشی به بررسی تأثیر راهبری شرکتی بر رابطه بین اجتناب از مالیات و ارزش شـرکت‌های پذیرفته شـده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۸۶ تا ۱۳۹۰ پرداختند. نتایج پژوهش آن‌ها نشان داد که با بهبود کیفیت ساختار راهبری شـرکتی، تأثیر مثبت فعالیت‌های اجتناب از مالیات بر ارزش شـرکت تشـدید می‌گردد.

مشایخی و سیدی (۱۳۹۴) به بررسی رابطهٔ برخی از معیارهای حاکمیت شرکتی؛ شامل درصد مالکیت نهادی، استقلال هیأت مدیره و اندازه هیأت مدیره؛ و اجتناب مالیاتی شرکت‌ها پرداختند. در این پژوهش ۱۴۶ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی بازهٔ زمانی ۱۳۸۱ الی ۱۳۹۱ مورد بررسی قرار گرفت. نتیجهٔ پژوهش مبین آن است که رابطهٔ معناداری بین حاکمیت شرکتی و اجتناب مالیاتی وجود ندارد. خسروآبادی و بنی مهد (۱۳۹۴) طی پژوهشی به شناسائی میزان فساد مالی در میان حسابرسان و تعیین رابطه آن با اعتماد اجتماعی پرداختند. نمونه پژوهش شامل ۳۲۰ نفر از حسابرسان شاغل در بخش دولتی و خصوصی بود. یافته‌های تحقیق حاکی از وجود رابطه مثبت میان اعتماد اجتماعی پایین و فساد مالی بین حسابرسان شاغل در بخش خصوصی حرفه حسابرسی می‌باشد. خدامی‌پور و همکاران (۱۳۹۴) طی پژوهشی ارتباط بین اجتناب از پرداخت مالیات و میزان نگهداشت وجه نقد شرکت‌ها را بررسی نمودند. نمونه آماری تحقیق شامل ۷۵ شرکت از شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۸۱ تا ۱۳۹۰ است. نتایج تحقیق نشان داد شرکت‌هایی که از پرداخت مالیات اجتناب می‌کنند، میزان وجه نقد بیشتری نگهداری می‌کنند.

## روش‌شناسی تحقیق

تحقیق حاضر از نظر هدف، پژوهشی کاربردی و از حیث نحوه گردآوری داده‌ها از نوع تحقیقات توصیفی- همبستگی می‌باشد. همچنین، از نظر شیوه استدلال قیاسی- استقرایی بوده و به‌دلیل مطالعه داده‌های مربوط به یک مقطع زمانی خاص، روش تحلیل داده‌ها به‌صورت مقطعی و مبتنی بر روش تحلیل مسیر است. داده‌های مورد نیاز شرکت‌های منتخب با مراجعه به صورت‌های مالی و یادداشت‌های توضیحی همراه صورت‌های مالی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران موجود در سامانه کدال، پایگاه اینترنتی بورس اوراق بهادار و نرم‌افزار ره‌آورد نوین استخراج گردید. همچنین داده‌های مربوط به متغیر اعتماد اجتماعی نیز با ارسال پرسشنامه به مدیران مالی شرکت‌های نمونه گردآوری شد. جامعه آماری مورد مطالعه در این پژوهش شامل کلیه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در سال ۱۳۹۴ است. نمونه انتخابی تحقیق نیز شرکت‌هایی می‌باشند که مجموعه شرایط زیر را دارا باشند:

۱- شرکت‌هایی که از ابتدا تا انتهای سال ۱۳۹۴ در عضویت بورس اوراق بهادار باشند.

۲- به منظور افزایش قابلیت مقایسه، سال مالی آن‌ها منتهی به پایان اسفند ماه باشد.

۳- طی سال مذکور تغییر فعالیت یا تغییر سال مالی نداده باشند.

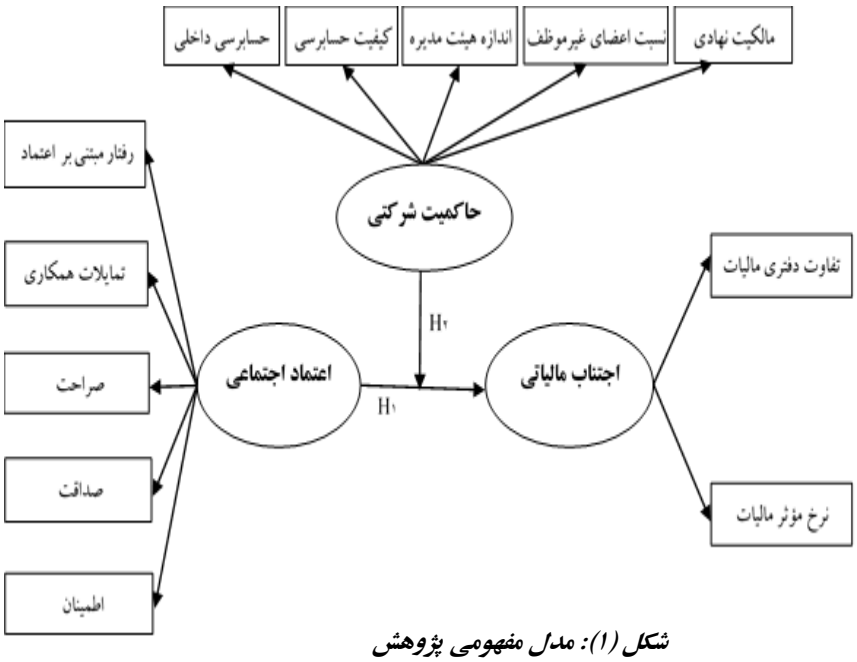
۴- جزء شرکت‌های سرمایه‌گذاری و واسطه‌گری مالی نباشند (شرکت‌های سرمایه‌گذاری به علت تفاوت ماهیت فعالیت با بقیه شرکت‌ها در جامعه آماری منظور نشدند).

۵- طول وقفه انجام معاملات در این شرکت‌ها بیشتر از سه ماه نباشد.

پس از اعمال محدودیت‌های فوق تعداد ۱۱۶ شرکت به عنوان نمونه اولیه تحقیق انتخاب شدند. سپس پرسشنامه پژوهش برای کلیه مدیران مالی این شرکت‌ها ارسال گردید که از این تعداد، در نهایت مدیران مالی ۸۲ شرکت به پرسشنامه پژوهش پاسخ دادند و در تحلیل‌های آماری پژوهش لحاظ گردیدند. تجزیه و تحلیل نهایی داده‌های گردآوری شده نیز با استفاده از روش مدل‌سازی معادلات ساختاری و نرم‌افزار PLS صورت گرفته است. مراحل انجام مدل‌سازی معادلات ساختاری بدین ترتیب است که ابتدا به بررسی برازش مدل (شامل برازش مدل‌های اندازه‌گیری، برازش مدل ساختاری و برازش مدل کلی) و سپس به آزمون فرضیه‌های پژوهش پرداخته می‌شود.

## مدل مفهومی و متغیرهای پژوهش

با توجه به مبانی نظری تحقیق، چارچوب مدل مفهومی پژوهش حاضر بر اساس رویکرد مدل‌سازی معادلات ساختاری در شکل (۱) ترسیم شده است.




***شکل (۱): مدل مفهومی پژوهش***

### اعتماد اجتماعی

اعتماد اجتماعی به‌عنوان متغیر برونزا (مستقل) پژوهش حاضر درنظر گرفته شده است که برای سنجش آن از پرسشنامه استاندارد اعتماد اجتماعی صفاری نیا و شریف (۱۳۸۹) استفاده گردیده است. این پرسشنامه استاندارد که در پژوهش‌های قبلی نظیر رضائی پیته‌نوئی و همکاران (۱۳۹۶)، بنی مهد و درویش (۱۳۹۵) و خسروآبادی و بنی مهد (۱۳۹۴) نیز به‌کار گرفته شده، شامل ۲۵ سئوال است که هر ۵ سئوال یک مولفه را می‌سنجد. این ۵ مولفه عبارتند از: رفتار مبتنی بر اعتمادکردن، تمایلات همکاری جویانه، صراحت، صداقت و اطمینان. نمره‌گذاری پرسشنامه مذکور بر اساس طیف ۵ درجه‌ای لیکرت انجام شده است. به طوری‌که کاملاً موافق=۵، موافق=۴، نظری ندارم=۳، مخالف =۲ و کاملاً مخالف=۱ می‌باشد. بنابراین، حداقل و حداکثر نمره قابل اکتساب از این پرسشنامه به ترتیب برابر با ۲۵ و ۱۲۵ است. در نهایت، با تقسیم جمع امتیاز متعلق به هر پرسشنامه به کل امتیاز قابل اکتساب (۱۲۵)، شاخص اعتماد اجتماعی محاسبه می‌شود.

### اجتناب مالیاتی

متغیر وابسته پژوهش اجتناب مالیاتی است که برای اندازه گیری آن مطابق با پژوهش ژیا و همکاران (۲۰۱۷)، کرابتری و کوبیک (۲۰۱۴) و صفری گرایلی و پودینه (۱۳۹۵) از دو معیار ا ستفاده شده ا ست. معیار اول اجتناب مالیاتی، تفاوت دفتری مالیات از طریق تفاوت بین سود حسابداری (سود قبل از مالیات) و سود مشمول مالیات شرکت بدست می‌آید که سود مشمول مالیات نیز از تقسیم هزینه مالیات بر نرخ مالیات قانونی محاسبه می‌گردد. به منظور همگن سازی، این متغیر بر ارزش دفتری کل دارایی‌ها تقسیم شده است. دومین معیار اجتناب مالیاتی، نرخ موثر مالیاتی بوده که به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$ETR = \frac{TTE}{PTE}$$

که در آن:

ETR: نرخ موثر مالیاتی شرکت،: TTE کل هزینه مالیات شرکت و: PTE سود قبل از مالیات شرکت می‌باشد. از آنجا که هر چه نرخ موثر مالیاتی شرکت کمتر باشد، میزان اجتناب مالیاتی آن شرکت بیشتر است، لذا نرخ‌های مالیاتی محاسبه شده، در عدد منفی یک (۱-) ضرب می‌شود.

### متغیر تعدیل‌گر

متغیر تعدیل‌گر مورد استفاده در این پژوهش، حاکمیت شرکتی می‌باشد که به پیروی از صفری گرایلی و رضائی پیته‌نوئی (۱۳۹۶) و حیدری و همکاران (۱۳۹۵) برای اندازه‌گیری آن از متغیرهای مشاهده‌پذیر زیر استفاده شده است:

سهامداران نهادی: سهامداران نهادی در ادبیات مالی به‌عنوان سازوکاری مهم محسوب می‌شود که می‌تواند مسائل نمایندگی را تحت کنترل قرار داده و حمایت از منافع سهامداران را بهبود بخشد. این دسته از سهامداران، انگیزه و توانایی بیشتری برای دریافت اطلاعات به‌موقع و نیز ارزیابی افشای اطلاعات مالی شرکت دارند. از این‌رو، می‌توانند نظارت بهتری بر مدیریت شرکت اعمال نمایند (شلیفر و ویشنی، ۱۹۹۷). در این پژوهش برای سنجش میزان مالکیت سهامداران نهادی مجموع سهام تحت تملک بانک‌ها و بیمه‌ها، شرکت‌های سرمایه‌گذاری،

صندوق‌های بازنشستگی، شرکت‌های تامین سرمایه و صندوق‌های سرمایه‌گذاری و سازمان‌ها و نهادهای دولتی، بر کل تعداد سهام منتشره شرکت تقسیم می‌گردد.

نسبت اعضای غیرموظف هیئت مدیره: مدیران غیرموظف نسبت به مدیران موظف هیئت مدیره از نظر نظارت بر مدیریت شرکت در جایگاه بهتری قرار دارند، زیرا آن‌ها از کارکنان شرکت نبوده و درنتیجه از انگیزه بیشتری برای نظارت بر رفتار مدیران برخوردارند (فاما و جنسن، ۱۹۸۳؛ حیدری و همکاران، ۱۳۹۵). در پژوهش حاضر برای اندازه‌گیری این متغیر، از نسبت اعضای غیرموظف هیئت مدیره به تعداد کل اعضای هیئت مدیره شرکت استفاده شده است.

اندازه هیئت مدیره: اندازه هیئت مدیره که به‌عنوان یکی از مولفه‌های با اهمیت حاکمیت شرکتی محسوب می‌شود، عبارت از تعداد مدیران (اعم از موظف یا غیرموظف) شرکت است. بیشتر بودن تعداد اعضا، تعادل بیشتر، سرعت بخشیدن به تصمیم‌گیری‌های موثرتر و افزایش هماهنگی بین سهامداران شرکت را به‌دنبال دارد. همچنین، هیئت مدیره بزرگ‌تر با افزایش امکان پردازش بیشتر اطلاعات، کیفیت اطلاعات ارائه شده توسط مدیریت را افزایش می‌دهد (حیدری و همکاران، ۱۳۹۵). از این‌رو، نقشی حیاتی در اتخاذ تصمیمات راهبردی شرکت‌ها دارد.

کیفیت حسابرسی: عمده ادبیات موجود در حوزه پژوهش‌های حسابداری بیان می‌کند که کیفیت خدمات حسابرس مستقل می‌تواند منبع اصلی سهامداران برای نظارت بر فعالیت و تصمیم‌های مدیران باشد (بوشمن و اسمیت، ۲۰۰۱). ازاین‌رو، در این پژوهش کیفیت حسابرسی به‌عنوان یکی دیگر از مولفه‌های حاکمیت شرکتی درنظر گرفته شده است. متغیر مذکور، متغیری مجازی بوده که اگر حسابرس شرکت، سازمان حسابرسی باشد به‌عنوان موسسه حسابرسی باکیفیت درنظر گرفته شده و به آن شرکت عدد یک و درغیر این صورت، عدد صفر اختصاص داده می‌شود (حیدری و همکاران، ۱۳۹۵).

حسابرسی داخلی: حسابرسی داخلی به عنوان زیربنای وجود نظام راهبری قوی در سازمان است و پل ارتباطی میان مدیریت ارشد و هیئت مدیره شرکت محسوب می‌شود (جلیلی و همتی، ۱۳۹۰). براین اساس انتظار می‌رود که وجود واحد حسابرسی داخلی در شرکت از طریق نظارت بر فعالیت مدیران منجربه اثربخشی حاکمیت شرکتی گردد. در پژوهش حاضر

به‌منظور اندازه‌گیری این متغیر، در صورت وجود واحد حسابرسی داخلی در شرکت عدد یک و در غیر این‌صورت عدد صفر درنظر گرفته می‌شود.

## یافته‌های پژوهش

### جمعیت شناسی پژوهش

به منظور آ شنایی با خصو صیات نمونه آماری، اطلاعات جمعیت شنا سی پژوهش در نگاره (۱) ارائه شده است. نتایج نشان می‌دهد که تعداد مدیران مالی مرد در شرکت‌های نمونه، بیشتر از تعداد مدیران مالی زن ا ست. با توجه به سن مدیران مالی نیز می‌توان گفت که بیشتر مدیران مالی نمونه مورد بررسی بین ۴۰ تا ۵۰ سال را دارند. در ارتباط با میزان تجربه‌کاری مدیران مالی نیز حدود ۳۶ در صد از مدیران مالی کمتر از ۱۰ سال و ۶۴ در صد آنان بیش از ۱۰ سال سابقه دارند.

***نگاره (۱): جمعیت شناختی پژوهش***

| متغیر | متغیر فرعی | تعداد | درصد |
|---|---|---|---|
| جنسیت | مرد | ۶۴ | ۷۸ |
| | زن | ۱۸ | ۲۲ |
| سن | کمتر از ۳۰ سال | ۹ | ۱۱ |
| | بین ۳۰ تا ۴۰ سال | ۳۰ | ۳۶ |
| | بین ۴۰ تا ۵۰ سال | ۳۶ | ۴۴ |
| | بیشتر از ۵۰ سال | ۷ | ۹ |
| تجربه کاری | کمتر از ۱۰ سال | ۳۰ | ۳۶ |
| | بین ۱۰ تا ۲۰ سال | ۳۳ | ۴۰ |
| | بیشتر از ۲۰ سال | ۱۹ | ۲۴ |
| تحصیلات | کارشناسی | ۱۶ | ۱۹ |
| | کارشناسی ارشد | ۶۰ | ۷۳ |
| | دکتری | ۶ | ۸ |

## آمار توصیفی

نگاره (۲)، آمار توصیفی متغیرهای مورد آزمون که شامل برخی شاخص‌های مرکزی و پراکندگی می‌باشد را نشان می‌دهد. همان‌گونه که در این نگاره ملاحظه می‌شود، مقدار میانگین متغیر تفاوت دفتری مالیات (۰/۰۸۳)، حاکی از آن است که به‌طور متوسط سود قبل از مالیات شرکت‌ها بیشتر از سود مشمول مالیات آن‌ها است. میانگین نرخ موثر مالیاتی نیز حدود ۱۱ درصد بوده که با توجه به نرخ قانونی مالیات بر عملکرد شرکت‌های بورسی (۲۲/۵ درصد)، می‌توان گفت به طور کلی وضعیت مالیاتی شرکت‌ها با سیاست‌های مالیاتی سازگار نیست. میانگین اعتماد اجتماعی شرکت‌ها (۰/۵۶۱) نیز نشان می‌دهد که شرکت‌های نمونه از سطح اعتماد اجتماعی مناسبی برخوردار هستند. علاوه بر این، به طور متوسط حدود ۶۲ درصد از سهام شرکت‌های مورد بررسی تحت مالکیت سرمایه‌گذاران نهادی قرار دارند. همچنین، حدود ۶۷ درصد از اعضای هیأت مدیره را مدیران غیرموظف تشکیل می‌دهند و تعداد اعضای هیأت مدیره تقریباً ۵ نفر می‌باشد.

***نگاره (۲): آمار توصیفی مربوط به متغیرهای تحقیق***

| متغیر | نماد متغیر | میانگین | میانه | حداقل | حداکثر | انحراف معیار |
|---|---|---|---|---|---|---|
| تفاوت دفتری مالیات | BTD | ۰/۰۸۳ | ۰/۰۶۹ | -۰/۰۴۴ | ۰/۵۲۸ | ۰/۱۲۱ |
| نرخ مؤثر مالیات | ETR | -۰/۱۰۹ | -۰/۱۱۵ | -۰/۴۲۲ | ۰/۰۰۰ | ۰/۰۸۸ |
| اعتماد اجتماعی | TRUST | ۰/۵۶۱ | ۰/۵۵۲ | ۰/۳۴۴ | ۰/۷۶۸ | ۰/۱۲۶ |
| مالکیت نهادی | INST | ۰/۶۲۱ | ۰/۶۱۳ | ۰/۰۰۰ | ۰/۹۹۱ | ۰/۶۰۹ |
| نسبت اعضای غیرموظف | IND | ۰/۶۷۰ | ۰/۶۰۰ | ۰/۰۰۰ | ۱/۰۰۰ | ۰/۱۹۲ |
| اندازه هیئت مدیره | BSIZE | ۵/۱۱۵ | ۵/۰۰۰ | ۳/۰۰۰ | ۷/۰۰۰ | ۰/۳۵۹ |

نگاره (۳) شاخص‌های درصد فراوانی و نما (مد) را برای متغیرهای دو وجهی ارائه می‌کند:

***نگاره (۳): درصد فراوانی و نما (مد) برای متغیرهای دو وجهی***

| متغیر | نماد متغیر | درصد فراوانی ۱ | درصد فراوانی ۰ | مد |
|---|---|---|---|---|
| کیفیت حسابرسی | *AUDQ* | ۳۶٪/۳ | ۶۳٪/۷ | ۰ |
| وجود حسابرسی داخلی | *INT AUD* | ۸۹٪/۵ | ۱۰٪/۵ | ۱ |

با توجه به نگاره فوق می‌توان دریافت که اکثر شرکت‌های نمونه دارای واحد حسابرسی داخلی می‌باشند.

## برازش مدل‌های اندازه‌گیری

در برازش مدل‌های اندازه‌گیری از سه معیار پایایی، روایی همگرا و روایی واگرا استفاده می‌شود. پایایی نیز از سه طریق، سنجش بارهای عاملی، آلفای کرونباخ و پایایی ترکیبی بررسی می‌گردد. مقدار ملاک برای مناسب بودن ضرایب بارهای عاملی، ۰/۴ می‌باشد (هولاند[۲۵]، ۱۹۹۹). با توجه به نگاره (۴)، تمامی ضرایب بارهای عاملی از ۰/۴ بیشتر است که بیانگر مناسب بودن مدل‌های اندازه‌گیری مورد استفاده در این پژوهش می‌باشد.

***نگاره (۴): بار عاملی هر یک از متغیرهای آشکار پژوهش***

| سازه‌ها | عنوان در مدل | زیر سازه | بار عاملی |
|---|---|---|---|
| اعتماد اجتماعی | TRUST | TBB | ۰/۹۰۳ |
| | | CO | ۰/۹۳۴ |
| | | PE | ۰/۹۵۲ |
| | | HO | ۰/۷۴۱ |
| | | AS | ۰/۷۴۴ |
| اجتناب مالیاتی | TA | BTD | ۰/۹۲۰ |
| | | ETR | ۰/۹۳۳ |
| حاکمیت شرکتی | CG | INST | ۰/۸۴۸ |
| | | IND | ۰/۷۸۱ |
| | | BS | ۰/۷۷۵ |
| | | AUDQ | ۰/۷۵۵ |
| | | IA | ۰/۸۱۲ |

ضرایب آلفای کرونباخ و پایایی ترکیبی نیز در صورتی‌که بالاتر از ۰/۷ باشد، حاکی از پایایی مناسب مدل می‌باشند (داوری و رضازاده، ۱۳۹۳). با توجه به نگاره (۵) مقادیر مربوط برای تمامی سازه‌ها بالاتر از ۰/۷ بوده که نشان‌دهنده پایایی مناسب مدل‌های اندازه‌گیری پژوهش است.

**نگاره (۵): ضرایب آلفای کرونباخ و پایایی ترکیبی متغیرهای پنهان**

| متغیرهای پنهان | عنوان در مدل | ضریب آلفای کرونباخ | ضریب پایایی ترکیبی |
|---|---|---|---|
| اعتماد اجتماعی | TRUST | ۰/۹۱۴ | ۰/۹۳۳ |
| اجتناب مالیاتی | TA | ۰/۸۶۷ | ۰/۹۲۴ |
| حاکمیت شرکتی | CG | ۰/۹۰۸ | ۰/۸۹۶ |
| حاکمیت شرکتی× اعتماد اجتماعی | CG*TRUST | ۰/۹۶۴ | ۰/۹۶۵ |

روایی همگرا، ابزار دیگری برای بررسی مدل‌های اندازه‌گیری است. روایی همگرا با استفاده از معیار AVE (میانگین واریانس استخراجی)، میانگین واریانس به اشتراک گذاشته شده بین هر سازه با متغیرهای (شاخص‌ها) خود را نشان می‌دهد. فورنل و لارکر (۱۹۸۱) مقدار بحرانی برای این معیار را ۰/۵ معرفی نموده‌اند؛ بدین معنی که مقدار AVE بیشتر از ۰/۵ روایی همگرای قابل قبول را نشان می‌دهد (داوری و رضازاده، ۱۳۹۳). همان‌گونه که در نگاره (۶) ملاحظه می‌شود، میانگین واریانس استخراجی برای تمامی متغیرهای پنهان، بیشتر از ۰/۵بوده که بیانگر روایی همگرای مناسب مدل است.

**نگاره (۶): میانگین واریانس استخراجی (AVE) متغیرهای پنهان**

| متغیرهای پنهان | عنوان در مدل | میانگین واریانس استخراجی | Communality |
|---|---|---|---|
| اعتماد اجتماعی | TRUST | ۰/۷۳۹ | ۰/۷۳۹ |
| اجتناب مالیاتی | TA | ۰/۸۵۸ | ۰/۸۵۸ |
| حاکمیت شرکتی | CG | ۰/۶۳۲ | ۰/۶۳۲ |
| حاکمیت شرکتی× اعتماد اجتماعی | CG*TRUST | ۰/۵۲۸ | ۰/۵۲۸ |

روایی واگرا، سومین معیار بررسی برازش مدل‌های اندازه‌گیری است که میزان همبستگی بین شاخص‌های یک سازه با آن سازه در مقابل همبستگی بین آن شاخص‌ها با سازه‌های دیگر را مقایسه می‌کند. با توجه به نگاره (۷)، مقدار جذر میانگین مقادیر اشتراکی متغیرهای پنهان در پژوهش حاضر که در خانه‌های موجود در قطر اصلی ماتریس قرار گرفته‌اند، از مقدار همبستگی میان آن‌ها که در خانه‌های زیرین و چپ قطر اصلی ترتیب داده شده‌اند، بیشتر است. این بدان معنا ست که هر سازه در مدل تحقیق نسبت به دیگر سازه‌ها با شاخص‌های خود در

تعامل بیشتری است. این موضوع، روایی واگرای مناسب و برازش مناسب مدل‌های اندازه‌گیری پژوهش را نشان می‌دهد.

***نگاره (۷): ماتریس فورنل و لارکر جهت بررسی روایی واگرا***

| سازه‌ها | حاکمیت شرکتی × اعتماد اجتماعی | حاکمیت شرکتی | اجتناب مالیاتی | اعتماد اجتماعی |
|---|---|---|---|---|
| اعتماد اجتماعی | | | | ۰/۸۵۹ |
| اجتناب مالیاتی | | | ۰/۹۲۶ | -۰/۱۷۶ |
| حاکمیت شرکتی | | ۰/۷۹۵ | ۰/۵۵۴ | -۰/۰۹۳ |
| حاکمیت شرکتی × اعتماد اجتماعی | ۰/۷۲۷ | ۰/۰۸۲ | ۰/۱۵۴ | ۰/۲۴۹ |

با توجه به نتایج پایایی، روایی همگرا و روایی واگرا مشاهده می‌شود که مدل‌های اندازه‌گیری مدل معادلات ساختاری پژوهش به نحوی مطلوب، توانایی اندازه‌گیری متغیرهای پنهان پژوهش را دارند. لذا، در ادامه برازش مدل ساختاری پژوهش بررسی می‌گردد.

## برازش مدل ساختاری

بخش مدل ساختاری بر خلاف مدل‌های اندازه‌گیری تحقیق، به متغیرهای آشکارکاری ندارد، بلکه تنها متغیرهای پنهان تحقیق همراه با روابط میان آن‌ها بررسی می‌شود.

اولین معیار برای بررسی برازش مدل ساختاری در یک پژوهش، ضرایب $R^2$ مربوط به متغیرهای درون‌زا (وابسته) مدل است. $R^2$ معیاری است که نشان‌دهنده تأثیر یک متغیر برون‌زا بر یک متغیر درون‌زا بوده و سه مقدار ۰/۱۹؛ ۰/۳۳ و ۰/۶۷ به عنوان مقدار ملاک برای مقادیر ضعیف، متوسط و قوی $R^2$ درنظر گرفته می شود (داوری و رضازاده، ۱۳۹۳). مطابق با نگاره (۸) مقدار $R^2$ برای متغیر درون‌زای پژوهش محاسبه شده است که با توجه به مقادیر ملاک، می‌توان مناسب بودن برازش مدل ساختاری پژوهش را تأیید نمود. لازم به ذکر است که این ضریب برای متغیرهای برون‌زا محاسبه نمی‌گردد.

***نگاره (۸): نتایج معیار $R^2$ متغیر درون‌زا***

| متغیر درون‌زا | عنوان در مدل | $R^2$ |
|---|---|---|
| اجتناب مالیاتی | TA | ۰/۳۴۴ |

دومین معیار برای بررسی برازش مدل ساختاری پژوهش، مقدار $Q^2$ متغیرهای درون‌زای مدل است. این معیار قدرت پیش‌بینی مدل را مشخص می‌سازد. هنسلر و همکاران (۲۰۰۹) هر یک از سه مقدار ۰/۰۲، ۰/۱۵ و ۰/۳۵ برای این معیار را به ترتیب بیانگر قدرت پیش‌بینی ضعیف، متوسط و قوی در مورد سازه مربوطه معرفی نموده‌اند (داوری و رضازاده، ۱۳۹۳). با توجه به نگاره (۹)، مقدار $Q^2$ متغیر درون‌زا از ۰/۱۵ بیشتر شده است که نشان از قدرت پیش‌بینی قوی مدل دارد و برازش مناسب مدل ساختاری تحقیق را تأیید می‌کند.

***نگاره (۹): نتایج معیار $Q^2$ در پیش‌بینی مدل***

| $Q^2 = 1 - \frac{SSE}{SSO}$ | SSO | SSE | کل |
|---|---|---|---|
| ۰/۸۵۱ | ۳۰۰ | ۴۵ | اجتناب مالیاتی |

## برازش مدل کلی

پس از بررسی برازش مدل‌های اندازه‌گیری و مدل ساختاری، مدل کلی معادلات ساختاری پژوهش باید با استفاده از معیار نیکویی برازش (GOF) بررسی گردد. مدل کلی شامل هر دو بخش مدل اندازه‌گیری و ساختاری می شود و با تأیید برازش آن، بررسی برازش در یک مدل کامل می‌شود. برای بررسی برازش مدل کلی، از معیار GOF به شرح رابطه زیر، استفاده می‌شود:

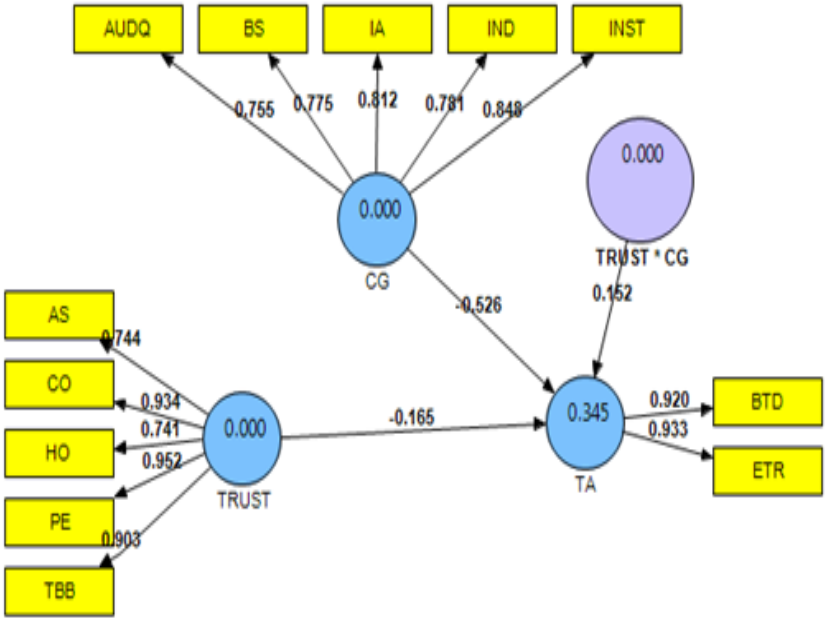
$$GOF = \sqrt{\overline{communalities} \times \overline{R^2}}$$

که در آن:

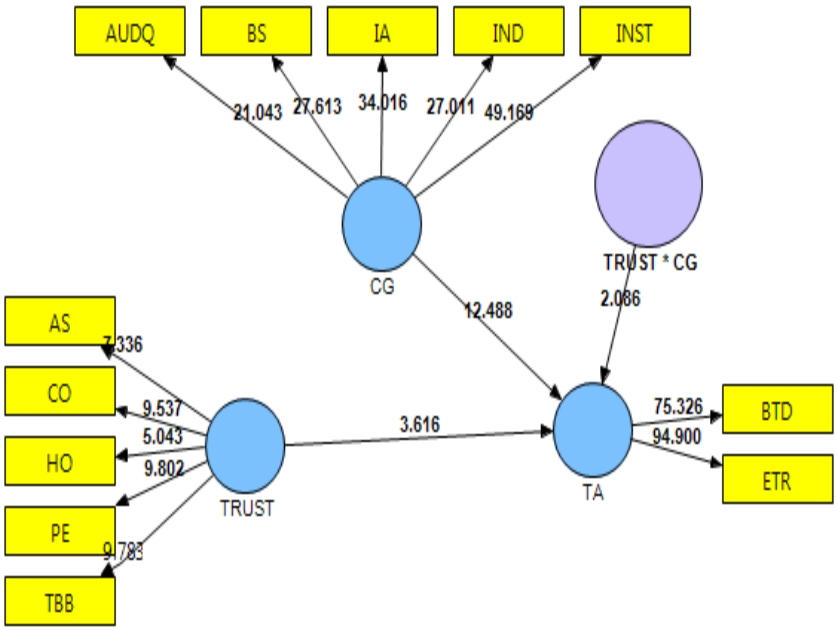
$\overline{Communalities}$: میانگین مقادیر اشتراکی متغیرهای پنهان و $\overline{R^2}$: میانگین مقادیر ضریب تعیین متغیرهای درون‌زای مدل است. سه مقدار ۰/۰۱، ۰/۲۵ و ۰/۳۶ به ترتیب به‌عنوان مقادیر ضعیف، متوسط و قوی برای GOF درنظر گرفته می‌شود. با توجه به این‌که مقدار بدست آمده برای مدل پژوهش، ۰/۴۸۷ است لذا برازش بسیار مناسب مدل کلی تحقیق تأیید می‌شود.

## نتایج آزمون فرضیه‌ها

پس از بررسی برازش مدل‌های اندازه‌گیری و مدل ساختاری و داشتن برازش مناسب مدل کلی و با توجه به شکل‌های (۲) و (۳) به بررسی نتایج آزمون فرضیه‌های پژوهش پرداخته می‌شود که نتایج آن در نگاره (۱۰) ارائه شده است:




***شکل (۲): مدل پژوهش همراه با ضریب استاندارد شده مسیر***




***شکل (۳): مدل پژوهش همراه با مقادیر t-values***

***نگاره (۱۰): نتایج مربوط به آزمون فرضیه پژوهش***

| مسیر | علامت اختصاری | ضریب مسیر | آماره t | نتیجهٔ آزمون فرضیه |
|---|---|---|---|---|
| اعتماد اجتماعی ---> اجتناب مالیاتی | TRUST ---> TA | -۰/۱۶۵ | ۳/۶۱۶ | پذیرش فرضیه |
| حاکمیت شرکتی × اعتماد اجتماعی ---> اجتناب مالیاتی | CG*TRUST --> TA | ۰/۱۵۲ | ۲/۰۸۶ | پذیرش فرضیه |

همان‌طور که در نگاره فوق ملاحظه می‌شود ضریب مسیر بین اعتماد اجتماعی و اجتناب مالیاتی شرکت، منفی (۰/۱۶۵-) و آماره t آن (۳/۶۱۶) بزرگ‌تر از مقدار ۱/۹۶ بوده که حاکی از وجود رابطه منفی معنادار بین اعتماد اجتماعی و اجتناب مالیاتی شرکت‌ها می‌باشد. بر این اساس، فرضیه اول پژوهش پذیرفته می شود. همچنین، نتایج نشان می‌دهدکه آماره t مربوط به متغیر اثر تعاملی حاکمیت شرکتی و اعتماد اجتماعی (۲/۰۸۶) بزرگ‌تر از مقدار ۱/۹۶ بوده و ضریب مسیر آن نیز (۰/۱۵۲) مثبت به‌دست آمده است. بدین ترتیب، فرضیه دوم تحقیق نیز در سطح خطای ۵ درصد تأیید می‌گردد.

## نتیجه‌گیری و پیشنهادها

تحقیقات اخیر نشان می‌دهد که محیط اجتماعی شرکت نقش بسزایی در استراتژی‌های مالیاتی آن دارد. بر این اساس، پژوهش‌های مختلف صورت گرفته اخیر به بررسی تأثیر اعتماد اجتماعی به‌عنوان یک مولفه اقتصادی- اجتماعی بر کاهش اجتناب مالیاتی شرکت‌ها پرداخته‌اند. از این‌رو در پژوهش حاضر رابطه بین اعتماد اجتماعی با میزان اجتناب مالیاتی شرکت‌ها و همچنین اثر تعدیلی حاکمیت شرکتی به عنوان یکی از مکانیزم‌های نظارتی بر رابطه بین آن‌ها مورد بررسی قرار گرفت. نتایج آزمون فرضیه اول پژوهش حاکی از آن است که اعتماد اجتماعی، میزان اجتناب مالیاتی شرکت‌ها را کاهش می‌دهد. در خصوص تأیید فرضیه فوق، می‌توان چنین استدلال نمود که در شرکت‌هایی با سطح اعتماد اجتماعی بالا، به‌دلیل وجود هنجارهای اخلاقی حاکم بر محیط این شرکت‌ها، مدیران به تعهدات خود در مقابل جامعه پایبند بوده و رفتارهای صادقانه‌تری از خود نشان می‌دهند. بنابراین، مدیران این شرکت‌ها انگیزه کمتری برای اعمال رفتار فرصت‌طلبانه و در نتیجه اجتناب مالیاتی دارند. نتیجه بد ست آمده در این تحقیق با یافته‌های پژوهش دایرنگ و همکاران (۲۰۱۶) و ژیاء و همکاران

(۲۰۱۷) مبنی بر وجود رابطه منفی بین اعتماد اجتماعی و اجتناب مالیاتی شـــرکت‌ها، مطابقت دارد.

در فرضیه دوم پژوهش، اثر تعدیلی حاکمیت شرکتی بر رابطه بین اعتماد اجتماعی و اجتناب مالیاتی شرکت‌ها مورد بررسی قرار گرفت. نتایج حاصل از آزمون این فرضیه نشان می‌دهد که حاکمیت شـــرکتی، بر رابطه بین اعتماد اجتماعی و اجتناب مالیاتی اثرگذار بوده و رابطه منفی بین آن‌ها را تضعیف می‌کند. این یافته مطابق با پیش‌بینی نظریه جایگزینی است که بیان می‌دارد مکانیزم های نظارتی غیر رســـمی نظیر اعتماد اجتماعی می‌توانند جایگزینی مناســـب برای مکانیزم‌های نظارتی رسمی نظیر حاکمیت شرکتی، در امر نظارت بر رفتار فرصت‌طلبانه مدیران در فرآیند گزارشگری مالی شرکت باشند. به‌طوری‌که در شرکت‌های دارای حاکمیت شرکتی ضـــعیف به‌دلیل عدم اعمال نظارت موثر، نقش نظارتی هنجارهای اجتماعی پررنگ‌تر شـــده و بنابراین، ارتقاء سطح اعتماد اجتماعی در این شرکت‌ها تأثیر بیشتری برکاهش اجتناب مالیاتی دارد. ژیاء و همکاران (۲۰۱۷) نیز در پژوهش‌های خود به نتایج مشـابهی دســت یافتند و اذعان داشـــتند که در شـــرکت‌های با حاکمیت شـــرکتی ضـــعیف، رابطه منفی بین اعتماد اجتماعی و اجتناب مالیاتی، قوی‌تر است.

بر اســـاس یافته‌های پژوهش حاضـــر، از آنجا که اعتماد اجتماعی عاملی برای محدود نمودن رفتارهای فرصت‌طلبانه مدیران در فعالیت‌های اجتناب مالیاتی شرکت محسوب می شود، لذا به هیئت‌مدیرهٔ شرکت‌های بورسی پیشنهاد می‌شود که از طریق تدوین خط‌مشی مناسب، بسترهای لازم برای حفظ و تقویت اعتماد و اعتمادسازی در شرکت را فراهم نمایند. علاوه براین، نظر به اینکه حاکمیت شـــرکتی فرصـــت‌طلبی مدیران از منابع حاصـــل از اجتناب مالیاتی شـــرکت را محدود می‌نماید، به ســـرمایه گذاران و فعالان بازار ســـرمایه پیشـــنهاد می‌گردد که در تصـــمیم‌گیری‌های اقتصـــادی خود، مکانیزم‌های حاکمیت شـــرکتی را نیز مدنظر قرار دهند. همچنین بر اساس نتایج فرضیه دوم، به مجمع عمومی صاحبان سهام شرکت‌ها پیشنهاد می‌گردد که با انتخاب مدیرانی با ســـطح اعتماد اجتماعی بالا، به‌ویژه در شـــرکت‌های دارای حاکمیت شـــرکتی ضـــعیف‌تر، میزان اجتناب مالیاتی را کاهش دهند. در فرآیند پژوهش علمی همواره مواردی وجود دارد که خارج از کنترل پژوهشـــگر می‌باشـــد و به طور بالقوه می‌تواند نتایج پژوهش را تحت تأثیر قرار دهد. هدف این پژوهش، مدل‌سازی نقش تعدیلی حاکمیت شرکتی

بر رابطه بین اعتماد اجتماعی و اجتناب مالیاتی است؛ لذا در صورت اعمال سایر متغیرهای احتمالی تأثیرگذار بر اجتناب از پرداخت مالیات مانند شرایط اقتصادی کشور، نرخ تورم، روابط اجتماعی بین مؤدی و سازمان مالیاتی و سایر عوامل، احتمالاً نتایج پژوهش دستخوش تغییراتی خواهد شد. در ادامه این پژوهش، برخی از موضوعات مهمی که می‌توانند در پژوهش‌های آتی مورد بررسی قرار گیرند عبارتند از:

۱- بررسی تأثیر سطح مسئولیت پذیری اجتماعی شرکت بر رابطهٔ بین اعتماد اجتماعی و اجتناب مالیاتی.

۲- بررسی تأثیر سرمایه اجتماعی شرکت بر اجتناب مالیاتی.

## منابع


بنی‌مهد، بهمن و درویش، حدیثه. (۱۳۹۵). اعتماد اجتماعی و نگرش حسابرسان درباره استقلال. پذیرفته شده بورس اوراق بهادار تهران. *حسابداری مدیریت*، *۴ (۱۱)*، ۱۳-۲۴.

جلیلی، آرزو و همتی، هدی. (۱۳۹۰). حاکمیت شرکتی و عملکرد سرمایهٔ فکری در شرکت‌های

حیدری، مهدی؛ قادری، بهمن و کفعمی، مهدی. (۱۳۹۵). بررسی تأثیر نظام راهبری شرکتی در تقلیل هزینه‌های نمایندگی: رویکرد مدل‌سازی معادلات ساختاری. *پژوهش‌های حسابداری مالی*، *۸(۲)*، ۱۲۴-۱۰۱.

خدامی‌پور، احمد؛ امینی‌نیا، میثم؛ فدوی، محمدحسن. (۱۳۹۴). بررسی رابطه بین اجتناب از پرداخت مالیات و میزان نگهداشت وجه نقد با لحاظ شرایط محدودیت مالی. *دانش حسابداری مالی*، *۲ (۱)*، ۸۲-۶۷.

خسروآبادی، طاهره و بنی‌مهد، بهمن. (۱۳۹۴). پیش‌بینی بی‌اخلاقی و فساد مالی با توجه به اعتماد اجتماعی در حرفه حسابرسی. *فصلنامه اخلاق در علوم و فنّاوری*، *۱۰ (۴)*، ۴۵-۵۳.

داوری، علی و رضازاده، آرش. (۱۳۹۳). *مدل‌سازی معادلات ساختاری با نرم‌افزار PLS*. انتشارات جهاد دانشگاهی، تهران، چاپ دوم.

رضائی پیته نوئی، یاسر؛ صفری گرایلی، مهدی و نوروزی، محمد. (۱۳۹۶). اعتماد اجتماعی، نظارت خارجی و ریسک سقوط قیمت سهام: آزمون نظریه جایگزینی و مکمل. *بررسی‌های حسابداری و حسابرسی*، *۲۴ (۳)*، ۳۴۹-۳۷۰.

صفری گرایلی، مهدی و پودینه، شیوا. (۱۳۹۵). اجتناب مالیاتی و به موقع بودن اعلان سود در شرکت‌های پذیرفته شده بورس اوراق بهادار تهران. *پژوهشنامه مالیات*، *۲۴ (۳۱)*، ۱۰۲-۱۱۸.

صفری گرایلی، مهدی و رضائی پیته نوئی، یاسر. (۱۳۹۶). ا ارائه مدل رابطه دینداری مدیران و ریسک سقوط قیمت سهام با تأکید بر نقش تعدیلی حاکمیت شرکتی. *حسابداری مالی*، ۹ *(۳۵)*، ۴۹-۷۲.

*فصلنامه دانش حسابداری و حسابرسی مدیریت*، ۲ *(۱۹)*، ۱۷-۲۶.

مشایخی، بیتا و سیدی، سیدجلال. (۱۳۹۴). راهبری شرکتی و اجتناب مالیاتی. *دانش حسابداری*، *۶ (۲۰)*، ۸۳-۱۰۳.

مشایخی، بیتا و صبری علی پناه. (۱۳۹۴). تأثیر راهبری شرکتی بر رابطه بین اجتناب از مالیات و ارزش شرکت. *پژوهش‌های حسابداری مالی و حسابرسی*، *۷ (۲۵)*، ۴۹-۶۴.

Armstrong, C. S. , Blouin, J. L. , Jagolinzer, A. D. , & Larcker, D. F. (2015). Corporate governance, incentives, and tax avoidance. *Journal of Accounting and Economics*, 60, 1–17.

Bae, S. C. , Chang, K. & Kang, E. (2012). Culture, corporate governance, and dividend policy: International evidence. *Journal of Financial Research*, 35 (2) , 289–316.

Banimahd, B. and Darvish, H. (2016). Social trust and auditors' attitudes towards independence, *Journal of accounting knowledge and management auditing, 5 (19)* , 17-26. (in Persian)

Bottazzi, L. , Da Rin, M. , & Hellmann, T. (2016). The importance of trust for investment: Evidence from venture capital. *Review of Financial Studies*, *29*, 2283–2318.

Bushman, R. and Smith, A. (2001). Financial Accounting Information and Corporate Governance, *Journal of Accounting and Economics*, *32*, 237-333.

Cao, C. , Xia, C. , and Chan, K. C. (2016). "Social trust and stock price crash risk: Evidence from China". *International Review of Economics and Finance*, *46*, 148-165.

Chen, S. , Chen, X. , Cheng, Q. , & Shevlin, T. (2010). Are family firms more tax aggressive than non-family firms? *Journal of Financial Economics*, *95*, 41–61.

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.

Cialdini, R. B. , & Goldstein, N. J. (2004). Social influence: Compliance and conformity. *Annual Review of Psychology*, *55*, 591–621.

Crabtree, A. D. , Kubick, T, R. (2014). Corporate tax avoidance and the timeliness of annual earnings announcements, *Review of Quantitative Finance and Accounting*, *42*, 51–67.

Davari, A. and Rezazadeh, A. (2013). *Structural Equation Modeling with PLS Software*. Jahad University Press, Tehran, Second Edition. (in Persian)

Desai, M. A. , & Dharmapala, D. (2006). Corporate tax avoidance and high-powered incentives. *Journal of Financial Economics*, *79*, 145–179.

Desai, M. A. , Dyck, A. , & Zingales, L. (2007). Theft and taxes. *Journal of Financial Economics*, *84*, 591–623.

Dong, W. , Han, H. L. , Ke, Y. , & Chan, K. C. (2016). Social trust and corporate misconduct: Evidence from China. *Journal of Business Ethics*. forthcoming.

Dudley, E. , and Zhang, N. (2016). Trust and corporate cash holdings, *Journal of Corporate Finance*, *41:* 363-387.

Dyreng, S. D. , Hoopes, J. L. , & Wide, J. H. (2016). Public pressure and corporate tax behavior. *Journal of Accounting Research*, *54*, 147–185.

Fama, E. F. and Jensen, M. C. (1983). The Separation of ownership and control, *The Journal of Law and Economics*, *26*, 301-325.

Fornell, C. , Larcker, D. F. (1981). Evaluating structural equation models with unobservable variables and measurement error, *Journal of Marketing Research, 18 (1) ,* 39-50.

Gambetta, D. (1988). *Can we trust? In: Trust: Making and Breaking Cooperative Re- lations*. Basil Blackwell, New York.

Garrett, J. , Hoitash, R. , & Prawitt, D. F. (2014). "Trust and financial reporting quality". *Journal of Accounting Research, 52:* 1087–1125.

Gray, S. J. , Kang, T. & Yoo, Y. K. (2013). National culture and international differences in the cost of equity capital. *Management International Review, 53 (6) ,* 899–916.

Hanlon, M. , Heitzman, S. , (2010). A review of tax research. *Journal of Accounting and Economics*, *50*,127–178.

Heidari, M. , ghaderi, B. , & kafami, M. (2016). Surveying the Effect of Corporate Governance in Reducing Agency Costs: A Structural Equation Modeling Approach. *Journal of Financial Accounting Research, 8 (2) ,* 101-124. (In Persian).

Hulland, J. (1999). Use of partial least squares (PLS) in strategic management research: A review of four recent studies. *Strategic Management Journal, 20 (2) ,* 195-204.

Jalili, A. & Hemati, H. (2011). Corporate governance vs. intellectual capital performance of the Tehran Stock Exchange firms. *Management Accounting, 4 (11) ,* 13-24. (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*, 305–360.

Khodami Pour, A. , Aminia, M. and Fadavi, M. H. (2015). Investigating the Relationship between Tax Avoidance and Cash Holding whit Considering the Financial Constraint Condition. Empirical Research of Financial Accounting, *2 (1) ,* 67-82. (In Persian).

Khosro Abadi, T. and Banimahd, B. (2015). Prediction of social trust & fiscal corruption in audit profession. *Journal of Ethics in Science and Technology*. *10 (4)* , 45-53. (in Persian)

Kim, C. F. , & Zhang, L. (2015). Corporate political connections and tax aggressiveness. *Contemporary Accounting Research*, 33, 78–114.

La, R. , Lopez-de-Silanes, R. , Shleifer, A. & Vishny, R. (1997). Trust in large organi- zations. *American Economic Review, 87 (2) ,* 333–338.

Li, X. , Wang, S. S. & Wang, X. (2017). Trust and stock price crash risk: Evidence from China. *Journal of Banking and Finance, 76,* 74 –91.

Mashayekhi, B. & Sabri, A. (2015). Effect of corporate governance on relationship between tax avoidance and firm value. *Quarterly Journal of Accounting and Auditing*, 7 (25) , 55-70. (in Persian)

Mashaykhi, B. & Seyyedi, J. (2015). Corporate Governance and Tax Avoidance. *Journal of Accounting Knowledge*, 6 (20) , 83-103. (in Persian)

Minnick, K. , & Noga, T. (2010). Do corporate governance characteristics influence tax management? *Journal of Corporate Finance*, 16, 703–718.

Pevzner, M. , Xie, F. , & Xin, X. (2015). When firms talk, do investors listen? The role of trust in stock market reactions to corporate earnings announcements. *Journal of Financial Economics*, 117: 190–223.

Rezaei Pitenoei, Y. , Safari Gerayli, M. and Norouzi, M. (2017). Social Trust, External Monitoring and Stock Price Crash Risk: Testing Complementary and Substitution Theory. *The Iranian Accounting and Auditing Review*, 24 (3) , 349-370. (In Persian).

Safari Gerayli, M. , Poodineh, Sh. (2016). Tax Avoidance and Timeliness of Earnings Announcement: A Case Study of Tehran Stock Exchange. *Tax Research*, 24 (31) , 101-118. (In Persian).

Safari Gerayli, M. and Rezaei Pitenoei, Y. (2017). Explaining the Model of the Relation between Managers' Religion and Stock Price Crash Risk with Emphasis on the Moderating Role of Corporate Governance. *Financial Accounting Quarterly*, Accepted Manuscript. (In Persian).

Shleifer, A. , and Vishny, R. (1997). A survey of corporate governance. *Journal of Finance*, 52, 737–783.

Wolk, H. I. Dodd J, Rozycki, J. (2013). *Theory Accounting, Conceptual Issues in a Political and Economic Enviroment*, Eddition 8, United Stated of American, Sega publications.

Wu, W. , Firth, M. , & Rui, O. M. (2014). Trust and the provision of trade credit, *Journal of Banking & Finance*, 39, 146–159.

Xia, Changyuan. , Cao, Chunfang. , & Kam C. Chan. (2017). Social trust environment and firm tax avoidance: Evidence from China. *North American Journal of Economics and Finance*, 42 (2017) 374–392.

پژوهش‌های تجربی حسابداری
سال نهم، شماره ۳۴، زمستان ۱۳۹۸، صص ۲۴۷ - ۲۶۹

# بررسی عوامل مؤثر بر اثربخشی حسابرسی داخلی

**وحید منتی*، الهه زمان****

تاریخ دریافت: ۹۷/۰۱/۱۴
تاریخ پذیرش: ۹۷/۰۳/۱۳

## چکیده

حسابرسی داخلی یکی از مکانیزم‌های اصلی نظام راهبری درون‌سازمانی است که سازمان را در دستیابی به هدف‌هایش یاری می‌کند. اثربخشی یکی از جنبه‌های بسیار بااهمیت حسابرسی داخلی است که بسیاری از ابعاد آن در ایران پیش‌تر کمتر موردپژوهش قرارگرفته است. در این پژوهش آثار برخی از مؤلفه‌های اساسی بر اثربخشی حسابرسی داخلی موردپژوهش قرارگرفته است. در پژوهش حاضر تأثیر پنج عامل (خبرگی حسابرس داخلی، استقلال حسابرسی داخلی، حمایت مدیریت از حسابرسی داخلی، اندازه واحد حسابرسی داخلی، همکاری میان حسابرس مستقل و داخلی) شامل ۲۹ معیار فرعی، بر اثربخشی حسابرسی داخلی موردپژوهش قرارگرفته است. برای این منظور ۱۳۱ نفر از حسابرسان داخلی شرکت‌های دارای واحد حسابرسی داخلی فعال مورد پیمایش قرار گرفتند. از یک‌سو وضعیت اثربخشی واحد حسابرسی داخلی (به کمک ۱۵ معیار) از مشارکت‌کنندگان مورد پیمایش قرار گرفت و از سوی دیگر به کمک اطلاعات مرتبط با ویژگی‌های واحد حسابرسی داخلی آن‌ها مورد پرسش قرار گرفت. سپس ارتباط میان ویژگی‌های واحد حسابرسی داخلی (متغیرهای مستقل) با میزان اثربخشی واحد حسابرسی داخلی (متغیر وابسته) موردبررسی و آزمون قرار گرفت. نتایج تجزیه‌وتحلیل داده‌های گردآوری‌شده نشان می‌دهد که هر پنج بعد فوق، تأثیر مثبت و معناداری بر اثربخشی حسابرسی داخلی دارند.

**واژه‌های کلیدی:** خبرگی حسابرس داخلی، استقلال حسابرسی داخلی، حمایت مدیریت از حسابرسی داخلی، اندازه واحد حسابرسی داخلی، همکاری میان حسابرس مستقل و داخلی

**طبقه‌بندی موضوعی:** M42, H83

DOI: 10.22051/jera.2018.19821.1998

* دکترای حسابداری، دانشگاه تهران، دانشکده مدیریت، تهران، ایران، (نویسنده مسئول)، (vahid_menaty@yahoo.com).
** کارشناس ارشد حسابداری، دانشگاه تهران، تهران، ایران، (elahehzaman@yahoo.com).

## مقدمه

حسابرسی داخلی یک فعالیت اطمینان‌بخشی مستقل و واقع‌بینانه و (یک فعالیت) مشاوره‌ای مستقل و واقع‌بینانه است که برای ارزش افزایی و بهبود عملیات سازمان طراحی‌شده است. حسابرسی داخلی با فراهم ساختن رویکردی سیستماتیک و روشمند برای ارزیابی و بهبود اثربخشی فرایندهای راهبری، ریسک و کنترل سازمان را در دستیابی به هدف‌هایش یاری می‌کند. منتی (۱۳۹۶) در پژوهشی جامع با موضوع «طراحی مدل کیفیت حسابرسی داخلی در شرکت‌های ایرانی»، نتیجه‌گیری نموده بود که «اثربخشی حسابرسی داخلی» یکی از ابعاد اساسی کیفیت حسابرسی داخلی تلقی می‌گردد. با عنایت به این موضوع جهت تحقق اهداف حسابرسی داخلی، اثربخشی آن عامل اساسی می‌باشد. با عنایت به آنکه حسابرسی داخلی بر اساس الزامات اخیر سازمان بورس و اوراق بهادار (ماده ۱۰ دستورالعمل کنترل‌های داخلی مصوب ۱۳۹۱/۰۲/۱۶) و الزامات و رهنمودهای بانک مرکزی برای مؤسسات اعتباری در سال‌های اخیر در ایران فراگیر شده است، بسیاری از جنبه‌های حسابرسی داخلی به‌ویژه «اثربخشی» موردپژوهش قرار نگرفته‌اند. لذا تبیین عوامل مؤثر بر اثربخشی حسابرسی داخلی در ایران اهمیت اساسی دارد؛ بنابراین در این پژوهش به کمک بررسی ادبیات پژوهش (شامل پژوهش‌های خارجی)، مهم‌ترین عوامل مؤثر بر اثربخشی حسابرسی داخلی استخراج و سپس به کمک پیمایش تأثیر آن‌ها بر اثربخشی حسابرسی داخلی مورد آزمون قرار خواهد گرفت. این مقاله تلاش می‌کند تا ارتباط میان درک حسابرسان داخلی از اثربخشی واحد حسابرسی داخلی خود را با استفاده از معیارهایی نظیر «شایستگی حسابرسان»، «اندازه واحد حسابرسی داخلی»، «رابطه بین حسابرسان داخلی و مستقل»، «استقلال حسابرسی داخلی» و «میزان حمایت مدیریت از فعالیت حسابرسی داخلی» را توضیح دهد. عوامل فوق از طریق بررسی پژوهش‌های انجام‌شده قبلی در حوزه حسابرسی داخلی و چارچوب بین‌المللی اجرای حرفه‌ای [۱] (IPPF) به‌دست‌آمده‌اند. بیشتر پژوهش‌های پیشین داخلی در این حوزه از دیدگاه حسابرسان مستقل برای ارزیابی اثربخشی حسابرسی داخلی استفاده کرده و توجه کمتری به دیدگاه‌های سایر ذی‌نفعان به‌ویژه ارائه‌کنندگان خدمات حسابرسی داخلی داشته‌اند. نوآوری این پژوهش آن است که به بررسی جامع ۵ عنصر اساسی که شامل ۲۹ عامل فرعی هستند پرداخته است و از سوی دیگر به کمک ۱۵ عامل اثربخشی واحد حسابرسی داخلی را از دیدگاه

مشـــارکت‌کنندگان اندازه‌گیری و ســـپس به‌صـــورت تجربی به بررســـی و تبیین ارتباط میان ویژگی‌های واحدهای حسابرسی داخلی به‌عنوان متغیرهای مستقل با اثربخشی حسابرسی داخلی به‌عنوان متغیر وابســته پرداخته اســت درحالی‌که در پژوهش‌های پیشــین جنبه‌های محدودی از اثربخشـــی حســـابرســـی داخلی و عوامل مؤثر بر آن موردبررســـی قرارگرفته بود. از طرفی پژوهش‌های گذشته به بررسی تبیین تجربی این ارتباطات نپرداخته‌اند.

