**به نام خدا**

فصلنامهٔ

# پژوهش‌های تجربی حسابداری

**سال پنجم، شمارهٔ ۱۸، زمستان ۱۳۹۴**

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

**صاحب امتیاز:** دانشگاه الزهرا (س)

**مدیر مسئول:** علی رحمانی

**سردبیر:** ویدا مجتهدزاده

**مدیر داخلی:** اعظم ولی زاده


| عضو هیئت تحریریه | دانشگاه | درجه علمی | رشته |
|---|---|---|---|
| احمد احمدپور | دانشگاه مازندران | استاد | حسابداری |
| غلامرضا اسلامی بیدگلی | دانشگاه تهران | دانشیار | مدیریت مالی |
| حمید پور جلالی | دانشگاه هاوایی امریکا | استاد | حسابداری |
| امید پورحیدری | دانشگاه شهید باهنر کرمان | استاد | حسابداری |
| رضوان حجازی | دانشگاه الزهراء (س) | استاد | حسابداری |
| سید احمد خلیفه سلطانی | دانشگاه الزهراء (س) | استادیار | حسابداری |
| حسین سجادی | دانشگاه شهید چمران اهواز | دانشیار | حسابداری |
| غلامرضا سلیمانی امیری | دانشگاه الزهراء (س) | دانشیار | حسابداری |
| سید حسین علوی طبری | دانشگاه الزهراء (س) | دانشیار | حسابداری |
| ویدا مجتهدزاده | دانشگاه الزهراء (س) | استاد | حسابداری |
| ساسان مهرانی | دانشگاه تهران | دانشیار | حسابداری |


**ویراستارفارسی:** حمیده اثنی عشری

**ویراستار انگلیسی:** الهه ابراهیمی

**طراح جلد و لوگو:** هدیه تیموریان

**صفحه‌آرا:** خدیجه اسفندی

**چاپ و صحافی:** کارگاه گرافیک فرگاهی

**امور هماهنگی:** سعیده صفر و مریم امیری خواه

**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

پژوهش‌های تجربی حسابداری فصلنامه‌ای است با رویکرد علمی- پژوهشی 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 تاکید 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 نگاره ها ۱۰؛ فاصله بین خطوط یک سانتی متر وتورفتگی ابتدای هر پاراگراف معادل ۰. ۳سانتی متر و ردیف شده (Justify)؛ قلم انگلیسی متن Times New Roman با اندازهٔ قلم: برای عنوان انگلیسی (پررنگ) ۱۴، چکیده انگلیسی ۱۲، فرمول‌ها ۱۱ (چپ چین)، پی نوشت ۱۱، منابع ۱۱، محتوای انگلیسی نگاره‌ها ۹، طبقه‌بندی موضوعی ۸؛ عناوین نگاره‌ها و نمودارها ایتالیک وپررنگ (Bold)، دارای فاصله ۶ سانتی متر قبل و بعد از نگاره و نمودار و به صورت وسط چین؛ حداکثر در ۱۸ صفحه (شامل منابع و ماخذ) و بدون

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

## ۲. ساختار مقاله

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

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

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

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

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

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

بخش مدل‌های آزمون فرضیه ارائه شود و در این صورت نیازی به تکرار ندارد)، جامعهٔ آماری، حجم نمونه و روش نمونه‌گیری)؛

- یافته‌های پژوهش (شامل: ارائه یافته‌ها، مقایسهٔ آن با یافته‌های پژوهش‌های مذکور در پیشینه و تفسیر انطباق یا ناسازگاری یافته‌ها با پژوهش‌ها و نظریه‌ها)؛

- نتیجه‌گیری (شامل: خلاصهٔ مسئله، ارائه خلاصهٔ نتایج و نتیجه‌گیری کلی و ارائه پیشنهادها بر مبنای نتایج (توصیه‌های سیاستی صرفا در تحقیقات کاربردی ضرورت دارد)، و در صورت لزوم پیشنهاد برای پژوهش‌های آتی با توجه به محدودیت‌های پژوهش یا چگونگی توسعهٔ پژوهش حاضر)؛

- فهرست منابع.

- چکیده انگلیسی (که باید ترجمه مفهوم و روانی از چکیده فارسی باشد).

## ۳. ارجاع‌های درون‌متنی

به منظور ارجاع‌ها در متن مقاله از روش APA (ای. پی. ای) استفاده می‌شود؛ به این ترتیب که:

- نام خانوادگی نویسنده همراه با سال انتشار آن در متن به صورت فارسی ارائه می‌شود و نیازی به ذکر معادل انگلیسی اسامی در پی نوشت نمی‌باشد. چنانچه تعداد نویسندگان بیش از یک نفر بود از ویرگول (، ) و چنانچه تعداد منابع مورد استناد بیش از یک عدد بود از نقطه ویرگول (؛) به منظور جدا سازی استفاده شود.

- هر منبعی که در متن مقاله به آن اشاره می‌شود، باید اطلاعات کامل آن در فهرست منابع درج شود و به غیر از این منابع، منبع دیگری در فهرست منابع و ماخذ درج نشود.

در صورت نیازبه توضیحات لازم دربارهٔ اصطلاح‌ها و یا ذکر معادل‌های انگلیسی واژه‌های درون متنی (به غیر از اسامی نویسندگان)، از پی‌نوشت استفاده شود. در متن به هیچ عنوان نباید عبارات و اصطلاحات انگلیسی ارائه شود، مگر در مورد فرمول‌ها و معادله ها.

## ۴. فهرست منابع

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

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

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

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

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

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

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

## ۵. نمودارها، نگاره‌ها و فرمول ها

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

هاست با رنگ طوسی و درجه روشنی ۲ نمایش داده شود. برای اشاره به محتوای نگاره‌ها و نمودارها در متن، می‌بایست با استفاده از شماره آن‌ها، ارجاع مناسب صورت گیرد. فرمول‌ها نیز در جداولی دو ستونی به صورت خطوط نامرئی (No Border) ارائه و به صورت مدل (۱) (عددی و داخل پرانتز) تا... شماره گذاری شوند.

## ۶. پی نوشت ها

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

**رابطه بین کیفیت سود و دوره تصدی مدیرعامل..... ۱**
احمد احمدپور، عصمت اصابت طبری، میثم طالب تبارآهنگر

**نقش دیدگاه حسابداری محافظه‌کاری در مدیریت نقدینگی..... ۱۵**
حسن زلقی، مرتضی بیات

**بررسی افزایش ثروت سهامداران در طول دوره تصدی مدیران ارشد شرکت: رویکردی نوین برای آزمون اثربخشی پاداش به مدیران ارشد..... ۲۹**
زهره حاجیها، حسن چناری بوکت

**رابطه ساختار سرمایه و سیاست تقسیم سود با نگهداشت وجه نقد..... ۵۵**
اسفندیار ملکیان، رسول سلمانی

**بررسی روند رابطه بین کیفیت سود و قابلیت اعتماد در دوره بعد از الزام استانداردهای حسابداری..... ۷۳**
هاشم نیکومرام، یونس بادآور نهندی، محمد همتی

**بررسی تأثیر اجرای سیاست‌های اصل ۴۴ قانون اساسی بر نقدشوندگی بورس اوراق بهادار تهران با رویکرد داده‌های تلفیقی پویا (DPD) به روش GMM ..... ۸۹**
مهدی همّتی آسیابرکی، مهدی مشکی، محمّد حسن قلی زاده،اسماعیل رمضانپور

**تأثیر ساختار سرمایه و پاداش هیئت مدیره بر کارایی سرمایه گذاری..... ۱۰۹**
علی اصغر انواری رستمی، الناز تجویدی ، میثم جهانگرد

**رابطه بین کیفیت افشای اطلاعات حسابداری و نوسان پذیری بازده سهام..... ۱۳۱**
محمود موسوی شیری، حمید سلیمانی، یوسف مومنی، حجت سلیمانی

**رابطه مدیریت سود با عملکرد بازار شرکت‌های توزیع کننده سود سهمی..... ۱۴۵**
کیهان مهام، سعید علی پور، بهمن طالبی

**اثر عدم تقارن اطلاعاتی بر انتخاب ساز و کارهای حاکمیت شرکتی..... ۱۶۷**
هاشم ولی پور، جواد مرادی، لیلا پرویزپور

پژوهش‌های تجربی حسابداری
سال پنجم، شماره ۱۸، زمستان ۱۳۹۴، صص ۱ - ۱۴

# رابطه بین کیفیت سود و دوره تصدی مدیرعامل

احمد احمدپور*، عصمت اصابت طبری**، میثم طالب تبارآهنگر***

تاریخ دریافت: ۹۲/۰۲/۰۵
تاریخ پذیرش: ۹۲/۰۵/۲۱

## چکیده

هدف این تحقیق بررسی رابطه بین کیفیت سود و دوره تصدی مدیرعامل در شرکت‌های پذیرفته شده بورس اوراق بهادار تهران می‌باشد. برای آزمون فرضیه‌ها، از مدل اقلام تعهدی بال و شیواکومار (۲۰۰۸) و همچنین مدل باسو (۱۹۹۷) استفاده شده است. نمونه آماری پژوهش شامل ۸۳ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار در طی دوره زمانی ۸۹- ۸۳ بود. یافته‌های پژوهش نشان می‌دهد مدیران عامل با دوره تصدی بلندمدت در مقایسه با مدیران عامل با دوره تصدی کوتاه مدت گزارشگری جسورانه‌تری دارند. به علاوه مدیران عامل با دوره تصدی بلند مدت در نیمه اول دوره تصدی خود در مقایسه با نیمه دوم، گزارشگری محافظه‌کارانه‌تری دارند.

**واژه‌های کلیدی**: دوره تصدی مدیرعامل، کیفیت سود، محافظه‌کاری.

**طبقه بندی موضوعی**: M41

* استاد گروه حسابداری دانشگاه مازندران، (نویسنده مسئول)، (ahmadpour@umz.ac.ir)
** کارشناس ارشد حسابداری دانشگاه مازندران، (e.tabari@yahoo.com)
*** کارشناس ارشد حسابداری دانشگاه مازندران، (meisamtalebtabar@yahoo.com)

**مقدمه**

در سال‌های اخیر و به دنبال رسوائی‌های مالی تعدادی از شرکت‌های بزرگ، موضوع کیفیت سود، مورد توجه ویژه قرار گرفته است (شورورزی، نیکومرام، ۱۳۸۹). تحلیل‌گران مالی و سرمایه‌گذاران در تعیین جریان‌های نقدی آتی تنها به رقم سود حسابداری به عنوان تنها شاخص تعیین کننده توجه نمی‌کنند، بلکه برای آن‌ها پایداری و تکرارپذیر بودن سود گزارش شده نیز بسیار مهم است. آن‌ها بیشتر از رقم نهایی سود، به اقلام تشکیل سود واقعی، سودمندی در پیش‌بینی سود آتی و همچنین به ثبات، پایداری و عدم تغییرپذیری سود گزارش شده اشاره دارد (کریمی، صادقی، ۱۳۸۹). براساس تحقیقات انجام شده از جمله تحقیقات دیچو و دچو یکی از عوامل تأثیرگذار بر کیفیت سود، کیفیت اقلام تعهدی است؛ لذا هر چه کیفیت دهنده آن توجه می‌کنند (کردستانی، مجدی، ۱۳۸۶). کیفیت سود، از جنبه‌های با اهمیت ارزیابی سلامت مالی شرکت هاست که به توانایی سود گزارش شده در انعکاس اقلام تعهدی بیشتر باشد، کیفیت سود نیز بیشتر خواهد بود. اقلام تعهدی تفاوت بین سود حسابداری و جریانات نقدی عملیاتی را نشان می‌دهد. با افزایش اقلام تعهدی، سود بر جریان نقدی فزونی می‌یابد. بخشی از این تفاوت، ناشی از اعمال نظر مدیریت در بکارگیری رویه‌های حسابداری است که چه موقع و چه مقدار درآمد و هزینه شناسایی شود. هنگامی که در شرکتی بخشی از اقلام تعهدی جاری، در بخش عملیاتی صورت جریان وجوه نقد منعکس نشود، کیفیت اقلام تعهدی کاهش یافته و در نتیجه ریسک اطلاعات افزایش و ارزش شرکت کاهش خواهد یافت (فروغی، نوشین، ۱۳۹۰). اختیار عمل مدیران در بکارگیری اصول تحقق و تطابق و استفاده از برآورد و پیش‌بینی، از جمله عواملی است که کیفیت سود را تحت تأثیر قرار می‌دهد. از یک طرف به دلیل آگاهی بیشتر آن‌ها از شرکت، انتظار می‌رود به گونه‌ای اطلاعات تهیه و ارائه شود که وضعیت شرکت را به بهترین نحو منعکس کند؛ از طرف دیگر ممکن است بنا به دلایلی نظیر ابقا در شرکت، دریافت پاداش و سایر عوامل، مدیر خواسته یا ناخواسته وضعیت شرکت را مطلوب جلوه دهد. بنابراین کیفیت سود شرکت‌ها تحت تأثیر مبانی گزارشگری و صلاحدید مدیران آن‌ها قرار می‌گیرد (اعتمادی و همکاران، ۱۳۸۸). هر چه سودها قابلیت اتکای کمتری داشته باشند، اطلاعات مفید کمتری ارائه می‌کنند (ایزدی نیا، نظرزاده، ۱۳۸۸).

مدیران عامل به شـــهرت و اعتبار خود علاقه مند می‌باشـــند و همین امر منجر به عملکرد محافظه‌کارانه آنان در ارتباط با گزارش زیان می‌گردد. از طرفی در ابتدای دوره تصـدی، حتی در شرایط بد بازار، عملکرد نامنا سب شرکت به حساب ضعف مدیرعامل گذا شته می شود. بنابراین در ابتدای دوره تصدی، مدیران عامل سعی می‌کنند عملکرد مناسبی از خود نشان دهند تا بدین ترتیب برای خود اعتبار بیافزایند. پس از اینکه مدیرعامل به شـــهرت و اعتبار دســـت یافت، سعی در حفظ شهرت خود دارد. از این رو شروع به گزارشگری محافظه‌کارانه می‌کنند یعنی شـهرت وی، محرکی برای کاهش گزارشـگری جسـورانه می‌گردد؛ زیرا مدیرعاملی که شهرت وی بیشتر است اگر گزارشگری جسورانه اش فاش شود در مقایسه با یک مدیرعامل با شـهرت و اعتبار پایین، بیشـتر متضـرر می‌گردد (ژانگ، ۲۰۹۹). هدف این مقاله، بررسـی رابطه کیفیت سود و دوره تصدی مدیرعامل است.

## پیشینه تحقیق

علی و زانگ (۲۰۱۳)، دریافتند ســـود به احتمال زیاد در ابتدای دوره تصـــدی مدیرعامل در مقایسه با دوره پایانی خدمت مدیرعامل بیشتر مورد اغراق قرار می‌گیرد. این نتیجه‌گیری با این فرض سـازگار اسـت که مدیران عامل در ابتدای دوره تصـدی خود در مقایسـه با مابقی زمان خدمتشان برای بیش از حد نشان دادن سود انگیزه بیشتری دارند. آن‌ها همچنین نشان دادند در مقایسه با سود در آخرین سال دوره تصدی مدیرعامل در مقایسه با مابقی سال‌های خدمتش به میزان بیشتری بیش از واقع نمایش داده می‌شود.

چوی و همکاران (۲۰۱۲)، رابطه بین مدیریت سـود و جابجایی مدیرعامل را بررسـی کردند. یافته‌های تحقیق آن‌ها نشـــان داد زمانی که مدیرعامل از روی اجبار جابجا می‌شـــود، مدیریت سود افزایش می‌یابد.

هانگ و همکاران (۲۰۱۲)، به بررسـی رابطه بین سـن مدیرعامل و کیفیت گزارشـگری مالی پرداختند. نتایج تحقیق نشان داد سن مدیرعامل با کیفیت گزارشگری مالی رابطه مثبت دارد.

فردریک برسـکین و همکاران (۲۰۱۱) به بررسـی تأثیرگذاری دوره تصـدی و فاکتورهای مرتبط با مدیرعامل، بر نوآوری پرداختند. این تحقیق نشـان داد دوره تصـدی مدیرعامل بطور معناداری با کمیت و کیفیت نوآوری‌های آتی مرتبط اســـت. همچنین نتایج حاکی از آن بود

کمیت و کیفیت نوآوری‌ها بطور مستقیم با اطمینان بیش از حد به مدیرعامل و حق اختیار خرید سهام مرتبط می‌باشد.

نتایج حاصل از تحقیق وینینگ زانگ (۲۰۰۹)، نشان داد مدیرعامل با دوره تصدی بلندمدت در مقایسه با دوره تصدی کوتاه‌مدت، محافظه‌کارانه‌تر عمل می‌کند؛ به علاوه، ریسک گزارش مدیرعامل با دوره تصدی بلند مدت در نیمه دوم دوره تصدی در مقایسه با نیمه اول، کمتر است. گرچه مدیرعامل با دوره تصدی بلند مدت در سال آخر سال‌های قبل، ریسک پذیری بیشتری در ارائه گزارش خود دارد بدین معنا که جسورانه‌تر گزارش می‌کند زیرا در مقایسه با حفظ شهرت خود در سال آخر دوره تصدی، نگران نیست.

سونالی هازاریکا و همکاران (۲۰۰۹)، به مطالعه رابطه حاکمیت شرکتی داخلی، جابجایی مدیرعامل و مدیریت سود پرداختند. آن‌ها دریافتند سرعت جابجایی اجباری مدیرعامل، مستقیماً با مدیریت سود مرتبط است؛ محققین نتیجه گرفتند حداقل تعدادی از اعضای هیأت مدیره، قبل از پیامدهای گزاف ناشی از مدیریت سود اقدام به تأدیب مدیرانی می‌کنند که مدیریت جسورانه سود دارند. این تفسیر با این دیدگاه که حاکمیت داخلی در جهت حل مسائل نمایندگی مدیر دارد سازگار می‌باشد.

پیتر دیمرجیان و همکاران (۲۰۰۶)، به مطالعه رابطه بین توانایی مدیریتی و کیفیت سود پرداختند. نتایج تحقیق آن‌ها نشان داد بین توانایی مدیریت و کیفیت سود رابطه مستقیم وجود دارد. یافته‌های تحقیق با این فرض سازگار است که مدیران با توانایی بالاتر در برآورد تعهدات تواناتر هستند.

چریستو کارونا (۲۰۰۶)، به بررسی رابطه بین شهرت مدیرعامل و قدرت حاکمیت شرکتی پرداخت و نتایج نشان داد رابطه معکوسی بین اعتبار و شهرت مدیرعامل با قدرت حاکمیت شرکتی برقرار است.

الاک قاش و دوچال مون (۲۰۰۵)، به مطالعه ارتباط بین دوره تصدی مدیرعامل و قدرت مدیریت پرداختند. آن‌ها از حسابداری تعهدی و تغییرپذیری سود به عنوان نماینده‌ای برای مدیریت سود استفاده کردند و دریافتند دوره تصدی مدیرعامل، ارتباط مثبتی با مدیریت سود دارد.

فرانسیس و همکاران (۲۰۰۴)، به بررسی رابطه بین شهرت مدیرعامل و کیفیت سود پرداختند. یافته‌های تحقیق آن‌ها نشان داد بین شهرت مدیر عامل و کیفیت سود رابطه معکوس وجود دارد.

آقایی، اعتمادی، آذر و چالاکی (۱۳۸۸) به بررسی ویژگی‌های حاکمیت شرکتی و محتوای اطلاعاتی سود با تأکید بر نقش مدیریت سود در بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. یافته‌های پژوهش نشان داد مالکیت نهادی و استقلال هیأت مدیره رابطه قوی‌تری با محتوای اطلاعاتی سود در شرکت‌های با انگیزه مدیریت سود بالا در مقایسه با شرکت‌های با انگیزه مدیریت سود پایین دارد. همچنین از نظر سهامداران سایر ویژگی‌های حاکمیت شرکتی (تمرکز مالکیت، نفوذ مدیرعامل، دوگانگی وظیفه مدیرعامل، اندازه هیأت مدیره، اتکاء بر بدهی و مدت زمان تصدی مدیرعامل در هیأت مدیره) تأثیری در بهبود محتوای اطلاعاتی سود چه در زمان وجود انگیزه مدیریت سود بالا و چه در زمان وجود انگیزه مدیریت سود پایین نداشتند.

## فرضیه‌های تحقیق

گیبونز و میورفی (۱۹۹۲) نشان دادند بازار از توانایی مدیریت در ابتدای دوره تصدیش ناآگاه است. فاما (۱۹۸۰) و هالمسترون (۱۹۸۲) اشاره کردند بازار بوسیله عملکرد گذشته و جاری مدیرعامل توانایی او را مورد ارزیابی قرار می‌دهد. از این رو، مدیران عامل سعی شهرت آفرینی دارند، به ویژه مدیران عامل با دوره تصدی کوتاه‌تر انگیزه بیشتری برای گزارش عملکرد خوب دارند. بنابراین، اگر عملکرد صحیح برای یک دوره معین پایین باشد، مدیران عامل با دوره تصدی کوتاه عملکردشان را از طریق گزارشگری جسورانه بالا می‌برند. اگر مدیران عامل از میزان توانایی شان در مقایسه با هم رده‌های خود آگاه باشند، و به احتمال بیشتری می‌توانند در بلندمدت عملکرد خوبی داشته باشند (ژانگ، ۲۰۰۹). بنابراین، فرضیه‌های پژوهش به صورت زیر بیان می‌شوند:

فرضیه ۱: مدیرعاملی با دوره تصدی بلندتر در مقایسه با مدیرعاملی با دوره تصدی کوتاه‌تر، محافظه‌کارتر است.

فرضیه ۲: مدیرعاملی با دوره تصدی بلندمدت در نیمه دوم دوره تصدی در مقایسه با نیمه اول، محافظه‌کاری کمتری دارد.

برای آزمون فرضیه یک از مدل اقلام تعهدی بال و شیواکومار و برای آزمون فرضیه دو از مدل باسو استفاده شده است.

## جامعه و نمونه آماری پژوهش

جامعه آماری پژوهش، شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار است و شرکت نمونه با لحاظ شرایط زیر انتخاب شدند:

۱. پایان سال مالی آن‌ها ۲۹ اسفند باشد.

۲. جزء شرکت‌های مالی (مثل بانک‌ها، موسسات بیمه) و شرکت‌های سرمایه‌گذاری نباشند.

۴- قبل از سال ۱۳۸۰ در بورس اوراق بهادار تهران پذیرش شده باشند.

۵- در طی دوره بررسی تغییر سال مالی نداده باشند.

۶- حسابرسی شده و غیرتلفیقی باشند.

با توجه شرایط یاد شده تعداد ۸۳ شرکت در دوره زمانی ۸۹-۱۳۸۳ انتخاب شدند.
با استفاده از نرم افزار تحلیل داده‌ها انجام شده است.

## روش پژوهش

این تحقیق از نظر هدف کاربردی و از نظر روش اجرا توصیفی رگرسیونی است.

جهت آزمون فرضیه اول از مدل توسعه یافته بال و شیواکومار (۲۰۰۸) به شرح زیر استفاده شد: (ژانگ، ۲۰۰۹)

معادله (۱)

$$ACC_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 CFO_{it} + \alpha_2 CHSALES_{it} + \alpha_3 FASSET_{it} + \alpha_4 DCFO_{it} + \alpha_5 DCFO_{it} \times CFO_{it} + \alpha_6 TENR_{it} + \alpha_7 TENR_{it} \times CFO_{it} + \alpha_8 TENR_{it} \times CHSALES_{it} + \alpha_9 TENR_{it} \times FASSET_{it} + \alpha_{10} TENR_{it} \times DCFO_{it} + \alpha_{11} TENR_{it} \times DCFO_{it} \times CFO_{it} + \alpha_{12} LFIRMAGE_{it} + \alpha_{13} LFIRMAGE_{it} \times CFO_{it} + \alpha_{14} LFIRMAGE_{it} \times CHSALES_{it} + \alpha_{15} LFIRMAGE_{it} \times FASSET_{it} + \alpha_{16} LFIRMAGE_{it} \times DCFO_{it} + \alpha_{17} LFIRMAGE_{it} \times DCFO_{it} \times CFO_{it} + \alpha_{18} INST_{it-1} + \alpha_{19} INST_{it-1} \times CFO_{it} + \alpha_{20} INST_{it-1} \times CHSALES_{it} + \alpha_{21} INST_{it-1} \times FASSET_{it} + \alpha_{22} INST_{it-1} \times DCFO_{it} + \alpha_{23} INST_{it-1} \times DCFO_{it} \times CFO_{it} + \varepsilon_{it}$$

ACC: اقلام تعهدی در سال t، که به و سیله سود قبل از اقلام غیرعادی منهای جریان نقدی ناشی از عملیات محاسبه می‌شود.

CFO: جریان نقدی ناشی از عملیات در سال t.

DCFO: متغیر مجازی است؛ اگر CFO کوچکتر از صفر باشد برابر یک، در غیراین صورت برابر صفر است.

CHSALES: برابر است با تغییر درآمد در سال t

FASSET: دارایی ناخالص، اثاثیه، تجهیزات و ماشین آلات در سال t

INST: نشان دهنده سرمایه‌گذاران نهادی است که برابر است با سهام متعلق به بانک‌ها، بیمه‌ها، نهادهای مالی، شرکت‌های هلدینگ، سازمان‌ها، نهادها و شرکت‌های دولتی.

TENR: سال‌های دوره تصدی مدیرعامل.

LFIRMAGE: لگاریتم طبیعی عمر شرکت.

در این مدل، ضریب مثبت $TENR \times DCFO \times CFO$ ($\alpha_{11}$) نشان می‌دهد مدیرعاملی با دوره تصدی بلندمدت در مقایسه با مدیرعامل با دوره تصدی کوتاه‌مدت، در گزارشگری محافظه‌کارتر است و اگر این ضریب منفی به دست آید، عکس این مطلب صادق است.

برای آزمون فرضیه دوم پژوهش، از مدل توسعه یافته باسو (۱۹۹۷) به شرح زیر استفاده شد: (ژانگ، ۲۰۰۹)

معادله (۲)

$$NI_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 NEG_{it} + \alpha_2 RET_{it} + \alpha_3 RET_{it} \times NEG_{it} + \alpha_4 LATTER_{it} + \alpha_5 LATTER_{it} \times NEG_{it} + \alpha_6 LATTER_{it} \times RET_{it} + \alpha_7 LATTER_{it} \times RET_{it} \times NEG_{it} + \alpha_8 MTB_{it-1} + \alpha_9 MTB_{it-1} \times NEG_{it} + \alpha_{10} MTB_{it-1} \times RETit + \alpha_{11} MTB_{it-1} \times RET_{it} \times NEG_{it} + \alpha_{12} LEV_{it-1} + \alpha_{13} LEV_{it-1} \times NEG_{it} + \alpha_{14} LEV_{it-1} \times RET_{it} + \alpha_{15} LEV_{it-1} \times RET_{it} \times NEG_{it} + \alpha_{16} SIZE_{it-1} + \alpha_{17} SIZE_{it-1} \times NEG_{it} + \alpha_{18} SIZE_{it-1} \times RET_{it} + \alpha_{19} SIZE_{it-1} \times RET_{it} \times NEG_{it} + \alpha_{20} TREND_t + \alpha_{21} TREND_t \times NEG_{it} + \alpha_{22} TREND_t \times RET_{it} + \alpha_{23} TREND_t \times RET_{it} \times NEG_{it} + \varepsilon_{it}$$

NI: سودخالص سال t قبل از اقلام غیرعادی.

RET: بازده سالانه در دوره سه ماه بعد از پایان سال مالی (t-۱) تا سه ماه بعد از پایان سال مالی t.

NEG: متغیر مجازی است، اگر RET منفی باشد برابر یک در غیراین صورت صفر می‌باشد.

MTB: نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری در ابتدای سال مالی.

LEV: نسبت کل بدهی به کل دارایی در ابتدای سال مالی

SIZE: متغیر مجازی است، برابر است با لگاریتم طبیعی مجموع دارایی ها

LATTER: برای نیمه دوم دوره تصدی مدیرعامل برابر یک در غیراینصورت برابرصفر.

TREND: سال مورد بررسی منهای ۸۲

در این مدل ضریب مثبت $LATTER \times RET \times NEG$ ($\alpha_۷$) نشان می‌دهد مدیران عامل در نیمه دوم دوره تصدی خود در مقایسه با نیمه اول، محافظه‌کارترند و اگر این ضریب منفی باشد، عکس این مطلب صادق است.

## روش آزمون فرضیات

در این پژوهش از داده‌های تلفیقی و مدل رگرسیون داده‌های ترکیبی استفاده شده است. جهت بررسی معنادار بودن الگوها، آزمون‌های آماری T، آزمون F، $R^۲$ (ضریب تعیین تعدیل شده) به کار رفتند. جهت بررسی خود همبستگی از آزمون دوربین واتسون استفاده شد که نتایج بیانگر وجود خودهمبستگی در داده‌ها بود و برای رفع این مشکل از روش AR بهره گرفته شد. اطلاعات مورد نیاز شرکت‌ها از بانک اطلاعاتی تدبیر پرداز و سایت رسمی بورس اوراق بهادار گردآوری شد. سپس داده‌ها با استفاده از نرم افزار اکسل مرتب و به کمک نرم افزار eviews تحلیل شد.

## یافته‌های پژوهش

آمار توصیفی مربوط به متغیرهای پژوهش در نگاره شماره ۱ ارائه شده است. بر این اساس، در دوره مورد بررسی به طور میانگین ۷۵ درصد سهام شرکت در اختیار سهامدارن عمده قرار

دارد؛ متوسط اندازه شرکت‌ها برابر ۲۶/۶۷ و متوسط جریان وجوه نقد ناشی از عملیات برابر ۲۹۹۱۱۷ است. به علاوه، متوسط بدهی. شرکت هایی که نشان میدهد آن‌ها به میزان زیادی بر اعتبارت تکیه می کنند، ۶۷٪ است.

***نگاره (۱): متغیرهای پژوهش***

| کمیت آماری / متغیر | میانگین | مینیمم | ماکزیمم | انحراف معیار |
|---|---|---|---|---|
| TENR | ۳/۴۱ | ۱ | ۹ | ۲/۱۸ |
| INST | ۷۳/۵۷ | ۰ | ۱۰۰ | ۲۰/۱۳ |
| RET | ۱/۱۷ | ۰ | ۵/۵۲ | ۰/۵۹ |
| MTB | ۷۷۶/۹۳ | -۲۰۴۳/۶۱ | ۱۳۴۴۳ | ۱۶۷۵ |
| SIZE | ۲۶/۶۷ | ۲۳/۹۰ | ۳۰/۴۴ | ۱/۳۷ |
| LFIRMAGE | ۳۷/۸۱ | ۹ | ۵۷ | ۹/۵۲ |
| NI | ۲۰۰۸۸۶ | -۵۶۴۴۶۸ | ۴۸۳۲۰۱۷ | ۴۹۸۸۰۳ |
| LEV | ۰/۶۶۴ | ۰/۱۵۶ | ۲/۰۸ | ۰/۱۸۷ |
| FASSET | ۵۱۱۰۹۴ | ۶۱۰ | ۲۷۰۹۶۶۸۰ | ۱۸۸۹۹۲۹ |
| CHSALES | ۲۰۵۴۱۱ | -۳۰۷۴۶۸۸ | ۱۹۳۰۵۸۸۵ | ۱۲۵۷۰۷۹ |
| CFO | ۲۹۹۱۱۷ | -۲۵۱۹۰۲ | ۱۰۸۶۵۶۷۲ | ۱۰۰۵۱۱۴ |
| DCFO | ۰/۰۴۸ | ۰ | ۱ | ۶۶۱۶۴۴ |
| ACC | -۱۰۱۷۷۴ | -۸۳۸۷۶۶۳ | ۵۹۱۷۲۹ | ۰/۳۱۲ |

## نتایج آزمون فرضیه اول:

نتایج آزمون فرضیه اول در نگاره (۲) ارائه شده است. بر این اساس، ضریب $TENR \times DCFO \times CFO$ ($\alpha_{11}$) منفی است بدین معنا مدیرعاملی با دوره تصدی بلند مدت در مقایسه با مدیرعامل با دوره تصدی کوتاه مدت، در گزارشگری خود، جسورانه‌تر رفتار می کند؛ معناداری این ضریب برابر با ۰/۰۹۶۱مربوط این که بر معناداری آن در سطح اطمینان ۹۰٪ دلالت می کند. $R^2$ تعدیل شده مدل، نشان می‌دهد حدود ۸۸٪ از تغییرات متغیر وابسته تو سط متغیرهای مستقل تبیین می‌شود؛ آماره F نیز (۳۴/۶۵)، بیانگر آن است مدل در سطح ۹۹ درصد معنادار ا ست. مقدار آماره دوربین واتسون نیز به میزان ۱/۸۷، نشان از عدم خودهمبستگی بین باقی‌مانده‌ها دارد.

**نگاره (۲): نتایج فرضیه اول**

| متغیر | ضریب | آماره t | معناداری |
|---|---|---|---|
| *CFO* | ۰/۲۱۱۸ | ۱/۰۲۶۱ | ۰/۳۰۵۵ |
| *CHSALES* | ۰/۴۶۲۵ | ۵/۹۵۵۸ | ۰/۰۰۰۰ |
| *FASSET* | ۰/۲۰۰۴ | ۱/۹۳۶۸ | ۰/۰۵۳۵ |
| *DCFO* | ۲۳۶۳۹۴/۳ | ۱/۳۷۱۷ | ۰/۱۷۰۹ |
| *DCFO* × *CFO* | ۷/۷۸۵۳ | ۰/۸۲۵۹ | ۰/۴۰۹۴ |
| *TENR* | ۴۰۳/۴۳۱۴ | ۰/۷۲۹۶ | ۰/۴۶۶۱ |
| *TENR* × *CFO* | ۰/۰۱۸۰ | ۲/۴۰۹۱ | ۰/۰۱۶۵ |
| *TENR* × *CHSALES* | – ۰/۰۱۴۰ | – ۴/۰۴۵۷ | ۰/۰۰۰۱ |
| *TENR* × *FASSET* | – ۰/۰۰۲۳ | – ۰/۵۹۴۳ | ۰/۵۵۲۶ |
| *TENR* × *DCFO* | – ۸۷۷۵/۸۵۴ | – ۱/۹۸۵۶ | ۰/۰۴۷۸ |
| *TENR* × *DCFO* × *CFO* | – ۰/۳۱۳۸ | – ۱/۴۹۳۷ | ۰/۰۹۶۱ |
| *LFIRMAGE* | ۱۵۶۶/۲۷۶ | ۳/۶۵۲۵ | ۰/۰۰۰۳ |
| *LFIRMAGE* × *CFO* | ۰/۰۰۵۷ | ۱/۹۰۶۷ | ۰/۰۵۷۳ |
| *LFIRMAGE* × *CHSALES* | – ۰/۰۱۱۳ | – ۸/۴۷۹۶ | ۰/۰۰۰۰ |
| *LFIRMAGE* × *FASSET* | – ۰/۰۰۴۸ | – ۳/۳۸۸۱ | ۰/۰۰۰۸ |
| *LFIRMAGE* × *DCFO* | – ۴۲۷۴/۹۷۲ | – ۱/۸۷۸۹ | ۰/۰۶۱۰ |
| *LFIRMAGE* × *DCFO* × *CFO* | ۰/۰۰۱۸ | ۰/۰۱۲۲ | ۰/۹۹۰۳ |
| *INST* | ۸۶۶/۹۹ | ۳/۰۱۳۹ | ۰/۰۰۲۷ |
| *INST* × *CFO* | – ۰/۰۰۸۱ | – ۴/۷۸۵۶ | ۰/۰۰۰۰ |
| *INST* × *CHSALES* | – ۰/۰۰۰۶ | – ۱/۰۵۸۰ | ۰/۲۹۰۷ |
| *INST* × *FASSET* | – ۵/۱۴۰۵ | – ۰/۰۵۸۴ | ۰/۹۵۳۵ |
| *INST* × *DCFO* | – ۴۵۴/۸۲۹۱ | – ۰/۳۵۴۸ | ۰/۷۲۲۹ |
| *INST* × *DCFO* × *CFO* | – ۰/۰۶۹۵ | – ۱/۴۹۹۱ | ۰/۱۳۴۶ |
| آماره F | ۳۴/۶۴۹۸ | آماره دوربین واتسون | ۱/۸۷۴۲ |
| Prob (F-statistic ) | ۰/۰۰۰۰ | $R^2$ تعدیل شده | ۰/۸۷۶۹ |

## نتایج آزمون فرضیه دوم:

نتایج آزمون این فرضیه در نگاره (۳) ارائه شده است.

***نگاره (۳): نتایج فرضیه دوم***

| متغیر | ضریب | آماره t | معناداری |
|---|---|---|---|
| NEG | – ۰/۳۲۲۴ | – ۰/۴۴۴۰ | ۰/۶۵۷۳ |
| RET | ۰/۱۱۲۸ | ۰/۷۳۴۲ | ۰/۴۶۳۴ |
| RET × NEG | ۰/۳۵۱۴ | ۰/۴۳۰۰ | ۰/۶۶۷۵ |
| LATTER | – ۰/۰۰۰۶ | – ۰/۰۸۱۴ | ۰/۹۳۵۲ |
| LATTER × NEG | ۰/۱۲۸۱ | ۳/۰۸۴۰ | ۰/۰۰۲۲ |
| LATTER × RET | – ۰/۰۰۳۰ | – ۰/۴۴۸۰ | ۰/۶۵۴۴ |
| LATTER × RET × NEG | – ۰/۱۵۵۴ | – ۳/۱۳۸۱ | ۰/۰۰۱۹ |
| MTB | ۴/۳۵۰۶ | ۰/۶۱۱۱ | ۰/۵۴۱۶ |
| MTB × NEG | – ۱/۶۱۰۶ | – ۰/۰۶۹۹ | ۰/۹۴۴۳ |
| MTB × RET | – ۲/۰۷۰۶ | – ۰/۶۰۸۹ | ۰/۵۴۳۰ |
| MTB × RET × NEG | – ۵/۰۳۰۶ | – ۰/۱۹۱۹ | ۰/۸۴۷۹ |
| LEV | ۰/۰۱۳۷ | ۰/۳۱۷۹ | ۰/۷۵۰۸ |
| LEV × NEG | ۰/۱۹۵۳ | ۱/۳۴۱۳ | ۰/۱۸۰۸ |
| LEV × RET | ۰/۰۱۶۵ | ۰/۵۲۴۴ | ۰/۶۰۰۴ |
| LEV × RET × NEG | – ۰/۲۴۷۵ | – ۱/۴۶۸۹ | ۰/۱۴۲۹ |
| SIZE | – ۰/۰۱۸۵ | – ۱/۶۲۸۲ | ۰/۱۰۵۴ |
| SIZE × NEG | ۰/۰۰۱۹ | ۰/۰۶۸۱ | ۰/۹۴۵۷ |
| SIZE × RET | – ۰/۰۰۴۴ | – ۰/۷۹۰۰ | ۰/۴۳۰۱ |
| SIZE × RET × NEG | ۰/۰۰۱۲ | ۰/۰۳۸۴ | ۰/۹۶۹۳ |
| TREND | – ۰/۰۰۳۶ | – ۰/۹۲۳۵ | ۰/۳۵۶۴ |
| TREND × NEG | ۰/۰۰۴۲ | ۰/۲۳۳۷ | ۰/۸۱۵۳ |
| TREND × RET | – ۰/۰۰۰۴ | – ۰/۱۵۸۸ | ۰/۸۷۳۹ |
| TREND × RET × NEG | – ۰/۰۱۵۱ | – ۰/۴۵۳۴ | ۰/۴۵۱۸ |
| آماره F | ۳۴/۳۳۸۳ | آماره دوربین واتسون | ۲/۱۱۷۵ |
| Prob (F-statistic ) | ۰/۰۰۰۰ | R۲ تعدیل شده | ۰/۸۹۵۱ |

بر این اساس، ضریب $LATTER \times RET \times NEG$ ($\alpha_7$) منفی است که نشان می‌دهد مدیران عامل در نیمه دوم دوره تصدی در مقایسه با نیمه اول، جسورانه‌تر رفتار می‌کنند، معناداری این ضریب هم برابر با ۰/۰۰۱۹است که بر معنی داری آن در سطح اطمینان ۹۹٪ دلالت می‌کند. $R^2$ تعدیل شده مدل، حاکی از آن است که حدود ۹۰٪ از تغییرات متغیر وابسته توسط این متغیرهای مستقل تبیین می‌شود؛ آماره F نیز (۳۴/۳۴)، تائید مدل در سطح معناداری ۹۹ درصد را نشان می‌دهد. مقدار آماره دوربین واتسون نیز به میزان ۲/۱۲، بیانگر عدم خودهمبستگی بین باقی‌مانده‌ها است.

## نتیجه‌گیری

در این تحقیق به بررسی رابطه بین کیفیت سود و دوره تصدی مدیرعامل شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران پرداخته شد. نتایج این تحقیق حاکی از آن است مدیران عامل با دوره تصدی بلندمدت در مقایسه با مدیران عامل با دوره تصدی کوتاه مدت گزارشگری جسورانه‌تری دارند. این نتیجه با این نظریه که مدیرعان عامل برای کسب شهرت انگیزه بیشتری برای متورم کردن سود در ابتدای دوره تصدیشان دارند، سازگار نیست. همچنین این تحقیق نشان می‌دهد، مدیرعامل با دوره تصدی بلندمدت در نیمه اول دوره تصدی محافظه‌کارانه‌تر عمل می‌نماید. نتایج حاصل از این تحقیق با یافته‌های تحقیق وینیگ زانگ (۲۰۰۹) سازگار نیست، علت آن می‌تواند انگیزه مدیران عامل ایرانی به پنهان زیان بیش از اتمام دوره تصدی شان باشد، بدین ترتیب از اخراج اجتناب کرده و بتوانند مجددا تصدی خود را برای سال‌های بعد تمدید کنند. از طرف دیگر، یک مدیرعامل در سال پایانی دوره تصدی خود، محافظه‌کارانه‌تر گزارش می‌کند زیرا چنانچه وی به جسورانه بودن گزارشگری خود در سال پایانی دوره تصدی‌اش ادامه دهد، سرمایه‌گذاران آتی را در درک شرکت دچار مشکل می‌کند. بنابراین، به منظور حمایت از حقوق سهامداران اقلیت، افزایش قابلیت اتکای سود و کمک به توسعه و رشد بازار بورس، لازم است موضوع تصویب آیین نامه را برای شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار با در نظر گرفتن نتایج حا صل از تحقیقات انجام گرفته در خصوص موضوع دوره تصدی به عنوان نمونه‌ای از حاکمیت شرکتی، در اولویت کاری شورای عالی بررسی و اوراق بهادار قرار گیرد. از طرفی دیگر، پیشنهاد می شود در تحقیق‌های

آتی رابطه بین دوره تصـدی مدیرعامل و مدیریت سـود و رابطه بین دوره تصـدی مدیرعامل و حاکمیت شرکتی مورد بررسی قرار گیرد.

## منابع


ایزدی نیا ناصر، نظرزاده یاسر، (۱۳۸۸)، "ارتباط کیفیت سود و بازده سهام در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران"، مجله توسعه و سرمایه، ش۱، پیاپی (۳).

آقایی محمدعلی، اعتمادی حسین، آذر عادل، چالاکی پری، (۱۳۸۸)، "ویژگی‌های حاکمیت‌های شرکتی و محتوای اطلاعاتی سود در بورس اوراق بهادار تهران با تأکید بر نقش مدیریت سود"، فصلنامه علوم مدیریت ایران، ش ۱۶، ص ۵۳-۲۷.