## ادبیات و پیشینه پژوهش

اثربخشی حسابرسی داخلی در معنای مختلفی استفاده شده است. منتی (۱۳۹۶) اثربخشی حســـابرســـی داخلی را در قالب مفاهیمی از قبیل ایجاد ارزش‌افزوده برای ســـازمان، اجرای توصیه‌های حسابرسی داخلی، گره‌گشایی از مشکلات سازمان، اصلاح امور شرکت، ایجاد تغییرات مثبت در ســـازمان، بهبود فرایندهای عملیاتی شـــرکت و نظایر آن، ارائه نموده اســـت. اســـتاندارد ۱۱۰۰ حســـابرســـی داخلی با عنوان «اســـتقلال و واقع‌بینی»، مقرر می‌دارد که واحد حسابرسی داخلی باید مستقل باشد و حسابرسان داخلی باید در انجام کارهای خود واقع‌بین باشند. بر این اساس استقلال یکی از شروط لازم برای اجرای کار حسابرسی داخلی توسط استانداردهای اجرای حرفه‌ای حسابرسی داخلی مدنظر قرارگرفته است. استاندارد حسابرسی داخلی شـــماره ۱۲۰۰ با عنوان «خبرگی و اعمال مراقبت حرفه‌ای» مقرر می‌دارد که خدمات حســـابرســـی داخلی باید با خبرگی و اعمال مراقبت حرفه‌ای انجام شـــود. بدین ترتیب خبرگی (شایستگی) حسابرسان داخلی به‌عنوان یکی از عناصر اساسی حسابرسی داخلی تلقی می‌گردد. بدین ترتیب می‌توان اظهار داشـــت که به‌طورکلی پیروی از اســـتانداردهای بین‌المللی اجرای حرفه‌ای حسابرسی داخلی انجمن حسابرسان داخلی (استانداردها) برای ایفای مسئولیت‌های حســـابرســـان داخلی و واحد حســـابرســـی داخلی، ضـــروری اســـت. اجرای اســـتانداردهای مزبور موجب ارتقای فرایندها و عملکرد سازمانی و ایجاد مبنایی برای ارائه خدمات حسابرسی داخلی ارزش افزا، تلقی می‌گردد (انجمن حســـابرســـان داخلی، ۲۰۱۶). بادارا و ســـایدین (۲۰۱۳) به بررســـی و مرور ادبیات (حدود ۳۰ مقاله پژوهشـــی یا مروری) اثربخشـــی حســـابرســـی داخلی پرداخته‌اند، اهم مؤلفه‌های اثربخشی یا عوامل مؤثر بر آن‌که از مجموع پژوهش‌های انجام شده استخراج گردیده بود به شرح زیر گزارش دادند:

- کارکنان دارای صلاحیت و تجربه
- استقلال

- اخلاق حرفه‌ای
- پذیرش حسابرسی داخلی از سوی ذینفعان
- سیستم کنترل داخلی اثربخش
- جایگاه سازمانی
- اجرای عملیات حسابرسی داخلی
- ارتباطات و فرهنگ‌سازمانی
- برنامه‌ریزی صحیح
- حمایت مدیریت ارشد
- رضایت صاحب‌کار
- دانش حسابرس
- منابع حسابرسی داخلی
- خبرگی و شایستگی

لنز (۲۰۱۳) در رساله دکتری (با موضوع اثربخشی حسابرسی داخلی) که نتایج آن را در قالب ۵ مقاله ارائه نموده است، به تشریح و تبیین اثربخشی حسابرسی داخلی پرداخته است. در مقاله دوم خود با عنوان «عوامل مؤثر بر نقش حسابرسی داخلی در راهبری شرکتی» که با استفاده از تحلیل داده‌های «پیکره عمومی دانش [۲]» یا همان CBOK سال ۲۰۰۶ و پاسخ‌های ۷۸۲ نفر از روسای واحدهای حسابرسی داخلی شرکت‌های مختلف صورت پذیرفته است عوامل مؤثر بر کیفیت (مؤثر بودن) حسابرسی داخلی را شامل موارد ذیل گزارش نموده است (سارنز و همکاران، ۲۰۱۲):

- بهره‌گیری از شیوه‌ی ریسک محور
- وجود برنامه تضمین و بهبود کیفیت (QAIP)
- نقش کمیته حسابرسی در برنامه‌ریزی حسابرسی داخلی
- پذیرش سازمان واحد حسابرسی داخلی در بورس
- اندازه شرکت
- وجود چارچوب کنترل‌های داخلی
- گواهینامه‌های حرفه‌ای رئیس حسابرسی داخلی

لنز (۲۰۱۳) در مقاله چهارم خود با عنوان «آزمون تمایز میان ویژگی‌های واحد حسابرسی داخلی: به ترتیب خوب از بد» و در پیمایش ۴۶ نفر از روسای (مدیران) واحدهای حسابرسی داخلی سازمان‌های خصوصی در آلمان به بررسی این موضوع می‌پردازد که آیا میان ویژگی‌های حسابرسی داخلی در تئوری و عمل تفاوتی وجود دارد یا خیر؟ آن‌ها نتیجه گرفتند که واحدهای حسابرسی داخلی مختلف دارای درجات مختلفی از اثربخشی هستند. اثربخشی حسابرسی داخلی را تحت تأثیر چهار بعد (۱- ویژگی‌های سازمان، ۲- منابع حسابرسی داخلی، ۳- فرایند حسابرسی داخلی و ۴- الگوی ارتباطی حسابرسی داخلی) بر شمردند. آن‌ها عوامل متمایزکننده واحدهای حسابرسی داخلی را شامل موارد ذیل می‌دانند (لنز و همکاران، ۲۰۱۴):

- وجود منشور موردتوافق
- استفاده از فن‌آوری
- امکان ارتقاء بعد از دوره حسابرسی
- توصیه برای بهبود عملیات
- درجه همسپاری و برون‌سپاری
- یافته‌های حسابرسی داخلی
- استفاده از حسابرسی مبتنی بر ریسک
- درجه آموزش و گواهینامه‌های رئیس و کارکنان واحد حسابرسی داخلی
- دسترسی مدیر حسابرسی داخلی به کمیته و هیئت‌مدیره
- بهره‌گیری رئیس حسابرسی داخلی از مدیریت ارشد، هیئت‌مدیره و کمیته در برنامه‌ریزی حسابرسی داخلی
- ارتباطات غیررسمی رئیس حسابرسی داخلی با مدیران ارشد

لنز و هان (۲۰۱۵، ص ۱۹)، در بررسی ادبیات اثربخشی حسابرسی داخلی، اثربخشی حسابرسی داخلی را درنتیجه عوامل خرد (۱- منابع حسابرسی داخلی، ۲- فرایند حسابرسی داخلی، ۳- ارتباطات حسابرسی داخلی و ۴- سازمان) و عوامل کلان (۱- نیروهای قهریه همانند قوانین و مقررات، ۲- نیروهای هنجاری همانند استانداردهای اجرای حرفه‌ای، ۳- نیروهای وابسته به تقلید و هم‌ریختی با سایر سازمان‌ها و نهادها و ۴- سایر نیروهای کلان) به تصویر می‌کشانند.

نیکبخت، رضایی و منتی (۱۳۹۶) در پژوهشی با عنوان «طراحی مدل کیفیت حسابرسی داخلی در شرکت‌های ایرانی» با استفاده از بهره‌گیری از روش نظریه زمینه‌ای و مطالعه عمیق ذینفعان حسابرسی داخلی شامل حدود ۶۵ مشارکت‌کننده، مدلی از کیفیت حسابرسی داخلی در ابعاد مختلف (ورودی‌ها، فرایند، خروجی‌ها، عوامل زمینه‌ای و پیامدها) ارائه دادند. بر اساس نتیجه‌گیری آن‌ها از تحلیل داده‌ها، اثربخشی حسابرسی داخلی به‌عنوان یکی از پیامدهای اصلی کیفیت حسابرسی داخلی و یکی از جنبه‌های اساسی کیفیت حسابرسی داخلی تلقی شده است که از تعاملات میان سایر اجزای مدل (ورودی‌ها، فرایند، خروجی‌ها و عوامل زمینه‌ای) پدید می‌آید. همچنین در بررسی پیشینه پژوهش‌های داخلی پیرامون اثربخشی حسابرسی داخلی انجام‌شده، برخی از مؤلفه‌های کیفیت (اثربخشی) حسابرسی داخلی را به شرح نگاره (۱) گزارش نمودند:

***نگاره (۱): اهم پژوهش‌های انجام‌شده داخلی در حوزه کیفیت (اثربخشی) حسابرسی داخلی***

| ماهیت موضوع<br>معیارهای استفاده‌شده به‌عنوان کیفیت حسابرسی داخلی | پژوهش |
|---|---|
| ارتباط میان منبع حسابرسی داخلی (درون‌سپاری- برون‌سپاری) بر کار حسابرسان مستقل<br>صلاحیت (خبرگی)، بی‌طرفی، طرز کار، جایگاه سازمانی | عسگری (۱۳۹۰)، پزشک زاده (۱۳۹۱) |
| ارتباط میان کیفیت حسابرسی داخلی و پیامدهای گزارشگری مالی و عملکرد سازمانی<br>تجربه حسابرسان، داشتن مدرک حسابدار رسمی، نحوه گزارش دهی، میانگین ساعت آموزش و اندازه شرکت، اثربخشی، وجود حسابرسی داخلی در سازمان | کشتکار رجبی (۱۳۸۳)، برازنده (۱۳۹۰)، مقیسه (۱۳۹۱)، مبشری (۱۳۹۲)، جبار زاده کنگر لویی و همکاران (۲۰۱۳)، عبدلی و نادعلی (۱۳۹۴) |
| تأثیر کیفیت واحد حسابرسی داخلی بر برنامه‌ریزی (مشتمل بر حق‌الزحمه) و اتکای حسابرسان مستقل بر کار حسابرسان داخلی<br>صلاحیت، همکاری، قدمت واحد حسابرسی داخلی، بی‌طرفی، اندازه واحد حسابرسی داخلی | حساس یگانه (۱۳۷۹)، حساس یگانه و علوی (۱۳۸۲)، نیکبخت و معاذی نژاد (۱۳۸۸)، انصاری و شفیعی (۱۳۸۸)، حاجیها و رفیعی (۱۳۹۳)، مشایخی و همکاران (۱۳۹۵) |
| حسابرسی داخلی به‌عنوان یک زمینه آموزشی مدیریت<br>استقلال و بی‌طرفی (واقع‌بینی) | سیفی (۱۳۸۴) |
| تأثیر کیفیت حسابرسی داخلی بر کیفیت تصمیمات مدیریت<br>گزارش‌های حسابرسی داخلی | پور اسماعیلی (۱۳۸۱) |
| بررسی اثربخشی حسابرسی داخلی<br>جایگاه سازمانی مناسب، استقلال و بی‌طرفی حسابرس داخلی، تعریف روشن هدف‌های حسابرسی داخلی، شناخت کافی مدیران از نقش و اهمیت حسابرسی داخلی، وجود پشتوانه اجرایی کافی برای پیگیری گزارش‌های حسابرسی داخلی، سنجش مهارت حسابرسان داخلی، به‌روز بودن روش‌های رسیدگی، منشور رسمی، دسترسی نامحدود، بودجه کافی، درک مدیر سازمان از حسابرسی داخلی، کارکنان شایسته، حمایت مدیریت ارشد و انطباق با استانداردهای حسابرسی حرفه‌ای | خوزین (۱۳۸۳)، حسینی (۱۳۷۶)، حیدری (۱۳۸۸)، آقاجعفر (۱۳۸۸)، الیزه‌ای و گرامی مقدم (۱۳۹۵)، فتحی عبداللهی و آقایی (۱۳۹۶) |

منبع: نیکبخت، رضایی و منتی (۱۳۹۶)، ص ۱۰

همچنین آن‌ها در بررسی پیشینه پژوهش‌های خارجی اهم مؤلفه‌های اثربخشی حسابرسی داخلی انجام‌شده، به شرح نگاره (۲) گزارش نمودند:

***نگاره (۲): پژوهش‌های جاری خارجی پیرامون کیفیت حسابرسی داخلی***

| پژوهش | سه مؤلفه استانداردهای حسابرسی مستقل شامل «صلاحیت و خبرگی»، «واقع‌بینی (بی‌طرفی) » و «اجرای عملیات» | سایر مؤلفه‌ها |
|---|---|---|
| فلیکس، گراملینگ و مالتا، ۲۰۰۱ | | ارزیابی کلی حسابرس مستقل از کیفیت حسابرسی داخلی |
| فلیکس، گراملینگ و مالتا، ۲۰۰۵ | | ارزیابی کلی حسابرس مستقل از کیفیت حسابرسی داخلی |
| کاپلان وشولز، ۲۰۰۷ | گواهینامه حرفه‌ای، ارتباطات گزارشگری، حقوق و مزایا، نظارت مالی در مقابل مشاوره تجاری | حجم سرمایه‌گذاری انجام‌شده در واحد حسابرسی داخلی |
| کریشنامورثی و مالتا، ۲۰۰۸ | | ارزیابی کلی حسابرس مستقل از کیفیت حسابرسی داخلی |
| گلاور، پراویت و وود، ۲۰۰۸ | صلاحیت و خبرگی، بی‌طرفی | |
| پراویت، اسمیت و وود، ۲۰۰۹ | تجربه، گواهی‌نامه حرفه‌ای، آموزش، ارتباطات گزارشگری، تمرکز بر امور مالی | سرمایه‌گذاری نسبی انجام‌شده در واحد حسابرسی داخلی |
| دی سای، رابرتز و سریوستاوا، ۲۰۱۰ | تجربه، گواهی‌نامه حرفه‌ای، آموزش، طرح‌ریزی و نظارت، ارتباطات گزارشگری، عمق دامنه بررسی‌ها، اجرای توصیه‌ها، تلاش‌ها، اجرای طرح، کامل بودن و کیفیت گزارش | |
| لین، پیزنی، ورگاس وبردان، ۲۰۱۱ | تجربه، گواهی‌نامه حرفه‌ای، آموزش، تحصیلات، سطح کنترل‌هایی که رییس حسابرسی داخلی با کمیته حسابرسی بررسی می‌نمایند، جایگاه رییس حسابرسی داخلی به‌عنوان یکی از مدیران شرکت، تمرکز بر گزارشگری مالی، استفاده از کنترل کیفیت و تکنیک‌های آن در اجرای عملیات، ارزیابی اثربخشی کنترل‌های داخلی، پیگیری نارسایی‌های کنترل داخلی، همکاری با حسابرسان مستقل | سرمایه‌گذاری نسبی انجام‌شده در واحد حسابرسی داخلی |

| پژوهش | سه مؤلفه استانداردهای حسابرسی مستقل شامل «صلاحیت و خبرگی»، «واقع‌بینی (بی‌طرفی) » و «اجرای عملیات» | سایر مؤلفه‌ها |
|---|---|---|
| میزیر، رینولد، سیمون و وود، ۲۰۱۱- کتابخانه‌ای | تجربه، گواهی‌نامه حرفه‌ای، آموزش، ارتباطات گزارشگری، تمرکز بر امور مالی | سرمایه‌گذاری نسبی در حسابرسی داخلی |
| میزیر، رینولد، سیمون و وود، ۲۰۱۱- تجربی | صلاحیت و خبرگی، بی‌طرفی | مراقبت حرفه‌ای |
| دی سای، جرراد و ترپسی، ۲۰۱۱ | صلاحیت و خبرگی، بی‌طرفی | مهارت‌های فنی |
| لین، پیزنی، ورگاس وبردان، ۲۰۱۱ | تجربه، گواهی‌نامه حرفه‌ای، آموزش، تحصیلات، ارتباطات گزارشگری، تمرکز بر امور مالی | سرمایه‌گذاری نسبی انجام‌شده در واحد حسابرسی داخلی، کنترل کیفیت اجرای عملیات (۶ فاکتور) |
| پراویت، شارپ و وود، ۲۰۱۲ | تجربه، گواهی‌نامه حرفه‌ای، آموزش، ارتباطات گزارشگری، تمرکز بر امور مالی | سرمایه‌گذاری نسبی انجام‌شده در واحد حسابرسی داخلی |
| پیزینی، لین و زیگنفوس، ۲۰۱۵ | صلاحیت و خبرگی، واقع‌بینی (بی‌طرفی)، دقت نظر در اجرای عملیات | |
| ملسکیو و سوتن، ۲۰۱۵ | | استفاده حسابرسی داخلی از فن‌آوری‌های نوین از قبیل حسابرسی مستمر |
| اگ، ۲۰۱۳ و ۲۰۱۵ | تجربه، گواهی‌نامه‌های حرفه‌ای، آموزش، خطوط گزارشگری، زمینه آموزش مدیریت (معکوس بی‌طرفی) | اندازه واحد حسابرسی داخلی، سرمایه‌گذاری در حسابرسی داخلی |
| دی سای، دی سای، لیبی و سریوستاوا، ۲۰۱۷ | خبرگی، واقع‌بینی، اجرای عملیات | |
| گراس، کوخ و والک، ۲۰۱۷ | گواهینامه‌های برون‌سازمانی واحد حسابرسی داخلی، گواهینامه‌های کارکنان حسابرسی داخلی | |

منبع: نیکبخت، رضایی و منتی (۱۳۹۶)، ص ۱۳

## فرضیات پژوهش

با عنایت به مؤلفه‌های که در ادبیات و پژوهش‌های پیشین مؤثر بر اثربخشی حسابرسی داخلی و یا به‌عنوان جنبه‌هایی از اثربخشی حسابرسی داخلی مدنظر قرارگرفته بودند، پنج عامل اساسی (شامل ۲۹ معیار فرعی) که در عمده پژوهش‌های قبلی نیز مدنظر قرارگرفته بودند اما در ایران موردپژوهش قرار نگرفته بودند، به‌عنوان عواملی که انتظار می‌رود بر اثربخشی حسابرسی داخلی در شرکت‌های ایرانی مؤثر باشند، شناسایی و استخراج گردید. با عنایت به آن، فرضیاتی به شرح ذیل تدوین و مورد آزمون قرار خواهد گرفت.

۱. میزان «شایستگی و صلاحیت کارکنان حسابرسی داخلی» بر اثربخشی حسابرسی داخلی تأثیر مثبت و معناداری دارد.
۲. «اندازه واحد حسابرسی داخلی» بر اثربخشی حسابرسی داخلی تأثیر مثبت و معناداری دارد.
۳. «رابطه میان حسابرسی داخلی و مستقل» بر اثربخشی حسابرسی داخلی تأثیر مثبت و معناداری دارد.
۴. «حمایت مدیریت از حسابرسی داخلی» بر اثربخشی حسابرسی داخلی تأثیر مثبت و معناداری دارد.
۵. «استقلال واحد حسابرسی داخلی» بر اثربخشی حسابرسی داخلی تأثیر مثبت و معناداری دارد.

## روش پژوهش

این پژوهش ازلحاظ هدف کاربردی و ازلحاظ ماهیت و روش، از نوع مطالعات پیمایشی است. جامعه آماری این پژوهش حسابرسان داخلی شرکت‌هایی که دارای واحد حسابرسی داخلی فعال هستند، می‌باشد؛ بنابراین حسابرسان داخلی شرکت‌های دارای واحد حسابرسی داخلی فعال مورد پیمایش قرارگرفته‌اند. در این پژوهش به دلیل نبود آمارهای رسمی و دقیق در خصوص جمعیت جامعه توصیف شده مذکور، جامعه آماری نامشخص در نظر گرفته شده است؛ لذا برای تعیین حجم نمونه از فرمول حجم نمونه در جوامع نامحدود و به شرح معادله ذیل استفاده خواهد شد:

$$n = \frac{t^2 pq}{d^2}$$

که در فرمول فوق: n بیانگر اندازه نمونه، Z=t، ۱/۹۶ = Z (مقدار متغیر استانداردشده در واحد متناظر با سطح اطمینان) در سطح احتمال ۹۵٪، ۵۰٪ = p = q (p نسبت موفقیت و q نسبت شکست فرضیه می‌باشد)؛ و ۱۰٪ = d خطای برآوردی نمونه می‌باشد. با جایگذاری در فرمول جوامع نامحدود، به شرح ذیل تعداد نمونه برآورد شده است:

$$n = \frac{(1/96)^2 \times 0/50 \times 0/50}{(0/10)^2} = \frac{0/9604}{0/01} = 96/04 \sim 96$$

تعداد نمونه آماری با مفروضات فوق، حدود ۹۶ مشارکت‌کننده برآورد می‌گردد. شایان‌ذکر است در مرحله پایلوت و بررسی اولیه برای بررسی اعتبار پرسشنامه برای ۳۰ نفر ارسال و پاسخ‌های مربوطه واصل و آزمون‌های اولیه برای روایی و پایایی پرسشنامه انجام شد. در گام دوم پرسشنامه‌ها از طریق ایمیل برای مدیران حسابرسی داخلی شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس و فرابورس ایران ارسال گردید. مضافاً نسخه‌ای چاپی پرسشنامه‌ها در گردهمایی‌ها، سمینارهای آموزشی و مراجعات حضوری میان حسابرسان داخلی شرکت‌های ایرانی توزیع گردید. نهایتاً تعداد ۱۳۱ پرسشنامه قابل‌استفاده جمع‌آوری شد. شایان‌ذکر است، برای بررسی مناسب بودن ابزار گردآوری داده‌ها (پرسشنامه) روایی و پایایی آن موردبررسی قرارگرفته و تأیید شده‌اند. این پرسشنامه شامل ۴۴ سؤال است که ۱۵ پرسش آن در خصوص بررسی نظرات مشارکت‌کنندگان از کار حسابرسی داخلی به‌منظور اندازه‌گیری اثربخشی حسابرسی داخلی بوده است. این ۱۵ عامل عبارت‌اند از نقش واحد حسابرسی داخلی در: بهبود عملکرد سازمانی، تطبیق نتایج برنامه‌ها با اهداف، بررسی کفایت اثربخشی سیستم کنترل داخلی، بررسی قابلیت اتکای گزارشگری مالی، حسابرسی رعایت آیین‌نامه‌های داخلی، حصول اطمینان از حفاظت از دارایی‌ها، ارزیابی نظام مدیریت ریسک سازمان، حصول اطمینان از کارایی، اثربخشی و صرفه اقتصادی عملیات سازمان، ارزیابی نظام کنترل داخلی، ارائه پیشنهاد برای تقویت نظام کنترل داخلی، حسابرسی بهره‌وری سازمان، استفاده از برنامه‌های مبتنی بر خطر (اولویت)، انجام اقدامات به‌موقع در راستای نارسایی‌های گزارش شده توسط واحد حسابرسی داخلی و انجام پیگیری‌های مناسب توسط واحد حسابرسی داخلی به‌منظور حصول اطمینان از انجام شدن اقدامات اصلاحی، می‌باشد. شایان‌ذکر است عوامل مزبور در عمده پژوهش‌های پیشین به‌عنوان مؤلفه‌های اثربخشی حسابرسی داخلی مدنظر قرارگرفته‌اند. متغیرهای مستقل از طریق

جمع‌آوری پاسخ‌های حسابرسان داخلی به سؤالات مربوط به هر متغیر در پرسشنامه حسابرسان داخلی اندازه‌گیری شده است. این پرسش‌ها به ۵ دسته اصلی تقسیم‌شده‌اند:

اول: پرسش‌ها پیرامون صلاحیت و شایستگی (خبرگی) حسابرسی داخلی (فرضیه اول)

صلاحیت و شایستگی کارکنان واحد حسابرسی داخلی با اتکا بر پژوهش‌های قبلی و ادبیات، از طریق ۴ معیار اندازه‌گیری شده است: تحصیلات دانشگاهی، مدارک (گواهینامه‌های) حرفه‌ای، تجربه کاری در زمینه حسابرسی داخلی و بهبود مستمر (میانگین ساعات آموزشی سالانه).

دوم: پرسش‌ها پیرامون اندازه واحد حسابرسی داخلی (فرضیه دوم)

به‌منظور اندازه‌گیری این متغیر یک سؤال مطرح‌شده و از طریق شمارش تعداد کارکنان حسابرسان داخلی در استخدام واحد اندازه‌گیری شده است.

سوم: پرسش‌ها پیرامون رابطه (همکاری و تعامل) میان حسابرسان داخلی و مستقل (فرضیه سوم)

با اتکا بر پژوهش‌های قبلی و ادبیات، رابطه میان حسابرسان داخلی و مستقل با تعدادی شاخص که در ۹ سؤال مدنظر قرارگرفته در پرسشنامه، اندازه‌گیری شده است. این شاخص‌ها عبارت‌اند از: نگرش راجع به حسابرسان مستقل، همکاری شامل بررسی منافع دوجانبه، بحث پیرامون برنامه حسابرسی، اتکای حسابرسان مستقل بر کار حسابرسان داخلی، تعداد جلسات مشترک، به اشتراک گذاشتن مستندات کاری و حمایت مدیریت برای بهبود ارتباطات میان آن دو

چهارم: پرسش‌ها پیرامون حمایت مدیریت از حسابرسی داخلی (فرضیه چهارم)

حمایت مدیریت از حسابرسی داخلی به کمک شش شاخص و پرسش در پرسشنامه مدنظر قرارگرفته است. این شاخص‌ها عبارت‌اند از: حمایت مدیریت از حسابرسی داخلی در ایفای وظایف و مسئولیت‌هایش، مشارکت در تدوین برنامه حسابرسی داخلی، ارسال گزارش‌های حسابرسی داخلی برای مدیریت، پاسخ مدیریت به گزارش‌های حسابرسی داخلی و تأمین منابع و بودجه لازم برای واحد حسابرسی داخلی.

پنجم: پرسش‌ها پیرامون استقلال حسابرس داخلی (فرضیه پنجم):

با عنایت به استانداردهای حسابرسی داخلی و به کمک ادبیات، استقلال حسابرسی داخلی با تعدادی از شاخص‌ها که در ۹ سؤال طراحی شده در پرسشنامه مدنظر قرارگرفته و اندازه‌گیری شده است. این شاخص‌ها عبارت‌اند از: سطح استقلال، گزارشگری به رده مناسبی از مدیریت، تعامل و ارتباطات مستقیم رئیس (مدیر) حسابرسی داخلی با هیئت‌مدیره و مدیریت ارشد، اجتناب از تضاد منافع (عدم دخالت در امور اجرایی شرکت)، دخالت مدیریت در کار حسابرسی داخلی، دسترسی نامحدود به همه واحدها و کارکنان، انتصاب و برکناری رئیس حسابرسی داخلی توسط هیئت‌مدیره و عدم انجام (اجرای) فعالیت‌های غیر حسابرسی.

برای اندازه‌گیری پاسخ‌های واصله از طیف لیکرت ۵ درجه‌ای استفاده شده است که نحوه نمره دهی به هر پاسخ به شرح نگاره (۳) آمده است.

***نگاره (۳): مقیاس سؤالات پرسش‌نامه***

| گزینه | کاملاً موافقم | موافقم | نظری ندارم | مخالفم | کاملاً مخالفم |
|---|---|---|---|---|---|
| امتیاز | ۵ | ۴ | ۳ | ۲ | ۱ |

به‌منظور بررسی روایی ابزار، از روش «بررسی روایی صوری» استفاده‌شده است. بدین منظور پرسشنامه در اختیار پنج نفر از مدیران حسابرسی شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس قرار گرفت و از اخذ نظرات اصلاحی، پرسشنامه نهایی تدوین گردد. در این پژوهش برای تأیید پایایی پرسشنامه ابتدا یک نمونه اولیه شامل ۳۰ پرسشنامه پیش‌آزمون گردید و سپس با استفاده از داده‌های به‌دست‌آمده از این پرسشنامه‌ها و به‌وسیله نرم‌افزار SPSS آلفای کرونباخ تک‌تک متغیرها و کل به شرح زیر نگاره (۴) آمده است.

***نگاره (۴): پایایی کل پرسشنامه و شاخص‌های اصلی آن***

| متغیرهای تحقیق | تعداد سؤال | آلفای کرونباخ | نتیجه | آلفای کل |
|---|---|---|---|---|
| استقلال حسابرسی داخلی | ۹ | ۰/۸۱۴ | تأیید | ۰/۸۴۲ |
| رابطه میان حسابرسان داخلی و مستقل | ۸ | ۰/۸۷۷ | تأیید | |
| حمایت مدیریت از حسابرسی داخلی | ۶ | ۰/۷۹۳ | تأیید | |
| پرسش‌نامه اول | ۲۳ | ۰/۹۰۶ | تأیید | |
| اثربخشی حسابرسی داخلی | ۱۵ | ۰/۸۳۹ | تأیید | |

در ابزار تجزیه‌وتحلیل داده‌ها در این پژوهش از نرم‌افزار SPSS جهت انجام آزمون‌های کولموگروف اسمیرنف، ضریب همبستگی پیرسون آزمون مقایسه میانگین (t استیودنت) استفاده‌شده است.

## تجزیه‌وتحلیل یافته‌ها

### جمعیت شناختی

اطلاعات جمعیت شناختی مربوط به نمونه آماری این پژوهش، ازنظر جنسیت، سن، تحصیلات، نوع شغل به شرح نگاره (۵) ارائه گردیده است.

***نگاره (۵): ویژگی‌های جمعیت شناختی***

| ویژگی‌های جمعیت شناختی | دسته‌ها | فراوانی | درصد |
|---|---|---|---|
| تعداد حسابرسان داخلی در سازمان | ۵-۱ نفر | ۳۲ | ۲۴/۴ |
| | ۱۰-۶ نفر | ۲۵ | ۲۹/۱ |
| | ۱۵-۱۱ نفر | ۲۶ | ۱۹/۸ |
| | ۲۰-۱۶ نفر | ۳۷ | ۲۸/۲ |
| | ۲۰ نفر یا بیشتر | ۱۱ | ۸/۴ |
| دوره‌های حسابرسی داخلی | بدون دوره | ۹ | ۶/۹ |
| | یک دوره | ۳۶ | ۲۷/۵ |
| | دو دوره | ۵۱ | ۳۸/۹ |
| | سه دوره | ۲۵ | ۱۹/۱ |
| | چهار دوره یا بیشتر | ۱۰ | ۷/۶ |
| ساعات آموزش سالانه | بدون آموزش | ۴ | ۳/۱ |
| | کمتر از ۲۰ ساعت | ۸ | ۶/۱ |
| | ۴۰-۲۱ ساعت | ۱۹ | ۱۴/۵ |
| | ۸۰-۴۱ ساعت | ۴۴ | ۳۳/۶ |
| | ۱۲۰-۸۱ ساعت | ۳۲ | ۲۴/۴ |
| | ۱۲۰ ساعت یا بیشتر | ۲۴ | ۱۸/۳ |
| مدارک حرفه‌ای | هیچ‌کدام | ۸ | ۶/۱ |
| | سایر | ۴۲ | ۳۲/۱ |
| | حسابدار رسمی (CPA) | ۵۶ | ۴۲/۷ |

| ویژگی‌های جمعیت شناختی | دسته‌ها | فراوانی | درصد |
|---|---|---|---|
| | حسابرس داخلی خبره (CIA) | ۱۳ | ۹/۹ |
| | CIA & CPA | ۱۲ | ۹/۲ |
| سطح تحصیلات | کارشناسی | ۶۵ | ۴۷/۳ |
| | کارشناسی ارشد | ۵۶ | ۴۲/۷ |
| | دکترا | ۱۰ | ۷/۶ |
| سابقه کار | کمتر از یک سال | ۶ | ۴/۶ |
| | ۱-۵ سال | ۳۰ | ۲۲/۹ |
| | ۵-۱۰ سال | ۴۰ | ۳۰/۵ |
| | ۱۰-۱۵ سال | ۱۲ | ۹/۲ |
| | ۱۵ سال یا بیشتر | ۴۳ | ۳۲/۸ |

## آمار توصیفی متغیرها

آمار توصیفی مرتبط با متغیرهای مستقل و وابسته پژوهش به شرح نگاره (۶) ارائه گردیده است:

***نگاره (۶): آمار توصیفی متغیرهای مستقل و وابسته***

| متغیرها | تعداد | کمینه | بیشینه | میانگین | انحراف معیار |
|---|---|---|---|---|---|
| استقلال حسابرس داخلی | ۱۳۱ | ۱۷ | ۴۵ | ۳۱/۶۸ | ۶/۰۶۷ |
| رابطه میان حسابرسان داخلی و مستقل | ۱۳۱ | ۱۱ | ۴۰ | ۲۱/۲۱ | ۴/۲۴۹ |
| حمایت مدیریت از حسابرسی داخلی | ۱۳۱ | ۱۶ | ۲۸ | ۲۶/۷۱ | ۶/۱۵۶ |
| اثربخشی حسابرسی داخلی | ۱۳۱ | ۴۰ | ۷۵ | ۶۰/۵۴ | ۶/۹۲۱ |

نکته شایان توجه آن است که تعداد پرسش‌های مرتبط با متغیر «استقلال حسابرس داخلی» ۹ پرسش بوده است لذا سقف نمره مرتبط با این متغیر ۴۵ است (۹×۵) و میانگین آن ۲۷ (۹×۳) است. تعداد پرسش‌های مرتبط با متغیر «رابطه میان حسابرسان داخلی و مستقل» ۸ پرسش بوده لذا سقف نمره مرتبط با این متغیر ۴۰ است (۸×۵) و میانگین آن ۲۴ (۸×۳) است. تعداد پرسش‌های مرتبط با «حمایت مدیریت از حسابرسی داخلی» ۶ پرسش است لذا سقف نمرات آن‌ها ۳۰ (۶×۵) و میانگین آن‌ها ۱۸ (۶×۳) و تعداد پرسش‌های مرتبط با «اثربخشی حسابرسی داخلی» ۱۵ پرسش است لذا سقف نمرات آن ۷۵ (۱۵×۵) و میانگین آن ۴۵ (۱۵×۳) است. نگاه اجمالی به میانگین امتیازات جمع‌آوری‌شده مرتبط با متغیرهای مزبور نشان می‌دهد که

به‌استثنای متغیر (رابطه میان حسابرسان داخلی و مستقل) میانگین داده‌های به‌دست‌آمده به‌طور قابل‌توجهی بزرگ‌تر از میانگین نظری هستند. متغیر «صلاحیت و شایستگی» شامل ساعات آموزش سالانه، سابقه کار، سطح تحصیلات، مدارک حرفه‌ای، ساعات آموزش سالانه و تعداد دوره‌های حسابرسی داخلی است و متغیر «اندازه واحد حسابرسی داخلی» بر اساس تعداد کارکنان واحد حسابرسی داخلی اندازه‌گیری شده است. شایان‌ذکر است این داده‌های مرتبط با این دو متغیر (شایستگی و اندازه) از پرسش‌های اولیه و جمعیت شناختی پرسشنامه، گردآوری‌شده‌اند و آمار توصیفی مربوطه در نگاره (۵) ارائه گردید.

### آمار استنباطی

برای انجام آزمون‌های آمار ابتدا باید وضعیت نرمال بودن داده‌ها برای انتخاب روش صحیح آماری انجام گیرد. برای این منظور ابتدا آزمون نرمال بودن متغیرها صورت می‌پذیرد.

آزمون کلوموگروف – اسمیرنف:

جهت استفاده از تکنیک‌های آمار پارامتریک بایستی توزیع مقادیر متغیرها نرمال باشد؛ بنابراین در گام اول به کمک آزمون کولموگروف- اسمیرنف (K-S) نرمال بودن متغیرها، آزمون می‌شود. نتایج آزمون‌های آماری نشان می‌دهد که تمامی متغیرهای پژوهش دارای توزیع نرمال می‌باشند. نتایج آن به شرح نگاره (۷) ارائه گردیده است.

***نگاره (۷): آزمون کولموگروف- اسمیرنف***

| متغیر | سطح معناداری | نتیجه آزمون |
|---|---|---|
| اثربخشی حسابرسی داخلی | ۰/۱۹۷ | نرمال است |
| رابطه میان حسابرسان داخلی و مستقل | ۰/۰۸۶۵ | نرمال است |
| حمایت مدیریت از حسابرسی داخلی | ۰/۱۳۴ | نرمال است |
| استقلال حسابرسی داخلی | ۰/۲۰۳ | نرمال است |

با عنایت به نرمال بودن متغیرهای پژوهش بر اساس نتایج آزمون K-S، می‌توان از آمار پارامتریک استفاده نمود. در این پژوهش برای آزمون فرضیات پژوهش از دو شیوه استفاده‌شده است. اول به کمک آزمون ضریب همبستگی، همبستگی میان تک‌تک متغیرهای مستقل با متغیر وابسته (اثربخشی حسابرسی داخلی) ازنظر آماری مورد آزمون قرار می‌گیرد. نتایج این

بخش ضمن نشان دادن معنادار بودن شدت همبستگی، جهت همبستگی میان متغیرهای مستقل و وابسته را نیز نشان خواهد داد. دوم داده‌های گردآوری شده را بر اساس پنجک بندی متغیر وابسته (اثربخشی حسابرسی داخلی) طبقه‌بندی سپس به کمک آزمون میانگین (t استیودنت) متفاوت بودن میانگین پنجک پنجم و پنجک اول متغیر مستقل، مورد آزمون قرار می‌گیرد. در صورت متفاوت بودن میانگین پنجک پنجم و اول متغیر مستقل، ازنظر آمار می‌توان ادعا نمود که متغیر مستقل بر متغیر وابسته مؤثر بوده است.

آزمون ضریب همبستگی پیرسون (شیوه اول):

نتایج حاصل از آزمون ضریب همبستگی میان متغیرهای مستقل با وابسته (اثربخشی حسابرسی داخلی) به شرح نگاره (۸) به نمایش درآمده است.

***نگاره (۸): نتایج آزمون ضریب همبستگی میان متغیرهای مستقل با متغیر وابسته***

| نام متغیر | شماره فرضیه | تعداد نمونه | ضریب همبستگی پیرسون | سطح معناداری | نتیجه آزمون |
|---|---|---|---|---|---|
| صلاحیت و شایستگی | اول | ۱۳۱ | ۰/۵۸۶ | ۰/۰۰۰ | تأیید فرضیه |
| اندازه واحد حسابرسی داخلی | دوم | ۱۳۱ | ۰/۵۳۷ | ۰/۰۰۰ | تأیید فرضیه |
| هماهنگی میان حسابرس داخلی و مستقل | سوم | ۱۳۱ | ۰/۴۹۹ | ۰/۰۰۰ | تأیید فرضیه |
| حمایت مدیریت از حسابرسی داخلی | چهارم | ۱۳۱ | ۰/۵۸۵ | ۰/۰۰۰ | تأیید فرضیه |
| استقلال حسابرسی داخلی | پنجم | ۱۳۱ | ۰/۵۳۰ | ۰/۰۰۰ | تأیید فرضیه |

همان‌گونه که ملاحظه می‌گردد، بر اساس نتایج آزمون ضریب همبستگی پیرسون، ارتباط میان متغیرهای مستقل با وابسته ازنظر آماری معنادار است؛ یعنی شدن ارتباط میان آن‌ها مؤثر و از طرفی با عنایت به مثبت بودن ضریب همبستگی، رابطه مستقیمی میان آن‌ها وجود دارد. لذا بر اساس آزمون اول می‌توان تأیید هر پنج فرضیه پژوهش را نتیجه‌گیری نمود.

## تحلیل نتایج بر اساس پنجکها

در ابتدا بر اساس داده‌های مرتبط با متغیر وابسته (اثربخشی حسابرسی داخلی)، متغیرهای مستقل پنجک بندی می‌شوند. برای این کار با عنایت به آنکه ۱۵ پرسش (از نمره ۱ الی ۵) مرتبط با اثربخشی حسابرسی داخلی است؛ لذا بالاترین نمره مورد انتظار ۷۵ (۱۵×۵)، کمترین

نمره ۱۵ (۱۵×۱) و نمره متوسط ۴۵ (۱۵×۳) خواهد بود. فاصله میان حداکثر نمره تا نمره متوسط ۳۰ (۷۵-۴۵) نمره است. با توجه به آنکه نمرات کمتر از متوسط به معنای فقدان اثربخشی تلقی می‌گردند، لذا در پنجک اول قرار می‌گیرند. با این توصیفات فاصله ۳۰ نمره‌ای به چهار قسمت مساوی تقسیم می‌شود که هر فاصله حدود ۷ نمره تعیین خواهد شد. بدین ترتیب تقسیم‌بندی پنجک‌ها بر اساس میانگین نمره اثربخشی عبارت است از: نمره ۱۵ تا ۴۷ به‌عنوان پنجک اول، ۴۸-۵۴ در پنجک دوم، ۵۵-۶۱ پنجک سوم، ۶۲-۶۸ پنجک چهارم و ۷۵-۶۹ به‌عنوان پنجک پنجم.

پس از تقسیم‌بندی پنجکی به شرح فوق، میانگین متغیرهای مستقل به تفکیک هر پنجک محاسبه می‌گردد. آمار توصیفی مرتبط با میانگین متغیرها به تفکیک هر پنجک در نگاره (۹) به نمایش درآمد است. در گام دوم به کمک آزمون مقایسه میانگین (t استیودنت) تفاوت پنجک اول و پنجم متغیرهای مستقل ازنظر آماری مورد آزمون قرارگرفته است. نتایج آزمون فوق نشان می‌دهد که میانگین پنچک پنجم کلیه متغیرهای مستقل به‌طور معناداری بزرگ‌تر از پنجک اول آن‌ها است و این موضوع نشان می‌دهد که هرچقدر اندازه متغیرهای مستقل افزایش می‌یابد، اثربخشی حسابرسی داخلی (متغیر وابسته) نیز افزایش می‌یابد یا به تعبیر دیگر، در اندازه‌های بزرگ‌تر متغیر وابسته (اثربخشی حسابرسی داخلی) شاهد اندازه‌های بزرگ‌تر از متغیرهای مستقل هستیم لذا می‌توان نتیجه‌گیری نمود که عوامل موردبررسی (صلاحیت و شایستگی حسابرسان داخلی، اندازه واحد حسابرسی داخلی، همکاری میان حسابرسان داخلی و مستقل، حمایت مدیریت از حسابرسان داخلی، استقلال حسابرسی داخلی) بر اثربخشی حسابرسی داخلی مؤثر هستند.

ذکر این نکته ضروری به نظر می‌رسد که نگاه اجمالی به آمار توصیفی مندرج در نگاره (۹) نشان می‌دهد که میانگین متغیرهای مستقل در پنجک‌ها به صورت صعودی اکیدا ست و این موضوع یافته‌های پژوهش را تقویت می‌نماید. به‌عنوان‌مثال میانگین نمرات مرتبط با استقلال از پنجک اول تا پنجم به ترتیب ۲۳، ۲۷/۹۱، ۳۱/۱۴، ۳۲/۹۰ و ۳۷/۲۵ هستند.

**نگاره (۹): میانگین متغیرها بر اساس پنچک بندی متغیر وابسته (اثربخشی حسابرسی داخلی)**

| ردیف | نوع متغیر | متغیرها | نماینده متغیر | پنجک | | | | | سطح معناداری دارای تفاوت پنجک پنجم و اول به کمک آزمون t |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | | | | اول | دوم | سوم | چهارم | پنجم | |
| ۱ | مستقل | صلاحیت و شایستگی | میانگین دوره‌های حسابرسی داخلی* | - | ۰/۸۲ | ۲/۲۰ | ۲/۰۸ | ۲/۶۳ | ۰/۰۰۰ – معنادار |
| | | | میانگین ساعات آموزش سالانه** | ۲/۶۷ | ۲/۰۵ | ۳/۴۳ | ۳/۲۸ | ۴/۳۸ | ۰/۰۰۰ – معنادار |
| | | | میانگین مدارک (گواهینامه‌های) حرفه‌ای*** | ۰/۶۷ | ۱/۰۹ | ۱/۷۵ | ۲/۱۸ | ۲/۵۶ | ۰/۰۰۰ – معنادار |
| | | | میانگین سطح تحصیلات**** | ۲/۰۰ | ۲/۲۷ | ۲/۴۳ | ۲/۷۴ | ۳/۱۹ | ۰/۰۰۰ – معنادار |
| | | | میانگین سابقه کار***** | ۲/۳۳ | ۲/۸۲ | ۳/۵۱ | ۳/۸۵ | ۳/۱۹ | ۰/۰۰۰ – معنادار |
| ۲ | مستقل | اندازه حسابرسی داخلی | میانگین تعداد حسابرسان داخلی در سازمان****** | ۲/۳۳ | ۱/۳۶ | ۲/۶۷ | ۳/۲۶ | ۳/۹۴ | ۰/۰۰۰ – معنادار |
| ۳ | مستقل | همکاری میان حسابرس داخلی و مستقل | | ۱۸/۶۷ | ۲۳/۷۷ | ۲۶/۳۵ | ۲۶/۶۷ | ۳۳/۵۰ | ۰/۰۰۰ – معنادار |
| ۴ | مستقل | حمایت مدیریت از حسابرسی داخلی | | ۱۳/۶۷ | ۱۸/۲۳ | ۲۰/۵۳ | ۲۳/۱۳ | ۲۴/۱۹ | ۰/۰۰۰ – معنادار |
| ۵ | مستقل | استقلال حسابرسی داخلی | | ۲۳/۰۰ | ۲۷/۹۱ | ۳۱/۱۴ | ۳۲/۹۰ | ۳۷/۲۵ | ۰/۰۰۰ – معنادار |
| ۶ | وابسته | اثربخشی حسابرسی داخلی | | ۴۰/۰۰ | ۵۲/۵۵ | ۵۸/۶۳ | ۶۴/۱۰ | ۷۲/۸۱ | |

نحوه امتیازدهی (نمره دهی) به پاسخ‌ها بدین‌صورت بوده است: *هیچ دوره (۰)، یک دوره (۱)، دو دوره (۲)، سه دوره (۳) و چهار دوره یا بیشتر (۴). **فقدان آموزش (۰) تا ۲۰ ساعت (۱)، ۲۰ تا ۴۰ ساعت (۲)، ۴۰ تا ۸۰ ساعت (۳)، ۸۰ تا ۱۲۰ ساعت (۴)، بیش از ۱۲۰ ساعت (۵). *** هیچ مدرک حرفه‌ای (۰)، یک مدرک حرفه‌ای (۱)، دو مدرک حرفه‌ای (۲)، سه مدرک حرفه‌ای (۳) و چهار مدرک حرفه‌ای (۴). شایان‌ذکر است حسابدار رسمی، حسابرس داخلی خبره، کارشناس رسمی دادگستری و سایر گواهینامه‌ها، به‌عنوان گواهینامه‌های حرفه‌ای مدنظر قرارگرفته است. **** دیپلم و فوق‌دیپلم (۱)، کارشناسی (۲)، کارشناسی ارشد (۳) و دکتری (۴). *****کمتر از یک سال (۱)، یک تا پنج سال (۲)، پنج تا ده سال (۳)، ده تا ۱۵ سال (۴) و بیش از ۱۵ سال (۵). ****** یک تا پنج نفر (۱)، شش تا ده نفر (۲)، ۱۱ تا ۱۵ نفر (۳)، ۱۶ تا ۲۰ نفر (۴) و بیش از ۲۰ نفر کارکنان (۵)

## نتیجه‌گیری و تفسیر نتایج

اثربخشی یکی از مؤلفه‌های بااهمیت حسابرسی داخلی است. در این پژوهش تأثیر ۵ عامل «صلاحیت و شایستگی حسابرسی داخلی»، «اندازه واحد حسابرسی داخلی»، «رابطه میان حسابرسان داخلی و مستقل»، «حمایت مدیریت از حسابرسی داخلی» و «استقلال حسابرسی داخلی» بر «اثربخشی حسابرسی داخلی» بررسی شد و نتایج تجزیه‌وتحلیل داده‌ها و آزمون فرضیات نشان داد که: اول، کسب صلاحیت و شایستگی کافی از طریق گذراندن دوره‌های آموزشی، داشتن آموزش سالانه، اخذ مدارک حرفه‌ای، داشتن مدارک تحصیلی و کسب تجربه کاری، تأثیر مثبت و معناداری بر اثربخشی حسابرسی داخلی شرکت‌های ایرانی دارد. دوم، داشتن واحد حسابرسی داخلی بزرگ‌تر به مفهوم انجام سرمایه‌گذاری بیشتر در منابع انسانی به اثربخشی بهتر حسابرسی داخلی می‌انجامد. سوم، داشتن تعامل و همکاری مناسب میان حسابرسان داخلی و مستقل در شرکت‌های ایرانی تأثیر مثبت و معناداری بر اثربخشی حسابرسی داخلی دارد. چهارم، حمایت مدیریت از واحد حسابرسی داخلی تأثیر مثبت و معناداری در اثربخشی حسابرسی داخلی دارد و پنجم، استقلال حسابرس داخلی فاکتور مهم و تأثیرگذاری بر اثربخشی واحد حسابرسی داخلی است. هر پنج عامل بررسی شده فوق که بر اثربخشی حسابرسی داخلی مؤثر بوده‌اند، در مدل کیفیت طراحی و ارائه‌شده توسط منتی (۱۳۹۶) نیز مدنظر قرارگرفته بود. به‌طوری‌که صلاحیت و شایستگی، استقلال و سرمایه‌گذاری در واحد حسابرسی داخلی (اندازه) به‌عنوان برخی از عناصر اساسی ورودی‌های کیفیت حسابرسی داخلی و حمایت مدیریت از حسابرسی داخلی و تعامل و همکاری میان حسابرسی داخلی و مستقل از عناصر اساسی مرتبط با «عوامل زمینه‌ای» مدل، استخراج گردیده بود. لذا بررسی تجربی این عناصر با یافته‌های منتی (۱۳۹۶) و نیکبخت، رضایی و منتی (۱۳۹۶) مطابقت و یافته‌های آن‌ها را تأیید می‌نماید. ذکر این نکته ضروری است که آن‌ها اثربخشی حسابرسی داخلی را یکی از عناصر اساسی (پیامدها) کیفیت حسابرسی داخلی نتیجه‌گیری نموده بودند. ناگفته پیداست به دلیل آنکه عوامل موردبررسی در این پژوهش با اتکا بر پژوهش‌های داخلی و خارجی استخراج گردیده است، یافته‌های این پژوهش با پژوهش‌های انجام‌شده قبلی، مطابقت می‌نماید. به‌طوری‌که یافته‌های این پژوهش با نتایج پژوهش لنز (۲۰۱۳)، بادارا و سایدین (۲۰۱۳)، لنز و هان (۲۰۱۵) و نتایج پژوهشگران مختلف که خلاصه مؤلفه‌های مؤثر بر

اثربخشی حسابرسی داخلی را به‌طور خلاصه در نگاره ۱ و ۲ درج شده است همخوانی دارد. نکته حائز اهمیت این است که در این پژوهش برخی از مهم‌ترین عوامل مرتبط با ورودی‌های حسابرسی داخلی (صلاحیت، استقلال، اندازه واحد حسابرسی داخلی) و برخی از عوامل زمینه‌ای (حمایت مدیریت از حسابرسی داخلی و هماهنگی میان حسابرسان داخلی و مستقل) موردبررسی قرار گرفت درحالی‌که پژوهش‌های پیشین مؤلفه‌های دیگری نیز مرتبط با فرایند (اجرای عملیات)، خروجی‌های حسابرسی داخلی نیز مدنظر قرار داده بودند.

## پیشنهادات کاربردی

با عنایت به آنکه در ادبیات، اثربخشی به معنای «دستیابی به اهداف» مدنظر قرارگرفته است و هدف اصلی حسابرسی داخلی مطابق آخرین تعریف ارائه‌شده از طرف انجمن حسابرسان داخلی (۲۰۱۶) «ارزش افزایی و بهبود عملیات سازمان» و «کمک به سازمان جهت دستیابی به اهداف آن» عنوان‌شده است. لذا مدنظر قرار دادن راهبردهای (گزیده‌ای از راهبردها) زیر توسط دانشگاه‌ها، واحدهای تجاری، انجمن‌های حرفه‌ای، حسابرسان مستقل (مؤسسات حسابرسی و سازمان حسابرسی) و نهادهای ناظر (سازمان بورس و اوراق بهادار، بانک مرکزی ج. ا. ا.) حول محورهای فوق، مورد توصیه است:

- بعد صلاحیت: تقویت و تداوم آموزش‌های حرفه‌ای، اختصاص واحدهای درسی به حسابرسی داخلی، ایجاد رشته حسابرسی داخلی، نظام‌مند کردن اعطای گواهینامه‌های حرفه‌ای، الزام به داشتن صلاحیت‌های موردنیاز برای مدیران حسابرسی داخلی توسط واحدهای ناظر، نظارت نهادهای ناظر بر رعایت استانداردهای مرتبط با صلاحیت حرفه‌ای، تقویت نشریات و کتب در حوزه حسابرسی داخلی، تقویت پژوهش‌های حوزه حسابرسی داخلی
- بعد استقلال: تقویت استقلال واحد حسابرسی داخلی از طریق الزام به انتصاب مدیر حسابرسی داخلی و کارکنان کلیدی واحد حسابرسی داخلی توسط کمیته و هیئت‌مدیره، بررسی استقلال واحد حسابرسی داخلی توسط نهادهای ناظر، تقویت کمیته حسابرسی برای حمایت از استقلال واحد حسابرسی داخلی

- بعد هماهنگی میان حسابرسان داخلی و مستقل: اثربخشی کمیته حسابرسی برای ایجاد هماهنگی میان آن دو، ضمانت اجرای رعایت استاندارد حسابرسی ۶۱۰ (ارزیابی کار واحد حسابرسی داخلی) توسط جامعه حسابداران رسمی ایران برای مؤسسات حسابرسی، فرهنگ‌سازی به‌منظور تقویت این همکاری
- حمایت مدیریت از واحد حسابرسی داخلی: فرهنگ‌سازی و ترویج حسابرسی داخلی برای مدیران ارشد، برگزاری دوره‌های آموزشی و همایش توسط نهادهای ناظر برای مدیران شرکت‌ها، معرفی مناسب خدمات حسابرسی داخلی برای صاحبکار،
- اندازه واحد حسابرسی داخلی: نظارت نهادهای ناظر بر اندازه واحدهای حسابرسی داخلی ناشران، تناسب میان اندازه سازمان و اندازه واحد حسابرسی داخلی، اختصاص بودجه کافی به واحد حسابرسی داخلی، نظارت کمیته حسابرسی بر بودجه واحد حسابرسی داخلی

## پیشنهادات برای پژوهش‌های آتی

در این پژوهش، ارتباط میان ۵ فاکتور اساسی حسابرسی داخلی بر اثربخشی حسابرسی داخلی موردپژوهش قرار گرفت. اثربخشی حسابرسی داخلی بر اساس پیمایش نظر مشارکت‌کنندگان از وضعیت واحد حسابرسی داخلی مرتبط با آن‌ها به دست آمد. در پژوهش‌های آتی پیشنهاد می‌گردد اثربخشی حسابرسی داخلی را به کمک معیارهای عینی‌تری اندازه‌گیری و موردپژوهش قرار گیرد. همچنین در این پژوهش داده‌های مرتبط با ویژگی‌های واحد حسابرسی داخلی بر اساس نظر مشارکت‌کنندگان حاصل آمده است. به‌طور مشابه پیشنهاد می‌گردد برای استخراج این ویژگی‌ها از داده‌های واقعی (به‌عنوان‌مثال اندازه واحد حسابرسی داخلی بر اساس تعداد کارکنان حسابرسی داخلی افشا شده از طریق سامانه کدال و...) استفاده شود. همچنین پیشنهاد می‌گردد در آینده با تکرار پژوهش در اندازه نمونه بزرگ‌تر و پیمایش سایر ذینفعان حسابرسی داخلی (نظیر اعضای هیئت‌مدیره، اعضای کمیته حسابرسی، مدیران ارشد) نیز صورت پذیرد. ذکر این نکته ضروری است که بر اساس ادبیات، عوامل زیادی بر اثربخشی حسابرسی داخلی مؤثر هستند (عوامل زمینه‌ای از قبیل ویژگی‌های کمیته حسابرسی، هیئت‌مدیره، ساختار راهبری شرکتی و...) که در این پژوهش ۵ عامل اساسی (شامل ۲۹ معیار فرعی) انتخاب گردیده بود. پیشنهاد می‌گردد در پژوهش‌های آتی به کمک

این شیوه پژوهش، عوامل بیشتری موردبررسی و پژوهش قرار گیرند و مضافاً اینکه به دلیل پایین بودن درجه بلوغ حسابرسی داخلی در سال‌های اولیه فراگیر شدن آن (منتی، ۱۳۹۶)، در سال‌های آینده، پس از گذشت زمان و تجربه‌اندوزی در حوزه حسابرسی داخلی در ایران، انجام پژوهش‌های مشابه در سال‌های آتی احتمالاً می‌تواند به تقویت مناسب‌تر یافته و تبیین بهتر ارتباطات میان این مؤلفه‌ها و اثربخشی حسابرسی داخلی منتج گردد.

## محدودیت‌های پژوهش

به دلیل عدم افشای عمده اطلاعات واقعی پیرامون واحدهای حسابرسی داخلی شرکت‌های ایرانی (به‌استثنای رزومه مدیر حسابرسی داخلی و تعداد کارکنان واحد حسابرسی داخلی)، دسترسی به داده‌های واقعی مرتبط با متغیرهای پژوهش امکان‌پذیر نبوده است. از مهم‌ترین محدودیت این پژوهش، مرتبط با ماهیت آن یعنی پیمایشی بودن آن است. داده‌های به‌دست‌آمده بر اساس نگرش ذهنی مشارکت‌کنندگان حاصل آمده است که ممکن است از معیارهای عینی و اندازه‌های واقعی فاصله داشته باشد. همچنین با کوشش فراوان نهایتاً ۱۳۱ پرسشنامه جمع‌آوری گردید، لذا در صورت مشارکت، حسابرسان داخلی بیشتر، قطعاً نتایج قابل‌اتکاتری حاصل می‌شد بنابراین در تعمیم‌یافته‌های حاصل از این پژوهش می‌بایست احتیاط نمود. همچنین به دلیل فراگیر شدن حسابرسی داخلی در شرکت‌های ایرانی در سال‌های اخیر به‌ویژه به‌موجب الزام دستورالعمل کنترل‌های داخلی مورخ ۱۳۹۱/۰۲/۱۶ و همچنین الزامات و رهنمودهای بانک مرکزی (به‌ویژه چارچوب‌ها و رهنمودهای کمیته بال، ۲۰۱۵) که به دنبال بروز اختلاس‌های کلان در اوایل ۱۳۹۰ شمسی رخ داد (منتی، ۱۳۹۶)، درجه بلوغ واحدهای حسابرسی داخلی شرکت‌های ایرانی و آگاهی حرفه (به مفهوم عام) نسبت به جوانب مختلف آن کمتر بوده است لذا این موضوع یکی از محدودیت‌های ذاتی این پژوهش به شمار می‌رود.

## پی‌نوشت

۱ International Professional Practices Framework (IPPF)

۲ Common Body of Knowledge (CBOK)

## منابع

منتی، وحید. (۱۳۹۶). طراحی مدل کیفیت حسابرسی داخلی در شرکت‌های ایرانی. *رساله دکتری، دانشکده مدیریت، دانشگاه تهران.*

نیکبخت، محمدرضا. رضایی، ذبیح‌الله. منتی، وحید. (۱۳۹۶). طراحی مدل کیفیت حسابرسی داخلی. *دانش حسابرسی*: ۶۹، ۵۸-۵.

Badara, M. S. & Sadin, S. Z. (2013). The Journey so far on Internal Audit Effectiveness: a Calling for Expansion. *international Journal of Academic Research in Accounting, Finance and Management Sciences: 3 (3)* , 340-351.

Institute of Internal Auditors (IIA). (2010). Measuring Internal Audit Effectiveness and Efficiency. IPPF – Practice Guide, December.

Institute Of Internal Auditors. (2016). International Standards for the Professional Practice Of Internal Auditing (Standards).

Lenz, R. (2013). Insights into the effectiveness of internal audit: a multi-method and multi-perspective study, dissertation at the Université catholique de Louvain - Louvain School of Management Research Institute.

Lenz, R. and Sarens, G. (2012). Reflections on the internal auditing profession: what might have gone wrong? *Managerial Auditing Journal 27 (6)* , 532-549.

Lenz, R. Sarens, G. and D'Silva, K. (2013). Probing the discriminatory power of characteristics of internal audit functions: sorting the wheat from the chaff, *International Journal of Auditing: 18 (2*) ,126-138.

Lenz, Rainer, Hahn, Ulrich, (2015) , A synthesis of empirical internal audit effectiveness literature pointing to new research opportunities, *Managerial Auditing Journal: 30 (1).*

Lenz, Rainer, Sarens, Gerrit, (2012) , Internal Auditing Effectiveness: Multiple Case Study Research in Germany That Hardens Role Theory and the Relational Theory of CoordinationAccepted for presentation at the CAAA ANNUAL CONFERENCE, May 31 - June 3.

Mennati, V. (2018). Designing Internal Audit Quality Model in Iranian Companies, Ph. D. Dissertation, Faculty Of Management, University Of Tehran. [in Persian].

Nikbakht, M. R. Rezaee, Z. and Mennati,V. (2017). Designing Internal Audit Quality Model, *Journal of Audit Science: 17 (69). [in Persian*].

پژوهش‌های تجربی حسابداری

سال نهم، شماره ۳۴، زمستان ۱۳۹۸، صص ۲۷۱ - ۲۹۸

# اثر تعدیل‌کنندگی کیفیت حسابرسی بر رابطهٔ بین کیفیت اطلاعات حسابداری و کارایی سرمایه‌گذاری

**مهدی بهارمقدم*، حسین جوکار**، کاظم شمس‌الدینی ***، سجاد حمزه نژاد *****

تاریخ دریافت: ۹۷/۰۲/۰۱

تاریخ پذیرش: ۹۷/۰۵/۱۶

## چکیده

هدف اصلی این پژوهش، بررسی اثر تعدیل‌کنندگی کیفیت حسابرسی بر رابطهٔ بین کیفیت اطلاعات حسابداری و کارایی سرمایه‌گذاری است. کیفیت حسابرسی بوسیله متغیرهای مشاهده‌پذیر نوع گزارشات، تخصص و دوره تصدی حسابرس اندازه‌گیری می شود. بدین منظور، نمونه‌ای متشکل از ۸۶۴ سال-شرکت طی سال‌های ۱۳۸۷-۱۳۹۵ با استفاده از روش داده‌های پانل بررسی شده است. نتایج پژوهش نشان داد حسابرسی مستقل و باکیفیت مکانیزمی است که از طریق بهبود کیفیت اطلاعات حسابداری می‌تواند مشکلات ناشی از انتخاب نامطلوب و هزینه‌های نمایندگی را کاهش دهد و بدین ترتیب منجر به افزایش کارایی سرمایه‌گذاری شود. همچنین نتایج پژوهش حاکی از آن است که تأثیر کاهش سرمایه گذاری بیش از حد و کمتر از حد از طریق بهبود کیفیت اطلاعات حسابداری در شرکت‌هایی که از کیفیت حسابرسی بالاتری برخوردار هستند به مراتب بیشتر است.

**واژه‌های کلیدی:** کیفیت حسابرسی، کیفیت اطلاعات حسابداری، کارایی سرمایه‌گذاری

**طبقه‌بندی موضوعی:** G11, M41, M42

DOI: 10.22051/jera.2019.19870.2003

* دانشیار حسابداری، دانشگاه شهید باهنر کرمان، کرمان، ایران. (m. bahar330@yahoo.com)

** کارشناسی ارشد حسابداری، دانشگاه شهید باهنر کرمان، کرمان، ایران، (نویسنده مسئول)، (abas.jokar1388@gmail.com)

*** استادیار حسابداری، دانشگاه شهید باهنر کرمان، کرمان، ایران.. (kshams@uk.ac.ir)

**** کارشناسی ارشد حسابداری، دانشگاه علامه طباطبایی، تهران، ایران.. (sajadhn19@gmail.com)

**مقدمه**

واحدهای تجاری برای حل مشـــکلات اقتصـــادی و جلوگیری از رکود و درماندگی مالی همواره احتیاج به بســط و توســعه ســرمایه‌گذاری دارند. در همین راســتا، یکی از دغدغه‌ها و نگرانی‌های اصلی واحدهای تجاری محدودیت در منابع است که باعث شده علاوه بر گسترش ســرمایه‌گذاری، افزایش کارایی ســرمایه‌گذاری نیز از اهمیت ویژه برخوردار گردد؛ اما یکی از مســائل اصــلی واحدهای تجاری در انتخاب طرح‌های بهینه و افزایش کارایی ســرمایه‌گذاری، مشکلات ناشی از عدم تقارن اطلاعاتی و تضاد منافع بین مدیران و سرمایه‌گذاران است که مانع از انجام یک سرمایه‌گذاری بهینه می‌شود (ثقفی و همکاران، ۱۳۹۰) ؛ از اینرو با در نظر گرفتن مشکلاتی که به احتمال ناکارایی سرمایه‌گذاری منجر می شود، سوالی که بوجود می‌آید این است که چه عواملی می‌تواند موجب کاهش یا حذف مسئله‌ی عدم کفایت سرمایه‌گذاری و به طور خاص مسئله سـرمایه‌گذاری کمتر از حد و بیش از حد شـود. در این زمینه شـواهد نشـان می‌دهد حســابرســی مســتقل و باکیفیت به طور بالقوه می‌تواند بیش و کم ســرمایه‌گذاری را کاهش دهد و منجر به افزایش کارایی ســرمایه‌گذاری شــود (ایلود و جاربویی، ۲۰۱۷؛ بادآور نهندی و تقی‌زاده، ۱۳۹۲؛ ثقفی و همکاران، ۱۳۹۰؛ صــفری و رعنائی، ۱۳۹۶). در حقیقت شواهد نشان می‌دهد حسابرسی مستقل از طریق بهبود کیفیت گزارشگری مالی، مشکلات ناشی از نمایندگی و عدم تقارن اطلاعاتی را کاهش می‌دهد و به مدیران و ســرمایه‌گذاران در شناسایی فرصت‌های بهینه سرمایه‌گذاری یاری می‌رساند. با این وجود، اگر چه مطالعاتی در بورس اوراق بهادار تهران به بررسی تأثیر کیفیت حسابرسی و کیفیت اطلاعات حسابداری بر کارایی ســرمایه‌گذاری پرداخته‌اند؛ اما در این مطالعات اغلب به بررســی تأثیر مســتقیم کیفیت حسابرسی و اطلاعات حسابداری بر کارایی سرمایه‌گذاری پرداخته شده است و به بررسی این موضوع پرداخته نشده است که در شرایطی که کیفیت حسابرسی شرکت‌ها متفاوت باشد، تفاوت در کیفیت حســابرســی چه تأثیری می‌تواند بر رابطهٔ بین کیفیت اطلاعات حســابداری و کارایی سرمایه‌گذاری بگذارد؛ بنابراین شکاف قابل توجهی در ادبیات موجود وجود دارد که این پژوهش به دنبال پر کردن آن اســت؛ لذا در این پژوهش تلاش شــده با اســتفاده معیارهای مشاهده‌پذیر بیشتری از کیفیت حسابرسی که دارای پشتوانه نظری نیز باشند، معیار جامع‌تری ارائه شود و به پرسش‌های زیر پاسخ داده شود. آیا کیفیت حسابرسی دارای اثر تعدیل‌کنندگی

بر رابطهٔ بین کیفیت اطلاعات حسابداری و کارایی سرمایه‌گذاری است؟ آیا تفاوت در کیفیت حسابرسی بر رابطهٔ بین کیفیت اطلاعات حسابداری و سرمایه‌گذاری بیش از حد و کمتر از حد تأثیر می‌گذارد؟

در ادامه پژوهش، ابتدا مبانی نظری و فرضیه‌های پژوهش ارائه شده است. سپس روش‌شناسی و یافته‌های پژوهش تشریح شده است و در نهایت نتیجه‌گیری و پیشنهادهای برگرفته از پژوهش بیان شده است.

## مبانی نظری

کارایی سرمایه‌گذاری به معنای پذیرش پروژه‌هایی با خالص ارزش فعلی مثبت است و منظور از ناکارایی سرمایه‌گذاری انتخاب پروژه‌هایی با خالص ارزش فعلی منفی (سرمایه‌گذاری بیش از حد) یا صرف نظر کردن از پروژه‌هایی با خالص ارزش فعلی مثبت (سرمایه‌گذاری کمتر از حد) است (ثقفی و معتمدی فاضل، ۱۳۹۰).

ادبیات مالی ریشه بروز شرایطی چون کم سرمایه‌گذاری و بیش سرمایه‌گذاری را در برخی از نواقص بازار سرمایه مانند عدم تقارن اطلاعاتی و هزینه‌های نمایندگی ناشی از برهم کنش میان مدیران، سهامداران و اعتباردهندگان بیان می‌کند (بیدل و هیلاری، ۲۰۰۶). پژوهشگران این حوزه (مانند وردی، ۲۰۰۶؛ چن و همکاران، ۲۰۱۱؛ ثقفی و همکاران، ۱۳۹۰) چنین بیان می‌کنند که افزایش کیفیت گزار شگری مالی می‌تواند موجب کاراتر بودن سرمایه‌گذاری‌ها و حفظ و توسعه منابع شود. بدین ترتیب که اطلاعات مالی باکیفیت، با کاهش عدم تقارن اطلاعاتی امکان انتخاب نامطلوب و خطر اخلاقی بین مدیران و سرمایه‌گذاران را کاهش می‌دهد و کارایی سرمایه‌گذاری را با کاهش هزینه‌های تامین مالی خارجی بهبود می‌بخشد. همچنین کیفیت گزارشگری با کاهش هزینه های نظارت بر مدیران می‌تواند کارایی سرمایه‌گذاری را از طریق بهبود توانایی سهامداران برای نظارت بر مدیران را بهبود دهد و منجر به کاهش هرینه‌های نمایندگی و انتخاب طرح‌های مناسب شود (وردی، ۲۰۰۶؛ صفری و رعنائی، ۱۳۹۶).

در همین راستا، اگر چه ادبیات مالی بیان می‌کند کیفیت گزارشگری مالی ازجمله عواملی است که در رسیدن واحدهای تجاری به سطح بهینه‌ای از سرمایه‌گذاری تأثیر دارد و می‌تواند

منتج به کاهش بیش و کم سرمایه‌گذاری می شود؛ اما با در نظر گرفتن ابعاد نظارتی، اطلاعاتی و اعتباردهندگی حسابرس مستقل و سطح گسترده‌ای از پژوهش‌های پیشین (مانند ژیانگ و همکاران، ۲۰۱۵؛ آستامی و همکاران، ۲۰۱۷؛ ابراهیمی کردلر و سیدی، ۱۳۸۷) که به تأثیر مثبت و مستقیم کیفیت حسابرسی بر کیفیت اطلاعات حسابداری اشاره می‌کنند می‌توان دلایلی را برشمرد که نشان می‌دهد حسابرسی مستقل و باکیفیت توانایی تأثیر بر رابطهٔ بین کیفیت اطلاعات حسابداری و کارایی سرمایه‌گذاری را دارد.

حسابرسی مستقل از طریق بهبود کیفیت گزارشگری هزینه‌های انتخاب نامطلوب بین مدیران و سرمایه‌گذاران را کاهش و موجب کاهش عدم تقارن اطلاعاتی می‌شود (ایلود و جاربویی، ۲۰۱۷). کاهش عدم تقارن اطلاعاتی باعث می شود، این استنباط سرمایه‌گذاران که شرکت‌ها به دلیل فقر مالی تامین مالی می‌کنند از بین برود و آنها به شیوه درستی قیمت‌های سهام را در بازار ارزش‌گذاری کنند و مبالغ بیشتری را در قبال خرید سهام شرکت پرداخت می‌کنند که این امر منتج به کاهش هزینه‌های تامین مالی شرکت و کاهش سرمایه‌گذاری کمتر از حد می‌شود (بادآور نهندی و تقی‌زاده، ۱۳۹۲). ازسوی دیگر، حسابرسی مستقل از طریق ارائه اطلاعات حسابداری باکیفیت می‌تواند هرینه‌های نمایندگی بین مدیران و سهامدارن را کاهش و باعث افزایش توانایی سهامدارن برای نظارت بر مدیران شود. مشکلات نمایندگی باعث انتخاب نامطلوب طرح‌های سرمایه‌گذاری و افزایش هزینه‌های تامین مالی می‌شود و از این طریق کارایی سرمایه‌گذاری را تحت تأثیر قرار دهد (وردی، ۲۰۰۶) ؛ لذا افزایش ظرفیت نظارتی سهامداران باعث می شود سهامداران بر رفتارهای مدیران برای کاهش سرمایه‌گذاری بیش از حد نظارت بیشتری داشته باشند و در شرایط کم سرمایه‌گذاری مدیران را به انجام سرمایه‌گذاری‌های مثبت ترغیب کنند (ایلود و جاربویی، ۲۰۱۷).

با در نظر گرفتن استدلال‌های فوق، منطقی است که علی‌رغم پیچیدگی سیگنال‌هایی که اطلاعات مالی در ارتباط با کارایی سرمایه‌گذاری ارسال می‌کنند استنباط شود که حسابرسی به عنوان یک ابزار سودمند می‌تواند رابطهٔ بین کیفیت اطلاعات حسابداری و کارایی سرمایه‌گذاری را تحت تأثیر قرار دهد و دارای اثر تعدیل‌کنندگی بر این رابطه است. به طور کلی، اثر تعدیل‌کنندگی کیفیت حسابرسی بر این ایده مطرح است که حسابرسی مستقل و باکیفیت به دلیل برخورداری از تخصص و مهارت کافی، از طریق ارزش افزوده‌ای که به ابلاغ

اولیه اطلاعات مالی از واحد گزارشگر اضافه می‌کند ارزش افزوده‌ی مضاعف ایجاد می‌کند که می‌تواند عدم تقارن اطلاعاتی و مشکلاتی نمایندگی را تحت تأثیر قرار دهد و بر کارایی سرمایه‌گذاری تأثیر بگذارد.

## پیشینه پژوهش

در راستای بررسی پیشینه پژوهش، مطالعات کمی به بررسی اثر تعدیل‌کنندگی کیفیت حسابرسی بر رابطهٔ بین کیفیت اطلاعات حسابداری و کارایی سرمایه‌گذاری پرداخته‌اند و اغلب پژوهش‌های پیشین تلاش کرده‌اند به صورت جداگانه تأثیر کیفیت حسابرسی و کیفیت اطلاعات حسابداری بر کارایی سرمایه‌گذاری در بازار را بررسی کنند که در ادامه به برخی از آن‌ها اشاره شده است.

## پیشینه خارجی

ودری (۲۰۰۶) طی پژوهشی به بررسی رابطه کیفیت گزارشگری مالی و کارایی سرمایه‌گذاری در نمونه‌ای متشکل از ۳۸۰۶۲ شرکت-سال، طی سال‌های ۱۹۸۰ تا ۲۰۰۳ پرداخت. وی کیفیت گزارشگری مالی را با استفاده از مدل جونز و از طریق نماگر کیفیت اقلام تعهدی بررسی کرد و نشان داد که شاخص‌های کیفیت گزارشگری مالی، هم با سرمایه‌گذاری کمتر از حد و هم با سرمایه‌گذاری بیش از حد، رابطه‌ای منفی دارد. وی همچنین نشان داد رابطه کیفیت گزارشگری مالی با سرمایه‌گذاری کمتر از حد برای شرکت‌هایی که با محدودیت در امر تأمین مالی مواجه هستند، قوی‌تر است.

چن و همکاران (۲۰۱۱) در پژوهشی به بررسی ارتباط بین کیفیت گزارشگری مالی و کارایی سرمایه‌گذاری شرکت‌های خصوصی در بازارهای در حال توسعه پرداختند. آن‌ها داده‌های ۷۹ کشور را برای دورهٔ مالی ۲۰۰۲-۲۰۰۵ مورد بررسی قرار دادند. نتایج آن‌ها نشان داد کیفیت گزارشگری مالی، به طور مثبتی کارایی سرمایه‌گذاری را تحت تأثیر قرار می‌دهد. علاوه براین، تأمین مالی شرکت‌ها از طریق بانک، موجب بهبود نقش اطلاعات حسابداری در تصمیمات سرمایه‌گذاری می‌شود و انگیزهٔ حداقل سازی سود را برای اهداف مالیاتی کاهش می‌دهد.

مطابق با دیدگاه فوق لنارد و یو (۲۰۱۲) نقش کیفیت حسابرسی بر بیش سرمایه‌گذاری را مورد بررسی قرار دادند و دریافتند نسبت بیش سرمایه‌گذاری در شرکت‌هایی که دوره تصدی حسابرس بیشتر است، پایین‌تر از شرکت‌هایی است که دوره تصدی حسابرس کمتر است. همچنین آن‌ها نشان دادند بیش سرمایه‌گذاری برای شرکت‌هایی که از دوره تصدی حسابرس پایین‌تری برخوردار هستند در حدود ۷۰ درصد است؛ لذا در شرکت‌هایی که کیفیت حسابرسی بالاتر است، کارایی سرمایه‌گذاری به طور چشمگیری بیشتر است.

بای و چویی (۲۰۱۲) ارتباط میان تخصص حسابرس در صنعت و کارایی سرمایه‌گذاری را در بین شرکت‌های خدماتی مورد بررسی قرار دادند. آن‌ها با استفاده از نمونه بزرگی از شرکت‌های کره‌ای در دوره ۱۹۷۶-۲۰۰۵ نشان دادند که تخصص حسابرس در صنعت با کارایی سرمایه‌گذاری ارتباط مثبتی دارد.

گوماریز و بالستا (۲۰۱۴) به این نتیجه رسیدند در شرکت‌هایی که کیفیت گزارشگری مالی بیشتر است، اطلاعات حسابداری ابزاری برای نظارت بر کارایی سرمایه‌گذاران می‌باشد. همچنین آن‌ها نشان دادند رابطهٔ بین کیفیت اطلاعات حسابداری و کارایی سرمایه‌گذاری تحت تأثیر بدهی‌های کوتاه مدت کاهش می‌یابد؛ زیرا در صورت تامین مالی شرکت از محل بدهی‌ها، سرمایه‌گذاران بر رفتارهای مدیران برای کاهش سرمایه‌گذاری بیش از حد نظارت بیشتری می‌توانند داشته باشند و رفتارهای فرصت‌طلبانه مدیران در تصمیم‌گیری‌های سرمایه‌گذاری را بیشتر می‌توانند کنترل کنند.

ایلود و جاربویی (۲۰۱۷) طی پژوهشی به بررسی رابطه بین تخصص حسابرس، کیفیت اطلاعات حسابداری و کارایی سرمایه‌گذاری پرداختند. آن‌ها با استفاده از یک نمونه ۲۳۱ تایی از شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تونس طی سال‌های ۲۰۰۷ تا ۲۰۱۳ و روش داده‌های ترکیبی به این نتیجه رسیدند کیفیت حسابرسی و کیفیت اطلاعات حسابداری دو مکانیزمی هستند که به طور مشترک کارایی سرمایه‌گذاری را تحت تأثیر قرار می‌دهند و مشکلات سرمایه‌گذاری بیشتر از حد و کمتر از حد را کاهش می‌هند. علاوه بر این آن‌ها به این نتیجه رسیدند برای شرکت‌هایی که حسابرس مستقل، متخصص صنعت باشد، کیفیت گزارشگری مالی تأثیر مثبت قوی‌تری بر کارایی سرمایه‌گذاری دارد.

## پیشینه داخلی

در بورس اوراق بهادار تهران ثقفی و همکاران (۱۳۹۰) به بررسی تأثیر کیفیت اطلاعات حسابداری بر سرمایه‌گذاری بیش از حد پرداختند. آن‌ها با استفاده از یک نمونه ۶۴ تایی از شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۸۰ تا ۱۳۸۹ به این نتیجه رسیدند هر اندازه کیفیت اطلاعات حسابداری بیشتر باشد، مسئله سرمایه‌گذاری بیش از حد کمتر به وجود می‌آید و این رابطه در شرکت‌هایی با جریان‌های نقدی آزاد بالا بیشتر رخ می‌دهد.

ثقفی و فاضل (۱۳۹۰) طی پژوهشی به بررسی رابطه بین کیفیت حسابرسی و کارایی سرمایه‌گذاری پرداختند. نتایج پژوهش آن‌ها با استفاده از یک نمونه ۱۱۹ تایی از شرکت پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۸۲ تا ۱۳۸۸ و با استفاده از روش داده‌های ترکیبی نشان داد اگر شرکت‌ها با امکانات سرمایه‌گذاری زیاد، از حسابرسان با کیفیت‌تر استفاده کنند، سطح بالاتری از کارایی سرمایه‌گذاری را تجربه خواهند کرد. این در حالی بود که کیفیت حسابرسی بالاتر، بر خلاف انتظار، تأثیری در کاهش دستکاری در اقلام تعهدی اختیاری نداشت.

بادآورد نهندی و تقی‌زاده (۱۳۹۲) با انتخاب معیارهایی مانند شهرت، استقلال، اندازه و دوره تصدی حسابرس به عنوان معیارهایی برای اندازه‌گیری کیفیت حسابرسی این نتیجه رسیدند کیفیت بالای حسابرسی می‌تواند هزینه‌های انتخاب ناسازگار و همچنین تامین مالی پروژه‌های بلندمدت و پروژه‌هایی با بازده بالا را تسهیل کند و به افزایش کارایی سرمایه‌گذاری منجر شود. از سوی دیگر، افزایش کیفیت حسابرسی با کاهش مشکلات نمایندگی بین مدیران و سهامداران و افزایش توان نظارتی سهامداران می‌تواند هزینه‌های تامین مالی را کاهش داده و بدین ترتیب منجر به افزایش کارایی سرمایه‌گذاری شود.

گودرزی و بابازداه (۱۳۹۴) دریافتند کیفیت گزارشگری مالی بالاتر، کارایی سرمایه‌گذاری را با کاهش عدم تقارن اطلاعاتی بین واحدهای تجاری و تامین‌کنندگان خارجی سرمایه بهبود می‌بخشد و منجر به کاهش هزینه‌های نظارت و بهبود انتخاب پروژه‌های بهینه می‌شود.

کاشانی‌پور و همکاران (۱۳۹۴) طی پژوهشی به بررسی تأثیر توانایی مدیران بر رابطه بین کیفیت گزارشگری مالی و کارایی سرمایه‌گذاری در شرکت‌های دارویی پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. نمونه آماری این پژوهش شامل ۲۴ شرکت فعال در صنعت دارویی در بازه زمانی ۱۳۸۵-۱۳۹۳ بوده است و برای برازش الگوی پژوهش از روش حداقل مربعات معمولی استفاده شده است. نتیجه پژوهش آن‌ها حاکی از آن است که توانایی مدیران بر رابطه بین کیفیت گزارشگری مالی و کارایی سرمایه‌گذاری اثرگذار نیست. این نتیجه در بازار ایران به علت ناکارایی بازار سرمایه و بی‌ثباتی شرایط اقتصادی قابل توجیه است؛ چرا که در زمان ناکارایی بازار سرمایه بحث نامتقارنی اطلاعات پیش می‌آید؛ ولی این نامتقارنی اطلاعات باعث نمی‌شود که هزینه‌های تأمین مالی شرکت‌ها به خاطر مخفی‌بودن اطلاعات واقعی آن‌ها از افکار عمومی بالا رود. درنتیجه، مدیران شرکت‌های دارویی برای بحث تأمین مالی با مشکل زیادی روبه‌رو نیستند و دلیلی برای افزایش شفافیت و کیفیت گزارش‌های خود نمی‌بینند؛ بنابراین در این رابطه توانایی مدیران بی‌تأثیر است.

صفری و رعنایی (۱۳۹۶) به بررسی ارتباط بین کیفیت گزارشگری مالی و کارایی سرمایه‌گذاری پرداختند. آن‌ها برای آزمون فرضیه‌ها از یک نمونه ۹۲ تایی از شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۸۴ تا ۱۳۸۹ و برای آزمون آن‌ها از الگوی رگرسیون چندگانه میتنی بر داده‌های تلفیقی استفاده کردند و نشان دادند کیفیت گزارشگری مالی با کاهش عدم تقارن اطلاعاتی و پیامدهای نامطلوب آن، احتمال ناکارایی سرمایه‌گذاری را کاهش می‌دهد. همچنین آن‌ها به این نتیجه رسیدند رابطهٔ بین کیفیت گزارشگری مالی و کارایی سرمایه‌گذاری تحت تأثیر ساختار سررسید بدهی‌ها قرار دارد و با افزایش بدهی‌های با سررسید کوتاه مدت این رابطه تضعیف می‌شود.

## فرضیه‌های پژوهش

شواهد تجربی پیشین حکایت از این دارد که اطلاعات حسابداری باکیفیت از طریق کاهش هزینه‌های نمایندگی و عدم تقارن اطلاعاتی منجر به بهبود سطح بهینه‌ای از سرمایه‌گذاری می‌شود. بدین معنی که در شرکت‌هایی که کیفیت گزارشگری بالاتر است مسئله سرمایه‌گذاری کمتر از و بیش از حد، کمتر به وجود می‌آید. از سوی دیگر، پژوهش‌های متعددی به تأثیر حسابرسی مستقل بر کیفیت گزارشگری مالی اشاره می‌کنند (ژیانگ و

همکاران، ۲۰۱۵؛ آستامی و همکاران، ۲۰۱۷) و در همین راستا بیان می‌کنند حسابرسی مستقل و باکیفیت تأثیر شایانی بر گزارشگری مالی دارد و به شدت کیفیت گزارشگری را می‌تواند تحت تأثیر قرار می‌دهد؛ لذا حسابرسی مکانیزمی است که از طریق بهبود کیفیت اطلاعات مالی می‌تواند کارایی سرمایه‌گذاری را تحت تأثیر قرار دهد و سرمایه‌گذاری بیش از حد و کمتر از حد را کاهش دهد؛ از اینرو بر مبنای سؤالات و مبانی نظری ارائه شده، فرضیه‌های پژوهش به صورت زیر تدوین شده است.

فرضیه اول: بین کیفیت اطلاعات حسابداری و کارایی سرمایه‌گذاری در شرکت‌هایی که کیفیت حسابرسی بالا است، رابطه‌ای مستقیم وجود دارد.

فرضیه دوم: اگر کیفیت حسابرسی بالا باشد، بین کیفیت اطلاعات حسابداری و سرمایه‌گذاری بیش از حد رابطه‌ای معکوس وجود دارد.

فرضیه سوم: اگر کیفیت حسابرسی بالا باشد، بین کیفیت اطلاعات حسابداری و سرمایه‌گذاری کمتر از حد رابطه‌ای معکوس وجود دارد.

## روش‌شناسی پژوهش

پژوهش حاضر از نظر هدف کاربری و بر مبنای روش از نوع همبستگی با رویکرد رگرسیونی است که در آن برای آزمون مدل‌های پژوهش از تحلیل رگرسیون چند متغیره مبتنی بر سری‌های زمانی و داده‌های ترکیبی استفاده شده است.

## روش‌ها و ابزار تجزیه و تحلیل داده‌ها

به منظور جمع‌آوری داده‌ها و اطلاعات از روش کتاب‌خانه‌ای استفاده شده است. داده‌های مورد نیاز تحقیق جهت آزمون فرضیه‌ها و مدل پژوهش از صورت‌های مالی حسابرسی شده شرکت‌ها و سایر گزارشات مالی آنها مستقیما از سایت کدال استخراج شده است. داده‌ها پس از جمع‌آوری در صفحه گسترده Excel مرتبط و طبقه‌بندی شده و در نهایت با استفاده از نرم افزار Eviews و Stata مورد تجزیه و تحلیل قرار می‌گیرند.

## مدل و متغیرهای پژوهش

به منظور آزمون فرضیه اول پژوهش، بررسی اثر تعدیل‌کنندگی کیفیت حسابرسی بر رابطهٔ بین کیفیت حسابداری و کارایی سرمایه‌گذاری، همسو با پژوهش‌هایی مانند ایلود و جاربویی (۲۰۱۷) از مدل (۱) استفاده شده است.

$$IE_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 AQ_{i,t} + \beta_2 AU_{i,t} + \beta_3 AQ_{i,t} \times AU_{i,t} + \beta_4 MTB_{i,t} + \beta_5 Age_{i,t} + \beta_6 LEV_{i,t} + \beta_7 ROA_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$ مدل (۱)

به منظور آزمون فرضیه دوم پژوهش، بررسی اثر تعدیل‌کنندگی کیفیت حسابرسی بر رابطهٔ بین کیفیت حسابداری و سرمایه‌گذاری بیش از حد، همسو با پژوهش‌هایی مانند ایلود و جاربویی (۲۰۱۷) از مدل (۲) استفاده شده است.

$$Ov_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 AQ_{i,t} + \beta_2 AU_{i,t} + \beta_3 AQ_{i,t} \times AU_{i,t} + \beta_4 MTB_{i,t} + \beta_5 Age_{i,t} + \beta_6 LEV_{i,t} + \beta_7 ROA_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$ مدل (۲)

به منظور آزمون فرضیه سوم پژوهش، بررسی اثر تعدیل‌کنندگی کیفیت حسابرسی بر رابطهٔ بین کیفیت حسابداری و سرمایه‌گذاری کمتر از حد، همسو با پژوهش‌هایی مانند ایلود و جاربویی (۲۰۱۷) از مدل (۳) استفاده شده است.

$$Un_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 AQ_{i,t} + \beta_2 AU_{i,t} + \beta_3 AQ_{i,t} \times AU_{i,t} + \beta_4 MTB_{i,t} + \beta_5 Age_{i,t} + \beta_6 LEV_{i,t} + \beta_7 ROA_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$ مدل (۳)

در مدل‌های فوق IE کارایی سرمایه‌گذاری، AQ کیفیت اطلاعات حسابداری، AU کیفیت حسابرسی، SEN × AU اثرات تعاملی کیفیت اطلاعات حسابداری و کیفیت حسابرسی است که ضریب آن نشان دهنده تعدیل‌گر بودن متغیر کیفیت حسابرسی است، Ov سرمایه‌گذاری بیش از حد، Un سرمایه‌گذاری کمتر از حد، MTB نسبت ارزش بازار سهام به ارزش دفتری، Age عمر شرکت، LEV اهرم مالی و ROA نرخ بازده دارایی‌ها است.

### متغیر وابسته

متغیرهای وابسته در این پژوهش کارایی سرمایه‌گذاری، سرمایه‌گذاری بیش از حد و سرمایه‌گذاری کمتر از حد است. برای اندازه‌گیری این سه متغیر همانند پژوهش بیدل و

هیلاری (۲۰۰۶) و فروغ‌نژاد و همکاران (۱۳۹۵) از قدر مطلق پسماند های برآوردی مدل ریچارد سون (۲۰۰۶) ا ستفاده شده ا ست. بر ا ساس مدل ریچارد سون (۲۰۰۶) سرمایه‌گذاری تابعی از فرصت‌های رشد است؛ لذا انحراف سرمایه‌گذاری واقعی از سرمایه‌گذاری مورد انتظار بیانگر ناکارایی سرمایه‌گذاری است و مقادیر این انحراف نشان دهنده شاخصی معکوس از کارایی (ناکارایی) سرمایه‌گذاری می‌باشد. مدل ریچاردسون (۲۰۰۶) به شرح رابطه (۱) است.

$$IN_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Sales\ Grow_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$ رابطه ۱)

در رابطه فوق IN سرمایه‌گذاری است که برای اندازه‌گیری آن از خالص افزایش در دارایی‌های ثابت مشهود و غیرمشهود استفاده شده است و با تقسیم بر کل دارایی‌ها در سال قبل همگن می‌شود، Sales Grow نرخ تغییرات فروش است که برای محاسبه آن فروش سال قبل از فروش دو سال قبل کسر شده و سپس باقی‌مانده بر فروش دو سال قبل تقسیم می‌شود. معیار استخراج شده از رابطه (۱) قدر مطلق خطاهای برآوردی مدل است که برای هر شرکت در هر سال برآورد می‌شود و بر مبنای آن کارایی سرمایه‌گذاری، سرمایه‌گذاری بیش از حد و سرمایه‌گذاری کمتر از حد به ترتیب به شرح رابطه‌های (۲) تا (۴) اندازه‌گیری می‌شود. لازم به ذکر است، از آنجا که مقادیر بالای قدر مطلق پسماندهای برآوردی مدل ریچاردسون (۲۰۰۶) بیانگر ناکارایی سرمایه‌گذاری هستند؛ لذا جهت سهولت در تفسیر نتایج قدر مطلق خطاهای برآوردی بدست آمده در رابطه (۲) در یک منفی ضرب شده است، بدین ترتیب مقادیر بالای این معیار نشان دهنده کارایی سرمایه‌گذاری است.

$$IE_{i,t} = - |\varepsilon_{i,t}|$$ رابطه ۲)

$$Ov_{i,t} = \varepsilon_{i,t} > 0$$ رابطه ۳)

$$Un_{i,t} = \varepsilon_{i,t} < 0$$ رابطه ۴)

## متغیر مستقل

متغیر مستقل در این پژوهش کیفیت اطلاعات حسابداری است. برای اندازه‌گیری کیفیت اطلاعات حسابداری همانند چن و همکاران (۲۰۱۱)، گوماریز و بلستا (۲۰۱۴) از معیار قدر مطلق پسماندهای برآوردی، مدل درآمدی مک نیکولاس و استابن (۲۰۰۸) استفاده شده است.

مزیت اصلی مدل درآمدی برای اندازه‌گیری کیفیت اطلاعات حسابداری این است که هر یک از اجزاء غیراختیاری را که از طریق مدل‌های مبتنی بر اقلام تعهدی قابل دست‌یابی نیستند را نیز می‌توان تعیین نمود.

$$\Delta AR_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \Delta Sales_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$ رابطه ۵)

در مدل فوق $\Delta AR$ تغییرات در حساب‌های دریافتنی، $\Delta Sales$ تغییرات فروش و $\varepsilon$ خطاهای برآوردی مدل است. همه متغیرها با تقسیم بر کل دارایی‌ها در سال t-1 همگن شده‌اند. معیار استخراج شده از مدل فوق، قدر مطلق پسماندهای برآوردی مدل است که برای هر شرکت در هر سال برآورد می‌شود و بر مبنای آن کیفیت اطلاعات حسابداری به شرح رابطه (۶) اندازه‌گیری می‌شود. لازم به ذکر است، جهت سهولت در تفسیر نتایج قدر مطلق خطاهای برآوردی مدل در یک منفی ضرب می‌شوند؛ لذا مقادیر بیشتر این معیار به بالا بودن میزان دقت در کیفیت اطلاعات حسابداری اشاره دارد.

$$AQ_{i,t} = - |\varepsilon_{i,t}|$$ رابطه ۶)

## متغیر تعدیل‌گر

متغیر تعدیل‌گر متغیری است که جهت و شدت ارتباط بین متغیر مستقل و وابسته را تحت تأثیر قرار می‌دهد. در این پژوهش کیفیت حسابرسی متغیر تعدیل‌گر است. کیفیت حسابرسی اغلب به عنوان سنجش و ارزیابی بازار از توانایی حسابرس در کشف تحریفات بااهمیت و گزارشگری تحریفات کشف شده تعریف می‌شود (دی‌آنجلو، ۱۹۸۱). کیفیت حسابرسی در این پژوهش بوسیله متغیرهای مشاهده‌پذیر نوع گزارشات، تخصص و دوره تصدی حسابرس به شرح زیر اندازه‌گیری می‌شود.

$D_U$ نوع گزاش حسابرس: گزارش حسابرس ابزاری است که حسابرس از طریق آن نظرات خود راجع به قابل اتکا بودن اطلاعات مندرج در صورت‌های مالی را به استفاده‌کنندگان از گزارش‌های مالی منتقل می‌کند (آل‌تونیبت و همکاران، ۲۰۰۸). گزارشات حسابرس به دو نوع گزارش مقبول و غیرمقبول تقسیم می‌شود. برای محاسبه این متغیر اگر گزارش حسابرسی مقبول باشد عدد ۱ و در غیر این صورت عدد ۰ تعلق می‌گیرد.

$D_S$ تخصص حسابرس: برای اندازه‌گیری تخصص حسابرس همسو با پژوهش‌هایی مانند اعتمادی و همکاران (۱۳۸۹) و شمس‌زاده و همکاران (۱۳۹۵) از رویکرد سهم بازار استفاده شده است. در این رویکرد فرض می‌شود هر چه سهم حسابرس از بازار بیشتر باشد، تخصص و تجربه حسابرس نسبت به سایر رقبا بیشتر است و حسابرس به شیوه‌ای موفقیت آمیز توانسته خود را از سایر رقبا از لحاظ کیفیت حسابرسی متمایز نماید (اعتمادی و همکاران، ۱۳۸۹). برای محاسبه این متغیر اگر سهم بازار حسابرس بیشتر از مقدار بدست آمده از رابطه (۷) باشد حسابرس متخصص صنعت است و عدد ۱ و در غیر این صورت عدد ۰ تعلق می‌گیرد.

رابطه ۷)
$$\frac{1}{\text{تعداد شرکت‌های حسابرسی موجود در صنعت}} \times 1.2$$

سهم بازار حسابرس از رابطه (۸) محاسبه می‌شود.

رابطه ۸)
$$\text{سهم بازار حسابرس} = \frac{\text{درآمد هر موسسه حسابرسی}}{\text{مجموع درآمد کل موسسات حسابرسی}}$$

$D_T$ دوره تصدی حسابرس: پیچیدگی‌های زیاد در محیط کاری شرکت‌ها موجب می شود حسابرس نتواند در زمان کوتاهی با فعالیت‌های شرکتی که به کار آن‌ها رسیدگی می‌کند، آشنایی کامل پیدا کند؛ لذا تداوم در انتخاب و دوره تصدی حسابرس موجب می‌شود حسابرس به مرور دانش خاص بیشتری در ارتباط با شرکت مورد رسیدگی کسب کند و این موضوع صلاحیت حرفه‌ای حسابرس و کیفیت خدمت حسابرسی را افزایش دهد (حیدری و همکاران، ۱۳۹۵). برای اندازه‌گیری دوره تصدی حسابرس چنانچه حسابرس ۴ سال و بیشتر، حسابرس شرکت صاحبکار باشد عدد ۱ و در غیر این صورت عدد صفر تعلق می‌گیرد.

برای بررسی اثر تعدیل‌کنندگی کیفیت حسابرسی بر رابطهٔ بین کیفیت اطلاعات حسابداری و کارایی سرمایه‌گذاری از متغیر اثرات تعاملی کیفیت حسابرسی و کیفیت اطلاعات حسابداری استفاده می شود و ضرایب آن نشان دهنده جهت متغیر تعدیل‌گر و معنادار بودن ضرایب نشان دهنده تعدیل‌گر بودن متغیر کیفیت حسابرسی است. از سوی دیگر، همان گونه که بیان شده برای اندازه‌گیری کیفیت حسابرسی از سه متغیر نوع گزاش، تخصص و دوره تصدی حسابرس استفاده شده است؛ لذا با جایگزینی این سه متغیر به جای کیفیت حسابرسی، متغیر اثرات تعاملی

تبدیل به سه متغیر اثرات تعاملی نوع گزاش حسابرس و کیفیت اطلاعات حسابداری، اثرات تعاملی تخصص حسابرس و کیفیت اطلاعات حسابداری و متغیر اثرات تعاملی دوره تصدی حسابرس و کیفیت اطلاعات حسابداری می شود؛ اما مدل‌های دارای متغیر تعدیل‌گر برخلاف بسیاری از پژوهش‌های حسابداری که صرفا به گنجاندن متغیر تعدیل‌گر در مدل به صورت حاصل ضرب ساده اکتفا می‌کنند، یکی از پیچیده‌ترین روابط و الگوهای مورد استفاده است؛ زیرا چنانچه مقادیر متغیرهای تعاملی به صورت ساده در یکدیگر ضرب شوند، هنگام برآورد رگرسیون مشکل چند خطی بودن رخ می‌دهد؛ لذا باید اثر متغیر تعاملی با استفاده از متمرکز سازی به ترتیب مراحل زیر برآورد شود. الف) محاسبه میانگین برای هر یک از متغیرها ب) محاسبه جمله تعاملی (عزیزی، ۱۳۹۲). با توجه به آنچه بیان شده نحوه اندازه‌گیری متغیرهای اثرات تعاملی در این پژوهش به شرح رابطه‌های زیر است.

$$AQ_{i,t} \times D_{U\,i,t} = \left(AQ_{i,t} - \overline{\mathrm{AQ_{i,t}}}\right) \times \left(D_{U\,i,t} - \overline{D_{U_{\mathrm{i,t}}}}\right) \qquad \text{رابطه ۹)}$$

$$AQ_{i,t} \times D_{S_{i,t}} = \left(AQ_{i,t} - \overline{\mathrm{AQ_{i,t}}}\right) \times \left(D_{S_{i,t}} - \overline{D_{S_{\mathrm{i,t}}}}\right) \qquad \text{رابطه ۱۰)}$$

$$AQ_{i,t} \times D_{T_{i,t}} = \left(AQ_{i,t} - \overline{\mathrm{AQ_{i,t}}}\right) \times \left(D_{T_{i,t}} - \overline{D_{T_{\mathrm{i,t}}}}\right) \qquad \text{رابطه ۱۱)}$$

در رابطه‌های فوق AQ کیفیت اطلاعات حسابداری، $\overline{\mathrm{AQ}}$ میانگین متغیر کیفیت اطلاعات حسابداری، $\mathrm{D_U}$ نوع گزارشات حسابرس، $\mathrm{D_S}$ تخصص حسابرس، $\mathrm{D_T}$ دوره تصدی حسابرس، $\overline{\mathrm{D_U}}$ میانگین متغیر نوع گزارشات حسابرس و $\overline{\mathrm{D_S}}$ میانگین متغیر تخصص حسابرس و $\overline{\mathrm{D_T}}$ میانگین متغیر دوره تصدی حسابرس است.

## متغیر کنترلی

متغیرهای نسبت ارزش بازار سهام به ارزش دفتری، عمر شرکت، اهرم مالی و نرخ بازده دارایی‌ها مجموعه متغیرهای کنترلی پژوهش هستند که در پژوهش‌های پیشین از آن‌ها به عنوان متغیرهای موثر بر کارایی سرمایه‌گذاری یاد شده است (مانند ایلود و جاربویی، ۲۰۱۷؛ بیدل و هیلاری، ۲۰۰۶؛ ثقفی و همکاران، ۱۳۹۰).

فرصت‌های رشد شرکت (MTB)، یکی از متغیرهای مؤثر بر فرصت‌های سرمایه‌گذاری شرکت است که می‌تواند بخش مهمی از سرمایه‌گذاری شرکت را توجیه کند (بیدل و هیلاری، ۲۰۰۶). این نسبت از تقسیم ارزش بازار به ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام محاسبه

می‌شود. عمر شرکت (Age)، عمر پذیرش شرکت برابر با لگاریتم طبیعی تعداد سال‌هایی است که شرکت در بورس اوراق بهادار تهران پذیرفته شده است. اهرم مالی (LEV)، یکی از مقیاس‌های نسبت اهرمی است که میزان توانایی شرکت در بازپرداخت بدهی‌ها را نشان می‌دهد. این نسبت از تقسیم کل بدهی‌ها به کل دارایی‌ها به دست می‌آید. نرخ بازده دارایی‌ها (ROA)، یکی از متغیرهای مرتبط با سنجش عملکرد مدیران شرکت با توجه به منابع موجود است. این نسبت میزان سودآوری شرکت را نشان می‌دهد و بیانگر عملکرد آتی شرکت است (ثقفی و همکاران، ۱۳۹۰). نرخ بازده دارایی‌ها از تقسیم سود خالص به کل دارایی‌ها به دست می‌آید.

## جامعه و نمونه آماری

جامعه آماری پژوهش حاضر شامل شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران است که کلیه شرایط زیر را دارا باشند. تا پایان اسفند ماه سال ۱۳۸۶ در بورس اوراق بهادار تهران پذیرفته شده و سال مالی آن منتهی به پایان اسفندماه باشد؛ اطلاعات مالی مورد نیاز شرکت‌ها طی سال‌های ۱۳۸۷ تا ۱۳۹۵ در دسترس باشد؛ به دلیل ماهیت متفاوت جزء موسسه‌های مالی، سرمایه‌گذاری و بانک‌ها نباشند؛ از اینرو پس از جمع‌آوری، تعداد ۹۶ شرکت از جامعه مورد نظر باقی مانده‌اند که در طی ۹ سال مورد بررسی جمعا ۸۶۴ سال-شرکت را دربر می‌گیرد.

## یافته‌های پژوهش

### آمار توصیفی

در اولین بخش از ارائه یافته‌های پژهش، آماره‌های توصیفی متغیرهای پژوهش ارائه شده است. نتایج آمار توصیفی در نگاره ۱ نشان می‌دهد میانگین نوع اظهارنظر حسابرس ۰/۴۰۶ است که بیانگر آن است که از هر ۱۰ اظهارنظر حسابرس، به طور میانگین ۴ اظهارنظر از نوع مقبول است. میانگین تخصص حسابرس در صنعت ۰/۳۳۹ است که نشان دهنده این است که ۳۳ درصد از موسسات حسابرسی مورد بررسی، در صنعت خود متخصص هستند. میانگین اهرم مالی بیانگر این است که به طور متوسط ۵۸ درصد از دارایی‌های شرکت‌های مورد پژوهش از محل بدهی‌ها تامین مالی شده است.

***نگاره (۱): آماره‌های توصیفی***

| متغیر | میانگین | میانه | انحراف‌معیار | بیشترین | کمترین |
|---|---|---|---|---|---|
| IE | ۰/۲۷۹ | ۰/۲۵۴ | ۰/۰۷۲ | ۰/۸۶۵ | ۰/۰۰۱ |
| Ov | ۰/۳۱۴ | ۰/۳۳۶ | ۰/۰۹۷ | ۰/۷۱۰ | ۰/۰۰۱ |
| Un | -۰/۱۹۸ | -۰/۲۲۱ | ۰/۱۰۵ | -۰/۰۰۲ | -۰/۸۶۵ |
| AQ | ۰/۴۵۰ | ۰/۴۹۳ | ۰/۲۸۸ | ۰/۸۳۹ | ۰/۰۰۹ |
| $D_U$ | ۰/۴۰۶ | ۰ | ۰/۳۷۲ | ۱ | ۰ |
| $D_S$ | ۰/۳۳۹ | ۰ | ۰/۲۶۱ | ۱ | ۰ |
| $D_T$ | ۰/۶۴۳ | ۰ | ۰/۳۹۹ | ۱ | ۰ |
| MTAB | ۱/۵۸۱ | ۱/۳۹۳ | ۰/۸۲۵ | ۲/۷۷۱ | ۰/۴۹۴ |
| Age | ۱/۴۱۴ | ۱/۲۵۵ | ۰/۱۲۴ | ۱/۶۹۰ | ۱/۰۰۰ |
| LEV | ۰/۵۸۳ | ۰/۶۴۲ | ۰/۱۶۳ | ۱/۸۵۵ | ۰/۰۹۳ |
| ROA | ۰/۱۸۱ | ۰/۲۱۰ | ۰/۳۱۷ | ۳/۱۲۱ | -۲/۵۵۹ |

## تعیین مدل به روش داده‌های ترکیبی

در این پژوهش از الگوی رگرســیون چند متغیره مبتنی بر داده های ترکیبی برای آزمون فرضیه‌ها استفاده شده است.

***نگاره (۲): نتایج آزمون F لیمر و هاسمن***

| شماره مدل | آزمون F لیمر | | | آزمون هاسمن | | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | آماره F | مقدار احتمال | مدل | آماره کای دو | مقدار احتمال | نوع الگو |
| (۱، ۱) | ۳/۷۴۹ | ۰/۰۰۰ | پانل | ۴۴/۰۰۱ | ۰/۰۰۰ | اثرات ثابت |
| (۲، ۱) | ۱/۰۳۳ | ۰/۰۰۲ | پانل | ۳۳/۶۳۹ | ۰/۰۰۰ | اثرات ثابت |
| (۳، ۱) | ۱/۸۶۱ | ۰/۰۰۰ | پانل | ۳۷/۵۰۳ | ۰/۰۱۴ | اثرات ثابت |
| (۱، ۲) | ۱/۲۴۰ | ۰/۰۰۰ | پانل | ۲۶/۵۴۹ | ۰/۰۰۰ | اثرات ثابت |
| (۲، ۲) | ۰/۹۴۴ | ۰/۰۰۰ | پانل | ۲۰/۲۰۵ | ۰/۰۰۰ | اثرات ثابت |
| (۳، ۲) | ۱/۶۴۷ | ۰/۰۰۴ | پانل | ۲۹/۰۸۳ | ۰/۰۳۰ | اثرات ثابت |
| (۱، ۳) | ۱/۹۰۷ | ۰/۰۰۰ | پانل | ۸۳/۵۴۹ | ۰/۰۰۰ | اثرات ثابت |
| (۲، ۳) | ۲/۷۳۵ | ۰/۰۰۰ | پانل | ۹۷/۶۶۱ | ۰/۰۰۹ | اثرات ثابت |
| (۳، ۳) | ۱/۴۲۶ | ۰/۰۹۴ | پانل | ۷۸/۲۰۳ | ۰/۰۰۲ | اثرات ثابت |

از این‌رو در برآورد مدل به روش داده‌های ترکیبی از آزمون F لیمر برای تعیین نوع روش تخمین (روش داده‌های تلفیقی یا روش داده‌های پانل) و از آزمون هاسمن برای تعیین نوع الگو (اثرات تصادفی یا ثابت) استفاده شده است (بالتاجی، ۲۰۰۵). نتایج حاصل از آزمون‌های فوق در نگاره ۲ ارائه شده است که نشان می‌دهد برای تمام الگوهای پژوهش سطح معناداری برای آزمون F لیمر و آزمون هاسمن کمتر از ۰/۰۵ است؛ لذا مدل پانل با اثرات ثابت برای آن‌ها انتخاب می‌شود.

## بررسی مفروضات رگرسیون

پس از انتخاب نوع الگوی مناسب برای هر یک از مدل‌های پژوهش، به بررسی مفروضات رگرسیون پرداخته شده است. نتایج بررسی مفروضات رگرسیون در نگاره ۳ ارائه شده است.

***نگاره (۳): نتایج بررسی مفروضات رگرسیون***

| مدل | آزمون خود همبستگی دوربین واتسون | | | | | آزمون ناهمسانی | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | D. W | dl | du | 4-du | مقدار بحرانی (du,4-du) | آماره کای دو | مقدار احتمال |
| (۱، ۱) | ۲/۱۲۷ | ۱/۸۲۶ | ۱/۸۵۴ | ۲/۱۴۶ | (۱/۸۵۴، ۲/۱۴۶) | ۳۵۵/۰۶۰ | ۰/۰۰۰ |
| (۲، ۱) | ۲/۳۵۲ | ۱/۸۲۶ | ۱/۸۵۴ | ۲/۱۴۶ | (۱/۸۵۴، ۲/۱۴۶) | ۳۳۸/۴۱۰ | ۰/۰۰۱ |
| (۳، ۱) | ۱/۹۵۷ | ۱/۸۲۶ | ۱/۸۵۴ | ۲/۱۴۶ | (۱/۸۵۴، ۲/۱۴۶) | ۳۷۱/۲۸۰ | ۰/۰۰۰ |
| (۱، ۲) | ۲/۰۶۳ | ۱/۸۲۶ | ۱/۸۵۴ | ۲/۱۴۶ | (۱/۸۵۴، ۲/۱۴۶) | ۹۴/۵۸۰ | ۰/۷۹۲ |
| (۲، ۲) | ۱/۹۱۴ | ۱/۸۲۶ | ۱/۸۵۴ | ۲/۱۴۶ | (۱/۸۵۴، ۲/۱۴۶) | ۱۹۳/۲۲۰ | ۰/۰۹۳ |
| (۳، ۲) | ۱/۸۸۳ | ۱/۸۲۶ | ۱/۸۵۴ | ۲/۱۴۶ | (۱/۸۵۴، ۲/۱۴۶) | ۲۱۵/۴۶۰ | ۰/۰۴۴ |
| (۱، ۳) | ۲/۲۱۶ | ۱/۸۲۶ | ۱/۸۵۴ | ۲/۱۴۶ | (۱/۸۵۴، ۲/۱۴۶) | ۸۴/۳۰۰ | ۰/۰۰۰ |
| (۲، ۳) | ۱/۸۵۱ | ۱/۸۲۶ | ۱/۸۵۴ | ۲/۱۴۶ | (۱/۸۵۴، ۲/۱۴۶) | ۱۵۳/۹۴۰ | ۰/۶۲۱ |
| (۳، ۳) | ۲/۱۰۲ | ۱/۸۲۶ | ۱/۸۵۴ | ۲/۱۴۶ | (۱/۸۵۴، ۲/۱۴۶) | ۱۱۴/۷۵۰ | ۰/۰۳۵ |

در بررسی فرض ناهمسانی واریانس از آزمون والد تعدیل شده استفاده شده است (بالتاجی، ۲۰۰۵). نتایج حاصل از آزمون والد تعدیل شده نشان می‌دهد مقادیر آماره کای دو، برای الگوی (۱، ۲) ؛ (۲، ۲) و (۲، ۳) دارای سطح معناداری بیشتر از ۰/۰۵ است؛ لذا به جزء این سه الگو، بقیه الگوهای پژوهش دارای مشکل ناهمسانی واریانس هستند. برای رفع مشکل ناهمسانی واریانس در الگوها از ضریب تصحیح وایت استفاده شده است. در بررسی فرض

صفر بودن کوواریانس بین اجزاء خطا در طول زمان یا همان تشخیص خود همبستگی از آزمون دوربین واتسون استفاده شده است. نتایج آزمون دوربین واتسون در سطح معناداری ۰/۰۱ در نگاره ۷ نشان می‌دهد تنها مقادیر آماره دوربین واتسون برای الگو (۲، ۱) و (۱، ۳) بین مقادیر بحرانی قرار ندارد و دارای مشکل خود همبستگی هستند. برای رفع مشکل خود همبستگی، پارامترهای مدل در حضور خود همبستگی مرتبه اول برآورد شده است.

## نتایج آزمون فرضیه اول پژوهش

در این بخش نتایج آزمون فرضیه اول پژوهش، بررسی تأثیر کیفیت حسابرسی بر رابطهٔ بین کیفیت اطلاعات حسابداری و کارایی سرمایه‌گذاری ارائه است. برای آزمون فرضیه اول از سه الگو استفاده شده است و نتایج آن در نگاره ۴ ارائه شده است، بدین ترتیب که در ستون اول نگاره ۴ تأثیر نوع گزارش حسابرس، در ستون دوم تأثیر تخصص حسابرس و در ستون سوم تأثیر دوره تصدی حسابرس بر رابطهٔ بین کیفیت حسابداری و کارایی سرمایه‌گذاری بررسی شده است. در بررسی معناداری هر الگو احتمال آماره F در سطح معناداری از ۰/۰۵ کوچک‌تر است که با اطمینان ۹۵٪ معنادار بودن تمام الگوها تأیید می شود. همچنین مقدار ضریب تعیین تعدیل شده برای هر الگو به ترتیب برابر با ۰/۶۰۴ ؛ ۰/۷۹۱ و ۰/۵۷۳ است.

در بررسی اثر تعدیل‌کنندگی متغیرهای کیفیت حسابرسی (نوع گزارشات و تخصص حسابرس) نتایج الگوی اول و دوم در نگاره ۴ نشان می‌دهد، ضریب متغیر اثرات تعاملی نوع گزارشات حسابرس و کیفیت اطلاعات حسابداری برابر با ۱/۷۱۴ و معنادار و ضریب متغیر اثرات تعاملی تخصص حسابرس و کیفیت اطلاعات حسابداری برابر با ۰/۵۲۰ و معنادار است. معنادار بودن ضریب متغیرهای اثرات تعاملی بدین معناست که نوع گزارشات و تخصص حسابرس متغیر تعدیل‌گر هستند و دارای اثر تعدیل‌کنندگی بر رابطهٔ بین کیفیت اطلاعات حسابداری و کارایی سرمایه‌گذاری می‌باشند. مثبت بودن ضریب متغیرهای تعاملی نیز بدین معناست که اثر کیفیت گزارشگری در ارتباط با کارایی سرمایه‌گذاری در شرکت‌های که نوع گزارشات حسابرس مقبول و حسابرس متخصص آن صنعت باشد، بیشتر است. نتایج در ارتباط با سومین متغیر کیفیت حسابرسی در ستون سوم نشان می‌دهد ضریب متغیر اثرات تعاملی دوره تصدی حسابرس و کیفیت اطلاعات حسابداری از لحاظ آماری مثبت ۰/۱۷۹ ولی غیرمعنادار است که با توجه به این که سطح معناداری این متغیر بیشتر از ۰/۰۵ است؛ لذا این رابطه معنادار

نمی‌باشد و دوره تصدی حسابرس متغیر تعدیل‌گر نیست و تأثیری بر رابطهٔ بین کیفیت اطلاعات حسابداری و کارایی سرمایه‌گذاری ندارد. به طور کلی با توجه به اینکه متغیرهای نوع گزارش و تخصص حسابرس به عنوان معیار های اندازه‌گیری کیفیت حسابرسی دارای اثر تعدیل‌کنندگی هستند، نتایج این بخش مبتنی بر عدم رد فرضیه اول پژوهش است.

***نگاره (۴): تأثیر کیفیت حسابرسی بر کیفیت اطلاعات حسابداری و کارایی سرمایه‌گذاری***

| | الگوی اول (N=864) | | الگوی دوم (N=864) | | الگوی سوم (N=864) | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| متغیر | ضریب | مقداراحتمال | ضریب | مقداراحتمال | ضریب | مقداراحتمال |
| AQ | ۰/۶۰۶ | ۰/۰۰۴ | ۰/۷۲۱ | ۰/۰۰۰ | ۰/۲۹۶ | ۰/۰۳۹ |
| $D_U$ | ۰/۱۳۳ | ۰/۰۱۷ | – | – | – | – |
| $D_B$ | – | – | ۰/۹۱۸ | ۰/۰۲۰ | – | – |
| $D_T$ | – | – | – | – | ۰/۵۳۶ | ۰/۰۶۸ |
| $AQ \times D_U$ | ۱/۷۱۴ | ۰/۰۹۱ | – | – | – | – |
| $AQ \times D_S$ | – | – | ۰/۶۲۰ | ۰/۰۰۳ | – | – |
| $AQ \times D_T$ | – | – | – | – | ۰/۱۷۹ | ۰/۲۵۸ |
| MTAB | ۰/۰۴۸ | ۰/۰۰۰ | ۱/۵۱۶ | ۰/۰۰۰ | −۰/۴۶۳ | ۰/۰۸۶ |
| Age | ۰/۵۳۴ | ۰/۰۰۳ | ۰/۷۴۷ | ۰/۰۰۱ | ۰/۸۱۰ | ۰/۰۰۰ |
| LEV | ۰/۴۱۶ | ۰/۴۰۵ | ۰/۶۲۹ | ۰/۰۰۰ | ۰/۱۶۵ | ۰/۷۰۳ |
| ROA | −۰/۳۲۳ | ۰/۱۶۴ | ۰/۴۰۱ | ۰/۰۶۰ | ۰/۲۷۷ | ۰/۰۰۰ |
| $\beta_0$ | ۰/۹۱۶ | ۰/۰۵۲ | ۰/۰۶۲ | ۰/۰۰۰ | ۱/۳۳۸ | ۰/۱۰۲ |
| آماره | آماره F | مقداراحتمال | آماره F | مقداراحتمال | آماره F | مقداراحتمال |
| مقدار آماره | ۱۸۶/۱۵۳ | ۰/۰۰۱ | ۲۵/۸۹۸ | ۰/۰۰۰ | ۷۳/۵۶۰ | ۰/۰۰۰ |
| ضریب‌تعیین | ۰/۶۰۴ | | ۰/۷۹۱ | | ۰/۵۷۳ | |

## نتایج آزمون فرضیه دوم پژوهش

هدف از آزمون فرضیه دوم پژوهش، بررسی تأثیر کیفیت حسابرسی بر رابطهٔ بین کیفیت حسابداری و سرمایه‌گذاری بیش از حد است. برای این منظور از سه الگو استفاده شده است. نتایج آزمون فرضیه دوم در نگاره ۵ ارائه شده است. در بررسی معناداری هر الگو احتمال آماره F در سطح معناداری از ۰/۰۵ کوچک‌تر است که با اطمینان ۹۵٪ معنادار بودن تمام الگوها تأیید می‌شود. همچنین مقدار ضریب تعیین تعدیل شده برای هر سه الگو به ترتیب برابر با ۰/۴۲۸ ؛ ۰/۵۴۴ و ۰/۳۷۱ است.

در برر سی معناداری ضرایب، نتایج در الگوی اول و دوم نشان می‌دهد مقدار ضریب متغیر اثرات تعاملی نوع گزارشات حسابرس و کیفیت اطلاعات حسابداری و متغیر اثرات تعاملی تخصص حسابرس و کیفیت اطلاعات حسابداری در سطح معناداری ۰/۰۵ به ترتیب برابر با ۰/۹۰۱- و ۰/۳۴۰- است. منفی و معنادار بودن ضریب این دو متغیر حاکی از آن است که نوع گزارشات و تخصص حسابرس دارای اثر تعدیل‌کنندگی می‌باشد و اثری معکوس بر رابطهٔ بین کیفیت اطلاعات حسابداری و سرمایه‌گذاری بیش از حد دارد. ضرایب منفی این دو متغیر تعاملی نشان می‌دهد کیفیت اطلاعات حسابداری، مشکلات بیش سرمایه‌گذاری را در شرکت‌هایی که نوع گزار شات حسابرس مقبول و حسابرس متخصص صنعت است بیشتر، کاهش می‌دهد. به بیانی دیگر، متخصص بودن و اظهارنظر مقبول حسابرس، نقش مثبت گزارشگری مالی در کاهش بیش سرمایه‌گذاری را افزایش می‌دهد. علاوه بر این، مقدار ضریب متغیر اثرات تعاملی دوره تصدی حسابرس و کیفیت اطلاعات حسابداری در الگوی سوم در سطح معناداری ۰/۰۵ غیرمعنادار است.

***نگاره (۵): تأثیر کیفیت حسابرسی بر کیفیت اطلاعات حسابداری و سرمایه‌گذاری بیش از حد***

| | الگوی اول (N=473) | | الگوی دوم (N=473) | | الگوی سوم (N=473) | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| متغیر | ضریب | مقداراحتمال | ضریب | مقداراحتمال | ضریب | مقداراحتمال |
| AQ | ۰/۱۹۴- | ۰/۰۴۲ | ۰/۱۳۳- | ۰/۰۱۰ | ۱/۱۲۳- | ۰/۰۰۷ |
| $D_U$ | ۰/۵۹۵- | ۰/۰۰۸ | – | – | – | – |
| $D_B$ | – | – | ۰/۰۴۱- | ۰/۰۰۰ | – | – |
| $D_T$ | – | – | – | – | ۲/۵۱۸ | ۰/۱۲۲ |
| $AQ \times D_U$ | ۰/۹۰۱- | ۰/۰۰۰ | – | – | – | – |
| $AQ \times D_S$ | – | – | ۰/۳۴۰- | ۰/۰۱۷ | – | – |
| $AQ \times D_T$ | – | – | – | – | ۰/۵۸۲- | ۰/۴۰۱ |
| MTAB | ۰/۱۴۴- | ۰/۰۰۰ | ۰/۹۵۹- | ۰/۰۳۲ | ۰/۴۸۲- | ۰/۰۰۶ |
| Age | ۰/۵۰۷- | ۰/۰۰۰ | ۰/۰۴۴ | ۰/۱۰۷ | ۰/۹۰۰- | ۰/۰۰۰ |
| LEV | ۰/۹۸۵ | ۰/۰۶۱ | ۰/۱۳۸ | ۰/۲۶۲ | ۰/۸۷۱ | ۰/۱۰۰ |
| ROA | ۰/۳۴۱ | ۰/۴۲۲ | ۰/۸۹۹- | ۰/۰۰۰ | ۰/۶۹۰- | ۰/۰۴۵ |
| $\beta_0$ | ۰/۲۱۴ | ۰/۰۰۰ | ۰/۷۵۳- | ۰/۰۰۰ | ۰/۵۳۲ | ۰/۰۰۱ |
| آماره | آماره F | مقداراحتمال | آماره F | مقداراحتمال | آماره F | مقداراحتمال |
| مقدار آماره | ۹۱/۶۶۷ | ۰/۰۰۰ | ۸۲/۵۰۸ | ۰/۰۲۷ | ۳۲/۳۵۷ | ۰/۰۰۹ |
| ضریب‌تعیین | ۰/۴۲۸ | | ۰/۵۴۴ | | ۰/۳۷۱ | |

این نتیجه نشـــان می‌دهد دوره تصـــدی حســـابرس متغیر تعدیل‌گر نمی‌باشـــد و بر رابطهٔ بین کیفیت اطلاعات حسابداری و سرمایه‌گذاری بیش از حد تأثیر نمی‌گذارد. در مجموع با توجه به اینکه متغیرهای نوع گزارش و تخصـــص حســـابرس به عنوان معیارهای اندازه‌گیری کیفیت حسابرسی دارای اثر تعدیل‌کنندگی هستند، فرضیه دوم پژوهش رد نمی‌شود.

## نتایج آزمون فرضیه سوم پژوهش

هدف از آزمون فرضیه سوم پژوهش، بررسی تأثیر کیفیت حسابرسی بر رابطهٔ بین کیفیت حسابداری و سرمایه‌گذاری کمتر از حد است. برای این منظور از سه الگو استفاده شده است و نتایج آن در نگاره ۶ ارائه شـده اسـت. در بررسـی معناداری الگوها احتمال آماره F در سـطح معناداری از ۰/۰۵ کوچک‌تر است که با اطمینان ۹۵٪ معنادار بودن هر سه الگوها تأیید می‌شود. مقدار ضـــریب تعیین تعدیل شـــده برای هر الگو نیز به ترتیب برابر با ۰/۶۳۱ ؛ ۰/۴۹۷ و ۰/۵۰۵ است.