دستگیر محسن، رستگار مجید، (۱۳۹۰)، "بررسی رابطه بین کیفیت سود (پایداری سود)، اندازه اقلام تعهدی و بازده سهام با کیفیت اقلام تعهدی"، سال سوم، ش ۱، پیاپی (۷)، ص۲۰-۱.

شورورزی محمدرضا، نیکومرام هاشم، (پاییز۸۹)، "ارائه مدلی برای ارزیابی کیفیت سود با استفاده از خصوصیات کیفی مفاهیم نظری گزارشگری مالی در ایران"، مجله تحقیقات حسابداری، سال دوم، ش۷.

فروغی داریوش، احمدی نوشین، (بهار ۹۰)، "بررسی رابطه بین ترکیب سهامداران و کیفیت اقلام تعهدی در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران"، مجله تحقیقات حسابداری، سال دوم، ش۵.

کردستانی غلامرضا، مجدی ضیاء الدین، (۱۳۸۶)، "بررسی رابطه بین ویژگی‌های کیفی سود و هزینه سرمایه سهام عادی"، بررسی‌های حسابداری و حسابرسی، سال۱۴، ش ۴۸، ص۱۰۴-۸۵.

کریمی فرزاد، صادقی محسن، (۱۳۸۹)، "محاسبه کیفیت سود بر اساس سرمایه‌گذاری در دارایی‌های سرمایه‌ای و نیروی کار ورابطه آن با پایداری سود در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران"، مجله پژوهش‌های حسابداری مالی، سال دوم، ش ۱، پیاپی (۳)، ص۱۲۴-۱۱۳.

Ali, A. and Zhang, W. (2013) , "CEO Tenure and Earnings Management ", http: // ssrn. com /abstract =2060119

Basu S. (1997) , " the Conservatism principle and the asymmetric timeliness of earnings ". Journal of accounting and economics; 24: 3-37.

Bereskin F, Hsuan Hsu P , (2011) , "CEO Turnover, CEO-related Factors, and Innovation Performance" ,http: //ssrn. com/abstract=1684329

Choi, J. , Kwak, Y, M. , and Choe, C. (2012) , "Earnings management surrounding CEO Turnover: evidence from Korea ",MPRA Paper No. 40629, posted 13.

Demerjian P, Lev B, McVay S, (2006) ," managerial ability & earnings Quality" , http: //pages. stern. nyu. edu.

Francis, J. , Huang, A. , Rajgopal, and Zang, A. (2004) , " CEO Reputation and Earnings Quality ",www. researchgate. net.

Ghosh A andl Moon M, (2005) , "CEO Tenure, Managerial Power and Financial Reporting" ,, http: //www. lebow. drexel. edu.

Hazarika S, Karpoff J, Nahata R, (2009) , "Internal corporate governance, CEO turnover, and earnings management", http: //ssrn. com/abstract=157319.

Huang, H, W,. Green, E. , and Lee, C. (2012) , "CEO Age and Financial Reporting Quality ", Accounting Horizons: Vol. 26, No. 4, pp. 725-740.

Karuna,C. , (2006) , "CEO Reputation and Corporate Governance", http: //www. bschool. nus. edu.

Zhang ,W. , (2009) , "CEO Tenure and Earnings Quality" , http: //ssrn. com/abstract=1545941.

پژوهش‌های تجربی حسابداری
سال پنجم، شماره ۱۸، زمستان ۱۳۹۴ صص ۱۵ - ۲۸

# نقش دیدگاه حسابداری محافظه‌کاری در مدیریت نقدینگی

حسن زلقی *، مرتضی بیات **

تاریخ دریافت: ۹۱/۱۰/۰۲
تاریخ پذیرش: ۹۲/۰۲/۱۴

## چکیده

تحقیق حاضر ارتباط گزارشگری مالی محافظه‌کاری با مدیریت نقدینگی را مورد بررسی قرار می‌دهد. در این پژوهش داده‌های ۷۶ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران برای سال‌های ۱۳۸۴تا۱۳۹۱ جمع آوری وفرضیات تحقیق با استفاده از تحلیل ضرایب رگرسیونی آزمون شده است. ابتدا محافظه‌کاری در حسابداری با استفاده از مدل گیولی و هاین (۲۰۰۰) اندازه‌گیری شد و سپس از مدل باتز کاهال وهمکاران (۲۰۰۹) و مدل المیدا و همکاران (۲۰۰۴) به ترتیب برای اندازه‌گیری تأثیر محافظه‌کاری در حسابداری بر روی وجه نقد و گرایش به پس انداز استفاده شده است.

شواهد تجربی حاکی از آن است که ارتباط معناداری بین محافظه‌کاری و مدیریت نقدینگی وجود دارد. همچنین بین محافظه‌کاری در حسابداری و گرایش به پس انداز رابطه منفی و معنادار مشاهده گردید. با توجه به نتایج تحقیق می‌توان اظهار داشت هر چه میزان محافظه‌کاری افزایش یابد وجه نقد در دسترس شرکت‌ها کاهش می‌یابد به عبارتی دیدگاه سیستم اطلاعاتی تأیید می‌گردد.

**واژه‌های کلیدی**: محافظه‌کاری، مدیریت نقدینگی، گرایش به پس انداز.
**طبقه‌بندی موضوعی**: M41

* استادیار دانشگاه بوعلی سینا همدان، (hzalaghi@gmail.com).
** دانشجوی فوق لیسانس حسابداری دانشگاه شهید بهشتی، (نویسنده مسئول) ، (shahenbayat@yahoo.com).

**مقدمه**

محافظه کاری در حسابداری توسط بلیس (Bliss) در سال ۱۹۲۴ بصورت سنتی از طریق ضرب المثل "هیچ سودی را پیش‌بینی نکن ولی تمام زیان‌ها را پیش‌بینی کن"تعریف شده است. (کردستانی، امیربیگی لنگرودی۱۳۸۹) در ایران ودر سطح جهان اغلب استانداردهای حسابداری حاوی الزاماتی برای بکارگیری رویه‌های محافظه‌کارانه هستند؛گنجاندن الزاماتی در متن استانداردها بیش از هر چیزی ناشی از توجه به قابلیت اتکای اطلاعات ارایه شده در گزارش گری مالی است. (مهرانی، ۱۳۸۸).

مطالعات گسترده‌ای بر روی نقش حسابداری محافظه‌کاری در گزارشگری مالی انجام شده است. هولتهوزن و واتز (۲۰۰۱) وواتز (۲۰۰۳) ادعا دارند که محافظه‌کاری در پاسخ به تقاضا برای اطلاعات به موقع وقابل تائید که باعث کاهش تضاد منافع و مسائل نمایندگی می‌شود، بوجود آمده است. لافوند و واتز (۲۰۰۸) نیز با تبیین نقش محافظه‌کاری در روند اطلاعات میان مدیریت واحد تجاری وصاحبان سرمایه، محافظه‌کاری را نوعی عامل بازدارنده‌ی مدیریت برای بیان آینده‌ای بیش از حد خوش بینانه می‌دانند. در واقع مطالعات تجربی از جمله، مطالعات مربوط به لافوند وواتز (۲۰۰۸)، لافوند وروی چوهری (۲۰۰۸) به طور عمومی شواهدی را در حمایت از نقش محافظه‌کاری در کنترل شرکت‌ها ارائه می‌دهند.

زمانی که بازارهای سرمایه فاقد اصطکاک‌های مالی[1] هستند، شرکت‌ها معمولا برای تهیه سرمایه در پروژهایی که ارزش خالص مثبت دارند، به سرمایه لازم دسترسی داشته وانگیزه کمتری به نگهداری وجه نقدی دارند (بامول، ۱۹۵۲). اپلیر و همکاران (۱۹۹۹) معتقدند زمانی که شرکت‌ها در دستیابی به سرمایه و وجه نقد در آینده دچار تردید هستند وجه نقد بیشتری را برای اهداف خود نگهداری می‌کنند؛ این در حالی است که متخصصان مالی ونشریات تخصصی بازرگانی علاقه مند هستند بدانند چرا شرکت‌ها بطور فزاینده اندوخته وجه نقد خود را افزایش می‌دهند (باتس وهمکاران۲۰۰۹).

نقدینگی یعنی توانایی شرکت در ایفای تعهدات کوتاه مدت. به عبارت دیگر نقدینگی شرکت رابطه بین وجه نقدی است که در دوره کوتاه مدت در اختیار شرکت قرار خواهد گرفت و وجه نقدی است که شرکت به آن نیاز دارد (طالبی، محمد۱۳۷۵). مدیریت نقدینگی

نیز عبارت است از حصول اطمینان از انجام کامل تعهدات قراردادی بنگاه هاومو سسات مالی. مدیریت پیش‌بینی حجم تقاضا برای وجوه وتامین مقادیر کافی وجوه برای جوابگو بودن به این نیازها است (ثابتی کهنمویی ۱۳۸۵).

ادبیات پژوهش از نقش سود حسابداری محافظه‌کارانه برای وام دهندگان دفاع می‌کند. اما تحقیقات اندکی وجود دارد که چگونگی شکل‌گیری محافظه‌کاری در تصمیم‌گیری‌های داخلی درباره مدیریت نقدینگی را مورد برر سی قرار داده با شند. این تحقیق سعی دارد به این سوال پا سخ دهد که آیا حسابداری محافظه‌کارانه بر نگهداری وجه نقد وگرایش به پس انداز شرکت‌ها تأثیر می‌گذارد؟

در ادامه به بررسی پیشینه پژوهش، روش پژوهش، نتایج پژوهش ودر نهایت به بیان نتایج حاصل از این پژوهش خواهیم پرداخت.

## مبانی نظری و پیشینه پژوهش

در مورد محافظه‌کاری دو دیدگاه کاملا متفاوت وجود دارد. برخی از محققان محافظه‌کاری را برای استفادکنندگان و تحلیل‌گران صورت‌های مالی مفید می‌دانند (دیدگاه سیستم اطلاعاتی) وبرای آن نقش اطلاعاتی قائل هستند وبرخی دیگر از محققان نه تنها برای آن نقش اطلاعاتی قائل نمی شوند بلکه آن را به زیان تهیه‌کنندگان وا ستفاده‌کنندگان صورت‌های مالی قلمداد می‌کنند (دیدگاه انحراف سیستم اطلاعاتی) ومعتقدند محافظه‌کاری کیفیت اطلاعات را کاهش می‌دهد.

## حسابداری محافظه‌کارانه وانعطاف پذیری مالی: (دیدگاه سیستم اطاعاتی)

در ادبیات گذشته حسابداری، محافظه‌کاری قابلیت شناسایی تفاضلی سود در مقایسه با زیان تعریف شده ا ست (واتز، ۲۰۰۸). در واقع پیامد محافظه‌کاری شنا سایی سریع‌تر زیان در برابر سود وشناسایی سریع‌تر هزینه‌ها در برابر درآمدها می‌باشد. هر دو جنبه ارزش خالص دارایی‌ها را بطور سیستماتیک کاهش می‌دهند (هوساسن وواتز ۲۰۰۱، واتز ۲۰۰۳). بال وشیوا کومار (۲۰۰۵) بیان داشتند دو مفهوم متمایز در محافظه‌کاری وجود دارد که سبب رفع تضاد منافع بین مدیران و دارندگان بدهی می‌شود: ۱-ایجاد یک گرایش کاهش گرانه بر ارزش خالص

دارایی‌ها برای محدود نمودن تمایل مدیران در بالا نشان دادن ارزش خالص دارایی‌ها ۲-تعهد مدیریت در تشخیص به موقع اخبار بد. این دو جنبه محافظه‌کاری، انگیزه مدیران مبنی بر انتقال ثروت به سهامداران را با وارد نمودن زیان به اعتبار دهندگان کاهش داده و اطلاعات به موقعی برای اعتباردهندگان فراهم می‌کند.

اولویت اصلی اعتباردهندگان برای گزارشگری محافظه‌کارانه عبارتند از: ۱- دارندگان بدهی منافع نامتقارنی با خالص دارایی‌های شرکت دارند، بنابراین علاقه بیشتری به داشتن اطلاعاتی درباره‌ی اقلام پایین‌تر سود وتوزیع خالص دارایی‌ها دارند. ۲-قراردادهای بدهی و شرایط قراردادهای فوق مبتنی برار قام حسابداری هستند و اصلاح آنها هزینه بیشتری دارد. (واتز، ۲۰۰۳، گای، ۲۰۰۶)

ژانگ (۲۰۰۶) دریافت محافظه‌کاری با نرخ بهره پایین همبستگی دارد و با احتمال نقض قرار داد بدنبال شوک‌های منفی بالا ارتباط مثبت دارد. تحقیقات بعدی نیز ازنقش محافظه‌کاری در کاهش تضاد منافع شرکت‌ها و با اعتباردهندگان در بازارهای خصوصی و عمومی بدهی حمایت می‌کند. (بیتی، وبر، ۲۰۰۸).

تحقیقات قبلی از جمله لافوند واتز (۲۰۰۸) بیان می‌دارند حسابداری محافظه‌کارانه نقش مهمی را در اطلاعات ونظارت بازی می‌کند و آن، هزینه قراردادهای بدهی و تضاد منافع مدیران با بستانکاران را کاهش می‌دهد. بنابراین انتظار بر آن است شرکت‌هایی با گزارشگری محافظه‌کارانه، زمانی که نیاز به تامین منابع داشته باشند سرمایه‌گذاران و بستانکاران علاقه بیشتری به سرمایه‌گذاری در آنها داشتند ودرنتیجه انعطاف پذیری شرکت‌ها افزایش یابد.

بنی مهد (۱۳۹۰) به بررسی اثر محافظه‌کاری حسابداری بر بدهی پرداخت. نتایج نشان داد محافظه‌کاری اثر فزاینده‌ای بر میزان بدهی شرکت دارد.

ستایش وجمالیان پور (۱۳۸۹) به بررسی وجود محافظه کاری در گزارشگری مالی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس تهران پرداختند. نتایج پژوهش با استفاده از مدل گیولی وهاین نشان داد با استفاده از روش آماری پارامتریک فرض وجود محافظه‌کاری رد می‌شود ولی بااستفاده از روش آماری ناپارامتریک فرض وجود محافظه‌کاری را نمی‌توان رد کرد.

مشایخی وهمکاران (۱۳۸۸) به بررسی محافظه‌کاری وپایداری وتوزیع سود پرداختند؛ نتیجه این تحقیق نشـــان داد با افزایش محافظه‌کاری توزیع ســـود کم می‌شـــود. به عبارتی، اعمال محافظه‌کاری در حسابداری وگزارشگری مالی می‌تواند سبب تنظیم توزیع سود شود واز این طریق تضاد منافع میان سهامداران واعتبار دهندگان را کاهش دهد.

رضـــا زاده وآزاد (۱۳۸۷) به تبین رابطه عدم تقارن اطلاعاتی بین ســـرمایه‌گذاران و میزان محافظه‌کاری در گزارشـــگری مالی پرداختند؛ آنها برای اندازه‌گیری عدم تقارن اطلاعاتی و محافظه کاری، به ترتیب از دامنه تفاوت قیمت پیشـــنهادی خرید وفروش ســـهام و معیار باســـو اســـتفاده کردند. نتایج پژوهش بیانگر وجود رابطه مثبت ومعنادار میان عدم تقارن اطلاعاتی بین سرمایه‌گذاران وسطح محافظه‌کاری اعمال شده در صورت‌های مالی بود، همچنین نتایج نشان داد عدم تقارن اطلاعاتی بین سرمایه‌گذاران موجب تغییر در سطح محافظه‌کاری می‌شود.

## حسابداری محافظه‌کارانه وفشارهای مالی (دیدگاه انحراف سیستم اطلاعاتی)

در دیدگاهی دیگر، حسابداری محافظه‌کاری (دیدگاه انحراف سیستم اطلاعاتی) با انعطاف پذیری مالی کم ارتباط دارد. همانطور که قبلا بیان شـــد، نتیجه گزارشـــگری محافظه‌کارانه انباشتن ارزش واقعی دارایی‌ها در ترازنامه وشناخت به موقع زیان در برابر سود است. زمانی که صـــورت‌های مالی در شـــناخت اخبار خوب در مقایســـه با اخبار بد تاخیر دارند، نســـبت بدهی (بدهی به دارایی‌ها) در شـــرکت در مقایســـه با اهرم واقعی اقتصـــادی بیش از حد نشـــان داده می‌شودوخالص دارایی‌ها بصورت سیستماتیک در مقایسه با ارزش اقتصادی شرکت کمتر از واقع نشان داده می‌شود.

ریچوهاری (۲۰۱۰) نشان داد، محافظه‌کاری می‌تواند منجر به رفتار وظیفه نا شنا سانه مدیران در پاســـخ به پیش‌بینی اثرات (منفی) آن روی ســـود شـــود، و به همین دلیل احتمال نقص قراردادهای آتی افزایش می‌یابد، چنین موضـــوعی می‌تواند هم برای مدیران (از دســـت دادن موقعیت و شهرت) وهم برای شرکت (افزایش نرخ بهره، محدودیت در سرمایه‌گذاری وتامین مالی) ضررآور باشد.

خوش طینت ویوسـفی اصـل (۱۳۸۷) رابطه بین تقارن وعدم تقارن اطلاعاتی با محافظه‌کاری را مورد بررســی قرار دادند. آنهابه این نتیجه رسـیدند عدم تقارن اطلاعاتی بین سـرمایه‌گذاران

آگاه وناآگاه منجر به محافظه‌کاری می‌شود. از طرف دیگر تغییرات عدم تقارن اطلاعاتی، بین سرمایه‌گذاران منجر به تغییرات محافظه‌کاری می‌گردد. در حالی که محافظه‌کاری منجر به عدم تقارن اطلاعاتی نمی‌گردد.

در بند ۱۸ فصل دوم مفاهیم نظری گزارشگری مالی ایران محافظه‌کاری (احتیاط) بعنوان ویژگی فرعی کیفی برای امکان اتکا، این گونه تعریف شده است: کاربرد درجه‌ای از مراقبت که در اعمال قضاوت برای انجام برآورد در شرایط ابهام مورد نیاز است به گونه‌ای که درآمدها یا دارایی‌ها بیشتر از واقع وهزینه‌ها وبدهی‌ها کمتر از واقع ارائه نشود.

## مدیریت نقدینگی شرکت

نگرش های مختلفی راجع به اندازه‌گیری نقدینگی ومبنای اندازه‌گیری مذکور وجود دارد که انها را می‌توان به سه دسته زیر تقسیم کرد:

الف-برخی محققان مدیریت مالی برای نشان دادن توانایی شرکت در انجام تعهدات کوتاه مدت صرفا وجه نقد واوراق بهادار کوتاه مدت قابل فروش را مورد توجه قرار می‌دهند؛ آنها سایر دارایی‌های جاری از جمله موجودی کالا و مطالبات را در تعیین و ضعیت نقدینگی موثر نمی‌دانند.

ب-برخی دیگر از محققان کلیه دارایی‌های جاری اعم از دارایی‌هایی که کاملا نقد یا شبه نقد هستند را در تعیین وضعیت نقدینگی شرکت موثر می‌دانند.

ج-عده‌ای دیگر هم ضمن اینکه کلیه دارایی‌های جاری را موثر می‌دانند، همه امکانات و داراییهای شرکت را تعیین کننده وضعیت نقدینگی می‌دانند؛ اگر شرکت دارایی‌های ثابت غیر عملیاتی داشته باشد که در کوتاه مدت بتواند به راحتی تبدیل به نقد شود یا اگر شرکت دسترسی سریع به منابع مالی بانکی داشته باشد ویا فرصت استفاده از اعتبار در حساب جاری خود داشته باشد همگی بیانگر قدرت نقدینگی شرکت هستند. (بشیری، ۱۳۷۸)

مدیریت نقدینگی یکی از انواع تصمیمات مالی در شرکت‌ها می‌باشد. اگر بازار سرمایه بدون اصطکاک باشد شرکت‌ها غالبا می‌توانند به منابع مالی مورد نیاز پروژه‌های خودکه از خالص ارزش فعلی (NPV) مثبت برخوردار هستند دسترسی پیدا کنند و انگیزه کمتری برای

نگهداری وجوه نقد بجزء آن مقدار که مورد نیاز معاملات ضروری شرکت است دارند (باموِل ۱۹۵۲، میلیر و ارر، ۱۹۶۶ ( به هر حال زمانی که شـــرکت‌ها با عدم اطمینان در دســـترســـی به سرمایه در آینده جهت تامین مالی سرمایه‌گذاری‌ها مواجه هستند وجه نقد احتیاطی بیشتری را نگهداری می‌کنند (اپیلر وهمکاران ۱۹۹۹). نگهداری وجه نقد احتیاطی برای شـــرکت‌هایی که از لحاظ تامین مالی با محدودیت مواجه هستند بسیار با ارزش است زیرا به آنها این فرصت را می‌دهد تصـــمیمات مربوط به ســـرمایه‌گذاری‌های داری ارزش افزوده‌ای را اتخاد کنند که در صـورت عدم دسـتیابی به منابع باید آن را کنار می‌گذاشـتند. (دنیس و سـیبل کو، ۲۰۱۰) به هر حال نگهداری وجه نقد بدون هزینه نیســـت، اگرچه شـــرکت‌ها از وجه نقدخود بهره دریافت می‌کنند اما آن کمتر از هزینه بهره صرفه جویی شده ناشی از کاهش بدهی‌ها است.

لویس سـان وارکان (۲۰۰۹)، در تحقیقی حسـابداری محافظه‌کاری و ارزیابی نگهداری وجه نقد را مورد بررســـی قراردادند، آنها دریافتند نگهداری وجه نقد اضـــافی در شـــرکت‌ها از گزارشـــگری زیاد محافظه‌کاری نشـــات می‌گیرد. المیدا و همکاران (۲۰۰۴) معتقدند تمایل شرکت‌ها به دسترسی به وجه نقد از محل جریان‌های نقدی ورودی ناشی از تأثیر محدودیتهای مالی اســـت. آنها یافتند بعد از کنترل ســـایر منابع وجایگزینی مصـــارف وجوه نقد (برای مثال مخارج ســـرمایه‌ای و ســـرمایه‌گذاری در ســـرمایه در گردش)، شـــرکت‌های با محدودیت مالی بیشتر مایل به دسترسی به وجوه نقد بدون جریان‌های نقدی ورودی می‌باشند. یافته‌های کامپلو[۱۸] وهمکاران (۲۰۱۰) نشـــان داد شـــرکت‌هایی که اندوخته احتیاطی ایجاد کردند در طول بحران ۲۰۰۸ پتانسـیل پرداخت داشـتند. براسـاس دیدگاه کارایی قراردادها (انحراف دیدگاه سـیسـتم اطلاعاتی) اگر حســـابداری محافظه‌کارانه حســـاســـیت مالی را کاهش (افزایش) دهد، انعطاف پذیری مالی، افزایش (کاهش) می‌یابد. انتظار بر آن اســـت شـــرکت‌هایی که گزارشـــگری مالی محافظه‌کارانه زیاد (کم) ی دارند تمایل کم (زیاد) درگرایش به پس انداز داشته باشند.

## روش پژوهش

این تحقیق از نظر هدف کاربردی واز نظر روش و توصـــیفی پس رویدادی اســـت و برای آزمون فرضیات تحقیق از رگرسیون چند متغیره استفاده شده است. ابتدا میزان محافظه‌کاری با استفاده گیولی و هاین (۲۰۰۰) و سپس ارتباط آن با وجه نقد با استفاده از مدل باتز و همکاران

(۲۰۰۹) مورد بررسی قرار گرفته است؛ از مدل المیدا وهمکاران (۲۰۰۴) نیز برای بررسی تأثیر محافظه‌کاری بر گرایش به پس انداز استفاده شده است.

## تعریف عملیاتی متغیر ها

### اندازه‌گیری محافظه‌کاری حسابداری

جمع اقلام تعهدی عملیاتی و اقلام تعهدی غیر عملیاتی بر اساس مدل گیولی و هاین (۲۰۰۰) به شرح زیر محاسبه می‌شود:

ACCit=NIit+ DEPit- CFOi

OACCit=ΔARit+ΔIit+ΔPEit- ΔAPit-ΔTPit)

NOACCit= ACCit- OACCit

$ACC_{it}$=جمع اقلام تعهدی $Ni_{it}$=سود خالص $DEP_{it}$=استهلاک سالانه $CFO_{it}$=جریان وجه نقد عملیاتی $OACC_{it}$=اقلام تعهدی عملیاتی $\Delta AR_{it}$=تغییردر حسابهای دریافتنی $\Delta I_{it}$=تغییر در موجودی کالا $\Delta PE_{it}$=تغییر در پیش پرداختها $\Delta AP_{it}$=تغییر در حسابهای پرداختنی $\Delta TP_{it}$=تغییر در مالیات های پرداختنی $NOACC_{it}$=اقلام تعهدی غیر عملیاتی (معیار محافظه‌کاری که در منفی یک ضرب می‌شود).

در حالی که اقلام تعهدی عملیاتی (سرمایه در گردش) از فعالیت های مستمر ومعمول شرکت ناشی می‌شوند، اقلام تعهدی غیر عملیاتی ناشی از تغییر در برآوردها، سود و زیان فروش دارایی‌ها، زیان کاهش ارزش دارایی‌های ثابت، درآمدهای انتقالی به دوره‌های آتی و سرمایه‌ای کردن مخارج است (گیولی وهاین، ۲۰۰۰). از انجا که مقادیر کوچک‌تر (منفی تر) اقلام تعهدی غیر عملیاتی نشانگر سطوح بالاتر محافظه‌کاری هستند، در این تحقیق برای همسو کردن جهت مقادیر جبری اقلام تعهدی غیر عملیاتی با میزان محافظه کاری از قرینه این اقلام استفاده شده است.

دلایل انتخاب مدل بالا برای اندازه‌گیری محافظه‌کاری به قرار زیر می‌باشد:

الف) مدل‌های موجود برای اندازه‌گیری محافظه‌کاری از جمله مدل با سو، پنمن و ژانگ که در برخی از پژوهش‌های داخلی نیز از آنها ا ستفاده شده ا ست در اندازه‌گیری محافظه‌کاری با خطای زیادی مواجه هستند.

ب) مدل مورد استفاده این پژوهش مبتی بر اطلاعات حسابداری است و در آن شاخص‌های بازار مورد استفاده قرار نگرفته است.

## روش گردآوری داده‌ها

داده‌های مورد نیاز جهت آزمون فرضیات از صورت‌های مالی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران استخراج گردیده است. تحلیل داده‌ها وآزمون‌ها با استفاده از نرم افزار های۲۰۰۷ Excel وEviews۷ انجام شده است.

## فرضیه‌های تحقیق

با توجه به هدف تحقیق و براساس ادبیات تحقیق فرضیات به صورت زیر بیان می‌شود:

فرضیه اول: گزارشگری محافظه‌کارانه ارتباط معنا داری باافزایش وجه نقد در دسترس شرکت‌ها دارد.

فرضیه دوم: گزارشگری محافظه کارانه ارتباط معنا داری با گرایش به پس انداز در شرکت‌ها دارد.

## جامعه و نمونه آماری

جامعه آماری تحقیق شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادارتهران هستند؛ قلمرو زمانی تحقیق با در نظر گرفتن اطلاعات نزدیک به زمان تحقیق یک دوره ۷ ساله از سال ۱۳۸۴ تا سال۱۳۹۱ می‌با شد و نمونه آماری هم به روش حذفی و با درنظر گرفتن شرایط زیر انتخاب شده است:

۱-از ابتدای سال ۱۳۸۳ در بورس پذیرفته شده باشند.

۲-صورت‌های مالی و سایر داده‌های مورد نیاز آنها از سال ۱۳۸۴الی۱۳۹۱ دسترس باشد.

۳-وقفه‌ی معاملاتی بیش از شش ماه در محدوده تعیین شده نداشته باشند.

۴-جزء شرکت‌های واسطه‌گری مالی (سرمایه گذاری) نباشند.

۵-صورت‌های مالی شرکت‌ها منتهی به ۲۹ اسفند باشد.

باتوجه به شرایط اشاره شده در بالا از تعداد ۷۶ شرکت به عنوان نمونه تحقیق انتخاب شد.

### مدل مدیریت نقدینگی شرکت

برای آزمون فرضیه اول تحقیق از مدل باتز کاهال و همکاران (۲۰۰۹) استفاده شده است:

$$CASH_{it} = \alpha + \beta CONSV_{it} + \Sigma\gamma CONTROLS_{it} + \varepsilon_{it}$$

که consv شاخص محافظه‌کاری می‌باشد که با استفاده از مدل گیولی و هین (۲۰۰۰) اندازه‌گیری می‌شود. متغیرهای کنترلی شامل، نسبت دفتری به بازار (BM) به عنوان معیار سنجش فرصتهای سرمایه‌گذاری (اپیلر وهمکاران ۱۹۹۹)، اندازه شرکت (size) (لگاریتم طبیعی جمع دارایی ها) بعنوان معیار مقیاس اقتصادی مربوط به انگیزه های معاملاتی برای نگهداری وجه نقد (بامول ۱۹۵۲، میلیر. ارر ۱۹۶۶)، جریان های نقد عملیاتی (CF) نیز بعنوان معیاری دیگر جهت سنجش انگیزه نگهداری وجه (باتز کاهال و همکاران۲۰۰۹)، مخارج سرمایه‌ای (CAPEX) بعنوان معیاری جهت سنجش میزان دارایی‌های ثابت به وثیقه گذاشته شده و تغییر پذیری جریان وجه نقد (CFVOL) به عنوان معیار سنجش ریسک جریان‌های نقدی می‌باشد. (باتز کاهال وهمکاران ۲۰۰۹)

### مدل نگهداری وگرایش به پس انداز

برای آزمون فرضیه دوم از مدل المیدا و همکاران (۲۰۰۴) استفاده شده است:

$$\Delta CASH_{it} = \alpha + \psi FCF_{it} + \delta CONSV_{it} + \beta FCF_{it}*CONSV_{it} + \Sigma\gamma CONTROLS_{it} + \varepsilon_{it}$$

که FCF وجه نقدآزاد، *CONSV*: محافظه کاری، *FCF*CONSV*: محافظه کاری ضرب در جریان وجه نقد آزاد است، *CONTROLS*نیز شامل نسبت ارزش دفتری داریی‌ها به ارزش بازار دارایی‌ها (*BM*) و اندازه شرکت (*SIZE*) می‌باشد.

## تحلیل یافته‌های پژوهش

مطابق نگاره (۱) بین محافظه کاری و وجه نقد رابطه منفی ومعنا داروجود دارد؛ یعنی با افزایش محافظه‌کاری حسابداری، وجه نقد در دسترس شرکت‌ها کاهش پیدا می‌کند. مطابق نگاره فوق، ضریب تعیین تعدیل شده ۶۹ درصد می‌باشد، این ضریب بیانگر این است که ۶۹ درصد از تغییرات درمتغیر وابسته توسط متغیرهای مستقل مدل توضیح داده می‌شود؛ جریان‌های نقد عملیاتی با وجه نقد در دسترس شرکت‌ها رابطه‌ی مستقیم و معنا دار دارد. مطابق با انتظارات، مخارج سرمایه‌ای ( دارایی‌های ثابت) با وجه نقد رابطه‌ی مستقیم و معنا داری دارد؛ به عبارتی با افزایش دارایی‌های ثابت، وجه نقد در دسترس شرکت‌ها نیز افزایش می‌یابد، شرکت‌ها از این دارایی‌ها می‌توانند بعنوان وثیقه دریافت وام‌های بانکی استفاده کنند که بدین گونه وجه نقد در دسترس شرکت‌ها افزایش می‌یابد. از این رو فرضیه اول پژوهش تأیید می‌شود. این یافته مطابق با یافته ثقفی ونادری (۱۳۹۰) و برخلاف یافته لی (۲۰۱۱) می‌باشد.

***نگاره (۱): نتایج آزمون فرضیه اول***

| متغیرهای توضیحی | ضریب رگرسیون | آماره-t | معناداری |
|---|---|---|---|
| محافظه کاری | -۰/۰۹۴۳۱ | -۱/۵۲۲۶ | ۰/۰۳۵۷ |
| جریان وجه نقد عملیاتی | ۰/۰۱۹۸ | ۱/۵۳۰۶ | ۰/۰۶۵۰ |
| مخارج سرمایه ای | ۰/۰۵۱۶ | ۹/۱۷۳۷ | ۰/۰۲۳۸ |
| نسب ارزش دفتری به بازار | ۰/۰۰۴۰ | ۳/۹۳۴۵ | ۰/۰۰۰۱ |
| اندازه شرکت | -۰/۰۰۶۹ | -۳/۲۳۰۸ | ۰/۰۰۱۴ |
| رشد فروش | ۰/۰۸۲۴ | ۰/۸۴۴۳ | ۰/۳۹۵۳ |
| نوسانات جریان‌های نقدی | ۰/۵۹۹۳ | ۱۱/۰۵۳۳ | ۰/۰۰۰ |
| عرض از مبدا | ۰/۲۰۹۰ | ۳/۷۴۸۰ | ۰/۰۰۰۱ |
| ضریب تعیین | ۰/۷۴۴۶ | | |
| ضریب تعیین تعدیل شده | ۰/۶۹۲۷ | | |
| آماره F- | ۳۹/۲۳۴۷ | | |
| معناداری آماره F | ۰/۰۰۰۰ | آماره دوربین-واتسون | ۲/۳۴۲۲ |

نگاره (۲) نتایج آزمون فرضیه دوم را نشان می‌دهد. طبق نتایج بدست آمده بین گرایش به پس انداز ومحافظه کاری رابطه معنا داری وجود دارد. به عبارت دیگر با افزایش محافظه‌کاری

تغییرات وجه نقد کاهش پیدا می‌کند و بر این اساس، ۶۱درصد از تغییرات در متغیر وابسته توسط متغییرهای مستقل توضیح داده می شود. همانطور که در این نگاره مشاهده می شود با افزایش وجه نقد آزاد در دسترس شرکت ها، گرایش به پس انداز افزایش و با افزایش محافظه‌کاری گرایش به پس انداز کاهش می‌یابد. از این رو فرضیه دوم تأیید می‌شود. این یافته بر خلاف یافته لی (۲۰۱۱) می باشد.

***نگاره (۲): نتایج آزمون فرضیه دوم***

| متغیرهای توضیحی | ضرایب رگرسیون | آماره-t | P_value |
|---|---|---|---|
| محافظه کاری | -۰/۰۱۱۴ | -۰/۵۸۹۸ | ۰/۵۵۵۶ |
| جریان وجه نقد آزاد | ۱/۳۵۸۴ | ۳۹/۷۵۵۱ | ۰/۰۰۰۰ |
| جریان وجه نقد آزاد* محافظه‌کاری | ۰/۰۰۵۴ | ۱/۴۹۰۹ | ۰/۳۴۰ |
| اندازه شرکت | -۰/۰۰۱۳ | -۱/۴۹۲۸ | ۰/۱۳۶۲ |
| رشد فروش | ۰/۰۲۵۹ | ۰/۳۹۰۰ | ۰/۶۴۶۶ |
| نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار | -۰/۰۰۴۹ | -۲/۰۵۴۸ | ۰/۰۴۰۵ |
| عرض از مبدا | ۰/۰۴۵۹ | ۱/۷۸۳۲ | ۰/۰۷۵۳ |
| ضریب تعیین | ۰/۶۱۷۶ | | |
| ضریب تعیین تعدیل شده | ۰/۶۱۲۲ | | |
| آماره-F | ۳۴۵/۶۴۹۵ | | |
| معناداری آماره F | ۰/۰۰۰ | آماره دوربین واتسون | ۲/۰۰۷۵ |

## نتیجه‌گیری

این تحقیق نقش حسابداری محافظه‌کاری را درمدیریت نقدینگی مورد بررسی قرارداده است. برای اندازه‌گیری گزارشگری محافظه‌کاری از شاخص گیولی و هین (۲۰۰۰) وبرای اندازه‌گیری نقدینگی از مدل باتز کاهال و همکاران (۲۰۰۹) و برای گرایش به پس انداز از مدل المیدا و همکارن (۲۰۰۴) استفاده شده است. نتایج تحقیق حاکی از این است ارتباط معنا دار بین محافظه‌کاری با وجه نقد و تغییرات وجه نقد (گرایش به پس انداز) وجود دارد. یعنی بکارگیری احتیاط در شرکت‌های مورد مطالعه منجر به کاهش مانده وجه نقد در پایان دوره مالی و کاهش تغییر وجه نقد از یک دوره به دوره بعد می‌شود. در واقع مدیریت نقدینگی در

شـــرکت‌ها ارتباط معنا داری با محافظه‌کاری دارد. باتوجه به نتایج تحقیق می‌توان بیان داشـــت شـــرکت‌های با مخارج ســـرمایه‌ای ( دارایی ثابت) بالا، وجه نقد کمتری نگه داری می‌کنند و با افزایش جر یان و جه نقد عملیاتی، و جه نقد در دســـترس شـــر کت نیز افزایش می یا بد و محافظه‌کاری انعطاف پذیری مالی شرکت‌ها را افزایش می‌دهد.

## پیشنهادات پژوهش

پیشـنهاد می‌شـود تحقیق حاضـر با اندازه‌گیری روش‌های مختلف حسـابداری محافظه‌کاری دوباره اجرا شود.

علا قه مندان به تحقیق در باره حســـا بداری محافظه کاری میتوانند ارتباط این ویژگی گزار شگری مالی را با سایر متغیرهای تصمیم‌گیری داخلی شرکت از جمله سود حسابداری مورد بررسی قرار دهند.

## پی نوشت ها

۱ Frictionless

## منابع


بشیری، جعفر. (۱۳۷۸). تأثیر وضعیت نقدینگی بر تقسیم سود در شرکت‌های سهامی (نساجی). پایان نامه کارشناسی ارشد دانشگاه علوم وفنون مازندران

بنی مهد، بهمن (۱۳۹۰) "اثرمحافظه‌کاری حسابداری بربدهی"، *پژوهش‌های مدیریت*، شماره ۸۸، بهار ۱۳۹۰)

ثابتی کهنمویی، معصومه. (۱۳۸۵). طراحی وتدوین مدل بهینه مدیریت نقدینگی در بانک صنعت ومعدن، پایان نامه کارشناسی ارشد دانشگاه تربیت مدرس تهران

ثقفی، علی ;نادری کروندان، کاوه. (۱۳۹۰)؛محافظه کاری در گزارشگری مالی: مقایسه دیدگاه منافع قرار دادی با تحریف اطلاعات. *پژوهش تجربی حسابداری مالی، سال اول*، شماره دوم؛۹-۲۸

خوش طینت، محسن؛یوسفی اصل، فرزانه. (۱۳۷۸). رابطه بین تقارن وعدم تقارن اطلاعاتی با محافظه‌کاری. *مطالعات حسابداری*؛ شماره ۲۰؛۳۶-۵۸

رضا زاده، جواد؛آزاد، عبداله. (۱۳۸۷). رابطه بین عدم تقارن اطلاعاتی ومحافظه کاری در گزارشگری مالی. *بررسی‌های حسابداری وحسابرسی* سال ۱۵ شماره ۵۴؛۶۳-۸۰

سازمان حسابرسی کمیته فنی، استانداردهای حسابداری ۱۳۸۸

ستایش، محمدحسین؛جمال پور، مظفر. (۱۳۸۹). بررسی وجود محافظه‌کاری در گزارشگری مالی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس تهران. *پیشرفتهای حسابداری؛ دوره* دوم شماره اول؛۸۵-۱۱۹

طالبی، محمد (۱۳۷۵)؛ابعاد مدیریت نقدینگی در شرکت‌ها؛*تحقیقات مالی* سال سوم ص ۱۱۰-۱۲۶سال سوم شماره ۱۱و۱۲

کردستانی، غلامرضا؛حبیب، امیربیگی لنگرودی. (۱۳۸۹). محافظه کاری در گزارشگری مالی و پیامدهای اقتصادی آن. *حسابرس*؛شماره۴۸

مشایخی، بیتا؛محمدآبادی، مهدی؛حصارزاده، رضا. (۱۳۸۸). تأثیر محافظه کاری حسابداری بر پایداری وتوزیع سود. *بررسی‌های حسابداری و حسابرسی*؛سال ۱۶ شماره ۵۶؛۱۰۷-۱۲۴

مهرانی، ساسان؛محمدآبادی مهدی. (۱۳۸۸). روش‌های اندازه‌گیری محافظه کاری؛*حسابدار* سال ۲۳ شماره ۲۰۶

Almeida, H. , M. Campello and M. S. Weisbach, 2004. The cash flow sensitivity of cash. *Journal of Finance* 59, 1777-1804.

Ball, R. and L. Shivakumar, 2005. Earnings quality in UK private firms: Comparative loss recognition timeliness. *Journal of Accounting and Economics* 39, 83-128.

Bates, T. W. , K. M. Kahle and R. M. Stulz, 2009. Why do U. S. firms hold so much more cash than they used to? *Journal of Finance* 64 (5) , 1985-2021.

Baumol, W. J. , 1952. The transaction demand for cash: The inventory theoretic approach. *Quarterly Journal of Economics* 66, 545-556.

پژوهش‌های تجربی حسابداری
سال پنجم، شماره ۱۸، زمستان ۱۳۹۴ صص ۲۹ - ۵۴

# بررسی افزایش ثروت سهامداران در طول دوره تصدی مدیران ارشد شرکت: رویکردی نوین برای آزمون اثربخشی پاداش به مدیران ارشد

زهره حاجیها*، حسن چناری بوکت**

تاریخ دریافت: ۹۱/۰۹/ ۰۷
تاریخ پذیرش: ۹۱/۱۲/ ۱۹

## چکیده

هدف این پژوهش، مطالعه‌ی ارتباط بین پاداش مدیران ارشد و ارزش‌افزوده‌ی سهامدار است. اطلاعات شش ساله‌ی (۱۳۹۰-۱۳۸۵) نمونه‌ای از ۸۱ شرکت در بورس اوراق بهادار تهران مورد مطالعه قرار گرفت. یافته‌های حاصل از پژوهش نشان می‌دهد بین پاداش مدیران ارشد و ارزش افزوده‌ی سهامدار (مجموع تغییرات ارزش بازار و سود نقدی پرداخت شده)، و بازده غیرعادی انباشته سهام، رابطه معنی‌داری وجود ندارد. از این‌رو می‌توان نتیجه گرفت که تخصیص پاداش در طول دوره تصدی مدیران ارشد شرکت‌های ایرانی موثر نبوده است.