***نگاره (۶): تأثیر کیفیت حسابرسی بر کیفیت اطلاعات حسابداری و سرمایه‌گذاری کمتر از حد***

| | الگوی اول (N=۳۹۱) | | الگوی دوم(N=۳۹۱) | | الگوی سوم (N=۳۹۱) | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| متغیر | ضریب | مقداراحتمال | ضریب | مقداراحتمال | ضریب | مقداراحتمال |
| AQ | -۰/۷۱۱ | ۰/۰۰۱ | -۰/۴۱۶ | ۰/۰۰۰ | -۰/۶۲۸ | ۰/۰۰۰ |
| $D_U$ | -۰//۶۴۶ | ۰/۰۴۲ | – | – | – | – |
| $D_B$ | – | – | ۰/۷۴۵ | ۰/۱۴۹ | – | – |
| $D_T$ | – | – | – | – | -۰/۵۸۷ | ۰/۰۶۴۱ |
| $AQ \times D_U$ | -۰/۱۳۳ | ۰/۰۳۷ | – | – | – | – |
| $AQ \times D_S$ | – | – | -۰/۰۸۲ | ۰/۰۰۴ | – | – |
| $AQ \times D_T$ | – | – | – | – | -۰/۹۱۵ | ۰/۳۷۴ |
| MTAB | ۰/۳۸۲ | ۰/۷۰۹ | -۰/۰۹۰ | ۰/۰۰۰ | ۰/۱۳۴ | ۰/۱۵۴ |
| Age | -۰/۳۱۵ | ۰/۰۶۶ | -۰/۰۲۴ | ۰/۰۰۴ | -۰/۴۱۷ | ۰/۰۰۰ |
| LEV | -۰/۲۹۴ | ۰/۰۰۰ | -۰/۸۱۸ | ۰/۰۰۰ | ۰/۲۸۰ | ۰/۰۲۰ |
| ROA | -۰/۴۲۰ | ۰/۰۰۱ | -۰/۳۰۴ | ۰/۰۵۱ | -۰/۶۱۸ | ۰/۰۳۸ |
| $\beta_0$ | -۰/۶۸۶ | ۰/۰۰۰ | -۰/۰۱۱ | ۰/۰۰۷ | ۱/۷۰۸ | ۰/۰۰۰ |
| آماره | آماره F | مقداراحتمال | آماره F | مقداراحتمال | آماره F | مقداراحتمال |
| مقدار آماره | ۲۰۹/۷۳۵ | ۰/۰۰۰ | ۶۶/۹۴۱ | ۰/۰۰۰ | ۵۶/۳۸۸ | ۰/۰۰۰ |
| ضریب‌تعیین | ۰/۶۳۱ | | ۰/۴۹۷ | | ۰/۵۰۵ | |

در بررسی معناداری ضرایب، نتایج نشان می‌دهد مقدار ضریب متغیرهای اثرات تعاملی نوع گزارشات حسابرس و کیفیت اطلاعات حسابداری در الگوی اول و اثرات تعاملی تخصص حسابرس و کیفیت اطلاعات حسابداری در الگوی دوم در سطح معناداری ۰/۰۵ به ترتیب برابر با ۰/۱۱۳- و ۰/۰۸۲- است. معنادار بودن ضرایب متغیرهای اثرات تعاملی در هر دو الگو بدین معناست که نوع گزارشات و تخصص حسابرس دارای اثر تعدیل‌کنندگی می‌باشند. منفی بودن ضرایب نیز نشان می‌دهد هنگامی که نوع گزارشات حسابرس مقبول و حسابرس متخصص صنعت است، کیفیت اطلاعات حسابداری تأثیر معکوس قوی‌تری بر سرمایه‌گذاری کمتر از حد می‌گذارد. همچنین نتایج الگوی سوم نشان می‌دهد مقدار ضریب متغیر اثرات تعاملی دوره تصدی حسابرس و کیفیت اطلاعات حسابداری در سطح معناداری ۰/۰۵ غیرمعنادار است. این نتیجه نشان می‌دهد دوره تصدی حسابرس متغیر تعدیل‌گر نمی‌باشد و بر رابطهٔ بین کیفیت اطلاعات حسابداری و سرمایه‌گذاری کمتر از حد تأثیر نمی‌گذارد. در مجموع با توجه به اینکه متغیرهای نوع گزارش و تخصص حسابرس دارای اثر تعدیل‌کنندگی هستند، فرضیه سوم پژوهش رد نمی‌شود.

## بحث و نتیجه‌گیری

در این پژوهش به بررسی تأثیر کیفیت حسابرسی بر رابطهٔ بین کیفیت اطلاعات حسابداری و سرمایه‌گذاری بهینه پرداخته شده است؛ از اینرو با بررسی ادبیات کیفیت حسابرسی سه متغیر نوع گزارشات، تخصص حسابرس و دوره تصدی حسابرس در نظر گرفته شده است و برای اندازه‌گیری کیفیت اطلاعات حسابداری از معیار قدر مطلق پسماندهای برآوردی، مدل درآمدی مک نیکولاس و استابن (۲۰۰۸) استفاده شده است.

یافته‌های پژوهش در رابطه با آزمون فرضیه اول، بررسی تأثیر کیفیت حسابرسی بر رابطهٔ بین کیفیت اطلاعات حسابداری و کارایی سرمایه‌گذاری نشان داد از میان معیارهای کیفیت حسابرسی، نوع اظهارنظر حسابرس و متخصص بودن حسابرس در صنعت دارای اثر تعدیل‌کنندگی است و بر رابطهٔ بین کیفیت اطلاعات حسابداری و کارایی سرمایه‌گذاری تأثیر می‌گذارد، به بیانی دیگر، اثر کیفیت گزارشگری در ارتباط با کارایی سرمایه‌گذاری در شرکت‌های که نوع گزارشات حسابرس مقبول و حسابرس متخصص آن صنعت باشد، بیشتر است؛ اما یافته‌های پژوهش در ارتباط با اثر تعدیل‌کنندگی دوره تصدی حسابرس نشان داد،

دوره تصـــدی حســـابرس تأثیری بر رابطهٔ بین کیفیت اطلاعات حســـابداری و کارایی ســـرمایه‌گذاری ندارد. یافته‌های پژوهش در ارتباط آزمون فرضـــیه اول از نظر متغیر تخصـــص حسابرس با یافته‌های ایلود و جاربویی (۲۰۱۷) همسو است و از نظر متغیر تخصص حسابرس و دوره تصدی حسابرس مخالف با نتایج پژوهش بادآور نهندی و تقی‌زاده (۱۳۹۲) است. نتایج پژوهش در ارتباط با آزمون فرضیه دوم و سوم حاکی از آن بود که نوع اظهارنظر و تخصص حسابرس بر رابطهٔ بین کیفیت اطلاعات حسابداری و سرمایه‌گذاری کمتر و بیش از حد تأثیر می‌گذارد؛ اما دوره تصـدی حسـابرس تأثیری بر این رابطه ندارد. این نتیجه نشـان می‌دهد نوع اظهارنظر مقبول حسـابرس و متخصـص بودن حسـابرس در صـنعت دارای اثر تعدیل‌کنندگی می‌باشند و از طریق بهبود کیفیت اطلاعات حسابداری می‌توانند هزینه‌های انتخاب ناسازگار و همچنین تامین مالی پروژه‌های بلندمدت و پروژه‌هایی با بازده بالا را تسـهیل کنند و مشـکلات ناشی از بیش و کم سرمایه‌گذاری را کاهش دهند. یافته‌های پژوهش در ارتباط آزمون فرضیه دوم و ســوم از نظر متغیر تخصــص حســابرس با یافته‌های ایلود و جاربویی (۲۰۱۷) همخوانی دارد. در مجموع با توجه به اینکه نوع گزارشـــات و تخصـــص حســـابرس به عنوان معیارهای اندازه‌گیری کیفیت حســـابرســـی دارای اثر تعدیل‌کنندگی می‌باشـــند، یافته‌های پژوهش نشـــان می‌دهد حســـابرســـی مســـتقل و باکیفیت از طریق بهبود کیفیت اطلاعات حســـابداری می‌تواند مشکلات ناشی از انتخاب نامطلوب و هزینه‌های نمایندگی را کاهش دهد و بدین ترتیب منجر به افزایش کارایی سرمایه‌گذاری و کاهش سرمایه‌گذاری کمتر و بیش از حد شود.

## پیشنهادهای مبتنی بر نتایج پژوهش

حســـابرســـان از دانش، آموزش و تجربه متفاوتی نســـبت به همکاران حرفه‌ای دیگـــــر برخوردارنـد. امـا موضـوع حسابرسی در ایـران متفاوت از سایر کشورها است؛ زیرا حسابرسان در ایران، در همه نوع حسابرسی و صنعت دخالت دارند که ایـــن امـــر موجـــب شده بر اساس نتایج پژوهش ارتباط بین موسسات بزرگ حسابرسی با کیفیت اطلاعات حسابداری و کارایی سرمایه‌گذاری غیرمعنـادار شـود؛ در حالی که در کشوری مثل تونس که دارای بازاری نوظهور اسـت، این رابطه مثبت و معنادار اسـت؛ بنابراین توصـیه می‌شـود سـازمان بورس اوراق بهادار تهران برای انتخاب حسابرسان معتمد، شرایط سختگیرانه‌تری را قائل شود و قوانین ســـاربینز - اکسـلی را در ایران اجرایی کند. با توجه به نتایج پژوهش که نشـان داد تخصـص حسـابرس بر

رابطهٔ بین کیفیت اطلاعات حسابداری و کارایی سرمایه‌گذاری تأثیرگذار است، به مجامع عمومی شرکت‌ها پیشنهاد می شود که از موسسه‌های حسابرسی متخصص در صنعت برای حسابرسی شرکت استفاده کنند. با توجه به نتایج پژوهش به جامعه حسابداران رسمی ایران پیشنهاد می شود، بر کیفیت خدمات حسابرسی تاکید کرده و کیفیت حسابرسی را از طریق انجام اقداماتی از جمله، انجام رتبه‌بندی موسسات حسابرسی، چرخشی کردن امور حسابرسی، کاهش تاخیر حسابرسی و غیره افزایش دهند.

## پیشنهادهایی برای پژوهش‌های آتی

پیشنهاد می‌شود تأثیر ساختار مالکیت (دولتی و غیردولتی) و ساختار سرمایه بر رابطهٔ بین کیفیت اطلاعات حسابداری و کارایی سرمایه‌گذاری در آینده بررسی شود. در این پژوهش، به منظور اندازه‌گیری کارایی سرمایه‌گذاری از مدل ریچاردسون استفاده شده است؛ لذا پیشنهاد می شود تا در پژوهش‌های آتی از مدل دیگری استفاده شود و نتیجه با نتایج پژوهش حاضر مقایسه شود. پشنهاد می‌شود که با استفاده از روش‌های آماری دیگری به جزء رگرسیون، موضوع پژوهش مورد تجزیه و تحلیل قرار گیرد.

## محدودیت‌های پژوهش

در ارتباط با محدودیت‌ها، در این پژوهش اثرات ناشی از عواملی مانند تورم، تفاوت در روش‌های حسابداری در اندازه‌گیری و گزارشگری رویدادهای مالی، برخی عوامل دورن سازمانی یا برخی سیاست‌های منفعت طلبانه مدیران و عوامل کلان سیاسی و اقتصادی وجود دارد که از دسترس محقق خارج بوده است و اثر این عوامل در پژوهش لحاظ نشده است. همچنین در ارتباط با محدودیت‌های پژوهش موسسه‌های مالی، سرمایه‌گذاری و بانک‌ها به دلیل ماهیت متفاوت فعالیت جزء نمونه آماری پژوهش نیستند؛ لذا در تعمیم نتایج حاصل از پژوهش به کل شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران باید با احتیاط عمل شود.

## منابع

ابراهیمی، کردلر، علی. سیدی، عزیز. (۱۳۸۷). نقش حسابرسان مستقل در کاهش اقلام تعهدی اختیاری. *فصلنامه بررسی‌های حسابداری و حسابرسی. ۱۵ (۴)*، ۳-۱۶.

اعتمادی، حسین. محمدی، امیر. ناظمی اردکانی، مهدی. (۱۳۸۸). بررسی رابطه بین تخصص در صنعت و کیفیت سود در شرکت‌های پذیرفته شده بورس اوراق بهادار تهران. *پژوهش‌های حسابداری مالی. ۱ (۱)*، ۱۷-۳۲.

بادآورد نهندی، یونس. تقی‌زاده خانقاه، وحید. (۱۳۹۲). بررسی ارتباط بین کیفیت حسابرسی و کارایی سرمایه‌گذاری. *فصلنامه بررسی‌های حسابداری و حسابرسی*، ۲۰ *(۲)*، ۱۹-۴۲.

ثقفی، علی. بولو، قاسم. محمدیان، محمد. (۱۳۹۰). کیفیت اطلاعات حسابداری، سرمایه‌گذاری بیش از حد و جریان نقدی آزاد. *پیشرفت‌های حسابداری*، ۳ *(۲)*، ۳۶۳-۳۷

ثقفی، علی. معتمدی فاضل، مجید. (۱۳۹۰). رابطه میان کیفیت حسابرسی و کارایی سرمایه‌گذاری در شرکت‌های با امکانات سرمایه‌گذاری بالا. *پژوهش‌های حسابداری مالی*، ۳ *(۴)*. ۱۴-۱.

حیدری، مهدی. قادری، بهمن. رسولی، پیمان. (۱۳۹۵). بررسی تأثیر کیفیت حسابرسی بر هزینه‌های نمایندگی و عدم تقارن اطلاعاتی: رویکرد الگوسازی معادلات ساختاری. *فصلنامه بررسی‌های حسابداری و حسابرسی*، ۲۳ *(۳)*، ۳۵۳-۳۷۳.

شمس‌زاده، باقر. سیف، علی اصغر، داودآبادی، حسن. (۱۳۹۵). بررسی رابطه بین ویژگی‌های موسسه حسابرسی و شرکاء حسابرسی با کیفیت حسابرسی. *دانش حسابداری مالی*، ۳ *(۱)*، ۱۵۶-۱۳۵.

صفری گرایلی، مهدی. رعنائی، فاطمه. (۱۳۹۶). بررسی ارتباط بین کیفیت گزارشگری مالی با کارایی سرمایه‌گذاری و تأثیر ساختار سر رسید یدهی‌ها بر این رابطه. *مدیریت دارایی و تامین مالی*، ۵ *(۱)*، ۸۳-۹۸

عزیزی، شهریار. (۱۳۹۲). متغیرهای میانجی، تعدیل‌گر و مداخله‌گر در پژوهش‌های بازاریابی: مفهوم، تفاوت‌ها آزمون‌ها و رویه‌های آماری. *فصلنامه علمی پژوهشی تحقیقات بازاریابی نوین*، ۳ *(۲)*، ۱۵۷-۱۷۶.

فروغ نژاد، حمید. مرادی‌جز، محسن. حیدری، حسین. (۱۳۹۵). نقدشوندگی سهام، کارایی سرمایه‌گذاری و عملکرد شرکت: شواهدی از بورس اوراق بهادار تهران. *دانش سرمایه‌گذاری*، ۵ *(۱۸)*، ۱۷۶-۱۹۶.

کاشانی‌پور محمد. آذرخوش، حمید. رحمانی، محمد. (۱۳۹۴). تأثیر توانایی مدیران بر رابطه بین کیفیت گزارشگری مالی و کارایی سرمایه‌گذاری در شرکت‌های دارویی پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران. *حسابداری سلامت*، ۴ *(۳)*، ۶۶-۸۵

گودرزی، احمد. بابازاده، هانی. (۱۳۹۴). بررسی رابطه بین کیفیت گزارشگری مالی و سررسید یدهی‌های با کارایی سرمایه‌گذاری در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس تهران. *فصلنامه حسابداری مدیریت*، *۸(۲۷)*، ۱۱۷-۱۰۵

Al-Thuneibat, A. , Khamees, B. , Al-Fayoumi, N. (2008). The effect of qualified auditors' opinions on share prices. Evidence from Jordan. *Managerial Auditing Journal, 23*: 84-101.

Astami, E. , Rusmin, R. , Hartadio, B. (2017). The role of audit quality and culture influence on earnings management in companies with excessive free cash flow: Evidence from the Asia-Pacific region. *International Journal of Accounting & Information Management, 25 (1*) , 21-42.

Azizi, SH. (2013). Mediator, Moderator and Intervening Variables in Marketing Researches: Conceptualization, Differences and Statistical Procedures and Tests. *Journal of New Marketing Research, 3 (2)* , 157–176. (In Persian).

Badavar nahandi, Y. , taghizadeh khangah, V. (2013). The relationship between audit quality and investment efficiency. *Journal of The Iranian Accounting and Auditing Review, 20 (2)* , 19-42. (In Persian).

Bae, G. , Choi, S. (2012). Do Industry Specialist Auditors Improve Investment Efficiency? Electronic copy available at: *http://ssrn. com/abstract=2145191*.

Baltagi, B. H. (2005). *Econometric Analysis of Panel Data*. 3rd Edition, New York, USA

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

Chen, F. , Hope, O. , Li, Q. , Wang, X. (2011). Financial reporting quality and investment efficiency of private firms in emerging markets. *The Accounting Review*, 86, 1255–1288

DeAngelo, L. (1981). Auditor size and audit quality. *Journal of Accounting and Economics, 3 (3*) , 183–199.

Elaoud, A. , Jarboui, A. (2017). Auditor specialization, accounting information quality and investment efficiency. *Research in International Business and Finance*, *42*, 616-629.

Etemadi, H. , Mohammadi, A. , Nazemi Ardakani, M. (2010). The Relationships between Auditor Industry Specialization and Earnings Quality in Listed Companies on Tehran Stock Exchange. *Financial Accounting Researches*, *1 (1)* , 17-32. (In Persian).

Foroughnejad, H. , Moradi Joz, M.. Heidari, H. (2016). Stock Liquidity, Investment Efficiency, and Firm's Performance: Evidence from Tehran Stock Exchange. *Jornal Management System,5 (18)* , 179-196. (In Persian).

Ghodarzi, A. , Babazadeh, H. (2015). The Study of financial reporting quality ،debt maturity, and investment efficiency in Listed Firms at Tehran Stock Exchange (TSE). *Management Accounting, 8 (27)* , 105-117. (In Persian).

Gomariz, M. F. C. , Bellesta, J. P. S. (2014). Financial reporting quality, debt maturity and investment efficiency. *Journal of Banking and Finance, 40,* 494-506.

Heidari, M. Qaderi, B. Rasouli, P. (2016). The Effect of Audit Quality on Agency Costs and Information Asymmetry: Structural Equation Modeling Approach. *Quarterly Journal of The Iranian Accounting and Auditing Review, 23 (3*) , 353-372. (In Persian).

Jiang, H. , Habib, A. , Zhouartadio, D. (2015). Accounting restatements and audit quality in China. *incorporating Advances in International Accounting, 31,* 125-135.

Kashanipour, M. , Azar Khosh, H. , Rahmani, M. (2015). The Effect of Managers' Ability on the Relationship between the Quality of Financial Reporting and the Efficiency of Investment in the Pharmaceutical Companies Listed on the Tehran Stock Exchange. *Health Accounting, 4 (3)* , 66-85. (In Persian).

Lenard, M. , Yu, B. (2012). Do Earnings Management and Audit Quality Influence Over-Investment by Chinese Companies? *International Journal of Economics and Finance, 4 (2)* , 21-30.

McNichols, M. , Stubben, S. (2008). Does earnings management affect firms' investment decisions?. *The Accounting Review, 86,* 1571-1603

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

Safari Graily, M. , Ranaei, F. (2016). Investigating the Relation between Financial Reporting Quality and Investment Efficiency and the Role of Debt Maturity in Such Relation among the Companies Listed in Tehran Stock Exchange. *Asset Management Financing, 5 (1)* , 83-98. (In Persian).

Sagafi, A. , Mohammadian, M. , Mehtari, Z. (2011). The Association between Accounting Information Quality, Overinvestment and Free Cash Flow. *Journal of the Accounting Advances, 3 (2)* , 37–63. (In Persian).

Sagafi, A. , Motamedi Fazel, M. (2011). Relation between Audit Quality and Investment Efficiency in Firms with High Investment Opportunities. *Finanacial Accounting Researches, 3 (4)* , 1–14. (In Persian).

Shamszadeh, B. , Seif, A. , Davodabadi, H. (2016). Studying Relationship between Characteristics of Audit Institutions and Audit Partners with

Audit Quality. *Journal of Empirical Research of Financial Accounting, 3 (1)* , 135-156. (In Persian).

Verdi, R. S. (2006). Financial Reporting Quality and Investment Efficiency. *Working Paper*.

پژوهش‌های تجربی حسابداری
سال نهم، شماره ۳۴، زمستان ۱۳۹۸، صص ۲۹۹ - ۳۲۵

# تأثیر ساختار مالکیتی و نظارتی هیأت مدیره و ویژگیهای حسابرس بر مدیریت سود در بورس اوراق بهادار تهران

**رضا داغانی*، نجمه حاجیان **، کبری طلوعی *****

تاریخ دریافت: ۹۷/۰۲/۲۳
تاریخ پذیرش: ۹۷/۰۶/۲۷

## چکیده

با وقوع مشکلات متعدد مالی در جهان، استفاده از رویکرد مقررات‌گذاری در حاکمیت شرکتی و نیز افزایش کیفیت حسابرسی به منظور اطمینان بخشی به صاحبان سهام، بیش از پیش اهمیت یافته است. مالکان برای تصمیم‌گیری و تخصیص منابع، به اطلاعات مالی و نیز اعتباربخشی آن‌ها توسط حسابرس اتکا می‌کنند؛ از این رو ویژگی‌های حسابرس را می‌توان بر اقدام مدیریت به دستکاری اطلاعات مالی مؤثر دانست. از سوی دیگر ساختار هیأت مدیره می‌تواند بر انتخاب روش‌های حسابداری و به‌طور خاص مدیریت سود شرکت تأثیرگذار باشد. در این راستا با استفاده از اطلاعات مربوط به ۲۲۰ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در طی سال‌های ۱۳۸۸- ۱۳۹۴، به بررسی اثر دوره تصدی حسابرس، اندازه حسابرس (براساس تعداد شرکا)، و ساختار مالکیتی و نظارتی هیأت مدیره بر مدیریت سود پرداخته شده است. در زمینه ساختار هیأت مدیره، نتایج پژوهش گویای رابطه مستقیم و معنادار میان مالکیت مدیرعامل و مدیریت سود است. همچنین نتایج نشان‌دهنده رابطه مثبت بین دوره تصدی حسابرس و مدیریت سود است. نتایج تحقیق در خصوص بررسی تأثیر تعداد شرکا و مدیران موسسات حسابرسی بر مدیریت سود حاکی از آن است که در شرکت‌هایی که توسط موسسات حسابرسی با پنج الی ده شریک و مدیر فنی حسابرسی می‌شوند، مدیریت سود کمتری صورت می‌گیرد.

**واژه‌های کلیدی**: ساختار مالکیت، هیأت مدیره، دوره تصدی، شرکاء موسسه حسابرسی، مدیریت سود.
**طبقه‌بندی موضوعی:** G32, M42

## مقدمه

DOI: 10.22051/jera.2018.20138.2019

* دکتری حسابداری، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه تربیت مدرس، ایران، (reza.daghani@gmail.com).
** استادیار گروه حسابداری، دانشگاه خاتم (نویسنده مسئول)، ایران، (hajiyan.najmeh@gmail.com).
*** کارشناس ارشد حسابداری، دانشگاه آزاد واحد صفادشت، ایران، (managemant20@gmail.com).

با جدا شدن مالکیت از مدیریت مساله وجود تضاد منافع بین مدیریت و سهامداران و ایجاد هزینه‌های نمایندگی مطرح می شود. لذا توجه به نظارت و کنترل حاکمیتی بر عملیات شرکت، بیش از گذشته حائز اهمیت است. در این خصوص رعایت اصول حاکمیت شرکتی، می‌تواند یکی از سازوکارهای مهم در مواجه با مسأله نمایندگی مدیریت در قبال سهامداران باشد (تندلو و انسترایلن، ۲۰۰۸؛ چی و همکاران، ۲۰۱۱؛ ژانگ، ۲۰۱۴) ؛ به‌طوری که مکانیزم‌های حاکمیت شرکتی می‌تواند فرصت‌های مدیریت سود را کاهش داده و در نتیجه کیفیت سود را افزایش دهد (لیبی و سیبرت، ۲۰۰۹؛ حساس یگانه و همکاران، ۱۳۸۹). این موضوع بعد از وقوع مشکلات و بحران مالی در جهان و توجه به رویکرد مقررات‌گذاری در حاکمیت شرکتی و نیز کیفیت حسابرسی در جهت اطمینان بخشی به صاحبان سهام، دارای اهمیت بیشتری نسبت به گذشته شده است.

انتخاب روش‌های حسابداری در موقعیت‌های مختلف، برآوردهای مدیریت، طبقه بندی‌ها، زمان‌سنجی و نیز تغییرات در محتوای افشا از جمله شیوه‌هایی است که مدیریت به منظور مدیریت سود از آن‌ها استفاده می‌نماید. تفکیک مالکیت از مدیریت، احتمال رفتارهای فرصت‌طلبانه مدیران برای پنهان کردن وضعیت نامطلوب شرکت را افزایش می‌دهد. بطور مثال ویل (۲۰۱۷) نشان داده است که شرکت‌های با عملکرد پایین با افزایش استفاده از رویه‌های مدیریت سود، در تلاش هستند تا سودی را گزارش کنند که عملکرد ضعیف آن‌ها را پنهان کند. مکانیزم‌های حاکمیت شرکتی می‌تواند تأثیر به‌سزایی بر نحوه عملکرد مدیریت شرکت و اعمال سیاست‌های وی داشته باشد (لیبی و همکاران، ۲۰۱۵). مطالعات گذشته در آزمون و بررسی موارد فوق، جنبه‌های خاصی از انتخاب‌های حسابداری را مورد توجه قرار داده است و اثر آن‌ها را بر کیفیت گزارشگری بررسی نموده‌است (به عنوان مثال لیبی و سیبرت، ۲۰۰۹؛ حساس یگانه و همکاران، ۱۳۸۹؛ آلجیفری، ۲۰۰۷؛ چانتائو و همکاران، ۲۰۰۷؛ تندلو و انسترایلن، ۲۰۰۸؛ چی و همکاران، ۲۰۱۱؛ ژانگ، ۲۰۱۴؛ عزیزخانی و داغانی ۲۰۱۸)

در ادبیات مرتبط با کیفیت گزار شگری مالی، به اهمیت نوع و ساختار هیأت مدیره به عنوان ناظران احتمالی شرکت که می‌توانند انتخاب‌های حسابداری را محدود نمایند، اشاره شده است (دی‌چو و همکاران ۲۰۱۰). به طور مشابه، در ادبیات حوزه حاکمیت شرکتی، بیشتر پژوهش‌های صورت گرفته، از یک سو در جستجوی تعادل بین رضایت سهامدار و جبران

خدمات مدیریت، شـــهرت و اعتبار مدیریت بوده و از ســـوی دیگر در جهت برخورداری از هیأت‌مدیره مؤثر و کارا، ویژگی‌های هیأت مدیره را همواره مورد تاکید قرار می‌دهند. از این رو روشن شدن ارتباط ساختار هیأت مدیره و مدیریت سود یکی از اهداف این پژوهش است.

از طرفی در ادبیات حوزه حسابر سی، در خصوص اظهارنظر حسابرس درباره موارد تخلف در شرکت و نیز گرایش مدیریت برای اجتناب از هزینه‌های دعوی قضایی و همچنین هزینه‌ها و آسیب‌های وارده به شهرت و اعتبار حسابرسان، بحث‌های بسیاری مطرح شده است (نلسون و اســکینر، ۲۰۱۳، عزیزخانی و داغانی ۲۰۱۸). انگیزه مدیریت ســود ممکن اســت شــیوه‌ای که مدیران و حسابرسان، براساس آن باورها و اولویت‌های خود را شکل می‌دهند را نیز تحت تأثیر قرار دهد (بکر و ویگلر۲۰۱۳). از طرفی حسابرسان می‌توانند با هیأت مدیره تعامل داشته باشند، زیرا اعضــای هیأت مدیره در حل و فصــل تعارض‌های بین مدیریت و حســابرســان مشــارکت می‌کنند. بطور مثال کارســـلو و همکاران (۲۰۰۴) نشـــان دادند که هیأت مدیره موثر و کارا، نیازمند حسابرسان باکیفیت است. بنابراین به نظر می‌رسد ویژگی‌های حسابرس بتواند بر توانایی و انگیزه مدیران برای ارائه اطلاعات نادرست یا دستکاری شده به بازار موثر باشد. اهمیت این مطالعه تبیین بیشتر رابطه بین ویژگی‌های حسابرس، ساختار هیأت‌مدیره و مدیریت سود است. براین اســاس، هدف پژوهش بررســی تأثیر مســائل مربوط به ســاختار هیأت مدیره شــامل میزان مالکیت مدیر عامل، اعضـــای هیأت مدیره و درصـــد مدیران غیرموظف هیأت مدیره و تأثیر ویژگی‌های حسابرس شامل تعداد مدیران موسسات حسابر سی و دوره تصدی حسابرس بر مدیریت سود است.

## مبانی نظری و پیشینه پژوهش

با مطالعه ادبیات گذشـــته می‌توان جوانب مختلف مدیریت ســـود را مورد بررســـی قرار داد. مدیریت سود را غالباً با انگیزه گمراه‌کردن استفاده‌کنندگان از صورت‌های مالی و یا انحراف از نتایج قراردادی که بستگی به سودهای حسابداری دارد، تعریف کرده‌اند (حســاس یگانه، ۱۳۹۵). در تعریفی دیگر، مدیریت ســود فرآیند انجام اقدامات عمومی در محدوده اصــول عمومی پذیرفته شده حسابداری است که سبب رسیدن به سطح سود موردنظر می شود) آلجیفری2007). به طوری که مدیریت با این عمل قصد دارد فرآیند سودآوری شرکت را به شکلی نشان دهد که واحدهای اقتصادی تحت مدیریت وی به عنوان یکی از گزینه‌های اولیه

برای هر سرمایه‌گذار بالقوه مطرح شود. مطالعات تجربی نیز این موضوع را تأیید کرده‌اند. به طور مثال، چارفدین و بائویین (۲۰۱۲) در بررسی امنیت شغلی مدیرعامل و مدیریت سود، به برر سی دوره ت صدی مدیران عامل در ۲۷۱ شرکت آمریکایی طی ۱۱ سال و مدیریت سود در این شرکت‌ها پرداخت و ارتباط مستقیمی بین این دو متغیر یافت. ویلسون و وانگ (۲۰۰۹) نیز در موارد تغییر همزمان مدیر عامل و رییس هیأت مدیره، مدیریت منفی سود در سال تغییر را گزارش دادند. بر ا ساس یافته‌های آن‌ها، مدیران عامل در سال تغییر با ا ستفاده از اقلام تعهدی اختیاری سود را در جهت منفی مدیریت کرده‌اند. در ادامه در مورد جنبه‌های مختلف مرتبط با هیأت مدیره و حسابرس که بر مدیریت سود موثرند به تفکیک بحث می‌شود.

## ساختار مالکیتی هیأت مدیره و مدیریت سود

تفکیک مدیریت از مالکیت، بحث تضاد منافع بین ذی نفعان مختلف واحد اقتصادی را مطرح نموده‌ا ست. مدیران امکان د ستر سی بی قید و شرط به بخش مهمی ازاطلاعات مالی سازمان را داشته و این اختیار زمانی که در کنار ویژگی حسابداری تعهدی قرار می‌گیرد و انگیزه‌هایی همچون پاداش، مقررات‌گریزی، رقابت وسایر انگیزه‌های فردی پیش می‌آید، محرکی قوی برای مدیران می‌شود تا در جهت منافع خویش و حتی در تضاد با منافع سایرگروه‌ها اطلاعات موجود را دستکاری نمایند. اما همسو کردن منافع مدیران و سهامداران یکی از اولین راهکارها برای کاهش اثرات منفی تفکیک مدیریت و مالکیت بوده است. وجود مدیران در جایگاه مالکان یا مالکان در جایگاه مدیران در شرکت، بحث تضاد منافع را تا حد زیادی تحت الشعاع قرار می‌دهد. با توجه به این موضوع به نظر می‌رسد مالکیت مدیریتی می‌تواند قابلیت اتکای اطلاعات حسابداری را تحت تأثیر قرار دهد (فان و ونگ، 2002؛ فرانسیس وهمکاران، 2006). به عنوان مثال وارفیلد و همکاران (۱۹۹۵) به شواهدی دست یافتند مبنی بر اینکه مالکیت مدیریتی بر قدرت تو ضیح‌دهندگی سود در خصوص بازده، تأثیر مثبت و بر میزان تعدیلات اقلام تعهدی حسابداری اثر معکوس دارد. به عبارتی مالکیت مدیریتی، کیفیت سود را افزایش داده و انگیزه‌های مدیریت سود را تضعیف می‌نماید.

## ساختار نظارتی هیأت مدیره و مدیریت سود

به عقیده فاما و جنسن (۱۹۸۳) هیأت مدیره شرکت‌ها نقش محوری در نظام راهبری شرکت ایفا می‌کنند. مدیران غیرموظف از مدیریت شرکت مستقل هستند و به همین دلیل در ایفای نقش نظارتی خود مؤثرتر عمل می‌کنند. به عبارتی نقش نظارتی مدیران غیرموظف در ترکیب هیأت مدیره پررنگ تر از مدیران موظف می‌باشد. پیسنل و همکاران (۲۰۰۰) ؛کلین (۲۰۰۲) و بیزلی (۱۹۹۶) شواهدی را در رابطه با استقلال اعضای هیأت مدیره و دستکاری سود فراهم آوردند که نشان می‌داد شرکت‌هایی که دارای اعضای هیأت مدیره مستقل از مدیران اجرایی بودند اقلام تعهدی غیرعادی کمتری گزارش نموده‌اند. بیزلی (۱۹۹۶) در پژوهشی دریافت که حضور اعضای غیرمؤظف هیأت مدیره احتمال تقلب در ارائه صورت‌های مالی را کاهش داده است. همچنین جوهری و همکاران (۲۰۰۹) دریافتند که غیرموظف بودن یک سوم اعضای هیأت مدیره که توسط قوانین حاکمیت شرکتی مالزی الزامی است، برای نظارت بر مدیریت به منظور جلوگیری از مدیریت سود کافی نیست. شمس و همکاران (۱۳۹۵) دریافتند درصد بالای اعضای غیرموظف هیأت مدیره در کنار تخصص حسابرس، احتمال مدیریت سود را کاهش می‌دهد. بنابراین می‌توان چنین بیان داشت که از دیدگاه نظری، هنگامی که هیأت مدیره مستقل و از نسبت بالایی اعضای غیرموظف تشکیل شده باشد، وجه نظارتی شرکت ارتقا می‌یابد و انتظار می‌رود مدیریت سود کمترباشد.

## کیفیت حسابرسی و مدیریت سود

بیکر (۱۹۹۸) ؛ فرانسیس (۱۹۹۹) ؛ دیفاند و جیانبالو (۱۹۹۱) و جنین و پیوت (۲۰۰۵)، عزیزخانی، داغانی و شیلر (۲۰۱۸) به این نتیجه رسیدند که کیفیت حسابرسی احتمال وقوع مدیریت سود را کاهش می‌دهد. زیرا اعتقاد بر این است که گزارش‌های مالی شرکت‌هایی که از حسابرسان با کیفیت استفاده کرده‌اند، دارای محتوای اطلاعاتی و کیفیت بالاتری هستند. در مورد کیفیت حسابرسی در تحقیقات گذشته از معیارهای بسیاری استفاده شده است، نظیر دوره تصدی حسابرسی، اندازه و نوع حسابرس، رتبه حسابرسی و غیره. یکی از رایج‌ترین معیارهای بررسی شده، دوره تصدی حسابرس است. به عنوان مثال میرز وهمکاران (۲۰۰۳) دریافته‌اند که رابطه طولانی مدت حسابرس و صاحبکار با پراکندگی کمتر در توزیع اقلام تعهدی اختیاری رابطه دارد و محدودیت‌های بزرگتری بر اقلام تعهدی اختیاری افزاینده و کاهنده سود ایجاد می‌کند. به عبارت دیگر، رابطه طولانی مدت می‌تواند به اعمال قدرت از سوی

حسابرسان منجر شود تا بدین وسیله دستکاری اقلام تعهدی توسط مدیریت کاهش یابد. نتایج تحقیق چی و همکاران (۲۰۱۱) متفاوت بود. آن‌ها در بررسی رابطه کیفیت حسابرسی و مدیریت سود به این نتیجه رسیدند که دوره تصدی طولانی مدت حسابرس با افزایش مدیریت سود واقعی مرتبط است.

معیار دیگر برای کیفیت حسابرسی، اندازه موسسه حسابرسی است. لینوکس (۲۰۰۶) نتیجه گرفت بین حسابرسی موسسه‌های بزرگ و کیفیت حسابرسی رابطه‌ی مثبت وجود دارد. چانتائو و همکاران (۲۰۰۷) نیز به بررسی تعدادی از مؤسسات حسابرسی کوچک در بازار حسابرسی چین پرداختند. آن‌ها دریافتند هر چه اندازه موسسه حسابرسی بزرگتر باشد، از دیدگاه سرمایه‌گذاران سود دارای کیفیت بالاتری است. آن‌ها همچنین نشان دادند که اندازه مؤسسات حسابرسی بر کیفیت حسابرسی تأثیرگذار است.

تندلو و انسترایلن (۲۰۰۸) و الزوبی (۲۰۱۶) در بررسی مدیریت سود و کیفیت حسابرسی به ترتیب در اروپا و عمان، با تفکیک موسسات حسابرسی به چهار موسسه بزرگ و سایر موسسات، به این نتیجه دست یافتند که کیفیت بالای حسابرسی (بر حسب اندازه موسسه) باعث کاهش مدیریت سود می‌شود. در ایران نیز حساس یگانه (۱۳۹۵) بیان می‌کند که کیفیت حسابرسی به عنوان یک سازوکار حاکمیت شرکتی منجر به کاهش مدیریت سود واقعی می‌گردد.

## فرضیه‌های پژوهش

فرضیه‌های مربوط به ساختار هیأت مدیره:

براساس تعریفی که در دانشنامهٔ حاکمیت شرکتی (۲۰۱۵) ارائه شده است، منظور از ساختار مالکیت، توزیع مالکیت سهام باتوجه به میزان رأی و سرمایه و نیز هویت مالکان است. ساختار مالکیت، موضوعی مهم در حوزهٔ حاکمیت شرکتی است، زیرا انگیزهٔ مدیران و از آن طریق، کارآیی اقتصادی شرکت‌ها را تعیین می‌کند. جانگ و کاون (۲۰۰۲) در بررسی ساختار مالکیت و سودهای غیراگاهانه در کره جنوبی دریافتند که تمایز اصلی شرکت‌ها در خصوص ساختار مالکیتشان مربوط به میزان دخالت مالک اصلی شرکت در مدیریت آن شرکت است. میزان مالکیت مدیرعامل برای شرکت‌های مختلف متفاوت است و هرچه این

مالکیت بیشتر باشد، می‌تواند کنترل بیشتری بر شرکت اعمال کند (رنجبر جمال آبادی و همکاران، ۱۳۹۶). با توجه به این ا ستدلال انتظار داریم در صد سهام سهامداری که مدیرعامل نماینده او می‌باشد بر میزان مدیریت سود موثر باشد.

فرضیه اول: درصد مالکیت مدیریت عامل بر میزان مدیریت سود تأثیر دارد.

سهامداران دارای کنترل، معمولا توانایی و انگیزه لازم برای درخواست گزارش در جهت افزایش منافع خود را دارند. از سوی دیگر، مدیران شرکت‌های با مالکیت بالای مدیریت، کمتر با محدودیت‌هایی نظیر پایش تو سط سهامداران عمده و محدود سازی میزان مالکیت آن‌ها مواجه هستند) هان، (۲۰۰۵. بنابراین ممکن است به استفادهٔ نادرست رویه‌های حسابداری، برای به د ست آوردن منافع مالکانه خود به هزینه سایر سهامداران، روی آورند. جنسن (۱۹۹۳) بیان می‌کند با افزایش درصد مالکیت اعضای هیأت مدیره، بدلیل همسو شدن منافع سهامداران و مدیران، عملکرد شرکت از طریق کاهش هزینه‌های نمایندگی افزایش می‌یابد.

فرضیه دوم: درصد مالکیت اعضای هیأت مدیره بر میزان مدیریت سود تأثیر دارد.

از دیدگاه نظری، هنگامی که هیأت مدیره مستقل و از نسبت بالایی اعضای غیرموظف تشکیل شده باشد، وجه نظارتی شرکت ارتقا می‌یابد و از اعمال مدیریت سودی که مدیران موظف برای رسیدن به اهداف خود در پیش گرفته‌اند می‌کاهد. به عنوان مثال جمال الدین و همکاران (۲۰۱۵)، سان و لیو (۲۰۱۳) و یانگ و همکاران (۲۰۰۹) در تحقیقات خود بیان دا شتند افزایش تعداد اع ضای غیرموظف هیأت مدیره موجب کاهش مدیریت سود می‌گردد. از طرفی احمدپور و همکاران (۱۳۸۸) در پژوهشی به این نتیجه دست یافتند زمانیکه انگیزه برای دستکاری سود بالا باشد مدیران غیرموظف نقش ضعیفی در کاهش اقلام تعهدی غیرعادی دارند.

فرضیه سوم: افزایش درصد مدیران غیرموظف در هیأت مدیره بر مدیریت سود شرکت، تأثیر منفی دارد.

فرضیه‌های مربوط به کیفیت حسابرسی:

بیکر (۱۹۹۸)، فرانسیس (۱۹۹۹)، دیفاند و جیانبالو (۱۹۹۱)، جنین و پیوت (۲۰۰۵) و عزیزخانی، داغانی و شیلر (۲۰۱۸) به این نتیجه رسیدند که کیفیت حسابرسی احتمال وقوع مدیریت سود را کاهش می‌دهد. تندلو و انسترایلن (۲۰۰۸) و الزوبی (۲۰۱۶) نیز در بررسی‌های خود با تفکیک موسسات حسابرسی به چهار موسسه بزرگ و سایر موسسات، به این نتیجه دست یافتند که کیفیت بالای حسابرسی (بر حسب اندازه موسسه) باعث کاهش مدیریت سود می‌شود. در بیشتر تحقیقات انجام شده در ایران سازمان حسابرسی به عنوان موسسه حسابرسی بزرگ و مابقی موسسات حسابرسی معتمد بورس به عنوان موسسات کوچک در نظر گرفته شده است (نمازی و همکاران، ۱۳۹۰). اما محمدرضایی و یعقوب‌نژاد (۱۳۹۶) به این نتیجه رسیدند که سازمان حسابرسی فاقد اکثر ویژگی‌های حسابرس بزرگ طبق نظریه اندازه موسسه حسابرسی است. عزیزخانی، داغانی و شیلر (۲۰۱۸) نیز سازمان حسابرسی را در بررسی کیفیت حسابرسی در ایران از مطالعه خود خارج کرده‌اند. بنابراین در این پژوهش اندازه موسسه حسابرسی بر اساس تعداد شرکاء و مدیران فنی موسسه تعیین می‌شود. لذا فرضیه دیگر تحقیق به این صورت خواهد بود:

فرضیه چهارم: حسابرسی توسط موسسات حسابرسی بزرگتر (از نظر تعداد شریک و مدیر فنی) تأثیر منفی بر مدیریت سود صاحبکار دارد.

جری و همکاران (۲۰۱۰) دریافته‌اند هر چه قدر دوره تصدی حسابرس طولانی‌تر باشد، موجب ارتقاء تخصص حسابرس در صنعت صاحب‌کار می شود و در نتیجه مدیریت سود پایین می‌آید. وکیلی فرد و همکاران (۱۳۹۳) نیز در آزمون رابطه بین دوره تصدی حسابرس و محافظه‌کاری حسابداری در بورس اوراق بهادار نشان می‌دهند که بین دوره تصدی حسابرس و محافظه کاری حسابداری در کلیه شرکت‌های مورد مطالعه رابطه مثبت معنی‌داری وجود دارد. مایرز و همکاران (۲۰۰۳) نیز نشان دادند که بالا بودن دوره تصدی حسابرس موجب شناخت و تخصص حسابرس در صنعت صاحب‌کار مربوطه می‌شود و هر چه دوره تصدی حسابرس بیشتر باشد کیفیت و پایداری سود هم بیشتر می‌شود. طبق تحقیقات فوق در این تحقیق فرضیه زیر مطرح می‌شود:

فرضیه پنجم: افزایش دوره تصدی حسابرس تأثیر منفی بر مدیریت سود دارد.

## روش‌شناسی پژوهش

پژوهش حا ضر از نوع تو صیفی و پس‌رویدادی و در حوزه پژوهش‌های مبتنی بر همبستگی متغیرهاست که مبتنی بر اطلاعات واقعی صورت‌های مالی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران می باشـــد. دراین پژوهش برای جمع‌آوری داده ها و اطلاعات مربوط به ادبیات موضوع و بررسی پیشینه تحقیق از روش کتابخانه‌ای استفاده شده است و داده‌های لازم برای محاسـبه متغیرهای پژوهش از متن صـورت‌های مالی اسـتخراج گردیده اسـت. همچنین آزمون فرضیه‌ها با استفاده از رگرسیون لاجستیک انجام شده است.

## جامعه آماری پژوهش

جامعه این پژوهش شـامل شـرکت‌های پذیرفته شـده در بورس اوراق بهادار تهران اسـت. کیفیت اطلاعات و سـهولت دسـترسـی به اطلاعات صـورت‌های مالی و سـایر اطلاعات شـرکت‌ها از جمله دلایل انتخاب جامعه اسـت. با در نظرگرفتن ماهیت متغیرهای تحقیق، شرکت‌هایی که ویژگی‌های زیر را نداشتند از مجموعه شرکت‌های مورد بررسی حذف شدند:

-شـرکت‌ها از سـال ۱۳۸۸ در بورس اوراق بهادار تهران پذیرفته شـده تا پایان سـال۱۳۹۴ همچنان فعالیت داشته باشند.

-طی سال‌های مالی یاد شده، تغییر فعالیت یا تغییر سال مالی نداده باشند.

-جزو بانک‌ها و موسـسـات مالی (شـرکت‌های سـرمایه‌گذار، واسـطه‌گری‌های مالی، شـرکت‌های هلدینگ، بانک‌ها و لیزینگ‌ها) نباشـند زیرا اطلاعات مالی و سـاختارهای حاکمیتی متفاوتی در آن‌ها برقرار است.

پس از غربالگری جامعه آماری در نهایت داده‌های مرتبط با ۲۲۰شـرکت پذیرفته شـده در بورس (۱۵۴۰ سال- شرکت، در مدل نهایی تحقیق) مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفت.

## مدل پژوهش و تعریف عملیاتی متغیرها

برای آزمون فرضیه‌ها، مدل پژوهش به شرح زیر تدوین شده است:

$$EM= b_0+ b_1CEO_{i,t} + b_2CEOCP_{i,t} + b_3\ Board_{i.t} + b_4\ INDEP_{i.t} + b_5\ FIAO_{i.t} + b_6\ FIAM_{i.t} + b_7\ Audit_{i.t} + b_8\ Error_{i.t} + b_9 AUI_{i.t} + b_{10} DUAL_{i.t} + b_{11} AIO_{i.t} + b_{12} Size_{i.t} + B_{13} BSize_{i.t} + \sum year_{i.t} + \sum industry_{i.t} + e$$

### متغیر وابسته

EM: معرف مدیریت سود است که به وسیله مدل تعدیل شده جونز (۱۹۹۱) وکوتاری (۲۰۰۵) به شرح زیراندازه‌گیری شده است.

## مدل جونز (۱۹۹۱)

جونز در مدلی که برای بررسی مدیریت سود در واحدهای تجاری ارائه نمود، فرض کرد که اقلام تعهدی غیراختیاری درطول زمان ثابت هستند. دراین مدل اقلام تعهدی اختیاری وغیراختیاری تفکیک شده است. بر اساس این مدل تأثیر شرایط اقتصادی یک واحد تجاری براقلام تعهدی برای یک دوره زمانی مشخص، که به دوره رویداد معروف است با متغیرهای فروش و اموال و ماشین آلات وتجهیزات به شرح زیر برآورد شود:

$$\frac{TA_{it}}{A_{it}} = a_1\left(\frac{1}{A_{it-1}}\right) + a_2\left(\frac{\Delta REV_{it}}{A_{it-1}}\right) + a_3\left(\frac{PPE_{it}}{A_{it-1}}\right) + \varepsilon_{it}$$

در این رابطه TAمعرف کل اقلام تعهدی است که از تفاوت جریان‌های نقد حاصل از عملیات و سود عملیاتی شرکت به دست می‌آید. A مجموع دارایی‌های شرکت، ΔREV تغییر در درآمد شرکت، ΔREC تغییرات در مطالبات، PPE اموال، ماشین آلات و تجهیزات است.

پس از تخمین پارامترهای مدل فوق، اقلام تعهدی غیر اختیاری به شرح زیر برآورد شده است:

$$NDA_{it} = a_1\left(\frac{1}{A_{it-1}}\right) + a_2\left(\frac{\Delta REV_{it} - \Delta REC_{it}}{A_{it-1}}\right) + \left(\frac{PPE_{it}}{A_{it-1}}\right)$$

در مرحله آخر اقلام تعهدی اختیاری که به عنوان شاخص مدیریت سود در نظر گرفته می‌شود از کسر کردن اقلام تعهدی غیراختیاری از اقلام تعهدی کل به دست می‌آید.

## مدل کوتاری (۲۰۰۵)

تفاوت مدل کوتاری و جونز در کنترل کردن تأثیر عملکرد شرکت است. کوتاری و همکاران (۲۰۰۵) در ارتباط با تأثیر عملکرد شرکت بر رفتار اقلام تعهدی، دریافتند زمانی که عملکرد شرکت بسیار خوب یا بسیار بد است، مدل‌های اقلام تعهدی دچار نوعی ناکارایی است. بدین ترتیب متغیر عملکرد شرکت (ROA یا بازده دارایی‌ها) را در مدل اقلام تعهدی کنترل کردند. در این مدل کل اقلام تعهدی به شرح زیر محاسبه می‌گردد.

$$TA_{it}=a_0 + a_1 (\Delta REV_{it})+a_2(PPE_{it})+a_3(ROA_{it}) + \varepsilon_{it}$$

### متغیرهای مستقل

متغیرهای مستقل پژوهش به ترتیب فرضیه‌ها به شرح زیر تعریف می‌شوند.

CEO (مالکیت مدیرعامل): میزان مالکیت سهام‌دار حقیقی یا حقوقی که مدیرعامل نماینده اوست.

برای فرضیه ۲ دو متغیر زیر تبیین شده است.

CEOCP (مالکیت اعضای هیأت مدیره): برابر است با یک اگر یک سهامدار حقوقی یا حقیقی دارای بیش از ۲ کرسی هیأت مدیره در شرکت باشد، در غیر این صورت صفر.

BOARD (مالکیت مدیرعامل و رئیس هیأت مدیره): برابر است با یک اگر میزان مالکیت سهامدار حقیقی یا حقوقی که رئیس هیأت مدیره و مدیر عامل نماینده ایشان است بیش از ۵۰ درصد سهام شرکت باشد و در غیر این صورت صفر.

INDEP (مدیران غیرموظف): تعداد اعضای غیرموظف هیأت مدیره نسبت به کل اعضای هیأت مدیره.

برای فرضیه ۴ دو متغیر زیر تبیین شده است.

FIAO (موسسه حسابرسی با شرکای متوسط): برابر است با یک اگر موسسه حسابرسی بین ۵ تا ۱۰ شریک و مدیر فنی داشته باشد و در غیر این صورت صفر.

FIAM (موسسه حسابرسی با شرکای زیاد): برابر است با ۱ اگر موسسه حسابرسی دارای بیش از ۱۰ شریک و مدیر فنی باشد در غیر این صورت صفر.

برای بررسی اندازه موسسات حسابرسی در ایران، با توجه به شرایط خاص موسسات حسابرسی و تعداد زیاد موسسات حسابرسی با تعداد شرکا ۳ نفر، پیش بینی می‌شود موسسات حسابرسی که مدیران و شرکایی بیش از ۳ نفر دارند، ارتقا کیفیت داشته باشند. لذا دو دسته موسسات بین ۵ تا ۱۰ شریک و موسسات بیش از ۱۰ شریک یا مدیرفنی بررسی شدند. داده‌های مربوط به تعداد شرکای موسسه حسابرسی اطلاعات تفصیلی موسسات حسابرسی عضو جامعه حسابداران رسمی جمع‌آوری گردیده است.

AUDIT (دوره تصدی حسابرس): برابر است با تعداد سال‌های که یک موسسه حسابرسی عهده دار رسیدگی به شرکت مورد نظر بوده است.

## متغیرهای کنترلی

همچنین با توجه به نتایج تحقیقات مختلف برای بررسی درست تأثیر متغیرهای مستقل پژوهش، متغیرهای بالقوهٔ تأثیرگذار بر مدیریت سود به صورت متغیر کنترلی در مدل پژوهش وارد شد، این متغیرها به شرح زیر است.

AUI (کیفیت موسسه حسابرسی): برابر است با یک اگر حسابرس شرکت جز موسسات با رتبه الف سازمان بورس و اوراق بهادار باشد در غیر این صورت صفر.

Dual (دوگانگی وظایف): برابر است با یک اگر مدیر عامل و ریاست هیأت مدیره یکسان باشد و در غیر این صورت صفر.

AIO (نوع موسسه حسابرسی): برابر است با یک اگر حسابرس شرکت، سازمان حسابرسی یا موسسه مفید راهبر باشد در غیر این صورت صفر.

SIZE (اندازه شرکت): برابر است با لگاریتم طبیعی جمع دارایی‌های شرکت در پایان سال.

Bsize (اندازه هیأت مدیره): برابر است با تعداد اعضای هیأت مدیره در پایان سال مالی.

ERROR (ا شتباهات با اهمیت): برابر ا ست با یک اگر شرکت دارای تعدیلات سنواتی با اهمیت (۵ درصد سود انباشته) باشد، در غیر این صورت صفر.

## یافته‌های پژوهش

در این بخش ابتدا اطلاعات آمار توصیفی و سپس نتایج آزمون مدل‌های تحقیق ارائه خواهد شد.

## آمار توصیفی

طبق نگاره (۱)، آمار توصیفی متغیرهای پژوهش نشان می‌دهد که میانگین دو متغیر وابسته مدیریت سود استخراج شده از مدل های استاندارد جونز تعدیل شده و کوتاری با مقدار ۰/۰۲۰۷۱- و ۰/۰۲۳۴۴ - به یکدیگر نزدیک بوده و هر دو چوله به چپ هستند.

***نگاره (۱): آمار توصیفی متغیرهای پژوهش (تحلیل نتایج آماری)***

| متغیرها | میانگین | میانه | بیشترین | کمترین | انحراف معیار | چولگی | کشیدگی |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| ME_JJONES | -۰/۰۲۱ | ۰/۰۰۰ | ۰/۵۳۲ | -۰/۹۳۳ | ۱/۱۵۹ | -۱/۸۵۵ | ۹/۸۸۷ |
| ME_KOTARI | -۰/۰۲۳ | -۰/۰۰۲ | ۰/۴۴۱ | -۱/۱۲۵ | ۰/۱۶۰ | -۲/۷۹۵ | ۱۵/۹۳۵ |
| AUDIT | ۲/۲۱۲ | ۲/۰۰۰ | ۶/۰۰۰ | ۱/۰۰۰ | ۱/۲۸۳ | ۱/۰۸۹ | ۳/۷۱۴ |
| AIO | ۰/۲۷۵ | ۰/۰۰۰ | ۱/۰۰۰ | ۰/۰۰۰ | ۰/۴۳۷ | ۱/۱۱۴ | ۲/۲۴۱ |
| AUI | ۰/۵۶۹ | ۱/۰۰۰ | ۱/۰۰۰ | ۰/۰۰۰ | ۰/۴۹۵ | -۰/۲۷۸ | ۱/۰۷۸ |
| FIAM | ۰/۲۸۷ | ۰/۰۰۰ | ۱/۰۰۰ | ۰/۰۰۰ | ۰/۴۵۳ | ۰/۹۴۱ | ۱/۸۸۶ |
| FIAO | ۰/۴۸۵ | ۰/۰۰۰ | ۱/۰۰۰ | ۰/۰۰۰ | ۰/۵۰۰ | ۰/۰۶۱ | ۱/۰۰۴ |
| ERROR | ۰/۱۰۷ | ۰/۰۰۰ | ۱/۰۰۰ | ۰/۰۰۰ | ۰/۳۰۹ | ۲/۵۴۸ | ۷/۴۹۳ |
| CEOCP | ۰/۲۱۶ | ۰/۰۰۰ | ۱/۰۰۰ | ۰/۰۰۰ | ۰/۴۱۲ | ۱/۳۸۱ | ۲/۹۰۶ |
| CEO | ۱۳/۷۵۹ | ۰/۰۵۵ | ۹۹/۹۰۰ | ۰/۰۰۰ | ۲۴/۷۳۷ | ۱/۷۴۳ | ۴/۷۰۲ |
| BOARD | ۰/۶۷۷ | ۱/۰۰۰ | ۱/۰۰۰ | ۰/۰۰۰ | ۰/۴۶۸ | -۰/۷۵۹ | ۱/۵۷۶ |
| DUAL | ۰/۰۰۸ | ۰/۰۰۰ | ۱/۰۰۰ | ۰/۰۰۰ | ۰/۰۸۸ | ۱۱/۱۸۶ | ۱۲۶/۱۱۹ |
| BSIZE | ۵/۱۱۳ | ۵/۰۰۰ | ۹/۰۰۰ | ۳/۰۰۰ | ۰/۵۲۲ | ۴/۶۸۹ | ۲۸/۷۰۲ |
| SIZE (میلیون ریال) | ۷۱۷۱۸۱۷ | ۹۶۶۲۷۸ | ۵۵۲۰۰۰۰۰۰ | ۱۶۳۴۵ | ۳۳۲۰۰۶۸۰ | ۱۰/۰۶۰ | ۱۲۵/۹۳۸ |

*توضیح تمام متغیرها در بخش مدل پژوهش ارائه شده است

میانگین دوره تصدی حسابرسی در حدود ۲ سال است. ۲۵ درصد شرکت‌ها توسط سازمان حسابرسی و ۵۷ درصد مشاهدات توسط موسسات حسابرسی رتبه الف رسیدگی شده‌اند. ۲۹ درصد موسسات حسابرسی بین ۵ تا ۱۰ شریک یا مدیر و ۴۹ درصد نیز بیش از ۱۰ شریک یا مدیر داشته‌اند. ۱۰ درصد مشاهدات دارای اشتباهات با اهمیت در صورت‌های مالی بوده‌اند و به‌طور میانگین تعداد اعضای هیأت مدیره در حدود ۵ نفر است. ۲۲ درصد شرکت‌ها دارای سهامدارای با حداقل یک کرسی هیأت مدیره و در ۶۷ درصد مشاهدات بیش از ۵۰ در صد مالکیت شرکت متعلق به سهامداران تعیین کننده رئیس هیأت مدیره و مدیر عامل است. همچنین میانگین درصد مالکیت سهامداری که مدیرعامل نماینده ایشان است حدود ۱۴ درصد سهام کل شرکت است.

در ادامه پس از بررسی همبستگی بین متغیرها، به آزمون مدل‌های پژوهش پرداخته شده است. جهت بررسی همبستگی بین متغیرهای پژوهش از ماتریس همبستگی استفاده شده است. با توجه به ماتریس همبستگی (نگاره ۲و۳) مربوط به مدل جونز و کوتاری، فقط بین سه متغیر AUI ،FIAM , IAO همبستگی بالا و معناداری وجود دارد که مرتبط با شرکت‌هایی است که توسط سازمان حسابرسی رسیدگی و حسابرسی شده‌اند. دلیل همبستگی وجود سازمان حسابرسی در لیست موسسات الف و تعداد مدیران منحصر به فرد این سازمان که در حدود ۶۰ نفر هستند می‌باشد. در واقع در مورد شرکت‌هایی که توسط سازمان حسابرسی، حسابرسی شده‌اند بین سه متغیر گفته شده همپوشانی وجود دارد.

## نتایج آزمون مدل پژوهش

در تحلیل پانلی، داده‌ها به صورت مقطعی- زمانی گردآوری می‌شوند، یعنی داده‌های جمع‌آوری شده برای مقاطع مختلف (در این جا شرکت‌ها) در طی زمان می‌باشد. در داده‌هایی که بدین صورت جمع‌آوری می شوند، استقلال مشاهدات حفظ نمی‌گردد زیرا از هر شرکت در سال‌های مختلف چندین مشاهده تکرار شده است که این مشاهدات به هم وابسته‌اند (زیرا متعلق به یک شرکت هستند). برای تحلیل این نوع داده‌ها از تحلیل پانلی استفاده می‌گردد. در مباحث تحلیل پانلی دو رویکرد، با اثرات ثابت و با اثرات تصادفی وجود دارد که از آزمون‌های لیمر یا چاو آزمون هاسمن برای تشخیص مدل مناسب استفاده شده است.

**نگاره (۲): ماتریس همبستگی مدل جونز تعدیل شده**

| نام متغیر | AD | AUDIT | AIO | AUI | FIAM | FIAO | ERROR | CEOCP | CEO | BOARD | DUAL | BSIZE | SIZE | BSIZE | SIZE | INDEP |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| AD | ۱ | | | | | | | | | | | | | | | |
| | ----- | | | | | | | | | | | | | | | |
| AUDIT | ۰/۰۴ | ۱ | | | | | | | | | | | | | | |
| | ۰/۱۵ | ----- | | | | | | | | | | | | | | |
| AIO | ۰/۰۷ | ۰/۳۴ | ۱ | | | | | | | | | | | | | |
| | ۰/۰۲ | ۰ | ----- | | | | | | | | | | | | | |
| AUI | ۰ | -۰/۲ | -۰/۷ | ۱ | | | | | | | | | | | | |
| | ۰/۶ | ۰ | ۰ | ----- | | | | | | | | | | | | |
| FIAM | ۰/۰۳ | ۰/۳ | ۰/۸۸ | -۰/۶ | ۱ | | | | | | | | | | | |
| | ۰/۳۸ | ۰ | ۰ | ۰ | ----- | | | | | | | | | | | |
| FIAO | ۰/۰۱ | -۰/۲ | -۰/۵ | ۰/۳۸ | -۰/۵ | ۱ | | | | | | | | | | |
| | ۰/۷۴ | ۰ | ۰ | ۰ | ۰ | ----- | | | | | | | | | | |
| ERROR | -۰/۱ | ۰ | ۰ | ۰ | ۰ | -۰/۱ | ۱ | | | | | | | | | |
| | ۰ | ۰/۹۵ | ۰/۴۴ | ۱ | ۰/۶۳ | ۰/۱ | ----- | | | | | | | | | |
| CEOCP | ۰/۰۸ | ۰ | ۰/۰۹ | -۰/۱ | ۰/۱ | ۰ | ۰ | ۱ | | | | | | | | |
| | ۰/۰۱ | ۰/۸۳ | ۰ | ۰/۰۲ | ۰ | ۰/۹۲ | ۰/۴۱ | ----- | | | | | | | | |
| CEO | ۰/۱ | ۰ | ۰/۰۸ | -۰/۱ | ۰/۱ | ۰ | -۰/۱ | ۰/۹۳ | ۱ | | | | | | | |
| | ۰ | ۰/۹۶ | ۰/۰۱ | ۰/۰۱ | ۰ | ۰/۲۵ | ۰/۱۳ | ۰ | ----- | | | | | | | |
| BOARD | ۰/۰۲ | ۰/۰۵ | ۰/۱۲ | -۰/۱ | ۰/۱۳ | ۰ | -۰/۱ | ۰/۳۶ | ۰/۳۸ | ۱ | | | | | | |
| | ۰/۵ | ۰/۱ | ۰ | ۰/۰۹ | ۰ | ۰/۵۶ | ۰/۰۴ | ۰ | ۰ | ----- | | | | | | |
| DUAL | -۰/۱ | ۰ | -۰/۱ | ۰/۰۴ | ۰ | ۰/۰۹ | ۰ | -۰/۱ | ۰ | ۰/۰۶ | ۱ | | | | | |
| | ۰ | ۰/۲ | ۰/۰۸ | ۰/۲ | ۰/۲۴ | ۰ | ۰/۳ | ۰/۱۱ | ۰/۲۱ | ۰/۰۴ | ----- | | | | | |
| BSIZE | -۰/۱ | ۰ | -۰/۱ | ۰/۰۵ | -۰/۱ | ۰ | ۰ | -۰/۱ | -۰/۱ | ۰ | ۰/۰۵ | ۱ | | | | |
| | ۰ | ۰/۶۹ | ۰ | ۰/۰۷ | ۰/۰۱ | ۰/۳۴ | ۰/۶۲ | ۰/۰۴ | ۰/۰۴ | ۱ | ۰/۰۷ | ----- | | | | |
| SIZE | ۰/۰۱ | ۰/۰۹ | ۰/۱۸ | -۰/۲ | ۰/۱۹ | -۰/۲ | ۰/۰۶ | ۰/۰۴ | ۰ | -۰/۱ | ۰ | -۰/۱ | ۱ | | | |
| | ۰/۷۷ | ۰ | ۰ | ۰ | ۰ | ۰ | ۰/۰۳ | ۰/۱۹ | ۰/۹۵ | ۰/۰۱ | ۰/۲۴ | ۰/۰۹ | ----- | | | |
| INDEP | ۰/۱ | ۰/۰۵ | ۰/۰۷ | -۰/۱ | ۰/۰۷ | ۰ | -۰/۱ | ۰/۱ | ۰/۱۱ | ۰/۳ | ۰/۰۲ | ۰/۱۴ | -۰/۲ | ۱ | | |
| | ۰ | ۰/۰۸ | ۰/۰۱ | ۰/۰۴ | ۰/۰۱ | ۰/۵۴ | ۰/۰۵ | ۰ | ۰ | ۰ | ۰/۵۶ | ۰ | ۰ | ----- | | |

*ارقام فوق مرتبط با میزان همبستگی و نیز معناداری این همبستگی است که زیر هر رقم ذکر شده است.

**نگاره (۳):ماتریس همبستگی مدل کوتاری**

| نام متغیر | KOTARI | AUDIT | AIO | AUI | FIAM | FIAO | ERROR | CEOCP | CEO | BOARD | DUAL | BSIZE | SIZE | INDEP |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| KOTARI | ۱ | | | | | | | | | | | | | |
| | ----- | | | | | | | | | | | | | |
| AUDIT | ۰/۰۳ | ۱ | | | | | | | | | | | | |
| | ۰/۳۴ | ----- | | | | | | | | | | | | |
| AIO | ۰/۰۶ | ۰/۳۴ | ۱ | | | | | | | | | | | |
| | ۰/۰۵ | ۰ | ----- | | | | | | | | | | | |
| AUI | -۰/۰۲ | -۰/۱۸ | -۰/۶۸ | ۱ | | | | | | | | | | |
| | ۰/۶ | ۰ | ۰ | ----- | | | | | | | | | | |
| FIAM | ۰/۰۳ | ۰/۳ | ۰/۸۸ | -۰/۶ | ۱ | | | | | | | | | |
| | ۰/۳ | ۰ | ۰ | ۰ | ----- | | | | | | | | | |
| FIAO | -۰/۰۴ | -۰/۱۹ | -۰/۴۸ | ۰/۳۸ | -۰/۵۴ | ۱ | | | | | | | | |
| | ۰/۲۴ | ۰ | ۰ | ۰ | ۰ | ----- | | | | | | | | |
| ERROR | -۰/۰۴ | ۰ | -۰/۰۲ | ۰ | -۰/۰۱ | -۰/۰۵ | ۱ | | | | | | | |
| | ۰/۱۵ | ۰/۹۵ | ۰/۴۴ | ۱ | ۰/۶۳ | ۰/۱ | ----- | | | | | | | |
| CEOCP | ۰/۱ | -۰/۰۱ | ۰/۰۹ | -۰/۰۷ | ۰/۱ | ۰ | -۰/۰۲ | ۱ | | | | | | |
| | ۰ | ۰/۸۳ | ۰ | ۰/۰۲ | ۰ | ۰/۹۲ | ۰/۴۱ | ----- | | | | | | |
| CEO | ۰/۱۱ | ۰ | ۰/۰۸ | -۰/۰۸ | ۰/۱ | -۰/۰۳ | -۰/۰۵ | ۰/۹۳ | ۱ | | | | | |
| | ۰ | ۰/۹۶ | ۰/۰۱ | ۰/۰۱ | ۰ | ۰/۲۵ | ۰/۱۳ | ۰ | ----- | | | | | |
| BOARD | -۰/۰۱ | ۰/۰۵ | ۰/۱۲ | -۰/۰۵ | ۰/۱۳ | -۰/۰۲ | -۰/۰۶ | ۰/۳۶ | ۰/۳۸ | ۱ | | | | |
| | ۰/۶۵ | ۰/۱ | ۰ | ۰/۰۹ | ۰ | ۰/۵۶ | ۰/۰۴ | ۰ | ۰ | ----- | | | | |
| DUAL | -۰/۰۸ | -۰/۰۴ | -۰/۰۵ | ۰/۰۴ | -۰/۰۴ | ۰/۰۹ | -۰/۰۳ | -۰/۰۵ | -۰/۰۴ | ۰/۰۶ | ۱ | | | |
| | ۰/۰۱ | ۰/۲ | ۰/۰۸ | ۰/۲ | ۰/۲۴ | ۰ | ۰/۳ | ۰/۱۱ | ۰/۲۱ | ۰/۰۴ | ----- | | | |
| BSIZE | -۰/۱ | -۰/۰۱ | ۰/۰۹- | ۰/۰۵ | ۰/۰۷- | ۰/۰۳- | ۰/۰۲- | ۰/۰۶- | ۰/۰۶- | ۰ | ۰/۰۵ | ۱ | | |
| | ۰ | ۰/۶۹ | ۰ | ۰/۰۷ | ۰/۰۱ | ۰/۳۴ | ۰/۶۲ | ۰/۰۴ | ۰/۰۴ | ۱ | ۰/۰۷ | ----- | | |
| SIZE | ۰/۰۴ | ۰/۰۹ | ۰/۱۸ | ۰/۱۵- | ۰/۱۹ | ۰/۱۷- | ۰/۰۶ | ۰/۰۴ | ۰ | ۰/۰۸- | ۰/۰۴- | ۰/۰۵- | ۱ | |
| | ۰/۱۶ | ۰ | ۰ | ۰ | ۰ | ۰ | ۰/۰۳ | ۰/۱۹ | ۰/۹۵ | ۰/۰۱ | ۰/۲۴ | ۰/۰۹ | ----- | |
| INDEP | ۰/۱ | ۰/۰۵ | ۰/۰۷ | ۰/۰۶- | ۰/۰۷ | ۰/۰۲- | ۰/۰۶- | ۰/۱ | ۰/۱۱ | ۰/۳ | ۰/۰۲ | ۰/۱۴ | ۱/۱۶- | 1 |
| | ۰ | ۰/۰۸ | ۰/۰۱ | ۰/۰۴ | ۰/۰۱ | ۰/۵۴ | ۰/۰۵ | ۰ | ۰ | ۰ | ۰/۵۶ | ۰ | ۰ | ----- |

### الف: برازش مدل با اقلام استخراج شده از مدل جونز تعدیل شده

ابتدا مدل مناسب از میان مدل‌ها (مدل ادغام شده، مدل با اثرات ثابت و یا مدل با اثرات تصادفی) انتخاب شد. نتایج آزمون چاو و هاسمن برای تشخیص مدل مناسب در نگاره (۴) ارائه شده‌است. مقادیر احتمال آزمون چاو در مدل کمتر از ۰/۰۵ است، بنابراین مدل مورد استفاده دارای اثرات جداگانه‌ای برای شرکت‌ها هستند. مقدار احتمال برای آزمون هاسمن کمتر از ۰/۰۵ ا ست، بنابراین مدل مورد ا ستفاده مدل با اثرات ثابت ا ست. در ادامه از این مدل برای بررسی فرضیه‌ها ا ستفاده گردیده‌ا ست. در این بخش برای بررسی و برآورد مدل کلی از تحلیل پانلی استفاده شده‌است. مدل مفروض به صورت زیر است:

$$ADJ= b_0+ b_1CEO_{i,t} + b_2CEOCP_{i,t} + b_3 Board_{i.t} + b_4 INDEP_{i.t} + b_5 FIAO_{i.t} + b_6 FIAM_{i.t} + b_7 Audit_{i.t} + b_8 Error_{i.t} + b_9AUI_{i.t} + b_{10}DUAL_{i.t} + b_{11}AIO_{i.t} + b_{12}Size_{i.t} + B_{13}BSize_{i.t} + e$$

***نگاره (۴): نتایج برازش مدل پژوهش***

| متغیرها | مقدار ضرایب | آماره-t | سطح معناداری |
|---|---|---|---|
| C | -۰/۰۰۵ | -۰/۱۰۶ | ۰/۹۱۶ |
| AUDIT | ۰/۰۰۳ | ۲/۱۴۴ | ۰/۰۳۲ |
| AIO | ۰/۰۲ | ۱/۵۹۲ | ۰/۱۱۲ |
| AUI | ۰/۰۰۱ | ۰/۱۳ | ۰/۸۹۷ |
| FIAM | -۰/۰۱۲ | -۱/۱۳۴ | ۰/۲۵۷ |
| FIAO | -۰/۰۰۳ | -۰/۵۶۸ | ۰/۵۷ |
| ERROR | -۰/۰۲۵ | -۴/۰۳۱ | ۰/۰۰۰ |
| CEOCP | -۰/۰۵۱ | -۲/۸۳۶ | ۰/۰۰۵ |
| CEO | ۰/۰۰۱ | ۳/۳۵۶ | ۰/۰۰۱ |
| BOARD | ۰/۰۱۸ | ۲/۴۳ | ۰/۰۱۵ |
| DUALITY | -۰/۰۳۵ | -۱/۵۹۱ | ۰/۱۱۲ |
| BSIZE | -۰/۰۱ | -۱/۵۱۴ | ۰/۱۳۱ |
| SIZE | ۰/۰۰۱ | ۰/۵۶۳ | ۰/۵۷۴ |
| INDEP | ۰/۰۰۱ | ۰/۰۶۱ | ۰/۹۵۲ |
| ضریب تعیین | ۰/۶۰۶ | آمارهDurbin-Watson | ۲/۲۴۱ |
| ضریب تعیین تعدیل شده | ۰/۵۱۶ | | |
| آماره F | ۶/۷۵ | سطح معناداری F | ۰/۰۰۰ |
| مقدار F آزمون چاو یا لیمر | ۶/۹۹۶ | | ۰/۰۰۰ |
| مقدار F آزمون هاسمن | ۲۳/۲۳۵ | | ۰/۰۰۰ |

در نگاره (۴) مقدار احتمال معنی‌داری F برابر با ۶/۷۵۰ و احتمال ۰/۰۰ است. این مقدار کمتر از ۰/۰۵ است بنابراین فرض صفر در سطح اطمینان ۹۵ درصد رد می‌شود. یعنی در سطح اطمینان ۹۵ درصد مدل معنادار است. میزان ضریب تعیین تعدیل شده برابر با ۰/۵۲ است، یعنی در حدود ۵۲ درصد از تغییرات متغیر وابسته توسط متغیرهای مستقل و کنترل بیان می‌گردد. مقدار آماره دوربین و واتسون برابر با ۲/۲۴ است مقادیر نزدیک به ۲ حاکی از عدم خودهمبستگی باقیمانده‌ها که یکی دیگر از فروض رگرسیون را نشان می‌دهد. در بین متغیرهای مدل، رابطه متغیر AUDIT مرتبط با دوره تصدی حسابرس با میزان t=۲/۱۴۴، معنی‌دار و مثبت، CEOCP مرتبط با سهم اعضای هیأت مدیره با میزان t= -۲/۸۳۶ معنی‌دار و منفی، CEOمرتبط با سهم مدیر عامل از سهام شرکت با مقدار t= ۳/۳۵۶ معنا دار و مثبت و BOARD مرتبط با مالکیت اعضای هیأت مدیره و مدیر عامل با میزان t= ۲/۴۳۰ دارای ارتباط معنی‌دار و مثبتی با اقلام تعهدی اختیاری است. در مورد سایر متغیرها ارتباط معنی‌داری مشاهده نشده است. با توجه به نتایج فوق در مورد فرضیه‌های پژوهش می‌توان بیان کرد فرضیه شماره ۱، فرضیه شماره ۲ (هر دو متغیر انتخابی) و فرضیه شماره ۵ تأیید شدند. به عبارتی مالکیت مدیرعامل، مالکیت اعضای هیأت مدیره و دوره تصدی حسابرس با مدیریت سود رابطه معنی داری دارند. اما در مورد درصد اعضای غیرموظف هیأت مدیره و تعداد شرکا یا مدیران موسسات حسابرسی تأثیری بر مدیریت سود در شرکت‌ها مشاهده نشد.

### ***ب: برازش مدل با اقلام تعهدی استخراج شده از مدل کوتاری***

در این بخش برای بررسی و برآورد مدل کلی از تحلیل پانلی استفاده شده است. مدل مفروض به صورت زیر است

$$KTR= b_0+ b_1CEO_{i,t} + b_2CEOCP_{i,t} + b_3\ Board_{i.t} + b_4\ INDEP_{i.t} + b_5\ FIAO_{i.t} + b_6\ FIAM_{i.t} + b_7\ Audit_{i.t} + b_8\ Error_{i.t} + b_9 AUI_{i.t} + b_{10} DUAL_{i.t} + b_{11} AIO_{i.t} + b_{12} Size_{i.t} + B_{13} BSize_{i.t} + e$$

با توجه به نتایج آزمون چاو و هاسمن مدل مورد استفاده با اثرات ثابت است. در ادامه از این مدل برای بررسی فرضیه‌ها استفاده شده است.

***نگاره (۵): نتایج برازش مدل پژوهش***

| متغیرها | مقدار ضرایب | آماره-t | سطح معناداری |
|---|---|---|---|
| C | -۰/۰۷۷ | -۱/۸۸۳ | ۰/۰۶ |
| AUDIT | ۰/۰۰۲ | ۱/۳۹۶ | ۰/۱۶۳ |
| IAO | ۰/۰۰۵ | ۰/۴۰۹ | ۰/۶۸۳ |
| AUI | -۰/۰۰۴ | -۰/۸۱۱ | ۰/۴۱۷ |
| FIAM | -۰/۰۱۴ | -۱/۴۲۱ | ۰/۱۵۶ |
| FIAO | -۰/۰۰۹ | -۱/۹۶۱ | ۰/۰۵ |
| ERROR | -۰/۰۱۶ | -۳/۲۰۴ | ۰/۰۰۱ |
| CEOCP | -۰/۰۵۱ | -۲/۳۵۴ | ۰/۰۱۹ |
| CEO | ۰/۰۰۱ | ۳/۱۰۲ | ۰/۰۰۲ |
| BOARD | ۰/۰۱۷ | ۲/۶۲ | ۰/۰۰۹ |
| DUALITY | -۰/۰۱ | -۰/۲۹۷ | ۰/۷۶۷ |
| BSIZE | -۰/۰۰۳ | -۰/۷۰۷ | ۰/۴۸ |
| SIZE | ۰/۰۰۵ | ۱/۷۴۶ | ۰/۰۸۱ |
| INDEP | ۰/۰۰۶ | ۰/۴۴۲ | ۰/۶۵۹ |
| ضریب تعیین | ۰/۵۴۱ | | |
| ضریب تعیین تعدیل شده | ۰/۴۳۷ | آماره Durbin-Watson | ۲/۲۵۶ |
| آماره F | ۵/۱۷۱ | سطح معناداری F | ۰/۰۰۰ |
| مقدار F آزمون چاو یا لیمر | ۶/۳۷ | | ۰/۰۰۰ |
| مقدار F آزمون هاسمن | ۳۷/۹ | | ۰/۰۰۰ |

مقدار آماره F برابر ۵/۱۷۱ و احتمال ۰/۰۰ است، یعنی در سطح اطمینان ۹۵ درصد مدل معنادار است. همچنین میزان ضریب تعیین تعدیل شده برابر با ۰/۴۴ است. مقدار آماره دوربین و واتسون برابر با ۲/۵۷ و حاکی از عدم خود همبستگی باقیمانده‌هاست. در بین متغیرهای مدل، متغیرهای FIAO با میزان t=۱/۹۶، معنی‌دار و منفی، CEOCP مرتبط با انتخاب مدیر عامل با میزان t=-۲/۳۵۴معنی‌دار و منفی، CEO مرتبط با سهم مدیر عامل از سهام شرکت با مقدار t=۳/۱۰۲ معنی دار و مثبت و BOARD با مقدار t= ۲/۶۲ دارای ارتباط معنی‌دار و مثبتی با مدیریت سود است. سایر متغیرها ارتباط معنی داری با مدیریت سود نداشته‌اند. به طور خلاصه می‌توان گفت در صورتی که از مدل کوتاری برای مدیریت سود استفاده کنیم نهایتا فرضیه‌های

اول، دوم و چهارم تأیید می‌شوند. در مدل قبلی (مدیریت سود بر اساس مدل جونز) فرضیه شماره ۵ نیز تأیید شده بود اما در این مدل ارتباط معنی داری بین دوره تصدی حسابرس و مدیریت سود مشاهده نشد. از طرفی در مدل قبل ارتباطی بین تعداد شرکا و مدیریت سود دیده نشد اما در این مدل رابطه منفی بین موسساتی که تعداد شرکای آن‌ها بین ۵ تا ۱۰ نفر است و مدیریت سود مشاهده شد به عبارتی موسسات با تعداد شریک و مدیر متوسط، تأثیر منفی بر مدیریت سود می‌گذارد که با انتظارات ما هماهنگ است. نتایج و جهت سایر متغیرهای تأیید شده در این مدل مشابه مدل قبل است.

## بررسی نتایج و فرضیه‌های تحقیق

با توجه به تعدد فرضیه‌ها و متغیرهای پژوهش نتایج فرضیات در نگاره (۶) خلاصه شده است.

***نگاره (۶): خلاصه نتایج فرضیه‌های پژوهش***

| فرضیه | متغیر مستقل | علامت اختصاری | مدیریت سود با استفاده از مدل جونز | مدیریت سود با استفاده از مدل کوتاری |
|---|---|---|---|---|
| فرضیه‌های مرتبط با ساختار مالکیتی هیأت مدیره | | | | |
| فرضیه شماره ۱ | مالکیت مدیرعامل | CEO | مثبت و معنی دار | مثبت و معنی دار |
| فرضیه شماره ۲ | مالکیت اعضای هیأت مدیره | CEOCP | منفی و معنی دار | منفی و معنی دار |
| | مالکیت رئیس هیأت مدیره و مدیرعامل | Board | مثبت و معنی دار | مثبت و معنی دار |
| فرضیه شماره ۳ | درصد مدیران غیرموظف | INDEP | تأیید نشد | تأیید نشد |
| فرضیه‌های مرتبط با ویژگی‌های حسابرس | | | | |
| فرضیه شماره ۴ | تعداد شریک ۵-۱۰ نفر | FIAO | تأیید نشد | منفی و معنی دار |
| | تعداد شریک بیش از ۱۰ نفر | FIAM | تأیید نشد | تأیید نشد |
| فرضیه شماره ۵ | دوره تصدی حسابرس | Audit | مثبت و معنی دار | تأیید نشد |

سه فرضیه اول پژوهش با رابطه ساختار مالکیتی هیأت مدیره و مدیریت سود می‌پردازد. در هر دو مدل جونز و کوتاری نتایج این سه فرضیه یکسان است. نتایج حاکی از آن است که

مالکیت مدیرعامل و مالکیت رئیس هیأت مدیره و مدیرعامل رابطه مثبتی با میزان مدیریت سود در شرکت دارد. اما مالکیت اعضای هیأت مدیره رابطه منفی با مدیریت سود دارد به عبارتی شرکت‌هایی که دارای سهامداری با حداقل دو کرسی هیأت مدیره هستند مدیریت سود کمتری انجام می‌دهند. لذا فرضیه‌های اول و دوم تأیید شدند. اما فرضیه سوم که به ارتباط اعضای غیرموظف هیأت مدیره و مدیریت سود می‌پردازد در هیچ کدام از دو مدل تأیید نشد.

دو فرضیه بعدی در خصوص ویژگی‌های حسابرس و مدیریت سود در شرکت صاحبکار است. از نظر تعداد شرکای حسابرسی تنها در مدل دوم، به این نتیجه رسیدیم که صاحبکارانی که حسابرسشان بین ۵ تا ۱۰ شریک یا مدیر دارد مدیریت سود کمتری انجام می‌دهند. اما این نتیجه نه در مدل جونز و نه در هیچ کدام از مدل‌ها در مورد حسابرسان بیش از ۱۰ شریک تأیید نشد. نتیجه نهایی که می‌توان در مورد این فرضیه گرفت عدم تأیید ارتباط تعداد شرکا و مدیران موسسه حسابرسی با مدیریت سود در شرکت صاحبکار است. فرضیه ۵ در مورد رابطه دوره تصدی حسابرس و مدیریت سود در مدل جونز تأیید شد به این معنی که صاحبکارانی که مدت زمان بیشتری با یک حسابرس کار می‌کنند مدیریت سود بیشتری انجام می‌دهند که این نتیجه نیز مطابق انتظار بود اما در مدل کوتاری این نتیجه به دست نیامد.

## نتیجه‌گیری و پیشنهادها

در بررسی نقش همزمان ساختار هیأت مدیره و ویژگی‌های حسابرس بر مدیریت سود، نتایج پژوهش گویای آن است که مالکیت مدیر عامل بر مدیریت سود تأثیر معنادار و مثبتی داشته است. در نتیجه فرضیه اول و دوم پژوهش در ارتباط با ساختار مالکیتی مدیریت (میزان مالکیت مدیر عامل و مالکیت هیأت مدیره) مورد تأیید قرار گرفته است. نتیجه فوق، با نتایج پژوهش‌های فان و ونگ، ۲۰۰۲؛ هان، ۲۰۰۵و فرانسیس و دیگران، ۲۰۰۶ همسو است. بنابراین به دلیل اهمیت حفظ اعتماد سهامداران و به دنبال حفظ سلامت مالی، استفاده از اصول مطرح شده در حاکمیت شرکتی (سازمان همکاری و توسعه اقتصادی۲۰۱۵ [1]) که به دنبال تامین اطمینان لازم برای سرمایه‌گذاران است مورد تاکید مجدد قرار می‌گیرد. اما بر اساس نتایج فرضیه ۳، ساختار نظارتی هیأت مدیره (اعضای غیرموظف هیأت مدیره) بر مدیریت سود تأثیر معنادار نداشته است. نتایج این فرضیه با نتایج جمال الدین و همکاران (۲۰۱۵) ؛ سان و لیو (۲۰۱۳) و یانگ و همکاران (۲۰۰۹) مغایرت دارد اما با نتایج پژوهش احمدپور و همکاران

(۱۳۸۸) و پارک (۲۰۰۴) سازگار است. به نظر می‌رسد در ایران وجود اعضای غیرموظف هیأت مدیره نمی‌تواند به اندازه کافی وجه نظارتی داشته و از اعمال مدیریت سود پیشگیری کند.

در مورد فرضیه چهارم پژوهش، از بین ۴ آزمون برای متغیرهای نماینده اندازه موسسه حسابرسی و ارتباط آن با مدیریت سود، تنها یک مورد نشان دهنده ارتباط منفی بین اندازه موسسه و میزان مدیریت سود صاحبکار بوده‌است. این یافته حاکی از این موضوع است که با افزایش تعداد مدیران حسابرسی در موسسات حسابرسی، به دلیل احتمال تخصیص زمان مناسب برای رسیدگی بر صورت‌های مالی و افزایش استقلال آن‌ها، تأثیر منفی بر مدیریت سود شرکت خواهد داشت. این نتیجه با نتایج پژوهش‌های تندلو و انسترایلن (۲۰۰۸) و الزوبی (۲۰۱۶) سازگاری دارد.

همچنین در فرضیه پنجم، دوره تصدی حسابرس دارای تأثیر مثبت و معنی‌دار بر مدیریت سود است. این نتیجه ناشی از این واقعیت است که با افزایش دوره تصدی حسابرس و امکان افزایش ارتباط بین مدیریت و حسابرس، مدیریت سود شرکت با افزایش همراه است؛ که بر خلاف نتیجه پژوهش مایرز وهمکاران (۲۰۰۳) و جری و همکاران (۲۰۱۰) است. در این پژوهش‌ها افزایش دوره تصدی حسابرس باعث کاهش مدیریت سود شده است زیرا باعث افزایش شناخت و تخصص حسابرس در صنعت و شرکت مربوطه می‌گردد اما با توجه به نتایج این پژوهش به نظر می‌رسد در ایران افزایش دوره تصدی نتیجه معکوس داشته باشد و مدیریت اقدام به مدیریت سود بیشتری بنماید.

با توجه به نتایج پژوهش مبنی بر تأثیر منفی تعداد شرکای موسسه حسابرسی بر مدیریت سود به مجامع عمومی پیشنهاد می‌شود که جهت استقلال بیشتر و نیز تجربه و زمان رسیدگی، از مؤسسات حسابرسی با تعداد شرکا یا مدیران بیشتر استفاده نمایند. همچنین با توجه به تأثیر مثبت دوره تصدی حسابرس بر مدیریت سود پیشنهاد می‌گردد مجامع در فواصل زمانی کوتاه، اقدام به تغییر حسابرس نمایند. به سازمان بورس اوراق بهادار نیز می‌توان پیشنهاد نمود که در انتخاب مؤسسات معتمد بورس، مؤسساتی که از تعداد مدیران بیشتری برخوردارند را جهت افزایش استقلال حسابرسی، مورد توجه قرار دهند. البته در آیین نامه ارزیابی موسسات حسابرسی معتمد بورس اوراق بهادار[۲] به این موضوع توجه ویژه شده است.

## پی نوشت

۱ سازمان توسعه و همکاری اقتصادی یک سازمان بین‌المللی برآمده از کشورهای توسعه‌یافته است که اصول خاصی از اقتصاد بازار آزاد را قبول کرده‌اند.

۲ تبصره ۵ ماده ۱۰دستورالعمل موسسات حسابرسی معتمد سازمان بورس و اوراق بهادار مصوب جلسه ۱۳۸۶/۵/۸ و اصلاحیه‌های مورخ ۱۳۹۰/۱۱/۱۷ و ۱۳۹۲/۰۴/۳۱ شورای‌عالی بورس و اوراق بهادار

## منابع


احمدپور، احمد؛ ملکیان، اسفندیار؛ کردتبار، حسین. (۱۳۸۸). بررسی تأثیر مدیران غیرموظف و سرمایه گذاران نهادی در رفتار مدیریت سود (مدیریت سود مبتنی بر مدل آستانه). *تحقیقات حسابداری و حسابرسی*: ۸۷-۶۸;۳

حساس یگانه، یحیی. (۱۳۹۵). تأثیر سازو کارهای حاکمیت شرکتی بر کیفیت حسابرسی و مدیریت سود واقعی. *پژوهش‌های تجربی حسابداری: ۲۰ ;۲۳-۴۵.*

حساس یگانه، یحیی؛آذین فر، کاوه. (۱۳۸۹). رابطه بین کیفیت حسابرسی و اندازه مؤسسه حسابرسی. *بررسی‌های حسابداری و حسابرسی: ۱۷ (۶۱). ۸۵-۹۸.*

رنجبرجمال آبادی، حمیدرضا؛ رضایی، محسن؛ مظفری، سیده آرزو؛ شیرغلامی، فاطمه. (۱۳۹۶). بررسی درصد مالکیت مدیرعامل و اندازهٔ شرکت با بیش تامین مالی شرکت‌هایIPO . *فصلنامه علمی تخصصی مدیریت، حسابداری و اقتصاد: ۱ (۱)*، ۱۷-۳۰.

شمس، مینا؛ فولادی، مسعود؛ فرهادی، مریم. (۱۳۹۵). تأثیر استقلال هیأت مدیره و کیفیت حسابرس برمدیریت سود در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. *مجله بررسی‌های حسابداری: ۳ (۱۰). ۶۱-۸۸*

محمد رضایی، فخرالدین؛ یعقوب نژاد، احمد. (۱۳۹۶). اندازه موسسه حسابرسی و کیفیت حسابرسی: نقد نظری، نقد روش پژوهش و ارائه پیشنهادات. *پژوهش‌های حسابداری مالی و حسابرسی: ۹ (۳۴). ۶۰-۳۱.*

نمازی، محمد؛ بایزیدی، انور؛ جبارزاده کنگرلویی، سعید. (۱۳۹۰). بررسی رابطه بین بین کیفیت حسابرسی و مدیریت سود. *تحقیقات حسابداری و حسابرسی: ۳ (۹). ۴-۲۱.*

وکیلی فرد، حمید رضا؛ مران جوری، مهدی. (۱۳۹۳). بررسی رابطه بین دوره تصدی حسابرس و محافظه کاری حسابداری در ایران. *پژوهش‌های تجربی حسابداری: ۴ (۱۳). ۲۱۹-۲۰۹.*

Ahmadpour, A. Malekian, E. Kordtabar,H. (2009). The Impact of Non-exacutive Managers and Capital Institutional on earning management, *Accounting and Auditing Research. 3* ,87-68. (In Persian).

Aljifri, K. (2007). Measurement and Motivations of Earnings Management: A Critical Perspective. *Journal of Accounting – Business & Management, 14 (3) ,* 75-95.

Alzoubi, Ebraheem Saleem Salem. (2016). Audit quality and earnings management: evidence from Jordan", *Journal of Applied Accounting Research, 17 (2).* 170-189.

Azizkhani M. & Daghani R. , Shailer G. , (2018) Audit Firm Tenure and Audit Quality in a Constrained Market, *The International Journal of Accounting, 53 (3)* in press.

Baker, M. , & Wurgler, J. (2013). Behavioral corporate finance: an updated survey. In G. M. Constantinides, M. Harris, & R. M. Stulz (Eds.) , *Handbook of the economics of finance 2, Part A,* 357-424.

Beasley, M. S. (1996). An Empirical Analysis of the Relation between the Board of Director Composition and Financial Statement Fraud. *The Accounting Review:. 71,* 443-465.

Becker, DeFond and Jiambalvo. (1998). The Effect of Audit Quality on Earnings Management. *Contemporary Accounting Research, 15 (2) ,* 120-36.

Caramanis and Lennox. (2006). Audit effort and earnings management. *Journal of Accounting and Economics: 45,* 116-138.

Carcello, j. v. , Nagy, A. L. (2004). Client size, auditor specialization and fraudulent financial reprting. *Managerial Auditing Journal 19,* 651-668.

Chi, W. , Lisic, L. L. , & Pevzner, M. (2011). Is enhanced audit quality associated with greater real earnings management*?. Accounting Horizons: 25 (2) ,* 315-335.

Chuntaoli, M. , & SongF, S. W. (2008). Audit Firm Size and Perception of Audit Quality: Evidences from a competitive Audit market in china. *Int. J. Audit, 12 (2) ,* 111-127.

Dechow, P. , Ge, W. , & Schrand, C. (2010). Understanding earnings quality: a review of the proxies, their determinants and their consequences. *Journal of Accounting and Economics, 50 (2-3) ,* 344-401.

DeFond, M. , & Jiambalvo, J. (1991). Incidence and circumstances of accounting errors. *The Accounting Review, 66,* 643–655.

Fama, E. & M. Jensen (1983). Agency Problems and Residual Claims. *Journal of Law and Economics, Vol. 26,*. 327-350.

Fan, J. and Wong, T. (2002) , Corporate ownership structure and in formativeness of accounting earnings in East Asia. *Journal of Accounting and Economics, Vol. 33,* 401-26.

Francis, J. , K. Reichelt, and D. Wang. (2006). National versus office-specific measures of auditor industry expertise and effects on client

earnings quality. *Working Paper, University of Missouri at Columbia*. SSRN eLibrary.

Francis, J. R. ; Maydew, E. L. & Sparks, H. C. (1999). The Role of Big Six Auditors in the Credible Reporting of Accruals. *Auditing: A Journal of Practice and Theory,18,* 17–35.

Han, S. (2005). Ownership structure and quality of financial reporting. *Working Paper of University of Illinois.*

Hasas Yeganeh, Y. (2016). The Impact of Corporate Governance Mechanisms on Audit Quality and Real Earnings Management. *Empirical Research in Accounting,20,* 23-45. (In Persian).

Hassas Yeganeh, Y. Azin Far, K (2010). The relationship between audit quality and audit size, *The Iranian Accounting & Auditing Review 17, 61;* 83 -96. (In Persian).

Jamaludin, N. D. , Sanusi, Z. M. , & Kamaluddin, A. (2015). Board Structure and Earnings Management in Malaysian Government Linked Companies. *Procedia Economics and Finance, 28,* 235-242.

Jang, K. and S. Y. Kown (2002). Ownership Structure and Earnings Informativeness: Evidence from Korea. *The Institutional. Journal of Accounting, 37:* 301- 325.

Janin and Piot. ,Janin, Remi, (2005). Audit Quality and Earnings Management in France. CERAG & Pierre Mendes France University (Grenoble 2) and Universite Pierre Mendes, *Working Paper*.

Jensen, M. C. (1993). The Modern Industrial Revolution, Exit and the Failure of Internal Control Systems. *The Journal of Finance,25,* 831-873.

Jerry, w. Lin, M (2010). Audit quality, corporate Governance, and earnings management. *International Journal of Auditing, 14 (1).* 57-77.

Johari, Nor Hashimah, et al. (2009). "The influence of board independence, competency and ownership on earnings management in Malaysia. " *International Journal of Economics and Management 2. 2,* 281-306.

Jones, J. J. (1991). Earnings management during import relief investigations. *Journal ofAccounting Research 29 (2):* 193-228.

Jong-H-Ch. Jeong-B-K-V. Chansong-k. Yoonseok-Z. (2009). "Audit Office Size, Audit Quality and Audit Pricing. Auditing": *A Journal of Practice and Theory.*

Klein, A. (2002). Audit Committee, Board of Director Characteristics, and Earnings Management. *Journal of Accounting and Economics,33,*375-401.

Kothari, S. P. , A. J. Leone, and C. E. Wasley. (2005). Performance matched discretionary accrualsmeasures. *Journal of Accounting and Economics 39:* 163-197.

Lanouar Charfeddine , Wided Bouaine. (2012) Income Smoothing and CEO Job Security ,*"Information Management and Business Review: 4 (3)* , 95-106,

Libby , R, ristina. Rennekamp , K M. Seybert, N. (2015). Regulation and the interdependent roles of managers, auditors, and directors in earning management and accounting choice. *Accounting, Organizations and Society: 47*, 25–42.

Libby, R. , & Seybert, N. (2009). Behavioral studies of the effects of regulation on earnings management and accounting choice. In C. S. Chapman, D. J. Cooper, & P. Miller (Eds.) , *Accounting, organizations, and institutions: Essays in honour of Anthony Hopwood. Oxford, U. K.: Oxford University Press*

Mohammad Rezaei, F; Yaghobnejad, A. (2017). Size and quality of the audit firm: theoretical and research method critique and suggestions. *Financial Accounting and Audit Research, 9 (34)* ,31-60. (In Persian).

Myers J. N. , Myers L. A. and Omer C. T. (2003). Exploring the Term of the Auditor-client relationship and the quality of Earnings: A case for Mandatory Auditor rotation?. *The Accounting Review: 78 (*3) ,779-799.

Namazi, M; Bayazdi, A; Jabarzadeh, Saeed. (2011). the relationship between audit quality and Earning management. *Journal of Accounting and Auditing research. 3 (9).* 4-22. (In Persian).

Nelson, M. N. , & Skinner, D. (2013). How should we think about earnings quality? A discussion of "Earnings quality: evidence from the field". *Journal of Accounting and Economics, 56 (2-3)* , 34-41.

Park, Yun W. , and Hyun-Han Shin. (2004). Board composition and earnings management in Canada. *Journal of corporate Finance 10 (3)* , 431-457.

Peasnell, K. V. , Pope, P. F. & S. Young (2000). Accrual Management to Meet Earnings Targets: U. K. Evidence Pre and Post-Cadbury. *The British Accounting Review: 32*, 415-445.

Ranjbar Jamalabadi, H, Rezaei, M; Mozafari, A; Shir Gholami,F. (2017). The CEO's ownership and the size oand over financing for IPOs, *Journal of Management, Accounting and Economics, 1 (1)* , 30-17. (In Persian).

Shams, M; Fouladi, M; Farhadi,M. (1395). The Effect of the Board of Directors and the Auditor's Quality on earning Management. *Journal of Iranian accounting review. 3 (10)* ,61-88. (In Persian).

Sun, J. and Liu, G. (2013). Auditor industry specialization, board governance, and earnings management. *Managerial Auditing Journal, 28 (1)* ,45-64.

Tendello, B. & Vanstraelen, A. (2008). Earnings Management and Audit Quality in Europe: from the Private Client Segment. *European Accounting Review, 17 (3)* ,447-469.

Vakili Fard, H. R; Maran Ghori ,M (2014) the Relationship Between Audit tenure and Accounting Conservatism in Iran, *Journal of Empirical Research in Accounting 4 (13)* ,209-224. (In Persian).

Wael Mostafa, (2017). The impact of earnings management on the value relevance of earnings: Empirical evidence from Egypt. *Managerial Auditing Journal, 32 (1)* ,50-74.

Warfield, Terry D. , John J. Wild, and Kenneth L. Wild. Managerial ownership, accounting choices, and informativeness of earnings. *Journal of accounting and economics 20 (1)* , 61-91.

Wilson, M. , and Wang L. W. (2009). Earnings Management Following Chief Executive Officer Changes: The Effect of Contemporaneous Chairperson and Chief Financial Officer Appointments. *Accounting and Finance: 50, (2)* 447-480.

Yang, W. S. , Chun L. S. & S. M. Ramadili (2009). The Effect of Board Structure and Institutional Ownership Structure on Earnings Management. *International Journal of Economics and Management, 3, 332-353.*

Zhang D. (2014). Can enhanced audit quality reduce higher real earnings management: Evidence from China. *International Conference on Public Management and Education.*

پژوهش‌های تجربی حسابداری
سال نهم، شماره ۳۴، زمستان ۱۳۹۸، صص ۳۲۷ - ۳۴۰

# بررسی رابطه غیرخطی بین افشا و عملکرد مالی با تمرکز بر نقش مدیریت سود: شواهدی از شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار ایران

**مهرناز یافتیان*، سمیه صادقی****

تاریخ دریافت: ۹۷/۰۲/۱۸
تاریخ پذیرش: ۹۷/۰۶/۰۴

## چکیده

هدف این مطالعه، بررسی رابطه غیرخطی بین افشا و عملکرد مالی با تمرکز بر نقش مدیریت سود در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی دوره زمانی ۹۵-۱۳۹۰ می‌باشد. نتایج با استفاده از روش پانل پویا (GMM) نشان می‌دهند که بین افشای اختیاری و عملکرد مالی شرکت‌ها رابطه غیرخطی (U معکوس) برقرار است. به عبارت دیگر، افزایش افشا تا سطح آستانه‌ای (بهینه) می‌تواند عملکرد مالی شرکت‌ها را بهبود بخشد و افشای بیشتر از سطح آستانه، عملکرد مالی را کاهش می‌دهد. همچنین مدیریت سود، اثر افشا بر عملکرد مالی را به طور محسوس کاهش می‌دهد. علاوه بر آن، تعدیل عملکرد مالی و مدیریت سود، اثر تقویت کننده استقلال هیات مدیره بر رابطه بین افشا و عملکرد مالی شرکت‌ها را به شدت کاهش می‌دهد.

**واژه‌های کلیدی:** افشا، مدیریت سود، عملکرد مالی، پانل GMM.
**طبقه بندی موضوعی:** G32, P13.

---

DOI: 10.22051/jera.2019.20150.2022
* دانشجوی کارشناسی ارشد، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد آیت‌ا... آملی، آمل، ایران، (mehrnazyaftian2016@gmail.com).
**استادیار، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد آیت‌ا... آملی، آمل، ایران، (نویسنده مسئول)، (somysadeghi@yahoo.com)

**مقدمه**

مدیریت شرکت در فراهم کردن اطلاعات حسابداری و دیگر اطلاعاتی که باعث تسهیل و تامین مناسب نیازهای استفاده کنندگان می شود، آزاد است. ممکن است شرکت‌ها به منظور محدود کردن برداشت نامطلوب سرمایه‌گذاران و ایجاد آگاهی در مورد چشم اندازهای آتی شرکت، دست به افشای داوطلبانه بزنند (بارث و همکاران، ۲۰۰۸). افشای داوطلبانه، ارائه مازاد بر الزام قانونی اطلاعات بوده و به دلیل آن که ارائه اطلاعات داوطلبانه عمدتا در خصوص شناسایی، اندازه‌گیری و افشای اقلام حسابداری در صورت‌های مالی است، باعث جذب سرمایه‌گذاران می‌شود و به طور مؤثری به بهبود عملکرد مالی شرکت کمک می‌کند (ایاتریدیس و الکساکیس; ۲۰۱۲). از دیگر مزایای افشای داوطلبانه، کاهش شرایط عدم اطمینان است که این نیز به نوبه خود، نیاز به نظارت بر فعالیت‌های مدیریت را کاهش می‌دهد و در نتیجه باعث کاهش هزینه های تامین مالی و افزایش عملکرد مالی شرکت می‌شود (گیئتزمن و ترومبتا، ۲۰۰۳). در نتیجه، مدیران در صورت فزونی منافع افشا بر هزینه‌های آن، اطلاعاتی را افشا خواهند نمود. از سوی دیگر، محققانی چون ویسباچ (۲۰۱۲)، هیتزمن و همکاران (۲۰۱۰) و مک کونل (۲۰۰۳) معتقدند که افشای داوطلبانه علاوه بر داشتن مزایای تجاری، باعث تحمیل هزینه‌هایی نیز بر شرکت می‌شود که در این میان، توجه به نقش مدیریت سود به عنوان عامل تعیین کننده در تصمیم گیری مدیران در زمینه میزان افشای اطلاعات حائز اهمیت است. زیرا همان گونه که محتوای اطلاعاتی صورت‌های مالی برای سرمایه‌گذاران اهمیت دارد، ارائه هر گونه اطلاعات گمراه کننده می‌تواند آثار زیان‌باری برای سرمایه‌گذاران داشته باشد. (لوبو و ژو، ۲۰۰۱) .

تاکنون بحث‌های متعددی توسط محققان در زمینه بررسی رابطه بین افشا و عملکرد مالی شرکت‌ها مطرح شده است، اما اتفاق نظری بر این رابطه وجود نداشته، به طوری که برخی مطالعات بیانگر وجود رابطه مستقیم بین افشا و عملکرد (ابراهیم و همکاران، ۲۰۱۶؛ جیاو ۲۰۱۱) و برخی دیگر حاکی از وجود رابطه معکوس (بنرجی و همکاران، ۲۰۱۵؛ هوآنگ و همکاران، ۲۰۱۱) بوده است. بنابراین نیازمند بررسی‌های تجربی است. این مطالعه یکی از اندک بررسی‌هایی است که رابطه بین افشا و عملکرد مالی را با در نظر گرفتن نقش مدیریت سود در شرکت‌های بورس اوراق بهادار تهران مورد ارزیابی قرار می‌دهد. در این راستا، با

اســـتفاده از یک مدل غیرخطی، وجود رابطه یکنواخت یا U معکوس بین افشـــای داوطلبانه و عملکرد مالی را بررســـی می‌کند. علاوه بر آن، به نقش اســـتقلال هیات مدیره به عنوان عامل تعدیلی رابطه افشا و عملکرد مالی در شرایط مدیریت سود نیز توجه شده است. بنابراین با توجه به اهداف مقاله، فروض زیر را مورد آزمون قرار می‌گیرند :

۱- افشای اختیاری اثر مثبت و معنی داری بر عملکرد مالی شرکت‌ها دارد.

۲- بین افشا و عملکرد مالی شرکت‌ها رابطه غیر خطی (U معکوس) برقرار است

۳- استقلال هیات مدیره اثر افشا بر عملکرد مالی شرکت‌ها را تقویت می‌کند.

۴- مدیریت سود، اثر افشا بر عملکرد مالی را تضعیف می‌کند.

۵- مدیریت سـود، اثر تقویت کننده اسـتقلال هیات مدیره بر رابطه بین افشـا و عملکرد مالی شرکت‌ها را تضعیف می‌کند.

بقیه مقاله در ۵ بخش سـازماندهی شـده اسـت: پس از مقدمه، در بخش اول مبانی نظری بیان می‌شـود. بخش دوم به مطالعات تجربی انجام شـده اختصـاص می‌یابد. در بخش سـوم، مواد و روش تحقیق و معرفی الگوهای رگرسیونی بیان شده است. در بخش چهارم، نتایج تجربی مورد تحلیل قرار می‌گیرند. در بخش پایانی، نتیجه‌گیری و پیشنهادات ارایه می‌شوند.

## مبانی نظری

برا ساس نظریه نمایندگی، مدیران که نمایندگان سـهامداران به شـمار می‌روند، ممکن ا ست تصـمیماتی اتخاذ نمایند که لزوما در راسـتای حداکثر کردن ثروت سـهامداران نباشـد. بنابراین باید ساز و کار کنترلی یا نظارتی کافی برای محافظت سهامداران از تضاد منافع ایجاد شود. در همین را ستا، مو ضوع شفافیت صورت‌های مالی و افشای اطلاعات ارائه شده در آن به عنوان یک راهکار عملی مورد توجه قرار گرفته اسـت (کارامونو و وافیز، ۲۰۰۵). بوشـمن و اسـمیت (۲۰۰۳) تاکید دارند که افشـای باکیفیت اطلاعات و تقارن اطلاعاتی موجب هماهنگی بیشـتر مدیران و سرمایه‌گذاران در تصمیمات سرمایه‌گذاری می شود و در نتیجه با ایجاد فضای قابل اطمینان، منجر به افزایش عملکرد شـرکت می‌شـود. لانگ و لاندهلم (۱۹۹۶) نیز بیان می‌کنند که افشـای بالاتر از طریق کاهش عدم تقارن اطلاعاتی، میزان غافل‌گیری در مورد عملکرد

شرکت را کاهش داده و موجب کاهش نوسان قیمت سهام و انجام مبادلات بیشتر سهام می شود که در نهایت بهبود عملکرد شرکت را در پی خواهد داشت. قوش و همکاران (۲۰۱۱) با تمرکز بر هزینه سرمایه بحث می‌کنند که تعهد شرکت‌ها در راستای افشای به موقع اطلاعات حسابداری مالی با کیفیت، خطر زیان ناشی از معاملهٔ سهام با افرادی که اطلاعات بیشتری در اختیار دارند را کاهش می‌دهد (کاهش عدم تقارن اطلاعاتی). از این رو، افراد بیشتری به بازار اطمینان می‌کنند و وارد بازار می شوند. این سبب می‌شود که سرمایه و نقدینگی مضاعفی جذب بازار شده و به تبع آن ریسک نقدشوندگی و هزینهٔ سرمایه شرکت‌ها کاهش یافته و در نهایت عملکرد شرکت‌ها بهبود یابد. در مقابل، محققانی چون ویسباچ (۲۰۱۲)، هیتزمن و همکاران (۲۰۱۰) و مک کونل (۲۰۰۳) معتقدند که افزایش افشا علاوه بر داشتن مزایای تجاری، باعث تحمیل هزینه‌هایی بر شرکت شده و در نتیجه عملکرد شرکت کاهش یابد. این مساله از این فرض حمایت می‌کند که نگرانی‌های شغلی و حرفه‌ای می‌تواند در مدیران انگیزه منحرف نمودن اطلاعات صورت‌های مالی را ایجاد نماید که این خود می‌تواند هزینه‌های اطلاعات نامتقارن اضافی و هزینه‌های نمایندگی برای سهامداران را سبب شود. لوبو و ژو (۲۰۰۱) نیز تاکید می‌کنند که افزایش افشا به سهامداران و هیات مدیره اجازه یادگیری در مورد کیفیت مدیر عامل و ریسک شغلی اضافی مدیر عامل را می‌دهد. بنابراین افشای بیشتر، مسائل نمایندگی موجود و اطلاعات نامتقارن را با امکان نمایش غلط تشدید می‌نماید، که این مساله مدیریت سود را به خاطر افزایش ریسک‌های شغلی مدیران افزایش می‌دهد. به عبارت دیگر، رابطه جانشینی بین کسب اطلاعات مربوط به شرکت و فعالیت‌های مخرب مدیران برقرار است. این رابطه جانشینی، رابطه U شکل وارونه بین افشا و عملکرد شرکت را تعیین می‌نماید، زمانی که اقلام تعهدی اختیاری از عملکرد اندازه‌گیری شده شرکت حذف می‌شوند. بر این اساس، استدلال می‌شود که یک سطح بهینه از افشا وجود دارد و عمدتا تلاش‌های هزینه‌بر و غیرتولیدی مدیران در جهت تحریف اطلاعات، فراتر از سطح بهینه می‌باشند (بذرافشان و همکاران، ۲۰۱۵). در مجموع، می‌توان گفت که تصمیمات مدیران برای افشای اطلاعات، بر اساس تحلیل منفعت -هزینه خواهد بود است، یعنی مقایسه بین هزینه‌های اطلاعاتی که افشا می شود و منافعی که ممکن است از افشای این اطلاعات بدست آید. به عبارتی مدیران مایل به افشا هستند زمانی که منافع بیشتر از هزینه کل افشا باشد (کوکی، ۱۹۹۲).

## پیشینه تحقیق

کانسونی و همکاران (۲۰۱۷) به بررسی مدیریت سود و افشا در شرکت‌های پذیرفته شده در بازار بورس برزیل پرداختند. نتایج این مطالعه نشان داد که بین افشای داوطلبانه و مدیریت سود به طور هم‌زمان در ارتباط معنی‌داری وجود ندارد.

بنرجی و همکاران (۲۰۱۶) به بررسی اثر مقررات افشا و شفافیت بر عملکرد شرکت‌های روسی پس از اعمال اصلاحیه قانون حاکمیت شرکتی در این کشور پرداختند. نتایج نشان داد که تأثیر افشا بر عملکرد مبتنی بر بازار خیلی ضعیف و مثبت و تأثیر افشا بر عملکرد مبتنی بر حسابداری معنی‌دار و منفی است. همچنین مقایسه عملکرد در دوره قبل و بعد از اصلاحیه قانون حاکمیت شرکتی نشان می‌دهد که افشا تأثیر معنی‌داری بر متغیرهای عملکرد در دوره بعد از اصلاحیه قانون حاکمیت شرکتی داشته است.

بذرافشان و همکاران (۲۰۱۵) به بررسی تأثیر مدیریت سود بر عملکرد مالی و افشا در بازار هنگ کنگ پرداختند. نتایج نشان داد که یک رابطه غیرخطی بین افشا و عملکرد شرکت وجود دارد. همچنین افشای شرکت‌ها تا سطح بهینه احتمالا منجر به بهترشدن عملکرد می‌شود، اما پس از بهینه سازی، افزایش افشا سبب می‌شود که عملکرد واقعی شرکت کاهش یابد.

نین چن و همکاران (۲۰۱۳) به بررسی تأثیر قوانین افشا بر مدیریت سود ناشی از معاملات با اشخاص وابسته پرداختند. آن‌ها برای اندازه‌گیری مدیریت سود، مدل تعدیل شدهٔ جونز را به کار بردند. نتایج نشان داد که به دنبال قوانین افشای تصویب شدهٔ کشور تایوان در سال ۲۰۰۰، در مدیریت سود شرکت‌های تایوانی که دارای معاملات اشخاص وابسته با شرکت های چینی بوده‌اند، کاهشی رخ داده است. به عبارت دیگر، قوانین افشا، مدیریت سود را کاهش داده است.

ستایش و همکاران (۱۳۹۳) به بررسی رابطه افشای داوطلبانه و عملکرد شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی دوره زمانی ۹۰-۱۳۸۱ پرداختند. نتایج نشان داد که رابطه معناداری بین افشای داوطلبانه با بازده دارایی‌ها و بازده حقوق صاحبان سهام وجود ندارد؛ اما رابطه مثبت معناداری بین افشای داوطلبانه و نمرات کارایی محاسبه شده به وسیله تکنیک تحلیل پوششی داده‌ها به عنوان معیار جامع عملکرد وجود دارد.

خدامی پور و همکاران (۱۳۹۵) در مطالعه خود اثر سطح کیفی افشا بر انواع مدیریت سود را در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس تهران مورد ارزیابی قرار دادند. در این راستا، برای ارزیابی سطح کیفی افشا از معیار کیفیت شفافیت و افشای مؤسسهٔ استانداردادند پورز با انجام تعدیلاتی استفاده شده است. نتایج بیانگر رابطهٔ معنادار و منفی بین سطح کیفی افشا و مدیریت سود اقلام تعهدی و واقعی سود است.

## مواد و روش تحقیق

مطالعه حاضر از حیث هدف، پژوهش کاربردی محسوب می‌شود و از حیث روش، مبتنی بر رگرسیون (همبستگی) بوده که روابط بین پدیده‌ها بر اساس اهداف تحقیق مورد بررسی و تحلیل قرار می‌گیرد. همچنین دیتاهای مالی مورد نیاز با مراجعه به سایت سازمان بورس اوراق بهادار تهران، صورت‌های مالی شرکت‌ها (کدال) و همچنین نرم افزارهای تدبیر پرداز و ره‌آورد نوین گردآوری شده است. نمونه آماری تحقیق شامل شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران می‌باشد که از شرایط زیر برخوردارند:

شرکت‌هایی که تا قبل از سال ۱۳۹۰ در بورس اوراق بهادار تهران پذیرفته شده باشند.

۱. شرکت‌هایی که از سال ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۵ در بورس تهران حضور داشته باشند.

۲. شرکت‌هایی که پایان سال مالی آن‌ها ۲۹ اسفند ماه باشند.

۳. شرکت‌هایی که تغییر سال مالی نداشته باشند.

۴. شرکت‌هایی که داده‌های مورد نظر آن‌ها در دسترس باشند.

۵. شرکت‌هایی که جزء بانک‌ها و مؤسسه‌های مالی (شرکت‌های سرمایه‌گذاری، واسطه‌گری مالی، شرکت‌های هلدینگ، بانک‌ها و لیزینگ) نباشند.

لازم به ذکر است که مطالعه مورد نظر از آن دیدگاه که به بررسی داده‌های مرتبط با ۱۲۵ شرکت منتخب در طی دوره زمانی (۱۳۹۰-۹۵) می‌پردازد پانل دیتاست و با توجه به ماهیت پویای متغیرهای تحقیق، جهت برآورد الگوی رگرسیونی از روش گشتاور تعیم یافته (GMM) استفاده شده است. در راستای اهداف تحقیق و با الهام از مطالعه هوی و همکاران (۲۰۱۵)، الگوی رگرسیونی به صورت زیر در نظر گرفته می‌شود:

$$TFP_{it} = \beta_0 + \beta_1 TFP_{i,t-1} + \beta_2 DI_{it} + \beta_3 DI_{it}^2 + \beta_4 IB_{it} * DI_{it} + \beta_5 IB_{it} * DI_{it}^2 + +\beta_6 LEV_{it} + \beta_7 FS_{it} + \beta_7 CE_{it} + \varepsilon_{it}$$

که در آن: $TFP_{it}$ عملکرد مالی شرکت i در دوره t را نشان می‌دهد که نماینده شاخص‌های بازده دارایی (ROA) و بازده حقوق صاحبان سهام (ROE) و همچنین شاخص‌های مدیریت شده آن ها (ADJ-ROA و ADJ-ROE) می باشد که در قالب الگو های رگرسیونی جداگانه‌ای جهت برآورد به کار گرفته می‌شوند. لازم به ذکر است کهROA و ROE به ترتیب به صورت نسبت سود خالص به کل دارایی‌ها و نسبت سود خالص به حقوق صاحبان سهام محاسبه می‌شوند. همچنین شاخص‌های ADJ-ROA وADJ-ROE به ترتیب به صورت نسبت سود خالص به کل دارایی‌ها منهای نسبت اقلام تعهدی در دارایی‌های شرکت و نسبت سود خالص به حقوق صاحبان سهام منهای نسبت اقلام تعهدی در دارایی‌های شرکت محاسبه می‌شوند. علاوه بر آن، DI نماینده افشای شرکت است که از میانگین امتیاز افشا در چک لیست صورت‌های مالی بدست می‌آید. متغیر IBبه عنوان استقلال هیات مدیره است که به صورت نسبت اعضای مستقل هیات مدیره به کل اعضا محاسبه می شود. متغیر LEV نماینده اهرم مالی و به صورت نسبت بدهی به دارایی‌های شرکت محاسبه می شود. متغیر CE مخارج سرمایه‌ای شرکت است که از نسبت تغییر در اموال و دارایی‌های ثابت به کل فروش شرکت بدست می‌آید. متغیر FS اندازه شرکت را نشان می‌دهد که از لگاریتم طبیعی ارزش دفتری دارایی‌ها بدست می‌آیند.

## نتایج تجربی

به طور کلی اولین گام در تحلیل‌های رگرسیونی، بررسی مانایی متغیرهاست. آزمون‌های مختلفی برای بررسی وجود ریشه واحد در داده‌های تابلویی وجود دارند که هر کدام مزایا و معایب خاص خود را دارند. یکی از مهم‌ترین آزمون‌ها برای بررسی وجود ریشه واحد دیتاهای پانلی، آزمون ایم، پسران و شین است که در این تحقیق بکار گرفته شده است. در صورتی که فرضیه صفر آزمون مبنی بر وجود ریشه واحد رد گردد، می‌توان پذیرفت که متغیر مورد بررسی، مانا است. نتایج آزمون‌های مانایی در نگاره (۱) نشان می‌دهد که همه متغیرها در سطح اطمینان ۹۵ درصد، مانا هستند، به عبارت دیگر، دارای درجه همجمعی I (0) می‌باشند.

**نگاره (۱): آزمون مانایی متغیرهای تحقیق**

| نام متغیر | آماره آزمون | سطح معناداری |
|---|---|---|
| بازده دارایی (ROA) | -۷/۸۷۴ | ۰/۰۰۰ |
| بازده دارایی مدیریت شده (ADJROA) | -۱۸/۲۸۹ | ۰/۰۰۰ |
| بازده حقوق صاحبان سهام (ROE) | -۱۰/۳۰۰ | ۰/۰۰۰ |
| بازده حقوق صاحبان سهام مدیریت شده (ADJROE) | -۱۵/۴۸۲ | ۰/۰۰۰ |
| افشا (DI) | -۱۰/۴۶۳ | ۰/۰۰۰ |
| توان دوم افشا (DI^2) | -۱۰/۲۷۰ | ۰/۰۰۰ |
| استقلال هیئت مدیره (IB) | -۱۰/۳۷۲ | ۰/۰۰۰ |
| اهرم مالی (LEV) | -۶/۴۲۳ | ۰/۰۰۰ |
| اندازه شرکت (FS) | -۱۰/۰۲۸ | ۰/۰۰۰ |
| مخارج سرمایه ای (CE) | -۱۸ | ۰/۰۰۰ |

منبع: یافته‌های تحقیق

نتایج الگوهای برآورد شده برای عملکرد مالی مدیریت نشده (ROA و ROE) در نگاره‌ها (۲) و (۳) نشان می‌دهند که افشای اختیاری اثر مثبت و معنی‌داری بر عملکرد مالی شرکت‌ها دارد، به طوری که هر واحد افزایش کیفیت افشا سبب می شود که بازده دارایی و بازده حقوق سهام به ترتیب ۱/۰۷ و ۱/۶۱ واحد افزایش یابند. این نتیجه با تئوری‌های مالی و حسابداری منطبق است، زیرا افزایش افشا منجر به کاهش ریسک عدم تقارن اطلاعاتی و کاهش هزینه‌های نمایندگی از طریق افزایش نظارت سهامداران شده و در نتیجه عملکرد مالی را بهبود می‌بخشد. همچنین، بین افشا و عملکرد مالی رابطه غیرخطی (U معکوس) برقرار است. به عبارت دیگر، افزایش افشا تا سطح آستانه‌ای (بهینه) می‌تواند عملکرد مالی شرکت‌ها را بهبود بخشد و افشای بیشتر از سطح آستانه، عملکرد مالی را کاهش می‌دهد. این نتیجه با توجه به این که افشای بیش از حد اطلاعات برای شرکت‌ها رایگان نیست، منطقی به نظر می‌رسد. علاوه بر آن، اثر تقاطعی استقلال هیات مدیره و افشا بر عملکرد مالی شرکت‌ها نیز نشان می‌دهد که استقلال هیات مدیره، اثر افشا بر عملکرد مالی را تقویت می‌کند. با توجه به این که هر چه استقلال هیات مدیره افزایش یابد، از کارایی بیش‌تری برخوردار خواهد بود و میزان عدم تقارن اطلاعاتی نیز کاهش خواهد یافت و در نتیجه عملکرد مالی شرکت‌ها بهبود خواهد یافت.