**واژه‌های کلیدی**: ارزش‌افزوده‌ی سهامدار، پاداش مدیران ارشد، ثروت سهامداران
**طبقه‌بندی موضوعی:** M41, M25, G32

* استادیار گروه حسابداری دانشکده علوم انسانی دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران شرق، (نویسنده مسئول)، (z_hajiha@yahoo. com)
** دانش‌آموخته کارشناسی ارشد گروه حسابداری دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران جنوب، (ha_chenari@yahoo. com)

**مقدمه**

دستیابی به رشد بلندمدت اقتصادی نیازمند تخصیص بهینه‌ی منابع در سطح ملی است که بدون کمک بازارهای مالی به‌ویژه بازار سرمایه‌ی کارا به سهولت امکان‌پذیر نیست. کارکرد مناسب بازار سرمایه می‌تواند کارایی، سرمایه‌گذاری و رشد را افزایش دهد (چیانگ، ۲۰۰۵). هم‌چنین قادر است از طریق کاهش نگهداری دارایی‌های نقدی و افزایش نرخ رشد سرمایه‌ها در بلندمدت، رشد اقتصادی را افزایش دهد ( سینایی و داودی، ۱۳۸۸). در طول سالیان اخیر، سیاست گذاران در رابطه با عملکرد مدیران ارشد و پاداش دریافتی آن‌ها و این که آیا پاداش‌های پرداخت شده به مدیران مطابق با منافع سهامداران هست یا خیر، پژوهش‌هایی را انجام داده‌اند (جنسن و مورفی، ۱۹۹۰؛ هال و لیبمن، ۱۹۹۸؛ ببچاک وفرد، ۲۰۰۴؛ جونگ، ۲۰۱۱). با توجه به مغایر بودن نتایج مطالعات پیشین با نتیجه‌ی عملکرد مدیران ارشد، مطالعاتی نیز تمرکز خود را بر توانایی مدیریت درباره‌ی وظایف محوله و پاداش دریافتی و هم‌سو بودن آن با منافع سهامداران قرار داده‌اند (مورفی، ۱۹۹۹؛ کور وهمکاران، ۲۰۰۶؛ جنسن وهمکاران، ۲۰۰۴؛ دیورس و همکاران، ۲۰۰۷؛ جونگ، ۲۰۱۱). به‌منظور کاهش مشکلات نمایندگی ناشی از احتمال عدم همسویی منافع بین مدیران و سهامداران، بایستی بر تابع مطلوبیت هر یک از دو طرف و نحوه‌ی تسهیم منافع و مخاطره، بین آنان تمرکز نمود. بدین طریق، می‌توان مدیران را در به‌کارگیری توانایی‌ها و مهارت‌هایشان در راستای منافع مالکان ترغیب نمود و در آن‌ها ایجاد انگیزه کرد. پرداخت پاداش به مدیران به‌عنوان جزیی از حق‌الزحمه‌ی آن‌ها، یکی از روش های مطرح جهت انگیزش مدیران و یکی از ابزار های رایج به‌منظور همسو نمودن دیدگاه‌ها و عملکرد آن‌ها در راستای افزایش ثروت سهامداران است. حقوق و مزایای مدیران شرکت‌ها شامل حقوق ثابت، پاداش نقدی عملکرد و مزایای غیرنقدی است. از بعد نظری، انتظار بر آن است پاداش نقدی پرداختی به مدیران، مبتنی بر عملکرد آن‌ها باشد؛ بدین معنی که همسویی عملکرد مدیران با منافع حاصله برای سهامداران، منجر به تشویق آن‌ها و بهره‌مندی از پاداش گردد (نمازی و مرادی، ۱۳۸۴). نتایج اکثر پژوهش های تجربی صورت پذیرفته بیان‌گر آن است طرح های پاداش بلندمدت که به نحوی سهیم کردن مدیران در مالکیت شرکت را به‌طور واقعی و یا به‌طور شبیه‌سازی در بر دارد باعث افزایش ثروت سهامداران می‌شود. اما همواره این سوال مطرح است که چه میزان پاداش برای مدیران مناسب است که از

یک سو باعث انگیزش مدیران و از سوی دیگر باعث تلاش بیشتر آن‌ها برای افزایش ثروت سهامداران شود. واقعیت این است که دیدگاه سرمایه‌داری همواره بر افزایش ثروت سهامداران و سرمایه‌گذاران تاکید دارد، ازاینرو، بایستی همواره به این موضوع توجه داشت که کارایی و اثربخشی مدیران بنگاه‌های اقتصادی حائز اهمیت است و با تشویق مدیران موفق، می‌توان افزایش ثروت سهامداران را تسهیل و سرعت بخشید (شیخ‌الاسلامی، ۲۰۰۱؛ سجادی و زارع زاده‌ی مهریزی، ۱۳۹۰). قانون وجود منابع کمیاب بیان می‌کند منابع مادی و انسانی برای تامین احتیاجات، چه در یک کشور و چه در یک موسسه محدود می‌باشد. بنابراین برای بالا بردن سطح درآمد یا رسانیدن سود شرکت و به‌تبع آن ثروت سهامداران به حداکثر ممکن، لازم است بهترین و موثرترین استفاده از این منابع به‌عمل آید که لازمه‌ی آن داشتن مدیرانی با انگیزه و قوی است. قراردادهای موثر و کارا در زمینه‌ی پاداش، در مدیران این انگیزه را ایجاد می‌کند که ارزش شرکت و ثروت سهامداران را به حداکثر ر ساند. با توجه به این‌که عملکرد مدیران شرکت‌ها و صنایع می‌تواند در تبیین کلی راهبردهای سرمایه‌گذاری توسط سهامداران در بازار سرمایه بسیار موثر باشد به نظر می‌رسد لازم است در این زمینه مطالعه‌ای در بورس اوراق بهادار تهران انجام شود. از طرفی با مراجعه به پژوهش‌های حوزه‌ی حسابداری و مالی می‌توان جای خالی این رویکرد را در مطالعه‌ی بازار سرمایه‌ی کشوردرک نمود. هدف این پژوهش، مطالعه و بررسی طرح‌های پاداش مدیران ارشد (طی دوره‌ی تصدی ان‌ها) در قالب نظریه‌ی نمایندگی و ارتباط آن با رشد و به‌تبع آن افزایش ثروت سهامداران در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران می باشد. این مقاله ابتدا به تبیین مبانی نظری و پیشینه‌ی پژوهش، ارایه‌ی فرضیه و متغیرهای پژوهش می‌پردازد. سپس آزمون فرضیه‌ها و بیان یافته‌های آن و در نهایت ارایه‌ی نتیجه‌گیری، پیشنهادات و محدودیت‌های پژوهش بیان خواهد شد.

## مبانی نظری پژوهش

هدف مدیریت بنگاه های اقتصادی با توجه به پارادایم های نوین مالی، خلق ارزش برای مالکان است. ارزش و ارزش آفرینی برای مالکان و سهامداران به هدف کسب و حداکثر کردن ثروت آن‌ها صورت می‌پذیرد. در این راستا ارزیابی عملکرد از مسایل مهم در فرآیند مدیریت و ارزش آفرینی محسوب می شود. ارزیابی منطقی عملکرد به شناخت و به‌کارگیری

شاخص‌های مالی و غیرمالی بستگی دارد (رهنمای رودپشتی و همکاران، ۱۳۸۵). بر اساس نظریه‌ی نمایندگی، سازمان مجموعه‌ای از قراردادهاست. موجودیت یک واحد تجاری بر مبنای قراردادهای منعقده‌اش می باشد. این قراردادها می توانند مکتوب و نوشته (مانند قراردادهای پاداش مدیران، قراردادهای استقراض، قراردادهای پاداش بهره‌وری و...) و یا نانوشته باشند (مانند روش‌های کاری مکتوب نشده، طرح‌های پاداش اعلام شده از سوی سهامداران و...). قرارداد و یا طرح پاداش بین سهامداران عمده و مدیران شرکت، یکی از مهمترین این قراردادها است. (نمازی و سیرانی، ۱۳۸۳). موضوع نظریه‌ی نمایندگی، مطالعه‌ی تعارض بین صاحبکار و عامل (کارگمار و کارگزار) است که از تفکیک مالکیت از مدیریت ناشی می شود. این تضاد ناشی از متفاوت بودن اهداف آن‌ها است به گونه‌ای که در رابطه‌ی نمایندگی فرض بر این است هر یک از طرفین سعی در حداکثر و بهینه کردن منافع خویش دارند (برلی و مینز، ۱۹۳۲؛ جنسن و مک لینگ، ۱۹۷۶؛ جونگ، ۲۰۱۱). مورفی (۱۹۹۹) بیان می‌کند دامنه و وسعت پاداش مدیران در دوره‌ی تصدی مدیریت در راستای جبران خدمات بر مبنای سهام بایستی شامل اختیارهای سهام، سهام فانتوم، سهام محدود شونده و... باشد. هم‌چنین یافته‌های هال و لایبمن (۱۹۹۸) بیان‌گر این است متوسط ثروت مدیران به‌واسطه‌ی قرار گرفتن در معرض افزایش سه برابری قیمت‌های سهام بین سال‌های ۱۹۸۰ تا ۱۹۹۴ شکل گرفت. مطالعه های پیشین صورت گرفته مبنی بر رابطه بین عملکرد و پاداش مدیران بابت جبران خدمات نیز شاهدی بر این ادعاست (جونگ، ۲۰۱۱). پژوهشی‌که توسط جنسن و مورفی (۱۹۹۰) صورت گرفت، نشان داد تغییرات صورت پذیرفته در ثروت مدیران با نسبت ۳/۲۵ دلار به ۱۰۰۰ دلار به‌واسطه‌ی تغییر در ثروت سهامدار می‌باشد. در مطالعه‌ی دیگری که توسط آگاروال و سام‌ویک، (۱۹۹۹) صورت پذیرفت یافته‌ها حکایت از این دارد که متوسط حساسیت ثروت مدیران با نسبت ۱۴/۵۲ دلار به ۱۰۰۰ دلار در نتیجه‌ی تغییر در ثروت سهامدار می‌باشد. با این حال یافته‌های سایر مطالعات نیز بعضا بیان‌گر تاثیر و ارتباط منفی و بی‌معنی پاداش بر عملکرد مدیران می باشد. لارکر (۲۰۰۳) در پژوهشی، مجددا پژوهش هانلون و همکاران (۲۰۰۳) را مورد مطالعه قرار داد و به این نتیجه رسید ارتباط منفی یا مثبت پاداش با عملکرد مدیران مرتبط با مدل‌های اقتصادی استفاده شده می‌باشد. یافته‌های کوپر و همکاران بیان کردند نوع صنعت و میزان تعدیلات صورت پذیرفته در رابطه با پاداش مدیران در طول

دوره‌ی تصـــدی مدیریت ارتباط منفی با بازده‌های ســـهام غیرعادی آتی دارد. به‌طور خلاصـــه می‌توان گفت توافق کلی در مورد ارتباط مثبت و منفی پاداش مدیران در طول دوره‌ی تصـدی مدیریت و افزایش ثروت سهامداران وجود ندارد. یکی از مزایای بررسی پاداش مدیران ارشد و ثروت سهامداران در بلندمدت، کاهش مشکلات مربوط به تصفیه حساب مدیران می‌باشد. طبق مطالعات پیشین، این مشکل زمانی افزایش می‌یابد که به مدیران از جریان‌های نقدی مورد انتظار تحقق نیافته پاداشی پرداخت شود. به‌عنوان مثال اگر به مدیران شرکت بابت یک قرارداد منعقد شده پاداشی پرداخت شود ولی بعدا به هر علتی قرارداد لغو شود، سهامداران نمی‌توانند پاداش پرداختی را از محل جریان‌های نقدی تحقق نیافته از مدیران باز پس گیرند ولی ثروت مدیران دریافت‌کننده‌ی پاداش به‌رغم عدم بازگرداندن پاداش بعد از لغو قرارداد در منابع حقوق صاحبان سهام کاهشی به میزان پاداش را نشان خواهد داد. زمانی‌که به مدیران پاداشی در قالب ســهام پرداخت شــود، مشــکلات به وجود آمده برای ســهامدارن به میزان قابل توجهی کاهش می یابد (لئون و همکاران، ۲۰۰۶). از اینرو بر اســـاس نظریه‌ی قراردادها و همچنین مشــکلات نمایندگی انتظار بر آن اســت ثروت ســهامداران به انگیزه‌ی مدیران حســاس باشــد. انگیزه‌ی مدیران نیز در قالب پاداش جبران خدمات و درصــد مالکیت ســهام آن‌ها در شــرکت می‌باشد. بنابراین، پاداش مدیران با ثروت سهامداران رابطه خواهد داشت.

## پیشینه‌ی پژوهش

اغلب متخصصین مالی و اقتصادی بر این باورند که طرح‌های پاداش و سهیم کردن مدیران در مالکیت شرکت دارای منافع اقتصادی است و باعث افزایش ثروت سهامداران می شود. اما نظریه‌های متناقضی هم توسط پژوهش‌گران ارایه شده که بیان می‌کنند چنین طرح‌هایی باعث منتفع شــدن مدیران به هزینه ســهامداران می‌شــود (بروکمن و همکاران، ۲۰۱۰). پژوهش‌های مرتبط متفاوتی در این زمینه صورت پذیرفته است که اهم پژوهش‌های انجام شده به‌وسیله‌ی پژوهش‌گران خارجی و ایرانی به شرح ذیل است:

یافته‌های حاصـــل از پژوهش مورفی (۲۰۱۰) بیان‌گر این اســـت پرداخت پاداش به مدیران اجرایی با عملکرد دارای همبســـتگی مثبت و معنی‌دار اســـت و حتی اگر بین پرداخت پاداش و عملکرد رابطه‌ای نباشــد باز هم منابع مدیران اجرایی از طریق ابزارهایی مانند حق اختیار ســهام،

طرح‌های عملکردی بلندمدت و مهم‌تر از همه، مالکیت سهام به عملکرد شرکت وابسته است. هم‌چنین یافته های پژوهش نشـــان داد طرح های انگیزشـــی حق‌الزحمه اعم از کوتاه مدت و بلندمدت، نه‌تنها به ضرر سهامداران نیست بلکه آن‌ها را نیز منتفع می‌کند. رایسه‌من و همکاران، (۲۰۰۸) در پژوهشـی به مطالعه‌ی این موضـوع پرداختند که آیا ثروت سـهامدارن در صـورت پرداخت پاداش به مدیران بر مبنای ارزش افزوده‌ی اقتصادی افزایش می‌یابد؟ یافته‌های پژوهش نشـان داد عملکرد مدیران دریافت‌کننده‌ی پاداش بر مبنای ارزش افزوده‌ی اقتصـادی به مراتب بهتر از عملکرد مدیران دریافت‌کننده‌ی پاداش به‌صورت سنتی است و همین امر باعث افزایش ثروت سـهامدارن می‌شـود. آلفرد و بورسـین، (۲۰۰۶) در پژوهشـی به مطالعه‌ی بین سـاختار مالکیت و پاداش مدیران پرداختند. یافته‌های پژوهش نشـان داد پاداش مدیران به‌دلیل مسـاله‌ی نظریه‌ی نمایندگی، باعث کاهش قابل توجه سـود شـرکت و به‌تبع آن باعث کاهش ثروت سهامداران می شود. از سوی دیگر کنترل کمتر مالکان، مدیران را قادر به افزایش میزان پاداش می‌کند. هارفورد و لی، (۲۰۰۵) به مطالعه‌ی پرداخت های انجام شـده به مدیر عامل، در زمان انجام سرمایه‌گذاری‌های عمده توسط شرکت‌ها (شامل تحصیل سهام سایر شرکت‌ها و انجام محارج سرمایه‌ای) پرداختند. یافته‌های پژوهش مزبور بیان‌گر دریافت پاداش توسط مدیر عامل بابت توسعه‌ی شرکت به‌ویژه از طریق تحصیل سایر شرکت‌ها بود. آن‌ها نشان دادند حتی در مواردی که ثروت سهامداران کاهش می‌یابد، وضعیت مدیر عامل تا سه برابر بهتر می‌شود. ایتنر و پیزینی، (۲۰۰۳) در پژوهشـی با عنوان پاداش بر مبنای عملکرد در شـرکت های خدمات تخصصی به این نتیجه رسیدند حساسیت پرداخت مدیران نسبت به عملکرد، متناسب با افزایش تنوع وظایف، اندازه‌ی شـرکت و میزان تخصـص حرفه‌ای به میزان با اهمیتی افزایش می‌یابد. به‌علاوه هر چه شـرکت بزرگ‌تر باشـد، احتمال اختلاف در حق‌الزحمه‌ی مدیران آن با سـایر شرکت‌ها بیشتر خواهد بود؛ چرا که اندازه‌ی شرکت بر دقت نظارت و آگاهی‌دهی معیارهای سنجش عملکرد (نسبت پیام‌دهی به عدم دقت[1]) تاثیر می‌گذارد.

سـجادی و زارع زاده‌ی مهریزی (۱۳۹۰) رابطه بین طرح های پاداش مدیران و معیارهای اقتصـادی ارزیابی عملکرد در شـرکت‌های پذیرفته شـده در بورس اوراق بهادار تهران را طی دوره‌ی زمانی ۱۳۸۸-۱۳۸۳ مورد مطالعه قرار دادند یافته های پژوهش حاکی از رابطه‌ی معنی‌دار بین پاداش پرداختی به مدیران با معیارهای اقتصادی (ارزش افزوده‌ی اقتصادی، ارزش

افزوده‌ی بازار و ارزش افزوده‌ی اقتصادی تعدیل شده) ارزیابی عملکرد بود. رهنمای رودپشتی و محمودی (۱۳۸۸) در پژوهشی به بررسی و ارزیابی ارزش افزوده‌ی اقتصادی و ارزش افزوده‌ی بازار در مدیریت ارزش افزوده‌ی سهامداران پرداختند. یافته‌های حاصل از پژوهش حاکی از وجود ارتباط معنی‌دار معیارهای سنجش عملکرد مبتنی بر ارزش‌آفرینی با ارزش افزوده‌ی سهامداران بوده؛ در نتیجه آن‌ها منا سب بودن ا ستفاده از ارزش افزوده‌ی اقت صادی و ارزش افزوده‌ی بازار را به‌عنوان متغیرهای پیش‌بینی کننده و جایگزین در راستای شناسایی و اندازه‌گیری ارزش افزوده‌ی سهامداران پیشنهاد دادند. نمازی و سیرانی (۱۳۸۳) در پژوهشی با عنوان بررسی تجربی سازه‌های مهم در تعیین قراردادها، شاخص‌ها و پارامترهای پاداش مدیران عامل شرکت‌ها در ایران با استفاده از نظریه‌ی نمایندگی به مطالعه‌ی دو موضوع پرداختند: نخست ارتباط پاداش مدیران عامل شرکت‌ها در ایران با سود حسابداری، ر شد سود و ر شد ارزش افزوده‌ی بازار و دوم، بررسی سازه‌های مهم در تعیین پاداش مدیران عامل. یافته‌های پژوهش بیان‌گر آن بود افزایش مدت زمان قرارداد و افزایش ثبات آن، ارزش شرکت و به‌تبع آن ثروت سهامداران افزایش خواهد یافت. جهانخانی و ظریف‌فرد (۱۳۷۵) در پژوهشی با عنوان شیوه‌های مالی هدایت دیدگاه‌ها و عملکرد مدیران در جهت افزایش ثروت سهامداران بیان کردند مهم‌ترین راه‌حل برای سهیم کردن مدیران در مالکیت شرکت، به‌وجود آوردن تساوی حقوق در واحدهایی است که اداره می‌کنند. بدین معنی که بر اساس ارزشی که مدیران به‌وجود می‌آورند در چارچوب فرمول مناسبی حق (پاداش) آن‌ها داده شود.

## فرضیه‌های پژوهش

- پاداش نقدی ضرورتا تنها روش و فرصت پرداخت به مدیران بابت ارایه‌ی خدمات می‌باشد. اگر مدیران توانسته باشند ثروت سهامداران را افزایش دهند یا به‌عبارت بهتر برای سهامداران ارزش‌آفرینی کنند بدین معنی است که آن‌ها توانسته‌اند از این فرصت به نفع سهامداران و هم‌چنین به نفع خود (از طریق تمدید قرارداد خدمت) استفاده مطلوب نمایند (جونگ، ۲۰۱۱). فاما، (۱۹۸۰) پیشنهاد می‌کند پاداش پرداختی به مدیران بابت عملکرد بایستی برای یک دوره‌ی طولانی مدت باشد. به‌عبارت دیگر معیاری مانند سودآوری عملکرد کوتاه‌مدت را نشان می‌دهد و در بلندمدت مدیران باید ثروت سهامداران را افزایش دهد. ارزش افزوده‌ی سهامدار نخستین بار توسط راپاپورت، به‌عنوان یکی از معیارهای ارزش سهام

معرفی شـــد. ارزش افزوده‌ی ســـهامدار[۲] هم‌چنین در غالب معیاری برای ارزشـــیابی عملکرد مدیریت مبتنی بر ارزش[۳]، در نظر گرفته شـده اسـت. این مقیاس ارزش سـهام را در مقایسـه با هزینه‌ی میانگین موزون سـرمایه نشـان می‌دهد. الگوی ارزش افزوده‌ی سـهامدار ریشـه در مدل جریان نقدی تنزیل شـــده دارد. ایده‌ی کلی ارزش افزوده‌ی ســـهامدار این اســـت مبلغی که سهامدار در سهام سرمایه‌گذاری می‌کند بایستی بازدهی بیشتر از آن‌چه که سهامدار می‌توانست در دارایی‌های دیگر با همان سطح مخاطره سرمایه‌گذاری کند، به‌دست آورد (صمدی لارگانی و همکاران، ۲۰۱۲). در رابطه با مباحث ارزش افزوده، پابلو فرناندز، (۲۰۰۲) معتقد اســـت حسابداری بر مبنای معیارهایی مانند ارزش افزوده‌ی اقتصادی، سود اقتصادی و ارزش افزوده‌ی نقدی ماهیتا نمی‌تواند معیار پیش‌بینی کننده‌ی مناسـبی در شـناسـایی ارزش ایجاد شـده (خلق ارزش) باشد. به‌عبارت دیگر پاداش مدیران باید بر این خلق ارزش تاثیر داشته باشد. این اساس، فرضیه‌ی اول به شرح زیر مطرح شد:

فرضیه‌ی ۱) مجموع پاداش نقدی مدیران با مجموع ارزش افزوده‌ی سهامدار در طول دوره‌ی تصدی مدیران، رابطه مثبت و معنی‌داری دارد.

– در فرآیند پاداش‌دهی به مدیران دو نظریه رقیب وجود دارد. نظریه‌ی قرارداد خوش‌بینانه[۴]، که توسط اقتصاد دانان مالی پشتیبانی می‌شود (مانند جنسن و مک‌لینگ، ۱۹۷۶؛ کوره و گوای، ۱۹۹۹). این نظریه بیان می‌کند امتیازدهی شـــرکت‌ها به مدیران بابت ارایه‌ی خدماتشـــان، مشـکلات خطر اخلاقی راکاهش می‌دهد. فرضـیه‌ی توان مدیریت[۵]، که توسـط پژوهش‌گرانی مانند بیچوک و فراید (۲۰۰۴) پشتیبانی می شود. این نظریه نیز بیان می‌کند هیات‌مدیره بایستی نظارت دقیق و کافی بر فعالیت‌های مدیران داشته باشند و میزان مزایای پرداختی را تنظیم کنند. فانگ و همکاران، (۲۰۱۰) در پژوهشی به مقایسه‌ی میزان پرداختی‌ها به مدیران (کمتر و بیشتر) پرداختند و به این نتیجه رسـیدند مدیران دریافت کننده‌ی پاداش بیشـتر، تلاش بیشـتری را برای افزایش ســـود شـــرکت می‌نمایند. بنابراین افزایش پاداش منجر به خلق ارزش در کوتاه‌مدت و حداقل در دوره تصدی مدیران می شود. این پاداش می‌تواند پاداش غیر نقدی باشد که مدیران را غیرمستقیم در سودآوری شرکت سهیم می‌کند (از طریق سود سهام و قیمت سهام) و در بلندمدت نیز باعث افزایش ثروت بلندمدت سـهامداران می‌گردد. بر این اسـاس فرضـیه‌ی دوم پژوهش به شرح زیر طرح‌ریزی شد:

فرضـــیه‌ی ۲) مجموع پاداش غیرنقدی مدیران با مجموع ارزش افزوده‌ی ســـهامدار در طول دوره‌ی تصدی مدیران، رابطه مثبت و معنی‌داری دارد.

## روش پژوهش

این پژوهش از نظر ماهیت و محتوایی از نوع همبستگی و از نظر هدف کاربردی است. انجام پژوهش در چارچوب ا ستدلال‌های قیا سی- ا ستقرایی صورت می‌پذیرد. بدین معنی که مبانی نظری و پیشینه‌ی پژوهش از راه کتابخان‌های، مجلات و سایر سایت‌های معتبر در قالب قیاسی، و گردآوری داده‌ها برای تایید و رد فرضـیه‌ها از راه اسـتقرایی انجام شـد. به‌دلیل نوع داده‌های مورد مطالعه، مقایســـه‌ی هم‌زمان داده‌های مقطعی و طولی از روش الگوهای داده‌های ترکیبی برای برآورد ضرایب و آزمون فرضیه‌ها استفاده شده است. ابتدا برای تعیین روش به‌کارگیری داده‌های ترکیبی و تشخیص همگن یا ناهمگن بودن آن‌ها از آزمون چاو و هاسمن استفاده شده است.

## متغیرها و مدل‌های پژوهش

**متغیروابســـته**، ارزش افزوده‌ی ســـهامدار که با اســـتفاده از دو شـــاخص اندازه گیری شـــد (جونگ، ۲۰۱۱):

- مجموع تغییرات ارزش بازار ســـرمایه شـــرکت و ســـود نقدی پرداخت شـــده در طی دوره تصدی مدیر به سهامداران برای اینکه ارقام با دوره‌های تصدی متفاوت قابل مقایسه باشند جمع تغییر ارزش بازار سرمایه در طی دوره‌های تصدی تقسیم برتعداد سال‌های تصدی شده است و از رابطه‌ی زیر محاسبه شد:

۱) سال‌های تصدی/[سود نقدی پرداخت شده + (ارزش بازار سهام در ابتدای دوره - ارزش بازار سهام در انتهای دوره)]

لازم به توضیح است نمونه‌ی پژوهش تنها شرکت‌هایی را در بر می‌گیرد که مدیران آن‌ها در طول یک دوره مالی تغییر نکرده باشـند تا بتوان عملکرد یک سـال را تنها به یک مدیر نسـبت داد. برای اطمینان از عدم تغییر مدیر در طی یک دوره‌ی مالی به صـــورت‌های مالی میان دوره ای و یادداشت‌های همراه مراجعه گردیده است.

- برای شاخص دوم از بازده سهام غیرعادی انباشته استفاده می‌شود. از طریق مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای محاسبه شد به این‌صورت که بازده مورد انتظار از بازده واقعی کسر گردید. بازده مورد انتظار با استفاده از مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای به‌دست می‌آید که در آن ضریب $\beta$ با استفاده از بازده‌های سال‌های پیشین برآورد می‌شود (ثقفی و سلیمی، ۱۳۸۴).

$$AR_{ij} = R_{ij} - [R_f + \beta (R_{mj} - R_f)] \quad (۲$$

**متغیرهای مستقل**، پاداش پرداختی به مدیران ارشد که با استفاده از دو شاخص اندازه گیری شد:

- مزایای نقدی هیات مدیره از نسبت مجموع مزایای نقدی هیات مدیره به کل حقوق و مزایای سالانه کارکنان برای این متغیر استفاده شده است. (جایارامان و میلبورن، ۲۰۱۲)

- مزایای غیرنقدی هیات‌مدیره که درصد مالکیت سهام هیات‌مدیره به کل سهام منتشر شده است (سجادی و زارع‌زاده‌ی مهریزی، ۱۳۹۰).

## متغیرهای کنترل:

الف) اندازه‌ی شرکت: مطالعات پیشین همبستگی مثبت را بین ارزش بازار و اندازه‌ی شرکت تایید کرده‌اند (بهرام‌فر و شمس‌عالم، ۱۳۸۳؛ احمدپور و فیروزجایی، ۱۳۸۶). اگر سهام شرکت به صورت منطقی قیمت گذاری شود، تفاوت در متوسط بازده با تفاوت در ریسک شرکت مرتبط می‌شود (فاما و فرنچ، ۱۹۹۵). انتظار می‌رود شرکت‌های بزرگ‌تر بتوانند تاثیر بیشتری بر بازار بگذارند و ارزش بازار را بهتر تحت تاثیر عملکرد خود قرار دهند (بهرام‌فر و شمس‌عالم، ۱۳۸۳) ودر نتیجه ارزش افزوده‌ی سهامنیز بالاتر خواهد بود. اندازه‌ی شرکت از طریق لگاریتم میزان فروش کل شرکت اندازه‌گیری می‌شود. (جونگ، ۲۰۱۱؛ جایارامان و میلبورن، ۲۰۱۲)

ب) فرصت‌های رشد: یافته‌های پژوهش اسمیت و واتس (۱۹۹۲) و گاور (۱۹۹۳) و جونگ (۲۰۱۱) بیان‌گر این است میزان پاداش مدیران مرتبط با عملکرد انهای می‌باشد. به‌گونه‌ای که ارتباط مستقیم بین عملکرد و پاداش وجود دارد. مدیر زمانی عملکرد خوبی دارد که میزان سرمایه‌گذاری و فرصت‌های رشد شرکت بیشتر باشد. فرصت‌های رشد از طریق نسبت ارزش

دفتری به ارزش بازار سهام محاسبه شد. همچنین یافته‌های الایانومیر، (۲۰۰۱) نشان داد بین نسبت کیو توبین (یکی از معیارهای فرصت رشد) و ارزش بازار سهام (به عنوان معیاری از ارزش افزوده سهامدار) رابطه معنی داری وجود دارد. از اینرو از نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار سهام برای اندازه‌گیری فرصت‌های رشد نیز استفاده شد.

پ) ریسک شرکت: با افزایش ریسک، بازده بیشتر به‌دست می‌آید. به عبارتی ریسک و بازده با هم ارتباط مستقیمی دارند. در حالت کلی ریسک بیشتر مستلزم فرصت‌های بیشتر برای اختیارات مدیریت است و به‌تبع آن سطوح مورد نیاز انگیزه‌های مدیریتی را افزایش می‌دهد. ریسک با حساسیت بازده شرکت ($\beta$) بتا نسبت به بازده بازار رابطه دارد و بنابراین بر ثروت سهامدار تاثیر دارد ( سجادی و زارع زاده، ۱۳۹۰). از سوی دیگر ریسک شرکت با بازده غیر عادی سهام رابطه دارد (بهرام‌فر و شمس‌عالم، ۱۳۸۳). ریسک شرکت از طریق انحراف معیار قیمت‌های روزانه‌ی سهام در دوران تصدی مدیر محاسبه و اندازه‌گیری شده است (کوره و گوای، ۱۹۹۹؛ جونگ، ۲۰۱۱).

ث) دوره‌ی تصدی مدیرعامل: دو دلیل عمده و بنیادی را می‌توان در توضیح علت وجود همبستگی بین دوره‌ی تصدی مدیر عامل و ارزش افزوده‌ی سهامداران بیان کرد. نخست، پاداش مدیران و ارزش افزوده‌ی سهامداران در مجموع چیزی بیش از دوره‌ی تصدی مدیر عامل است. دوم، دوره‌ی تصدی طولانی‌مدت مدیرعامل و حضور فعال وی در اکثر پروژه‌ها باعث افزایش ارزش شرکت و به‌تبع افزایش ثروت سهامداران می‌شود. البته در صورتی‌که نظارت کامل و دقیق بر فعالیت‌های وی صورت گیرد (گونگ، ۲۰۱۱؛ ببچوک و همکاران، ۲۰۰۹).

ج) حاکمیت شرکتی: حاکمیت شرکتی با پاداش مدیران شرکت (کوره و همکاران، ۱۹۹۹) و بازده سهام (گومپرس و همکاران، ۲۰۰۳) همبستگی دارد. برای حاکمیت شرکتی از چهار معیار استفاده شده که به شرح زیر می‌باشد:

Control: متغیر مصنوعی که اگر شخص یا شرکتی مالکیت بیش از ۵۰ درصد سهام دارای حق رای شرکت را داشته باشد مقدار ۱ در غیر این‌صورت مقدار صفر را می‌گیرد؛

Res Brd Size: تعداد اعضای هیات‌مدیره؛

Dual: اگر مدیر عامل، رئیس و نایب رئیس هیات‌مدیره نیز باشد به این وضعیت دوگانگی وظیفه‌ی مدیر عامل گفته می‌شود و در این حالت مدیر عامل اختیارات بیشتری دارد. عدم تفکیک وظایف مدیر عامل و رئیس هیات مدیره می‌تواند موجب کاهش اثربخشی نقش نظارتی هیات‌مدیره شود و زمینه سازی تضییع حقوق ذی‌نفعان را در پی داشته باشد. بر اساس پژوهش‌های صورت‌پذیرفته، تفکیک وظایف مدیر عامل و رئیس هیات‌مدیره موجب استقلال بیشتر هیات‌مدیره و در نتیجه کاهش مشکلات نمایندگی و افزایش کیفیت گزارش‌گری مالی می‌شود (ببچوک و همکاران، ۲۰۰۹). اگر در شرکتی مدیر عامل، رئیس یا نایب رئیس هیات‌مدیره باشد، از عدد یک و اگر مدیر عامل، رئیس یا نایب رئیس هیات‌مدیره نباشد، از عدد صفر استفاده می‌شود (جونگ، ۲۰۱۱).

Inst Block: متغیر مصنوعی، اگر سهامدار نهادی بیش از ۵ درصد سهام عادی شرکت را دارا باشد مقدار ۱ و در غیر این‌صورت مقدار صفر لحاظ شده است.

مدل‌های این پژوهش برای آزمون فرضیه‌های اول و دوم به ترتیب به شکل روابط ۳ و ۴ می‌باشد:

$$\text{Shareholder value added} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{ Cashcomp} + \alpha_2 \text{ Size} + \alpha_3 \text{ Growth opportunity} + \alpha_4 \text{ Risk} + \alpha_5 \text{ Tenure} + \alpha_6 \text{ Corporate governance} + \varepsilon_{i.\,t} \quad (۳)$$

$$\text{Shareholder value added} = \beta_0 + \beta_1 \text{Manage stock} + \beta_2 \text{Size} + \beta_3 \text{Growth opportunity} + \beta_4 \text{Risk} + \beta_5 \text{Tenure} + \beta_6 \text{Corporate governance} + \varepsilon_{i.\,t} \quad (۴)$$

## جامعه و نمونه‌ی آماری پژوهش

جامعه‌ی آماری این پژوهش کلیه‌ی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران است. دوره‌ی زمانی پژوهش از سال ۱۳۸۵ تا سال ۱۳۹۰ در نظر گرفته شده است. هم‌چنین نمونه آماری براساس معیارهای زیر انتخاب شده است:

الف) با توجه به دوره‌ی زمانی دسترسی به اطلاعات (۱۳۹۰- ۱۳۸۵)، شرکت قبل از سال ۱۳۸۵ در بورس اوراق بهادار پذیرفته شده باشد و نام آن تا پایان سال ۱۳۹۰ از فهرست شرکت‌های یاد شده حذف نشده باشد؛

ب) به‌منظور افزایش توان هم سنجی و همسان سازی شرایط شرکت‌های انتخابی، سال مالی شرکت‌ها باید به پایان اسفند ماه هر سال منتهی شود؛

پ) به‌دلیل شفاف نبودن مرزبندی بین فعالیت‌های عملیاتی و تامین مالی شرکت‌های مالی (شرکت‌های سرمایه‌گذاری و واسطه‌گری مالی و...)، این شرکت‌ها از نمونه حذف شده‌اند؛

ت) شرکت‌هایی که اطلاعات آن‌ها برای محاسبه‌ی متغیرهای اولیه‌ی صورت‌های مالی ناقص بوده‌اند از نمونه حذف شده‌اند؛

ث) شرکت‌ها نباید توقف فعالیت و زیان عملیاتی دا شته و دوره‌ی فعالیت خود را تغییر داده باشند.

بر این اساس ۸۱ شرکت به عنوان نمونه آماری انتخاب شدند

## آمار توصیفی پژوهش

در نگاره‌ی ۱ میانگین، انحراف معیار، واریانس، چولگی و کشیدگی از جمله شاخص‌های مرکزی و پراکندگی به‌صورت کلی محاسبه شده است.

***نگاره (۱): آمار توصیفی داده‌های پژوهش***

| نوع متغیر | نام متغیر | تعداد | میانگین | انحراف‌معیار | واریانس | چولگی | کشیدگی |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| متغیروابسته: ارزش‌افزوده‌ی‌سهامدار | تغییرات | ۴۸۶ | ۲۷۱۵/۳۵ | ۴۸۵۷/۲۲۹ | ۲/۳۶۳E۷ | ۲/۹۲۸ | ۱۳/۱ |
| | بازده سهام غیر عادی | ۴۸۶ | ۱/۸۴۰ | ۴/۱۷۱ | ۱۵/۶۳۴ | ۰/۰۲۷ | ۰/۴۷۱ |
| متغیرمستقل: پاداش | پاداش | ۴۸۶ | ۰/۰۳۱ | ۰/۲۴۱ | ۰/۰۳۹ | ۱۹/۵۲۷ | ۳۸۷/۲۴ |
| | پاداش | ۴۸۶ | ۶۳/۴۱۵ | ۲۵/۷۱۹ | ۵۹۷/۱۷۴ | -۰/۶۲۷ | -۰/۴۱۹ |
| متغیرهای کنترلی | اندازه‌ی | ۴۸۶ | ۵/۸۲۳ | ۰/۶۴۲ | ۰/۳۶۲ | ۰/۵۱۸ | ۰/۷۴۱ |
| | فرصت | ۴۸۶ | ۴/۲۶۷ | ۴/۳۵۱ | ۱۶/۹۲۷ | ۳/۸۵۱ | ۲۳/۷۶۸ |
| | مخاطره | ۴۸۶ | ۸۶۵/۱۲۱ | ۱۳۴۴/۳۲۱ | ۱۸۰۷۸۷۴/۵ | ۶/۷۱۸ | ۶۱/۹۳۰ |
| | دوره‌ی | ۴۸۶ | ۲/۱۲۷ | ۱/۳۱۱ | ۱/۴۷۵ | ۰/۹۴۵ | -۰/۱۸۷ |
| | اندازه‌ی | ۴۸۶ | ۵/۲۷۴ | ۰/۴۹۲ | ۰/۱۹۵ | ۲/۲۵۴ | ۱۰/۱۶۴ |

با توجه به میانگین میزان پاداش هیات‌مدیره در نگاره‌ی ۱، پاداش پرداختی به هیات مدیره به‌طور میانگین ۳/۱ در صد از کل حقوق و مزایای کارکنان بوده ا ست؛ این در حالی ا ست که

تنها ۶۳/۴ درصد سهام شرکت مربوط به آن‌ها بوده است. دوره‌ی تصدی مدیران به‌طور متوسط حدود دو سال است که دوره کوتاهی است و مجال عملکرد مناسب بلندمدت در شرکت را نمی‌دهند. تغییرات ارزش بازار و بازده سهام به ترتیب متوسطی به مبلغ ۲۷۱۵/۳۵ و ۱. ۸۴ درصد داشته‌اند، که پراکندگی بالایی در نمونه‌ی پژوهش دارند.

## نتایج آزمون چاو و هاسمن

نتایج این آزمون در نگاره‌ی ۲ ارایه شده است:

***نگاره (۲): نتایج حاصل از آزمون چاو و هاسمن***

| فرضیه‌ی اول | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|
| معیار اول ارزش افزوده‌ی سهامدار | | | معیار دوم ارزش افزوده‌ی سهامدار | | |
| فرضیه‌ی صفر | سطح معنی‌داری | نتیجه‌ی آزمون | فرضیه‌ی صفر | سطح معنی‌داری | نتیجه‌ی آزمون |
| اثرات مقطعی و زمانی معنی‌دار | ۰/۰۰۰۱ | فرضیه‌ی صفر رد می‌شود | اثرات مقطعی و زمانی معنی‌دار | ۰/۰۰۰۴ | فرضیه‌ی صفر رد می‌شود |
| فرضیه‌ی دوم | | | | | |
| اثرات مقطعی و زمانی معنی‌دار | ۰/۰۰۰ | فرضیه‌ی صفر رد می‌شود | اثرات مقطعی و زمانی معنی‌دار | ۰/۰۰۰ | فرضیه‌ی صفر رد می‌شود |
| فرضیه‌ی اول | | | | | |
| استفاده از مدل اثرات تصادفی | ۰/۰۰۰ | فرضیه‌ی صفر رد می‌شود | استفاده از مدل اثرات تصادفی | ۰/۰۰۰ | فرضیه‌ی صفر رد می‌شود |
| فرضیه‌ی دوم | | | | | |
| استفاده از مدل اثرات تصادفی | ۰/۰۰۰ | فرضیه‌ی صفر رد می‌شود | استفاده از مدل اثرات تصادفی | ۰/۰۰۰ | فرضیه‌ی صفر رد می‌شود |

نتایج آزمون چاو نشان می‌دهد احتمال به‌دست آمده (سطح معنی‌داری) کمتر از ۵ درصد است. بنابراین برای آزمون این فرضیه داده‌ها به صورت پانلی استفاده شد. جهت تعیین روش تخمین پارامترهای مدل به صورت اثرات ثابت یا تصادفی از آزمون هاسمن استفاده شد. از آن‌جایی که سطح معنی‌داری آزمون هاسمن شاخص اول متغیر وابسته کمتر از ۵ درصد است بنابراین فرضیه‌ی صفر آزمون هاسمن رد شد و برای تخمین پارامترهای معادله‌ی رگرسیون چند متغیره‌ی پژوهش از مدل اثرات ثابت استفاده شد.

## مفروضات کلاسیک رگرسیون

### - آزمون کولموگروف - اسمیرنوف (نرمالیته)

قبل از برازش مدل، نرمال بودن متغیر وابسته نیز بررسی می شود. لازم به ذکر است که نرمال بودن باقیمانده‌های مدل، شرط لازم برای اعتبار رگرسیونی است. ولی در صورتی‌که متغیر وابسته نرمال با شد، باقیمانده‌ها نیز نرمال خواهند بود. فرض صفر و فرض مقابل در این آزمون به‌صورت زیر نوشته می‌شود:

$H_0$: داده‌ها برای متغیر وابسته از توزیع نرمال پیروی می‌کند.

$H_1$: داده‌ها برای متغیر وابسته از توزیع نرمال پیروی نمی‌کند.

آزمون کولموگروف_اسمیرنوف برای بررسی فرض صفر بالا به‌کار رفته است. در صورتی‌که نرمال نبا شند، مدل‌های رگر سیونی و پانلی از اعتبار ساقط خواهند بود. اگر در این آزمون مقدار احتمال از سطح معنی داری ۵ درصد کمتر باشد، توزیع نرمال نیست و در غیر اینصورت توزیع نرمال خواهد بود. نتایج این آزمون برای متغیر های وابسته‌ی این پژوهش به‌صورت زیر می‌باشد:

***نگاره (۳): نتایج حاصل از آزمون کولموگروف - اسمیرنوف***

| معیار اول ارزش افزوده‌ی سهامدار | | | معیار دوم ارزش افزوده‌ی سهامدار | | |
|---|---|---|---|---|---|
| فرضیه‌ی صفر | سطح معنی‌داری | نتیجه‌ی آزمون | فرضیه‌ی صفر | سطح معنی‌داری | نتیجه‌ی آزمون |
| متغیر وابسته از توزیع نرمال | ۰/۰۷۹ | فرضیه‌ی صفر پذیرفته | متغیر وابسته از توزیع نرمال | ۰/۴۱۸ | فرضیه‌ی صفر پذیرفته |

با توجه به این‌که سطح معنی‌داری بیشتر از ۵٪ است، بنابراین فرضیه‌ی صفر مبنی بر نرمال بودن متغیر وابسته پذیرفته می‌شود. پس با اطمینان ۹۵ درصد توزیع مشاهدات متغیر ارزش افزوده‌ی سهامدار نرمال است.