همان طور که انتظار می‌رفت، ضـــرایب برآوردهای متغیرهای کنترلی در الگوهای برآوردی نیز با تئوری‌های مالی و حسابداری سازگاری دارند. بدین ترتیب که افزایش اهرم مالی (نسبت بدهی) سبب کاهش عملکرد مالی شرکت‌ها می‌شود. همچنین همراه با افزایش اندازه شرکت و مخارج سرمایه‌ای شرکت‌ها، عملکرد مالی افزایش می‌یابند. لازم به ذکر است که نتایج آزمون ســـارگن در هر دو الگوی برآوردی نشـــان دهنده صـــحت و اعتبار ابزارهای انتخابی بوده، به طوری‌که هیچ همبســـتگی معنی‌داری بین ابزارها و باقیمانده‌ها وجود ندارد. به عبارت دیگر، نتایج برآوردی با استفاده از روش GMM معتبر می‌باشند.

***نگاره (۲): نتایج الگوی GMM (بازده دارایی ROA)***

| متغیر | ضریب | انحراف | t-statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| ROA (-1) | ۰/۳۱۲ | ۰/۰۵۶۰ | ۵/۵۷۳ | ۰/۰۰۰۰ |
| DI | ۱/۰۷۰ | ۰/۲۷۸ | ۳/۸۳۸ | ۰/۰۰۰۰ |
| IB* DI | ۲/۱۴۱ | ۱/۱۱۰ | ۱/۹۲۸ | ۰/۰۵۴۶ |
| DI^2 | -۰/۶۹۸ | ۰/۳۷۹ | -۱/۸۴۲ | ۰/۰۶۶ |
| LEV | -۱/۰۹۴ | ۰/۴۹۹ | -۲/۲۲۲ | ۰/۰۳۵ |
| FS | ۲/۸۱۱ | ۱/۸۹۰ | ۱/۴۸۷ | ۰/۱۳۷ |
| CE | ۰/۸۵۷ | ۰/۱۸۱ | ۴/۷۳۲ | ۰/۰۰۰ |
| مقدار آماره J = ۱۰/۵۲ مقدار آماره سارگان = ۰/۲۳۰ | | | | |

منبع: یافته‌های تحقیق

***نگاره (۳): نتایج الگوی GMM (بازده حقوق صاحبان سهام ROE)***

| متغیر | ضریب | انحراف | t-statistic | prob |
|---|---|---|---|---|
| ROE (-1) | ۰/۴۷۷ | ۰/۱۸۸ | ۲/۵۳۲ | ۰/۰۰۱۲ |
| DI | ۱/۶۱۴ | ۰/۵۱۷ | ۳/۱۲۱ | ۰/۰۰۰۰ |
| IB* DI | ۲/۷۸۰ | ۱/۲۲۵ | ۲/۲۶۹ | ۰/۰۲۴۲ |
| DI^2 | -۱/۲۹۱ | ۰/۷۵۳ | -۱/۷۱۴ | ۰/۰۸۷۶ |
| LEV | -۰/۸۶۷ | ۰/۲۱۶ | -۴/۰۰۶ | ۰/۰۰۰۰ |
| FS | ۱/۲۹۲ | ۰/۵۶۵ | ۲/۲۸۵ | ۰/۰۲۳۲ |
| CE | ۱/۰۰۲ | ۰/۹۷۶ | ۱/۰۲۶ | ۰/۳۰۵۱ |
| مقدار آماره‌ی J = ۵/۲۱۲ مقدار آماره سارگان = ۰/۳۹۰ | | | | |

منبع: یافته‌های تحقیق

در ادامه، نتایج الگوهای برآورد شـــده برای عملکرد مالی مدیریت شـــده (ADJ-ROA و ADJ-ROE) در نگاره‌های (۴) و (۵) ارایه شده است. همان طور که مشاهده می شود، افشای اختیاری اثر مثبت و معنی‌داری بر عملکرد مالی مدیریت شده شرکت‌ها دارد، به طوری که هر واحد افزایش کیفیت افشـا سـبب می‌شـود که بازده دارایی مدیریت شـده و بازده حقوق سـهام مدیریت شـــده به ترتیب ۰/۷۴ و ۱/۲۲ واحد افزایش یابند. همچنین، بین افشـــا و عملکرد مالی مدیریت شـده نیز رابطه غیرخطی (U معکوس) برقرار اسـت. به عبارت دیگر، افزایش افشـا تا سطح آستانه‌ای (بهینه) می تواند عملکرد مالی مدیریت شده شرکت‌ها را بهبود بخشد و افشای بیشتر از سطح آستانه، عملکرد مالی مدیریت شده را کاهش می‌دهد. علاوه بر آن، اثر تقاطعی اسـتقلال هیات مدیره و افشـا بر عملکرد مالی مدیریت شـده شـرکت‌ها نیز نشـان می‌دهد که اسـتقلال هیات مدیره، اثر افشـا بر عملکرد مالی مدیریت شـده را بهبود می‌بخشـد. لازم به ذکر است که نتایج آزمون سارگن در هر دو الگوی برآوردی نشان دهنده صحت و اعتبار ابزارهای انتخابی بوده، به طوری‌که هیچ همبستگی معنی‌داری بین ابزارها و باقیمانده‌ها وجود ندارد. به عبارت دیگر، نتایج برآوردی با استفاده از روش GMM معتبر می‌باشند.

***نگاره (۴): نتایج الگوی GMM (بازده دارایی مدیریت شده ADJROA)***

| متغیر | ضریب | انحراف | t-statistic | Prob |
|---|---|---|---|---|
| ADJROA (-1) | ۰/۲۷۷ | ۰/۰۴۳ | ۶/۴۰۱ | ۰/۰۰۰۰ |
| DI | ۰/۷۴۶ | ۰/۳۲۸ | ۲/۲۶۹ | ۰/۰۲۴۲ |
| IB* DI | ۱/۰۴۱ | ۰/۴۹۲ | ۲/۱۱۲ | ۰/۰۳۵۴ |
| DI^2 | -۱/۰۴۶ | ۰/۵۴۲ | -۱/۹۲۸ | ۰/۰۵۴۵ |
| LEV | -۵/۰۴۶ | ۲/۸۱۱ | -۱/۷۹۴ | ۰/۰۷۳۶ |
| FS | ۲/۳۶۸ | ۱/۵۸۴ | ۱/۴۹۴ | ۰/۱۳۵ |
| CE | ۱/۷۶۷ | ۱/۲۰۹ | ۱/۴۶۱ | ۰/۱۴۴ |
| مقدار آماره ی J = ۵/۲۱۲ مقدار آماره سارگان = ۰/۳۹۰ | | | | |

منبع: یافته‌های تحقیق

در مجموع، با مقایســـه نگاره‌های (۲) و (۳) با نگاره‌های (۴) و (۵) می توان دریافت که هر چند افشای اختیاری اثر مثبت و معنی‌داری بر عملکرد مالی شرکت‌ها دارد، اما تعدیل عملکرد مالی و به عبارتی مدیریت سود، اثر افشا بر عملکرد مالی را به طور محسوسی کاهش می‌دهد. این نتیجه منطقی به نظر می‌رســـد، زیرا با وجود مدیریت ســـود و دســـتکاری اطلاعات اقلام

تعهدی، کیفیت افشـا کاهش یافته که در نتیجه اثرات مثبت افشـا بر عملکرد مالی را تضـعیف می‌کند.

***نگاره (۵): نتایج الگوی GMM (بازده حقوق سهام مدیریت شده ADJROE)***

| متغیر | ضریب | انحراف | t-statistic | Prob |
|---|---|---|---|---|
| ADJROE (-1) | ۰/۳۴۱ | ۰/۰۸۲ | ۴/۱۲۳ | ۰/۰۰۰۰ |
| DI | ۱/۲۲۷ | ۰/۲۰۸ | ۵/۸۸۹ | ۰/۰۰۰۰ |
| IB* DI | ۱/۵۵۱ | ۰/۸۰۴ | ۱/۹۲۸ | ۰/۰۵۴۵ |
| DI^2 | -۱/۱۸۵ | ۰/۱۹۸ | -۵/۹۶۶ | ۰/۰۰۰۰ |
| LEV | -۱/۰۹۶ | ۱۰/۰۳۶ | -۰/۱۰۹ | ۰/۹۱۳ |
| FS | ۲/۲۷۶ | ۱/۰۷۷ | ۲/۱۱۲ | ۰/۰۳۵ |
| CE | ۱/۵۱۱ | ۲/۴۸۵ | ۰/۶۰۸ | ۰/۵۴۳ |
| مقدار آماره ی J = ۳/۹۹۸ مقدار آماره سارگان = ۰/۶۷۶ | | | | |

منبع: یافته‌های تحقیق

همچنین مقایسـه نتایج نشـان می‌دهند که تعدیل عملکرد مالی و مدیریت سـود، اثر تقویت کننده اسـتقلال هیات مدیره بر رابطه بین افشـا و عملکرد مالی شـرکت‌ها را به شـدت کاهش می‌دهد. با توجه به این که در صـورت وجود مدیریت سـود، اسـتقلال هیات مدیره و قدرت نظارتی آن بر عملکرد شرکت‌ها کاهش می‌یابد، این نتیجه منطقی است.

## نتیجه‌گیری

هدف این مطالعه، بررسی رابطه غیرخطی بین افشا و عملکرد مالی با تمرکز بر نقش مدیریت سـود در شـرکت‌های پذیرفته شـده در بورس اوراق بهادار تهران طی دوره زمانی ۹۵-۱۳۹۰ می‌با شد. نتایج الگوها با ا ستفاده از روش GMM ن شان می‌دهند که بین اف شا و عملکرد مالی (مدیریت شده و نشده) رابطه غیرخطی (U معکوس) برقرار است. به عبارت دیگر، افزایش افشا تا سـطح آسـتانه‌ای (بهینه) می‌تواند عملکرد مالی شـرکت‌ها را بهبود بخشـد و افشـای بیشـتر از سطح آ ستانه، عملکرد مالی را کاهش می‌دهد. این نتیجه با توجه به این که اف شای بیش از حد اطلاعات برای شرکت‌ها رایگان نیست، منطقی به نظر می‌رسد. لازم به ذکر است که این نتیجه با یافته‌های ویسـباچ (۲۰۱۲) و مک کونل (۲۰۰۳) سـازگاری دارد. همچنین اسـتقلال هیات مدیره، اثر اف شا بر عملکرد مالی را تقویت می‌کند. با توجه به تئوری حاکمیت شرکتی، هر چه

استقلال هیات مدیره افزایش یابد، از کارایی بیش‌تری برخوردار خواهد بود و میزان عدم تقارن اطلاعاتی نیز کاهش خواهد یافت و در نتیجه عملکرد مالی شرکت‌ها بهبود خواهد یافت.

علاوه بر آن، با مقایسه نتایج برآوردی برای عملکرد مالی مدیریت شده و نشده می‌توان دریافت که اگر چه افشای اختیاری اثر مثبت و معنی داری بر عملکرد مالی شرکت‌ها دارد، اما تعدیل عملکرد مالی و به عبارتی مدیریت سود، اثر افشا بر عملکرد مالی را به طور محسوسی کاهش می‌دهد. این نتیجه منطقی به نظر می‌رسد، زیرا وجود مدیریت سود و دستکاری اطلاعات اقلام تعهدی، کیفیت افشای کاهش یافته که در نتیجه اثرات مثبت افشا بر عملکرد مالی را تضعیف می‌کند. همچنین تعدیل عملکرد مالی و مدیریت سود، اثر تقویت کننده استقلال هیات مدیره بر رابطه بین افشا و عملکرد مالی شرکت‌ها را به شدت کاهش می‌دهد. با توجه به این که در صورت وجود مدیریت سود، استقلال هیات مدیره و قدرت نظارتی آن بر عملکرد شرکت‌ها کاهش می‌یابد، این نتیجه منطقی است.

با توجه به مطالب بیان شده می‌توان گفت که هر چند افشای اطلاعات مالی تبعات منفی افزایش هزینه تامین مالی، ریسک مالی و نوسانات قیمت سهام را کاهش می‌دهد و منجر به بهبود عملکرد مالی و رونق بازار سرمایه می‌گردد، اما افشای اطلاعات بیشتر از حد آستانه برای شرکت‌ها رایگان نبوده و باعث تحمیل هزینه‌هایی بر شرکت شده و در نتیجه عملکرد شرکت کاهش یابد. بنابراین پیشنهاد می‌گردد مدیران به سطح بهینه‌ای از افشا را در صورت‌های مالی در نظر داشته باشند. از سوی دیگر، علی رغم اهمیت نقش استقلال هیات مدیره به عنوان ابزار نظارتی، نگرانی های شغلی و حرفه‌ای می‌تواند در مدیران انگیزه منحرف نمودن اطلاعات صورت‌های مالی را ایجاد نماید که این خود می‌تواند هزینه‌های اطلاعات نامتقارن اضافی و هزینه‌های نمایندگی برای سهامداران را سبب شود. به عبارت دیگر، وجود مدیریت سود و دستکاری اطلاعات اقلام تعهدی، کیفیت افشا کاهش یافته که در نتیجه اثرات مثبت افشا بر عملکرد مالی را تضعیف خواهد کرد.

## منابع

خدامی پور، احمد، خورشیدی، علیرضا و علی شیرزاد، (۱۳۹۵)، اثر کیفیت افشا بر انواع مدیریت سود، *بررسی‌های حسابداری و حسابرسی*: ۲۰ *(۴)* ۲۱-۳۸.

ستایش، محمدحسین، روستا، منوچهر و وحید علیزاده (۱۳۹۳)، بررسی ارتباط بین افشای داوطلبانه و عملکرد شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، *پژوهش‌های تجربی حسابداری*:۴ *(۱۳)*، ۱۵۳-۱۶۰.

Banerjee, S. , Masulis, R. , and Pal, S. , (2016). Regulation and FirmValue: Curious Case of Transparency and Disclosure Laws in Russia, Discussion Paper: Institute of Labor Economics (IZA).

Barth, M. , Landsman, W. , and Lang, M. , (2008). International Accounting Standards and Accounting Quality. Journal of Accounting Research, 46 (3): 467-498

Bazrafshan, E. , Kandelousi, A. , and Hooy, C. , (2015). The Impact of Earnings Management on the Extent of Disclosure and True Financial Performance: Evidence from Listed Firms in Hong Kong. The British Accounting Preview,

Consoni, S. , Colauto, R. D. , and Lima, G. , (2017). Voluntary Disclosure and Earnings Management: Evidence from the Brazilian Capital Market. Revista Contabilidade and Finanças, 28 (74): 249-263

Chi, L. C. (2009). Do transparency and disclosure predict firm performance? Evidence from the Taiwan market. Expert Systems with Applications, 36 (8): 11198-11203

Cooke, T. E. (1992). The Impact of Size, Stock Market Listing and Industry Type on Disclosure in the Annual Reports of Japanese Listed Corporations, Accounting and Business Research, 22 (87): 229-237

Gietzmann, M. , and Trombetta, M. , (2003). Disclosure Interactions: Accounting Policy Choice and Voluntary Disclosure Effects on the Cost of Raising Outside Capital. Accounting and Business Research, 33 (3): 187-205

Ghosh, C. , Nag, R. , and Sirmans, C. F. (2000). The Pricing of Seasoned Equity Offerings: Evidence from REITs. Real Estate Economics, 28 (3): 363-384.

Ghorbel, H. , and Triki, F. , (2016). The Cinsequenses of Vountary Information Disclosure on Firm Value: Case of Tunisian Listed Firms. Research Journal of Finance and Accounting, 7 (6): 153-163

Heitzman, S. , Wasley, C. , and Zimmerman, J. , (2010). The Joint Effect of Materiality Thresholds and Voluntary Disclosure Incentives on Firms Disclosure Decisions. Journal of Accounting and Economics, 49 (1): 109-132.

Iatridis, G. and Alexakis, P. (2012). Evidence of Voluntary Accounting Disclosures in the Athens Stock Market, Review of Accounting and Finance, 11 (1): 73-92

Khodamipour, A. , Khorshidi, A. , Shirzad, A. (2014). The Impact of Disclosure Quality on the Various Earnings Management. Journal of Accounting and Auditing Review, 20 (4): 21-38, (in Persian)

Lobo, G. J. , and Zhou, J. , (2001). Disclosure quality and earning management. Asia-Pacific Journal of Accounting and Economics, 8 (1): 1-20.

Jiao, Y. , (2011). Corporate disclosure, market valuation and firm performance, Financial Management, 40 (3): 647-676

Lundholm, R. , and Myers, L. , (2002). Bringing the Future Forward: The Effect of Disclosure on the Return Earnings Relation. Journal of Accounting Research, 40 (3): 809-839

McConnell, J. (2003) , Outside Directors (Distinguished scholar of 2002 keynote address to the Annual Meeting of the Eastern Finance Association). Financial Review, 38 (1): 25-31

Nen-Chen, R. H. , Jeng, C. , and Ying, W. (2013). Effect of disclosure regulation on earnings management through related-party transactions: Evidence from Taiwanese firms operating in China. Journal of Accounting and Public Policy, 32 (4): 292-313

Setayesh, M. H. , Roosta, M. , and Alizadeh, V. , (2014). The Relation Between Voluntary Disclosure and Performance of Firms Listed in Tehran Stock Exchange, Empirical Research in Accounting, 4 (1): 153-168, (in Persian)

Ting, H. I. (2008). Does Corporate Disclosure Quality Help, International Research Journal of Finance *and Economics*, *(21):* 150-157.

پژوهش‌های تجربی حسابداری
سال نهم، شماره ۳۴، زمستان ۱۳۹۸، صص ۳۴۱ - ۳۶۶

# بررسی تأثیر تعدیل‌کنندگی تخصص حسابرس در صنعت بر رابطه‌ی بین سازوکارهای حاکمیت شرکتی و نامتقارنی اطلاعات شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران

**غلامحسین مهدوی*، فرهاد شعبانی****

تاریخ دریافت: ۹۷/۰۴/۰۸
تاریخ پذیرش: ۹۷/۰۸/۲۰

## چکیده

نامتقارنی اطلاعات در راستای حاکمیت شرکتی و تحت تأثیر نظریه نمایندگی سبب ایجاد تقاضا برای حسابرسی می‌شود. در بازار سرمایه، اطلاعات اهمیت بسیاری دارد و کیفیت آن به‌وسیله حسابرسان تأیید می‌شود. هدف اصلی این مقاله بررسی تأثیر تخصص حسابرس در صنعت بر رابطه‌ی بین سازوکارهای حاکمیت شرکتی و نامتقارنی اطلاعات شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران است. برای آزمون فرضیه پژوهش داده‌های مربوط به ۱۷۳ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، در بازه زمانی ۱۳۹۶-۱۳۸۹ به روش تحلیل داده‌های ترکیبی تجزیه و تحلیل شد. برای سنجش سازوکارهای حاکمیت شرکتی از معیارهای دوگانگی مسئولیت مدیر عامل، مالکیت نهادی، اندازه هیأت مدیره و استقلال هیأت مدیره و برای سنجش نامتقارنی اطلاعات از میانگین اختلاف قیمت پیشنهادی خرید و فروش سهام استفاده شد. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که تخصص حسابرس در صنعت عامل تعدیلی بر رابطه بین سازوکارهای حاکمیت شرکتی و نامتقارنی اطلاعات است.

**واژه‌های کلیدی:** تخصص حسابرس در صنعت، حاکمیت شرکتی، نامتقارنی اطلاعات

**طبقه‌بندی موضوعی:** G34، M42

DOI: 10.22051/jera.2018.20279.2034

* استاد حسابداری دانشگاه شیراز، نویسنده مسئول، دانشگاه شیراز، ایران، (ghmahdavi@rose.shirazu.ac.ir).
** کارشناس ارشد حسابداری، دانشگاه شیراز، ایران، (farhadshabani56@gmail.com).

**مقدمه**

طبق نظریه نمایندگی منافع سهامداران و مدیران در تضاد است. تضاد منافع، منجر به مشکلات نمایندگی زیادی، همانند تصمیم‌های سرمایه‌گذاری غیربهینه، نااطمینانی و نامتقارنی اطلاعات می‌شود (جنسن و مکلینگ، ۱۹۷۶). طبق این نظریه افراد در جهت افزایش منافع خود حرکت می‌کنند و تحت شرایط عادی، هدف‌ها، منافع و خطای دو طرف (مالک و نماینده) مشخص نیست. نقش حاکمیت شرکتی در کاهش نامتقارنی اطلاعات، تطابق منافع مدیران با سهامداران از طریق اعمال نظارت است (لیو و ژیراپورن، ۲۰۱۰). سازوکارهای حاکمیت شرکتی بر افشای اطلاعات اثر می‌گذارد و احتمال افشا نکردن کامل و مطلوب اطلاعات و افشای اطلاعات کم اعتبار را کاهش می‌دهد (کاناگیرتنام، لوبو و والن، ۲۰۰۷). نامتقارنی اطلاعات، پیامدهای نامطلوبی از قبیل افزایش هزینه‌ی نمایندگی، کاهش کارایی و نقدینگی بازار را دارد که این پیامدهای نامطلوب موجب کاهش سود حاصل از معاملات در بازار سرمایه می شود (جیانگ و کیم، ۲۰۰۴). سرمایه‌گذاران به اطلاعات مالی مربوط و قابل اتکا نیاز دارند و یکی از تأمین‌کنندگان این نیاز حسابرسان مستقل هستند (لین و مینگ، ۲۰۰۹). حسابرسی موجب کاهش تضاد نمایندگی و کاهش احتمال بروز نامتقارنی اطلاعات بین سرمایه‌گذاران و مدیران می‌شود (جنسن و مکلینگ، ۱۹۷۶).

با توجه به مطالب بالا و عواقب مربوط به نامتقارنی اطلاعات، سؤال اصلی مطرح در این پژوهش این است که آیا تخصص حسابرس در صنعت می‌تواند سازوکارهای حاکمیت شرکتی را تقویت کند و در نتیجه تقویت سازوکارهای حاکمیت شرکتی، نامتقارنی اطلاعات را کاهش دهد؟

## مروری بر مبانی نظری و پیشینه پژوهش

### تخصص حسابرس در صنعت

توجه به حسابرس به عنوان یکی از سازوکارهای برون‌سازمانی حاکمیت شرکتی در بسیاری از قوانین حاکمیت شرکتی (از جمله قانون ساربینز-آکسلی (۲۰۰۲)، گزارش کادبری (۱۹۹۲)، گزارش‌های هیگز (۲۰۰۳) و اسمیت (۲۰۰۳) در بریتانیا، گزارش کمیته دی (۱۹۹۴) در کانادا و...) مطرح و رهنمودهایی برای نظارت بیشتر حسابرس معرفی شده است. بخش عمده این

سازوکارها بر این موضوع تأکید دارد که به دلیل برخورداری حسابرس از ویژگی‌های خاص، رفتار فرصت‌طلبانه و سودجویانه مدیران را محدودتر می‌کند (پرگولا، جوزف و جنزارلی، ۲۰۰۹) و کیفیت و قابلیت اتکای گزارشگری مالی (به خصوص سودهای حسابداری) بهبود خواهد یافت و در نتیجه زمینه اعتماد بیشتر سرمایه‌گذاران به بازار سرمایه فراهم می‌شود. از جمله این ویژگی‌ها می‌توان به تخصص حسابرس در صنعت اشاره کرد (صفرزاده، ۱۳۹۳). حسابرسان متخصص در صنعت به‌وسیله صاحبکار خود انتخاب می‌شوند، آموزش کافی می‌بینند، تجربه زیادی در یک صنعت خاص دارند (سولومن، شیلدز و ویتینگتنت، ۱۹۹۹)، سطح بالایی از کارایی و کیفیت حسابرسی نسبت به حسابرسان غیرمتخصص ارائه می‌کنند (بالسام، کریشنان و یانگ، ۲۰۰۳ و بالو، ایرلی و ریچ، ۲۰۰۴) و به دلیل برخورداری از دانش تخصصی از شرایط صنعت صاحبکار، توانایی بیش‌تری در ارائه حسابرسی با کیفیت‌تر برای کاهش خطر اطلاعاتی دارند (چاس، ۱۹۹۹ و دیفوند، راگوناندان و سوبرامیام، ۲۰۰۲). به عبارت دیگر، با افزایش تخصص حسابرس در صنعت، توانایی او برای درک مشکلات صنعتی که صاحبکار در آن فعالیت می‌کند، افزایش می‌یابد و در نتیجه، گزارش‌های مالی و اطلاعات حسابداری مطلوب‌تری ارائه می‌شود.

### حاکمیت شرکتی

حاکمیت شرکتی سازوکاری است که از طریق اعمال آن، مشکلات نمایندگی برطرف می شود، کیفیت اطلاعات ارائه شده‌ی شرکت‌ها بهبود می‌یابد و رعایت حقوق سهامداران و کلیه ذی‌نفعان از جمله دولت‌ها و عموم مردم جامعه در کانون توجه قرار می‌گیرد (باباجانی و عبدی، ۱۳۸۹). در این پژوهش همانند برخی از پژوهش‌های داخلی چون معین‌الدین، اردکانی، فاضل‌یزدی و زین‌الدینی (۱۳۹۳)، افسرده و نیازی (۱۳۹۴) و جبالی (۱۳۹۵) از متغیرهای مالکیت نهادی، استقلال هیأت مدیره، دوگانگی وظایف مدیر عامل، تمرکز مالکیت و اندازه هیأت مدیره و در پژوهش ژای و وانگ (۲۰۱۶) تمرکز مالکیت به‌عنوان سازوکارهای حاکمیت شرکتی استفاده شده است.

اندازه هیأت مدیره (تعداد اعضای هیأت مدیره): هیأت مدیره مسئول حفظ منافع سهامداران است و اساساً برای استخدام، اخراج، نظارت، پاداش‌دادن و مدیریت به‌وجود می‌آید که همگی در جهت بیشینه کردن ارزش برای سهامداران است. سطح و کیفیت افشا یک تصمیم راهبردی

است که به‌وسیله اعضای هیأت مدیره اتخاذ می‌شود. بنابراین، اندازه هیأت مدیره ممکن است کیفیت اطلاعات را تحت تأثیر قرار دهد. با افزایش تعداد اعضای هیأت مدیره، تجربه و تخصص مشترک و دسته جمعی هیأت مدیره افزایش می‌یابد و در نتیجه نیاز به افشا اطلاعات، بیش‌تر خواهد شد (اکترودین، حسین و لی، ۲۰۰۹). بنابراین، می‌توان انتظار داشت که رابطه مستقیمی بین تعداد اعضای هیأت مدیره و کیفیت اطلاعات وجود داشته باشد. بر اساس ماده ۱۰۷ قانون تجارت، تعداد اعضای هیأت مدیره شرکت‌های سهامی عام حداقل باید پنج نفر باشد. تعداد اعضای هیأت مدیره اکثر شرکت‌های سهامی عام پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران پنج نفر است و نسبت پایینی از این شرکت‌ها بیش از پنج عضو دارند. در عین حال، افزایش تعداد اعضاء نیز مشکلاتی با خود به همراه دارد که از جمله می‌توان به افزایش هزینه‌ها، مشکلات ناشی از هماهنگی اعضاء و در نتیجه کاهش کیفیت ارتباطات میان آن‌ها اشاره کرد (عرب مازاریزدی و طاهرخانی، ۱۳۹۰).

استقلال هیأت مدیره: در صورتی‌که اعضای هیأت مدیره، مدیران اجرایی نیز باشند، آنان کمتر به وظیفه و نقش اصلی خود در شرکت به‌عنوان عضو هیأت مدیره، یعنی نظارت بر مدیران اجرایی و کنترل آن‌ها، می‌پردازند (لین و مینگ، ۲۰۰۹)، اما از دیدگاه نظریه نمایندگی، حضور مدیران غیرموظف (غیراجرایی) مستقل در هیأت مدیره شرکت‌ها و عملکرد نظارتی آن‌ها به‌عنوان افرادی مستقل، به کاهش تضاد منافع موجود میان سهامداران و مدیران شرکت، کمک شایان توجهی می‌کند (چترو، بدارد و کورتیو، ۲۰۰۱). وجود مدیران غیرموظف از سوء استفاده مدیران موظف از موقعیت خود جلوگیری می‌کند (مرک، شلیفر و ویشنی، ۱۹۸۸) و تأثیر مثبتی بر سازوکارهای نظارتی دارد (آگراوال و نوبر، ۱۹۹۶).

دوگانگی وظایف مدیر عامل: در گزارش کادبری (۱۹۹۲) به توازن قوای بین اعضای هیأت مدیره توصیه شده است، تا هیچ فردی کنترل بی‌قید و شرط فرآیند تصمیم‌گیری در شرکت را در دست نگیرد. در گزارش مزبور آمده است که اگر سمت‌های ریاست هیأت مدیره و مدیریت عامل بر عهده دو شخص مجزا قرار گیرد، آن‌گاه یکی از اعضای ارشد هیأت مدیره باید اعلام کند که شخص مستقل کیست؟ در اغلب شرکت‌های آمریکایی مدیرعامل و رئیس هیأت مدیره یک شخص است اما در کانادا و بیش‌تر کشورهای اروپایی، جدایی وظایف مدیرعامل از رئیس هیأت مدیره، به منظور برقراری سازوکارهای مناسب حاکمیت شرکتی،

جزء الزامات شـرکت‌ها اسـت (لین و مینگ، ۲۰۰۹). دوگانه‌نبودن وظایف مدیرعامل و رئیس هیـأت مـدیره، کیفیـت اطلاعـات را دچـار تهـدیـد می‌کنـد و رابطـه منفی و معنـاداری بین دوگانه‌نبودن مدیرعامل و رئیس هیأت مدیره با کیفیت اطلاعات وجود دارد (فورکر، ۱۹۹۲). طبق ماده ۱۲۴ قانون تجارت برای تصـدی همزمان سـمت مدیرعامل و رئیس هیأت مدیره در شـرکت‌ها محدودیت درنظر گرفته شـده و تصـویب سـه چهارم آراء حاضـر در مجمع عمومی برای این موضوع لازم است.

مالکیت نهادی: سرمایه‌گذاران نهادی، سرمایه‌گذاران متبحری هستند که از مزیت نسبی در جمع‌آوری و پردازش اطلاعات برخوردارند. وجود مالکیت نهادی، مدیریت شـرکت را به تمرکز بر عملکرد اقتصادی و اجتناب از رفتارهای فرصت‌طلبانه وامی‌دارد (مک‌کونل و سرواز، ۱۹۹۰). مطابق با ادبیات حاکمیت شرکتی، سرمایه‌گذاران نهادی شامل بانک‌ها، شرکت‌های بیمه، صندوق‌های بازنشستگی، شرکت‌های سرمایه‌گذاری و سایر شرکت‌ها و مؤسسه‌های دولتی می‌شـود که به خرید و فروش اوراق بهادار می‌پردازند (مارگاریتیس و پسـیلاکی، ۲۰۱۰ و کالن و فانگ، ۲۰۱۱). در شرکت‌هایی که میزان مالکیت نهادی در آن‌ها بیش‌تر است، انتظار می‌رود که سطح افشای داوطلبانه‌ی افزایش یافته و نامتقارنی اطلاعات کاهش یابد.

تمرکز مالکیت: دمستز و لهن (۱۹۸۵)، تمرکز مالکیت را به‌عنوان درصد سهام در اختیار ۵ یا ۲۰ سـهامدار بزرگ شـرکت و یا شـاخص هرفیندال، که از طریق توان دوم سـهم هر یک از سـهامداران محاسـبه می‌شـود، تعریف کردند در حالی که پرووز (۱۹۹۴) مجموع سـهام ۵ سـهامدار بزرگ را به‌عنوان تمرکز مالکیت در نظر می‌گیرد. هر چه تعداد سـهامداران کمتر باشد، مالکیت متمرکزتر است. شرکت‌هایی که بیش‌تر سهام آنان در اختیار سهامداران عمده و بالاخص سهامداران کنترل‌کننده است، بیش‌تر در معرض خطرات و مشکلات ناشی از مسأله نمایندگی هستند، زیرا نظر سهامداران کنترل‌کننده در تمامی تصمیم‌های اتخاذ شده در سطح هیأت مدیره، نظر غالب است و برای این سهامداران بسیار آسان‌تر از سایر سهامداران است که بتوانند سـازوکارهای نظارتی بر عملکرد مناسـب و شـفاف مدیریت را نادیده گرفته و برای دستیابی به منافع خودشـان، برخلاف این سـازوکارها عمل کنند و نظارت سـایر سـهامداران را غیرممکن سازند (فاما و جنسن، ۱۹۸۳).

**نامتقارنی اطلاعات**

در ادبیات مالی فاصله غیرمعمول قیمت پیشنهادی خرید و فروش اوراق بهادار را نماد وجود نامتقارنی بین خریداران و فروشندگان اوراق بهادار می‌دانند و دامنه فاصله قیمت پیشنهادی خرید و فروش سهام نمایش‌گر سطح نامتقارنی بین طرفین معامله است. این گونه فرض می‌شود که هرچه توزیع اطلاعات در بازار به صورت نامساوی‌تر و از راه‌های غیر رسمی‌تر انجام شود، دامنه نامتقارنی اطلاعات نیز بیش‌تر بوده و فاصله این دو قیمت پیشنهادی خرید و فروش سهام نیز بیش‌تر خواهد بود (وکیلی‌فرد و رستمی، ۱۳۸۹). تفاوت قیمت پیشنهادی خرید و فروش سهام، ریشه در جریان عرضه و تقاضای غیرعادی دارد که نتیجه اطلاعات محرمانه است. بنابراین، بهبود کیفیت افشا منجر به کاهش نامتقارنی اطلاعات بین استفاده‌کنندگان و تهیه‌کنندگان صورت‌های مالی می‌شود.

## پیشینه پژوهش

نتایج پژوهش چانگ-هو و هسیانگ-لین (۲۰۰۷) نشان داد که در شرکت‌های با حاکمیت شرکتی بهتر، احتمال معاملات مبتنی بر اطلاعات کم‌تر و آثار قیمت کم‌تر است و در نتیجه، نامتقارنی اطلاعات کم‌تر است. طبق نتایج پژوهش جونز، کامفورت و هیلیر (۲۰۰۸)، با افزایش ویژگی‌های مثبت در متغیرهای حاکمیت شرکتی، نامتقارنی اطلاعات و در نتیجه هزینه سرمایه کاهش می‌یابد. نتایج پژوهش آلماتیری، دان و اسکانتز (۲۰۰۹) بیانگر رابطه منفی و معنادار بین نامتقارنی اطلاعات و دوره تصدی و تخصص حسابرس در صنعت بود. نتایج پژوهش حکیم و عمری (۲۰۱۰) نشان دهنده رابطه منفی بین اختلاف قیمت پیشنهادی خرید و فروش سهام با حسابرسی‌های چهار مؤسسه بزرگ حسابرسی و تخصص حسابرس در صنعت بود. نتایج پژوهش کلینچ، استوکس و ژو (۲۰۱۲) نشان داد که با استفاده از خدمات حسابرسان متخصص در صنعت، نامتقارنی اطلاعات کاهش می‌یابد. طبق نتایج حاصل از پژوهش آجینا، سونگ و لویتی (۲۰۱۳)، معیارهای حاکمیت شرکتی شامل استقلال هیأت مدیره، اندازه هیأت مدیره و تعداد جلسات هیأت مدیره موجب کاهش نامتقارنی اطلاعات و افزایش شفافیت اطلاعات بین سرمایه‌گذاران می‌شود. نتایج پژوهش چو و وو (۲۰۱۴) بیانگر رابطه معنادار بین شاخص‌های حاکمیت شرکتی و استفاده از خدمات حسابرسان متخصص در صنعت بود. نتایج پژوهش بنگ، جیمی، جفری و کوین (۲۰۱۶) نشان داد که استقلال هیأت مدیره رابطه معناداری با

نامتقارنی اطلاعات دارد و افزایش استقلال هیأت مدیره منجر به بهبود شفافیت اطلاعات می‌شود و در نتیجه، نامتقارنی اطلاعات کاهش می‌یابد. نتایج پژوهش لین، چن و تسای (۲۰۱۷) بیانگر تأثیر مثبت و معنادار ساختار مالکیت بر رابطه بین نامتقارنی اطلاعات و سیاست تقسیم سود بود. نتایج پژوهش القادسی و عابیدین (۲۰۱۸) نشان داد که تمرکز مالکیت تأثیر معناداری بر رابطه بین حاکمیت شرکتی و کیفیت حسابرسی دارد.

در ایران، نتایج پژوهش نوروش و کردلر (۱۳۸۴) نشان داد که با افزایش مالکیت سرمایه‌گذاران نهادی، نامتقارنی اطلاعات کاهش می‌یابد. نتایج پژوهش رحیمیان، صالح‌نژاد و سالکی (۱۳۸۸) بیانگر نبود رابطه معنادار بین نسبت مدیران غیرموظف و واحد حسابرسی داخلی با نامتقارنی اطلاعات اما رابطه معنادار بین درصد مالکیت سرمایه‌گذاران نهادی و نامتقارنی اطلاعات بود. نتایج پژوهش نصرالهی، عارف منش و رئیسی (۱۳۹۰) نشان داد که بین درصد مدیران مستقل در هیأت مدیره و درصد مالکانه سرمایه‌گذاران نهادی با نامتقارنی اطلاعات رابطه منفی و معناداری وجود دارد اما بین اندازه هیأت مدیره و نامتقارنی اطلاعات رابطه معناداری ندارد. نتایج پژوهش دهداری (۱۳۹۲) نشان دهنده رابطه منفی و معنادار بین تخصص حسابرس در صنعت و نامتقارنی اطلاعات بود. نتایج پژوهش برادران‌حسن‌زاده، بادآورنهندی و اسماعیلی‌گنجینه‌کتاب (۱۳۹۳) بیانگر رابطه مثبت و معنادار بین میزان تمرکز مالکیت و درصد سهام مالکان نهادی تخصص حسابرس در صنعت بود. نتایج پژوهش مهدوی و کرمانی (۱۳۹۴) نشان داد که استقلال هیأت مدیره، یک عامل تعدیلی بر رابطه بین نامتقارنی اطلاعات و کیفیت گزارشگری مالی است. نتایج پژوهش عباس‌زاده، قناد و غلامی‌مقدم (۱۳۹۵) نشان دهنده رابطه منفی و معنادار بین ندازه حسابرس و تخصص حسابرس در صنعت با نامتقارنی اطلاعات بود. نتایج پژوهش بختیاری (۱۳۹۶) نشان داد که بین مالکیت نهادی و تخصص حسابرس در صنعت رابطه مثبت و معناداری وجود دارد.

## فرضیه پژوهش

یکی از راه‌های کاهش نامتقارنی اطلاعات، انجام حسابرسی سالانه است. در پژوهش‌های پیشین (بوشمن و اسمیت، ۲۰۰۱) و (کانودیا، سینگ و اسپرو، ۲۰۰۵) از حسابرسان مستقل به عنوان یکی از مهم‌ترین ابزارهای نظارتی یاد شده و ادعا شده است که انجام حسابرسی با کیفیت بالا، از نامتقارنی اطلاعات میان مدیران و مالکان کاسته و موجب کاهش هزینه‌های

نمایندگی می‌شود. فرانسیس و یو (۲۰۰۹) معتقدند که حسابرسان متخصص در صنعت صاحبکار به دلیل شناخت بیشتر از رویه‌های حسابداری، الزامات گزارشگری و عملیات تجاری آن صنعت، درک بهتری از مسائل خاص شرکت صاحبکار دارند که آنان را قادر می‌سازد خدمات حسابرسی با کیفیت‌تری ارائه دهند. بر این اساس، انتظار می‌رود که استفاده از حسابرسان متخصص در صنعت بر رابطه بین سازوکارهای حاکمیت شرکتی و نامتقارنی اطلاعات تأثیرگذار باشد. بنابراین، فرضیه این پژوهش به صورت زیر تدوین می‌شود:

فرضیه پژوهش: تخصص حسابرس در صنعت تأثیر معناداری بر رابطه بین سازوکارهای حاکمیت شرکتی و نامتقارنی اطلاعات شرکت‌ها دارد.

## روش‌شناسی و متغیرهای پژوهش

این پژوهش از نظر هدف جزء پژوهش‌های کاربردی و در حوزه پژوهش‌های همبستگی، مبتنی بر اطلاعات واقعی صورت‌های مالی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران است. این پژوهش به‌علت گستردگی حجم و وجود برخی ناهماهنگی‌ها بین اعضای جامعه، با درنظر گرفتن جامعه آماری (تمامی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در بازه زمانی ۱۳۹۶-۱۳۸۹) و به منظور تفسیر بهتر نتایج، شرکت‌های مورد بررسی با توجه به این شرایط انتخاب شدند: در بازه زمانی مورد نظر تغییر سال مالی یا توقف عملیات نداشته باشند، جزء شرکت‌های سرمایه‌گذاری، واسطه‌گری مالی، بیمه‌ای، هلدینگ، بانک و لیزینگ نباشند، به لحاظ افزایش مقایسه، دوره مالی شرکت‌ها منتهی به ۲۹ اسفند باشد و اطلاعات مورد نیاز برای اندازه‌گیری متغیرهای پژوهش در دسترس باشد.

با توجه به شرایط و اعمال محدودیت‌های یاد شده، تعداد ۱۷۳ شرکت در بازه زمانی ۱۳۹۶-۱۳۸۹ (به‌عبارتی ۱۳۸۴، سال- شرکت) در بورس اوراق بهادار تهران به‌عنوان نمونه پژوهش انتخاب و برای جمع‌آوری داده‌ها و اطلاعات شرکت‌های مورد بررسی از روش کتابخانه‌ای استفاده شد. در بخش میدانی، داده‌های مورد نیاز شرکت‌های منتخب با مراجعه به صورت‌های مالی و یادداشت‌های توضیحی همراه صورت‌های مالی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران موجود در سامانه مدیریت پژوهش سازمان بورس اوراق بهادار تهران، سامانه کدال و نرم‌افزار ره‌آورد نوین جمع‌آوری می‌شود.

## متغیر مستقل

شاخص حاکمیت شرکتی: با توجه به افشای شاخص‌های حاکمیت شرکتی مطابق پژوهش‌های پیشین (واورو، ۲۰۱۴ و مهرانی و نوروزی، ۱۳۹۴) نگارهی متشکل از چهار مؤلفه (درصد مالکیت سهامداران نهادی، اندازه هیأت مدیره، استقلال هیأت مدیره و دوگانگی وظایف مدیر عامل) تهیه شد.

مالکیت نهادی: منظور از مالکیت نهادی درصدی از سهام یک شرکت سهامی است که متعلق به بانک‌ها، بیمه‌ها، نهادهای مالی، شرکت‌های هلدینگ، سازمان و نهادها و شرکت‌های دولتی است. برای محاسبه این متغیر به پیروی از پژوهش‌های پیشین (دیتمار و مارت- اسمیت، ۲۰۰۷ و مهدوی، منفردمهارلوئی و ابراهیمی، ۱۳۹۰) از درصد سهام متعلق به سهامداران نهادی استفاده می‌شود. برای شرکت‌هایی که درصد مالکیت نهادی آن‌ها بیش از میانه درصد مالکیت نهادی تمام شرکت‌های نمونه ا ست، برای متغیر مالکیت نهادی عدد یک و در غیراین صورت صفر در نظر گرفته شد.

اندازه هیأت مدیره: منظور از اندازه هیأت مدیره تعداد اعضای هیأت مدیره است. برای محاسبه این متغیر به پیروی از پژوهش‌های پیشین (گودستین، گاتام و بوکر، ۱۹۹۴ و مهدوی و رضایی، ۱۳۹۴)، از تعداد اعضای هیأت مدیره شرکت استفاده می شود. شرکت‌هایی که تعداد اعضای هیأت مدیره آن‌ها بیش از میانه تعداد اعضای هیأت مدیره تمام شرکت‌های نمونه است، متغیر اندازه هیأت مدیره برابر با یک و در غیر این‌صورت برابر با صفر است.

استقلال هیأت مدیره: استقلال هیأت مدیره به صورت تعداد اعضای غیر موظف (مستقل) در ترکیب هیأت مدیره تقسیم بر تعداد کل اعضای هیأت مدیره تعریف عملیاتی می‌شود. برای محاسبه این متغیر به پیروی از پژوهش‌های پیشین (مهدوی و رضایی، ۱۳۹۴)، شرکت‌هایی که نسبت اعضای غیرموظف به کل اعضای هیأت مدیره آن‌ها بیش از میانه همین نسبت در بین تمام شرکت‌های نمونه است، متغیر استقلال هیأت مدیره برابر با یک و در غیر این‌صورت برابر با صفر است.

دوگانگی وظایف مدیرعامل: اگر مدیر عامل رئیس هیأت مدیره نیز باشد به این وضعیت دوگانگی وظیفه مدیر عامل اطلاق می‌شود. برای محاسبه این متغیر به پیروی از پژوهش‌های

پیشین (مهدوی و رضایی، ۱۳۹۴)، اگر دوگانگی بین وظایف مدیرعامل و رئیس هیأت مدیره شرکت وجود داشته باشد عدد یک و در غیر این صورت صفر در نظر گرفته می‌شود.

به‌منظور عملیاتی کردن شاخص‌های حاکمیت شرکتی ذکر شده در بالا از روش کدگذاری و امتیازدهی استفاده شد. بر اساس این روش، به هر یک از مؤلفه‌های حاکمیت شرکتی، امتیاز صفر و یک (با توجه به تعریف عملیاتی) اختصاص یافته و از جمع زدن این امتیازها، نمره مربوط به حاکمیت شرکتی برای هر سال محاسبه شد. به‌طوری که نمره بیش‌تر برای این شاخص، نشان دهنده حاکمیت شرکتی کارآتر و نمره کم‌تر برای شاخص حاکمیت شرکتی، بیانگر حاکمیت شرکتی ضعیف‌تر است.

## متغیر وابسته

نامتقارنی اطلاعات: برای محاسبه این متغیر به پیروی از پژوهش‌های پیشین (ونکاتش و چیانگ، ۱۹۸۶ و مهدوی و کرمانی، ۱۳۹۴) از درصد اختلاف بین قیمت پیشنهادی خرید و فروش سهام به‌عنوان معیار نامتقارنی اطلاعات استفاده می‌شود. با استفاده از میانگین قیمت پیشنهادی خرید (BP) و میانگین قیمت پیشنهادی فروش (AP)، میانگین اختلاف قیمت پیشنهادی خرید و فروش سهام به‌دست می‌آید. هرچه این اختلاف بیش‌تر، نامتقارنی اطلاعات بیش‌تر است (مهدوی و کرمانی، ۱۳۹۴):

$$\%\ Spread_{i,t} = (AP-BP)/[\ (AP+BP)/2] \qquad \text{(رابطه ۱)}$$

## متغیر تعدیل‌کننده

در پژوهش حاضر تخصص حسابرس در صنعت به‌عنوان متغیر تعدیل کننده در نظر گرفته شده است. برای محاسبه این متغیر به پیروی از پژوهش‌های پیشین (پالمروز، ۱۹۸۶ و مهدوی و حسینی‌نیا، ۱۳۹۴) از سهم بازار به‌عنوان شاخصی برای تخصص حسابرس در صنعت به شرح رابطه زیر استفاده می‌شود:

(رابطه ۲)

$$Special_{i,t} = \frac{\text{مجموع دارایی‌های تمام صاحبکاران هر مؤسسه حسابرسی خاص در صنعت خاص}}{\text{مجموع دارایی‌های تمام صاحبکاران در این صنعت}}$$

حسابرس‌هایی که سهم بازار آن‌ها (طبق رابطه بالا) بیش از میانه سهم بازار تمام حسابرس‌ها است، به‌عنوان حسابرس متخصص در صنعت در نظر گرفته می‌شود و متغیر تخصص حسابرس در صنعت برابر با یک و در غیراین‌صورت صفر است.

## متغیرهای کنترلی

اهرم مالی: برای محاسبه این متغیر از تقسیم جمع بدهی‌ها به جمع دارایی‌ها استفاده می شود. کردستانی و فدایی کلورزی (۱۳۹۱) از رابطه منفی بین تغییرات بدهی و نامتقارنی اطلاعات در سطح شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران خبر داده‌اند. به‌عبارت دیگر، با افزایش میزان بدهی‌ها، گروه‌های بیش‌تری در شرکت ذی‌نفع می‌شوند و به این صورت نامتقارنی اطلاعات کاهش می‌یابد.

اندازه شرکت: برای محاسبه این متغیر از لگاریتم طبیعی ارزش بازار حقوق صاحبان سهام استفاده می‌شود. گفتنی است بنابر شواهد موجود (رحیمیان، همتی و سلیمانی‌فرد، ۱۳۹۱ و میزار و نیق، ۱۹۹۵)، شرکت‌های بزرگ‌تر، گرایش بیش‌تری به قابل رویت بودن دارند و در نتیجه نامتقارنی اطلاعات در شرکت‌های مذکور کم‌تر خواهد بود و در مقابل شرکت‌های کوچک به‌علت تعداد اندک مدیران، اطلاعات محرمانه و نامتقارنی اطلاعات بالاتری دارند.

## تجزیه و تحلیل داده‌ها و آزمون فرضیه پژوهش

در این پژوهش تأثیر تعدیل‌کنندگی تخصص حسابرس در صنعت بر رابطه‌ی بین سازوکارهای حاکمیت شرکتی و نامتقارنی اطلاعات، با استفاده از تحلیل‌های رگرسیونی تلفیقی- ترکیبی در قالب الگوی رگرسیونی زیر بررسی می‌شود:

(رابطه ۳)

$$Spread_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Cgind_{i,t} + \beta_2 Special_{i,t} + \beta_3 Cgind_{i,t} \times Special_{i,t} + \beta_4 Size_{i,t} + \beta_5 Lev_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

برای محاسبه $Cgind_{i,t}$ از رابطه شماره ۴ در زیر استفاده می‌شود:

(رابطه ۴)

$$Cgind_{i,t} = (Inst\text{-}Own_{i,t} + Board\text{-}Size_{i,t} + Board\text{-}Ind_{i,t} + Ceo\text{-}Dual_{i,t})/4$$

$Spread_{i,t}$ = نامتقارنی اطلاعات شرکت i در پایان سال مالی t؛ $Cgind_{i,t}$ = شاخص کیفیت حاکمیت شرکت i در پایان سال مالی t؛ $Special_{i,t}$ = تخصص حسابرس در صنعت شرکت i در پایان سال مالی t؛ $Size_{i,t}$ = اندازه شرکت i در پایان سال مالی t؛ $Lev_{i,t}$ = اهرم مالی شرکت i در پایان سال مالی t؛ $Inst\text{-}Own_{i,t}$ = درصد مالکیت نهادی شرکت i در پایان سال مالی t؛ $Board\text{-}Size_{i,t}$ = اندازه هیأت مدیره شرکت i در پایان سال مالی t؛ $Board\text{-}Ind_{i,t}$ = استقلال هیأت مدیره شرکت i در پایان سال مالی t و $Ceo\text{-}Dual_{i,t}$ = دوگانگی وظایف مدیرعامل شرکت i در پایان سال مالی t.

## یافته‌های پژوهش

نگاره ۱، آمار توصیفی متغیرهای پژوهش را نشان می‌دهد. طبق اطلاعات مندرج در نگاره مزبور متغیر اندازه شرکت دارای بالاترین و متغیر نامتقارنی اطلاعات دارای کم‌ترین میزان پراکندگی در بین متغیرهای پژوهش است. هم‌چنین، بیشترین و کمترین مقدار انحراف معیار متعلق به شاخص حاکمیت شرکتی و نامتقارنی اطلاعات است.

***نگاره (۱): آماره‌های توصیفی متغیرهای پژوهش در بازه زمانی ۱۳۹۶-۱۳۸۹***

| آماره / متغیر | میانگین | میانه | انحراف معیار | کران بالا | کران پایین | ضریب چولگی | ضریب کشیدگی | تعداد مشاهدات |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| اهرم مالی | ۰/۶۲ | ۰/۶۲ | ۰/۲۲ | ۱/۹۴ | ۰/۰۷ | ۰/۴۱ | ۱/۵۳ | ۱۳۸۴ |
| شاخص حاکمیت شرکتی | ۱/۷۱ | ۱/۹۸ | ۰/۸۳ | ۳/۹۸ | ۰ | ۰/۰۳ | ۰/۴۱ | ۱۳۸۴ |
| اندازه شرکت | ۶/۰۵ | ۵/۹۸ | ۰/۶۱ | ۸/۳۱ | ۴/۳۶ | ۰/۷۷ | ۱/۳۲ | ۱۳۸۴ |
| نامتقارنی اطلاعات | ۰/۰۲ | ۰/۰۲ | ۰/۰۱ | ۰/۱۱ | ۰ | ۰/۴۷ | ۱/۴۹ | ۱۳۸۴ |
| تخصص حسابرس در صنعت | ۰/۳۶ | ۰ | ۰/۴۸ | ۰/۹۶ | ۰ | ۰/۶۱ | ۱/۶۵ | ۱۳۸۴ |

## بررسی همبستگی بین متغیرهای پژوهش

همان‌طور که نتایج مندرج در نگاره (۲) نشان می‌دهد ضریب همبستگی بین متغیر مستقل ( شاخص حاکمیت شرکتی) و تعدیل‌گر (تخصص حسابرس در صنعت) کمتر از ۱۷ در صد است و بیانگر نبود مشکل همبستگی بالا بین آن‌ها و تأیید پیش فرض نبودهمبستگی بین آن‌ها

است. هم‌چنین، ضریب همبستگی بین متغیر تخصص حسابرس در صنعت و نامتقارنی اطلاعات برابر با ۰/۳۲۱- و سطح معناداری آن کمتر از ۵ درصد است و می‌توان نتیجه‌گیری کرد که بین تخصص حسابرس در صنعت و نامتقارنی اطلاعات همبستگی منفی وجود دارد. ضریب همبستگی بین شاخص حاکمیت شرکتی و نامتقارنی اطلاعات برابر با ۰/۳۳- و سطح معناداری کمتر از ۵ درصد است و می‌توان نتیجه‌گیری کرد که بین شاخص حاکمیت شرکتی و نامتقارنی اطلاعات همبستگی منفی وجود دارد.

***نگاره (۲): ماتریس ضریب همبستگی پیرسون بین متغیرهای پژوهش***

| متغیر | اهرم مالی | شاخص حاکمیت شرکتی | اندازه شرکت | نامتقارنی اطلاعات | تخصص حسابرس در صنعت |
|---|---|---|---|---|---|
| اهرم مالی | ۱ | | | | |
| سطح معناداری | ---- | | | | |
| شاخص حاکمیت شرکتی | -۰/۱۴۶** | ۱ | | | |
| سطح معناداری | ۰/۰۰۰ | ---- | | | |
| اندازه شرکت | ۰/۰۷۹** | -۰/۲۱۸** | ۱ | | |
| سطح معناداری | ۰/۰۰۳ | ۰/۰۰۰ | ---- | | |
| نامتقارنی اطلاعات | -۰/۰۲۱ | -۰/۳۳** | ۰/۴۰۲** | ۱ | |
| سطح معناداری | ۰/۴۲۵ | ۰/۰۰۰ | ۰/۰۰۰ | ---- | |
| تخصص حسابرس در صنعت | ۰/۰۳۶ | ۰/۱۷۲** | -۰/۰۲۵ | -۰/۳۲۱** | ۱ |
| سطح معناداری | ۰/۱۸۵ | ۰/۰۰۰ | ۰/۳۵۳ | ۰/۰۰۰ | ---- |

** معناداری در سطح ۱ درصد

منبع یافته‌های پژوهش

## بررسی پایایی متغیرهای پژوهش

بر اساس نتایج پایایی متغیرهای پژوهش در نگاره (۳)، سطح معناداری کمتر از ۵٪ است لذا کل متغیرها در بازه زمانی پژوهش در سطح پایا هستند.

***نگاره (۳): خلاصه نتایج بررسی پایایی متغیرهای پژوهش (آزمون ریشه واحد هادری)***

| متغیر | آماره Z | سطح معناداری | مقایسه با ۵ درصد | نتیجه |
|---|---|---|---|---|
| اهرم مالی | ۱۵/۹۳ | ۰/۰۰۰۰ | کوچک‌تر | متغیر ایستا است |
| شاخص حاکمیت شرکتی | ۱۲/۰۳ | ۰/۰۰۰۰ | کوچک‌تر | متغیر ایستا است |
| اندازه شرکت | ۱۲/۸۸ | ۰/۰۰۰۰ | کوچک‌تر | متغیر ایستا است |
| نامتقارنی اطلاعات | ۸/۴۴ | ۰/۰۰۰۰ | کوچک‌تر | متغیر ایستا است |
| تخصص حسابرس در صنعت | ۱۰/۲۱ | ۰/۰۰۰۰ | کوچک‌تر | متغیر ایستا است |

## آزمون فرضیه‌های پژوهش

قبل از برآورد الگوهای پژوهش به بررسی پیش فرض‌های اساسی در رابطه با الگوهای رگرسیون خطی پرداخته می‌شود. نگاره (۴)، نشان می‌دهد که مقدار سطح معناداری آماره آزمون جارکو-برا، برای الگو کم‌تر از ۵٪ است و در نتیجه، باقیمانده‌های الگوهای پژوهش تابع توزیع نرمال نیست. زمانی که اندازه نمونه به اندازه کافی بزرگ است و پیش فرض‌های کلاسیک نیز برقرار است، انحراف از فرض نرمال‌بودن معمولاً بی‌اهمیت و پیامدهای آن ناچیز است. در شرایط مزبور، با توجه به قضیه حد مرکزی می‌توان دریافت که حتی اگر باقیمانده‌ها نرمال نیست، آماره‌های آزمون به‌طور مجانبی از توزیع نرمال پیروی می‌کند، بدون تورش است و از کارآیی برخوردار است. بنابراین، نرمال نبودن باقیمانده‌ها مشکلی را در روند تحلیل ایجاد نمی‌کند.

***نگاره (۴): خلاصه نتایج حاصل از آزمون جارکو-برا الگوی پژوهش***

| | | | |
|---|---|---|---|
| آماره جارکو-برا | ۷۵/۹۳۸ | مقایسه با ۵٪ | کوچک‌تر |
| سطح معناداری | ۰/۰۰۰۰ | نتیجه آزمون | نرمال نیست |

نگاره (۵)، نتایج حاصل از آزمون قابلیت ادغام برای الگوی پژوهش را نشان می‌دهد. سطح معناداری F لیمر الگوی پژوهش کوچک‌تر از ۵٪ است. لذا، برای تخمین الگو از روش تابلویی استفاده می‌شود. برای انتخاب یکی از روش‌های اثرات ثابت و تصادفی، از آزمون هاسمن استفاده می‌شود. سطح معناداری آماره آزمون کوچک‌تر از ۰/۰۵ است. لذا، برای برآورد الگوی مربوط به فرضیه پژوهش از روش داده‌های تابلویی اثرات ثابت استفاده شده است.

***نگاره (۵): خلاصه نتایج آزمون F لیمر و هاسمن در رابطه با داده‌های الگوی پژوهش***

| نام آزمون | مقدار آماره آزمون | درجه آزادی | سطح معناداری | مقایسه با ۰/۰۵ | برآورد الگو |
|---|---|---|---|---|---|
| آزمون F لیمر | ۳/۱۲۸۳ | (۱۲۰/۱۷۲) | ۰/۰۰۰۰ | کوچک‌تر | تابلویی |
| آزمون هاسمن | ۱۸/۵۹۷ | ۵ | ۰/۰۰۰۰ | کوچک‌تر | اثرات ثابت |

همان‌طور که نتایج مندرج در نگاره (۶) نشـان می‌دهد، مقدار آماره F و سـطح معناداری مربوط به این آماره، بیانگر این ا ست که فر ضیه صفر آماری یعنی همان بی‌معنا بودن کل الگو ( صفر بودن تمام ضرایب) رد می شود و الگوی رگر سیون برآورد شده، در کل معنادار ا ست. در این الگو، مقدار ضریب تعیین تعدیل شده برابر با ۰/۶۵ ا ست. یعنی، ۶۵ در صد از تغییرات متغیر وابسـته به‌وسـیله متغیرهای مسـتقل و کنترلی قابل توضـیح اسـت. هم‌چنین، مقدار آماره دوربین- واتسون الگو، برابر با ۱/۹۷، نشان دهنده نبود خودهمبستگی بین خطاهای الگو است.