### - آزمون پایایی متغیرهای پژوهش

نتایج آزمون پایایی به شرح نگاره‌ی ۴ است:

***نگاره (۴): نتایج آزمون پایایی***

| متغیرهای پژوهش | نوع آزمون | آماره‌ی t | سطح معنی‌داری |
|---|---|---|---|
| تغییرات ارزش بازار | ریشه واحد | -۱۴/۱۱۹۳۵ | ۰/۰۰۰ |
| بازده سهام | ریشه واحد | -۱۰/۱۰۸۴۶ | ۰/۰۰۰ |
| پاداش نقدی | ریشه واحد | -۲۰/۲۱۵۰۵ | ۰/۰۰۰ |
| پاداش غیرنقدی | ریشه واحد | -۱۵/۷۷۳۴۹ | ۰/۰۰۰ |
| اندازه‌ی شرکت | ریشه واحد | -۱۷/۵۱۴۱۵ | ۰/۰۰۰ |
| فرصت‌های رشد | ریشه واحد | -۱۹/۳۴۱۹۱ | ۰/۰۰۰ |
| ریسک شرکت | ریشه واحد | -۲۰/۲۹۵۰۷ | ۰/۰۰۰ |

به‌دلیل این‌که سطح معنی‌داری کمتر از ۵٪ است، متغیرها طی دوره‌ی پژوهش در سطح پایا بوده‌اند. بدین معنی که میانگین و واریانس (پراکندگی) آن‌ها در طول زمان ثابت بوده است.

**-نتایج آزمون صفر بودن میانگین جمله‌ی خطا (پسماندها)**

نتایج این آزمون به شرح نگاره (۵) است:

***نگاره (۵): نتایج آزمون صفر بودن میانگین جمله‌ی خطا (پسماندها)***

| فرضیه‌ی اول | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|
| معیار اول ارزش افزوده‌ی سهامدار | | | معیار دوم ارزش افزوده‌ی سهامدار | | |
| آماره‌ی t | سطح | نتیجه‌ی آزمون | آماره‌ی t | سطح معنی‌داری | نتیجه‌ی آزمون |
| -۱۵ | ۱/۰۰۰ | پذیرش فرضیه‌ی صفر | -۱۵ | ۱/۰۰۰ | پذیرش فرضیه‌ی صفر |
| فرضیه‌ی دوم | | | | | |
| -۱۴ | ۱/۰۰۰ | پذیرش فرضیه‌ی صفر | -۱۵ | ۱/۰۰۰ | پذیرش فرضیه‌ی صفر |

بر اساس آماره‌ی آزمون و سطح معنی‌داری آن، فرضیه‌ی صفر مبنی بر صفر بودن میانگین پسماندها پذیرفته می‌شود.

**-نتایج آزمون ثابت بودن واریانس جمله‌ی خطا (پسماندها)**

نتایج آزمون این فرض به شرح نگاره (۶) است:

***نگاره (۶): نتایج آزمون ثابت بودن واریانس جمله‌ی خطا (پسماندها)***

| فرضیه‌ی اول | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|
| معیار اول ارزش افزوده‌ی سهامدار | | | معیار دوم ارزش افزوده‌ی سهامدار | | |
| آماره‌ی t | سطح | نتیجه‌ی آزمون | آماره‌ی t | سطح معنی‌داری | نتیجه‌ی آزمون |
| ۰/۱۵۲۶۲۴ | ۰/۶۹۶۲ | پذیرش فرضیه‌ی صفر | ۰/۱۶۳۱۶۹ | ۰/۶۸۶۵ | پذیرش فرضیه‌ی صفر |
| فرضیه‌ی دوم | | | | | |
| ۰/۰۲۳۴۶۳ | ۰/۸۷۸۳ | پذیرش فرضیه‌ی صفر | ۰/۱۲۸۸۸ | ۰/۷۱۹۸ | پذیرش فرضیه‌ی صفر |

سطح معنی‌داری(معناداری) آماره که بیشتر از ۵٪ است، فرضیه‌ی صفر مبنی بر ثابت بودن واریانس پسماندها پذیرفته می‌شود.

## نتایج آزمون فرضیه‌های پژوهش

آزمون فرضیه‌ی اول

نتیجه‌ی آزمون فرضیه‌ی اول در نگاره‌ی ۷ ارایه گردیده است.

***نگاره (۷): نتایج حاصل از آزمون فرضیه‌ی اول***

| متغیر | معیار نخست ارزش افزوده‌ی سهامدار | | | | معیار دوم ارزش افزوده‌ی سهامدار | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | ضریب متغیر | انحراف استاندارد | آماره‌ی t | سطح معنی‌داری | ضریب متغیر | انحراف استاندارد | آماره‌ی t | سطح معنی‌داری |
| مقدار ثابت | -۲۴۶۹۴/۶ | ۶۹۳۲/۹۹ | -۳/۵۶۲ | ۰/۰۰۰۴ | -۱۹/۵۷۷ | ۷/۶۲۶ | -۲/۵۶۷ | ۰/۰۱۰۷ |
| پاداش نقدی | -۲۰/۵۷۸ | ۱۳۶۴/۶۱ | -۰/۰۱۵۱ | ۰/۹۸۸ | -۰/۶۹۴ | ۱/۵۰۱ | -۰/۴۶۲ | ۰/۶۴۴۴ |
| اندازه شرکت | ۴۵۹۶/۸۷ | ۱۱۳۴/۶ | ۴/۰۸ | ۰/۰۰۰۱ | ۲/۸۲۳ | ۱/۲۳۷ | ۲/۲۰۱ | ۰/۰۲۸۵ |
| فرصت رشد | -۵۹/۴۳ | ۶۲/۲۲ | -۰/۹۶ | ۰/۳۴۰۲ | -۰/۱۴۸ | ۰/۰۶۸ | -۲/۱۶۰ | ۰/۰۵۱۶ |
| ریسک شرکت | -۰/۴۶۲ | ۰/۱۷۱ | -۲/۷۱ | ۰/۰۰۷۱ | ۰/۰۰۰۴ | ۰/۰۰۰۲ | ۱/۹۱۹ | ۰/۰۳۵۹ |

| متغیر | ضریب متغیر | انحراف استاندارد | آماره‌ی t | سطح معنی‌داری | متغیر | ضریب‌متغیر | انحراف استاندارد | آماره‌ی t | سطح معنی‌داری |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| تصدی‌مدیر عامل | ۴۴۹/۳۶ | ۱۹۲/۲۹ | ۲/۳۴ | ۰/۰۶۰۱ | تصدی‌مدیر عامل | ۰/۰۲۱۳ | ۰/۲۱۲ | ۰/۱۰۰۵ | ۰/۹۲ |
| دوگانگی مدیر عامل | ۱۲۶۹/۳۴ | ۳۳۳۰/۵۲ | ۰/۳۹۳ | ۰/۶۹۴۶ | دوگانگی مدیر عامل | −۱/۶۸۷ | ۳/۵۵۳ | −۰/۴۷۵ | ۰/۶۳۵۲ |
| مالکیت نهادی | ۳۶۱/۰۵ | ۹۳۴/۰۳ | ۰/۳۸۷ | ۰/۶۹۹۳ | مالکیت نهادی | ۰/۱۰۰۱ | ۱/۰۳۷ | ۰/۰۹۷ | ۰/۹۲۲۵ |
| اندازه‌ی هیات مدیره | ۳۴۵/۷۴ | ۷۴۲/۳۲ | ۰/۳۳۱ | ۰/۷۴۰۸ | اندازه‌ی هیات مدیره | ۱/۲۰۹ | ۰/۸۱۷ | ۱/۴۸۰ | ۰/۱۳۹۸ |
| مالکیت عمده | ۱۲/۸۰ | ۷۲۲/۹۹ | ۰/۰۱۸ | ۰/۹۸۵۹ | مالکیت عمده | ۰/۳۹۹ | ۰/۹۵ | ۰/۵۰۱ | ۰/۶۱۶۴ |
| | | ضریب‌تبیین: ۰/۵۶۰<br>۰/۵۹۵ | | | | | ضریب‌تبیین: ۰/۲۵۰<br>۰/۲۵۲ | | |
| ضریب‌تبیین تعدیلی | ۰/۴۸۰ | معیار هانان−کوئین | ۱۹/۷۰۶ | | ضریب‌تبیین تعدیلی | ۰/۰۴۱ | معیار هانان−کوئین | ۶/۰۸۰۱ | |
| خطای استاندارد | ۳۵۰۲/۳ | معیار Akaike | ۱۹/۳۵۳ | | خطای استاندارد | ۳/۸۵۲ | معیار Akaike | ۵/۷۲۸ | |
| مجموع‌مربع باقی‌مانده‌ها | ۳/۸۶ E+۰۹ | معیار شوارتز | ۲۰/۳۴۳ | | مجموع‌مربع باقی‌مانده‌ها | ۴۶۳۴/۸۱ | معیار شوارتز | ۶/۶۱۸ | |
| لگاریتم احتمال | −۳۸۳۹/۰۶ | آماره‌ی F | ۵/۱۸۶ | | لگاریتم احتمال | −۱۰۶۹/۹۹ | آماره‌ی F | ۱/۱۹۴ | |
| آماره‌ی دوربین − واتسون | ۱/۸۹۵ | سطح خطای احتمال | ۰/۰۰۰ | | آماره‌ی دوربین − واتسون | ۲/۳۰۲ | سطح خطای احتمال | ۰/۰۰۰ | |

با توجه به ضریب تبیین تعدیل شده‌ی مدل برازش شده حدود ۰/۴۸ درصد از تغییرات ارزش افزوده‌ی سهامدار توسط متغیرهای مستقل و کنترل توضیح داده می‌شود. آماره‌ی دوربین –

واتسون محاسبه شده (۱/۸۹۵) بین ۲/۵-۱/۵ می‌باشد که بیان‌گر عدم وجود خودهمبستگی است و استقلال باقی مانده‌های اجزای خطا را نشان می‌دهد. همان‌طور که در نگاره‌ی ۷ مشاهده می‌شود سطح معنی‌داری آماره‌ی t برای متغیر پاداش نقدی از سطح خطای قابل قبول ۵ درصد کمتر است، از اینرو رابطه‌ی مثبت و معنی‌داری بین پاداش نقدی و ارزش‌افزوده‌ی سهامدار (مجموع تغییرات ارزش بازار سرمایه شرکت و سود نقدی پرداخت شده به سهامداران) وجود ندارد و فرضیه‌ی اول برای این شاخص تأیید نمی‌شود. از بین متغیرهای کنترل فقط متغیر اندازه و ریسک شرکت با ارزش‌افزوده‌ی سهامدار (مجموع تغییرات ارزش بازار سرمایه شرکت و سود نقدی پرداخت شده به سهامداران) ارتباط مستقیم و معنی‌دار مورد تایید است و سایر متغیرهای کنترل هیچگونه ارتباط معنی‌داری را تایید نمی‌کنند. فرضیه‌ی فوق یک‌بار نیز با معیار دوم ارزش افزوده‌ی سهامدار (بخش بازده سهام غیرعادی انباشته) آزمون شده است که نتایج در نگاره‌ی ۷ ارایه گردیده است. با توجه به ضریب تبیین تعدیل شده‌ی مدل برازش شده حدود ۴/۱ درصد از تغییرات ارزش افزوده‌ی سهامدار توسط متغیرهای مستقل و کنترل توضیح داده می‌شود. آماره‌ی دوربین – واتسون محاسبه شده (۲/۳۰۲) مبین عدم وجود خودهمبستگی شدید است و استقلال باقی مانده‌های اجزای خطا را نشان می‌دهد. سطح معنی‌داری آماره‌ی t برای متغیر پاداش نقدی از سطح خطای قابل قبول ۵ درصد بیشتر است، لذا رابطه‌ی مثبت و معنی‌داری بین پاداش نقدی با ارزش‌افزوده‌ی سهامدار (بازده سهام غیر عادی انباشته) مجود ندارد و فرضیه‌ی اول برای شاخص بازده سهام غیر عادی انباشته تأیید نمی‌شود. در مدل پژوهشاز بین متغیرهای کنترل فقط متغیرهای اندازه و ریسک شرکت با ارزش‌افزوده‌ی سهامدار (بازدهسهام غیر عادی انباشته) ارتباط مثبت و معنی‌دار دارند.

## آزمون فرضیه‌ی دوم

نتیجه‌ی آزمون فرضیه‌ی دوم در نگاره‌ی ۸ ارایه گردیده است.

**نگاره (۸): نتایج حاصل از آزمون فرضیه‌ی دوم**

| معیار نخست ارزش افزوده‌ی سهامدار | | | | | معیار دوم ارزش افزوده‌ی سهامدار | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| متغیر | ضریب متغیر | انحراف استاندارد | آماره‌ی t | سطح معنی‌دار | ضریب‌متغیر | انحراف استاندار | آماره‌ی t | سطح معنی‌دار |
| مقدارثابت | -۲۵۰۵۰/۹۶ | ۶۹۵/۱۶ | -۳/۶۰۳ | ۰/۰۰۰۴ | -۲۰/۱۷۶ | ۷/۶۴۵ | -۲/۶۳۹ | ۰/۰۰۸۷ |
| پاداش‌غیرنقد | ۱۳/۳۶۶ | ۲۱/۸۱۱ | ۰/۶۱۳ | ۰/۵۴۰۴ | ۰/۰۲۲ | ۰/۰۲۴ | ۰/۹۲۵ | ۰/۳۵۵۹ |
| اندازه‌شرکت | ۴۵۲۸/۴۱ | ۱۱۲/۰۲ | ۴/۰۱۱ | ۰/۰۰۰۱ | ۲/۵۹۵ | ۱/۲۴۱ | ۲/۰۹۱ | ۰/۰۳۷۴ |
| فرصت‌رشد | -۶۲/۹۹ | ۶۲/۳۹ | -۱/۰۰۹ | ۰/۳۱۳۴ | -۰/۱۵۵ | ۰/۰۶۹ | -۲/۲۶۱ | ۰/۰۵۴۵ |
| ریسک‌شر | -۰/۴۵۲۱ | ۰/۱۷۱ | -۲/۶۴۳۸ | ۰/۰۰۸۶ | ۰/۰۰۰۴ | ۰/۰۰۰۲ | ۱/۹۸۹ | ۰/۰۴۷۵ |
| تصدی‌مدیرع | ۴۴۷/۸۳ | ۱۹۱/۴۹ | ۰/۳۳۹ | ۰/۶۲۴ | ۰/۰۱۱ | ۰/۲۱۱ | ۰/۰۵۱ | ۰/۹۵۹۲ |
| دوگانگی‌مد | ۱۱۸۴/۸۳ | ۳۲۳/۲۴ | ۰/۳۶۷ | ۰/۷۱۴۱ | -۱/۸۴۵ | ۳/۵۵۳ | -۰/۵۲ | ۰/۶۰۳۵ |
| مالکیت‌نهاد | ۴۸۰/۸۳۷ | ۹۵۳/۷۳ | ۰/۵۰۴ | ۰/۶۱۴۵ | ۰/۲۹۷ | ۱/۰۴۹ | ۰/۲۸۴ | ۰/۷۷۷ |
| اندازه‌ی‌هیات | ۲۱۸/۲۴ | ۷۴/۳۴۱ | ۰/۲۹۴ | ۰/۷۶۹ | ۱/۱۸۱ | ۰/۸۱۶ | ۱/۴۴۷ | ۰/۱۴۸۸ |
| مالکیت | ۲۴/۷۳ | ۷۲/۷۸۶ | ۰/۰۳۴۲ | ۰/۹۷۲۷ | ۰/۴۲۲ | ۰/۷۹۵ | ۰/۵۳۱ | ۰/۵۹۶ |
| | ضریب‌تبیین: ۰/۵۹۰ | | | | ضریب‌تبیین: ۰/۲۵۵ | | | |
| | ضریب‌تبیین تعدیلی | ۰/۴۸۱ | معیار هانان- | ۱۹/۷۰۴ | ضریب‌تبیین تعدیلی | ۰/۰۴۳ | معیار هانان- | ۶/۰۷۹ |
| | خطای‌استاندا | ۳۵۰/۲۲ | معیار Akai | ۱۷/۳۵۲ | خطای | ۳/۸۵ | معیار Akai | ۵/۷۲۶ |
| | مجموع‌مربع باقی‌مانده‌ها | ۸۶E+۰۹ ۳/ | معیار شوارتز | ۲۰/۲۴۲ | مجموع‌مربع باقی‌مانده‌ها | ۴۶۶/۳۱ ۵ | معیار شوارتز | ۶/۶۱۶ |
| | لگاریتم‌احتما | ۳۸۲/۸۱ | آماره‌ی F | ۵/۱۹۹ | لگاریتم | ۱۰۶/۵۹ | آماره‌ی F | ۱/۲۰۴ |
| | آماره‌ی‌دور بین- واتسون | ۱/۸۹۴ | سطح‌خطای احتمال | ۰/۰۰۰ | آماره‌ی‌دور بین- واتسون | ۲/۳۰۴ | سطح‌خطای احتمال | ۰/۰۰۰ |

با توجه به ضریب تبیین تعدیل شده‌ی مدل برازش شده حدود۴۸/۱ درصد از تغییرات ارزش افزوده‌ی سهامدار توسط متغیرهای مستقل و کنترل توضیح داده می‌شود. آماره‌ی دوربین – واتسون (۱/۸۹۴) بیان‌گر عدم وجود خودهمبستگی است. همان‌طور که در نگاره‌ی ۸ مشاهده می‌شود سطح معنی‌داری آماره‌ی t برای متغیر پاداش غیرنقدی از سطح خطای قابل قبول ۵ درصد بیشتر است، از اینرو رابطه‌ی مثبت و معنی‌داری بین پاداش غیرنقدی با ارزش‌افزوده‌ی سهامدار (مجموع تغییرات ارزش بازار سرمایه شرکت و سود نقدی پرداخت شده به سهامداران) وجود ندارد و فرضیه‌ی دوم پژوهش تأیید نمی‌شود. از بین متغیرهای کنترل، اندازه و ریسک شرکت با ارزش‌افزوده‌ی سهامدار (مجموع تغییرات ارزش بازار سرمایه شرکت و سود نقدی پرداخت شده به سهامداران) ارتباط مثبت و معنی‌داری دارد و سایر متغیرهای کنترل

هیچ‌گونه ارتباط معنی‌داری را تایید نمی‌کنند. فرضیه‌ی دوم پژوهش برای شاخص بازده سهام نیز آزمون شده است. با توجه به ضریب تبیین تعدیل شده‌ی، حدود ۴/۳ درصد از تغییرات ارزش افزوده‌ی سهامدار توسط متغیرهای مستقل و کنترل توضیح داده می‌شود. آماره‌ی دوربین – واتسون محاسبه شده (۲/۳۰۴) بین ۲/۵-۱/۵می باشد بیان‌گر عدم وجود خودهمبستگی شدید اجزای اخلال است. همان‌طور که در نگاره‌ی ۸ مشاهده می شود سطح معنی‌داری آماره‌ی t برای متغیر پاداش غیرنقدی از سطح خطای قابل قبول ۵ درصد بیشتر است، بنابراین رابطه‌ی مثبت و معنی‌داری بین پاداش نقدی با ارزش‌افزوده‌ی سهامدار (بازده سهام غیر عادی انباشته) وجود ندارد و فرضیه‌ی دوم پژوهش تأیید نمی شود. از بین متغیرهای کنترل، فقط متغیر اندازه و ریسک شرکت و با ارزش‌افزوده‌ی سهامدار (بازده سهام غیر عادی انباشته) ارتباط مثبت و معنی‌داری دارد. چنین نتیجه‌ای را می‌توان اینگونه تفسیر کرد که افزایش اندازه و ریسک شرکت منتهی به افزایش ارزش افزوده‌ی سهامدار یا به‌عبارت بهتر منجر به افزایش ثروت سهامداران می‌شود.

## نتیجه‌گیری و پیشنهادات

توافق مطلقی در مورد ارتباط مثبت یا منفی پاداش مدیران در طول دوره‌ی تصدی مدیریت و افزایش ثروت سهامداران وجود ندارد. یکی از مزایای بررسی پاداش مدیران ارشد و ثروت سهامداران در بلندمدت، کاهش مشکلات مربوط به تصفیه حساب مدیران است. طبق مطالعات پیشین، این مشکل زمانی‌که به مدیران از جریان‌های نقدی مورد انتظار تحقق نیافته پاداشی پرداخت شود، افزایش می‌یابد (جونگ، ۲۰۱۱). در این پژوهش، تجزیه و تحلیل جامعی روی ارتباط معنی‌داری بین ارزش افزوده‌ی سهامدار و پاداش مدیران ارشد در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در بازه‌ی زمانی ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۰ صورت پذیرفت. برای ارزش افزوده‌ی سهامدار از دو شاخص مجموع تغییرات ارزش بازار سرمایه شرکت و سود نقدی پرداخت شده در طی دوره تصدی مدیر و بازده سهام غیر عادی انباشته با استفاده از مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای استفاده شد. یافته‌های پژوهش بیان‌گر آن است بین شاخص نخست ارزش افزوده‌ی سهامدار و پاداش مدیران ارشد ارتباط مثبت و معنی‌داری وجود ندارد. تفسیر آن این است که با افزایش (کاهش) میزان پاداش مدیران ارشد ارزش افزوده‌ی سهامدار و به‌تبع آن ثروت سهامدار تغییری نمی‌کند. هم‌چنین در رابطه با شاخص دوم ارزش افزوده‌ی

سهامدار یافته‌های پژوهش ارتباطی معنی‌دار بین ارزش افزوده‌ی سهامدار و پاداش مدیران ارشد وجود ندارد و تفسیر آن این است که اگر میزان نوسانات ثروت سهامدار را بر پایه‌ی بازده سهام غیرعادی انباشته در نظر بگیریم ثروت سهامدار نمی‌تواند از میزان پاداش مدیران ارشد متاثر شود. یافته‌های حاصل از پژوهش با یافته‌های حاصل از پژوهش‌های جونگ (۲۰۱۱)، مورفی (۲۰۱۰)، رایسه‌من و همکاران (۲۰۰۸)، هارفورد و لی (۲۰۰۵)، رهنمای رودپشتی و محمودی (۱۳۸۸)، نمازی و سیرانی (۱۳۸۳) مغایر است. شاید یکی از دلایل آن نظام‌های غیرکارآمد تخصیص پاداش به مدیران در شرکت‌های ایرانی با شد که توجه کمتری به معیارهای بلندمدت عملکرد نظیر ثروت سهامدار می شود. در نتیجه به فعالان بازار سرمایه و خصوصا سرمایه‌گذاران توصیه می‌شود در تصمیم‌های اقتصادی به معیارهای خلق ارزش توجه بیشتری نمایند و پاداش مدیران را معیاری کارآمد برای خلق ارزش افزوده برای سهامدار فرض نکنند. به قانون‌گذاران و نهادهای نظارتی مانند بورس اوراق بهادار نیز توصیه می‌شود به‌جای تاکید بر تخصیص پاداش مدیران بر اساس درصدی از سود حسابداری، بر معیارهای ارزش‌آفرین مانند ارزش افزوده برای تخصیص پاداش مدیران تاکید نمایند. در نهایت بر پایه‌ی یافته‌های حاصل از آزمون فرضیه‌های پژوهش و با در نظر گرفتن این موضوع پیشنهاد می‌شود که در پژوهش‌های آتی از سایر معیارهای خلق ارزش نیز مانند ارزش افزوده اقتصادی، ارزش افزوده‌ی بازار و سایر متغیرهای موثر استفاده شود. هم‌چنین پژوهش‌های بیشتر روی پاداش مدیران مانند پژوهش‌های کاربردی در صنایع مختلف و در بازه‌های زمانی مختلف می‌تواند ره‌گشای تصمیمات اقتصادی باشد.

## محدودیت‌های پژوهش

این تحقیق نیز مانند بسیاری از تحقیقات دارای برخی محدودیت‌ها به شرح زیر می‌باشد:

الف) کیفیت اطلاعات: از اطلاعات گزارش‌های مالی به همان شکلی که شرکت‌ها ارایه کرده‌اند استفاده شده است. تعداد زیادی از شرکت‌ها گزارش‌های حسابرسی مشروط دارند که اغلب از این بابت تعدیلی در صورت‌های مالی انجام نمی‌دهند. اثر این تعدیلات ممکن است بر نتایج پژوهش تاثیرگذار باشد؛

ب) عدم ثبات شرایط اقتصادی: تغییر در شرایط اقتصادی به‌ویژه تورم در سال‌های مورد مطالعه ممکن است بر نتایج پژوهش تاثیر بگذارد. بورس اوراق بهادار تهران نیز به شدت تحت تاثیر شرایط اقتصادی و سیاسی است؛ زیرا سرمایه‌گذاران نسبت به این تغییرات واکنش نشان می‌دهند.

## پی نوشت

۱ Signal to noise ratio
۲ Shareholder Value Added
۳ Value based management
۴ Optimal contracting theory
۵ Managerial power hypothesis

## منابع


احمدپور، احمد و مجید رحمانی فیروزجایی (۱۳۸۶). بررسی تاثیر اندازه‌ی شرکت و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار بر بازده سهام (بورس اوراق بهادار تهران)، مجله‌ی تحقیقات اقتصادی، شماره‌ی ۷۹، صص ۳۷-۱۹.

بهرام‌فر، نقی و سید حسام شمس‌عالم (۱۳۸۳). بررسی تاثیر متغیرهای حسابداری بر بازده غیرعادی آتی سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، فصلنامه‌ی علمی – پژوهشی بررسی‌های حسابداری و حسابرسی، سال ۱۱، شماره‌ی ۳۷، صص ۵۰-۲۳.

ثقفی، علی و محمدجواد سلیمی (۱۳۸۴). متغیرهای بنیادی حسابداری و بازده سهام، مجله‌ی علوم اجتماعی و انسانی دانشگاه شیراز، دوره‌ی ۲۲، شماره‌ی ۲، صص ۷۴-۶۱.

جهانخانی، علی و احمد ظریف‌فرد (۱۳۷۵). شیوه‌های مالی هدایت دیدگاه‌ها و عملکرد مدیران در جهت افزایش ثروت سهامداران، دوفصلنامه‌ی تحقیقات مالی، سال سوم، شماره‌ی ۱۲و ۱۱، صص ۳۶-۵.

جهانخانی، علی و جمشید سهرابی (۱۳۸۸). نقش ارزش افزوده‌ی اقتصادی تعدیل شده در افزایش ثروت سهامداران، فصلنامه‌ی بورس اوراق بهادار، سال دوم، شماره‌ی ۵، صص ۱۶۹-۱۲۹.

سجادی، سید حسین و محمدصادق زارع زاده‌ی مهریزی (۱۳۹۰). بررسی رابطه بین طرح‌های پاداش مدیران و معیارهای اقتصادی ارزیابی عملکرد در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، مجله‌ی پژوهش‌های حسابداری مالی، سال سوم، شماره‌ی چهارم، صص ۵۴-۴۱.

سینایی، حسنعلی و عبدالله داودی (۱۳۸۸). بررسی رابطه‌ی شفاف‌سازی اطلاعات مالی و رفتار سرمایه‌گذاران در بورس اوراق بهادار تهران، دوفصلنامه‌ی تحقیقات مالی، دوره‌ی ۱۱، شماره‌ی ۲۷، صص ۶۰-۴۳.

نمازی، محمد و محمد سیرانی (۱۳۸۳). بررسی تجربی سازه‌های مهم در تعیین قراردادها، شاخص‌ها و پارامترهای پاداش مدیران عامل شرکت‌ها در ایران، فصلنامه‌ی بررسی‌های حسابداری و حسابرسی، سال ۱۱، شماره‌ی ۳۶، صص ۹۴-۶۵.

نمازی، محمد و جواد مرادی (۱۳۸۴). بررسی تجربی سازه‌های موثر در تعیین پاداش هیات‌مدیره‌ی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، فصلنامه‌ی مطالعات حسابداری، شماره‌ی ۱۱ و ۱۰، صص ۱۰۱-۷۳.

Agarwal P. Institutional Ownership and Stock Liquidity (2008). Working paper. http: //ssrn. com

Alfred. H and B. Y. Burcin. (2006). Ownership Structure and Executive Compensation in Germany, available at www. ssrn. com

Bebchuk, L. A. , and J. Fried. (2004). Pay without Performance: The Unfulfilled Promise of Executive Compensation, Boston, MA: Harvard University Press.

Berle, A. A. , and G. G. Means. (1932). The Modern Corporation and Private Property. New York, NY: Harcourt.

Brockman, P. , X. Martin, and E. Unlu. (2010). Executive compensation and the maturity structure of corporate debt, Journal of Finance 65 (3): 1123–1161.

Chiang H. (2005). An Empirical Study of Corporate Governance and Corporate Performance, Journal of American Academy of Business 6 (1): 95-101.

Core, J. E. , and W. Guay. (1999). The use of equity grants to manage optimal equity incentive levels, Journal of Accounting and Economics 28 (2): 151–184.

Core, J. E. , W. R. Guay, and D. F. Larcker. (2003). Executive equity compensation and incentives, A survey. FRBNY Economic Policy Review 9 (1): 27–50.

Devers, C. E. , G. P. Reilly, and M. E. Yoder. (2007). Executive compensation: A multidisciplinary review of recent developments, Journal of Management 33 (6): 1016–1072.

Edmans, A. , X. Gabaix, and A. Landier. (2009). A multiplicative model of optimal CEO incentives in market equilibrium, Review of Financial Studies 22 (12): 4881–4917.

Elayan A. F. , Lau. J. S, C and Meyer T. O. (2001). Executive incentive compensation schemes and their impacton corporate performance: Evidence from New Zealand Since Legal Disclosure Requirements became Effective, available atwww. ssrn. com.

Fama, E. F. (1980). Agency problems and the theory of the firm, Journal of Political Economy 88 (2): 288–307.

Fama, E. F. and K. R. French. (1995). Size and Book-To-Market Factors In Earnings and Stock Returns, Journal of Finance, 50, 131-155.

Fong, E. A. , V. Misangyi, and H. L. Tosi. (2010). The effect of CEO pay deviations on CEO withdrawal, firm size, and firm profits, Strategic Management Journal 31 (6): 629–651.

Gaver, J. J. , and M. C. Gaver. (1993). Additional evidence on the association between investment opportunity set and corporate financing, dividend, and compensation policies, Journal of Accounting and Economics 16 (1/3): 127–260.

Gompers, P. A. , J. L. Ishii, and A. Metrick. (2003). Corporate governance and equity prices, Quarterly Journal of Economics 118 (1): 107–155.

Gong, J. J. (2011). Examining Shareholder Value Creation over CEO Tenure: A New Approach to Testing Effectiveness of Executive Compensation, JOURNAL OF MANAGEMENT ACCOUNTING RESEARCH 23 (1): 1–28.

Habib, M. , and A. Ljungqvist. (2005). Firm value and managerial incentives: A stochastic frontier approach, Journal of Business 78 (6): 2053–2094.

Hall, B. K. , and J. B. Liebman. (1998). Are CEOs really paid like bureaucrats? Quarterly Journal of Economics 113 (3): 653–691.

Hanlon, M. , S. Rajgopal, and T. Shevlin. (2003). Are executive stock options associated with future earnings? Journal of Accounting and Economics 36 (1/3): 3–43.

Harford, J and K, Li. (2005). Decoupling CEO Wealth and Firm Performance: Evidence from Acquisitions and Capital Expenditures, working Paper University of Washington Business School.

Ittner. C. D. and M. Pizzini. (2003). Performance Based Compensation In Professional Service Firms, Working Paper, The University of Pensylvania.

Jayaraman, S. , and T. T. Milbourn. (2012). The Role of Stock Liquidity in Executive Compensation, The Accounting Review 87 (2) , PP. 537-563.

Jensen, M. C. , and W. Meckling. (1976). Theory of the firm: Managerial behavior, agency costs, and ownership structure, Journal of Financial Economics 3 (4): 305–360.

Jensen, M. C. , and K. J. Murphy. (1990). Performance pay and top-management incentives, Journal of Political Economy 98 (2): 225–264.

Jensen, M. C. , K. J. Murphy, and E. G. Wruck. (2004). Remuneration: Where we've been, how we got to here, what are the problems, and how to fix them? Harvard NOM Working Paper No. 04-28.

Larcker, D. F. (2003). Discussion of: Are executive stock options associated with future earnings, Journal of Accounting and Economics 36 (1/3): 91–103.

Leone, A. , J. Wu, and J. Zimmerman. (2006). Asymmetric sensitivity of CEO cash compensation to stock returns, Journal of Accounting and Economics 42 (1/2): 167–192.

Mehran, H. (1995). Executive compensation structure, ownership, and firm performance, Journal of Financial Economics 38 (2): 163–184.

Murphy, K. J. (2010). Executive Pay Restrictions for TARP Recipients: An Assessment. Working paper University of Southern California.

Murphy, K. J. (1999). Executive compensation. In Handbook of Labor Economics, edited by Ashenfelter, O. , and D. Card, 2485–2563. Amsterdam, The Netherlands: North Holland.

Riceman , Stephen S. , Cahan Steven F. , Lal , Mohan , (2008). Do Managers Perform Better Under EVA Bonus Schemes ? Social Science Research Network Electronic Paper Collection , University of Auckland Business School, and Faculty of business Economics.

Sheikholeslami, M. (2001). EVA, MVA, and CEO Compensation, American Business Review 19 (1): 13-17.

Smith, C. W. , and R. L. Watts. (1992). The investment opportunity set and corporate financing, dividend, and compensation policies, Journal of Financial Economics 32 (3): 263–292.

پژوهش‌های تجربی حسابداری

سال پنجم، شماره ۱۸، زمستان ۱۳۹۴، صص ۵۵ - ۷۱

# رابطه ساختار سرمایه و سیاست تقسیم سود با نگهداشت وجه نقد

اسفندیار ملکیان *، رسول سلمانی **

تاریخ دریافت: ۹۲/۰۷/۱۲

تاریخ پذیرش: ۹۲/۱۰/۳۰

## چکیده

ساختار سرمایه، سیاست تقسیم سود و میزان ذخایر وجه نقد از عوامل اثرگذار بر ارزش شرکت می‌باشند. هدف تحقیق، بررسی رابطه ساختار سرمایه و سیاست تقسیم سود با نگهداشت وجه نقد می‌باشد. جهت انجام این پژوهش نمونه‌ای مشتمل بر ۹۰ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در طی سال‌های ۱۳۸۶- ۱۳۹۰ انتخاب شد. برای برآورد مدل آماری تحقیق، روش رگرسیون با استفاده از داده‌های تابلویی مورد استفاده قرار گرفت. نتایج این تحقیق نشان می‌دهد رابطه معناداری بین ساختار سرمایه و سیاست تقسیم سود با نگهداشت وجه نقد در بورس اوراق بهادار تهران وجود دارد.

**واژه‌های کلیدی:** نگهداشت وجه نقد، ساختار سرمایه، سیاست تقسیم سود، بورس اوراق بهادار تهران.

**طبقه بندی موضوعی**: G32

* دانشیار و عضو هیئت علمی دانشگاه مازندران، (e_malekian35@yahoo. com)

** دانشجوی کارشناسی ارشد حسابداری، دانشگاه مازندران، (نویسنده مسئول)، (rasoul_salmani@ymail. com)

**مقدمه**

مودیلیانی و میلر (۱۹۵۸) با فرض وجود بازار رقابت کامل و تعادل در بازار شالوده نظریه ساختار سرمایه را پی‌ریزی کردند. به این نتیجه رسیدند خط‌مشی تامین مالی واحد اقتصادی بر ارزش جاری آن تاثیری ندارد. این نظریه به نظریه نامربوط بودن ساختار سرمایه معروف شد. در سال ۱۹۶۱ مودیلیانی و میلر نظریه ساختار سرمایه را به خط‌مشی تقسیم سود نیز تعمیم دادند. آنان استدلال کردند تا زمانی‌که توزیع جریان‌های نقدی واحد اقتصادی ثابت است (با فرض عدم مالیات) انتخاب هر سیاست تقسیم سود، تاثیری بر ارزش جاری شرکت ندارد. در سال‌های اخیر، پژوهش‌های انجام شده توسط محققان مختلف، از جمله لوپز و ویسنته (۲۰۱۰)، توره و همکاران (۲۰۰۷) و رودریگز (۲۰۰۰) تاثیر تصمیم‌گیری‌های ساختار سرمایه و تقسیم سود را با فرض وجود نقص و کاستی (مالیات‌ها، هزینه‌های مبادلات، عدم تقارن اطلاعاتی۱ و هزینه‌های نمایندگی۲) در بازارهای سرمایه بررسی کرده‌اند. نتایج به دست آمده، بیانگر تاثیرگذاری این تصمیمات بر ارزش شرکت است (النجار، ۲۰۱۳).

از سوی دیگر، در حال حاضر تصمیم‌گیری برای تعیین میزان ذخایر نقدی در شرکت‌ها، موضوعی با اهمیت در تصمیم‌گیری‌های مالی می‌باشد. بنابراین شرکت‌ها همواره به دنبال نگهداری سطحی از وجه نقد هستند که ارزش شرکت را افزایش دهد.

موجودی‌های نقدی همواره درصد قابل توجهی از دارایی‌های شرکت‌ها را به خود اختصاص می‌دهند؛ این رقم در شرکت‌های آمریکایی برابر با ۸/۱ درصد از مجموع دارایی‌ها و در شرکت‌های انگلیسی برابر با ۹/۹ درصد از دارایی‌ها می‌باشد. در بازارهای سرمایه کارا، دلیلی برای نگهداری نقدینگی در شرکت‌ها وجود ندارد. یک شرکت می‌تواند هرگاه که وجوه داخلی کافی جهت بکارگیری در پروژه‌های جدید ندارد، از تأمین مالی خارجی استفاده کند. این تأمین مالی با نرخی منصفانه صورت می‌گیرد. بنابراین می‌توان گفت اصطکاک‌های موجود در بازار سرمایه باید این موضوع را که به چه دلیل یک شرکت نباید تأمین مالی خارجی را به عنوان جایگزینی کامل برای تأمین مالی داخلی در نظر بگیرد را تشریح نماید (النجار، ۲۰۱۳).

هدف تحقیق پاسخ به این سوال است که آیا بین ساختار سرمایه و سیاست تقسیم سود با نگهداشت وجه نقد (در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران) رابطه معنی‌داری وجود دارد یا خیر.

## مبانی نظری پژوهش

### ساختار سرمایه

انتخاب ساختار سرمایه مناسب یکی از مهم‌ترین تصمیمات شرکت‌ها به شمار می‌رود. ساختار سرمایه یک شرکت، ترکیبی از بدهی و حقوق صاحبان سهام آن است. شناخت و بررسی فرآیند تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاران در بازار سرمایه و همچنین نحوه تصمیم‌گیری مدیران شرکت‌ها در خصوص اتخاذ سیاست‌های تامین مالی مناسب، جهت رفع نیازهای مالی شرکت، از مهم‌ترین موضوعات علمی و دانشگاهی است. توانایی شرکت‌ها در تعیین سیاست‌های مالی مناسب به منظور ایجاد فرصت‌های سرمایه‌گذاری، از عوامل اصلی رشد و پیشرفت شرکت‌ها به شمار می‌آید (خالقی‌مقدم و باغومیان، ۱۳۸۶). بعد از نظریات مودیلیانی و میلر (۱۹۵۸) و مشاهده رفتار متناقض شرکت‌ها با پیش‌بینی تئوری‌های متعددی در خصوص الگوی مطلوب ساختار سرمایه ارائه شده‌اند که هر یک عامل یا عوامل خاصی را در انتخاب ساختار مطلوب سرمایه دخیل می‌دانستند. برای مثال در تئوری موازنه ایستا تاکید اصلی بر نقش مالیات است؛ در حالیکه تئوری سلسله مراتبی[۳] بر نامتقارن بودن اطلاعات و تئوری جریان نقدی آزاد[۴] بر هزینه‌های نمایندگی تاکید دارند (کاشانی‌پور و مومنی، ۱۳۹۱).

### سیاست تقسیم سود

سیاست تقسیم سود یکی از مهم‌ترین موضوعاتی است که در ادبیات مالی مدرن به صورت گسترده‌ای مورد بررسی قرارگرفته است. می‌توان ریشه این بحث را در مطالعه مودیلیانی و میلر (۱۹۶۱) دانست؛ آن‌ها باور رایج در زمینه تأثیر تقسیم سود بر ارزش شرکت را به چالش کشیدند؛ زیرا معتقد بودند در بازار سرمایه کارا، سیاست تقسیم سود، نمی‌تواند ارزش شرکت را تحت تأثیر قرار دهد. اگرچه در مقابل محققینی همچون لینتنر (۱۹۶۲) و گوردن (۱۹۶۳) در حمایت از تئوری «پرنده در دست[۵]» عقیده داشتند در محیطی نا مطمئن با اطلاعات ناقص،

پرداخت بیشتر سود سهام، ارزش شرکت را افزایش می‌دهد. به نظر می‌رسد محققین نتوانسته‌اند به نتیجه واحدی در رابطه با سیاست تقسیم سود دست یابند و تنها موضوعی که بر سر آن اجماع کلی وجود دارد این است هیچ عاملی نمی‌تواند به تنهایی رفتار تقسیم سود را توضیح دهد (افزا و حسن میرزا، ۲۰۱۰).

### نگهداشت وجه نقد

سه تئوری بر بحث نگهداری وجه نقد تاثیر زیادی داشته‌اند که عبارتند از، تئوری مبادله ای[۶]، تئوری سلسله مراتبی و تئوری جریان نقد آزاد می‌باشند. مطابق با تئوری مبادله‌ای، شرکت یک سطح مطلوب از نگهداری وجه نقد را به عنوان توازنی بین منافع و هزینه‌های نگهداری وجه نقد نگهداری می‌کند (دروبتز و گرونینگر، ۲۰۰۷). این تئوری بیان می‌کند شرکت‌ها سطح بهینه نگهداشت وجه نقد خود را با استفاده از توازن بین هزینه‌ها و منافع نهایی نگهداری وجه نقد تعیین می‌کنند (فالکندر، ۲۰۰۴). این تئوری، معتقد به وجود سطح مطلوبی از وجه نقد برای شرکت‌هاست که با تجزیه و تحلیل هزینه- منفعت تعیین می‌گردد (محمدی، ۱۳۸۹).

دیدگاه تئوری سلسله مراتبی در مورد نگهداری وجه نقد، برگرفته از تئوری سلسله مراتبی ساختار سرمایه می‌باشد که توسط مایرز و ماجلوف توسعه داده شد. براساس تئوری سلسله مراتبی شرکت‌ها منابع داخلی تامین مالی را به منابع خارجی ترجیح می‌دهند. این تئوری بر مبنای این فرض است که افراد درون شرکت اطلاعات بهتری نسبت به سهامداران دارند. طبق این دیدگاه به واسطه عدم تقارن اطلاعاتی و مشکلات علامت‌دهی ناشی از تامین مالی خارجی، سیاست‌های تامین مالی از یک رویه سلسله مراتبی پیروی می‌نمایند. به این ترتیب که مدیریت، منابع داخلی تامین مالی را بر منابع خارجی ترجیح می‌دهد و سعی در انباشت وجه نقد دارد تا بتواند برای برطرف نمودن نیازهای نقدینگی خود در مرحله اول از داخل شرکت تامین مالی را انجام دهد و به خارج از شرکت رجوع ننماید. این تئوری بیان می‌دارد که شرکت‌ها سطوح وجه نقد هدف ندارند، اما از وجه نقد به عنوان یک سپر و بازدارنده در برابر تامین مالی خارجی استفاده می‌نمایند (دروبتز و گرونینگر، ۲۰۰۷).