***نگاره (۶): خلاصه نتایج یافته‌های حاصل از برآورد الگوی پژوهش***

| متغیر | ضریب متغیرها | انحراف استاندارد | آماره t | سطح معناداری | مقایسه با ۵ درصد |
|---|---|---|---|---|---|
| عرض از مبدا | -۰/۰۱۱۵ | ۰/۰۰۳۳ | -۳/۴۸ | ۰/۰۰۰۴ | |
| شاخص حاکمیت شرکتی | -۰/۰۰۱۹ | ۰/۰۰۰۴ | -۴/۷۶ | ۰/۰۰۰۰ | کوچک‌تر |
| تخصص حسابرس در صنعت | -۰/۰۱۱۱ | ۰/۰۰۱۲ | -۹/۲۵ | ۰/۰۰۰۰ | کوچک‌تر |
| شاخص حاکمیت شرکتی× تخصص حسابرس در صنعت | -۰/۰۰۰۹ | ۰/۰۰۰۶ | -۱/۵۵ | ۰/۰۱۱۹ | کوچک‌تر |
| اندازه شرکت | ۰/۰۰۶۷ | ۰/۰۰۰۴ | ۱۶/۷۴ | ۰/۰۰۰۰ | کوچک‌تر |
| اهرم مالی | -۰/۰۰۴۱ | ۰/۰۰۱۹ | -۲/۱۳ | ۰/۰۴۲۷ | کوچک‌تر |

| | | | |
|---|---|---|---|
| آماره دوربین- واتسون | ۱/۹۷ | ضریب تعیین | ۰/۶۹ |
| ضریب تعیین تعدیل شده | ۰/۶۵ | آماره F | ۱۵/۲۵ |
| سطح معناداری (آماره F) | ۰/۰۰۰۰ | | |

نتایج حا صل از برر سی ضرایب متغیرهای الگو نشان می‌دهد که شاخص حاکمیت شرکتی رابطه منفی و معناداری با نامتقارنی اطلاعات دارد. هم چنین، تخصـص حسـابرس در صـنعت رابطه منفی و معناداری با نامتقارنی اطلاعات دارد. نتایج مربوط به ضـرایب متغیر تعدیلی نیز نشان می‌دهد که تخصص حسابرس در صنعت بر رابطه بین شاخص کیفیت حاکمیت شرکتی و نامتقارنی اطلاعات شرکت‌ها تأثیرگذار است و در نتیجه، فرضیه پژوهش تأیید می‌شود.

## نتیجه‌گیری و پیشنهادها

در پژوهش حاضر به منظور بررسی تأثیر تعدیل‌کنندگی تخصص حسابرس در صنعت بر رابطه بین شاخص کیفیت حاکمیت شرکتی و نامتقارنی اطلاعات، داده‌های گردآوری شده از صورت‌های مالی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از داده‌های ترکیبی و الگوی رگرسیون خطی چندگانه تجزیه و تحلیل شد. نتایج حاصل نشان می‌دهد که در شرکت‌هایی که حسابرسان آن‌ها متخصص در صنعت هستند، نسبت به سایر شرکت‌ها، حاکمیت شرکتی قوی‌تری حاکم است. در این شرکت‌ها میزان نظارتی سازوکارهای حاکمیت شرکتی (دوگانگی مسئولیت مدیر عامل، مالکیت نهادی، اندازه هیأت مدیره، استقلال هیأت مدیره)، افزایش یافته و در نتیجه نامتقارنی اطلاعات کاهش می‌یابد. به‌عبارت دیگر، چنین می‌توان نتیجه گرفت که تخصص حسابرس در صنعت دارای سه پیامد مثبت برای صاحبکاران (شرکت‌های فعال در بورس اوراق بهادار تهران) است. اول، حسابرس متخصص در صنعت موجب بهبود کارآیی سازوکارهای حاکمیت شرکتی می‌شود. دوم، نامتقارنی اطلاعاتی را کاهش می‌دهد و سوم تأثیر منفی سازوکارهای حاکمیت شرکتی موجب افزایش نامتقارنی اطلاعات می‌شود. نتایج حاصل از آزمون این فرضیه با یافته‌های پژوهش‌های حکیم و عمری (۲۰۱۰)، کلینچ و همکاران (۲۰۱۲)، واریسی (۲۰۱۳) و چو و وو (۲۰۱۴)، همسو است. تخصص حسابرس در صنعت به‌عنوان یکی از شاخص‌های کیفیت حسابرسی بر رابطه بین سازوکارهای حاکمیت شرکتی و کاهش نامتقارنی اطلاعات تأثیر معناداری داشت. بنابراین، کیفیت بالای حسابرسی و حاکمیت شرکتی قوی موجب می‌شود تا شرکت‌ها اطلاعات مالی با کیفیت و شفاف‌تری ارائه دهند که از طریق آن خطر اطلاعاتی اعتباردهندگان و سرمایه‌گذاران کاهش یافته و موجب کاهش نامتقارنی اطلاعات می‌شود.

بر اساس نتایج به دست آمده از آزمون فرضیه پژوهش، پیشنهادهای زیر ارائه می‌شود:

۱. به شرکت‌های فعال در بورس اوراق بهادار تهران پیشنهاد می‌شود با در نظر گرفتن موضوع اجبار به چرخش حسابرس، قراردادهای حسابرسی خود را با حسابرسان متخصص در صنعت منعقد کنند تا ضمن افزایش کارآیی سازوکارهای حاکمیت شرکتی (دوگانگی وظایف مدیر عامل، مالکیت نهادی، اندازه هیأت مدیره، استقلال هیأت مدیره)، نامتقارنی

اطلاعات نیز کاهش یابد. هم‌چنین، ضمن افزایش اعتماد سرمایه‌گذاران به شرکت، شرکت راحت‌تر بتواند نیازهای مالی خود را از طریق بازار سهام تأمین کند.

۲. با توجه به نتایج این پژوهش، به منظور تشخیص حسابرس متخصص در صنعت پیشنهاد می‌شود شرکت‌ها سوابق کاری حسابرسان (مشخصات شرکت‌هایی که رسیدگی کرده‌اند) را دریافت و با لحاظ کردن موضوع اجبار به چرخش حسابرسان، حسابرسی را انتخاب کنند که در صنعت مربوط تخصص داشته باشد.

به پژوهشگران آینده پیشنهاد می‌شود ۱. تأثیر اظهارنظر و استقلال حسابرس بر رابطه بین سازوکارهای حاکمیت شرکتی و نامتقارنی اطلاعات، ۲. دولتی‌بودن ساختار سازمان حسابرسی (در مقایسه سازمان حسابرسی با سایر موسسات حسابرسی) به عنوان متغیر مداخله‌گر و ۳. رابطه بین شاخص‌های کیفیت حسابرسی و سایر شاخص‌های نامتقارنی اطلاعات را بررسی کرده و با نتایج این پژوهش مقایسه کنند.

در این پژوهش اثر برخی از متغیرها به‌وسیله پژوهشگران کنترل شده است اما سایر متغیرهای احتمالی که ممکن است بر نتایج پژوهش تأثیر داشته باشد (مانند هزینه سرمایه، ضریب واکنش سود و...) در نظر گرفته نشده است. در پژوهش‌های خارجی به دلیل دسترسی اطلاعات شرکت‌ها در مقاطع زمانی کم‌تر از یک سال مانند شش ماهه و یا سه ماهه، امکان انجام پژوهش در مقاطع زمانی کوتاه‌تر نیز فراهم است اما متأسفانه در ایران به دلیل اینکه تعداد کمی از شرکت‌ها به صورت منظم اقدام به انتشار گزارش‌های میان دوره‌ای می‌کنند و گزارش‌های ارائه شده نیز کامل نیست از بررسی مقاطع کم‌تر از یک سال صرف‌نظر شد.

## منابع

افسرده، مجتبی و رحیم نیازی (۱۳۹۴). بررسی تأثیر حاکمیت شرکتی بر حساسیت جریانات نقدی سرمایه‌گذاری در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. *ماهنامه پژوهش‌های مدیریت و حسابداری*، *۱۴*، ۱۲۳-۱۴۸.

باباجانی، جعفر و مجید عبدی (۱۳۸۹). رابطه حاکمیت شرکتی و سود مشمول مالیات شرکت‌ها. *پژوهش‌های حسابداری مالی*، *۲ (۳)*، ۸۵-۶۵.

بختیاری، جواد (۱۳۹۶). تأثیر مالکیت نهادی و بدهی بر کیفیت حسابرسی: شواهدی از شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. *مجله علمی و تخصصی مدیریت، اقتصاد و حسابداری*، *۲۳*، ۱۵۶-۱۳۲.

برادران‌حسن‌زاده، رسول؛ بادآورنهندی، یونس؛ و سمیه اسماعیلی‌گنجینه‌کتاب (۱۳۹۳). بررسی تأثیر ساختار مالکیت بر کیفیت حسابرسی. *فصلنامه پژوهش‌های حسابداری مالی و حسابرسی*، *۶ (۲۳)*، ۱۱۵-۹۹.

جبالی، سمیرا. (۱۳۹۵). بررسی رابطه بین حاکمیت شرکتی با پایداری سود در شرکت‌های پذیرفته شده در بازار بورس اوراق بهادار تهران. *فصلنامه مطالعات مدیریت و حسابداری*، *۱ (۲)*، ۸۴-۷۵.

دوانی، غلامحسین (۱۳۹۱). *مجموعه قوانین و مقررات تجاری قانون تجارت*. تهران: انتشارات کیومرث.

دهداری، مرجان (۱۳۹۲). تأثیر کیفیت حسابرسی بر عدم تقارن اطلاعات با در نظر گرفتن ویژگی اندازه شرکت‌ها. *پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه آزاد اسلامی مرودشت*.

رحیمیان، نظام الدین؛ صالح‌نژاد، سید حسن و علی سالکی (۱۳۸۸). رابطه بین برخی سازوکارهای حاکمیت شرکتی و عدم تقارن اطلاعاتی در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. *بررسی‌های حسابداری و حسابرسی*، *۱۶ (۵۸)*، ۸۶-۷۱.

رحیمیان، نظام الدین؛ همتی، حسن و ملیحه سلیمانی‌فرد (۱۳۹۱). بررسی ارتباط بین کیفیت سود و عدم تقارن اطلاعاتی در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. *دانش حسابداری*، *۳ (۱۰)*، ۱۸۱-۱۵۷.

صفرزاده، محمد حسین (۱۳۹۳). نقش ویژگی‌های حسابرس در بهبود کیفیت سود. *دانش حسابداری مالی*، *۵ (۳)*، ۱۰۶-۸۵.

عباس‌زاده، محمدرضا؛ قناد، مصطفی و فائزه غلامی‌مقدم (۱۳۹۵). بررسی تأثیر شاخص‌های کیفی حسابرس بر نامتقارنی اطلاعات. *چهارمین کنفرانس بین‌المللی پژوهش‌های کاربردی در مدیریت و حسابداری، تهران، دانشگاه شهید بهشتی، ۲۵ شهریور ۱۳۹۵*.

عرب مازاریزدی، محمد و رضا طاهرخانی (۱۳۹۰). تأثیر ترکیب هیأت مدیره بر عملکرد شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. *مطالعات تجربی حسابداری مالی، (۲۹)*، ۹۷-۱۱۳.

کردستانی، غلامرضا و اسماعیل فدایی کلورزی (۱۳۹۱). بررسی رابطه بین عدم تقارن اطلاعاتی و ساختار سرمایه در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. فصلنامه *پژوهش حسابداری، (۷)*، ۷۷-۱۰۰.

معین‌الدین، محمود؛ سعیدا اردکانی، سعید؛ فاضل‌یزدی، علی و لیلی زین‌الدینی میمند (۱۳۹۳). بررسی تأثیر نظام حاکمیت شرکتی بر رابطه بین ساختار سرمایه و ارزش شرکت با رویکرد مدلسازی معادلات ساختاری در شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. *دانش سرمایه گذاری، ۳ (۹)*، ۱۳۲-۱۰۱.

مهدوی، غلامحسین و احسان کرمانی (۱۳۹۴). بررسی تأثیر استقلال هیأت مدیره بر رابطه بین عدم تقارن اطلاعاتی و کیفیت گزارشگری مالی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. فصلنامه *راهبرد مدیریت مالی، ۳ (۴)*، ۲۶-۱.

مهدوی، غلامحسین و سمیه حسینی‌نیا (۱۳۹۴). بررسی اثربخشی کیفیت حسابرسی بر کاهش تأخیر در ارائه گزارش حسابرسی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. فصلنامه *دانش حسابداری، ۶ (۲۱)*، ۳۱-۷.

مهدوی، غلامحسین و غلامرضا رضایی (۱۳۹۴). بررسی اثرهای ساختار هیأت مدیره بر محدودیت در تأمین مالی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. *تحقیقات مالی، ۱۷ (۱)*، ۱۷۹- ۱۹۸.

مهدوی، غلامحسین؛ منفردمهارلوئی، محمد و فهیمه ابراهیمی (۱۳۹۰). بررسی تأثیر نظام راهبردی شرکتی بر اندازه مؤسسه حسابرسی منتخب شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. *بورس اوراق بهادار، ۴ (۱۳)*، ۱۵۵-۱۳۵.

مهرانی، ساسان و سونا نوروزی (۱۳۹۴). بررسی اثر حاکمیت شرکتی بر ارتباط بین ارزش شرکت و مدیریت سود. *دانش حسابداری مالی، ۳ (۶)*، ۱۰۵-۱۲۲.

نصرالهی، زهرا؛ عارف منش، زهره و مهین رئیسی (۱۳۹۰) بررسی ارتباط بین حاکمیت شرکتی و عدم تقارن اطلاعات در بورس اوراق بهادار تهران. *چشم انداز مدیریت مالی و حسابداری، ۱ (۲)*، ۲۹-۹.

نوروش، ایرج و علی ابراهیمی کردلر (۱۳۸۴). بررسی و تبیین رابطه ترکیب سهامداران با تقارن اطلاعات و سودمندی معیارهای حسابداری عملکرد. *بررسی‌های حسابداری و حسابرسی، ۱۲ (۴۲)*، ۱۲۴-۹۷.

وکیلی‌فرد، حمیدرضا و وهاب رستمی (۱۳۸۹). تحلیل دامنه شکاف عدم تقارن اطلاعاتی بین اعضای حرفه، تهیه‌کنندگان و استفاده‌کنندگان اطلاعات حسابداری بر پایه ویژگی‌های کیفی اطلاعات حسابداری و گزارشگری مالی. مجله *حسابداری مدیریت، ۳ (۶)*، ۳۹-۲۵.

Abbaszadeh, M. R. , Ghannad, M. , & Gholami Moghdam, F. (2016). The effect of auditor quality indicators on asymmetric information. Fourth international conference on applied research in management and accounting. Tehran, *Shahid Beheshti University, 25 September 2016*. (In Persian) .

Afsordeh, M. , & Niazi, R. (2015). Investigating the effect of corporate governance on the sensitivity of cash flow investment for the companies listed on the Tehran Stock Exchange. *Journal of Accounting and Management Research*. *14*, 123-148. (In Persian .(

Agrawal, A. , & Knoeber, C. R. (1996). Firm performance and mechanisms to control agency problems between managers and shareholders. *Journal of Financial and Quantitative Analysis, 31 (3) , 377-397 .*

Ajina, A. , Sougne, D. , & Laouiti, M. (2013). Do board characteristics affect information asymmetry?. *International Journal of Academic Research in Business and Social Sciences, 3 (12) ,* 660-675 .

Aktaruddin, M. , Hossain, M. A. , & Yao, Lee. (2009). Corporate governance and voluntary disclosure in corporate annual reports of Malaysian listed firms. *Journal of Applied Management Accounting Research, 7 (1) ,* 1-20 .

Akerlof, G. , Spence, M. , & Stiglitz, J. (1970). Markets with asymmetric information. *At URL: http://www. Nobelprize. org\ Economist. 2 February 2015 .*

Almutairi, A. R. , Dunn, K. A. , & Skantz, T. (2009). Auditor tenure, auditor specialization and information asymmetry. *Managerial Auditing Journal, 24 (7) ,* 600-623 .

Alqadasi, A. , & Abidin, S. (2018). The effectiveness of internal corporate governance and audit quality: The role of ownership concentration–Malaysian evidence, *Corporate Governance: The International Journal of Business in Society, 18 (2) ,* 233-253 .

Arabmazaryazdi, M. , & Taherkhani. R. (2011). Effect of board composition on the performance for the companies listed on the Tehran Stock Exchange. *Empirical Studies in Financial Accounting, (29) ,* 113-97. (In Persian).

Babajani, J. , & Abdi, M. (2010). The relationship between corporate governance and corporate tax profits. *Financial Accounting Research, 2 (3)* , 65-85. (In Persian) .

Bakhtiari, J. (2017). The Effect of institutional ownership and debt on audit quality: Evidence for the companies listed on the Tehran Stock Exchange. *Journal Scientific & Professional Management, Economics & Accounting, 23*, 132-156. (In Persian) .

Balsam, S. , Krishnan, J. , & Yang, J. S. (2003). Auditor industry specialization and earnings quality. *Auditing: A Journal of Practice and Theory, 22*, 71-97 .

Ballou, B. , Earley, C. E. , & Rich J. S. (2004). The impact of strategic-positioning information on auditor judgments about business-process performance. *Auditing: Journal of Practice & Theory, 23 (2)* , 71-88.

Baradaran Hassanzadeh, R. , Badavar nahandi, Y. , & Esmaily Ganjinehketab, S. (2015). Investigating the effect of ownership structure on audit quality. *The Financial Accounting and Auditing Researches, 6 (23)* , 99-115. (In Persian) .

Beng, W. G. , Jimmy, l. , Jeffreey, N. , & Kevin, O. Y. (2016). The effect of board independence on information asymmetry. *European Accunting Review, 25 (1)* , 155-182.

Bushman, R .& Smith, A. (2001). Financial accounting information and corporate governance. *Journal of Accounting and Economics, 32*, 237-333 .

Cadbury, A. (1992). Report of the committee on the financial aspects of corporate governance. London: Gee and company Ltd .*http://www. blindtiger. co. uk/Cadbury. pdf, accessed April 2003* .

Callen, J. L. , & Fang, X. (2011). Institutional investors and crash risk: Monitoring or expropriation? Available at URL: *http://www. ssrn. com, Available online 30 May 2015* .

Chase, B. W. (1999). The influence of auditor change and type on audit fees for municipalities. *Research in Governmental and Nonprofit Accounting, 3 (10)* , 49-63 .

Cho, C. , & Wu, V. (2014). Role of auditor in agency conflict and corporate governance. *Chinese Management Studies, 8 (3)* , 333-353 .

Chtourou, S. M. , Bedard, J. , & Courteau, L. (2001). Corporate governance and earnings management. *Working paper, University Laval, Canada, 14 April 2014* .

Chung-Hua, S. , & Hsiang-Lin, C. (2007). Earnings management and corporate governance in Asia's emerging markets. *Corporate Governance: An International Review, 15 (5)* , 999-1021 .

Clinch, G. , Stokes, D. , & Zhu, T. (2012). Audit quality and information asymmetry between traders. *Accunting and Finance, 52 (3)* , 743-765 .

Davani, Gh. (2012). *Collection provision and regulation commercial business law*. Tehran: Keyumars publication. (In Persian .(

DeFond, M. L. , Raghunandan, K. , & Subramayam, K. R. (2002). Do non-audit service fees impairauditor independence? Evidence from going concern opinions. *Journal of Accounting Research, 40 (4)* , 47-74 .

Dehdari, M. (2013). Effect of audit quality on information asymmetry considering the size of firms. *Master's thesis*, Azad University of Marvdasht. (In Persian .(

Demsetz, H. , & Lehn, K. (1985). The Structure of corporate ownership: Causes and consequences. *Journal of Political Economy, 93 (6)* , 1155-1177 .

Dittmar, A. , & Mahrt-Smith, J. (2007). Corporate governance and the value of cash holdings. *Journal of Financial Economics, 83 (3)* , 599-634 .

Fama, E. , & Jensen, M. C. (1983). Separation of ownership and control. *Journal of Law and Economics, 26*, 1-32 .

Forker, J. (1992). Corporate governance and disclosure quality. *Accounting and Business Research, 22 (86)* , 111-124

Francis, J. & Yu, M. (2009). Big 4 office size and audit quality. *The Accounting Review, 84 (5)* , 1521-1552 .

Goodstin, J. , Gautam, K. , & Boeker, W. (1994). The effect of board size and diversity on strategi change. *Journal of Strategic Manamement, 3 (15)* , 241-250 .

Hakim, F. , & Omri, M. A. (2010). Quality of the external, Information asymmetry, and Bid-Ask spread. *Journal of Accounting and Information Management, 18 (1)* , 5-18 .

Higgs, D. (2003) , *Review of the role and effectiveness of non-executive directors*, London: DTI .

Hundred Seventh Congress of the United States of America (2002). Sarbanes-Oxley Act, At The Second Session, Begun and held at the City of Washington on Wednesday, *www. findlaw. com.* January *2002* .

Jabali, S. (2016). Investigating the relationship between corporate governance and earning stability for the companies listed on the Tehran

Stock Exchange. *Journal of Management Studies and Accounting, 1 (2)* , 75-84. (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*, 305-360 .

Jiang, L. , & Kim, J. B. (2004). Foreign equity ownership and information asymmetry: Evidence from Japan. *Journal of International Management and Accointing, 15*, 185-210 .

Jones, P. , Comfort, D. , & Hillier, D. (2008). Corporate social responsibility and marketing communications within stores: A Case study of UK food retailers. *Journal of Food Products Marketing, 14*, 109-19 .

Kanodia, C. , Singh, R. & Spero, A. (2005). Imprecision in accounting measurement: Can it be value enhancing*? Journal of Accounting Research, 43 (3)* , 487-519 .

Kanagaretnam, K. , Lobo, G. J. , & Whalen, D. J. (2007). Does good corporate governance reduce information asymmetry around quarterly earnings announcements? *Journal of Accounting and Public Policy, 26 (4)* , 497-522 .

Kordestani, Gh. , & Fadaei kalourzi, S. (2012). Investigation of the relationship between information asymmetry and capital structure for the companies listed on the Tehran Stock Exchange. *Journal of Accounting Research, (7)* , 77-100. (In Persian) .

Lin, Z. J. , & Ming, L. (2009). The impact of corporate governance on auditor choice: Evidence from China. *Journal of International Accounting, Auditing and Taxation, 18*, 44-59 .

Lin, T, J. , Chen, Y. P. , & Tsai, H. F. (2017). The relationship among information asymmetry, dividend policy and ownership structure . *Finance Research Letters, 20*, 1-12 .

Liu, Y. , & Jiraporn, P. (2010). The effect of CEO power on bond ratings and yields. *Journal of Empirical Finance, 17 (4)* , 744-762 .

Mahdavi, Gh. , & Hossinynia, S. (2015). Investigating effectiveness of audit quality on reduction of audit report delay for the companies listed on the Tehran Stock Exchange. *Journal of Accounting Knowledge, 6 (21)* , 7-31. (In Persian) .

Mahdavi, Gh. , & Kermani, E. (2016). The study of the effect of the board of directors' independency on the relationship between information asymmetry and financial reporting quality for the companies listed on

the Tehran Stock Exchange. *Journal of Financial Management Strategy, 3 (4)* , 1-26. (In Persian) .

Mahdavi, Gh. , Monfared Maharloee, M. , & Ebrahimi, F. (2011). Investigating the effect of corporate strategic system on the size of the audit firm selected for the companies listed on the Tehran Stock Exchange. *Stock Exchange, 4 (13)* , 135-155. (In Persian) .

Mahdavi, Gh. , & Rezaei, G. (2015). Examining the relationship between board structure and financing constraints for the companies listed on Tehran Stock Exchange. *Financial Research Journal, 17 (1*) , 179-198. (In Persian .(

Margaritis, D. , & Psillaki, M. (2010). Capital structure, equity ownership and firm performance. *Journal of Banking and Finance*, *34*, 621-632 .

Mehrani, S. , & Noruzi S. (2015). Examining the effect of corporate governance on the relationship between firm value and earnings management. *Journal of Empirical Research of Financial Accounting, 3 (6)* , 122-105. (In Persian) .

McConnell, J. J. , & Servaes, H. (1990). Additional evidence on equity ownership and corporate value. *Journal of Financial Economics*, *27 (2)* , 595-612 .

Mezar, M. B. , & Nigh, D. (1995). Buffer or Bridge? Environmentel and organizatonal determinants of public activities in American firms. *Academy of Management Journal*, *38*, 975-996 .

Moeinaddin, M. , Saeida Ardakani, S. , Fazel Yazdi, A. , & Zeinnadini mimand, L. (2014). The impact of corporate Governance on the relationship between capital structure and firm value in the Tehran listed firms by using structural equation modeling. *Journal Management system, 3 (9)* , 101-132. (In Persian) .

Morck, R. , Shleifer, A. , & Vishny, R. W. (1988). Management ownership and market valuation. *Journal of Financial Economics*, *20*, 293-315 .

Nasrollahi, Z. , Aref menash, Z. , & Reyesi, M. (2011). Investigate the relationship between corporate governance quality and information asymmetry for the companies listed on the Tehran Stock Exchange. *Journal of Financial Management and Accounting Perspective*, *1 (2)* , 9-29. (In Persian) .

Noravesh, I. , & Ebrahimi Kordlar, A. (2006). Investigating and exploring the relationship between the composition of shareholders with information asymmetry and usefulness of accounting performance

caritеria. *Journal of Accounting and Auditing Review, 12 (42)* , 97-124. (In Persian) .

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

Pergola, T. , Joseph, G. & Jenzarli, A. (2009). Effects of corporate governance and board equity ownership on earnings quality. *Journal Academy of Accounting and Financial Studies, 13 (4)* , 87-114.

Prowse, S. (1994). Corporate governance information perspective: A survey of corporate control mechanisms among large firms in the United States, the United Kingdom, Japan and Germany. *BIS Economic Paper*, 41 .

Safarzadeh, M. H. (2014). The role of auditor features in improving earnings quality. *Journal of Empirical Research of Financial Accounting 5 (3)* , 85-106. (In Persian) .

Smith, R. (2003) , *Audit committees combined code guidance* [Smith Report], London: Financial Reporting Council .

Solomon, I. , Shields, M. D. , & Whittingtont, R. (1999). What do industry-specialist auditors know?. *Journal of Accounting Research, 37 (1)* , 191-208 .

The Dey Report, «Where were the directors? Guidelines for improved corporate governance», Toronto, Report corporate governance, décembre 1994 .

Rahimian, N. , Salehnejad, S. H. , & Saleki, A. (2009). Relationship between the some of corporate governance mechanisms and information asymmetry for the companies listed on the Tehran Stock Exchange. *Journal of Accounting and Auditing Review, 16 (58)* , 71-86. (In Persian) .

Rahimian, N. , Hemmati, H. , & Soleimani Fard, M. (2012). Investigating the relationship between earning quality and information asymmetry of the companies Listed on the Tehran Stock Exchange. *Journal of Accounting Knowledge, 3 (10)* , 157-181. (In Persian) .

Vakilifard, H. , R. , & Rostami V. (2010). Analyzing the scope of information asymmetry gap between professional members, prepars and users of accounting information based on the qualitative characteristics of the accounting information and financial reporting. *Journal of Management Accounting, 3 (6)* , 25-39. (In Persian) .

Varici, I. (2013). The relationship between information asymmetry and the quality of audit: An empirical study in Istanbul Stock Exchange. *International Business Research, 6 (10)* , 132-140 .

Venkatesh, P. , & Chiang, R) .1986). Information asymmetry and the dealer's bid ask spread: A case study of earnings and dividend announcements. *The Journal of Finance, 41 (5)* , 1089-1102 .

Waweru, V. M. (2014). Determinants of quality corporate governance in Sub-Saharan Africa: Evidence from Kenya and South Africa. *Managerial Auditing Journal, 29 (5)* , 455-485 .

Zhai, J. & Wang, Y. (2016). Accounting information quality, governance afficiency and capital investment choice. *China Journal of Accounting Reserch, 9 (4)* , 251-266 .

پژوهش‌های تجربی حسابداری
سال نهم، شماره ۳۴، زمستان ۱۳۹۸، صص ۳۶۷ - ۳۹۱

# ارتباط ارزشی استهلاک سرقفلی و تأثیر اهرم مالی بر این رابطه با در نظر گرفتن استانداردهای ملی و بین‌المللی

**حسین نورانی*، احمد خدامی پور**، امید پورحیدری*****

تاریخ دریافت: ۹۷/۰۲/۲۹
تاریخ پذیرش: ۹۷/۰۴/۱۸

## چکیده

در سال‌های اخیر شاهد افزایش اهمیت دارایی‌های نامشهود به عنوان عاملی ارزش‌آفرین برای شرکت‌ها از سوی مجامع علمی و مدیران سطح بالا بوده‌ایم. یکی از این دارایی‌ها سرقفلی می‌باشد که نحوه کاهش ارزش یا استهلاک آن در استانداردهای بین‌المللی و آنچه در ایران انجام می شود متفاوت است. تفاوت در مستهلک کردن یکی از با ارزش‌ترین دارایی‌های شرکت‌ها که می‌تواند ارتباط ارزشی نیز داشته باشد، موضوع مهمی به نظر می‌رسد. بر همین اساس این پژوهش به بررسی ارتباط ارزشی استهلاک سرقفلی و تأثیر اهرم مالی بر این ارتباط با در نظر گرفتن هردو استاندارد بین‌المللی و ایرانی می‌پردازد. جامعه آماری غربال شده پژوهش شامل تعداد ۷۰ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در دوره زمانی سال‌های ۱۳۸۶-۱۳۹۵ است و جهت تحلیل فرضیه‌ها از رگرسیون خطی چند متغیره با استفاده از داده‌های ترکیبی و تلفیقی استفاده شده است. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که استهلاک سرقفلی برمبنای استانداردهای ایران و همچنین استهلاک سرقفلی برمبنای استانداردهای بین‌المللی با ارزش بازار رابطه‌ی منفی معناداری دارد. علاوه براین، تجزیه و تحلیل یافته‌ها حاکی از آن است که قدرت توضیح دهندگی ارزش بازار سهام توسط استهلاک سرقفلی برمبنای استانداردهای بین‌المللی بیشتر از استهلاک سرقفلی بر مبنای استانداردهای ایران است. همچنین یافته‌ها بیانگر این است که هم بر مبنای استاندارد ملی و هم بین‌المللی، اهرم مالی تأثیر معنی‌داری بر رابطه میان استهلاک سرقفلی و ارزش بازار سهام دارد.

**واژه‌های کلیدی:** استهلاک سرقفلی، ارزش بازار سهام، اهرم مالی، کاهش ارزش سرقفلی
**طبقه‌بندی موضوعی:** M41

---

DOI: 10.22051/jera.2018.20316.2039

* دانشجوی دکتری دانشگاه شهید باهنر کرمان و مربی دانشگاه هرمزگان، ایران. نویسنده مسئول (hnourani1355@gmail.com).
** دانشیار حسابداری، دانشگاه شهید باهنر کرمان، ایران (khodamipour@uk.ac.ir).
*** استاد حسابداری، دانشگاه شهید باهنر کرمان، ایران (opourheidari@uk.ac.ir).

**مقدمه**

با نگاهی دقیق به جهان پیرامون، این حقیقت آشکار می‌شود که جهان امروز تفاوت بسیار باگذشته دارد. از ویژگی‌های جهان امروز می‌توان به جهانی سازی اقتصاد، تولید انبوه، ظرفیت مازاد در اکثر بازارها، رقابت بر مبنای زمان، حجم انبوه اطلاعات و کارایی ارتباطات، دانش، اطلاعات و قدرت روزافزون مشتری اشاره کرد که این‌همه بیانگر یکپارچگی و پیچیدگی بازارهای جهانی و پویایی محیط فراوری شرکت‌ها و مؤسسات تولیدی و خدماتی است. در چنین فضایی این سؤال اساسی مطرح است که راز بقا و موفقیت سازمان‌ها در بازارهای رقابتی امروز چیست. بر مبنای نظریات متخصصان مدیریت راهبردی، پاسخ سؤال در ایجاد، حفظ و تداوم مزیت رقابتی پایدار یافت می شود. به این معنا که سازمان‌ها برای مصون ماندن از امواج سهمگین محیطی و نیز سازگاری با الزامات رقابتی، چاره‌ای جز کسب و تداوم نفوذ رقابتی پایدار ندارند. در سال‌های اخیر موضوع استفاده از فن‌آوری اطلاعات در امور تجاری و کسب و کار و هم سویی یا انطباق آن با راهبردهای سازمان به مسئله‌ی مهمی برای مدیران ارشد اجرایی در اقصی نقاط دنیا تبدیل‌شده است (سیدنژادفهیم و اقدامی، ۱۳۹۰). مزیت رقابتی تمایز در ویژگی‌ها با ابعاد هر شرکتی است که آن را در مقایسه با رقبا قادر به ارائه‌ی خدمات بهتر به مشتریان می‌کند. مزیت رقابتی مشهود از منابع فیزیکی و مشهود سازمان ایجاد می‌شود و معمولاً از تعهد شرکت نسبت به مقدار زیادی منابع در عرصه‌های خاص که به‌راحتی قابل‌تغییر نیستند ناشی می‌شود که از آن جمله می‌توان به سرمایه‌گذاری سنگین در ماشین‌آلات اشاره کرد. در مقابل، مزیت نامشهود مزیتی است که امکان مشاهده‌ی آن در شکل فیزیکی به‌راحتی مقدور نیست و از قابلیت‌های سازمان منتج می‌گردد که ناشی از نام تجاری، شهرت، شیوه‌های برنامه‌ریزی، سبک‌های مدیریتی، فرایندها، ساختارها و سیستم‌های سازمانی، مکانیزم‌های یادگیری، روش‌های هماهنگی و نیز کارهای تیمی است. به‌طورکلی می‌توان گفت که هرقدر مزیت رقابتی، نامشهود باشد امکان تقلید آن مشکل‌تر و زمان برتر خواهد بود. ضمن این‌که، جابه‌جایی و جذب مزیت نامشهود بسیار مشکل‌تر از مزیت مشهود است. (هاوما، ۱۹۹۰).

طی دو دهه گذشته، رقابت تجاری تنگاتنگ و ظهور فناوری اطلاعات جدید موجب پررنگ شدن اهمیت دارایی‌های نامشهود به‌عنوان محرک اصلی ارزش شرکت شده است (لو ۲۰۰۱). با افزایش فاصله بین ارزش دفتری و ارزش بازار شرکت‌ها، اندازه‌گیری و گزارش

دارایی‌های نامشهود توجه محققان حسابداری را به خود جلب نموده است (بیتی، ۲۰۰۵). در این راستا ارتباط ارزشی اطلاعات حسابداری شامل اقلام خاص افشا در مورد دارایی‌های نامشهود به طور قابل‌توجهی مورد پرسش قرارگرفته است. مطالعاتی که بر مربوط بودن برآوردهای ارزش منصفانه دارایی‌های نامشهود تمرکز کرده‌اند. (بارث و همکاران، ۲۰۰۱) نتیجه گرفته‌اند که چند نوع از دارایی‌های نامشهود برای سرمایه‌گذاران مربوط هستند: بهای نرم‌افزارهای سرمایه‌ای شده، سرقفلی، هزینه‌های تحقیق و توسعه، نام تجاری و مخارج تبلیغات. در مجموع این مطالعات نتیجه گرفته‌اند که برآوردهای موجود دارایی‌های نامشهود به طور قابل‌اتکایی ارزش این دارایی‌ها را که توسط سرمایه‌گذاران ارزیابی‌شده است منعکس می‌کنند و رابطه مثبت معنی‌داری با قیمت سهام‌دارند.

استانداردهای حسابداری باید به کاربران مالی در تصمیم‌گیری کمک کنند. بنابراین اطلاعات مالی مربوط به ارزش، یک الزام است. منظور از اجرای روش کاهش ارزش، افزایش ارزش ارتباطی دارایی سرقفلی بود.

با توجه به این‌که بین استانداردهای حسابداری کشورهای دیگر و استانداردهای بین‌المللی با استانداردهای حسابداری ایران درروش استهلاک سرقفلی تفاوت وجود دارد، به همین جهت مسئله اصلی تحقیق حاضر بررسی رابطه استهلاک سرقفلی محاسبه شده با دو روش مذکور و ارزش بازار سهام (اصطلاحا ارتباط ارزشی استهلاک سرقفلی) است. که شرایط خاص شرکت، تعیین‌کننده ارزش ارتباطی استهلاک سرقفلی است که در بازارهای بدهی فعلی، جالب است بررسی کنیم آیا اهرم مالی، تعیین‌کننده ارتباط ارزشی است.

سرقفلی یکی از مهم‌ترین و پرکاربردترین دارایی نامشهود است. سرقفلی بر اساس استانداردهای بین‌المللی و استانداردهای حسابداری آمریکا مستهلک نمی شود و باید در هر دوره مالی از نظر کاهش ارزش بررسی گردد، اما با توجه به این‌که آزمون کاهش ارزش در مورد سرقفلی بسیار مشکل است و نیازمند بررسی مکرر ارزش منصفانه دارایی‌ها و بدهی‌های قابل‌تشخیص واحدهای تجاری فرعی است، کمیته استاندارد گذاری ایران تصمیم گرفت سرقفلی همانند سابق به روش خط مستقیم و طی دوره حداکثر ۲۰ سال مستهلک شود. ایده اولیه این تحقیق از همین تفاوت روش ها در مستهلک کردن یکی از باارزش‌ترین دارایی شرکت‌ها ناشی می‌شود. تحقیق‌های قبلی همچنین نشان می‌دهد که رابطه بین استهلاک

سرقفلی و قیمت سهم به شرایط خاص شرکت مانند سودآوری، اندازه و اهرم مالی بستگی دارد. اهرم مالی، خود را از سودآوری و اندازه، متمایز می‌کند چون اهرم مالی، نتیجه‌ی خرید است که مقدار سرقفلی تبدیل به سرمایه شده را تسریع می سازد. اهرم مالی همچنین متغیری است که بر احتمال کاهش ارزش سرقفلی توسط مدیریت اثرگذار است. چون قراردادهای بدهی، بدهی عمومی و خصوصی را صادر می‌کنند. اگر شرکت‌ها قراردادهای بدهی موجود را نقض کنند باید نرخ بهره‌ی بیشتری بپردازند یا بدهی را قبل از تاریخ سررسید بازپرداخت کنند. پس قراردادهای نقض شده بدهی، جریان‌های نقدی را کاهش می‌دهند، ریسک عدم پرداخت را افزایش می‌دهند و فرصت های آتی سرمایه گذاری را به تأخیر می‌اندازند و در نتیجه سرمایه‌ای کردن بازار را کاهش می‌دهند. پس مدیران انگیزه های قوی برای اجتناب از استهلاک سرقفلی (که سختی قراردادهای موجود بدهی را افزایش می‌دهند) یا به حداقل رساندن آن‌ها دارند.

موضوع استهلاک سرقفلی و ارتباط ارزشی آن تاکنون مورد واکاوی و تحلیل جدی قرار نگرفته است و هیچ مدل تأیید شده یا پیشنهاد شده در مورد ارتباط استهلاک سرقفلی و ارزش بازار سهام وجود ندارد. به علاوه مقایسه نتایج با استهلاک سرقفلی به روش بین‌المللی و ایرانی می‌تواند روشنگر باشد. لذا با توجه به موارد مطرح شده در فوق، سؤالات اصلی تحقیق حاضر به شرح زیر می‌باشند:

۱. آیا استهلاک سرقفلی باارزش بازار شرکت‌ها ارتباط دارد؟

۲. آیا استهلاک سرقفلی باعث واکنش منفی بیشتر بازار در شرکت‌های با اهرم مالی بالا در مقایسه با شرکت‌های با اهرم مالی پایین می‌شود؟

## مبانی نظری

### استهلاک سرقفلی و ارزش بازار سهام

رقابت تجاری و فناوری اطلاعات نوظهور موجب برجسته شدن اهمیت دارایی‌های نامشهود به‌عنوان محرک اصلی ارزش شرکت شده است (لو ۲۰۰۱). با افزایش فاصله بین ارزش دفتری و ارزش بازار شرکت‌ها، اندازه‌گیری و گزارش دارایی‌های نامشهود توجه محققان حسابداری را به خود جلب نموده است (بیتی، ۲۰۰۵). نگرانی‌ها ازآنجا نشأت می‌گیرد که بسیاری از

دارایی‌های نامشهود به‌عنوان دارایی شناسایی نمی‌شوند. این عدم شناسایی تا حدودی به دلیل ماهیت محافظه‌کارانه شاخص‌های شناخت دارایی‌ها و توجه به قابلیت اتکای استانداردهای حسابداری فعلی است، در نتیجه آن دسته از شرکت‌هایی که در دارایی‌های نامشهودی سرمایه‌گذاری کرده‌اند که عدم اطمینان بالایی دارند، امکانات محدودی برای شناسایی تعدادی از این دارایی‌های نامشهود تحت عنوان دارایی در صورت‌های مالی دارند که منجر به کاهش محتوای اطلاعاتی صورت‌های مالی این شرکت‌ها می‌شود، بنابراین در انعکاس اطلاعات مالی واقعی خود به گروه‌های برون‌سازمانی با مشکل روبرو هستند. این مسئله به‌ویژه در مورد شرکت‌های دانش‌بنیان صادق است. این کاهش محتوای اطلاعات صورت‌های مالی موجب جلب توجه محققان به راه‌های اندازه‌گیری و گزارش چنین دارایی‌هایی شده است. هیأت استانداردهای حسابداری بین‌المللی (۲۰۰۰و۲۰۰۷، IASB) هیأت استانداردهای حسابداری مالی (۲۰۰۱، FASB) نیز نیاز به واکنش نسبت به چالش‌های حاصل از پیشرفت‌های فناوری اطلاعات، رشد اقتصاد دانش‌بنیان و افزایش اتکا بر دارایی‌های نامشهود را موردتوجه قرار داده‌اند.

کلیه این رویدادها منجر به حجم گسترده‌ای از مقالات تجربی درباره تحلیل ارتباط ارزشی متغیرهای حسابداری سنتی جهت ارزیابی مفید بودن اطلاعات مالی برای سرمایه‌گذاران شده است (چن و ژانگ، ۲۰۰۷؛ کالینز و همکاران، ۱۹۹۷؛لو و زاروبین، ۱۹۹۹؛ فرانسیس و شیپر۱۹۹۹؛ داهماش، دوراند واتسون، ۲۰۰۹). این علاقه با توجه به دیدگاه پذیرفته‌شده در مورد اینکه هدف ارقام حسابداری تجهیز سرمایه‌گذاران به اطلاعات مربوط برای تصمیمات سرمایه‌گذاری است قابل توجیه است. پرسش‌های متعددی در مورد ارتباط ارزشی مقادیر دارایی‌های نامشهود در صورت‌های مالی مطرح‌شده است. مطالعات بسیاری به این نتیجه رسیده‌اند که طی دهه‌های اخیر ارتباط ارزشی اطلاعات حسابداری کاهش‌یافته است و علت اصلی آن را افزایش دارایی‌های نامشهود گزارش نشده معرفی کرده‌اند. (لو۲۰۰۱؛ لو و زاروین، ۱۹۹۹). با این حال مجموعه مطالعات تجربی نتایج مختلفی در مورد مربوط بودن گزارش‌های مالی مطرح نموده‌اند (براون و همکاران، ۱۹۹۹؛ فرانسیس و شیپر، ۱۹۹۹؛ لو و زاروین، ۱۹۹۹). در این راستا ارتباط ارزشی اطلاعات حسابداری شامل اقلام خاص افشا در مورد دارایی‌های نامشهود به طور قابل‌توجهی مورد پرسش قرارگرفته است. مطالعاتی که بر

مربوط بودن برآورد های ارزش منصفانه دارایی های نامشهود تمرکز کرده‌اند. (بارث و همکاران، ۲۰۰۱) نتیجه گرفته‌اند که چند نوع از دارایی‌های نامشهود برای سرمایه‌گذاران مربوط هستند: بهای نرم‌افزارهای سرمایه‌ای شده، سرقفلی، هزینه‌های تحقیق و توسعه، نام تجاری و مخارج تبلیغات. در مجموع این مطالعات نتیجه گرفته‌اند که برآورد های موجود دارایی‌های نامشهود به طور قابل‌اتکایی ارزش این دارایی‌ها را که توسط سرمایه‌گذاران ارزیابی‌شده است منعکس می‌کنند و رابطه مثبت معنی‌داری باقیمت سهام‌دارند.

در ایران استهلاک سرقفلی بر اساس روش خط مستقیم و حداکثر در ۲۰سال محاسبه می شود، یکی دیگر از هدف‌های اصلیاین مطالعه، بررسی ارتباط ارزش استهلاک سرقفلی گزارش شده و مقایسه نتیجه این تحقیق با تحقیقات صورت گرفته خارجی برای ارزیابی مفید بودن روش اشاره‌شده در استانداردهای ایران است.

### تأثیر اهرم مالی بر رابطه استهلاک سرقفلی و ارزش بازار سهام

تحقیق‌های قبلی همچنین نشان می‌دهد که رابطه بین استهلاک سرقفلی و قیمت سهم به شرایط خاص شرکت مانند سودآوری، اندازه و اهرم مالی بستگی دارد. اهرم مالی، خود را از سودآوری و اندازه، متمایز می‌کند چون اهرم مالی، نتیجه‌ی خرید است که مقدار سرقفلی تبدیل به سرمایه شده را تسریع می‌سازد. اهرم مالی همچنین متغیری است که بر احتمال کاهش ارزش سرقفلی توسط مدیریت اثرگذار است. چون قراردادهای بدهی، بدهی عمومی و خصوصی را صادر می‌کنند. اگر شرکت‌ها قراردادهای بدهی موجود را نقض کنند باید نرخ بهره‌ی بیشتری بپردازند یا بدهی را قبل از تاریخ سررسید بازپرداخت کنند. پس قراردادهای نقض شده بدهی، جریان‌های نقدی را کاهش می‌دهند، ریسک عدم پرداخت را افزایش می‌دهند و فرصت‌های آتی سرمایه‌گذاری را به تأخیر می‌اندازند و در نتیجه سرمایه‌ای کردن بازار را کاهش می‌دهند. پس مدیران انگیزه‌های قوی برای اجتناب از استهلاک سرقفلی (که سختی قراردادهای موجود بدهی را افزایش می‌دهند) یا به حداقل رساندن آن‌ها دارند. البته همه قراردادهای بدهی تحت تأثیر استهلاک سرقفلی قرار ندارند. به‌طورکلی قراردادهای بدهی را می‌توان به دو دسته تقسیم کرد: مثبت و منفی. قراردادهای بدهی مثبت شامل سطوح خاصی از نسبت‌های مبتنی بر حسابداری هستند مثل نسبت‌های سودآوری و بدهی به حقوق صاحبان سهام. قراردادهای بدهی منفی شامل مرزهای سرمایه‌گذاری و فعالیت‌های تأمین مالی هستند

مانند محدودیت‌های سود سهام. در عمل، شرکت‌ها بیشتر احتمال دارد قراردادهای بدهی مثبت را نقض کنند چون قراردادهای بدهی منفی را فقط اقدامات شرکتی خود مدیریت می‌تواند نقض کند. از سوی دیگر اگر قرارداد بدهی مثبت مبتنی بر نسبت‌هایی باشد که شامل درامد خالص یا حقوق صاحبان سهام باشد آن قرارداد تحت تأثیر عملکرد عملیاتی و استهلاک سرقفلی قرار دارد (لاگی و همکاران، ۲۰۱۳). یک فرض رایج در تحقیقات حسابداری این است که شرکت‌های با اهرم بالا نسبت به شرکت‌های با اهرم پایین به نقض قراردادهای بدهی موجود نزدیک‌ترند. این فرض بی‌عیب نیست چون شرکت‌های با اهرم بالا می‌توانند باز از لحاظ مالی قوی باشند و محدودیت‌های بدهی نداشته باشند. اما هانت و دوک (۱۹۹۰) نشان می‌دهند که اهرم مالی، تحت تأثیر سود انباشته قرار دارد. جریان کاهش ارزش سرقفلی به سود انباشته مبتنی بر این فرض که اهرم مالی، جایگزین وجود و سختی قراردادهای بدهی است، و نیز استهلاک سرقفلی در شرکت‌هایی با اهرم مالی بالا، آن شرکت‌ها را به محدودیت‌های بدهی نزدیک‌تر می‌سازند. هرچه شرکت به محدودیت‌های بدهی‌اش نزدیک‌تر باشد احتمال نقض قراردادهای موجود بدهی توسط آن شرکت بیشتر است و نقض قراردادهای بدهی، ارزش بازار را کاهش می‌دهد. از این‌رو اکنش بازار سرمایه‌گذار به استهلاک سرقفلی در شرکت‌هایی که اهرم مالی بالا دارند نسبت به استهلاک سرقفلی در شرکت‌هایی که اهرم مالی پایین دارند بیشتر است نتایج مطالعه ژانگ نیز این استدلال را تأیید می‌کند. فرانسیس و همکاران (۱۹۹۶) با بررسی چند نوع استهلاک دارایی که مربوط به قبل از تصویب SFAS ۱۲۱ بودند، دریافتندکه استهلاک سرقفلی در زمره سنگین‌ترین استهلاک‌های دارایی‌ها قرار دارد. آن‌ها به این نتیجه رسیدند که استهلاک سرقفلی به‌احتمال‌زیاد در زمان تغییرات مدیریت و زمانی که عملکرد کلی شرکت بدتر می‌شود روی می‌دهد. صرف‌نظر از تئوری قرارداد بدهی، یک نظر دیگر این است که استهلاک سرقفلی باعث کاهش سود خالص می شوند و درنتیجه حقوق صاحبان سهام را پایین می‌آورند. پس استهلاک سرقفلی باعث افزایش اهرم مالی می شوند. علاوه بر این افزایش اهرم مالی برای شرکت‌هایی که اهرم مالی بالا دارند نسبتاً شدیدتر است. چون قبل از استهلاک سرقفلی پایه حقوق صاحبان سهام کمتر است. با فرض اینکه همه‌چیز مساوی باشد افزایش اهرم مالی پس از استهلاک سرقفلی حداقل سه نتیجه دارد.

اول، اگر عملکرد مالی ثابت بماند اهرم مالی، تعیین‌کننده بخش بزرگی از بازده این حقوق صاحبان سهام است. درنتیجه امکان نوسانات درامد و شوک‌هایمنفیدرآمد افزایش می‌یابد. بارنز (۲۰۰۱) متوجه

شد که ارزش شرکت با نوسانات درامد رابطه منفی دارد یعنی استهلاک سرقفلی که اهرم مالی را افزایش می‌دهد بر ارزش شرکت اثر منفی می‌گذارد.

دوم، هزینه بدهی باید در کوتاه‌مدت ثابت بماند. اما اگر شرکتی بدهی عمومی یا خصوصی جدید ایجاد کند افزایش اهرم مالی منجر به هزینه بالاتر بدهی منجر می‌گردد. افزایش بلندمدت بالقوه هزینه بدهی بلافاصله بعد از اعلام استهلاک سرقفلی، قیمت‌گذاری می‌شود.

سومین نتیجه افزایش اهرم این است که بازارهای بدهی برای بدهی جدید نیاز به وثیقه محکم‌تر دارند. پس استهلاک سرقفلی نه‌تنها محدودیت‌های بدهی موجود را بیشتر می‌کند بلکه احتمال ریسک قراردادهای بدهی آتی را هم افزایش می‌دهد.

این دلایل نشان می‌دهند که سرمایه‌گذاران باید به افزایش اهرم مالی ناشی از استهلاک سرقفلی واکنش منفی داشته باشند. ازآنجاکه شرکت‌های با اهرم مالی بالا بیشتر تحت تأثیر استهلاک سرقفلی قرار می‌گیرند واکنش بازار باید با اهرم مالی، شدیدتر شود (لاگی و همکاران، ۲۰۱۳)

## پیشینه‌ی پژوهش

### پیشینه‌ی خارجی

مطالعات قبلی جنبه‌های گوناگون اندازه‌گیری ارتباط ارزشی سرقفلی را بررسی کرده‌اند. برخی از آن‌ها صورت سود و زیان و ترازنامه را علاوه بر ارزش بازار مطالعه کرده‌اند. سایرین بر واکنش‌های بازاربه کاهش ارزش سرقفلی تمرکز کرده و ارتباط ارزشی را برای سرمایه‌گذاران ارزش‌گذاری کرده‌اند. داده‌های تحقیق شامل اطلاعات حسابداری و اطلاعات قیمت سهام است که ازنظر آماری اندازه‌گیری و تحلیل می‌شوند.

الیویرا و همکاران (۲۰۱۰) با بررسی ارتباط ارزشی مقادیر دارایی‌های نامشهود شناسایی شده و سرقفلی گزارش شده در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار پرتغال در فا صله سال‌های ۱۹۹۸ و ۲۰۰۸ به این نتیجه رسیدند که سود خالص، سرقفلی گزارش‌شده و دیگر دارایی‌های نامشهود رابطه بسیار معنی‌داری باقیمت سهام‌دارند. به‌علاوه شواهد آن را نشان می‌دهد.

شـات و همکاران (۲۰۱۱) محتوای اطلاعاتی دارایی‌های نامشـهود شـامل سـرقفلی را تحت IAS/IFRS برر سی کردند. هدف آن‌ها برر سی رابطه تجربی بین ارزش بازار و ارزش دفتری دارایی‌های نامشـهود از ۲۰۰۲ تا ۲۰۰۴ تحت GAAP و سـپس تحت IFRS از ۲۰۰۵ تا ۲۰۰۷ بود. آن‌ها متوجه شدند که هنگام تغییر به IFRS، مبلغ سرقفلی و سایر دارایی نامشهود به طور متوسط تا ۲۱ درصد افزایش یافت درحالی‌که مبلغ سرقفلی تا ۲۴درصد افزایس داشت. شات و همکاران رابطه بین دارایی نامشهود و قیمت‌های سهام را نیز بررسی کردند. نتایج، فرضیه آن‌ها را تأیید کرد که سرقفلی و سایر دارایی نامشهود تحت IFRS رابطه مثبتی بازده‌های بالاتر پیدا می‌کنند. نمونه آن‌ها شامل اغلب شرکت‌های اروپایی بود.

لایز و همکاران (۲۰۱۴)، مشارکت سرقفلی در عملکرد را پس از تصویب استاندارد کاهش ارزش سـرقفلی در امریکا مطالعه کردند و رابطه مثبتی بین سـرقفلی شـناسـایی‌شـده و سـود اقتصادی مورد انتظار پیدا کردند. آن‌ها دریافتند که در دوره ۹ ساله، سرقفلی به‌عنوان در صد حقوق صـاحبان سـهام افزایش یافته اسـت. شـیوه انقضـاء معکوس سـرقفلی در زمان IFRS و حذف انقضاء سرقفلی، علت افزایش مبلغ سرقفلی بود. آن‌ها همچنین متوجه شدند که اندازه کاهش ارزش سـرقفلی پس از تصـویب IFRS کاهش یافت چه از نظر ارزش دفتری و چه در ارزش مطلق. آن‌ها توانسـتند فرضـیه خود را ثابت کنند که انقضـاء سـرقفلی، مربوط به ارزش نیست. علاوه بر این، کاهش ارزش سرقفلی با قیمت و بازده سهام ارتباط آماری ندارد.

کورشی و افشار (۲۰۱۳) رابطه بین سرقفلی گزارش‌شده و ارزش بازار شرکت‌های انگلیس را بررسـی کردند. آن‌ها از یک مدل ارزش‌گذاری برای مطالعه شـرکت‌های موجود در لیست انگلسـتان در یک دوره ۶سـاله ۱۹۹۸- ۲۰۰۳ اسـتفاده کردند. این مدل ارزش‌گذاری شـامل ترازنامه و صورت سود و زیان بود تا ارزش بازار شرکت را پس از کنترل اثرات ارزش‌گذاری بر سایر دارایی‌های نامشهود، تعیین کند. آن‌ها متوجه وجود یک رابطه شدید مثبت بین سرقفلی سرمایه‌ای شده و ارزش بازار شرکت شد که نشان می‌دهد سرمایه‌گذاران، به قیمت پرداختی اضـافی در ترکیب تجاری، بها می‌دهند. به علاوه آن‌ها نشـان دادند که برخی از مطالعات قبلی، ارزش دفتری شـرکت و سـود را به‌عنوان متغیرهای توضـیحی در مدل‌های‌شـان نگنجاندند. محققان استدلال می‌کنند که سرقفلی سرمایه‌ای شده شامل اطلاعات مهم است و جریان‌های نقدی آینده را به سرمایه‌گذاران نشان می‌دهد.

علاوه بر این کائو و همکاران (۲۰۱۴) متوجه ۹۹ مورد استهلاک دو میلیارد دلاری شدند. نیمی از موارد نشان‌دهنده واکنش منفی و نیمه دیگر حاکی از واکنش مثبت یا واکنش خنثی بودند. این دو مطالعه آخر نشان می‌دهند که سرمایه‌گذاران می‌توانند واکنش‌های متفاوتی به استهلاک سرقفلی داشته باشند و اینکه شرایط اقتصاد کلان، تأثیرگذار است.

هامبورگ وبیسلند (۲۰۱۴) ارتباط ارزشی حسابداری سرقفلی در محیط اروپا را مطالعه کردند. آن‌ها دریافتند که تحت IFRS همه متغیرهای حسابداری به‌جز استهلاک سرقفلی باقیمت سهام، همبسته هستند. آن‌ها به این نتیجه رسیدند که انقضاء سرقفلی، مربوط به ارزش نیست. علاوه بر این، استهلاک سرقفلی باقیمت و بازده سهام ارتباط آماری ندارد. مهم‌ترین یافته رگرسیون قیمت این بود که هم تحت IFRS، و هم تحت GAAP سوئد سرقفلی، عامل تعیین‌کننده ارزش بود. نتایج تجربی هامبورگ و بیسلند (۲۰۱۴) نشان داد که پس از تبدیل GAAP سوئد به IFRS، استهلاک سرقفلی، ارتباط ارزشی را ازدست‌داده و دیگر به بازده سهام مربوط نبوده است. آن‌ها اشاره کردند که عدم وجود ارتباط ارزشی استهلاک سرقفلی ناشی از رفتار فرصت‌طلبانه مدیریت است.

ژو و همکاران (۲۰۱۱) مانند سایرین، بین قیمت سهم و استهلاک سرقفلی، رابطه منفی پیدا کردند. البته آن‌ها هم چگونگی تأثیر سودآوری بر رابطه را بررسی کردند و نتایج نشان داد که برای شرکت‌های سودآور، استهلاک سرقفلی باقیمت سهم رابطه منفی دارد و برای شرکت های غیرسودآور، رابطه مثبت دارد. آن ها حدس می‌زنند که در شرکت های غیرسودآور، می‌توان به استهلاک سرقفلی، به دید اعلام تجدید ساختار نگریست که سرمایه‌گذاران به آن واکنش مثبت دارند. بنابراین پژوهش آن‌ها توضیح می‌دهد که چرا سرمایه‌گذاران واکنش‌های متفاوت دارند.

## پیشینه‌ی داخلی

رحمانی و قاسمی (۱۳۹۲) در تحقیقی به بررسی ارتباط ارزشی مقادیر سرقفلی گزارش شده در صورت‌های مالی کلیه شرکت‌های غیرمالی پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در فاصله سال‌های ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۰پرداختند. به این ترتیب که از قیمت سهام به عنوان متغیر وابسته و از ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام هر سهم، ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام منهای سرقفلی شناسایی شده هر سهم، سود هر سهم و ارزش سرقفلی هر سهم شناسایی شده به عنوان متغیرهای مستقل استفاده می شود. و به این نتیجه رسیدندکه سود خالص و سرقفلی گزارش شده رابطه قوی معنی‌داری با قیمت سهام دارد. این تحقیق تنها تحقیق مربوط در ایران است که ارتباط ارزشی سرقفلی را بررسی کرده و در خصوص استهلاک سرقفلی تحقیقی انجام نگرفته است.

کنعانی و صفری‌لیواری (۱۳۹۶) در مقاله‌ی خود به بررسی حسابداری سرقفلی تحت استانداردهای بین‌المللی گزارشگری مالی پرداختند. در سال ۲۰۰۵ استانداردهای بین المللی گزار شگری مالی IFRS)) به منظور حسابداری سرقفلی جایگزین شده از روش دو مولفه ای به همراه روش تک مولفه ای استفاده کرد (برای نمونه؛ استهلاک سرقفلی به همراه کاهش ارزش افزوده در زمان مورد نیاز). از زمان یافته‌های حاصل از بازبینی و ارزیابی سیستم IFRS3با کاربرد چندین ماهه، تمایلات مجدد به این مسیله وجود داشته است. در این مطالعه یک روش تیوری از حسابداری اولیه و ثاتویه برای سرقفلی را بررسی می‌کند که برای ارزیابی رابطه راه حل‌های مختلف در زمینه‌های استاندارد و تعیین آن در این حوزه قابل استفاده و سودمند می‌باشد. این تحقیق نشان می‌دهد که روش تک موردی زیان جاری، یک سرمایه ثابت را ایجاد مب کند که از محاسبه سرقفلی در قبال زیان محافظت می‌کند. این سرمایه ثابت در نتیجه هر دو مورد از سرقفلی ایجاد شده و ارزش منصفانه موجودی‌های بدهی و دارایی‌هایی ایجاد و حاصل می شود که در صورت وضعیت مالی سازماندهی نشده‌اند. ارزیابی زیان، زیان اقتصادی را بطور حقیقی اظهار نمی‌کند و به صورت یک شاخص ضعیف از معایب و موفقیت‌های کسب سود به کار می‌رود. بر اساس نتایج تحقیق، روش آزمون تغییرات زیان را به گونه ای مطرح می‌کند که معیار و ضوابط مشخص مشابه و یکسانی در تشخیص اولیه به کار

گرفته شوند. در نتیجه ارایه سرقفلی بر مبنای اظهاریه ی وضعیت مالی و تأثیرات آن در سرقفلی به عنوان یک شاخص اصلاح داد می‌شود.

## فرضیه‌های پژوهش

بر اساس مبانی نظری پژوهش، فرضیه‌هایی که در این پژوهش مورد آزمون قرار می گیرند عبارتنداز:

فرضیه۱- استهلاک سرقفلی برمبنای استانداردهای ایران با ارزش بازار شرکت ارتباط دارد.

فرضیه۲- استهلاک سرقفلی برمبنای استانداردهای بین‌المللی با ارزش بازار شرکت ارتباط دارد.

فرضیه ۳- اهرم مالی به عنوان متغیر تعدیلگر موجب تقویت رابطه میان استهلاک سرقفلی برمبنای استاندارد ایران و ارزش بازار می‌شود.

فرضیه ۴- اهرم مالی به عنوان متغیر تعدیل گر موجب تقویت رابطه میان استهلاک سرقفلی برمبنای استاندارد بین‌المللی و ارزش بازار می‌شود.