یکی دیگر از تئوری‌هایی که در تبیین ویژگی‌های شرکتی و عوامل موثر بر مانده وجه نقد مورد استفاده قرار گرفته است، تئوری جریان نقد آزاد است. جریان نقد آزاد، جریان نقدی

است که مازاد بر آنچه برای تامین مالی حاوی خالص ارزش فعلی مثبت مورد نیاز است، باقی می‌ماند. مطابق با این تئوری، تضاد منافع موجود بین مدیران و سهامداران موجب می‌گردد مدیران برای آنکه پروژه‌ها و اهداف خودشان را دنبال کنند تمایل بالایی به انباشت وجوه نقدی داشته باشند. این تضاد منافع بین مدیران و سهامداران مخصوصا زمانی‌که شرکت‌ها جریانات نقد آزاد قابل توجهی دارند بیشتر است. بر این اساس، مدیران انگیزه دارند با انباشت وجه نقد منابع تحت کنترلشان را افزایش دهند و در خصوص تصمیمات سرمایه‌گذاری شرکت از قدرت قضاوت و تشخیص بهره‌مند شوند. در دسترس داشتن وجه نقد موجب می‌شود مدیران نیازی به تامین مالی خارجی و ارائه اطلاعات در مورد جزئیات پروژه‌های سرمایه‌گذاری نداشته باشند. هر چند مدیران ممکن است سرمایه‌گذاری‌هایی را انجام دهند که اثر منفی بر ثروت سهامداران داشته باشد (فریرا و ویللا، ۲۰۰۴).

## مروری بر پیشینه پژوهش

راجان داملو و همکاران (۲۰۰۷) در مقاله خود با عنوان تعیین‌کننده‌های نگهداری وجه نقد به بررسی عوامل تعیین‌کننده وجه نقد پرداختند. نتایج نشان داد مدیران نسبت وجه نقد بالاتری را به شرکت‌های کوچکتر، با هزینه تحقیق و توسعه بالاتر، سرمایه در گردش خالص کمتر و اهرم کمتر تخصیص می‌دهند. بنابراین، نسبت بالاتر وجه نقد با دشواری بالابردن سرمایه خارجی و کاهش قابلیت در دسترس بودن وجه نقد از منابع داخلی همبستگی دارد. همچنین تجزیه و تحلیل نسبت وجه نقد مازاد که به عنوان اختلاف بین وجه نقد واقعی و پیش بینی شده تعریف شده است، نشان داد شرکت‌ها به طور متوسط وجه نقد کمتری در مقایسه با آنچه توسط تئوری مبادلاتی پیشنهاد شده نگهداری می‌کنند.

لیو و چانگ (۲۰۰۸) در تحقیقی که با نام تعیین‌کننده‌ها و ارزش نهایی نگهداری وجه نقد شرکت‌ها انجام دادند، به مقایسه اثر محدودیت‌های مالی و حاکمیت شرکتی بر نگهداری وجه نقد شرکت در شرکت‌های سهامی عام آمریکا پرداختند. نتایج این تحقیق حاکی از آن بود که بدون توجه به محدودیت‌های مالی، شرکت‌های دارای حاکمیت شرکتی خوب، در مقایسه با شرکت‌هایی که از لحاظ حاکمیت شرکتی ضعیف هستند، وجه نقد بالاتری نگهداری می‌کنند.

اتوکایت و مولای (۲۰۱۰) به بررسی تاثیر وجه نقد نگهداری شده و مدیریت سرمایه در گردش بر ارزش شرکت در بورس اوراق بهادار فرانسه پرداختند. آن‌ها بیان کردند اگر چه شرکت‌ها هر روز برای برنامه ریزی کوتاه‌مدت تصمیم‌گیری می‌کنند اما موضوع ارزش شرکت مقوله‌ای است که در زمره برنامه‌های بلندمدت شرکت‌ها مطرح می‌شود. شواهد بدست آمده اثبات کرد سهامداران وجه نقد نگهداری شده و سرمایه در گردش را کمتر از واقعیت ارزیابی کرده‌اند.

سوبرامانیام و همکاران (۲۰۱۱) در مطالعه‌ای رابطه بین ساختار شرکت و میزان وجه نقد نگهداری شده در بورس اوراق بهادار تهران را بررسی کردند. نتایج تحقیق نشان داد شرکت‌هایی که دارای مالکیت غیر متمرکز هستند، در مقایسه با شرکت‌هایی که مالکیت متمرکز دارند به صورت معناداری وجه نقد کمتری نگهداری می‌کنند.

ال‌نجار (۲۰۱۳) در پژوهشی با عنوان عوامل مالی تعیین‌کننده نگهداری وجه نقد: شواهدی از برخی بازارهای نوظهور، به بررسی عوامل موثر بر نگهداری وجه نقد (ساختار سرمایه و سیاست تقسیم سود) در کشورهای در حال توسعه (برزیل، هند، روسیه و چین) پرداخت. نتایج تحقیق وی نشان داد ساختار سرمایه و سیاست تقسیم سود بر نگهداری وجه نقد تاثیرگذار است؛ و شباهت‌هایی بین کشورهای توسعه‌یافته و در حال توسعه در رابطه با فاکتورهای تاثیرگذار (ساختار سرمایه و سیاست تقسیم سود) بر روی نگهداشت وجه نقد وجود دارد.

آکیلدریم و گونی (۲۰۱۴) در پژوهشی با عنوان نگهداشت وجه نقد و بحران مالی: شواهدی از بازارهای در حال توسعه و توسعه یافته، به بررسی ۲۳ کشور در حال توسعه و ۲۶ کشور توسعه‌یافته در طی سال‌های ۱۹۹۵-۲۰۱۱ پرداختند. آن‌ها نشان دادند اولا، میزان نگهداری وجه نقد در طی دوره‌های مورد بررسی در هر دو دسته کشورهای توسعه یافته و در حال توسعه رشد مثبتی داشته است. ثانیا بعد از بحران مالی در طی سال‌های ۲۰۰۷ الی ۲۰۰۹ به طور متوسط نگهداشت وجه نقد در کشورهای در حال توسعه افزایش یافته، اما در کشورهای توسعه یافته اندکی کاهش پیدا کرده است. ثالثا هر دو تئوری مبادله‌ای و سلسله مراتبی نقش مهمی در توضیح عوامل تعیین‌کننده وجه نقد در دوره قبل از بحران بازی می‌کنند. با این حال، نقش تئوری مبادله‌ای بر نگهداری وجه نقد پس از بحران مالی بسیار کم‌رنگ شده است.

جهانخانی و قربانی (۱۳۸۴) در تحقیقی با عنوان شـــناســـایی و تبیین عوامل تعیین‌کننده سیاست تقسیم سود شرکت‌های پذیرفته شده در سازمان بورس اوراق بهادار تهران، به بررسی عوامل تعیین‌کننده سیاست تقسیم سود در بازار سرمایه ایران پرداختند. اندازه، فرصت‌های سرمایه‌گذاری، ساختار مالی، ریسک و اهرم مالی شرکت از مواردی بودند که در توضیح سیاست تقسیم سود شرکت‌های بورس، ایفای نقش می‌کنند.

اسدی و عزیزی بصیر (۱۳۸۷) در مطالعه‌ای به بررسی ارتباط بین سودآوری و نقدینگی در شرکت‌ها و تاثیر آن بر سود تقسیمی (سیاست تقسیم سود) پرداختند. نتایج حاصل از آزمون فرضیات نشان داد ارتباط قوی بین سودآوری و سود تقسیمی، ارتباط ضعیف بین نقدینگی و سود تقسیمی وجود دارد. درحالیکه نوع صنعت بر سود تقسیمی اثری نداشت.

نیکبخت و پیکانی (۱۳۸۸) در مطالعه خود به بررســـی رابطه بین ســـاختار ســـرمایه و معیار حسـابداری ارزیابی عملکرد در شـرکت‌های پذیرفته شـده بورس اوراق بهادار تهران پرداخت. وی از طریق محاسبه ۴ نسبت ساختار سرمایه و ۲ معیار حسابداری ارزیابی عملکرد فرضیات تحقیق را آزمون نمود. نتایج نشـان داد بین نسـبت‌های سـاختار سـرمایه و معیارهای حسـابداری ارزیابی عملکرد (ROE,ROA) رابطه معنادار وجود دارد.

آقایی و همکاران (۱۳۸۸) به بررســـی عوامل موثر بر نگهداری موجودی های نقدی در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. نتایج پژوهش آن‌ها نشان داد حساب‌های دریافتنی، خالص سرمایه در گردش، موجودی‌های کالا و بدهی‌های کوتاه مدت، به ترتیب از مهم‌ترین عوامل دارای تاثیر منفی بر نگهداری موجودی‌های نقدی هستند. از طرف دیگر، فرصـت‌های رشـد شـرکت، سـود تقسـیمی، نوسـان جریان‌های نقدی و سـود خالص، به ترتیب از مهم‌ترین عوامل دارای تاثیر مثبت بر نگهداری موجودی‌های نقدی هستند، اما شواهد کافی در مورد تاثیر منفی بدهی‌های بلند مدت و اندازه شـــرکت‌ها بر نگهداری موجودی‌های نقدی وجود ندارد.

رسائیان و همکاران (۱۳۸۹) به بررسی ابزارهای نظارتی راهبری شرکتی، سطح نگهداشت وجه نقد و عملکرد شـــرکت‌های پذیرفته شـــده در بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. نتایج پژوهش بیانگر این بود بین در صد مالکیت سرمایه‌گذاران نهادی و ارزش شرکت‌های پذیرفته

شده در بورس اوراق بهادار تهران رابطه مثبت و معنی داری وجود دارد، اما بین درصد اعضای غیر موظف هیات مدیره و ارزش شرکت رابطه معنی‌داری وجود ندارد. سطح نگهدا شت وجه نقد نیز رابطه مثبت و معنی‌داری با ارزش شرکت داشت.

یحیی‌زاده‌فر و همکاران (۱۳۸۹) در مطالعه خود با عنوان رابطه ویژگی‌های شرکت با ساختار سرمایه آن در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران تاثیر برخی ویژگی‌های شرکت نظیر اندازه شرکت، ساختار دارایی، سودآوری، رشد مورد انتظار، نسبت پوشش هزینه بهره، نسبت آنی و بازده دارایی‌ها بر ساختار سرمایه شرکت‌ها را مورد برر سی قرار داد. نتایج این تحقیق نشان داد بین نسبت بدهی (ساختار سرمایه) شرکت با ساختار دارایی، سودآوری، ارزش بازار به ارزش دفتری، نسبت آنی‌شان و بازده دارایی رابطه منفی و معناداری وجود دارد. همچنین بین ساختار سرمایه شرکت با اندازه شرکت و نسبت پو شش هزینه بهره رابطه مثبت و معناداری وجود دارد.

ملکیان و همکاران (۱۳۹۰) در تحقیقی با عنوان برر سی رابطه بین وجه نقد نگهداری شده و عوامل تعیین کننده آن در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، عوامل تعیین‌کننده نگهداری وجه نقد را مطالعه کرد. یافته‌های پژوهش نشان داد بین اندازه شرکت، دارایی‌های ثابت مشهود و اهرم با وجه نقد نگهداری شده رابطه منفی معنی داری وجود دارد. همچنین جریان‌های نقدی، سودآوری و فرصت‌های رشد رابطه مثبت معنی داری با وجه نقد نگهداری شده دارند.

قائمی و علوی (۱۳۹۱) در پژوهشی به بررسی رابطه بین شفافیت اطلاعات حسابداری و موجودی نقد در بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. یافته‌های پژوهش نشان داد، بین شفافیت اطلا عات و میزان نگهداری و جه نقد رابطه منفی و معناداری وجود دارد. به‌عبارت دیگر شرکت‌هایی که دارای شفافیت اطلاعاتی بالاتری هستند، وجه نقد کمتری نگهداری می‌کنند.

بولو و همکاران (۱۳۹۱) در مطالعه‌ای به بررسی رابطه بین وجه نقد بیشتر و کمتر از بهینه، با عملکرد آینده شرکت‌های پذیرفته پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. نتایج تحقیق نشان داد رابطه معناداری بین میزان انحراف از وجه نقد بهینه و نرخ بازده دارایی‌های عملیاتی آینده وجود ندارد.

مهرانی وهمکاران (۱۳۹۲) به بررسی رابطه بین محافظه‌کاری در گزارشگری مالی و میزان نگهداشت وجه نقد در بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. یافته‌های پژوهش نشان داد بین محافظه‌کاری و میزان نگهداشت وجه نقد رابطه معناداری وجود ندارد.

## روش پژوهش

این پژوهش از نوع تحقیقات نیمه‌تجربی و پس‌رویدادی است؛ که با استفاده از رگرسیون چند متغیره و مدل‌های اقتصادسنجی انجام شده است.

## فرضیه‌های پژوهش

با توجه به تئوری‌های موجود و پژوهش‌های انجام شده (پیشینه پژوهش) فرضیه‌هایی به شرح زیر تدوین گردیده است:

۱. نسبت کل بدهی به کل دارایی (اهرم مالی) با نگهداشت وجه نقد رابطه معناداری دارد.

۲. سودآوری با نگهداشت وجه نقد رابطه معناداری دارد.

۳. نقدینگی با نگهداشت وجه نقد رابطه معناداری دارد.

۴. اندازه شرکت با نگهداشت وجه نقد رابطه معناداری دارد.

۵. نسبت تقسیم سود با نگهداشت وجه نقد رابطه معناداری دارد.

### ارئه مدل

برای آزمون فرضیه‌های مطرح شده از مدل رگرسیونی زیر استفاده می‌شود (ال‌نجار، ۲۰۱۳):

$$CASH_{it} = \beta 0 + \beta 1\ TDA_{it} + \beta 2\ ROE_{it} + \beta 3\ LIQ_{it} + \beta 4\ SIZE_{it} + \beta 5\ DPO_{it} + \varepsilon_{it}$$

متغیرهای مستقل و وابسته به شرح نگاره (۱) می‌باشد.

***نگاره (۱): معرفی متغیرهای تحقیق***

| نماد متغیرها | متغیر | توضیحات |
|---|---|---|
| $CASH_{it}$ | وابسته | نسبت وجه نقد می‌باشد؛ که توسط وجه نقد و معادل وجه نقد، نسبت به کل دارایی‌ها اندازه‌گیری می‌شود. |
| $TDA_{it}$ | مستقل | اهرم مالی شرکت است؛ یعنی نسبت کل بدهی به کل دارایی‌های شرکت. |
| $ROE_{it}$ | مستقل | نسبت بازده حقوق صاحبان سهام است؛ از تقسیم سود خالص به حقوق صاحبان سهام به دست می‌آید. |
| $LIQ_{it}$ | مستقل | نسبت نقدینگی است؛ از تقسیم دارایی‌های جاری (خالص از وجه نقد) به بدهی‌های جاری شرکت به دست می‌آید. |
| $SIZE_{it}$ | مستقل | اندازه شرکت است و از لگاریتم طبیعی کل دارایی‌های شرکت به دست می‌آید. |
| $DPO_{it}$ | مستقل | نسبت پرداخت سود سهام است؛ از تقسیم درصد سود پرداخت شده به سود سهام به دست می‌آید. |

## جامعه و نمونه آماری

برای انجام این تحقیق شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران به عنوان جامعه آماری در نظر گرفته شدند. نمونه شامل تمام شرکت‌هایی است که تمام شرایط زیر را دارا باشند: ۱- پایان سال مالی آن‌ها ۲۹ اسفند ماه باشد. ۲- جز شرکت‌های مالی (مثل بانک‌ها، موسسات بیمه) و شرکت‌های سرمایه‌گذاری نباشند. ۳- قبل از سال ۱۳۸۶ در بورس اوراق بهادار پذیرفته شده باشند. ۴- در طی دوره مورد بررسی تغییر سال مالی نداشته باشند. ۵- اطلاعات مالی آن‌ها قابل دسترس باشد. ۶- در دوره مورد بررسی زیان‌ده نباشند. با وجود محدودیت‌های فوق اعضای جامعه آماری شامل ۱۱۸ شرکت شد. لذا نمونه‌ای شامل ۹۰ شرکت (تعداد نمونه با استفاده از فرمول ککران محاسبه شده است) با استفاده از روش نمونه گیری تصادفی از صنایع مختلف، در نظر گرفته شده است. برای برآورد مدل نیز از نرم افزار Eviews 7 استفاده شده است.

## یافته‌های پژوهش

### آمار توصیفی

آماره‌های توصیفی متغیرهای مورد استفاده در این تحقیق در نگاره شماره (۲) ارائه شده است.

***نگاره (۲): آماره‌های توصیفی متغیرهای پژوهش***

| متغیرها | مشاهدات | حداقل | حداکثر | میانه | میانگین | انحراف معیار |
|---|---|---|---|---|---|---|
| CASH | ۴۵۰ | ۰/۰۰۰۶۵۷ | ۰/۲۹۹۰۰۲ | ۰/۰۳۱۱۵۹ | ۰/۰۴۰۱۳ | ۰/۰۳۵۹۹۹ |
| TDA | ۴۵۰ | ۰/۰۹۶۴۱۵ | ۰/۹۲۴۰۷ | ۰/۶۰۴۴۰۲ | ۰/۵۹۰۸۹۴ | ۰/۱۶۰۲۲۹ |
| ROE | ۴۵۰ | ۰/۰۰۱۸۹۱ | ۰/۸۰۲۷۱۶ | ۰/۲۸۰۴۹۷ | ۰/۳۰۳۹ | ۰/۱۶۸۱۰۳ |
| LIQ | ۴۵۰ | ۰/۲۱۸۸۹۹ | ۵/۱۳۳۵۲۱ | ۱/۱۴۴۶۶۵ | ۱/۲۱۴۲۸۴ | ۰/۵۰۵۸۲۳ |
| SIZE | ۴۵۰ | ۱۰/۸۱۶۵۵ | ۱۸/۴۳۷۶۳ | ۱۳/۲۴۷۹۲ | ۱۳/۵۸۲۹۱ | ۰/۵۴۴۲۸۸ |
| DPO | ۴۵۰ | ۰ | ۳/۵۳۷۰۲ | ۰/۷۷۲۵ | ۰/۷۵۲۱۷۸ | ۰/۵۰۷۸۳۳ |

### نتایج آزمون فرضیه‌های پژوهش

نتایج حاصل از اجرای مدل و تاثیر متغیرهای مستقل بر متغیر وابسته در نگاره شماره (۳) نشان داده شده است.

هر دو آماره‌های F تعمیم یافته (چاو) و هاسمن در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنادار بود. از اینرو مدل پژوهش با استفاده از روش اثرات ثابت (FE) برآورد شد. با توجه به نتایج ارائه شنتایج آزمون مدل در نگاره (۳) ارائه شده است. بر این اساس، مقدار احتمال مربوط به آماره F، برابر ۰/۰۰۰۰ است که نشان می‌دهد مدل در سطح اطمینان ۹۹ درصد معنادار می‌باشد.

***نگاره (۳): نتایج حاصل از برآورد مدل پژوهش***

| متغیر توضیحی | ضریب | خطای استاندارد | آماره t | احتمال |
|---|---|---|---|---|
| TDA | -۰/۰۴۳۱۲۲ | ۰/۰۰۸۲۳۴ | -۵/۲۳۷۲۶۰ | ۰/۰۰۰۰ |
| ROE | ۰/۰۲۸۶۷۳ | ۰/۰۰۷۲۰۸ | ۳/۹۷۸۱۴۸ | ۰/۰۰۰۱ |
| LIQ | -۰/۰۱۸۱۳۳ | ۰/۰۰۹۰۶۴ | -۲/۰۰۰۶۱۲ | ۰/۰۴۶۲ |
| SIZE | ۰/۰۱۱۶۲۶ | ۰/۰۰۱۸۸۸ | ۶/۱۵۶۸۷ | ۰/۰۰۰۰ |
| DPO | -۰/۰۰۰۷۱۵ | ۰/۰۰۱۳۹۲ | -۰/۵۱۲۶۲۴ | ۰/۶۰۷۸ |
| ضریب ثابت (C) | -۰/۱۱۸۱۷۸ | ۰/۰۴۲۳۶۳ | -۲/۷۸۹۶۵۵ | ۰/۰۰۵۶ |
| آماره F (معناداری رگرسیون) | | ضریب تعیین تعدیل شده | | آماره دوربین واتسون |
| F-statistic | معناداری | | | |
| ۱۱/۲۰۰۴۴ | ۰/۰۰۰۰ | ۰/۷۴۷۸۴۱ | | ۲/۱۴۵۸۵۲ |

با توجه به نگاره (۳)، مقدار ارائه شـده آماره دوربین واتسـون، برابر ۲/۱۴ می‌باشـد. در نتیجه می‌توان عدم وجود خودهمبسـتگی در مدل را تایید نمود. ضـریب تعیین تعدیل شـده نشـان می‌دهد تقریبا ۷۴ درصد از تغییرات در میزان نگهداری وجه، با تغییرات متغیرهای مورد استفاده در مدل پژوهش، توضیح داده می‌شود.

در فرضـیه اول رابطه بین اهرم مالی با نگهداشـت وجه نقد مورد سـنجش قرار گرفت. نتایج حاصل، حاکی از آن است رابطه منفی و معنادار بین اهرم و نگهداشت وجه نقد وجود دارد. در فرضیه دوم رابطه بین سودآوری با نگهداشت وجه نقد مورد سنجش قرار گرفت. نتایج حاصل بیانگر این موضوع است که بین سودآوری و نگهداشت وجه نقد رابطه مثبت و معناداری وجود دارد. نتایج حاصل از آزمون فرضیه سوم نیز نشان می‌دهد بین نقدینگی با نگهداشت وجه نقد رابطه منفی و معناداری وجود دارد. بررسی‌های حاصل از آزمون فرضیه چهارم هم بیانگر این است بین اندازه شرکت و نگهداشت وجه نقد رابطه مثبت معناداری وجود دارد. در پایان نتایج حاصـل از آزمون فرضـیه پنجم هم بیانگر این موضـوع اسـت که بین نسـبت تقسـیم سـود با نگهداشت وجه نقد رابطه معناداری وجود ندارد. بنابراین فرضیات اول تا چهارم تأیید شد. اما فرضیه پنجم تأیید نشد.

## بحث و نتیجه‌گیری

در این تحقیق فرضـیه‌های مطرح شـده مبنی بر وجود رابطه معنادار بین سـاختار سـرمایه و سیاست تقسیم سود با نگهداشت وجه نقد شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران مورد آزمون قرار گرفت. نتایج حاصل از فرضیه اول نشان می‌دهد اهرم مالی می‌تواند به عنوان یک جایگزین برای نگهداشـت وجه نقد محسـوب شـود؛ زیرا شـرکت‌هایی که توانایی بالایی در جذب منابع خارجی دارند، نیاز کمتری به وجه نقد برای سـرمایه‌گذاری دارند. نتایج حاصـل از این فرضـیه با نتایج تحقیقات النجار (۲۰۱۳)، راجان داملو و همکاران (۲۰۰۷) و ملکیان (۱۳۹۰) همخوانی دارد. این نتیجه مطابق با پیش بینی‌های تئوری سلسله مراتبی است که بیان می‌کند هنگامی‌که سرمایه‌گذاری‌ها بیشتر از سود انباشته شوند، وجه نقد کاهش و بدهی‌ها افزایش می‌یابد. بر اساس نتایج حاصل از فرضیه دوم، شرکت‌های با سودآوری بالا (عملکرد بهتر) توانایی تقسیم سود و پرداخت بدهی و نگهداشت وجه نقد بیشتری دارند؛ و شرکت‌های

با سودآوری پایین وجه نقد کمتری نگهداری کرده و از طریق استقراض به تامین مالی پروژه‌های خود می‌پردازند. نتایج حاصل از این فرضیه با نتایج حاصل از تحقیقات ال‌نجار (۲۰۱۳) سازگاری دارد. در ضمن نتایج این فرضیه با تئوری سلسله مراتبی سازگار است. نتایج حاصل از فرضیه سوم، موید این موضوع است که با وجود نقدینگی بالا و امکان تبدیل دارایی‌های نقدی به وجه نقد، شرکت‌ها تمایل به نگهداشت وجه نقد ندارند. این نتیجه مطابق با تئوری مبادله‌ای می‌باشد. در ضمن نتایج حاصل از این فرضیه با نتایج ال‌نجار (۲۰۱۳) سازگاری دارد. نتایج حاصل از فرضیه چهارم، با نتایج حاصل از تحقیقات راجان داملو و همکاران (۲۰۰۷)، آقایی (۱۳۸۸) و ملکیان (۱۳۹۰) سازگاری ندارد. اما با نتایج ال‌نجار (۲۰۱۳) در برخی از کشورها سازگاری دارد. این یافته با این پیش‌بینی مطابقت ندارد که استفاده از تامین مالی خارجی برای شرکت‌های بزرگتر نسبتا آسان‌تر است. نتایج این یافته مطابق با تئوری جریان نقد آزاد است. زیرا شرکت‌های بزرگ تمایل به پراکندگی بیشتر مالکیت سهامداران داشته که این مساله موجب بالا رفتن اختیارات مدیران را بالا می‌برد. همچنین، مدیران تمایل به رشد شرکت بیش از اندازه بهینه آن دارند؛ زیرا رشد شرکت قدرت مدیریت را به واسطه افزایش منابع تحت کنترل آن، افزایش می‌دهد. بنابراین انتظار می‌رفت مدیران شرکت‌های بزرگ اقدام به نگهداری وجه نقد بیشتر نمایند. نتایج حاصل از فرضیه پنجم با نتایج حاصل از تحقیقات ال نجار (۲۰۱۳) و آقایی (۱۳۸۸) سازگار نیست. نتایج این یافته برخلاف تئوری مبادله‌ای می‌باشد.

## پیشنهادهای حاصل از پژوهش

- مدیریت شرکت‌ها در برنامه‌ریزی‌های آتی خود در ارتباط با میزان نگهداشت وجه نقد، علاوه بر نقدینگی ابتدای دوره، به تاثیر تصمیمات ساختار سرمایه و سیاست تقسیم سود بر نقدینگی هدف نیز توجه کنند.
- با توجه به وجود رابطه منفی بین اهرم مالی و نگهداشت شرکت‌ها، به نظر می‌رسد اهرم مالی می‌تواند به عنوان یک جایگزین برای نگهداشت وجه نقد محسوب شود؛ زیرا شرکت هایی که توانایی بالایی در جذب منابع خارجی دارند، به وجه نقد برای سرمایه‌گذاری نیاز کمتری دارند. بنابراین، پیشنهاد می‌شود استفاده‌کنندگان از اطلاعات

مالی شرکت‌ها و همچنین سازمان بورس اوراق بهادار، در ارتباط با نسبت اهرم مالی دقت بیشتری کنند.

## پیشنهادهایی برای پژوهش‌های آتی

- مطالعه رابطه بین ساختار سرمایه و سیاست تقسیم سود با نگهداشت وجه نقد به تفکیک صنایع مختلف و در دوره‌های زمانی طولانی‌تر؛
- بررسی رابطه‌ی نگهداشت وجه نقد و نقدشوندگی سهام؛
- تنوع‌بخشی تجاری و تاثیر آن بر میزان نگهداری وجه نقد؛
- تاثیر رقابت‌پذیر بودن و یا نبودن صنایع بر میزان وجه نقد؛
- بررسی ارتباط خطی نوع تامین مالی و نگهداری وجه نقد؛
- بررسی محافظه‌کاری و انواع آن بر نگهداری وجه نقد؛
- تاثیر مکانیزم‌های مختلف حاکمیت شرکتی بر تاثیر قوت ارتباط محافظه‌کاری و نگهداشت وجه نقد؛
- همچنین نظریه‌های طرح شده در این پژوهش با استفاده از متغیرهای جایگزین دیگر مورد بررسی و ارزیابی قرار گیرد.

## محدودیت‌های پژوهش

با توجه به وجود تورم بالا در سال‌های اخیر و تاثیر آن بر صورت‌های مالی، ممکن است وجود چنین تورمی، نتیجه‌های این پژوهش را (که با استفاده از صورت‌های مالی مبتنی بر بهای تمام شده تاریخی به دست آمده است) خدشه‌دار کند.

## پی‌نوشت

۱ Information Asymmetry
۲ Agency Costs
۳ Pecking Order Theory
۴ Free Cash Flow Theory
۵ Bird in the Hand
۶ Trade Off Theory

## منابع

آقایی، محمد علی؛ نظافت، احمدرضا؛ ناظمی اردکانی، مهدی؛ جوان، علی اکبر. (۱۳۸۸). بررسی عوامل موثر بر نگهداری موجودی‌های نقدی در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. *پژوهش‌های حسابداری مالی*، سال اول، شماره اول و دوم، صص ۵۳ – ۷۰.

اسدی، غلامحسین؛ عزیزی بصیر، سعید. (۱۳۸۷). بررسی ارتباط بین سودآوری و نقدینگی در شرکت‌ها و تاثیر آن بر سود تقسیمی، *پیام مدیریت*، شماره ۲۸، صص ۱۳۳– ۱۵۵.

بولو، قاسم؛ باباجانی، جعفر؛ محسنی ملکی، بهرام. (۱۳۹۱). رابطه بین وجه نقد بیشتر و کمتر از حد بهینه، با عملکرد آینده شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، *مجله دانش حسابداری*، سال سوم، شماره ۱۱، صص ۷-۲۹.

تقوی، روح الله. (۱۳۸۸). بررسی رابطه بین کیفیت گزارشگری مالی و مانده وجه نقد. پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه مازندران.

جهانخانی، علی؛ قربانی، سعید. (۱۳۸۴). شناسایی و تبیین عوامل تعیین‌کننده سیاست تقسیم سود شرکت‌های پذیرفته شده در سازمان بورس اوراق بهادار تهران. *فصلنامه تحقیقات مالی*، شماره ۲۰، صص ۲۷-۴۸.

خالقی مقدم، حمید؛ باغومیان، رافیک. (۱۳۸۶). مروری بر نظریه‌های ساختار سرمایه. *پیک نور*، شماره ۴.

رسائیان، امیر؛ رحیمی، فروغ؛ حنجری، سارا. (۱۳۸۹). تاثیر مکانیزم‌های نظارتی درون سازمانی حاکمیت شرکتی بر سطح نگهداشت وجه نقد در بورس اوراق بهادار تهران. *پژوهش‌های حسابداری مالی*، سال دوم، شماره ۴، صص ۱۲۵-۱۴۴.

قائمی، محمد حسین؛ علوی، سید مصطفی. (۱۳۹۱). رابطه بین شفافیت اطلاعات حسابداری و موجودی نقد، *فصلنامه حسابداری مدیریت*، سال پنجم، شماره۱۲.

کاشانی‌پور، محمد؛ مومنی یانسری، ابوالفضل. (۱۳۹۱). بررسی نقش عدم تقارن اطلاعاتی در تصمیمات ساختار سرمایه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، *فصلنامه تحقیقات حسابداری و حسابرسی*، سال سوم، شماره ۱۴.

گجراتی، دامودار. (۱۳۸۷). *مبانی اقتصاد سنجی*، ترجمه دکتر حمید ابریشمی، موسسه انتشارات و چاپ دانشگاه تهران، چاپ پنجم.

محمدی، منصور. (۱۳۸۹). بررسی عوامل تعیین کننده وجه نقد نگهداری شده شرکت‌ها، پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه مازندران.

ملکیان، اسفندیار؛ احمدپور، احمد؛ محمدی، منصور. (۱۳۹۰). بررسی رابطه بین وجه نقد نگهداری شده و عوامل تعیین کننده آن در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. *فصلنامه تحقیقات حسابداری و حسابرسی*، سال دوم، شماره ۱۱.

مهرانی، ساسان؛ شیخی، کیوان؛ پارچینی پارچین، سید مهدی. (۱۳۹۲). بررسی رابطه بین محافظه‌کاری در گزارشگری مالی و میزان نگهداشت وجه نقد. فصلنامه پژوهش‌های تجربی حسابداری، سال دوم، شماره ۷، صص ۱۷-۳۳.

نیکبخت، محمدرضا؛ پیکانی، محسن. (۱۳۸۸). بررسی رابطه بین ساختار سرمایه و معیار حسابداری ارزیابی عملکرد در شرکت‌های پذیرفته شده بورس اوراق بهادار تهران، *تحقیقات مالی*، شماره ۲۸، صص ۸۹ – ۱۰۴.

یحیی‌زاده‌فر، محمود؛ شمس، شهاب الدین؛ متان، مجتبی. (۱۳۸۹). رابطه ویژگی‌های شرکت با ساختار سرمایه آن در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، سال دوم، شماره ۸

Afza, T; Hassan Mirza, H. (2010). Ownership Structure and Cash Flows as Determinants of Corporate Dividend Policy in Pakistan, *International Business Research*, 3 (3).

Akyildirim, E ; Ethem Guney, I. (2014). Corporate Cash Holdings and Financial Crisis: Evidence from Developing and Developed Markets. *Social Science Research Network*. Available at SSRN: http: //ssrn. com/abstract=2375099.

Autukaite, R ; Molay, E. (2010). Cash Holdings, Working Capital and Firm Value: Evidence From France. *International Conference of the French Finance Association*, Electronic copy available at: http: //ssrn. com.

Basil Al-Najjar. (2013). The financial determinants of corporate cash holdings: Evidence from some emerging markets. *International Business Review 22*, 77-88.

Drobetz,W ; Gruninger, M. C. (2007). Corporate cash holdings: Evidence from Switzerland. *Swiss Society for Financial Market Research*, 21 (3) , 293-324.

Faulkender, M. (2004). Cash holdings among small businesses. Working Paper.

Ferreira, M ; A. Vilela, A. S. (2004). Why do Firms Hold Cash? Evidence from EMU Countries. *European Financial Management*,Volume 10 (2) , 295-319.

Ranjan, D ; Sudha , K ; Patrik, JL. (2007). Determinants of corporate cash holdings: Evidence from spin-offs. *Journal of Banking & Finance 32*,1209-1220.

Subramaniam, V ; Tony, T ; Tang,Heng Yue ; Xin Zhou (2011). Firm structure and corporate cash holdings. *Journal of Corporate Finance 17*, 759-773.

Wenchien, L ; Yuanchen, C. (2008. (The Determinants and Marginal Value of Corporate Cash Holdings: Financial Constraints versus Corporate Governance. *Journal of Financial Economics 90*, 59-83

پژوهش‌های تجربی

سال پنجم، شماره ۱۸، زمستان ۱۳۹۴ صص ۷۳ - ۸۸

# بررسی روند رابطه بین کیفیت سود و قابلیت اعتماد در دوره بعد از الزام استانداردهای حسابداری

هاشم نیکومرام *، یونس بادآور نهندی **، محمد همتی ***

تاریخ دریافت: ۹۱/۱۰/۱۹

تاریخ پذیرش: ۹۲/۰۱/۳۱

## چکیده

در این تحقیق ویژگی کیفی قابلیت اعتماد به عنوان معیاری برای ارزیابی پایداری اقلام تعهدی سود شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران بررسی شده است. بدین منظور، دو فرضیه آزمون شد. در فرضیه اول پایداری کم آن دسته از اقلام تعهدی سود که قابلیت اعتماد پائین تری دارند، و در فرضیه دوم تغییرات قابلیت اعتماد اطلاعات صورت‌های مالی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران بعد از الزام استانداردهای حسابداری برای یک دوره ی ۹ ساله مورد آزمون قرار گرفت. یافته‌ها نشان می‌دهد با کاهش قابلیت اعتماد اقلام تعهدی از کیفیت سود کاسته می‌شود. همچنین قابلیت اعتماد اطلاعات حسابداری بعد از سال ۱۳۸۰– ۱۳۸۸ روند ثابتی داشته و تغییر چندانی در آن مشاهده نگردید.

**واژه‌های کلیدی:** قابلیت اعتماد؛ اقلام تعهدی؛ استانداردهای حسابداری؛ پایداری سود.

**طبقه بندی موضوعی**: M41, C22,C23

* عضو هیأت علمی دانشگاه آزاد اسلامی واحد علوم و تحقیقات تهران، (accountingphd@srbiau.ac.ir)

** عضو هیأت علمی دانشگاه آزاد اسلامی واحد تبریز، (yb_nahandi@yahoo.com)

*** کارشناس ارشد حسابداری دانشگاه آزاد اسلامی واحد علوم و تحقیقات تهران، (نویسنده مسئول)، (mhemmati1027@yahoo. com)

**مقدمه**

برخی از محققان و وضع کنندگان مقررات، بیشتر تمایل به گنجاندن اطلاعات مربوط‌تر در صورت‌های مالی دارند تا قابل اعتماد. نتیجه کنار گذاشتن رویه‌های محافظه کارانه و به کار بستن رویه‌های کمتر قابل تأیید و در نتیجه قابلیت پایین اعتماد، می‌تواند مصیبت بار باشد. رسوایی‌های مالی اوایل دهه‌ی جاری میلادی و نابودی شرکت‌های بزرگی مانند انرون و ورلدکام را می‌توان بدلیل شمول جریان‌های نقدی غیر قابل تأیید یا ارزش‌های بازار در سود دانست (ثقفی، ۱۳۸۹).

به هر حال، انهایی که شناسایی برآوردهای غیرقابل اعتماد در گزارش‌های مالی را پیشنهاد می‌کنند باید هزینه‌های ایجاد شده بواسطه‌ی پیشنهادات خود را در نظر بگیرند. چنین هزینه‌هایی خطای اندازه گیری ایجاد می‌کند، از پایداری سود می‌کاهد و چنانچه سرمایه‌گذاران پایداری کمتر اقلام تعهدی با قابلیت اعتماد پایین را پیش بینی نکنند، این موضوع ممکن است به قیمت گذاری نادرست سهام، به شکست بازار و تخصیص نابهینه منابع کمیاب بیانجامد و فرآیند انباشت و توزیع کارآمد سرمایه با مشکل مواجه شود و صرفه جویی‌های ناشی از مقیاس و توسعه اقتصادی و رفاه اجتماعی دچار خطر شود (ثقفی، ۱۳۸۹).

از این رو، با توجه به آزادی عمل مدیران در ارتباط با زمان شناسایی اقلام تعهدی این تحقیق، درصدد است تغییرات ویژگی کیفی قابلیت اعتماد و اثر آن بر کیفیت سود را در دوره بعد از الزام استانداردهای حسابداری (۱۳۸۰/۱/۱) مورد مطالعه قرار دهد. همچنین، مطابق با اصل ۴۴ قانون اساسی مبنی بر خصوصی سازی شرکت‌ها از طریق بورس اوراق بهادار، ارائه اطلاعات سودمند و قابل اتکاء در این خصوص می‌تواند سرمایه‌گذاران را در جهت اتخاذ تصمیمات صحیح یاری رساند. لذا با توجه به ورود شرکت‌ها طبق اصل ۴۴ قانون اساسی در بازار سرمایه ایران لزوم آگاهی بخشی بیشتر احساس می‌شود.

در چند دهه گذشته تأکید گزارشگری مالی بر ارائه اطلاعات در مورد عملکرد واحد تجاری از طریق معیارهای سود و اجزای آن است. سرمایه‌گذاران، اعتباردهندگان و سایر اشخاصی که چشم انداز جریان‌های نقدی خالص ورودی واحد تجاری را ارزیابی می‌کنند به این اطلاعات علاقه مند هستند. علاقه آن‌ها به جریان‌های نقدی آتی واحد تجاری و توانایی آن برای ایجاد

جریان‌های نقدی مطلوب، به علاقه مندی به اطلاعات درباره‌ی سود می‌انجامد تا اطلاعاتی که مستقیماً درباره‌ی جریان‌های نقدی است. صورت‌های مالی که فقط دریافت‌ها و پرداخت‌های نقدی را طی دوره‌ای کوتاه مدت (مثلاً یکساله) نشان می‌دهد، نمی‌تواند بطور مناسب مشخص کند آیا عملکرد واحد تجاری موفق بوده است یا خیر. در سال‌های اخیر بویژه پس از وقوع رسوایی های مالی، توجه بسیاری به کیفیت سود شده است. کیفیت سود مفهومی است که دارای جنبه‌های متفاوت و به تبع آن دارای تعاریف مختلفی است. یک تعریف مهم از کیفیت سود مبتنی بر پایداری سود[1] است. پایداری سود بمعنای تکرارپذیری (استمرار) سود جاری است. هرچه پایداری سود بیشتر باشد، شرکت توان بیشتری برای حفظ سودهای جاری دارد و کیفیت سود بالاتر است.

از سوی دیگر افرادی که در رابطه با گزارشگری مالی مسئولیت دارند همواره باید سودمندترین اطلاعات را با رعایت هزینه‌ای معقول فراهم آورند. اهداف گزارشگری مالی و مبانی نظری حسابداری ایجاب می کند، اطلاعاتی که گزارش های مالی فراهم می کند از ویژگی های معینی برخوردار باشد، مهمترین این ویژگی ها عبارتنداز: قابلیت اعتماد و مربوط بودن. تدوین کنندگان استانداردهای حسابداری بخوبی دریافته‌اند بین ویژگی کیفی قابلیت اعتماد و ویژگی کیفی مربوط بودن اطلاعات مالی رابطه معکوس وجود دارد. بدین معنی که ارائه اطلاعات مربوط‌تر مستلزم کاستن از قابلیت اعتماد آن اطلاعات است. بر این اساس است که حداکثر سازی سودمندی اطلاعات حسابداری تعهدی، مستلزم برقراری نوعی توازن بین این ویژگی هاست.

در سال‌های اخیر با تأکید بسیار بر ارتباط ارزشی اطلاعات حسابداری، کفه ترازو به سوی ویژگی مربوط بودن سنگین‌تر شده است. بخش عمده‌ای از مطالعات حسابداری به ارزیابی اطلاعات بر مبنای معیار مربوط بودن پرداخته است. در مقابل بطور نسبی توجه کمتری به ارزیابی اطلاعات حسابداری بر مبنای معیار قابلیت اعتماد شده است. با توجه به ماهیت یک سویه پژوهش‌ها در این حوزه، تعجب آور نیست برخی از پژوهشگران و وضع کنندگان مقررات، بیشتر بدنبال گنجاندن اطلاعاتی در صورت‌های مالی هستند که مربوط‌تر باشد تا قابل اعتماد. نظر به بر هم خوردن توازن بین ویژگی‌های کیفی، مسأله اساسی این است که پیامد برهم خوردن توازن بین ویژگی‌های کیفی چیست؟

در این تحقیق روند تغییرات سری زمانی رابطه‌ی قابلیت اعتماد اقلام تعهدی و پایداری سود بررسی می‌شود. بر طبق این رابطه پیش بینی می‌شود با کاهش قابلیت اعتماد اقلام تعهدی، پایداری سود کاهش یابد. با در نظر گرفتن این واقعیت که در ایران پژوهشی بسیاری در زمینه‌ی ویژگی کیفی قابلیت اعتماد انجام شده است، محققان بر آن شدند پژوهشی در رابطه با روند تغییرات قابلیت اعتماد اطلاعات حسابداری در دوره‌ی بعد از الزام اکثر استانداردهای حسابداری (۱۳۸۰/۱/۱) انجام دهند بدین معنی که آیا بعد از الزام استانداردهای حسابداری قابلیت اعتماد اطلاعات حسابداری روندی افزایشی داشته یا از روندی کاهشی برخوردار است؟ همچنین، سعی شده است به این پرسش پاسخ داده شود که آیا آن دسته از اقلام تعهدی که در مقایسه با اقلام تعهدی دیگر قابلیت اعتماد کمتری دارند از پایداری کمتری برخوردارند؟

## پیشینه‌ی تحقیق

احمدپور و احمدی (۱۳۸۷) طی تحقیقی از ویژگی کیفی اطلاعات مالی برای ارزیابی کیفیت سود شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران استفاده کردند. یافته‌های آنان نشان داد ضریب واکنش سود و همچنین قدرت توضیحی (ضریب تعیین) رگرسیون قیمت – سود در پرتفوی شرکت‌های با کیفیت سود بالا نسبت به شرکت‌های با کیفیت سود پایین به طور معنادار بیشتر است. ثقفی و ابراهیمی (۱۳۸۸) به بررسی رابطه تدوین استانداردهای حسابداری با کیفیت اطلاعات حسابداری پرداختند. نتایج بررسی‌های آنان نشان داد اجرای استانداردها تنها با بهبود نسبی پایداری اضافی همراه بوده است، در حالی که در سایر مدل‌ها، استانداردهای حسابداری نتوانسته‌اند موجب بهبود کیفیت اطلاعات حسابداری شود. همچنین، ثقفی (۱۳۸۹) رابطه بین ویژگی کیفی قابلیت اعتماد اطلاعات حسابداری و کیفیت سود با کاربست رویکرد ترازنامه ای را مورد بررسی قرار داد. نتایج وی نشان داد با کاهش قابلیت اعتماد اقلام تعهدی از کیفیت سود کاسته می‌شود و خطای اندازه گیری بزرگتر می‌شود. در تحقیق دیگری، رحمانی و امینی (۱۳۹۰) اثر بکارگیری رهنمودها و استانداردهای حسابداری بر کیفیت اطلاعات حسابداری را بررسی کردند. در مجموع نتایج آنان نشان داد مربوط بودن، به موقع بودن و محافظه کاری در دوره بعد از الزام بکارگیری رهنمودهای حسابداری نسبت به دوره قبل از آن افزایش یافته است اما با تجدیدنظر در استانداردهای حسابداری، سه شاخص مزبور کاهش یافتند.