## روش پژوهش

پژوهش حاضر از نظر هدف کاربردی است و ازنظر ماهیت و روش از نوع توصیفی همبستگی است. برای آزمون فرضیه‌ها از رگرسیون مقطعی دومرحله‌ای و رگرسیون سری زمانی استفاده شده است. داده‌های این پژوهش مبتنی بر اطلاعات واقعی بازار سهام و صورت‌های مالی حسابرسی شده‌ی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران است. داده‌های مورد نیاز از سایت‌های بورس اوراق بهادار تهران و کدال و از نرم‌افزار ره آورد نوین جمع‌آوری شده است. همچنین برای محاسبه‌ی متغیرها و تجزیه و تحلیل داده‌ها و استخراج نتایج پژوهش از نرم افزارهای Eviews و Excel استفاده شده است.

## جامعه و نمونه آماری

این مطالعه یک دوره ۱۰ساله ۸۵ تا ۹۵ را بررسی کرد است و برای این‌که نمونه پژوهش یک نماینده مناسب از جامعه آماری موردنظر باشد، از روش غربال‌گری (حذفی) استفاده شده

است. تعداد نمونه بررسی شده ۷۰ شرکت می‌باشد. برای این منظور معیارهای زیر در نظر گرفته شده و درصورتی که یک شرکت کلیه معیارها را احراز کرده باشد به‌عنوان یکی از شرکت‌های نمونه انتخاب‌شده است.

۱. شرکت‌ها بایستی مشمول استاندارد حسابداری شماره ۱۸و۱۹ایران باشند.

۲. شرکت‌ها نبایستی در طی دوره موردنظر سال مالی خود را تغییر دهند.

۳. شرکت‌ها در طی دوره تحقیق بایستی فعالیت مستمر داشته باشند و سهام آن‌ها مورد معامله قرارگرفته باشد (توقف معاملاتی بیش از سه ماه نداشته باشند).

۴. اطلاعات موردنیاز این پژوهش در طی دوره زمانی تحقیق به‌طور کامل در دسترس باشد.

۵. مؤسسات و نهادهای واسطه‌گری مالی و سرمایه‌گذاری به سبب ماهیت خاص جزء شرکت‌های منتخب محسوب نمی‌شوند.

## متغیرهای پژوهش

متغیرهای مورداستفاده در این پژوهش چهار نوع اند: متغیر وابسته، متغیرمستقل، متغیر تعدیلگر و متغیرهای کنترل.

### متغیر وابسته

ارزش بازار سهام که از حاصلضرب تعداد سهام شرکت در ارزش بازار هر سهم در پایان دوره مالی بدست می‌آید. این متغیر با جمع دارایی‌های شرکت همگن شده است.

### متغیر مستقل

استهلاک سرقفلی (GILA) بر مبنای استانداردهای حسابداری ایران که برابر است با مبلغ استهلاک افشا شده در صورت سود و زیان شرکت. متغیر مستقل دیگر استهلاک سرقفلی (GILA) بر مبنای استانداردهای حسابداری بین‌المللی است که جهت محاسبه کاهش ارزش سرقفلی هر سال ارزش بازار و ارزش دفتری دارائی‌های شرکت فرعی را بدست می‌آوریم (ارزش دفتری دارائی‌های شرکت هر سال به میزان نرخ تورم تعدیل می شود کاهش طی سال دارائی‌ها پس از تعدیل کسر و اضافات به ان افزوده می شود هر سال مبنا ارزش دفتری تعدیل

شده سال قبل می‌باشد) سهم شرکت سرمایه گذار از تفاوت ارزش بازار و ارزش دفتری تعدیل شده به عنوان سرقفلی در نظر گرفته می‌شود. کاهش ارزش سرقفلی از مقایسه سرقفلی نسبت به سال قبل حاصل می‌شود. استهلاک بدست آمده بر جمع دارایی‌ها تقسیم شده است.

### متغیر تعدیل‌گر

اهرم مالی (Lev) که از تقسیم جمع بدهی‌های شرکت بر جمع دارایی‌های شرکت بد ست می‌آید.

### متغیرهای کنترل

سود قبل از مالیات (PTP) که برابر است با سود خالص شرکت قبل از کسر مالیات. این متغیر با جمع دارایی‌های شرکت همگن شده است.

ارزش دفتری سرقفلی (ECVGW) که برابر است با مانده حساب سرقفلی پس از کسر استهلاک انباشته در تاریخ ترازنامه. این متغیر با جمع دارایی‌های شرکت همگن شده است.

ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام (BVL) که برابر است با مبلغ دفتری حقوق صاحبان سهام در تاریخ ترازنامه. این متغیر با جمع دارایی‌های شرکت همگن شده است.

## مدل‌های پژوهش و روش‌های آزمون فرضیه‌ها

برای آزمون فرضیه اول از مدل ۱ برمبنای تحقیق لاپوینت (۲۰۰۹) استفاده شده که مبنای آن مدل اولسون (۱۹۹۵) می‌باشد.

مدل ۱)

$$MVAL_{i,t}= \beta_0 +\beta_1 BVAL_{i,t}+\beta_2 PTP_{i,t}+\beta_3 ECVGW_{i,t}+ \beta_4 GILA/IGILA_{i,t} + \varepsilon_{it}$$

MVAL= ارزش بازار

BVAL= ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام

PTP= سود قبل از مالیات

ECVGW= ارزش دفتری سرقفلی

GILA/IGILA = استهلاک سرقفلی

همچنین برای آزمون فر ضیه دوم از مدل۲ برمبنای تحقیق لاپوینت (۲۰۰۹) ا ستفاده شده که مبنای آن مدل اولسون (۱۹۹۵) می‌باشد.

مدل ۲)

$$MVAL_{i,t}= \beta_0 + \beta_1 BVAL_{i,t} + \beta_2 PTP_{i,t} + \beta_3 ECVGW_{i,t} + \beta_4 GILA/IGILA_{i,t} + \beta_5 LEV*GILA/IGILA_{i,t} + \varepsilon_{it}$$

MVAL= ارزش بازار

BVAL= ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام

PTP= سود قبل از مالیات

ECVGW= ارزش دفتری سرقفلی

GILA/IGILA = استهلاک سرقفلی

LEV= اهرم مالی

## یافته‌های پژوهش

در ابتدا در نگاره (۱) آماره توصیفی مورد بررسی قرار گرفته و سپس آمار استنباطی ارایه می‌شود.

### آمار توصیفی

***نگاره (۱): آمارهای توصیفی***

| متغیر | علامت اختصاری | میانگین | میانه | بیشترین | کمترین | انحراف معیار |
|---|---|---|---|---|---|---|
| ارزش بازار | MVAL | ۱/۶۶۵ | ۰/۲۳۹ | ۳/۷۴۷ | ۰/۰۰۶ | ۰/۸۶۹ |
| استهلاک سرقفلی | GILA | ۰/۰۰۲۳ | ۰/۰۰۱۲ | ۰/۰۰۶۴ | ۰ | ۰/۰۱۵ |
| استهلاک سرقفلی بین المللی | IGILA | ۰/۰۰۳۵ | ۰/۰۰۲۷ | ۰/۰۰۷۳ | ۰ | ۰/۰۱۷ |
| ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام | BVAL | ۰/۳۴۰ | ۰/۳۱۴ | ۰/۸۲۶ | ۰/۰۰۷ | ۰/۵۲۳ |
| سود قبل از مالیات | PTP | ۰/۰۳۲ | ۰/۰۱۰ | ۰/۱۸ | -۰/۰۱۰ | ۰/۰۴۵ |
| ارزش دفتری سرقفلی | ECVGW | ۰/۰۱۳ | ۰/۰۱۱ | ۰/۰۳۱ | ۰ | ۰/۲۲ |
| اهرم | LEV | ۰/۶۸۴ | ۰/۶۴۱ | ۰/۹۷ | ۰/۱۰۴ | ۰/۴۰۶ |

با توجه به نتایج نگاره (۱) براساس انحراف معیار به دست آمده می‌توان بیان نمود، در نمونه انتخابی پراکندگی زیاد نبوده است. همچنین با توجه به اینکه میانگین و میانه در بیشتر متغیرها نزدیک به هم هستند می‌توان بیان نمود کلیه متغیرها از توزیع مناسبی برخوردار می‌باشند. بطور مثال میانگین اهرم مالی ۰/۶۸۴ است که بیانگر این است که به طور متوسط ۶۸ درصد دارایی‌های شرکت‌های مورد بررسی از محل بدهی‌ها تامین مالی شده‌اند. این متغیر دارای کمترین مقدار ۱۰ درصد و بیشترین مقدار ۹۷ درصد می‌باشد.

### آزمون فرض‌های کلاسیک و تعیین نوع مدل

تمامی مفروضات کلاسیک مورد نیاز جهت براورد رگرسیون، مورد بررسی قرار گرفتند و به جز ناهمسانی واریانس بقیه مفروضات برقرار بودند. لذا به منظور رفع ناهمسانی واریانس از روش براورد GLS استفاده شد. هم چنین نوع الگوی براورد برای همه مدل‌ها الگوی اثرات ثابت تعیین گردید.

### نتایج آزمون فرضیه‌ها اول و دوم

با توجه به نتایج قابل مشاهده در نگاره (۲) و با توجه آماره F بدست آمده با استفاده از استاندارد ایران و بین الملل (۴/۷۵۶) و (۵/۰۱۹) سطح خطای آن‌ها (۰/۰۰۰)، می‌توان ادعا کرد که در سطح اطمینان ۹۵درصد، در مجموع الگوی پژوهش از معناداری بالایی برخوردار است. همچنین، با توجه به ضریب تعیین تعدیل شده بدست آمده برای الگو که به ترتیب برابر ۰/۲۳۳ و ۰/۲۴۵ است، می‌توان ادعا کرد که مجموع متغیرهای مستقل و کنترلی پژوهش حدود ۲۳ و ۲۴ درصد از تغییرات متغیر وابسته را توضیح می‌دهند.

با توجه به نتایج نگاره شماره (۲) از آنجا که سطح معناداری متغیر استهلاک سرقفلی با استاندارد ایران و بین‌الملل به ترتیب برابر ۰/۰۰۳ و ۰/۰۱۸ می‌باشد که این مقادیر کمتر از سطح معناداری ۵درصد هستند پس فرضیه‌های اول و دوم پژوهش تأیید می‌شوند. لذا استهلاک سرقفلی برمبنای استانداردهای ایران و بین الملل با ارزش بازار سهام شرکت رابطه منفی معناداری دارد.

به منظور بررسی اینکه الگوی مدل استهلاک سرقفلی برمبنای استانداردهای ایران قدرت توضیح دهندگی بیشتری در ارتباط با ارزش بازار سهام نسبت به الگوی مدل استهلاک سرقفلی

برمبنای اســتانداردهای بین‌المللی دارد یا خیر از آزمون ونگ اســتفاده می‌شــود. هر مدلی که ضــریب تعیین بزرگ‌تری داشــته باشــد محتوای اطلاعاتی مزبور از متغیر دیگر به صــورت معناداری بیشــتر اســت. با توجه به نگاره (۳) آماره ونگ در ســطح اطمینان ۹۵درصــد معنادار است. پس می‌توان گفت که مقدار ضریب تعیین تعدیل شده با استفاده از استهلاک سرقفلی (برمبنای اســتانداردهای بین‌اللملی) برابر ۰/۲۴۵ می‌باشــد و این مقدار بیشــتر از ضــریب تعیین تعدیل شده نسبت به مدل استهلاک سرقفلی بر مبنای استانداردهای ایران است پس در نتیجه قدرت توضیح‌دهندگی با استفاده از مدل استهلاک سرقفلی برمبنای استانداردهای بین‌المللی بیشتر از مدل استهلاک سرقفلی برمبنای استانداردهای ایران است.

***نگاره (۲): نتایج آزمون فرضیه‌های اول و دوم پژوهش***

$$MVAL_{i,t}= \beta_0 + \beta_1 BVAL_{i,t} + \beta_2 PTP_{i,t} + \beta_3 ECVGW_{i,t} + \beta_4 GILA/IGILA_{i,t} + \varepsilon_{it}$$

| متغیرها | علامت اختصاری | برمبنای استانداردهای ایران | | | برمبنای‌استانداردهای بین‌المللی | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | | ضریب | آماره t | سطح معناداری | ضریب | آماره t | سطح معناداری |
| مقدار ثابت | $\beta_0$ | ۰/۸۱۷ | ۲۳/۹۶۴ | ۰/۰۰۰ | ۱/۲۵۳ | ۵/۴۴۳ | ۰/۰۰۰ |
| ارزشدفتریحقوقصاحبانسهام | *BVAL* | -۰/۱۵۷ | -۱/۲۰۶ | ۰/۲۳۵ | -۰/۱۱۵ | -۰/۶۷۲ | ۰/۵۰۵ |
| سودقبلازمالیات | *PTP* | -۰/۰۷۴ | -۰/۱۸۱ | ۰/۸۵۶ | -۰/۱۹۹ | -۰/۴۸۹ | ۰/۶۲۷ |
| ارزشدفتریسرقفلی | *ECVGW* | -۰/۱۴۸ | -۲/۲۲۱ | ۰/۰۲۶ | -۰/۲۷۲ | -۲/۶۶۸ | ۰/۰۰۷ |
| استهلاکسرقفلی | *GILA* | -۰/۰۱۵ | -۲/۹۱۵ | ۰/۰۰۳ | -۰/۳۲۰ | -۲/۳۵۴ | ۰/۰۱۸ |
| ضریب تعیین | | ۰/۲۹۵ | | | ۰/۳۰۶ | | |
| ضریب تعیین تعدیل‌شده | | ۰/۲۳۳ | | | ۰/۲۴۵ | | |
| دوربین واتسون | | ۲/۳۶۵ | | | ۲/۳۹۹ | | |
| آماره F | | ۴/۷۵۶ | | | ۵/۰۱۹ | | |
| سطح معنی‌داری | | ۰/۰۰۰ | | | ۰/۰۰۰ | | |

***نگاره (۳): نتایج آزمون ونگ فرضیه اول و دوم پژوهش***

| مدل | ضریب تعیین | مقدار احتمال (Zونگ) |
|---|---|---|
| مدل استهلاک سرقفلی برمبنای استانداردهای ایران | ۰/۲۳۳ | ۰/۰۰۱ |
| مدلاستهلاکسرقفلی برمبنای استانداردهای بین المللی | ۰/۲۴۵ | (۳/۱۱۰) |

*سطح معنی‌داری ۹۵ درصد

### آزمون فرضیه‌ها سوم و چهارم

فرضیه سوم: اهرم مالی به عنوان متغیر تعدیلگر موجب تقویت رابطه میان استهلاک سرقفلی (برمبنای استاندارد ایران) و ارزش بازار می‌شود.

به عبارتی دیگر در شرکت‌های با اهرم مالی بالا در مقایسه با شرکت‌های با اهرم مالی پایین، استهلاک سرقفلی (برمبنای استاندارد ایران) باعث واکنش منفی بیشتر بازار می‌شود.

فرضیه چهارم: اهرم مالی به عنوان متغیر تعدیلگر موجب تقویت رابطه میان استهلاک سرقفلی (برمبنای استاندارد بین المللی) و ارزش بازار می شود. به عبارتی دیگر در شرکت‌های با اهرم مالی بالا در مقایسه با شرکت‌های با اهرم مالی پایین، استهلاک سرقفلی (برمبنای استاندارد بین‌المللی) باعث واکنش منفی بیشتر بازار می‌شود.

در بررسی معناداری مدل سوم و چهارم پژوهش با توجه نتایج ارائه شده در نگاره ۴ احتمال آماره F در سطح معناداری از ۰/۰۵ کوچک‌تر می‌باشد که با اطمینان ۹۵٪ معنادار بودن مدل تأیید می‌شود. همچنین مقدار ضریب تعیین تعدیل شده به ترتیب برابر ۰/۲۳۵ و۰/۲۳۳ است که نشان می‌دهد، متغیرهای مستقل و کنترلی مدل حدود ۲۳ درصد از تغییرات متغیر وابسته را تبیین می کنند.

برای بررسی فرضیه سوم پژوهش با استفاده از اطلاعات نگاره (۴) و معنی دار بودن کل مدل می‌توان گفت از آنجا که اثر تعاملی اهرم مالی و استهلاک سرقفلی بر مبنای استانداردهای ایران معنی دار بوده و ضریب آن از ضریب استهلاک سرقفلی برمبنای استانداردهای ایران بیشتر می‌باشد نشان می‌دهد ورود اهرم مالی موجب تقویت اثر استهلاک سرقفلی بر مبنای استانداردهای ایران بر ارزش بازار شده است. به عبارتی دیگر رابطه منفی میان استهلاک سرقفلی و ارزش بازار در شرکت‌های با اهرم مالی بالا قوی‌تر است لذا اهرم مالی به عنوان متغیر تعدیل گر باعث تقویت رابطه مذکور گردیده و فرضیه سوم تأیید می گردد.

به علاوه از آنجا که اثرتعاملی اهرم مالی و استهلاک سرقفلی برمبنای استانداردهای بین‌المللی نیز معنی دار است نشان می‌دهد ورود اهرم مالی موجب تقویت اثر استهلاک سرقفلی برمبنای استانداردهای بین‌المللی بر ارزش بازار شده است. به عبارتی دیگر رابطه منفی میان استهلاک سرقفلی برمبنای استانداردهای بین‌المللی و ارزش بازار در شرکت‌های با اهرم مالی

بالا قوی‌تر اســـت لذا اهرم مالی به عنوان متغیر تعدیل‌گر باعث تقویت رابطه مذکور گردیده و فرضیه چهارم پژوهش برمبنای با استانداردهای بین‌المللی تأیید می‌شود.

همچنین با توجه به ضرایب متغیر کنترلی نیز می‌توان گفت:

مقدار ارزش دفتری ســـرقفلی (نگاره ۵) با در نظر گرفتن اســـتانداردهای ایران و بین‌الملل به ترتیب ۰/۴۰۱ و ۰/۲۵۳است و با توجه به ســـطح معنی‌داری ضـــرایب این متغیرها که کمتر از سطح خطای ۰/۰۵ می‌با شد، نتیجه می شود که بین ارزش دفتری سرقفلی با ارزش بازار رابطه مثبت و معناداری وجود دارد.

***نگاره (۴): نتایج آزمون فرضیه‌های سوم و چهارم پژوهش***

$$MVAL_{i,t}= \beta_0 + \beta_1 BVAL_{i,t} + \beta_2 PTP_{i,t} + \beta_3 ECVGW_{i,t} + \beta_4 GILA/IGILA_{i,t} + \beta_5 LEV*GILA/IGILA_{i,t} + \varepsilon_{it}$$

| متغیرها | علامت اختصاری | استانداردهای ایران | | | استانداردهای بین المللی | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | | ضریب | آماره t | سطح معناداری | ضریب | آماره t | سطح معناداری |
| مقدار ثابت | $\beta_0$ | ۰/۸۵۹ | ۳/۸۲۶ | ۰/۰۰۰۱ | ۰/۷۷۸ | ۳/۴۸۴ | ۰/۰۰۰ |
| حقوقصاحبانسهام | *BVAL* | -۰/۱۸۹ | -۱/۱۱۲ | ۰/۲۶۶ | ۰/۰۱۶ | ۰/۶۵۹ | ۰/۵۰۹ |
| سودقبلمالیات | *PTP* | -۰/۱۴۰ | -۱/۳۴۷ | ۰/۱۷۸ | -۰/۱۸۴ | -۱/۰۸۱ | ۰/۲۷۹ |
| ارزشدفتریسرقفلی | *ECVGW* | ۰/۴۰۱ | ۱/۸۵۳ | ۰/۰۷۴ | ۰/۲۵۳ | ۳/۷۰۲ | ۰/۰۰۰ |
| استهلاکسرقفلی | *GILA* | -۰/۰۳۴ | -۲/۳۲۴ | ۰/۰۲۰ | -۰/۰۲۶ | -۲/۳۷۳ | ۰/۰۱۸ |
| اثر تعاملی اهرم و استهلاک سرقفلی | *LEV*GILA* | -۰/۲۳۹ | -۲/۷۷۲ | ۰/۰۰۷۲ | -۰/۰۳۲ | -۳/۰۸۷ | ۰/۰۰۲ |
| ضریب تعیین | | ۰/۲۸۰ | | | ۰/۲۶۳ | | |
| ضریب تعیین تعدیل‌شده | | ۰/۲۳۵ | | | ۰/۲۳۳ | | |
| دوربین واتسون | | ۱/۹۸۹ | | | ۲/۰۲۳ | | |
| آماره F | | ۵/۱۳۲ | | | ۴/۰۵۵ | | |
| سطح معنی‌داری | | ۰/۰۰۰ | | | ۰/۰۰۳ | | |

همچنین به منظور مقایسه قدرت توضیح‌دهندگی الگوی مدل با استفاده از استهلاک سرقفلی بر مبنای اســـتانداردهای ایران نســـبت به مدل اســـتفاده شـــده از اســـتهلاک ســـرقفلی بر مبنای استانداردهای بین‌المللی از آزمون ونگ استفاده شد.

***نگاره (۵): نتایج آزمون ونگ فرضیه سوم و چهارم پژوهش***

| مدل | ضریب تعیین | مقدار احتمال (Z ونگ) |
|---|---|---|
| مدل استهلاک سرقفلی برمبنای استانداردهای ایران | ۰/۲۸۰ | ۰/۵۲۳۲ |
| مدلاستهلاکسرقفلی برمبنای استانداردهای بین المللی | ۰/۲۶۳ | (۰/۶۳۷۴) |

*سطح معنی‌داری ۹۵ درصد

با توجه به نگاره (۵) آماره ونگ در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنادار نیست. پس می‌توان گفت تفاوت معناداری در استفاده از استهلاک سرقفلی برمبنای استانداردهای ایران و استهلاک سرقفلی برمبنای استانداردهای بین‌المللی وجود ندارد.

## آزمون استحکام نتایج

جهت آزمون استحکام نتایج، آزمون‌های آماری برای شرکت‌های بزرگ و کوچک بطور مجزا انجام شدند (جردن و کلارک ۲۰۰۴، عبدالمجید ۲۰۱۳).

***نگاره (۶): نتایج آزمون فرضیه‌های اول تا چهارم در شرکت‌های کوچک***

| فرضیه | متغیر | ضریب | سطح معنی داری |
|---|---|---|---|
| مدل فرضیه اول | GILA | -۰/۰۶۲ | ۰/۰۰۰ |
| مدل فرضیه دوم | IGILA | -۰/۱۹۱ | ۰/۰۳۵ |
| مدل فرضیه سوم | GILA | -۰/۱۲۵ | ۰/۰۲۰ |
| | LEV*GILA | -۰/۳۴۱ | ۰/۰۰۳ |
| مدل فرضیه چهارم | IGILA | -۰/۱۱۸ | ۰/۰۲۶ |
| | LEV*GILA | -۰/۰۷۴ | ۰/۰۴۱ |

همان گونه که نتایج نگاره (۶) و (۷) نشان می‌دهند تمامی فرضیات تحقیق هم در شرکت‌های کوچک و هم در شرکت‌های بزرگ تأیید شده‌اند لذا نتایج بررسی تفکیک شرکت‌ها به کوچک و بزرگ با نتایج بررسی همه شرکت‌ها با هم هم‌خوانی دارد. قابل ذکر است به منظور خلاصه کردن نتایج این بخش فقط ضرایب متغیر استهلاک سرقفلی و اثر تعاملی آن با اهرم مالی گزارش شده‌اند.

***نگاره (۷): نتایج آزمون فرضیه‌های اول تا چهارم در شرکت‌های بزرگ***

| فرضیه | متغیر | ضریب | سطح معنی داری |
|---|---|---|---|
| مدل فرضیه اول | *GILA* | -۰/۰۱۵ | ۰/۰۲۵ |
| مدل فرضیه دوم | *IGILA* | -۰/۳۲ | ۰/۰۰۲ |
| مدل فرضیه سوم | *GILA* | -۰/۰۳۴ | ۰/۰۰۰ |
| | *LEV*GILA* | -۰/۲۳۹ | ۰/۰۳۹ |
| مدل فرضیه چهارم | *IGILA* | -۰/۰۲۶ | ۰/۰۰۷ |
| | *LEV*GILA* | -۰/۰۳۲ | ۰/۰۰۱ |

## نتیجه‌گیری

نتایج پژوهش نشـان می‌دهند که اسـتهلاک سـرقفلی طبق اسـتانداردهای ایران و بین‌المللی دارای ارتباط ارز شی ا ست ولکن ا ستانداردهای بین‌المللی از لحاظ آماری ارتباط ارز شی بیشتری دارند. به عبارتی دیگر محا سبه ا ستهلاک برمبنای ا ستاندارد بین‌المللی قدرت تو ضیح‌دهندگی بی شتری نسبت به ا ستهلاک محا سبه شده برمبنای ا ستاندارد ایران دارد. همچنین اهرم مالی به عنوان تعدیلگر بر رابطه میان اسـتهلاک سـرقفلی و ارزش بازار سـهام تأثیر می‌گذارد و لکن میزان تأثیر آن با توجه به آزمون ونگ، از لحاظ آماری تحت تأثیر روش اسـتهلاک سـرقفلی برمبنای استاندارد ایران و بین‌المللی نیست.

نتایج این پژوهش مبنی بر اینکه استهلاک سرقفلی با ارزش بازار شرکت ارتباط دارد حاکی از آن اسـت که با پژوهش لاگی و همکاران (۲۰۱۳) که در زمینه شـرکت‌های فرانسـوی انجام داده‌اند و پژوهش هیرچی و ریچاردسون (۲۰۰۲) که اثرات استهلاک سرقفلی را بر ارزش بازار شـرکت بررسـی کردند همخوانی دارد و با پژوهش لاگی و همکاران (۲۰۱۳) که در زمینه شرکت‌های المان، ایتالیا، اسپانیا، پرتغال و انگلیس صورت گرفته مطابقت ندارد. اگر اطلاعات ترازنامه به سـرمایه‌گذاران کمک کند تا دارایی‌های نامشـهود شـرکت را ارزش‌گذاری کنند حاوی اطلاعات مفیدی اسـت. به هرحال هیرچی و ریچاردسـون (۲۰۰۲) مانند مطالعات قبلی نشـان دادندکه اعداد حسـابداری سـرقفلی شـامل اطلاعات مربوط برای سـرمایه‌گذاران اسـت. آن‌ها اثرات ارزش بازار اعلام ا ستهلاک سرقفلی را برر سی کرده و اعتقاد دارند اثرات ارزش بازار با دقت شناسایی می‌شوند و سرمایه‌گذاران آن‌ها را اطلاعات مفیدی می‌دانند. اثرات منفی قیمت سـهم مربوط به اعلام اسـتهلاک سـرقفلی نشـان می‌دهد که اعداد حسـابداری سـرقفلی،

ارتباط اقتصادی دارند. نتایج آن‌ها، اهمیت اقتصادی تصمیمات استهلاک سرقفلی را تأیید کردند. آن‌ها متوجه شدند که تصمیمات استهلاک سرقفلی حاصل ۲-۳٪ واکنش‌های منفی قیمت سهم است.

نتایج این پژوهش مبنی بر اینکه استهلاک سرقفلی باعث واکنش منفی بیشتر بازار در شرکت‌های با اهرم مالی بالا در مقایسه با شرکت‌های با اهرم مالی پایین می‌شود با نتایج پژوهش‌های هانت و درک (۱۹۹۰)، بازنز و همکاران (۲۰۰۱)، الیویرا و همکاران (۲۰۱۰)، هامبورگ وبیسلند (۲۰۱۴) و ژانگ (۲۰۰۸) مطابقت دارد.

از آنجا که نتایج پژوهش نشان داد استهلاک سرقفلی با ارزش بازار رابطهی منفی معناداری دارد و به عبارتی استهلاک سرقفلی دارای محتوی اطلاعاتی در مورد ارزش بازار شرکت است، لذا به سرمایه‌گذاران و تحلیل‌گران بازار توصیه می‌شود جهت براورد ارزش بازار شرکت در حال و آینده به استهلاک سرقفلی توجه ویژه نمایند. همچنین به مدیران شرکت‌ها توصیه می شود در نظر داشته باشند که افزایش استهلاک سرقفلی می‌تواند باعث کاهش ارزش بازار شرکت آن‌ها شود. به علاوه با توجه به آن قسمت از نتایج پژوهش که بیانگر تأثیر اهرم مالی بر رابطه میان استهلاک سرقفلی و ارزش بازار است، می‌توان به سرمایه‌گذاران و تحلیل‌گران بازار پیشنهاد کرد که هنگام پیش بینی و تحلیل اثر استهلاک سرقفلی بر ارزش بازار شرکت‌ها به میزان اهرم مالی شرکت‌ها توجه داشته باشند. از دیگر سو نظر به اینکه استهلاک سرقفلی برمبنای استانداردهای بین‌المللی قدرت توضیح دهندگی بیشتری در تبیین ارزش بازار سهام شرکت‌ها دارد لذا به تدوین‌کنندگان استانداردهای حسابداری توصیه می شود روش فعلی را با روش استانداردهای بین‌المللی جایگزین کنند. مدل رگرسیونی این پژوهش برای تمام صنایع عضو نمونه آماری به صورت یکجا برآورد شده است. از این‌رو، پیشنهاد می شود در مطالعات آتی، این رابطه، برای صنایع گوناگون به تفکیک تخمین زده شود.

## منابع

خاکی، غ. (۱۳۸۴). روش تحقیق با رویکردی بر پایان نامه‌نویسی، *انتشارات مرکز تحقیقات علمی کشور*.

رحمانی، ع؛ قاسمی، م. (۱۳۹۲). ارتباط ارزشی سرقفلی گزارش شده، *پژوهش‌های تجربی حسابداری*: ۳ ; ۱۱۱-۱۲۴.

سیدنژادفهیم، س؛ اقدامی، ا. اهمیت دارائی نامشهود به عنوان مزیت رقابتی پایدار، حسابدار رسمی.

کمیته تدوین استانداردها. (۱۳۸۷). *استانداردهای حسابداری ایران*، چاپ سیزدهم. ۱۲۱.

نعانی، ا؛صفری لیواری، ر. (۱۳۹۶). حسابداری سرقفلی تحت استانداردهای بین المللی گزارشگری مالی، *اولین کنفرانس ملی نقش حسابداری، اقتصاد و مدیریت*، تبریز، موسسه آموزش عالی علم و فن آوری شمس.

Barth, M. , Beaver, W. , & Landsman, W. (2001). The relevance of the value relevance literature for financialaccounting standard setting. Another view. *Journal of Accounting and Economics, 31*, 77- 104.

Barth, M. , Cram, D. , & Nelson, K. (2001). Accruals and the Prediction of Futures Clash Flows. *The Accounting Review*, 27-58.

Beattie, V. (2005). Moving the financial accounting research front forward: the UK contribution. *British Accounting Review, 37*, 85- 114.

Brown, S. , Lo, K. , & T. (1999). Use of R in acconting research: measuring changes in value relevance over the last four decades. *Journal of accounting and Economics, 28*, 83- 115.

Cao, B. , Goedhart, M. , Koller, T. (2014). Goodwill shunting: How to better manage write-downs. Available: http://www. mckinsey. com/insights/corporate-finance

Chen, P. , & Zhang, G. (2007). How do accounting variables explan stock price movements? Theory and evidence. *Journal of Accounting and Economics, 43*, 219- 244.

Collins, D. , Maydew, E. , & Weiss, I. (1997). Changes in the value and relevance of earnings and book values over the past forty years. *Journal of Accounting and Economics*, *2*4, 39- 67.

Dahmash, F. , Durand, & Watson, J. (2009). *The value relevance and British Accounting Review, 41*, 120- 137.

Duke, J & Hunt III, H. (1990). An empirical examination of debt covenant restrictions and accounting-related debt proxies. *Journal of Accounting and Economics. 12 (1-3)* 45-63

FASB (2001). Statement No. 142: Goodwill and Other Intangible Assets. Norwalk: Financial Accounting Standards Board.

Francis, J. , &Schipper, K. (1999). Have financial statements lost their relevance? *Journal of Accounting Research, 37 (2*) , 319 - 352.

Francis, J. , Hanna, J. , & Vincent, L. (1996). Causes and Effects of Discretionary Asset Write-offs. *Journal of Accounting Research. 34*, 117-134.

Hamberg, M. &Beisland, L-A. (2014). Changes in the value relevance of goodwill accounting following the adoption of IFRS 3. *Journal of International Accounting, Auditing and Taxation 23*, 59-73.

Hirschey, M. , and V. Richardson. (2003). Investor Underreaction to Goodwill Write-Offs. *Financial Analysts Journal*, 75-84.

International Accounting Standards Board. (2004a). International Financial Reporting Standard 3, Business Combinations.

International Accounting Standards Board. (2004b). International Accounting Standard 36 (revised) , Impairment of Assets.

Iranian Accounting Standards Committee (2008) , *Iranian Accounting Standards*, 13 p. (in Persian)

Jamaliah, A. M. (2013). Accounting choices relating to goodwill impairment: Evidence from Malaysia. Diss. University of Glasgow.

Jordan, C. E. , & Clark, S. J. (2004). Big bath earnings management: the case of goodwill impairment under SFAS No. 142. *Journal of applied business research, 20 (2) ,* 63-70.

Khaki, Gh (2005) , Research Methods with an Approach to Thesis Writing, Iranian Research Organization for Science and Technology Publication. (in Persian)

Laghi, E. , Mattei, M & di Marcantonio. M. (2013). Assessing the value relevance of goodwill impairment considering country-specific factors: Evidence from EU Listed companies. *International Journal of Economics and Finance. 5 (7) ,* 32-49.

Lapointe-Antunes. , P. , Cormier, D, &Magnan, M. (2009). Value Relevance and Timeliness of Transitional Goodwill-Impairment Losses: Evidence from Canada. *International Journal of Accounting. 44 (1).* 56-78.

Lev, B. (2001). Intangibles: Management, measurement and reporting. Washington DC: Brooking Institution Press.

Lev, B. , &Zarowin, P. (1999). The boundaries of financial reporting and how to extend them. *Journal of Accounting Research, 37 (2) ,* 353.

Li, Z. , Shroff, P. K. , Venkataraman, R. , & Zhang, I. (2011). Causes and Consequences of Goodwill Impairment Losses. *Review of Accounting Studies. 16 (4).* 745-778.

Lys, T. , Vincent, L. & Yehuda, N. (2012, March). The Nature and Implications of Acquisition Goodwill. SSRN Working Paper Series.

Na'ani, A; Safari Livari, R. (2017). Goodwill Accounting under International Financial Reporting Standards, First National Conference on Accounting, Economics and Management, Tabriz, Shams Science & Technology Faculty. (in Persian)

Ohlson, J. (1995). Earnings, book value and dividends in security valuation. *Contemporary Accounting research, 11,* 611- 687.

Oliveira, L. , Rodrigues, L. L. , Craig, R. (2010). Intangible assets and value relevance: Evidence from the Portuguese stock exchange. *The British Accounting review, 42,*241-252.

Rahmani, A and Ghasemi M (2013) , The Value Relevance of Reported Goodwill, *Experimental Research in Financial Accounting: 3,*111-124. (in Persian)

Sahut, J-M. , Boulerne, S. &Teulon, F. (2011). Do IFRS provide better information about intangibles in Europe? *Review of Accounting and Finance 10 (3)* , 267-290.

SeyedNejadFahim, S and Eghbali, E, The Importance of Intangible Assets as a Sustainable Competitive Advantage, HesabdareRasmi Magazine 121. (in Persian)

Xu, W. , Anandarajan, A &Curatola, A. (2011). The value relevance of goodwill impairment. *Research in Accounting Regulation. 23 (2)* , 145-148.

Zang, Y. (2008). Discretionary behavior with respect to the adoption of SFAS 142 and the behavior of security prices. *Review of accounting and Finance. 7 (1)* , 38-68.

# Value Relevance of Goodwill Amortization and Financial Leverage

**Hossein Nourani**[1], **Ahmad Khodamipour**[2], **Omid Pour Heydari**[3]

Received : 2018/05/19
Approved: 2018/07/09

## Abstract

In recent years, intangible assets have received an increasing importance and considered as a valuable factor from the scientific communities and high-level executives. One of these assets is goodwill that its amortization in Iran is different from what included in international standards. The difference in amortization of these valuable assets which may also have value relevance, seems to be an important issue. Accordingly, this study examines the value relevance of goodwill amortization and effects of financial leverage on it, considering both international and Iranian standards. The research population included 70 firms listed in Tehran Stock Exchange during the period from 2008 to 2017. To test hypotheses, the multivariate linear regression using the pooled and panel data is applied. Results show that there is a significant negative relation between goodwill amortization according to Iranian standards as well as international standards and market capitalization. Moreover, findings indicate that goodwill amortization based on international standards has more power to explain stock market capitalization than goodwill amortization based on Iranian standards. Also, results show that financial leverage has a significant effect on the relation between goodwill amortization and stock market capitalization, according to both international and Iranian standards.

**Keywords:** Goodwill Amortization, Market Capitalization, Financial Leverage, Goodwill Impairments.

**Jel clacification**: M41

DOI: 10.22051/jera.2018.20316.2039

1 Ph. D. Student of Accounting, Shahid Bahonar University of Kerman, corresponding author, (hnourani1355@gmail.com)
2 Associate Professor of Accounting, ShahidBahonar University of Kerman, (khodamipour@uk.ac.ir)
3 Professor of Accounting, ShahidBahonar University of Kerman, (opourheidari@uk.ac.ir)

# Moderating Effect of Industrial Auditor Specialty on Relation between Corporate Governance Mechanisms and Information Asymmetry

**Gholam Hossein Mahdavi**[1], **Farhad Shabani**[2]

Received : 2018/06/29
Approved: 2018/11/11

## Abstract

Information asymmetry, in the line of corporation governance and being affected by agency theory, makes demands for auditing. In capital markets, information is considered as an important factor which is qualified by auditors. The main objective of this study is to investigate the effect of industrial auditors' specialty on the relation between governance mechanisms and information asymmetries. The sample consists of 173 firms listed in Tehran Stock Exchange during the period from 2010 to 2017. To test the hypothesis, data is analyzed using panel data analysis method. CEO's responsibility duality, institutional ownership, board of directors size, and board of directors independency criteria are used in order to investigate the corporation governance mechanisms and also the average bid and offer price difference is used to measure the asymmetric information. The results suggest that industrial auditor specialty has a moderating effect on the relation between corporate governance mechanisms and information asymmetry.

**Keywords**: auditor's industrial specialty, Corporate governance, Information asymmetry.

**Jel clacification**: M42, G34

DOI: 10.22051/jera.2018.20279.2034

[1] Professor of Accounting, Shiraz university, Shiraz, Iran, corresponding author, (ghmahdavi@rose.shirazu.ac.ir)
[2] MSc. Of Accounting, Shiraz university, Shiraz , Iran, (farhadshabani56@gmail.com)

# Earning Management Effects On Nonlinear Relation between Disclosure and Financial Performance

**Mehrnaz Yaftian**[1], **Somayeh Sadeghi**[2]

Received : 2018/05/08
Approved: 2018/08/26

**Abstract**

This paper is aimed to investigate the nonlinear relation between disclosure and financial performance and effects of earning management on this relation. The sample consists firms listed in Tehran exchange, during the period from 2000 to 2016. This study uses panel GMM method and results show that there is an inverse U relation between discretionary disclosure and financial performance. In other words, increase of disclosure at threshold level may improve financial performance, but its increase more than threshold level decreases financial performance. Also, findings indicate that earning management significantly decreases the effects of disclosure on financial performance. Moreover, earning management and financial performance adjustments significantly decrease the effect of board independence on relation between disclosure and financial performan.

**Keywords:** disclosure, financial performance, earning management, GMM model.

**Jel clacification**: G32, P13

DOI: 10.22051/jera.2019.20150.2022
[1] MSc. Student of Accounting, Isamic Azad University, Ayatollah Amoli Branch, Amol, Iran, (mehrnazyaftian2016@gmail.com)
[2] Assistant professor of Accounting, Isamic Azad University, Ayatollah Amoli Branch, Amol, Iran, corresponding author, (somysadeghi@yahoo.com)

# Effects of the Board's Ownership and Oversight Structure And Audit Characteristics On Earning Management

**Reza Daghani**[1], **Najmeh Hajian**[2], **Kobra Tolouie**[3]

Received : 2018/05/13
Approved: 2018/09/18

## Abstract

Considering the financial problems around the world, using a regulatory approach in corporate governance and also enhancing audit quality in order to assure shareholders have an increasing importance now. Since shareholders rely on the financial data validated by auditors in order to make decisions, auditor's characteristics may affect managers' action of financial information manipulation. On the other hand, the Board structure may affect accounting method choice, specially earning management. This study is aimed to investigate effects of audit characteristics including audit tenure and audit firm size, as well as the board's ownership and oversight structure on earning management. The sample consists of 220 firms listed in Tehran Stock Exchange during 2009 to 2015. Findings indicate that there is a significant and direct relation between chief executive officer ownership and the earning management. Other results also show a positive significant relation between audit tenure and earning management. One of the interesting findings is that firms employing auditors with more than 5 to 10 partners and technical directors, has less earning management.

**Keywords:** Ownership structure, Audit tenure, Audit partner, Board of directors, Earning Management.

**Jel clacification**: G32, M42

DOI: 10.22051/jera.2018.20138.2019

[1] Ph. D. of Accounting, Management and economic department, Tarbiat Modares university, Tehran, Iran (reza.daghani@gmail.com)
[2] Assistant Professor of Accounting, Khatam University, Tehran, Iran, Corresponding Author, (hajiyan. najmeh@gmail.com)
[3] MS.c. of Accounting, Safadasht university, Tehran, Iran, (managemant20@gmail.com)

# Audit Quality Moderating Effects On The relation between Accounting Information Quality and Investment Efficiency

**Mehdi Bahar Moghaddam**[1], **Hossein Jokar**[2], **Kazem Shamsaldini**[3], **Sajad Hamze Nejad**[4]

Received : 2018/04/21
Approved: 2018/08/07

## Abstract

This study is aimed to investigate audit quality effects on the relation between accounting information quality and investment efficiency. Audit quality is measured using observable variables of reports type, expertise, and audit tenure period. The sample consists of 864 year-firm over the period from 2009 to 2017 and the study method is multivariate regression. The results show that the external high quality audit is a mechanism decreasing challenges from agency costs and improper choice and thus enhancing investment efficiency, through improving accounting information quality. Also, the results of the research indicate that reducing overinvestment and underinvestment through improving the quality of accounting information is more effective in firms with higher audit quality.

**Keywords:** Audit Quality, Accounting Information Quality, Investment Efficiency.

**Jel clacification**: G11، M41، M42

DOI: 10.22051/jera.2019.19870.2003

[1] Associate Professor of Accounting, Shahid Bahonar University of Kerman, Kerman, Iran, (m.bahar330@yahoo.com)
[2] MSc. Of accounting, Shahid Bahonar University of Kerman, Kerman, Iran, Corresponding author, (abas.jokar1388@gmail.com)
[3]Assistant Professor of Accounting, Shahid Bahonar University of Kerman, Kerman, Iran, (kshams@uk.ac.ir)
[4] MSc. accounting, Allameh Tabatabaei University, Tehran, Iran, (sajadhn19@gmail.com)

# Internal Audit Effectiveness

**Vahid Menati**[1], **Elaheh Zaman**[2]

Received : 2018/04/03
Approved: 2018/06/03

## Abstract

Internal audit function (IAF) is one of the main internal mechanisms of corporate governance that helps the organization achieve its goals. Effectiveness is one of the most important aspects of internal auditing that most of its dimensions have not previously been studied in Iran. This research is aimed to investigate effects of some basic elements on effectiveness of IAF. So, this study examines the effect of five factors (Internal Auditor Competence, Internal Auditing Independence, Management Support Of Internal Audit, Size Of Internal Audit Function, Coordination Between Internal and External Auditors) including 29 sub factors on the effectiveness of IAF. The sample consists of 131 internal auditors of firms with an active IAF. From one hand, the level of IAF effectiveness is measured through participants (using 29 sub factors) , and from the other hand, it is questioned through the information related to IAF characteristics. Then, the relation between IAF characteristics (independent variables) and the level of IAF effectiveness (dependent variable) is tested. The results from the analysis of collected data show that all the five dimensions have a positive and significant effect on the IAF effectiveness.

**Keywords:** Internal Auditor Competence, Internal Auditing Independence, Management Support of Internal Audit, Size Of Internal Audit Function, Coordination Between Internal and External Auditors.

**Jel clacification**: M42, H83

DOI: 10.22051/jera.2018.19821.1998

[1] Phd. of Accounting, Tehran university, Tehran, Iran, Corresponding Author, (vahid_menaty@yahoo.com)
[2] MSc. of Accounting, Tehran university, Tehran, Iran, (elahehzaman@yahoo.com)

# Modeling the Moderating Effects of Corporate Governance on the Relation between Social Trust and Tax Avoidance

**Yaser Rezaie Pite Noie**[1], **Mehdi Safari Grayoli**[2], **Mohammad Norozi**[3]

Received : 2018/01/13
Approved: 2018/05/10

## Abstract

Today, tax avoidance, as an opportunistic behavior, is considered as one of the major problems which beset tax system. One of the various factors influencing corporate tax avoidance is social trust, such that directors of firms with high social trust level are less inclined to exercise opportunistic behavior and tax avoidance due to ethics in these firms. Therefore, this study aims to investigate the relation between social trust and corporate tax avoidance level, and also the moderating effects (substitutive or complementary) of corporate governance on this relation, using structural equation modeling approach. To do this, book-tax difference and tax effective rate are employed to measure tax avoidance, and Saffarinia and Sharif's (2010) questionnaire is used to evaluate social trust. The questionnaire is sent to 116 firms among which 82 firms participate in statistical analysis and answer back. Findings reveal that social trust mitigates tax avoidance. In addition, according to prediction of the substitution theory, the results indicate that corporate governance weakens the negative relation between social trust and corporate tax avoidance.

**Keywords:** Social trust, Tax avoidance, corporate governance, Substitution theory, Complementary theory .

**Jel clacification**: G32; H26; A10

DOI: 10.22051/jera.2018.18888.1916

[1] Assistant Professor of Accounting, University of Guilan, Rasht, Iran.
Corresponding Author, (Rezaei.yasser@gmail.com)
[2] Assistant Professor, Department of accounting, Bandargaz Branch, Islamic Azad University, Bandargaz, Iran. (Mehdi.safari83@yahoo.com)
[3]Assistant Professor, Department of accounting, Faculty of Humanities and Physical Education, Gonbad-e-Kavous University, Gonbad-e-Kavous, Iran. (Mohammad_n488@yahoo.com)

# Designing a Firm's Rating Model in Terms of Accounting Earnings Quality

**Sedigheh Dostian**[1], **Shahnaz Mashayekh**[2]

Received : 2018/12/30
Approved: 2019/03/16

## Abstract

Accounting information transparency is a very important issue for all financial statement users, so there are a lot of researches in this area. Transparency of accounting information has a variety of aspects one of the most important of which is earnings quality. The main purpose of this research is to design a firm's rating model in terms of earnings quality in order to assess the accounting earnings quality of firms listed in Tehran Stock Exchange. Since the earnings quality has different dimensions, this research evaluates it from three dimensions including earnings time series features; relations among accruals, earnings, and cash flows; and information qualitative features, using eight criteria including earning persistence, predictability, smoothing, accruals quality, discretionary accruals, conservatism, value relevance and match. The important innovation of this research is designing a model to rank a firm's earnings quality based on comprehensive criteria. The sample consists of 135 firms listed in Tehran Stock Exchange over the period from 2004 to 2017. The exploratory factor analysis method is used for rating. The rating reliability is measured using the market value added criterion. The results indicate a direct and significant correlation between a firm's earnings quality rate and the market value added.

**Keywords:** earnings quality, ranking of earnings quality, transparency of financial reporting.

**Jel clacification**: M41, G32

DOI: 10.22051/jera.2019.24005.2307

[1] Phd. student of Accounting, Alzahra university, Tehran and faculty member of Bojnord University, Bojnord, Iran, corresponding author (doustianse@yahoo.com)
[2] Associate Professor of Accounting,Alzahra university, Iran, (sh.mashayekh@alzahra.ac.ir)

# Agency Costs Moderating Effects On The Relation between Corporate Social Responsibility and Cost Stickiness

**Mohammad Namazi**[1] **, Zahra Jafari**[2]

Received : 2017/11/09
Approved: 2018/02/24

## Abstract

This research examines the moderating effects of agency costs on the relation between corporate social responsibility and cost stickiness of firms listed in Tehran Stock Exchange (TSE). The sample consists of 102 firms listed in TSE over the period from 2005 to 2014. This research is a quantitative research and research method is correlation and Panel data analysis using constant effects method. The results indicate a direct influence of corporate social responsibility and the agency costs on the cost stickiness. Also, results show that two groups of agency costs indices including asset turnover ratio and the interaction between a firm growth opportunities and free cash flows have a moderating effect on the relation between corporate social responsibility and cost stickiness; however, operating costs to net sale ratio has no moderating effects on the relation. Findings indicate that corporate social responsibility and agency cost have a direct impact on the costs stickiness, that is, firms with higher rate in social responsibility have more operating costs stickiness than firms with lower rate of social responsibility. In addition, agency cost decreases the relation between CSR and cost stickiness, according to the Vald test.

**Keywords**: Cost Stickiness, Corporate Social Responsibility, Agency Cost.

**Jel clacification**: M14, G39, G34

DOI: 10.22051/jera.2018.17991.1848

[1] Professer of Accounting, Shiraz University, Shiraz,Iran, corresponding author, (mnamazi@rose.shirazu.ac.ir)
[2] MSc. of Accounting, Shiraz University, Shiraz,Iran,, (zahrajafari700@gmail.com)

# Evidence for Accruals Piecewise Linear Change and its Microeconomic Origin

**Arash Ghorbani**[1], **Mohammad Hosein Vadiei Noghabi**[2], **Mahammad Reza Abbaszadeh**[3], **Mahmood Lari Dasht Bayaz**[4]

Received : 2017/10/17
Approved: 2018/03/14

## Abstract

This study uses a sample comprising 2642 observations of data from firms listed in TSE over the period from 2001 to 2016 in order to find empirical evidence that normal accruals process follow a piecewise linear model with respect to sales change. The main motivation of the study is to highlight this nonlinearity as a source of systematic measurement error because common standard accrual models assume a linear relation between level of accruals and sale changes. According to the theoretical framework of the study, the linear relation of working capital accruals and sale changes will transform into a piecewise linear change in less sale periods because of change in working capital management policy and conditional conservatism. To find the empirical evidence, piecewise linear models are fitted with 14 different dependent variables including accruals measures, accruals components, operating cash flows and earnings, for 17 industries. The research findings show that when sale declines, the average growth of negative working capital accruals is higher than expected, as subsequent of the unexpected increases in operating current liabilities. Also, the other research variables reaction model to sales declines are consistent with the expected model as a result of changes in working capital management policy which is likely due to management's motivation for preservation of cash and continuation of firm life. This research finds no evidence of dominant effects of other competing factors identified as the origins of accruals nonlinearity in previous research.

**Keywords:** Accruals, piecewise linear models, sales decline, change in working capital management policy, conditional conservatism.

**Jel clacification**: M41, G32, D22

DOI: 10.22051/jera.2018.17641.1818

[1] Phd. Student of Accounting, Ferdosi university, Mashhad, Iran, (arash.ghorbani@mail.um.ac.ir)
[2] Associate Professor of Accounting, Ferdosi university, Mashhad, Iran, corresponding Author , (mhvadeei@um.ac.ir)
[3] Associate Professor of Accounting, Ferdosi university, Mashhad, Iran, (abbas33@um.ac.ir)
[4] Assistant Professor of Accounting, Ferdosi university, Mashhad, Iran, (m.lari@um.ac.ir)

# Internal Control Disclosures Level and Earning Quality

**Ali Ebrahimi Kordlar**[1], **Omid Akhondi**[2]

Received : 2017/09/24
Approved: 2018/01/27

## Abstract

This study is aimed to examine the relation between internal control disclosures level and earning quality. Accounting earning is one of the most important elements of financial reporting and since internal control disclosures improve financial reporting quality, it can improve earning quality too. To measure internal control disclosures level, this study, using leng and ding (2011) and Kwame Agyei-Mensah (2016) , examines each firm annual report in order to calculate internal control disclosures Index. Earning quality is measured using discretionary accruals absolute value. This study begins in 2013 because "The Internal Controls Rule" for the firms listed in Tehran Stock Exchange and Farabourse firms was approved by Securities and Exchange Organization in 2012. The Statistical population is firms listed in Tehran Stock Exchange during the period 2013 to 2016 and the sample consists of 424 year-firm observations. Results show that there is a positive (direct) relation between internal control disclosures level and earning quality.

**Keywords**: Internal control, Earning Quality, Disclosure.

**Jel clacification**: M41

DOI: 10.22051/jera.2018.17354.1798

[1] Associate Professor of Accounting, Tehran university, Tehran, Iran, corresponding author, (aebrahimi@ut.ac.ir)
[2] Phd Student of Accounting, Tehran university, Tehran, Iran, (omidakhoundi@yahoo.com)

# The Conformity of Fraud Incentives in Managers with Cumulative Prospect Theory Pattern through Text Analysis

**Alireza Rahravi Dastjerdi**[1], **Daryoosh Foroghi**[2], **Gholam Hosein Kiani**[3]

Received : 2017/09/16
Approved: 2018/01/09

## Abstract

Fraudulent reporting means intentional providence of false and misleading reports. Paragraph 7 of Iranian Accounting Standard No. 1 considers the board of directors as responsible for financial statements providence, however, managers may provide the firm's reports including the report of the board of directors, with fraudulent incentives. One of the theories explaining the managerial decision-making methods based on their personality traits (risk taking and risk aversion) is the Cumulative Prospect Theory (CPT). Based on this theory, fraud incentives will be formed in managers' mind when they feel their performance will go away from the reference point they have already created in their minds. This study determines an index with more than 90% accuracy for assessing and detecting the risk of fraud in the board's report, focusing the report text and using two data mining methods including decision tree and machine learning methods. Then, the index is used to examine whether the manager incentives for using high fraud risk reporting methods follow the pattern presented in cumulative prospect theory. The results indicate that managers' fraud incentives in Iran are not consistent with CPT.

**Keyword**: Cumulative Prospect Theory, Fraud Risk, Data Mining, Decision Tree, Machine Learning.

**Jel clacification**: C33,C35,D81,G32,M41, M42

DOI: 10.22051/jera.2018.17252.1791

[1] Phd. student of Accounting, Esfahan University, Esfahan, Iran, (Alireza18467@gmail.com)
[2] Associate professor of Accounting, Esfahan University, Esfahan, Iran, corresponding author, (foroghi@ase.ui.ac.ir)
[3] Assistant professor of Economic, Esfahan University, Esfahan, Iran, (gh.kiani@ase.ui.ac.ir)

# Effects of Accounting and Non-Accounting Indices on Financial Distress Prediction: Comparing Parametric and Non-parametric Methods

**Sasan Mehrani**[1], **Yahya Kamyabi**[2], **Farzad Ghayour**[3]

Received : 2017/01/15
Approved: 2017/05/06

## Abstract

This study aims to investigate the effects of accounting and non-accounting indices on financial distress prediction and also to compare parametric and non-parametric methods. Therefore, the sample consists of 211 distressed firms selected by special distress criteria and 211 healthy firms listed in Tehran Stock Exchange during 2006-2015. This study applies 32 accounting and 20 non-accounting indices and uses 2 parametric methods including Logistic Regression and Multivariate Discriminate Analysis and 7 non-parametric methods including Support Vector Machine, Artificial Neural Network, Decision Tree (with 4 algorithms) and Bayesian Network to predict financial distress. The results show that the models extracted from accounting indices have significantly more predicting accuracy than those from non-accounting indices, and adding non-accounting indices to the models based on accounting indices does not significantly increases their predicting ability. Also, since the average predicting ability of non-parametric methods is more than parametric ones, this difference is not statistically significant.

**Keywords**:: Financial Distress, Accounting Indices, Non-accounting Indices, Parametric Methods, Non-Parametric Methods.

**JEL Classification**: M41, G17, G33

DOI: 10.22051/jera.2017.13643.1577

[1] Associate Professor of Accounting, Tehran university, Tehran, Iran, (smehrani@ut.ac.ir)
[2] Associate Professor of Accounting, Mazandaran university, Babolsar, Iran, (y.kamyabi@umz.ac.ir)
[3] Phd. student of Accounting, Mazandaran university, Babolsar, Iran, corresponding author, (f.ghayour@urmia.ac.ir)

# Philosophical Mentality and Educational Accounting Success

**Azam Shokri**[1], **Maryam Gharechaee**[2]

Received : 2017/01/05
Approved: 2017/04/19

## Abstract

This research investigates the relation between philosophical mentality and educational success of accounting students. The sample consists of 202 and 198 accounting students of governmental and Islamic Azad universities, respectively, over the period from 2015-2016. The research data is collected through questionnaires from students. To test the hypotheses, Equality of two means test and Correlation test using multivariate regression are applied. Results show that philosophical mentality is effective on educational success of accounting students in degree of bachelor; however, it is more effective on educational success of master accounting students in governmental universities than Islamic Azad universities. Also, findings from multivariate regression analysis indicate that educational success in bachelor degree of accounting field is a function of interest level to the field, diploma type and philosophical mentality, and in master degree of accounting field is a function of university type.

**Keywords**: Philosophical mentality, Educational success, Accounting Field.

**Jel classification**: M41

DOI: 10.22051/jera.2017.13484.1568

[1] Assistant professor of Accounting, Azad university, Karaj branch, Karaj, Iran, (azam_shokri@yahoo.com)
[2] MSc. of Acounting, Azad university, Karaj branch, Karaj, Iran, corresponding author (shirinm1353@gmail.com)

# Financial Performance and Writing Tone Management in Financial Reporting

**Abdolreza Mohseni**[1], **Fereydoon Rahnamay Roodposhti**[2]

Received : 2016/05/29
Approved: 2016/10/09

## Abstract

A rhetorical use of narratives is important in order to understand quantitative information. Writing tone is using positive rather than negative words in a qualitative text. Writing tone management is choosing such a writing tone level in a qualitative text which is incommensurate with concurrent quantitative information (Huang et al, 2014). Writing tone management may be used for strategic or informative motives. When a firm's basic information is more appropriate than provided quantitative information due to limitations in accounting standards, writing tone management may be employed for informative functions. However, writing tone management may be used for strategic functions in order to change perception of users about a firm's basic information. The main purpose of this research is to investigate whether writing tone management can indicate the effects of strategic motives of managers to mask poor future performance. The other purpose is to investigate the relation between writing tone management and future financial performance. The sample consists of firms listed in Tehran Stock Exchange for the period from 2008 to 2015. To test hypotheses, the correlation method and multiple linear regression analysis are used. The findings show a significant negative relation between writing tone management and future financial performance. Therefore, managers use writing tone management for strategic motives and in order to mask poor future performance.

**Keywords**: Writing tone, writing tone management, functions of writing management, financial performance.

**Jel clacification**: M41,G11

DOI: 10.22051/jera.2017.10039.1286

[1] Assistant Prof. , Department of Accounting, Bushehr branch, Islamic Azad University, Bushehr, Iran, corresponding author, (mohseni.abdoreza@yahoo.com)
[2] Prof. , Department of Accounting, Science and Research branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran, (rahnama.roodposhti@gmail.com)

**Table of content**

**Financial Performance and Writing Tone Management in Financial Reporting**……**1**
Abdolreza Mohseni, Fereydoon Rahnamay Roodposhti

**Philosophical Mentality and Educational Accounting Success……..29**
Azam Shokri, Maryam Gharechaee

**Effects of Accounting and Non-Accounting Indices on Financial Distress Prediction: Comparing Parametric and Non-parametric Methods……...49**
Sasan Mehrani, Yahya Kamyabi, Farzad Ghayour

**The Conformity of Fraud Incentives in Managers with Cumulative Prospect Theory Pattern through Text Analysis…….73**
Alireza Rahravi Dastjerdi, Daryoosh Foroghi, Gholam Hosein Kiani

**Internal Control Disclosures Level and Earning Quality…….103**
Ali Ebrahimi Kordlar, Omid Akhondi

**Evidence for Accruals Piecewise Linear Change and its Microeconomic Origin……123**
Arash Ghorbani, Mohammad Hosein Vadiei Noghabi, Mahammad Reza Abbaszadeh, Mahmood Lari Dasht Bayaz

**Agency Costs Moderating Effects On The Relation between Corporate Social Responsibility and Cost Stickiness……169**
Mohammad Namazi , Zahra Jafari

**Designing a Firm's Rating Model in Terms of Accounting Earnings Quality…….. 201**
Sedigheh Dostian, Shahnaz Mashayekh

**Modeling the Moderating Effects of Corporate Governance On the Relation between Social Trust and Tax Avoidance…….. 221**
Yaser Rezaie Pite Noie, Mehdi Safari Grayoli, Mohammad Norozi

**Internal Audit Effectiveness……... 247**
Vahid Menati, Elaheh Zaman

**Audit Quality Moderating Effects On The relation between Accounting Information Quality and Investment Efficiency…….. 271**
Mehdi Bahar Moghaddam, Hossein Jokar, Kazem Shamsaldini, Sajad Hamze Nejad

**Effects of the Board's Ownership and Oversight Structure And Audit Characteristics On Earning Management…….. 299**
Reza Daghani, Najmeh Hajian, Kobra Tolouie

**Earning Management Effects On Nonlinear Relation between Disclosure and Financial Performance…… 327**
Mehrnaz Yaftian, Somayeh Sadeghi

**Moderating Effect of Industrial Auditor Specialty on Relation between Corporate Governance Mechanisms and Information Asymmetry……. 341**
Gholam Hossein Mahdavi, Farhad Shabani

**Value Relevance of Goodwill Amortization and Financial Leverage……367**
Hossein Nourani, Ahmad Khodamipour, Omid Pour Heydari

**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 &** Fax: (+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"*

Winter 2020, Vol 9, Number 34