احمد و همکاران (۲۰۰۹) به برر سی اثرات به کارگیری اجباری ا ستانداردهای گزار شگری مالی بین المللی بر هموار سازی، محافظه کاری و به موقع بودن سودهای حسابداری برای نمونه ای از ۲۱ کشور جهان (ملزم به رعایت IFRS از ابتدای سال ۲۰۰۵) نسبت به نمونه کنترلی از ۱۷ کشـــور (فاقد الزام رعایت IFRS) پرداختند. نتایج تحقیق بیان کرد اولاً، در دوره قبل از بکارگیری IFRS، شرکت‌های گروه اول نسبت به شرکت‌های گروه کنترل، هموارسازی سود کمتر، اقلام تعهدی محافظه کارانه بیشتر و افزایش شناسایی به موقع زیان داشتند. ثانیاً در دوره بعد از الزام بکارگیری، در شرکت هایی که IFRS استفاده کرده‌اند نسبت به شرکت‌های گروه کنترل، بطور قابل ملاحظه ای هموارســـازی ســـود و به موقع بودن اخبار خوب افزایش ولی محافظه کاری کاهش یافته اســـت. در تحقیق دیگری، راضـــیه محمود و همکاران (۲۰۰۹) به بررســی رابطه بین ویژگی‌های کیفی ســود و عملکرد شــرکت‌ها در بورس اوراق بهادار مالزی پرداختند. در این تحقیق سه ویژگی کیفی سود یعنی قابلیت پیش بینی سود، ارزش بازخوردی ســود، به موقع بودن و همچنین دو معیار عملکرد مالی شــرکت‌ها یعنی ROA یا بازده دارایی‌ها و Q توبین مورد آزمون قرار گرفتند. نتایج تحقیق آنان نشان داد هنگامی که از ROA به عنوان معیار عملکرد شــرکت اســتفاده می‌شــود، رابطه مثبت و معناداری بین ارزش بازخوردی ســود و همچنین به موقع بودن و عملکرد شــرکت‌ها وجود دارد. و زمانی که از معیار Q توبین به عنوان معیار عملکرد شــرکت‌ها اســتفاده می‌شــود ارزش بازخوردی ســود رابطه منفی و معناداری با عملکرد شرکت‌ها دارد.

## فرضیه‌های تحقیق

با توجه به مباحث مطروحه، فرضیه‌هایی بشرح ذیل تدوین شد:

فرضـــیه اول: آن دســـته از اقلام تعهدی ســـود که قابلیت اعتماد پایین تری دارند، پایداری کمتری است.

فرضـــیه دوم: قابلیت اعتماد اطلاعات حســـابداری طی دوره‌ی بعداز الزام اســـتانداردهای حسابداری (۱۳۸۰/۱/۱) تغییرات معناداری داشته است.

## روش تحقیق

این تحقیق از نظر روش از نوع همبستگی، و از نظر هدف کاربردی است بعلاوه با توجه به اینکه از اطلاعات تاریخی برای آزمون فرضیات استفاده می‌شود پس رویدادی (از طریق استفاده از اطلاعات گذشته) است. به منظور آزمون فرضیه اول از معادله رگرسیون چندمتغیره به شرح زیر استفاده شد:

$$ROA_{t+1} = \gamma_0 + \gamma_1 ROA_t + (\gamma_2 - \gamma_1)TACC_t + \varepsilon_{t+1}$$

فرضیه اول تحقیق بیان می‌دارد $(\gamma_2 - \gamma_1)$ برای اقلام تعهدی کمتر قابل اعتماد، منفی‌تر است. به منظور آزمون فرضیه اول پژوهش، باید هر طبقه از اقلام تعهدی را بطور جداگانه مورد بررسی قرار داد. بدین منظور، از تجزیه و تحلیل رگرسیون چندمتغیره ثقفی (۱۳۸۹) استفاده می‌شود:

$$ROA_{t+1} = \rho_0 + \rho_1 ROA_t + \rho_2 \Delta WC_t + \rho_3 \Delta NCO_t + \rho_4 \Delta FIN_t + \epsilon_{t+1}$$

برای آزمون فرضیه دوم نیز ضریب تعیین تعدیل شده مدل فوق را برای هر سال از دوره‌ی تحقیق محاسبه و به منظور تبیین روند سری زمانی قابلیت اعتماد اطلاعات حسابداری با استفاده از رگرسیون خطی ساده ثقفی و باغومیان (۱۳۸۸)، مورد تجزیه و تحلیل قرار می‌گیرد:

$$AR_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 TIME + \varepsilon_t$$

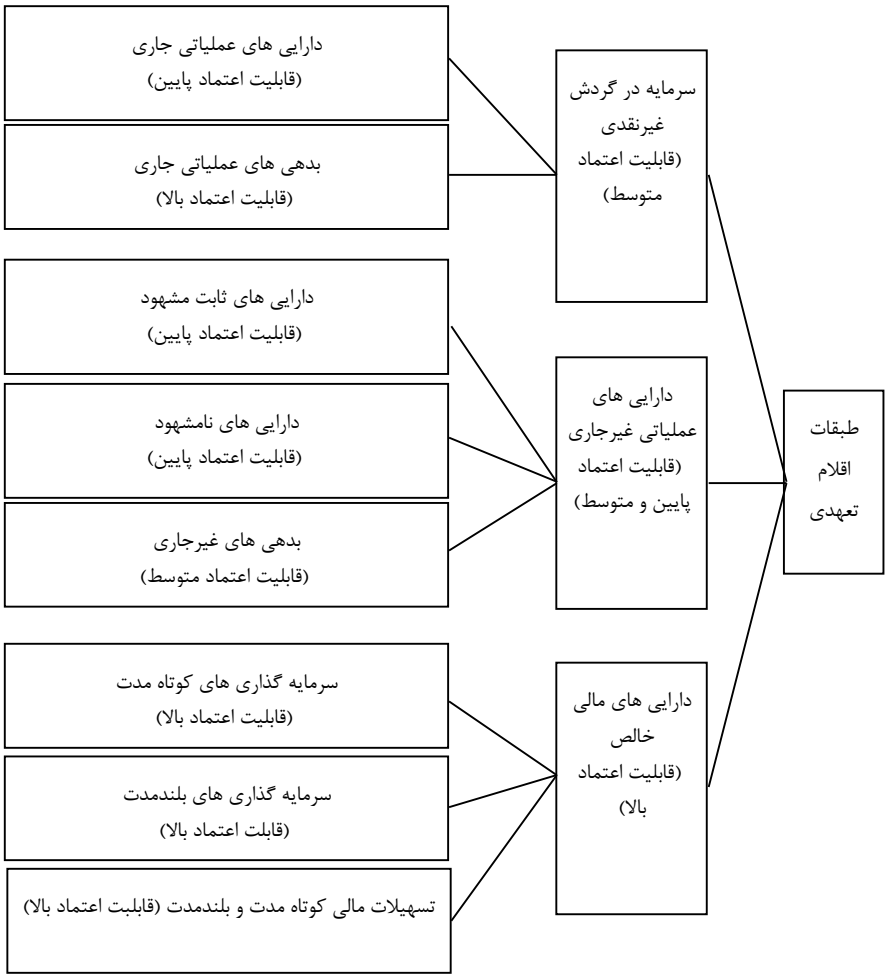
که در اینجا TIME تعداد سال‌های بعد از الزام استانداردهای حسابداری ایران را شامل می‌شود و ضریب تعیین تعدیل شده رگرسیون چندمتغیره ثقفی (۱۳۸۹) بیانگر این مطلب است که بعد از الزام استانداردهای حسابداری ایران (۱۳۸۰/۱/۱) تا بحال قابلیت اعتماد اطلاعات حسابداری روندی نزولی داشته است یا خیر. تعاریف عملیاتی متغیرهای تحقیق بشرح نگاره (۱) می‌باشد:

**نگاره (۱): تعاریف عملیاتی متغیرهای تحقیق**

| نام متغیر | علائم اختصاری | تعریف عملیاتی |
|---|---|---|
| بازده دارایی ها | $ROA$ | متغیر وابسته در مدل، تغییرات بازده دارایی‌ها را نشان می‌دهد که از تقسیم سود عملیاتی بر متوسط کل دارایی‌ها بدست می‌آید. |
| اقلام تعهدی کل | $TACC$ | اقلام تعهدی حسابداری را نشان می‌دهد که بعنوان متغیر مستقل در مدل برای محاسبه پایداری سود بکار گرفته می‌شود. و در سه طبقه از اقلام تعهدی دسته بندی می‌شود: |
| تغییر در سرمایه در گردش خالص غیرنقدی | $\Delta WC$ | اولین طبقه از اقلام تعهدی، تغییر در سرمایه در گردش خالص غیر نقدی است که تغییر در دارایی‌های عملیاتی جاری منهای تغییر در بدهی‌های عملیاتی جاری را نشان می‌دهد. |
| تغییر در دارایی‌های عملیاتی خالص غیرجاری | $\Delta NCO$ | دومین طبقه اصلی از اقلام تعهدی، تغییر در دارایی‌های عملیاتی خالص غیر جاری است این طبقه از طرق تغییر در دارایی‌های غیر جاری منهای تغییر در بدهی‌های غیر جاری اندازه گیری می‌شود. |
| تغییر در دارایی‌های مالی خالص | $\Delta FIN$ | آخرین طبقه از اقلام تعهدی، تغییر در دارایی‌های مالی خالص است این طبقه از طریق تغییر در سرمایه‌گذاری‌های کوتاه مدت و سرمایه‌گذاری‌های بلندمدت منهای تغییر در تسهیلات مالی کوتاه مدت و تسهیلات مالی بلندمدت اندازه گیری می‌شود. |
| تعداد سال ها | $TIME$ | این متغیر تعداد سال‌های بعد از لازم الاجرا شدن استانداردهای حسابداری می‌باشد. |
| ضریب تعیین تعدیل شده | $AR_t^2$ | ضریب تعدیل شده مدل رگرسیون چندمتغیره می‌باشد. که روند تغییرات سال به سال قابلیت اعتماد اطلاعات حسابداری را نشان می‌دهد. |

در این پژوهش، دارایی‌های عملیاتی جاری برابر ا ست با دارایی‌های جاری منهای وجوه نقد و سرمایه‌گذاری‌های کوتاه مدت. بدهی‌های عملیاتی جاری نیز برابر ا ست با بدهی‌های جاری منهای تسهیلات مالی کوتاه مدت. همچنین، دارایی‌های عملیاتی غیرجاری از حاصل تفاضل دارایی های غیرجاری و سرمایه گذاری های بلندمدت بدست می آید. بدهی های عملیاتی

غیرجاری نیز از حاصل تفاضل بدهی‌های غیرجاری و تسهیلات مالی بلندمدت بدست می‌آید. گروه بندی اقلام تعهدی بر اســـاس مدل ثقفی (۱۳۸۹) از نظر قابلیت اعتماد در طبقات بالا، متوسط و پایین صورت گرفته است. نمودار درختی (۱) طبقه بندی قابلیت اعتماد اقلام تعهدی را بصورت خلاصه نشان می‌دهد.




***نمودار (۱): طبقه بندی اقلام تعهدی از لحاظ قابلیت اعتماد***

## روش و ابزار گردآوری داده ها

ابتدا از روش کتابخان های به جمع آوری اطلاعات و منابع در مورد ادبیات نظری در این تحقیق پرداخته و سپس به جمع آوری داده‌ها از طریق صورت‌های مالی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران اقدام شده است. گردآوری داده‌های خام از نرم افزار تدبیرپرداز و ره آورد نوین و لوح‌های فشرده اطلاعات مالی جامع شرکت‌ها و وبگاه مدیریت پژوهش، توسعه و مطالعات اسلامی وابسته به سازمان بورس اوراق بهادار استخراج شده است و سپس در Excel طبقه بندی شده و در نهایت در نرم افزار EViews و MiniTab مورد آزمون قرار گرفت .

## جامعه آماری و حجم نمونه

جامعه آماری تحقیق، کلیه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران می‌باشد. و روش نمونه گیری، روش حذف سیستماتیک (روش غربالگری) می‌با شد. قلمرو زمانی تحقیق نیز بین سال‌های ۱۳۸۰- ۱۳۸۸ (بمدت ۹ سال) می‌باشد. لذا با اعمال محدودیت‌های ذیل، تعداد ۱۰۴ شرکت بعنوان نمونه آماری تحقیق انتخاب گردید.

۱- عدم تغییر دوره مالی در طی دوره تحقیق داشته باشند.
۲- اطلاعات موجود و قابل دسترس داشته باشند.
۳- قبل از سال ۱۳۸۰ در بورس اوراق بهادار تهران پذیرفته شده باشند.
۴- جزء صنایع سرمایه‌گذاری و واسطه گری و نهادهای پولی و بانکی و بیمه ای نباشند.
۵- برای رعایت همسانی شرایط شرکت‌ها، تاریخ گزارشگری آن‌ها منتهی به ۱۲/۲۹ باشد.

## یافته‌های پژوهش

### آزمون فرضیه اول

نگاره (۲)، نتایج آماری مدل رگرسیون چندمتغیره تحقیق را نشان می‌دهد.

**نگاره (۲): نتایج حاصل از مدل رگرسیون چندمتغیره**

| مؤلفه | عرض از مبدأ ($\rho_0$) | $ROA_t$ | $\Delta WC_t$ | $\Delta NCO_t$ | $\Delta FIN_t$ |
|---|---|---|---|---|---|
| ضریب | ۰/۲۰۲۰ | ۰/۹۷۳۸ | -۰/۰۴۹۷ | -۰/۰۳۱۶ | -۰/۰۰۸۱ |
| انحراف استاندارد | ۰/۲۷۷۵ | ۰/۰۴۳۹ | ۰/۰۴۰۴ | ۰/۰۳۵۹ | ۰/۰۳۳۸ |
| آماره t- | ۰/۷۲۷۸ | ۲۲/۱۶۵۴ | -۱/۲۳۰۹ | -۰/۸۷۹۰ | -۰/۲۳۸۵ |
| p- مقدار | ۰/۴۶۸۵ | ۰/۰۰۰۱ | ۰/۲۲۱۳ | ۰/۳۸۱۵ | ۰/۸۱۲۰ |
| آماره F | ۱۲۶/۲۰۴۹ | | | | |
| p- مقدار | ۰/۰۰۰۰۱ | | | | |
| ضریب تعیین ($R^2$) | ۰/۸۳۶۰ | | | | |
| ضریب تعیین تعدیل شده | ۰/۸۲۹۴ | | | | |
| آماره دوربین - واتسون | ۲/۸۵۳۷ | | | | |

با توجه به نتایج نگاره (۲)، ضریب متغیر بازده دارایی‌ها در سال جاری برابر با ۰/۹۷ می‌باشد که در سطح معنی داری α=۰/۰۵ و براساس نتایج آزمون t، p- مقدار ضریب متغیر بازده دارایی‌های سال جاری برابر با ۰/۰۰۰۱ می‌باشد لذا کمتر از ۰/۰۵ می‌باشد. از این رو، بین بازده دارایی‌های سال جاری و بازده دارایی‌های سال آتی رابطه معناداری وجود دارد. همچنین، ضریب متغیر تغییر در سرمایه در گردش خالص غیرنقدی تقریباً برابر با ۰/۰۴۹- می‌باشد که در سطح معنی داری α=۰/۰۵ و برا ساس نتایج آزمون t، p- مقدار ضریب متغیر تغییر سرمایه در گردش خالص غیرنقدی برابر با ۰/۲۲۱۳ می‌باشد لذا بیشتر از ۰/۰۵ می‌باشد. از این رو، بین تغییر در سرمایه در گردش خالص غیرنقدی و بازده دارایی‌های سال آتی رابطه معناداری وجود ندارد. نتایج نگاره (۲) نشان می‌دهد که ضریب متغیر تغییر در دارایی‌های عملیاتی خالص غیرجاری تقریباً برابر با ۰/۰۳۲- می‌باشد که در سطح معنی داری α=۰/۰۵ و بر اساس نتایج آزمون t، p- مقدار ضریب متغیر تغییر در دارایی‌های عملیاتی خالص غیرجاری برابر با ۰/۳۸۱۵ می‌باشد لذا بیشتر از ۰/۰۵ می‌باشد. از این رو، بین تغییر در دارایی‌های عملیاتی خالص غیرجاری و بازده دارایی‌های سال آتی رابطه معناداری وجود ندارد. و در نهایت، ضریب متغیر تغییر در دارایی‌های مالی خالص تقریباً برابر با ۰/۰۰۸- می‌باشد که در سطح معنی داری α=۰/۰۵ و بر اساس نتایج آزمون t، p- مقدار ضریب متغیر تغییر در دارایی‌های مالی خالص برابر با ۰/۸۱۲ می‌باشد لذا بیشتر از ۰/۰۵ می‌باشد. این رو، بین تغییر در دارایی‌های مالی خالص و بازده دارایی‌های سال آتی رابطه معناداری وجود ندارد. بدین ترتیب، فرضیه اول پژوهش دال بر کمتر بودن پایداری آن دسته از اقلام تعهدی سود که قابلیت اعتماد پایین تری دارند، تأیید

می‌شـــود. بعبارت دیگر، این آزمون ها تأیید می کنند که اقلام تعهدی که از قابلیت اعتماد کمتری برخوردارند، از پایداری سـود به میزان بیشـتری می کاهند. نتایج این تحقیق با یافته‌های تحقیق ثقفی (۱۳۸۹)، ثقفی و ابراهیمی (۱۳۸۸)، رحمانی و امینی (۱۳۹۰)، رادز یا محمود و همکاران (۲۰۰۹) و احمد و همکاران (۲۰۰۹) همخوانی دارد.

بعلاوه، با توجه به نتایج نگاره (۲)، ضـــریب تعیین ($R^2$) برابر با ۰/۸۴ می‌باشـــد که نشـــان می‌دهد ۸۴ در صد از تغییرات متغیر وابسته (بازده دارایی‌های سال آتی) قابل استناد به تغییرات متغیرهای (بازده دارایی‌های سال جاری، تغییر در سرمایه در گردش خالص غیرنقدی، تغییر در دارایی‌های عملیاتی خالص غیرجاری و تغییر در دارایی‌های مالی خالص) می‌باشد.

## آزمون متغیرهای اضافی

با اســـتفاده از آزمون متغیرهای اضـــافی[۲] می‌توان به بررســـی این فرضـــیه پرداخت که آیا مجموعه‌ای از متغیرهای موجد در یک معادله رگرســـیون اضـــافه هســـتند یا نه؟ در واقع، این آزمون به بررسـی مجموعه‌ای از متغیرهای موجود در یک معادله پرداخته و مشـخص می‌نماید که آیا در مجموع تمام آن‌ها ضـریب صـفر داشـته و بنابراین می‌توان آن‌ها را از معادله حذف نمود. بنابراین فرضیه صفر عبارت است از اینکه متغیرهای مستقل ($ROA_t$، $\Delta WC_t$، $\Delta NCO_t$ و $\Delta FIN_t$) در معادله رگرسیون چندمتغیره اضـافه می‌باشـند. نگاره (۳) نتایج آزمون متغیرهای اضافی را نشان می‌دهد.

***نگاره (۳): نتایج آزمون متغیرهای اضافی***

| فرضیه صفر | آماره F | نسبت لگ درستنمایی | p- مقدار (آماره F) | p- مقدار (خی – دو) | نتیجه‌ی آزمون |
|---|---|---|---|---|---|
| چهار متغیر مستقل ($ROA_t$، $\Delta WC_t$، $\Delta NCO_t$ و $\Delta FIN_t$) در معادله رگرسیون چندمتغیره اضافه هستند. | ۱۲۶/۲۰۴۹ | ۱۸۸/۰۴۸۲ | ۰/۰۰۰۰۱ | ۰/۰۰۰۰۱ | رد فرضیه صفر |

با توجه به نتایج آزمون متغیرهای اضـــافی در نگاره (۳)، چون p- مقدار (آماره F) برابر با ۰/۰۰۰۱ می‌باشـد و این عدد کمتر از ۰/۰۵ می‌باشـد. لذا، فرضـیه صـفر رد می‌شـود. بنابراین،

متغیرهای بکار رفته در معادله رگرسیون چندمتغیره ($ROA_t$، $\Delta WC_t$، $\Delta NCO_t$ و $\Delta FIN_t$) اضافی نمی‌باشند.

## آزمون رمزی[۳]

پس از تخمین مدل مورد بررسی، از این آزمون جهت بررسی صحت فرم تبعی مدل تخمین زده شده استفاده می‌گردد. بعبارت دیگر، آزمون رمزی تصریح مدل را مورد ارزیابی قرار می‌دهد. بنابراین، فرضیه صفر در این آزمون عبارتست است از اینکه فرم تابع مدل تخمین زده شده اول تحقیق درست است. نگاره (۴) نتایج حاصل از آزمون رمزی را ارائه می‌کند.

***نگاره (۴): نتایج آزمون رمزی***

| فرضیه صفر | آماره F | نسبت لگ درستنمایی | p- مقدار (آماره F) | p- مقدار (خی – دو) | نتیجه‌ی آزمون |
|---|---|---|---|---|---|
| فرم تابع مدل تخمین زده شده اول تحقیق درست است. | ۰/۳۵۱۹ | ۰/۳۷۲۸ | ۰/۵۵۴۴ | ۰/۵۴۱۵ | تأیید فرضیه صفر |

با توجه به نتایج آزمون رمزی مطابق نگاره (۴)، p- مقدار آماره F برابر ۰/۵۵۴۴ است که بیشتر از ۰/۰۵ می‌با شد. پس چنین ا ستنتاج می شود که نمی توان فر ضیه صفر مبنی بر در ست بودن فرم تابع مدل تخمین زده شده را رد نمود. بنابراین، فرم تابعی معادله تخمین زده شده مدل اول درست است.

## آزمون فرضیه دوم تحقیق

پس از آزمون فرضیه اول تحقیق و تأیید شدن آن، به بررسی روند تغییرات قابلیت اعتماد اطلاعات صورت‌های مالی می‌پردازیم.

برای بررسی روند تغییرات قابلیت اعتماد اطلاعات حسابداری بعد از الزام استانداردهای حسابداری (۱۳۸۰/۱/۱) کافی ا ست تا روند سری زمانی ضرایب تعیین چندگانه تعدیل شده مدل اول رگرسیون با استفاده از یک معادله رگرسیون خطی ساده مشخص گردد که نشان دهنده ی رابطه ضرایب با متغیر روند (متغیر مستقل زمان) را نشان می‌دهد.

$$AR_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 TIME_t + \varepsilon_t$$

در این رابطه، $AR_t^2$ ضـرایب تعیین چندگانه تعدیل شـده مدل رگرسـیون قبلی را برای زمان t=۱، ۲،... و $TIME_t$ متغیر روند که مقادیر ۱ تا t را متناظر با هریک از سال‌های دوره ی زمانی تحقیق اختیار می‌کند. نگاره (۵)، نتایج آماری مدل روند را نشان می‌دهد.

***نگاره (۵): نتایج حاصل از مدل روند***

| مؤلفه | عرض از مبدأ ($\alpha_0$) | $TIME_t$ |
|---|---|---|
| ضریب | ۰/۷۹۵۵ | ۰/۰۰۹۴ |
| انحراف استاندارد | ۰/۰۸۳۸ | ۰/۰۱۶۶ |
| آماره t- | ۹/۴۹۴۲ | ۰/۵۶۹۳ |
| سطح معناداری | ۰/۰۰۰۱ | ۰/۵۸۹۸ |
| آماره F | ۰/۳۲۴۱ | |
| سطح معناداری | ۰/۵۸۹۸ | |
| ضریب تعیین | ۰/۰۵۱۲ | |
| ضریب تعیین تعدیل شده | -۰/۱۰۶۹ | |
| آماره دوربین - واتسون | ۱/۳۷۶۴ | |

با توجه به نتایج نگاره (۵)، ضریب متغیر مستقل زمان برابر با ۰/۰۱ می‌باشد که نشان می‌دهد به ازای هر یک درصد تغییر در زمان تغییر افزایشی معادل ۰/۰۱ در ضریب تعیین تعدیل شده را در پی دارد. بنابراین، می توان نتیجه گرفت روند قابلیت اعتماد اطلاعات حسـابداری در طی دوره ی بعداز الزام استانداردهای حسابداری (۱۳۸۰/۱/۱) تغییر چندانی نداشته است.

## نتیجه‌گیری

یافته‌های مربوط به آزمون فرضیه‌های پژوهش با یافته‌های آزمون‌های تجربی مشابه همخوانی دارد. این آزمون ها تأیید می کنند اقلام تعهدی که از قابلیت اعتماد کمتری برخوردارند، از پایداری سـود به میزان بیشـتری می کاهند. در ارتباط با معنادار نبودن ضـریب جزء تغییر در دارایی‌های مالی خالص ($\Delta$FIN) یعنی $\rho_4$ بیان توضـیحاتی ضـرورت دارد. تفاوت‌های دقیقی بین دارایی‌ها و بدهی‌های مالی وجود دارد که به منظور متمایز سـاختن انها، دارایی‌های مالی خالص ($\Delta$FIN) به اجزای سـرمایه‌گذاری کوتاه مدت ($\Delta$STI)، سـرمایه‌گذاری بلندمدت ($\Delta LTI$) و بـدهی مـالی ($\Delta$FIN$L$) تفکیـک می‌شـود. این طبقـه از طریق تغییر در سرمایه‌گذاری‌های کوتاه مدت ($\Delta STI$) و سرمایه‌گذاری‌های بلندمدت ($\Delta LTI$) منهای تغییر

در تسـهیلات مالی کوتاه مدت و تسـهیلات مالی بلندمدت ($\Delta \mathrm{FIN}L$) اندازه گیری می‌شـود، یعنی $\Delta \mathrm{FIN} = \Delta \mathrm{STI} + \Delta \mathrm{LTI} - \Delta \mathrm{FIN}L$.

در پژوهش‌های قبلی این طبقه از اقلام تعهدی نادیده انگا شته می شد. به هر حال، چنانکه در بخش تعریف و طبقه بندی اقلام تعهدی گفته شـد، این طبقه اقلام تعهدی با درجه بالایی از قابلیت اعتماد اندازه گیری می‌شوند. سرمایه‌گذاری‌های کوتاه مدت و بدهی‌های مالی با قابلیت اعتماد بالایی اندازه گیری می‌شـود سـرمایه‌گذاری بلندمدت تنوعی از دارایی‌های مالی مانند مطالبات بلندمدت و سـرمایه‌گذاری‌های بلندمدت در اوراق بهادار را در بر می‌گیرد و با قابلیت اعتماد متوسط ارزیابی می‌شود.

افزایش در اقلام تعهدی دارایی های عملیاتی ممکن اسـت به دو طریق تأمین مالی شـود. چنانچه از بدهی های عملیاتی به منظور تأمین مالی اقلام تعهدی دارایی‌های عملیاتی اسـتفاده شـود، واقعاً بر این انتظار اسـت که پایداری سـود بالاتر باشـد. اگر از طریق بدهی‌های مالی به منظور تأمین مالی اقلام تعهدی دارایی‌های عملیاتی اسـتفاده شـود انتظار داریم پایداری سـود کمتر شود. شاید یک دلیل احتمالی برای تفسیر معنادار نبودن ضریب جزء تغییر در دارایی‌های مالی خالص ($\Delta \mathrm{FIN}$)، تأمین مالی اقلام تعهدی دارایی های عملیاتی از طریق بدهی های عملیاتی به جای بدهی‌های مالی باشد. این عمل باعث می‌شود از قابلیت اعتماد دارائی‌های مالی خالص ($\Delta \mathrm{FIN}$) کاسـته شـود، زیرا از وزن بدهی‌های مالی ($\Delta \mathrm{FINL}$) که قابلیت اعتماد بالایی در طبقه دارایی‌های مالی خالص ($\Delta \mathrm{FIN}$) کاسته می‌شود.

بعد از الزام استانداردهای حسابداری (۱۳۸۰/۱/۱)، اطلاعات حسابداری تخصصی‌تر شده که مستلزم دانش بیشتری نسبت به قبل از آن می‌باشد. لذا، در بررسی روند تغییرات قابلیت اعتماد اطلاعات صورت‌های مالی شرکت‌های بورسی چنین نتیجه گیری می‌شود که روند تغییرات در طی دوره ی بعداز الزام اسـتانداردهای حسـابداری (۱۳۸۰/۱/۱) ثابت بوده و تغییرات معناداری ندارد. و شاید دلیل احتمالی آن آشنایی کم و فقدان دانش حسابداری استفاده‌کنندگان نسبت به صورت‌های مالی باشد.

به پژوهشگران برای انجام تحقیقات آتی توصیه می‌شود به منظور دستیابی به درک کاملتری از کیفیت سود (پایداری سود) به طور همزمان خطای اندازه گیری در جریان‌های نقدی و اقلام

تعهدی را مدل سازی و مورد کاوش قرار دهند. در این پژوهش فرض شد خطای اندازه گیری در جریان‌های نقدی از اهمیت درجه دوم برخوردار است.

بعلاوه با توجه به وجود روندی ثابت در قابلیت اعتماد اطلاعات حسابداری، به سازمان حسابرسی کشور بعنوان تنها نهاد تدوین کننده استانداردهای حسابداری پیشنهاد می‌شود، ا ستانداردها و رهنمودهای لازم در تهیه و تنظیم اطلاعات ح سابداری را طوری و ضع نمایند تا قابلیت اعتماد اطلاعات حسابداری در طی زمان بیشتر شود.

این پژوهش دارای محدودیت هایی به شرح زیر است:

الف) خطای اندازه گیری در اقلام تعهدی یک متغیر ت صادفی م ستقل فرض شده ا ست؛ در واقع احتمال دارد خطای اندازه گیری تحت تأثیر دستکاری های سود بوسیله مدیران و میثاق‌های حسابداری مانند محافظه کاری قرار گیرد.

ب) در این پژوهش فرض شد خطای اندازه گیری در جریان های نقدی از اهمیت ثانوی برخوردار است. پژوهش های جد ید مطرح می کند که جر یان های نقدی نیز موضوع دستکاری‌های مدیران قرار می گیرد.

## پی نوشت ها

۱ Earnings persistence

۲ Redundant variables test

۳ Ramsey's RESET test

## منابع


احمدپور، احمد. احمدی، احمد. (۱۳۸۷). استفاده از ویژگی‌های کیفی اطلاعات مالی در ارزیابی کیفیت سود. *فصلنامه بررسی‌های حسابداری و حسابرسی، دوره ۱۵، شماره ۵۲*، ۳ – ۱۶.

ثقفی، علی. (۱۳۸۹). قابلیت اعتماد و کیفیت سود (رویکرد وضعیت مالی). *فصلنامه تحقیقات حسابداری و حسابرسی، شماره ۸*، ۴ – ۲۵.

ثقفی، علی. ابراهیمی، ابراهیم. (۱۳۸۸). رابطه تدوین استانداردهای حسابداری با کیفیت اطلاعات حسابداری. *فصلنامه بررسی‌های حسابداری و حسابرسی، دوره ۱۶، شماره ۵۷*، ۳۳-۵۰.

ثقفی، علی. باغومیان، رافیک. (۱۳۸۸). تبیین ارتباط ارزشی اطلاعات حسابداری از منظر اندازه گیری و رفتاری. *فصلنامه مطالعات حسابداری، شماره ۲۵*، ۱-۵۲.

رحمانی، علی. امینی، زهره. (۱۳۹۰). استانداردهای حسابداری و کیفیت اطلاعات حسابداری. *مجموعه مقالات نهمین همایش سراسری حسابداری ایران – زاهدان*، ۹۶ – ۱۰۸.

کمیته تدوین استانداردهای حسابداری. (۱۳۸۵). *استانداردهای حسابداری*. نشریه ۱۶۰. تهران: سازمان حسابرسی.

Ahmed, Anwer S. , Michael Neel and Dechun Wang (2009). "The Effects of Mandatory Adoption of International Financial Reporting Standards on Smoothness, Conservatism and Timeliness of Accounting Earning", Electronic copy available at: www. ssrn. com.

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

Dechow, P. and Ross, S. (2005). "The persistence of earnings and cash flows and the role of special items, implications for the accrual anomaly", Working Paper, PP. 1-61, www. ssrn. com.

Francis, Jenifer. , R LaFond, p. Olssen, and K. Schipper. (2004) , "Cost of Quality and Earnings Attributes", the Accounting Review, USA.

Radziah Mahmud, Muhd Kamil Ibrahim and Wee Ching Pok, (2009) , "Earnings Quality Attributes and Performance of Malaysian Public Listed Firms", University Teknologi MARA, Malaysia.

Sloan, R. (1996). "Do stock prices fully reflect information in accruals and cash flows about future earnings?" The Accounting Review, 71, 289-315.

پژوهش‌های تجربی حسابداری
سال پنجم، شماره ۱۸، زمستان ۱۳۹۴ صص ۸۹ - ۱۰۸

# بررسی تأثیر اجرای سیاست‌های اصل ۴۴ قانون اساسی بر نقدشوندگی بورس اوراق بهادار تهران با رویکرد داده‌های تلفیقی پویا (DPD) به روش GMM

مهدی همّتی آسیابرکی*، مهدی مشکی**، محمّد حسن قلی زاده***،
اسماعیل رمضانپور****

تاریخ دریافت: ۹۳/۰۳/۱۱
تاریخ پذیرش: ۹۳/۰۶/۱۵

**چکیده**

از آنجا که اجرای برنامه خصوصی‌سازی از طریق عرضه عمومی سهام شرکت‌های دولتی در بورس می‌تواند نقدشوندگی بازار را تحت تاثیر قرار دهد، پژوهش حاضر درصدد بررسی اثرات اجرای این برنامه بر نقدشوندگی بورس اوراق بهادار تهران می‌باشد و توسعه بلندمدت را ارزیابی می‌کند. دوره زمانی این پژوهش از ابتدای سال ۸۴ تا شش‌ماه نخست سال ۹۲ (۳۴ مشاهده فصلی) می‌باشد که در نهایت تعداد ۲۵۱۶ داده جمع‌آوری گردید. به منظور افزایش اطمینان نسبت به نتایج حاصل از آزمون فرضیات، از روش داده‌های تلفیقی پویا (DPD) استفاده شده و تخمین سیستم معادلات به کمک روش پیشرفته اقتصادسنجی، روش گشتاورهای تعمیم یافته (GMM) انجام گردیده است. نتیجه کلی پژوهش بیانگر تاثیر قابل‌توجه برنامه خصوصی‌سازی در بورس بر توسعه و نقدشوندگی این بازار می‌باشد که تداوم و گسترش اجرای سیاست اصل ۴۴ (خصوصی‌سازی) از طریق بورس را به منظور بهره‌مندی بازار از اثرات مثبت و بلندمدت این سیاست مورد تایید و تاکید قرار می‌دهد.

**واژه‌های کلیدی:** سیاست‌های اصل ۴۴، خصوصی‌سازی، نقدشوندگی، داده‌های تلفیقی پویا، روش گشتاورهای تعمیم یافته (GMM)
**طبقه بندی موضوعی:** G18,G33, G32

* دانشجوی دکترای مدیریت مالی دانشگاه آزاد اسلامی واحد رشت، (نویسنده مسئول)، (meysam_nhm@yahoo.com)
** دکترای مدیریت مالی از دانشگاه تهران، استادیار و عضو هیئت علمی دانشگاه پیام نور واحد رشت، (mhd.meshki@yahoo.com)
*** دکترای مدیریت مالی از دانشگاه تهران، دانشیار و عضو هیئت علمی دانشگاه گیلان، (gholizadeh@guilan.ac.ir)
**** دکترای اقتصاد از دانشگاه تهران، استادیار و عضو هیئت علمی دانشگاه گیلان، (esmaeel_ramazanpoor@yahoo.com)

**مقدمه**

در این پژوهش، رابطه بین دو مقوله مهم اقتصادی- مالی یعنی خصوصی‌سازی از طریق اجرای سیاست‌های اصل ۴۴ قانون اساسی و از طریق عرضه عمومی سهام در بورس و متغیر بسیار تاثیرگذار در بازار سرمایه ایران یعنی نقدشوندگی، که در سطح کشورهای مختلف جهان اعم از توسعه‌یافته و در حال توسعه همواره مورد توجه و از اهمیت بالایی برخوردار بوده است، مورد مطالعه قرار می‌گیرد. از یک سو، اجرای موفق برنامه خصوصی سازی طی سالیان گذشته یکی از سیاست‌های راهبردی دولت‌ها را در کشورهای مختلف تشکیل داده است که در این رابطه راهکارها و اقدامات گوناگونی مورد بررسی و ارزیابی واقع گردیده و تحقیقات وسیعی در این خصوص انجام شده است و از سوی دیگر بازارهای مالی به‌ویژه بازار سهام به عنوان بستر مناسبی برای تشکیل سرمایه و توسعه اقتصادی روز به روز اهمیت بیشتری یافته و به جایگاه مناسبی دست یافته است. همچنین، به‌تدریج با نزدیک ساختن دو مقوله مذکور و برقراری ارتباط بین آن‌ها، نتایج قابل توجهی عاید اقتصاد کشورها گردیده است؛ به این ترتیب که بازار سهام به عنوان یک مکانیزم موثر و کانال منطقی برای واگذاری شرکت‌های دولتی مورد استفاده قرار گرفته و در مقابل، انتظار مسئولان اقتصادی و بازار سرمایه را نسبت به توسعه بازار و تبع آن توسعه اقتصادی با محوریت بازار از طریق اجرای برنامه‌های خصوصی سازی به دنبال داشته است.

با توجه به توضیحات فوق این سوال مطرح است که آیا اجرای سیاست اصل ۴۴ قانون اساسی (خصوصی‌سازی) بر نقدشوندگی در بازار سرمایه ایران تاثیر دارد؟

در همین راستا پژوهش حاضر، درصدد بررسی تاثیر اجرای اصل ۴۴ قانون اساسی طی سال‌های گذشته بر نقدشوندگی بورس به عنوان مرکز بازار سرمایه کشور را مورد بررسی قرار می‌دهد. با توجه به متفاوت بودن شرایط در بین کشورهای توسعه یافته و درحال توسعه، انجام چنین تحقیقی در حوزه اقتصاد درحال توسعه‌ای مانند ایران می‌تواند به غنی‌تر شدن یافته‌های مربوط به خصوصی‌سازی کمک قابل‌توجهی نماید و در مرحله عمل نیز در زمینه اولویت‌بندی روش‌های خصوصی‌سازی و سایر تصمیم‌گیری‌های مرتبط، موثر واقع شود.

## پیشینه پژوهش

هرن(۲۰۱۴)، عوامل تعیین کننده شرکتی، نهادی و سیاسی نقدشوندگی را با تکیه بر ویژگی‌های خصوصی‌سازی، مورد بررسی قرار داد. در این پژوهش چهار ویژگی کارایی نسبی نقدشوندگی در توضیح مدل گسترده[1] فروش و خرید سهام در فرایند خصوصی‌سازی بررسی شد. نتیجه این تحقیق نشان داد که بزرگترین تغییرات در ریسک سیاسی مربوط به تجمیع بازده نقدشوندگی حسابداری داخلی شرکت ها می باشد.

بوبکری و دیگران(۲۰۱۳)، دو پدیده خصوصی سازی و جهانی شدن را از منظر نقدشوندگی بررسی نمودند. آنها این دو پدیده را با استفاده از شاخص‌های سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی(FDI)، سرمایه‌گذاری پرتفوی خارجی(FPI) و شرکت‌های با مالکیت دولتی تحلیل کردند. نتایج تحقیق آنها نشان داد که بین خصوصی سازی و جهانی شدن یک رابطه دو سویه مستقیم به‌ویژه در مورد FDI وجود دارد.

هاوک و ولمر(۲۰۱۳)، ظهور نقدشوندگی در بانک های دولتی را به عنوان قانونی در خصوصی‌سازی بررسی نمودند. به نظر آنها قوانین بهینه‌ای برای بانک‌های دولتی در زمینه وضع مالیات و نقدشوندگی وجود دارد که توجه به هر یک از آنها زمینه‌ساز بروز وضع مطلوب خواهد بود.

پژوهش سامی بن‌ناصر، نرجس بوبکری و سمیر قاضیانی (۲۰۱۰)، تاثیر خصوصی سازی بر اندازه بازار و نقدشوندگی را در یک نمونه ۳۱ تایی از بازارهای در حال رشد نشان می‌دهد. آن‌ها دریافتند که میزان خصوصی سازی و استفاده از شاخص‌های خصوصی سازی در بازار سرمایه سبب توسعه آن بازار (سرمایه‌گذاری بازار و ارزش افزوده) خواهد شد. اما در این بین نباید تاثیر مناطق جغرافیایی و نیز تحریم های بین‌المللی را نادیده انگاشت. آن ها از روش GMM (روش برآوردکردن گشتاوری تعمیم‌یافته) به‌منظور تخمین مشخصات پانل‌های پویا استفاده نمودند.

بوچکوا و مگینسون (۲۰۰۰) ، در چارچوب مطالعه رابطه خصوصی سازی و رشد بازارهای سرمایه جهانی، تاثیر خصوصی سازی از طریق عرضه عمومی سهام دولتی بر بازارهای سهام و اوراق قرضه را از جنبه‌های رشد ارزش بازار، حجم معاملات و نقد شوندگی مورد بررسی قرار

داده‌اند.نتایج نشان داده است که تعداد بسیار زیادی از سهامداران که از طریق سهام شرکت‌های خصوصی‌سازی شده فعالیت می‌نمایند، ساختار مالکیت ثابتی ندارند. همچنین تعداد این سهامداران در طی ۵ سال به یک سوم کاهش پیدا نمود.

داود جعفری سر شت (۱۳۸۹)، در تحقیق خود، درجه نقد شوندگی بورس را به عنوان متغیر وابسته به کار گرفته ا ست. این درجه با ا ستفاده از یک معیار مستقیم نقد شوندگی یعنی نسبت گردش معاملات و دو معیار غیرمستقیم شامل سنجه‌های عدم نقد شوندگی آمیهود (۲۰۰۲) و واگنر (۲۰۰۵)، محا سبه شده ا ست. در ضمن، محا سبه معیارهای عدم نقد شوندگی بر ا ساس بازده دو شاخص اصلی بورس تهران شامل سود نقدی و قیمت (تدپیکس) و شاخص کل قیمت (تپیکس)، صورت گرفت. قلمرو زمانی از ابتدای ۱۳۷۷ تا پایان شهریور ۱۳۸۷ به صورت فصلی است. با توجه به اجرای مدل در سطح کل بازار، داده‌های مورد استفاده از نوع سری زمانی تجمیع شده در۴۲ مشاهده فصلی است. نتیجه کلی پژوهش بیانگر تأثیر قابل توجه و معنادار انجام خصو صی سازی از طریق عر ضه عمومی سهام شرکتهای دولتی در بورس اوراق بهادار تهران برتوسعه و نقدشوندگی این بازار است.

الما سی(۱۳۸۱) تاثیر خصو صی سازی بر عملکرد مالی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران را برر سی نمود. در این تحقیق اثرات سیا ست خصو صی سازی دولت در چارچوب قانون توسعه اقتصادی اجتماعی و از دیدگاه مالی مورد بررسی قرار گرفته است. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که پس از خصوصی‌سازی عملکرد مالی شرکت‌ها تغییر معناداری نداشته است. لذا اجرای سیاست خصوصی سازی قادر به دستیابی به اهداف آن یعنی بهبود کارایی و بهره‌وری شرکت‌ها نبوده است. عمده‌ترین دلیل عدم کامیابی سیاست خصو صی سازی در کشور، شرایط اقتصادی نامساعد ایران و فقدان بسترهای منا سب جهت دستیابی به اهداف این برنامه می‌باشد.

سیلواری(۱۳۷۹) خصوصی سازی و تاثیر آن بر عملکرد شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران را بررسی نمود. هدف اصلی این تحقیق بررسی تاثیر روند خصوصی‌سازی بر عملکرد شرکت‌ها میبا شد که از سال ۱۳۶۸ به تدریج شروع شده و در سالهای اخیر شکل تازه‌ای به خود گرفته است. هدف این تحقیق، بررسی روند خصوصی سازی بر بهبود وضعیت اقتصادی، می‌باشد. در این راستا نسبت‌های مالی سال‌های ۷۷ و ۷۸ این شرکت‌ها مورد بررسی

قرار گرفته است. نتیجه کلی بدست آمده حاکی از آن است که تغییرات در نسبت مالکیت رابطه‌ای با تغییرات در نسبت‌های مالی ندارد. نارسایی دیگر وجود برخی شرکت‌ها در نمونه تحقیق می‌باشد که درصد مالکیت آن‌ها تغییر نیافته است.

## فرضیه‌های پژوهش

فرصیه فرعی اول: بین تعداد شرکت‌های خصوصی‌سازی‌شده و نقدشوندگی، رابطه معناداری وجود دارد.

فرضیه فرعی دوم: بین تعداد سهام عرضه شده در بازار از طریق واگذاری سهام و نقدشوندگی، رابطه معناداری وجود دارد.

فرضیه فرعی سوم: بین حجم ریالی کل سهام عرضه شده در بازار از طریق واگذاری سهام و نقدشوندگی، رابطه معناداری وجود دارد.

فرضیه اصلی: بین اجرای سیاست‌های اصل ۴۴ قانون اساسی (خصوصی‌سازی) و نقدشوندگی، رابطه معناداری وجود دارد.

## روش پژوهش

از آنجا که هدف تحقیق کاربردی توسعه دانش کاربردی در یک زمینه خاص است و به عبارت دیگر تحقیق‌های کاربردی به سمت کاربرد علمی دانش هدایت می شوند ( ساروخانی، ۱۳۹۳)، این تحقیق براساس هدف از نوع کاربردی بوده و این تحقیق از لحاظ روش گردآوری اطلاعات، به دلیل آنکه در متغیرهای مستقل و وابسته د ستکاری نمی شود و تلاش می شود که روابط بین آن‌ها در دنیای واقعی کشف گردد، از نوع تحقیق، توصیفی- همبستگی می‌باشد و هدف ا صلی آن تعیین وجود، میزان و نوع رابطه بین متغیرهای مورد آزمون ا ست. مبنای زمانی پژوهش حاضر از ابتدای سال ۸۴ تا شش‌ماه نخست سال ۹۲ می‌باشد. در این تحقیق بورس اوراق بهادار تهران به عنوان جامعه آماری در نظر گرفته شده و به‌منظور انتخاب نمونه آماری با استفاده از روش نمونه‌گیری حذف سیستماتیک (غربالگری)، شرکت‌هایی که دارای ویژگی‌های زیر بودند به عنوان نمونه انتخاب و بقیه حذف گردیدند همچنین شرکت ها در طول دوره تحقیق پذیرفته شده در بورس باشند:

۱. به واسطه لزوم محاسبه متغیرهای تحقیق و آزمون فرضیات، در انتخاب شرکت‌ها تلاش شده است که شرکت‌هایی انتخاب شوند که داده‌های آن‌ها به صورت مستمر وجود داشته باشد. حال آنکه اگر اطلاعات شرکتی برای دوره زمانی بسیار کوتاه مثلا یک سال وجود نداشت این مسئله به دلیل استفاده از بازه زمانی طولانی در تحقیق قابل چشم پوشی است.

۲. شرکت‌ها در طول دوره تحقیق وقفه معاملاتی بیش از شش‌ماه نداشته باشند. به این دلیل که ممکن است در کوتاه مدت این نقص در کوتاه‌مدت از سوی شرکت مورد مطالعه مرتفع شود شش ماهه در نظر گرفته شده است.

۳. نظر به اینکه ماهیت اقلام صورت‌های مالی متأثر از ماهیت و نوع فعالیت شرکت‌ها است، ازاین‌رو، به‌منظور برخورداری از ویژگی یکنواختی و افزایش قابلیت مقایسه اطلاعات، شرکت‌ها در صنعت واسطه‌گری مالی فعالیت نداشته نباشند. پس موسسات مالی، سرمایه‌گذاری و بانکها از نمونه مورد بررسی، حذف گردیدند.

۴. حقوق صاحبان سهام شرکت‌های نمونه نباید در هیچکدام از دوره‌های مورد بررسی منفی باشد. حقوق صاحبان سهام در شرکت‌هایی که دارای سود با کیفیت پایین هستند، بیشتر از شرکت‌هایی است که سود با کیفیت دارند. هنگامی که کیفیت سود شرکتی پایین است، شاخص کیفیت سود در مدل رگرسیون صفر خواهد شد و بنابراین حقوق صاحبان سهام در این گونه از شرکت‌ها، بالاتر از شرکت‌هایی خواهد بود که دارای سود با کیفیت هستند (مهرانی و دیگران، ۱۳۹۳).

با توجه به تعداد متغیرها و تعداد فصول در نهایت تعداد ۲۵۱۶ داده برحسب متغیرهای تحقیق در نظر گرفته شده است.

داده‌های مورد نیاز برای محاسبه متغیرهای مرتبط با بازار سهام در مرحله اول با استفاده از نرم‌افزارهای موجود (عمدتا ره‌آورد نوین، تومبا و تدبیرپرداز) استخراج گردیده است. سپس، ارقام کلی و نهایی این داده ها با اطلاعات موجود در نظام معاملاتی بورس تطبیق داده شده است. با توجه به رویه نامنظم جریان واگذاری‌های سهام شرکت‌های دولتی، تلاش بر این بوده تا در گردآوری داده‌های مربوط به خصوصی‌سازی از طریق بورس، این داده‌ها متناسب با

رویکرد این تحقیق، به شکل فصلی استخراج، طبقه‌بندی و با داده‌های مندرج در گزارشات مختلف تطبیق داده شود تا توزیع جامع‌تر و قابل اتکاتری از داده‌ها فراهم گردد.

### متغیرهای مستقل

متغیرهای مستقل تحقیق که در واقع هر کدام نماینده‌ای برای یک فرضیه هستند شامل سه مولفه قابل اندازه‌گیری در خصوصی‌سازی شرکت‌های دولتی از طریق بورس هستند و این متغیرها عبارتند از:

- تعداد شرکت‌های عرضه شده در هر فصل(NCP): این متغیر برحسب تعداد شرکت‌های مشمول خصوصی سازی که برای اولین‌بار مراحل پذیرش در بورس را پشت سر گذاشته و در طول یک فصل در فهرست شرکت‌های درج شده در تابلوی بورس قرار گرفته‌اند، بیان می‌شود.

- تعداد سهام شرکت‌های عرضه شده در هر فصل(VOSP): تعداد سهام شرکت‌های عرضه شده در هر فصل بیانگر تعداد کل سهام عرضه شده و فروش رفته توسط دولت به بخش‌های غیردولتی در طول هر فصل از طریق بورس است.

- ارزش سهام شرکت‌های عرضه شده در هر فصل(VASP): این متغیر معادل ارزش ریالی کل سهام واگذار شده توسط دولت به بخش‌های غیردولتی در طول هر فصل از طریق بورس است.

### متغیر وابسته

در این پژوهش درجه نقدشوندگی بورس به عنوان متغیر وابسته به کار رفته است. درجه نقدشوندگی سهام یک شرکت با استفاده از نسبت گردش معاملات سهام یک شرکت معین که عبارت است از نسبت ارزش معاملات به ارزش بازار کل سهام آن شرکت، محاسبه می‌شود. به همین ترتیب، متوسط گردش معاملات در سطح بازار معادل ارزش کل معاملات به ارزش کل بازار در نظر گرفته می‌شود. به عبارت دیگر، درجه نقدشوندگی بازار با محاسبه نسبت ارزش کل معاملات به ارزش کل سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس، به دست می‌آید.

## متغیرهای کنترلی

به منظور بررسی دقیق‌تر تاثیر خصوصی‌سازی، متغیرهای اثرگذار بر نقدشوندگی، مانند اندازه بازار وارزش تجمعی جاری کل بازار وارد مدل شده تا اثر آن‌ها کنترل و فرضیه‌های تحقیق، دقیق‌تر آزمون شود. متغیرهای کنترلی در این پژوهش عبارتند از:

- اندازه بازار[۲]: معادل تعداد شرکت‌های پذیرفته شده موجود در بورس در پایان هر فصل در نظر گرفته شده است.

- ارزش تجمعی جاری کل بازار: ارزش کل بازار مربوط به هر فصل معادل ارزش کل بازار در پایان همان فصل است.

لازم به ذکر است که برای محاسبه مقادیر مربوط به متغیرهای نقدشوندگی (LIQ)، تعداد سهام شرکت‌های عرضه شده دولتی در هر فصل (VOSP)، ارزش سهام شرکت‌های عرضه شده دولتی در هر فصل (VASP) و ارزش تجمعی جاری کل بازار (MC) از لگاریتم طبیعی (Ln) استفاده شده است. استفاده از لگاریتم طبیعی باعث می شود تا ضرایب این متغیرها در مدل، تحت تاثیر اثرات مقیاس‌های بزرگ قرار نگیرد.

## روش‌های استفاده شده برای تجزیه و تحلیل داده‌ها

به منظور تلخیص داده‌ها، ابتدا نسبت‌های مورد نظر با استفاده از داده‌های جمع‌آوری شده برای تک تک شرکت‌ها و هریک از سال‌های مورد آزمون محاسبه شدند. کلیه فعالیت‌های مربوط به عملیات تلخیص با استفاده از نرم‌افزار Excel انجام شد و سپس با استفاده از نرم‌افزار Eviews 8 اقدام به آزمون فرضیات گردید. در این پژوهش با توجه به اجرای مدل در سطح کل بازار، داده‌های مورد استفاده از نوع داده‌های تلفیقی پویا در ۳۴ مشاهده فصلی می‌باشد. روش مزبور در عین افزایش قدرت آماری ضرایب، باعث می‌شود هم‌خطی بین متغیرها کاهش یافته و به‌واسطه افزایش درجه آزادی، برآوردی کاراتر انجام شود. محققان می‌توانند از داده‌های پانلی برای مواردی که مسائل را نمی‌توان صرفاً به صورت سری زمانی یا برشهای مقطعی بررسی کرد، بهره گیرند. مثلاً در بررسی تابع تولید مساله ای که وجود دارد این است که بتوان تغییرات تکنولوژیک را از صرفه‌های به مقیاس تفکیک کرد. در این‌گونه

موارد داده‌های مقطعی فقط اطلاعاتی را در مورد صرفه‌های به مقیاس فراهم می‌آورد. در حالی که داده‌های سری زمانی اثرات هردو را بدون هیچ گونه تفکیکی نشان می‌دهد. تلفیق داده‌های سری زمانی با داده‌های مقطعی نه‌تنها می‌تواند اطلاعات سودمندی را برای تخمین مدلهای اقتصادسنجی فراهم آورد، بلکه بر مبنای نتایج به‌دست‌آمده می‌توان استنباط‌های سیاست‌گزاری درخور توجهی نیز به عمل آورد.

## روش گشتاورهای تعمیم یافته (GMM)

روش GMM تخمین زننده قدرتمندی است که برخلاف روش حداکثر راستنمایی، نیاز به اطلاعات دقیق توزیع جملات اخلال ندارد. روش مزبور که در داده های تلفیقی پو یا بکار گرفته می‌شود، مبتنی بر این فرض است که جملات اخلال در معادلات با مجموعه متغیرهای ابزاری غیرهمبسته می‌با شد. مدل‌های اثرات ثابت یا تصادفی به لحاظ آنکه ممکن است جمله خطا با متغیرهای تاخیری، همبستگی داشته باشد، می‌تواند منجر با ارائه برآوردکننده ناسازگار و یا تورش شود. هنگامی که در مدل داده‌های تلفیقی، متغیر وابسته به صورت وقفه در سمت راست مدل ظاهر می شود، دیگر برآوردهای OLS سازگار نخواهد بود (بالتاجی، ۲۰۰۵). در چنین شرایطی لازم است از روش‌های برآورد دومرحله‌ای (2SLS) یا روش گشتاورهای تعمیم یافته (GMM) استفاده شود.

ماتیاس و سوستر (۱۹۹۱) معتقدند که برآورد 2SLS (روش پیشنهادی اندرسون و هسیائو، ۱۹۸۱) ممکن است به دلیل مشکل در انتخاب ابزارها، منجر به محاسبه واریانس بزرگ برای ضرایب شده و در نهایت باعث شود که برآوردها از لحاظ آماری معنادار نباشد. برای حل این مشکل روش GMM توسط آرلانو و باند (۱۹۹۱) پیشنهاد شد. روش تخمین GMM بواسطه انتخاب متغیرهای ابزاری صحیح و با اعمال یک ماتریس وزنی می‌تواند برای شرایط ناهمسانی واریانس و نیز خودهمبستگی‌های ناشناخته، برآوردکننده قدرتمندی محسوب شود (مشکی، ۱۳۹۰).

## مدل‌های مورد استفاده برای آزمون فرضیه‌های تجقیق

در این پژوهش از مدل‌های زیر جهت بررسی روابط بین متغیرهای مستقل و وابسته استفاده شده است:

مدل آزمون فرضیه فرعی اول

$$LIQ_{it} = \beta_1 + \beta_2 NCP_{it} + \beta_3 MS_{it} + \beta_4 MC_{it} + \varepsilon_{it}$$

مدل آزمون فرضیه فرعی دوم

$$LIQ_{it} = \beta_1 + \beta_2 VOSP_{it} + \beta_3 MS_{it} + \beta_4 MC_{it} + \varepsilon_{it}$$

مدل آزمون فرضیه فرعی سوم

$$LIQ_{it} = \beta_1 + \beta_2 VASP_{it} + \beta_3 MS_{it} + \beta_4 MC_{it} + \varepsilon_{it}$$

مدل آزمون فرضیه اصلی

$$LIQ_{it} = \beta_1 + \beta_2 NCP_{it} + \beta_3 VOSP + \beta_4 VASP + \beta_5 MS_{it} + \beta_6 MC_{it} + \varepsilon_{it}$$

## یافته‌های پژوهش

### مطالعه توصیفی داده‌ها

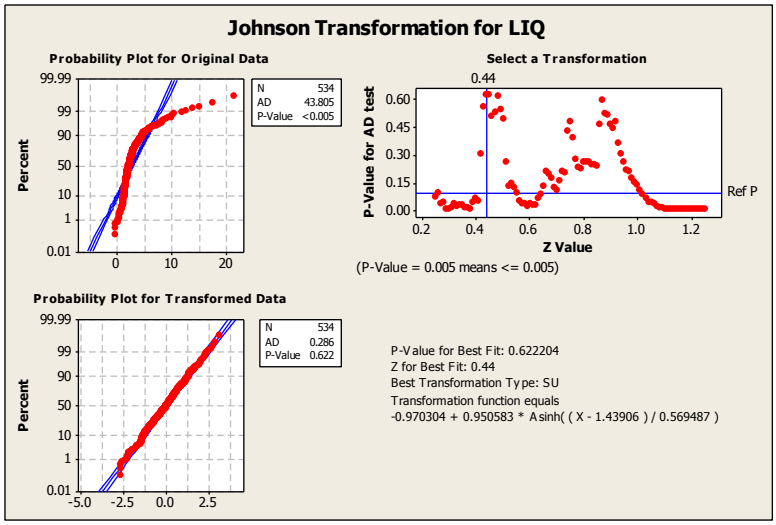
به منظور تجزیه و تحلیل اطلاعات، ابتدا آمار توصیفی داده‌ها شامل شاخص‌های مرکزی، شاخص‌های پراکندگی و انحراف از قرینگی محاسبه شده و در نگاره ۱ ارایه شده است.

همانگونه که در نگاره ۱ نشان داده شده است برخی شاخص‌های توصیف‌کننده ویژگی‌های متغیرهای تحقیق آورده شده است. این شاخص‌ها، شامل شاخص‌های مرکزی آماری و شاخص‌های پراکندگی آماری می‌باشد که به تفکیک هر متغیر نشان داده شده است. از آنجا که داده‌های تحقیق به صورت فصلی در نظر گرفته شده است لذا میزان تعداد مشاهدات بر اساس فصول سال افزایش خواهد یافت.

***نگاره (۱): شاخصه‌های آمار توصیفی داده‌های تلفیقی پویا (DPD)***

| نام متغیر | نقدشوندگی | تعداد شرکت‌های عرضه شده در هر فصل | تعداد سهام شرکت‌های عرضه شده در هر فصل | ارزش سهام شرکت‌های عرضه شده در هر فصل | اندازه بازار | ارزش تجمعی جاری کل بازار |
|---|---|---|---|---|---|---|
| نماد در مدل | Ln liq | NCP | Ln VOSP | Ln VASP | MS | Ln MC |
| میانگین | -۵/۰۳۶۷۴ | ۷۲/۰۰۴۵۶ | ۱۷/۴۳۹۰۴ | ۷/۰۳۶۹۳ | ۴۷۸/۵۶۱۰ | ۳۶/۰۶۷۸۳ |
| میانه | -۵/۰۰۴۸۶ | ۷۶/۰۰ | ۱۹/۴۳۰۴ | ۹/۴۷۸۰۴۶ | ۴۰۲/۰۰ | ۳۶/۴۶۷۸۳ |
| بیشینه | -۲/۷۴۶۰۵ | ۸۵ | ۲۵/۰۴۷۵ | ۳۴/۰۴۷۸ | ۵۸۵ | ۳۷/۴۶۷۰۳ |
| کمینه | -۱۳/۵۴۵۵ | ۷۴ | ۱۴/۹۱ | ۵/۷۱ | ۳۸۰ | ۳۵/۳۷۸۹۴ |
| انحراف معیار | ۲/۴۵۷۰۵ | ۲/۸۶۳۵۳۷ | ۱/۶۰۷۳۵۹ | ۰/۳۸۷۷۶۲ | ۱۷/۰۳۲۱۵ | ۰/۳۷۸۹۳ |
| چولگی | ۰/۴۸۴۶۳ | -۰/۰۳۸۶۳ | ۰/۳۲۱۶۸۱ | -۰/۰۸۳۵۲ | ۰/۹۱۰۴۱۲ | ۰/۷۹۷۰۱۶ |
| کشیدگی | ۵/۶۰۳۵۷ | ۳/۴۷۰۵۴ | ۲/۸۵۵۸۴۰ | ۲/۴۲۹۸۴ | ۳/۲۹۴۴۶۴ | ۲/۵۸۲۸۱۵ |
| آماره جارک- برا | ۴۶/۰۰۸۶ | ۷۵/۴۳۸۳ | ۴۸/۶۴۳۵۶ | ۱۲/۲۳۸۶۴ | ۳۰۷/۴۸۳۴ | ۱۸۹/۳۶۷۴ |
| احتمال آماره | ۰ | ۰ | ۰ | ۰ | ۰ | ۰ |
| تعداد مشاهدات | ۲۱۶۸ | | | | | |

آماره جارک- برا شاخصی جهت شناسایی وضعیت نرمال بودن متغیرها می‌باشد. با توجه به اینکه میزان معناداری این شاخص در سطح معناداری ۹۵٪ قرار ندارد(۰,۰۰۰۰) لذا متغیرهای تحقیق نرمال نمی‌باشند و باید نرمال‌سازی گردند. لازم به ذکر است تنها نرمال‌سازی متغیر وابسته انجام می‌پذیرد و نیازی و به نرمال‌سازی سایر متغیرها نیست. جهت نرمال‌سازی متغیر وابسته از نرم افزار مینی‌تب و آزمون تبدیل جانسون استفاده می‌شود که نتایج نرمال‌سازی متغیر وابسته در تمودار ۱ نشان داده شده است.




***نمودار (۱): آزمون تبدیل جانسون***

## تجزیه و تحلیل آماری و آزمون فرضیات

به منظور آزمون فرضیات تحقیق از روش گشتاورهای تعمیم یافته / داده‌های تلفیقی پویا (DPD/GMM) استفاده شده است. جهت بررسی اعتبار نتایج در مدل‌ها از آزمون‌های والد و سارگان استفاده شده که در انتهای هریک از نگاره‌ها آورده شده است. براساس نتایج آزمون والد که از توزیع $\chi^2$ با درجات آزادی معادل تعداد متغیرهای توضیحی منهای جزء ثابت، برخوردار است، فرضیه صفر مبنی بر صفر بودن تمام ضرایب رد می‌شود. آماره آزمون سارگان، نیز که از توزیع $\chi^2$ با درجات آزادی برابر با تعداد محدودیت های بیش از حد مشخص، برخوردار است، آزمون صفر مبنی بر همبسته بودن پسماندها با متغیرهای ابزاری را رد می کند. در نتیجه اعتبار نتایج در تمامی مدل‌ها جهت تفسیر تائید می‌شود.

فرضیه فرعی اول: بین تعداد شرکت‌های خصوصی‌سازی شده و نقدشوندگی رابطه معناداری وجود دارد.

بر مبنای فرضیه فوق، فرضیه‌های آماری تحقیق بشرح زیر طبقه‌بندی شده است:

$H_0$: بین تعداد شرکت‌های خصوصی سازی شده و نقد شوندگی رابطه ی معناداری وجود ندارد

$H_1$: بین تعداد شرکت‌های خصوصی سازی شده و نقد شوندگی رابطه ی معناداری وجود دارد

فر ضیه فوق با ا ستفاده از تخمین‌زن پنل پویای GMM آزمون شده ا ست. این تخمین‌زن از طریق کاهش تورش نمونه، پایداری تخمین را افزایش می‌دهد. نتایج حاصـل از آن در نگاره ۲ ارائه گردیده است:

***نگاره (۲): نتایج بدست آمده از آزمون فرضیه فرعی اول***

| | | | | |
|---|---|---|---|---|
| روش | Method: Panel Generalized Method of Moments (GMM)<br>Sample (adjusted): 1384Q1 1392Q2<br>Total panel (unbalanced) observations: 2168<br>Instrument specification: @DYN(LIQ,-1) NCP MS | | | |
| مدل | $LIQ_{it} = \beta_1 + \beta_2 NCP_{it} + \beta_3 MS_{it} + \beta_4 MC_{it} + \varepsilon_{it}$ | | | |
| متغیر | ضریب | انحراف معیار | آماره-t | معناداری |
| NCP | -۰/۲۵۰۴۷ | ۰/۰۶۰۳۱۷ | -۱۸/۰۴۸۵۲ | ۰/۰۰۰ |
| MC | -۲,۶۸۲۳۶ | ۰,۲۹۴۳۹۵ | -۳,۷۷۶۱۰۷ | ۰/۰۰۰ |
| MS | ۰/۷۴۵۳۷ | ۰/۰۸۱۱۴۱ | ۵/۵۱۷۲۸۳ | ۰/۰۰۰ |
| Sargan test | ۷۲/۳۶۴۸ | | Wald test | ۰/۰۰۰ |
| ضریب تعیین تعدیل شده | ۰/۲۴۰۲۳۵ | | | |
| نتیجه آزمون<br>رد فرض $H_0$ یعنی در سطح اطمینان ۹۵٪، بین تعداد شرکت‌های خصوصی‌سازی شده و نقدشوندگی رابطه معناداری وجود دارد. | | | | |

با توجه به نتایج بدســـت آمده از آزمون فرضـــیه فرعی اول و با توجه به معنادار بودن متغیر مستقل، بین تعداد شرکت‌های خصوصی‌سازی شده و نقدشوندگی رابطه معکوس و معناداری وجود دارد. همچنین متغیر های کنترلی بازده تجمعی بازار و اندازه بازار با توجه به احتمال بدست آمده از آن ها معنادار می‌باشند. میزان ضریب تعیین تعدیل شده نیز ۰/۲۴ می‌باشد.

فرضـــیه فرعی دوم: بین تعداد ســـهام عرضـــه شـــده در بازار از طریق واگذاری ســـهام و نقدشوندگی رابطه معناداری وجود دارد.

بر مبنای فرضیه فوق، فرضیه‌های آماری تحقیق بشرح زیر طبقه‌بندی شده است:

$H_0$: بین تعداد سهام عرضه شده در بازار و نقد شوندگی رابطه معناداری وجود ندارد

$H_1$: بین تعداد سهام عرضه شده در بازار و نقد شوندگی رابطه معناداری وجود دارد

فر ضیه فوق با ا ستفاده از تخمین‌زن پنل پویای GMM آزمون شده ا ست. این تخمین‌زن از طریق کاهش تورش نمونه، پایداری تخمین را افزایش می‌دهد. نتایج حاصـل از آن در نگاره ۳ ارائه گردیده است:

***نگاره (۳): نتایج بدست آمده از آزمون فرضیه فرعی دوم***

| | | | | |
|---|---|---|---|---|
| روش | Method: Panel Generalized Method of Moments (GMM)<br>Sample (adjusted): 1384Q1 1392Q2<br>Total panel (unbalanced) observations: 2168<br>Instrument specification: @DYN(LIQ,-2) VOSP MS MC | | | |
| مدل | $LIQ_{it} = \beta_1 + \beta_2 VOSP_{it} + \beta_3 MS_{it} + \beta_4 MC_{it} + \varepsilon_{it}$ | | | |
| متغیر | ضریب | انحراف معیار | آماره-t | معناداری |
| VOSP | ۰/۶۴۸۲۳ | ۴/۵۲E-۰۳ | ۸/۴۶۸۴۱ | ۰/۰۰۰ |
| MC | ۰/۸۴۶۲۹ | ۹/۳۷E-۰۳ | ۳۷/۴۸۷۶ | ۰/۰۰۰ |
| MS | -۱/۴۷۸۰۷ | ۱/۰۴۷۸۴ | -۹/۰۰۶۸۳ | ۰/۰۰۰ |
| Sargan test | ۷۱/۴۷۸۸۴ | | Wald test | ۰/۰۰۰ |
| ضریب تعیین تعدیل شده | ۰/۲۷۴۸۰۲ | | | |
| نتیجه آزمون<br>رد فرض $H_0$ یعنی در سطح اطمینان ۹۵٪، بین تعداد سهام عرضه شده در بازار و نقدشوندگی رابطه معناداری وجود دارد. | | | | |

با توجه به نتایج بدســت آمده از آزمون فرضــیه فرعی دوم و با توجه به معنادار بودن متغیر مسـتقل، بین تعداد سـهام عرضـه شـده در بازار از طریق واگذاری سـهام و نقدشـوندگی رابطه مســتقیم و معناداری وجود دارد. همچنین متغیرهای کنترلی بازده تجمعی بازار و اندازه بازار با توجه به احتمال بدســت آمده از آن ها معنادار می‌باشـند. میزان ضـریب تعیین تعدیل شـده نیز ۰/۲۷ می‌باشد.

فرضیه فرعی سوم: بین حجم ریالی کل سهام عرضه شده در بازار از طریق واگذاری سهام و نقدشوندگی رابطه معناداری وجود دارد.

بر مبنای فرضیه فوق، فرضیه‌های آماری تحقیق بشرح زیر طبقه‌بندی شده است:

$$\begin{cases} H_0: \text{بین مبلغ سهام عرضه شده در بازار و نقد شوندگی رابطه معناداری وجود ندارد} \\ H_1: \text{بین مبلغ سهام عرضه شده در بازار و نقد شوندگی رابطه معناداری وجود دارد} \end{cases}$$

نتایج آزمون فرضیه فوق بعد از حذف متغیر اضافی MC (ارزش تجمعی کل بازار)، با استفاده از روش GMM در نگاره ۴ ارائه گردیده است:

***نگاره (۴): نتایج بدست آمده از آزمون فرضیه فرعی سوم***

| روش | Method: Panel Generalized Method of Moments (GMM)<br>Sample (adjusted): 1384Q1 1392Q2<br>Total panel (unbalanced) observations: 2168<br>Instrument specification: @DYN(LIQ,-2) VASP MS | | | |
|---|---|---|---|---|
| مدل | $LIQ_{it} = \beta_1 + \beta_2 VASP_{it} + \beta_3 MS_{it} + \beta_4 MC_{it} + \varepsilon_{it}$ | | | |
| متغیر | ضریب | انحراف معیار | آماره-t | معناداری |
| VASP | -۰/۲۶۹۰۵۴ | ۰/۰۰۳۳۱۵ | -۳۷/۴۷۸۹۴ | ۰/۰۰۰ |
| MC | -۰/۴۰۳۷۴۳ | ۰/۰۱۰۴۹۷ | -۴۶/۰۳۷۴۶ | ۰/۰۰۰ |
| MS | ۰/۱۸۴۵۸۳ | ۰/۰۷۶۷۶۲ | ۲/۴۶۷۸۳ | ۰/۰۰۰ |
| Sargan test | ۷۲/۴۸۵۵ | | Wald test | ۰/۰۰۰ |
| ضریب تعیین تعدیل شده | ۰/۱۹۷۲۰۳ | | | |
| نتیجه آزمون<br>رد فرض $H_0$ یعنی در سطح اطمینان ۹۵٪، بین مبلغ سهام عرضه شده در بازار و نقدشوندگی رابطه معناداری وجود دارد. | | | | |

با توجه به نتایج بدست آمده از آزمون فرضیه فرعی سوم و با توجه به معنادار بودن متغیر مستقل، بین حجم ریالی کل سهام عرضه شده در بازار از طریق واگذاری سهام و نقدشوندگی رابطه معکوس و معناداری وجود دارد. همچنین متغیرهای کنترلی بازده تجمعی بازار و اندازه بازار با توجه به احتمال بدست آمده از آن ها معنادار می‌باشند. میزان ضریب تعیین تعدیل شده نیز ۰/۱۹ می‌باشد.

فرضیه اصلی: بین اجرای سیاست‌های اصل ۴۴ قانون اساسی (خصوصی‌سازی) و نقدشوندگی رابطه معنادار وجود دارد.

بر مبنای فرضیه فوق، فرضیه‌های آماری تحقیق بشرح زیر طبقه‌بندی شده است:

$H_0$: بین اجرای سیاست اصل ۴۴ (خصوصی سازی) و نقدشوندگی رابطه معناداری وجود ندارد.

H1: بین اجرای سیاست اصل ۴۴ (خصوصی سازی) و نقدشوندگی رابطه معناداری وجود دارد.

نتایج حاصل از آزمون فرضیه فوق بعد از حذف متغیر اضافی MC (ارزش تجمعی کل بازار) با استفاده از روش GMM در نگاره ۵ ارائه گردیده است:

***نگاره (۵): نتایج بدست آمده از آزمون فرضیه اصلی***

| | | | | |
|---|---|---|---|---|
| روش | Method: Panel Generalized Method of Moments (GMM)<br>Sample (adjusted): 1384Q1 1392Q2<br>Total panel (unbalanced) observations: 2168<br>Instrument specification: @DYN(LIQ,-2) NCP VOSP VASP MS MC | | | |
| مدل | $LIQ_{it} = \beta_1 + \beta_2 NCP_{it} + \beta_3 VOSP + \beta_4 VASP + \beta_5 MS_{it} + \beta_6 MC_{it} + \varepsilon_{it}$ | | | |
| متغیر | ضریب | انحراف معیار | آماره-t | معناداری |
| عدد ثابت | -۰/۰۴۶۸۴ | ۰/۰۶۸۴۰۵ | -۱۷/۲۵۱۹۳ | ۰/۰۰۰ |
| NCP | -۰/۰۰۸۳۰۵ | ۰/۰۰۱۴۴۳ | -۵/۳۳۰۷۱۷ | ۰/۰۰۰ |
| Ln VOSP | ۰/۸۳۷۸۱ | ۰/۰۳۰۵۶۶ | ۱۶۶۹۳/۹۴ | ۰/۰۰۲۳ |
| Ln VASP | ۰/۰۸۳۵۵۳ | ۰/۰۰۲۵۰۹ | ۳/۹۳۶۵۹۱ | ۰/۰۰۰ |
| MS | -۰/۳۶۷۹ | ۰/۰۲۳۶۷۸ | -۱۶/۵۳۸۶۵ | ۰/۰۰۰ |
| Sargan test | ۷۰/۳۹۸۳ | | Wald test | ۰/۰۰۰ |
| ضریب تعیین تعدیل شده | ۰/۲۰۳۱۸۱ | | | |
| نتیجه آزمون<br>رد فرض $H_0$ یعنی در سطح اطمینان ۹۵٪، بین اجرای سیاست اصل ۴۴ (خصوصی‌سازی) و نقدشوندگی رابطه معناداری وجود دارد. | | | | |

بر اساس آزمون‌های والد و سارگان، اعتبار نتایج به دست آمده تایید می‌شود. در روش GMM وقفه متغیر وابسته (LIQ) به صورت متغیر مستقل در سمت راست معادله وارد می‌شود، تا بدین ترتیب امکان پارامتربندی مجدد مدل به روش مدل داده های تلفیقی فراهم گردد. در چنین شرایطی اگر وقفه‌های توزیع شده نیز در مدل وارد شود، می‌توان به مدل خود رگرسیون با وقفه توزیعی دست یافت که امکان پارامتربندی غنی‌تر مدل را فراهم می‌سازد. بنابراین با تاکید بر اعتبار بالای نتایج حا صل از روش GMM می توان نتیجه گرفت که فر ضیه فوق مبنی بر وجود رابطه معنادار بین اجرای سیا ست‌های ا صل ۴۴ قانون ا سا سی (خ صو صی سازی) و نقدشوندگی – در سطح اطمینان ۹۵ درصد- مورد تایید قرار می گیرد.

## نتیجه‌گیری

به منظور بررسی دقیق تاثیر هر یک از عوامل و مولفه‌های موجود در خصوصی سازی شامل تعداد شرکت‌ها، تعداد سهام و ارزش سهام واگذار شده بر متغیر وابسته، علاوه بر بررسی توامان در یک مدل جامع، هر یک از این مولفه‌ها در فرضیه‌ای مستقل نیز با یکی از روش‌های پیشرفته اقتصاد سنجی- گشتاورهای تعمیم یافته (GMM) - مورد آزمون قرار گرفتند.

فرضیه اول که بیانگر رابطه منفی و معناداری بین تعداد شرکت‌های پذیرفته شده در هر فصل و نقدشوندگی بازار است، تایید شده است.

فر ضیه دوم که بیانگر رابطه مثبت و معناداری بین تعداد سهام شرکت‌های پذیرفته شده در هر فصل و نقدشوندگی بازار است، مورد تایید قرار گرفته است.

فرضیه فرعی سوم نیز که بیانگر رابطه منفی و معناداری بین ارزش سهام شرکت‌های پذیرفته شده در هر فصل و نقدشوندگی بازار است، تایید گردیده است.

همچنین با توجه به نتایج مدل فرضیه چهارم که مدل جامع و نهایی است و در پژوهش حاضر بهترین مدل می‌باشد، وجود رابطه مثبت و معنادار بین اجرای بند ج اصل ۴۴ قانون اساسی (خصوصی‌سازی) و نقدشوندگی بازار تایید می گردد.

با تاکید بر اعتبار بالای نتایج حاصل از رویکرد داده های پانل پویا به روش GMM، در پژوهش حاضر می توان ادعا نمود که اجرای اصل ۴۴ قانون اساسی که مطابق با مولفه‌های

اصلی فرایند خصوصی‌سازی است بر مهم‌ترین بعد بازار سرمایه (به‌عنوان موتور محرکه توسعه اقتصادی) یعنی نقدشوندگی، تاثیر مثبت و معنادار دارد. به عبارت دیگر، با افزایش خصوصی سازی، نقد شوندگی نیز افزایش می‌یابد. نتایج پژوهش حاضر با نتایج پژوهش‌های بوچکوا و مگینسون (۲۰۰۰)، سامی بن ناصر، نرجس بوبکری، سمیر قاضیانی (۲۰۱۰) و داود جعفری سرشت (۱۳۸۹)، همخوانی دارد؛ اما با نتیجه پژوهش محمدرضا الماسی (۱۳۸۲) مطابقت ندارد.

با توجه به نتایج این تحقیق پیشنهاد می‌شود:

- با افزایش تعداد سهام عرضه شده در هر نوبت واگذاری و ارزش سهام شرکت‌های عرضه شده دولتی در هر فصل، نقدشوندگی بازار در سطح مطلوب‌تری حفظ شود.
- به محققان این حوزه برای تحقیقات آتی پیشنهاد می‌شود:
- از معیارهای دیگری به‌ویژه از معیارهای مبتنی بر تفاوت قیمت‌های پیشنهادی خرید و فروش در صورت فراهم شدن داده‌های کافی، برای بررسی بیشتر این موضوع استفاده گردد.
- تاثیر متغیرهای مستقل پژوهش حاضر بر ارزش بازار و بازدهی بورس اوراق بهادار تهران مورد مطالعه قرار گیرد.
- در تحقیقات آتی، رویکرد داده‌های تلفیقی ایستا که در مدل های کلاسیک اقتصادسنجی سبب دقت در برازش مدل می‌شود به روش (EGLS) برای تحلیل داده‌ها مورد استفاده قرار گرفته و نتایج آن با نتایج پژوهش حاضر مقایسه گردد.

در انجام تحقیق حاضر محققین با برخی محدودیت ها به شرح زیر رو به رو بوده اند:

در رابطه با داده‌های خصوصی‌سازی، عدم ورود تدریجی شرکت‌های جدید به بورس حداقل به صورت ماهانه و عدم عرضه یکنواخت و به مقدار قابل‌توجه سهام در طول ماه‌ها و هفته‌های دوره مورد نظر تحقیق را می‌توان به عنوان مهم‌ترین محدودیت برشمرد. ضمن اینکه به دلیل نبود بانک اطلاعاتی و حتی آماری منسجم و یکدست در مورد واگذاری سهام، استخراج و وارد کردن داده‌های موردنیاز در فرم‌های اکسل و فراهم کردن یک بانک اطلاعاتی

جامع و قابل‌اتکا در این خصـــوص، کار بســـیار زمان‌بر و دشـــواری بوده اســـت. وجود برخی محدودیت‌ها در سـیسـتم گردآوری داده‌ها، پردازش اولیه و ارایه اطلاعات مربوط به معاملات نیز به نوبه خود انجام مطالعات دقیق‌تر در حوزه مربوطه را با مشکل مواجه کرده است.

## پی نوشت

۱ Spread

۲ Market Size

## منابع


جعفری سرشت، داوود. (۱۳۸۹). ارائه مدل تجربی تاثیر خصوصی سازی بر نقدشوندگی بورس اوراق بهادار تهران، *رساله دکتری*، دانشگاه تهران.

ساروخانی، باقر(۱۳۹۳). روش های تحقیق در علوم اجتماعی: روش فازی. نشر دیدار. ص ۸۴.

سیلواری، محمد رضا. (۱۳۷۹). بررسی خصوصی‌سازی و تاثیر آن بر عملکرد شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. *پایان نامه کارشناسی ارشد*، دانشگاه تهران.

الماسی، محمدرضا. (۱۳۸۱). بررسی تاثیر خصوصی سازی بر عملکرد مالی شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. *پایان‌نامه کارشناسی ارشد*، دانشگاه شیراز.

مشکی، مهدی. (۱۳۹۰). تعیین عوامل موثر بر عملکرد شرکت‌های بورسی با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم یافته و حداقل مربعات تعمیم یافته برآوردی. *پیشرفت‌های حسابداری، ۳ (۱)*، صص ۹۱-۱۱۹.

مهرانی، ساسان؛ کرمی، غلامرضا؛ ساسانی، علیرضا و اسکندری، قربان. (۱۳۹۳). رابطه بین هزینه حقوق صاحبان سهام با کیفیت سود شرکتهای پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران (بر اساس رویکرد مقایسه ای شرکتهای با کیفیت سود بالا و کیفیت سود پایین). کنفرانس بین المللی مدیریت در قرن ۲۱.

Anderson, T.W. and C. Hsiao. (1981). Estimation of Dynamic Models with Error Components. *Journal of the American Statistical Association. 76:* 589–606.

Arellano, M, & Bond.S. (1991). Some tests of specification for panel data: Monte Carol evidence and application to employment equation. *Review of Economic Studies, 58(2).*

Baltaghi H. B. (2005). *Economic analysis of panel data*. (3nd edn), New York: John Wily & Sons Ltd.

Bennaceur, Samy. et al. (2010). Privatization and financial market development in emerging countries: A comparative study. *Journal of Comparative Economics, 36(4).*

Bessley, Michael & Littlechild, Stephen. (1993). Privatization: Principles, problems and priorities. *Leoyds Bank Review, 149*, pp:1-21.

Bortolotti, B. et al. (2007). Privatization and stock market liquidity. *Journal of Finance, 31*.

Boubakri, Narjess & Cosset, J.C & Debab, N & Valéry, P. (2013). Privatization and globalization: An empirical analysis. *Journal of Banking &* Finance 37 (6): 1898–1914.

Buchkova, Megginson. (2000). from state to market: A survey of empirical studies on privatization. *Journal of Economic literature*, *8(31)*: 321-389.

Hauck, Achim & Vollmer, Uwe. (2013). Emergency liquidity provision to public banks: Rules versus discretion. *European Journal of Political Economy 32:* 193–204.

Hearn, Bruce. (2014). The political institutional and firm governance determinants of liquidity: Evidence from North Africa and the Arab Spring. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money. 31*: 127–158.

Matyas, L & Sevestre, P. (1991). Proper Econometric Specification of the Gravity Model. *The World Economy, 20*: 363-369.

پژوهش‌های تجربی حسابداری
سال پنجم، شماره ۱۸، زمستان ۱۳۹۴، صص ۱۰۹ - ۱۲۹

# تأثیر ساختار سرمایه و پاداش هیئت مدیره بر کارایی سرمایه گذاری

علی اصغر انواری رستمی *، الناز تجویدی **، میثم جهانگرد***

تاریخ دریافت: ۹۴/۰۳/۱۳
تاریخ پذیرش: ۹۴/۰۶/۱۷

**چکیده**

پژوهش حاضر به بررسی تأثیر ساختار سرمایه بر پاداش هیئت‌مدیره و کارایی سرمایه‌گذاری در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران می‌پردازد. برای اندازه‌گیری ساختار سرمایه از نسبت کل بدهی‌ها به حقوق صاحبان سهام و برای اندازه‌گیری کارایی سرمایه‌گذاری از مدل بیدل و همکاران استفاده گردیده است. به منظور بررسی این فرضیه‌ها داده‌های ۱۱۵ شرکت پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران در بازه زمانی سال‌های ۱۳۸۸ الی ۱۳۹۲ و با به‌کارگیری مدل‌های رگرسیونی چندمتغیره مبتنی بر داده‌های ترکیبی مورد بررسی قرار گرفته است. یافته‌های پژوهش حاکی از آن است که ساختار سرمایه بر پاداش هیئت‌مدیره تأثیر معنادار و مثبت دارد. علاوه بر این، نتایج پژوهش نشان می‌دهد که بین پاداش هیئت مدیره و کارایی سرمایه‌گذاری رابطه معناداری وجود دارد.

**واژه‌های کلیدی:** ساختار سرمایه، پاداش هیئت‌مدیره، کارایی سرمایه‌گذاری
**طبقه بندی موضوعی**: M40, M41, M43, G34

* استاد گروه حسابداری دانشگاه تربیت مدرس،(نویسنده مسئول)، (anvary@modares.ac.ir)
** استادیار حسابداری دانشگاه شهیدبهشتی، (elnaztaj@gmail.com)
*** کارشناس ارشد حسابداری دانشگاه خوارزمی، (meysamjahangard@gmail.com)

**مقدمه**

مدیران شرکت‌ها به عنوان نمایندگان صاحبان سهام به طور مستمر تلاش می‌نمایند ساختار سرمایه شرکت را به‌گونه‌ای تنظیم کنند، که هزینه سرمایه شرکت کمینه و ارزش و سودآوری شرکت بیشینه گردد. زیرا مدیران انگیزه بیشتری دارند تا از طریق هموارسازی سود، تصویری مطلوب از روند سودآوری شرکت ارایه نمایند و اعتباردهندگان را راضی نگه دارند. ساختار سرمایه به عنوان مهم‌ترین عامل مؤثر بر ارزش‌گذاری شرکت‌ها و جهت‌گیری آن‌ها در بازارهای سرمایه مطرح گردیده است. محیط متحوّل و متغیر کنونی، درجه بندی شرکت‌ها را از لحاظ اعتباری نیز تا حدودی به ساختار سرمایه آنان منوط ساخته است. این امر برنامه‌ریزی آنان را به انتخاب منابع مؤثر بر هدف «حداکثرسازی ثروت سهامداران» نزدیک کرده است (داگلاس،۲۰۰۵). از سوی دیگر، تأثیر ساختار سرمایه بر ارزش، سودآوری و عملکرد شرکت اهمیت آن را دو چندان کرده است. مدل شکارگری بیان می‌کند که رابطه میان ساختار سرمایه و رقابت در بازار تولید، منفی است. در این نظریه فرض بر این است که افزایش بهره‌گیری از بدهی در ساختار سرمایه منجر به افزایش احتمال بحران مالی و ورشکستگی خواهد شد (اعتمادی و منتظری،۱۳۹۲). شرکت ها در زمان ناتوانی در ایفای تعهدات خود در قبال اعتباردهندگان با هزینه‌های ناشی از پریشانی مالی روبه رو می‌شوند (برند و لیس، ۱۹۸۶). از سوی دیگردر نظریه نمایندگی بیان می‌شود که مالکان شرکت و سهامداران، اختیارات خود را به مدیران تفویض می‌کنند تا آن‌ها تصمیم‌های لازم را اتخاذ کنند؛ ولی مدیران هدف‌هایی شخصی دارند که با دیدگاه سهامدار مبنی بر به حداکثر رساندن ثروت، هم خوانی ندارد. بدین ترتیب نظریه نمایندگی موجب بروز تضاد منافع خواهد شد و در نهایت می‌تواند به ناکارایی سرمایه‌گذاری منجر شود. مشکلات عدم تقارن اطلاعاتی و نمایندگی تأثیر مهمی را بر کارایی تصمیمات سرمایه‌گذاری دارد (اِستین،۲۰۰۳).

بر اساس نظریه معروف مودیلیانی و میلر(۱۹۵۸)، ساختار سرمایه بر ارزش شرکت هیچ‌گونه تأثیری ندارد؛ اما بر اساس نظریه نمایندگی، حتّی اگر مفروضات مدل مودیلیانی و میلر صحیح باشد، ترکیب مناسبی از بدهی و سهام از دیدگاه حاکمیت شرکتی موضوع حائز اهمیتی است.

دلیل اصلی شکل‌گیری تضاد بین سهامداران و اعتباردهندگان این است که قرارداد بدهی، این فرصت را برای سهامداران فراهم می‌کند که در صورت به موفقیت رسیدن پروژه‌های

سرمایه‌گذاری، بخش کلانی از سودهای تحصیل شده را تصاحب کنند. استفاده شرکت‌ها از اهرم مالی به علت فاصله زیاد هزینه تأمین مالی از طریق بانک و بازار سهام، منجر به تمایل شرکت‌ها برای اهرمی شدن شده است. از طرفی این اهرم موجب بالا رفتن ریسک می شود و تفاوت شرکت‌ها در استفاده از اهرم، به تفاوت بازدهی مورد انتظار سرمایه‌گذاران منجر می‌شود. بنابراین با توجه به اهرم مالی، می‌توان بازده مورد انتظار سرمایه گذاران را بهتر اندازه‌گیری کرد (سعیدی و پقه، ۱۳۹۰). سرمایه‌گذاران به عنوان تأمین‌کنندگان منابع مالی مورد نیاز واحدهای اقتصادی با انگیزه های مختلفی سرمایه‌گذاری می‌کنند که می‌تواند شامل بهره‌گیری از سود و مزایای نقدی و نیز مالکیت در این واحدها باشد. واحدهای اقتصادی نیز به دلایل مختلفی به منابع مالی نیازمند هستند، ولی آنچه بیش از همه برای سرمایه‌گذاران و واحدهای اقتصادی مهم به نظر می‌رسد، افزایش ثروت سهامداران است (آنانتارامن و همکاران ، ۲۰۱۰). شواهدی تجربی حاکی از آن است که ساختار سرمایه شرکت‌ها بر تصمیمات سرمایه‌گذاری و کارایی سرمایه‌گذاری شرکت‌ها تأثیر دارد (گانی و همکاران،۲۰۱۱).

با این وجود شواهدی دال بر وجود این روابط در بورس اوراق بهادار تهران وجود ندارد. بنابراین در پژوهش حاضر به دنبال یافتن پاسخی برای این مسئله هستیم که بین ساختار سرمایه و پاداش هیئت‌مدیره و همچنین بین پاداش هیئت مدیره و کارایی سرمایه‌گذاری در بورس اوراق بهادار تهران چه رابطه‌ای وجود دارد.

## مروری بر پیشینه پژوهش

شرکت‌ها به منظور تأمین مالی وجوه مورد نیاز برای ادامه چرخه فعالیت‌های اقتصادی خود و اجرای پروژه‌های جدید، همواره در صدد تحصیل و دستیابی به منابع مالی جدید هستند. شرکت‌ها و مؤسسات برای دستیابی به این منابع مالی، بر حسب استفاده از روش‌های مختلف تأمین مالی، مخارج و هزینه‌هایی را متحمل می‌شوند که اصطلاحاً هزینه تأمین مالی گفته می‌شود.

بر حسب مبانی نظری تأمین مالی، میزان هزینه تأمین مالی وجوه نقد مورد نیاز شرکت می‌تواند به صورت مستقیم بر ارزش شرکت و ارزش بازار سهام شرکت تأثیرگذار باشد؛ لذا از نظر مدیران مالی شرکت، میزان این هزینه‌ها با اهمیت بوده و همیشه در پی آن هستند تا با

استفاده از منابع مالی مطلوب؛ کمترین هزینه تأمین مالی را به شرکت تحمیل کنند و به بالاترین میزان ارزش سهام در بازار دست یابند.

همان‌گونه که در مورد هزینه‌های مربوط به تأمین مالی بیان شد، شرکت‌ها برای تأمین منابع مالی مورد نیاز جهت توسعه و انجام فعالیت‌های اقتصادی خود از منابع مختلف درون سازمانی یا برون سازمانی استفاده می‌کنند. این منابع عبارت از سود انباشته، سهام عادی، سهام ممتاز، بدهی کوتاه مدت و بدهی بلند مدت، می‌باشد. اتخاذ تصمیماتی که در رابطه با تعیین منابع مالی شرکت است از نظر ساختار سرمایه نیز با اهمیت بوده و بسیاری از تصمیمات مدیریت را تحت تأثیر قرار می‌دهد که در ادامه به بررسی هر یک از این منابع تأمین مالی پرداخته می‌شود.

به طور کلی در مورد ساختار سرمایه نظریه های زیر مطرح شده است:

- رویکرد سود خالص
- رویکرد سود خالص عملیاتی
- رویکرد سنتی
- رویکرد مودیگلیانی و میلر
- رویکرد موازنه ایستا
- رویکرد سلسله مراتب

فوسو (۲۰۱۳)، در پژوهشی رابطه بین ساختار سرمایه و عملکرد شرکت را با توجه به میزان رقابت موجود در صنعت بررسی نمود. در این مطالعه با استفاده از داده‌های تابلویی مربوط به ۲۵۷ شرکت افریقایی در طول دوره ۱۹۹۸ تا ۲۰۰۹ تأثیر ساختار سرمایه بر عملکرد شرکت و میزان رابطه‌ای از آن که وابسته به رقابت بازار تولیدی است، مورد آزمون قرار گرفت. یافته‌های پژوهش نشان داد که اهرم مالی تأثیری مثبت و معنادار بر عملکرد شرکت دارد. همچنین نتایج گویای این موضوع است که رقابت بازار تولیدی تأثیر معناداری بر رابطه بین اهرم مالی و عملکرد شرکت دارد.

پایو (۲۰۱۳)، عوامل موثر بر ساختار سرمایه را با ا ستفاده از مدل‌های رگر سیون چندگانه و شبکه‌های عصبی بررسی کرد. یافته‌های پژوهش نشان می‌داد که عوامل موثر بر ساختار سرمایه در دو نوع صـــنایع با فناوری بالا و ســـنتی با یکدیگر تفاوت معناداری دارد. علاوه بر این، مدل‌های شبکه عصبی نسبت به رگرسیون چند متغیره توانایی برازش و پیش بینی بهتری دارند. یافته های دیگر پژوهش حکایت از آن داشت که رابطه ساختار سرمایه و متغیرهای موثر بر آن خطی نمی‌باشد.

جنسن و مک لینگ (۲۰۰۸)، در پژوهشی تاثیر ساختار سرمایه، ساختار مالکیت و سیا ست تقســیم ســود در ایجاد ارزش برای شــرکت را بررســی نمودند. در این پژوهش ۲۱۳ شــرکت برزیلی، در بازه زمانی ۱۹۹۵ الی ۲۰۰۴ بررسی شدند. خلاصه یافته‌ها مبین آن بود که اهرم مالی با ارزش شرکت‌هایی که فر صت ر شد بیشتری دارند، رابطه منفی و با ارزش شرکت‌هایی که فرصــت رشــد کمتری دارند، رابطه مثبت دارد. علاوه بر این، یافته‌ها نشــان داد که بین ســاختار مالکیت و ارزش شرکت، ارتباط غیرخطی وجود دارد.

چن و روگر(۲۰۰۵)، به بررســی رابطه بین متغیرهای اندازه شــرکت، عمر شــرکت، ریســک تجاری، نرخ رشد فروش شرکت، مالیات، شاخص سودآوری و دارایی‌های نامشهود با ساختار سرمایه پرداختند. آن‌ها از نسبت بدهی به سرمایه به عنوان نماد ساختار سرمایه استفاده کردند. بر اســاس تخمین مدل، بین متغیرهای مســتقل و ســاختار ســرمایه روابط معناداری به شــرح زیر وجود دارد: شاخص سودآوری، میزان دارایی‌های نامشهود، مالیات و حجم فروش با ساختار ســرمایه دارای رابطه مثبت و اندازه شــرکت، عمر شــرکت، ریســک تجاری با ســاختار ســرمایه دارای رابطه منفی هستند.

اعتمادی و منتظری (۱۳۹۲)، تأثیر رقابت بازار تولیدی بر ساختار سرمایه را مورد بررسی قرار دادند. یافته های پژوهش نشان داد که در مدل ایستا، تأثیر سودآوری و نسبت جاری بر ساختار ســرمایه منفی و معنادار و تأثیر رقابت بازار تولید و همچنین ســپر مالیاتی غیر بدهی بر ســاختار سرمایه، مثبت و معنادار ا ست. علاوه بر این، یافته‌های پژوهش نشان داد که تأثیر سودآوری و نسبت جاری بر ساختار سرمایه در مدل پویا، منفی و معنادار و تأثیر رقابت بازار تولید بر ساختار سرمایه مثبت و معنادار است.

سجادی و همکاران (۱۳۹۰)، در پژوهشی با عنوان "بررسی تأثیر انتخاب ساختار سرمایه بر روی عملکرد شرکت‌های بورس و اوراق بهادار تهران"، تأثیر انتخاب ساختار سرمایه بر عملکرد شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران را طی سال‌های ۱۳۸۳ تا ۱۳۸۷ با استفاده از داده های ۷۶ شرکت مورد بررسی قرار داد. یافته های پژوهش نشان داد که بین نسبت بدهی‌های کوتاه مدت به کل دارایی‌ها و نسبت کل بدهی‌ها به کل دارایی‌ها با نرخ بازده دارایی‌ها رابطه منفی و معنادار وجود دارد؛ و بین نسبت بدهی‌های کوتاه مدت به کل دارایی‌ها و نسبت کل بدهی‌ها با بازده حقوق صاحبان سهام و حاشیه سود ناخالص رابطه معناداری وجود ندارد. همچنین پژوهشگران نتیجه‌گیری نمودند که در شرایط عادی انتخاب ساختار سرمایه تأثیر اندکی یا هیچ تأثیر بر روی عملکرد شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران ندارد.

(ثقفی و فاضل،۱۳۹۰)، در تحقیقی با عنوان "رابطه بین کیفیت حسابرسی و کارایی سرمایه‌گذاری در شرکت‌های با امکانات سرمایه‌گذاری بالا"، رابطه بین کیفیت حسابرسی و کارایی سرمایه‌گذاری در شرکت‌های با امکانات سرمایه‌گذاری را بررسی نمودند. محققین به منظور اندازه‌گیری کارایی سرمایه‌گذاری، از مدل‌های تغییر در دارایی‌های غیر جاری و تغییر در سرمایه‌گذاری‌های زیاد، و برای تعیین شرکت‌های با امکانات سرمایه‌گذاری زیاد، از تحلیل عاملی بر روی سه متغیر ارزش بازار به ارزش دفتری دارایی، ارزش بازار به ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام و نسبت ناخالص اموال، ماشین آلات و تجهیزات استفاده نمودند. نتایج حاصل از بررسی ۱۱۹ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۸۲ تا ۱۳۸۸ نشان داد، چنانچه شرکت‌های با امکانات سرمایه‌گذاری زیاد، از حسابرسان با کیفیت بالاتر استفاده کنند، سطح بالاتری از کارایی سرمایه گذاری را تجربه خواهند کرد. این در حالی بود که کیفیت حسابرسی بالاتر، بر خلاف انتظار، تأثیری در کاهش دست‌کاری در اقلام تعهدی اختیاری ندارد.

## فرضیه‌های تحقیق

با توجه به مسئله پژوهش، فرضیه‌هایی به شرح زیر ارائه گردیده است:

فرضیه اول: بین ساختار سرمایه و پاداش هیئت مدیره رابطه معنی داری وجود دارد.

فرضیه دوم: بین پاداش هیئت مدیره و کارایی سرمایه گذاری رابطه معنی داری وجود دارد.

## روش تحقیق

### روش تحقیق از سه منظر مختلف به صورت زیر می‌باشد:

الف) روش پژوهش از نظر ماهیت و محتوایی: با توجه به این که این پژوهش در پی یافتن رابطه معنادار بین متغیرهای تحقیق است و به مطالعه حدود تغییرات متغیر وابسته با توجه به حدود تغییرات متغیرهای مستقل می‌پردازد، در زمره پژوهش‌های همبستگی قرار دارد، بنابراین روش پژوهش از نظر ماهیت و محتوایی یک پژوهش از نوع همبستگی می باشد که برای کشف همبستگی بین متغیرها به روش پس رویدادی عمل خواهد شد.

ب) روش پژوهش از نظر هدف: تحقیق حاضر از لحاظ نوع کار تحقیقاتی و از نظر هدف، یک تحقیق کاربردی است که از اطلاعات واقعی و روش‌های مختلف آماری برای رد یا عدم رد فرضیه‌ها استفاده می گردد، و در حوزه تئوری اثباتی قرار می گیرد.

ج) روش انجام پژوهش: انجام این پژوهش در چارچوب استدلالات قیاسی– استقرایی می‌باشد، بدین معنی که مبانی نظری و پیشینه پژوهش از راه مطالعات کتابخانه‌ای، مقالات و سایت‌ها در قالب قیاسی و گردآوری اطلاعات برای تأیید یا رد فرضیه‌ها در قالب استقرایی می‌باشد.

### جامعه آماری، دوره زمانی، روش نمونه گیری و حجم نمونه پژوهش

جامعه آماری (N): جامعه آماری پژوهش جاری کلیه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران است.

قلمرو مکانی: مکان انجام این پژوهش بورس اوراق بهادار تهران است.

قلمرو زمانی: قلمرو زمانی تحقیق سال‌های بین ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۲ را در بر می گیرد.

نمونه آماری (n):در این پژوهش کلیه شرکت‌های عضو جامعه آماری که دارای شرایط زیر بوده‌اند، به عنوان شرکت‌های عضو نمونه انتخاب خواهند شد:

۱- شرکت‌های مورد نظر جزو بانک‌ها، واسطه‌گری مالی، لیزینگ و شرکت‌های بیمه نباشند (به دلیل اینکه ماهیت این شرکت‌ها با شرکت‌های تولیدی تفاوت دارد).

۲- پایان سال مالی شرکت، منطبق بر ۲۹ اسفند ماه باشد (به دلیل اینکه قابلیت قیاس داده‌ها وجود داشته باشد).

۳- شرکت‌های مورد نظر از ابتدا تا انتهای پژوهش در عضویت بورس اوراق بهادار باشند و وقفه معاملاتی طولانی‌مدت نداشته باشند.

۴- تمامی داده‌های مورد نیاز آن‌ها در طی سال‌های ۱۳۸۸ الی ۱۳۹۲ در دسترس باشد (به منظور انجام پژوهش)

## روش‌های گردآوری داده‌ها

در این پژوهش برای مطالعه مبانی نظری و بررسی پیشینه تحقیق، از روش کتابخانه‌ای با بهره‌گیری از کتب و مقالات تخصصی فارسی و لاتین و پایان‌نامه‌ها استفاده گردیده است. از آن جا که اطلاعات مربوط به متغیرهای این پژوهش شامل بسیاری از اقلام حسابداری مندرج در صورت‌های مالی حسابرسی شده شرکت‌ها می‌باشد، داده‌های مورد نیاز از صورت‌های مالی موجود در سایت‌های مدیریت پژوهش، توسعه و مطالعات اسلامی وابسته به سازمان بورس و اوراق بهادار به نشانی www.rdis.ir، سیستم‌های جامع اطلاع رسانی ناشران به نشانی www.codal.ir، مرکز پردازش اطلاعات مالی ایران به نشانی www.fipiran.com و لوح‌های فشرده سازمان بورس و اوراق بهادار به صورت دستی استخراج شد، که به نظر می‌رسد نسبت به سایر منابع موجود از اعتبار بیشتری برخوردار است.

## روش تحلیل داده‌ها

با توجه به نوع داده های پژوهش، برای تجزیه و تحلیل رابطه بین متغیرها نرم افزار Stata مورد استفاده قرار گرفت. ابتدا با استفاده از آزمون F لیمر مشخص گردید که داده‌های جمع‌آوری شده از نوع داده‌های پنل یا پولینگ هستند و با توجه به پنل بودن داده‌ها از آزمون هاسمن به منظور انتخاب بین اثرات ثابت و اثرات تصادفی استفاده شد. از آزمون‌ها و

معیاری‌های آماری از قبیل آزمون t، آزمون F فیشر و ضریب تعیین تعدیل شده نیز استفاده گردید.

## مدل‌های آزمون فرضیه تحقیق

برای بررسی فرضیه‌های پژوهش بر مبنای پیشینه پژوهش از مدل‌های زیر استفاده شد.برای فرضیه اول از مدل (ایسدورفر و همکاران ،۲۰۱۳،ص۵۵۸) استفاده شده است:

$$COM_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 CS_{it} + \alpha_2 ROE_{it} + \alpha_3 Size_{it} + \varepsilon_{it}$$ مدل (۱)

به گونه ای که:

$COM_{it}$عبارت است از پاداش هیئت مدیره (با کل دارایی ها مقیاس‌زدایی شده است) شرکت $i$ در سال $t$؛

$CS_{it}$ عبارت است از ساختار سرمایه(نسبت کل بدهی ها بر حقوق صاحبان سهام)شرکت $i$ در سال $t$؛

$ROE_{it}$ عبارت است از بازده حقوق صاحبان سهام(نسبت سود خالص بر حقوق صاحبان‌سهام) شرکت $i$ در سال $t$؛

$Size_{it}$ عبارت است از اندازه شرکت(لگاریتم طبیعی ارزش بازار سهام) بر روی حقوق صاحبان سهام) $i$ در سال $t$؛

$\varepsilon_{it}$ عبارت است از مقدار باقی‌مانده برای شرکت $i$ در سال $t$.

برای فرضیه دوم از مدل گماریز و بالستا ،۲۰۱۴،ص۴۹۸) استفاده گردیده است:

$$InvEff_{it} = \beta_0 + \beta_1 COM_{it} + \beta_2 LnSale_{it} + \beta_3 LnAge_{it} + \beta_4 StdCFO_{it} + \beta_5 StdSales_{it} + \beta_6 QTobin_{it} + \beta_7 Loss_{it} + \beta_8 Tang_{it} + \varepsilon_{it}$$ مدل (۲)

که در آن:

$InvEff_{it}$ عبارت است از کارایی سرمایه گذاری(در پژوهش جاری متغیر وابسته می‌باشد که برای اندازه گیری آن از مدل بیدل و همکاران استفاده شده است) شرکت $i$ در سال $t$،

$LnSale_{it}$ عبارت است از لگاریتم طبیعی مبلغ فروش شرکت $i$ در سال $t$،

$LnAge_{it}$ عبارت است از لگاریتم طبیعی سن شرکت $i$ از سال تاسیس تا سال $t$،

$StdCFO_{it}$ عبارت است از انحراف معیار جریان وجوه نقد عملیاتی شرکت $i$ در سال $t$،

$StdSales_{it}$ عبارت است از انحراف معیار فروش شرکت $i$ در سال $t$،

$QTobin_{it}$ عبارت است از مدل کیوتوبین شرکت $i$ در سال $t$،

$Loss_{it}$ عبارت است از متغیر مجازی شرکت $i$ در سال $t$؛ اگر شرکت دارای زیان باشد برابر با ۱ و در غیر این صورت برابر با صفر خواهد بود،

$Tang_{it}$ عبارت است از لگاریتم طبیعی دارایی‌های ثابت شرکت $i$ در سال $t$،

در این مدل برای اندازه‌گیری کارایی سرمایه‌گذاری از مدل بیدل و همکاران (۲۰۰۹) به شرح زیر استفاده شده است که در آن:

$$Invest_{it} = \beta_0 + \beta_0 SaleGroth_{it-1} + \varepsilon_{it}$$

$Invest_{it}$ عبارت است از کل سرمایه گذاری (خالص افزایش در دارایی‌های مشهود و نامشهود که با کل دارایی‌های سال قبل مقیاس زدایی شده است) شرکت $i$ در سال $t$،

$SaleGroth_{it-1}$ عبارت است از نرخ تغییرات فروش (تفاضل فروش سال قبل و دو سال قبل که با فروش دو سال قبل مقیاس زدایی شده است) شرکت $i$ در سال $t$،

$\varepsilon_{it}$ عبارت است از سرمایه گذاری بیش از حد و یا کمتر از حد شرکت $i$ در سال $t$.

لازم به ذکر است که برای اندازه گیری کارایی سرمایه‌گذاری، از مقادیر باقی مانده مدل فوق ($\varepsilon_{it}$) قدر مطلق گرفته شده و سپس در منفی یک ضرب می‌شوند.

## یافته های تحقیق

در این قسمت نخست نتایج مربوط به آمار توصیفی داده‌ها و سپس نتایج مربوط به آزمون فرضیه تحقیق ارائه می‌شود.

## آمار توصیفی

آمار توصیفی به آن دسته از روش‌های آماری گفته می‌شود که به پژوهشگر در طبقه بندی، خلاصه کردن، توصیف و تفسیر و برقراری ارتباط از طریق اطلاعات جمع آوری شده کمک می‌کند. (دلاور،علی،۱۳۹۰)، یکی از مهم‌ترین مزایای استفاده از آمار توصیفی خلاصه‌کردن حجم عظیمی از اطلاعات است.

***نگاره (۱): آمار توصیفی متغیرهای پژوهش***

| شاخص آماری / متغیر | نماد متغیر | میانگین | انحراف معیار | حداقل | حداکثر | مشاهدات |
|---|---|---|---|---|---|---|
| پاداش هیئت مدیره | $COM_{it}$ | ۰/۰۰۰۷ | ۰/۰۰۱۲ | ۰ | ۰/۰۱ | ۵۷۵ |
| ساختار سرمایه | $CS_{it}$ | ۱/۸۵ | ۱/۳۱ | ۰/۱۰۶ | ۳/۲۷ | ۵۷۵ |
| بازده حقوق صاحبان سهام | $ROE_{it}$ | ۰/۲۶۹ | ۰/۱۸ | ۰/۰۰۱۱ | ۰/۹۳ | ۵۷۵ |
| اندازه | $Size_{it}$ | ۱۲/۹۲ | ۱/۵۵ | ۹/۲۸ | ۱۷/۵۱ | ۵۷۵ |
| کارایی سرمایه‌گذاری | $InvEff_{it}$ | -۰/۰۲ | ۰/۰۴۵ | -۰/۰۳۳ | -۰/۰۰۷ | ۵۷۵ |
| فروش | $LnSale_{it}$ | ۱۲/۹۳ | ۱/۴۴ | ۸/۸۹ | ۱۷/۸ | ۵۷۵ |
| سن | $LnAge_{it}$ | ۳/۵۱ | ۰/۴۱۶ | ۲/۳ | ۴/۰۷ | ۵۷۵ |
| انحراف معیار جریان‌های نقدی | $StdCFO_{it}$ | ۰/۷۲ | ۰/۵۰۲ | ۰/۰۰۰۶ | ۲/۳۴ | ۵۷۵ |
| انحراف معیار فروش | $StdSales_{it}$ | ۰/۲۱۴ | ۰/۱۴۵ | ۰/۰۰۹ | ۰/۸۱۴ | ۵۷۵ |
| مدل کیوتوبین | $QTobin_{it}$ | ۱/۳ | ۰/۴۶۴ | ۰/۵۴۱ | ۲/۹۹ | ۵۷۵ |
| دارایی‌های ثابت مشهود | $Tang_{it}$ | ۰/۲۲۸ | ۰/۱۶۷ | ۰/۰۱۸ | ۰/۸۳۸ | ۵۷۵ |

همانطور که گفته شد برای اندازه‌گیری کارایی سرمایه‌گذاری از مدل بیدل و همکاران استفاده شده است. به گونه ای که، از مقادیر باقی مانده این مدل برای هر سال شرکت قدر مطلق گرفته شده و سپس در منفی یک ضرب شده اند تا این مقادیر معیاری برای کارایی سرمایه‌گذاری باشند. در ضمن جدول فوق نشان می‌دهد که متغیر پاداش هیئت‌مدیره نسبت به سایر متغیرها کمترین میزان پراکندگی را دارد.

## آمار استنباطی

یکی از زیرشاخه‌های تحلیل آماری داده‌ها که در پی انجام استنباط‌های دقیق و درست است، آمار استنباطی نامیده می‌شود. پژوهشگر مستقیماً متغیرها را با استفاده از واحدهای نمونه مشاهده می‌کند. نمونه نماینده یا معرف جامعه است و هدف نهایی نیز استنباط در مورد جامعه است. آمار استنباطی با دو دسته از مسائل سر و کار دارد؛ ابتدا به برآورد می‌پردازد و سپس به آزمون فرضیه.

برای تحلیل مدل پژوهش از مجموعه داده‌های ترکیبی استفاده شده است. بدین ترتیب که چند شرکت در طول زمان مورد بررسی و تجزیه و تحلیل قرار می‌گیرند. در داده‌های ترکیبی ابتدا باید برای انتخاب بین روش‌های تلفیقی و تابلویی از آزمون F لیمر استفاده می‌شود؛ رد فرضیه صفر بیانگر معنی‌داری روش تابلویی و استفاده از روش تابلویی می‌باشد. هنگامی‌که روش تابلویی انتخاب شد، مرحله‌ی بعد آزمون هاسمن برای تصمیم‌گیری در رابطه با استفاده از اثرات ثابت یا تصادفی اختصاص دارد. در آزمون هاسمن اگر فرضیه صفر قابل رد کردن نباشد، روش اثرات تصادفی به روش اثرات ثابت ترجیح داده می‌شود و به عنوان روش مناسب‌تر و کاراتر انتخاب می‌گردد در غیر این صورت روش اثرات ثابت کارا است.

***نگاره (۲): نتایج مربوط به آزمون‌های مورد استفاده برای فرضیه اول***

| شاخص آماری و نتیجه / نوع آزمون | آماره آزمون | مقدار احتمال | نتیجه |
|---|---|---|---|
| F لیمر | ۳/۶ | ۰/۰۰۰ | روش تابلویی |
| هاسمن | ۲۰/۴۷ | ۰/۰۰۰۴ | کارایی اثرات ثابت |

با توجه به جدول شماره ۲، آماره محاسباتی F لیمر برابر با ۳/۶ و سطح معنی‌داری آن با سطح اطمینان ۹۵٪ برابر با ۰/۰۰۰ و چون مقدار احتمال کمتر از سطح معنی داری ۵٪ است، فرضیه $H_1$ تایید میگردد. به دیگر سخن F لیمر محاسبه شده حاکی از رد فرضیه صفر بوده (کارایی روش تلفیقی) و نشانگر معنی‌داری روش تابلویی در مقابل روش تلفیقی است.

و همچنین نتیجه آزمون هاسمن نیز بیانگر رد فرضیه صفر (کارایی اثرات تصادفی) بوده و حکایت از کارایی اثرات ثابت در مقابل روش تصادفی دارد. به طور کلی ، برای تخمین معادله مورد نظر، مدل داده های تابلویی از نوع اثرات ثابت مورد قبول قرار می‌گیرد.

یکی از پیش‌فرض‌های رگرسیون، آزمون نرمال بودن داده‌ها می‌باشد. با توجه به زیاد بودن تعداد داده ها در پژوهش و با توجه به اینکه حجم نمونه بزرگتر از ۳۰ می‌با شد، برا ساس ق ضیه حد مرکزی توزیع نمونه از تقریب نرمال برخوردار بوده و به صورت پیش فرض داده‌ها نرمال در نظر گرفته شده و نیاز به انجام آزمون نرمال بودن داده ها نمی باشد و به صورت پیش فرض جامعه را نرمال در نظر میگیریم (گجراتی و پورتر، ۱۳۹۰).

یکی از پیش‌فرض‌های رگرسیونی که برای مدل پژوهش بررسی شده است، پیش فرض عدم وجود هم خطی است. به بیان دیگر، یکی از مفروضات رگرسیون چند متغیره این است که متغیرهای توضیحی با یکدیگر همبسته نیستند. در اکثر موارد رابطه بین متغیرهای توضیحی غیر صفر خواهد بود، اما غالباً درجه کمی از رابطه بین متغیرهای توضیحی سبب کاهش چندانی در دقت مدل نخواهد شد. اما زمانی که همبستگی بین متغیرهای توضیحی بسیار زیاد باشد، سبب بروز مشکلی به نام هم خطی چندگانه می شود. یکی از آزمون‌های آماری رایج برای شناسایی وجود یا عدم وجود مشکل هم خطی استفاده از آزمون وی ای اف، است. معیار تصمیم‌گیری در این آزمون، این گونه می‌باشد که اگر مقدار آزمون وی ای اف (معکوس وی ای اف) کمتر از ۱۰ (بیشتر از ۱۰ در صد) باشد، مشکل هم خطی وجود نخواهد داشت. نتایج این آزمون برای مدل پژوهش در جدول شماره ۳ ارایه گردیده است.

***نگاره (۳): نتیجه‌ی آزمون وی ای اف برای مدل اول پژوهش***

| متغیر | نماد متغیر | VIF | 1/VIF |
|---|---|---|---|
| ساختار سرمایه | $CS_{it}$ | ۱/۲۹ | ۰/۷۷۲ |
| بازده حقوق صاحبان سهام | $ROE_{it}$ | ۱/۱۱ | ۰/۹۰۱ |
| اندازه | $Size_{it}$ | ۱/۱۷ | ۰/۸۵۷ |

همان طور که در جدول شماره ۳ ملاحظه می‌شود مقدار آماره وی ای اف برای کلیه متغیرهای پژوهش کمتر از ۱۰ می‌باشد که این مقدار حکایت از آن دارد که در مدل پژوهش، مشکل هم خطی وجود ندارد.

حال نتایج حا صل از برازش مدل اول تحقیق و ضرایب بد ست آمده در آزمون فر ضیه اول تحقیق در نگاره شماره ۴ ارائه گردیده است:

**نگاره (۴): نتایج تخمین مدل اول پژوهش برای فرضیه اول**

$$COM_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 CS_{it} + \alpha_2 ROE_{it} + \alpha_3 Size_{it} + \varepsilon_{it}$$

| شاخص آماری / متغیر | نماد متغیر | برآورد ضریب | خطای استاندارد | آماره T | احتمال |
|---|---|---|---|---|---|
| عرض از مبدأ | $\alpha_0$ | -۰/۰۰۳ | ۰/۰۰۰۸ | -۴/۶۶ | ۰/۰۰۰ |
| ساختار سرمایه | $CS_{it}$ | ۰/۰۰۰۰۴۷ | ۰/۰۰۰۰۱ | ۴/۰۸ | ۰/۰۰۰ |
| بازده حقوق صاحبان سهام | $ROE_{it}$ | ۰/۰۰۰۸ | ۰/۰۰۰۳ | ۲/۵۷ | ۰/۰۱۱ |
| اندازه | $Size_{it}$ | -۰/۰۰۰۲ | ۰/۰۰۰۰۷ | -۳/۴۵ | ۰/۰۰۱ |
| آماره $F$ فیشر (احتمال): ۵/۲۶ (۰/۰۰۰۰) | | | ضریب تعیین تعدیل شده ($R^2$): ۰/۲۵ | | |

با توجه به نتایج منعکس در جدول شماره ۴، سطح معنی‌داری F فیشر کمتر از ۱ درصد می‌با شد، پس می توان گفت این مدل با احتمال ۹۹در صد معنی‌دار ا ست. به دیگر سخن، این مدل از اعتبار بالایی برخوردار است. علاوه بر این، ضریب تعیین تعدیل شده این مدل، ۲۵ درصد است؛ این عدد نشان می‌دهد که ۲۵ درصد از مقادیر متغیر وابسته توسط متغیرهای توضیحی، تبیین داده می‌شود.

مقدار احتمال متغیر ساختار سرمایه برابر با ۰/۰۰۰ است که این مقدار از سطح خطای ۵ درصد پایین‌تر بوده و حکایت از آن دارد که این متغیر با متغیر وابسته که همان پاداش هیئت‌مدیره است، رابطه معناداری دارد. با توجه به علامت ضریب متغیر مذکور (۰/۰۰۰۰۴) نیز چنین می‌توان ا ستدلال نمود که این متغیر با پاداش هیئت‌مدیره رابطه مثبت دارد. به گونه‌ای که با افزایش واحدی در متغیر ساختار سرمایه و با ثابت بودن سایر شرایط، پاداش هیئت‌مدیره به میزان ۰/۰۰۰۰۴ واحد افزایش می‌یابد. همان‌طور که از لحاظ نظری انتظار می‌رفت بین دو متغیر ساختار سرمایه و پاداش هیئت مدیره رابطه معنادار وجود داشته باشد، این رابطه از لحاظ تجربی نیز تایید می‌شود. بنابراین، فرضیه اول پژوهش مبنی بر این موضوع که بین ساختار سرمایه و پاداش هیئت‌مدیره رابطه معنادار وجود دارد، تایید می‌شود.

در رابطه با متغیرهای کنترلی می‌توان بیان نمود که از بین دو متغیر بازده حقوق صاحبان سهام و اندازه، هر دو متغیر با متغیر وابسته (پاداش هیئت مدیره) رابطه معنادار دارند.

همچنین همان آزمون‌هایی که برای مدل اول پژوهش انجام شد برای مدل دوم نیز انجام شد که نتایج آن به شرح زیر است:

***نگاره (۵): نتایج مربوط به آزمون‌های مورد استفاده برای فرضیه دوم پژوهش***

| شاخص آماری و نتیجه / نوع آزمون | آماره آزمون | مقدار احتمال | نتیجه |
|---|---|---|---|
| F لیمر | ۷/۳۳ | ۰/۰۰۰ | روش تابلویی |
| هاسمن | ۴۲/۳۲ | ۰/۰۰۵ | کارایی اثرات ثابت |

طبق همان استدلالی که برای مدل اول انجام شد، نتایج نگاره شماره ۵ حاکی از این است که برای تخمین معادله‌ی مورد نظر، مدل داده‌های تابلویی از نوع اثرات ثابت مورد قبول قرار می‌گیرد.

همانطور که بیان شد، یکی از آزمون‌های آماری رایج برای شناسایی وجود یا عدم وجود م شکل هم‌خطی ا ستفاده از آزمون وی ای اف ا ست. نتایج این آزمون برای مدل دوم پژوهش در نگاره شماره ۶ ارایه گردیده است.

***نگاره ( ۶): نتیجه‌ی آزمون وی ای اف برای مدل دوم پژوهش***

| متغیر | نماد متغیر | VIF | 1/VIF |
|---|---|---|---|
| پاداش هیئت‌مدیره | $COM_{it}$ | ۱/۱۲ | ۰/۸۹۱ |
| فروش | $LnSale_{it}$ | ۱/۱۵ | ۰/۸۶۹ |
| سن | $LnAge_{it}$ | ۱/۰۴ | ۰/۹۶۱ |
| انحراف معیار جریان‌های نقدی | $StdCFO_{it}$ | ۱/۱۲ | ۰/۸۹۱ |
| انحراف معیار فروش | $StdSales_{it}$ | ۱/۱۵ | ۰/۸۶۷ |
| مدل کیوتوبین | $QTobin_{it}$ | ۱/۱۵ | ۰/۸۶۶ |
| زیان | $Loss_{it}$ | ۱/۱۷ | ۰/۸۵۶ |
| دارایی‌های ثابت مشهود | $Tang_{it}$ | ۱/۰۴ | ۰/۹۶۴ |

همان‌طور که در نگاره شماره ۶ ملاحظه می‌شود مقدار آماره وی ای اف برای کلیه متغیرهای پژوهش در کمتر از ۱۰ می‌باشد که این مقدار حکایت از آن دارد که در مدل پژوهش، مشکل هم خطی وجود ندارد.

حال نتایج حاصل از برازش مدل دوم تحقیق و ضرایب بدست آمده در آزمون فرضیه دوم تحقیق در جدول شماره ۷ ارائه گردیده است:

**نگاره (۷): نتایج تخمین مدل دوم پژوهش برای فرضیه دوم**

$$InvEff_{it} = \beta_0 + \beta_1 COM_{it} + \beta_2 LnSale_{it} + \beta_3 LnAge_{it} + \beta_4 StdCFO_{it} + \beta_5 StdSales_{it} + \beta_6 QTobin_{it} + \beta_7 Loss_{it} + \beta_8 Tang_{it} + \varepsilon_{it}$$

| شاخص آماری / متغیر | نماد متغیر | برآورد ضریب | خطای استاندارد | آماره **T** | احتمال |
|---|---|---|---|---|---|
| عرض از مبدأ | $\beta_0$ | -۰/۰۰۳ | ۰/۰۰۳ | -۰/۹۵ | ۰/۳۴۱ |
| پاداش هیئت مدیره | $COM_{it}$ | ۰/۲۰۱ | ۰/۰۹۷ | ۲/۰۶ | ۰/۰۳۹ |
| فروش | $LnSale_{it}$ | ۰/۰۰۰۹ | ۰/۰۰۰۱ | ۴/۹۹ | ۰/۰۰۰ |
| سن | $LnAge_{it}$ | -۰/۰۰۰۱ | ۰/۰۰۰۶ | -۰/۱۷ | ۰/۸۶۴ |
| انحراف معیار جریان‌های نقدی | $StdCFO_{it}$ | -۰/۰۰۰۲ | ۰/۰۰۰۳ | -۰/۹۱ | ۰/۳۶۳ |
| انحراف معیار فروش | $StdSales_{it}$ | -۰/۰۰۸ | ۰/۰۰۱ | -۷/۷۸ | ۰/۰۰۰ |
| مدل کیوتوبین | $QTobin_{it}$ | ۰/۰۰۰۳ | ۰/۰۰۰۳ | ۰/۹۴ | ۰/۳۴۶ |
| زیان | $Loss_{it}$ | -۰/۰۰۳ | ۰/۰۰۰۴ | -۶/۱۵ | ۰/۰۰۰ |
| دارایی‌های ثابت مشهود | $Tang_{it}$ | ۰/۰۰۴ | ۰/۰۰۱ | ۳/۲۶ | ۰/۰۰۱ |
| **آماره** $F$ فیشر (احتمال): ۸/۶۲ (۰/۰۰۰۰) | | | ضریب تعیین تعدیل شده ($R^2$): ۰/۴۳ | | |

با توجه به نتایج منعکس در نگاره شماره ۷، سطح معنی‌داری F فیشر کمتر از ۱ درصد می‌با شد، پس می توان گفت این مدل با احتمال ۹۹ در صد معنی‌دار ا ست. به دیگر سخن، این مدل از اعتبار بالایی برخوردار است. علاوه بر این، ضریب تعیین تعدیل شده این مدل ۴۳ در صد ا ست؛ که نشان می‌دهد ۴۳ در صد از مقادیر متغیر وابسته تو سط متغیرهای تو ضیحی، تبیین می‌شود.

مقدار احتمال متغیر پاداش هیئت مدیره برابر با ۰/۰۳۹ ا ست که این مقدار از سطح خطای ۵ درصد پایین‌تر بوده و حکایت از آن دارد که این متغیر با متغیر وابسته که همان کارایی سرمایه‌گذاری ا ست رابطه معناداری دارد. با توجه به علامت ضریب متغیر مذکور (۰/۲۰۱) نیز چنین می‌توان استدلال نمود که این متغیر با کارایی سرمایه‌گذاری رابطه مثبت دارد. به گونه‌ای که با افزایش واحدی در متغیر پاداش هیئت‌مدیره و با ثابت بودن سایر شرایط، کارایی سرمایه‌گذاری به میزان ۰/۲۰۱ واحد افزایش می یابد. همان طور که از لحاظ نظری انتظار می‌رفت بین متغیر پاداش هیئت‌مدیره و کارایی سرمایه‌گذاری، رابطه معنادار وجود داشته باشد،

این رابطه از لحاظ تجربی نیز تایید می شود. بنابراین، فر ضیه دوم پژوهش مبنی بر این مو ضوع که بین پاداش هیئت مدیره و کارایی سرمایه گذاری رابطه معنادار وجود دارد، تایید می‌شود.

در رابطه با متغیر های کنترلی می‌توان بیان نمود که از بین هفت متغیر (فروش، سـن، انحراف معیار جریان‌های نقدی، انحراف معیار فروش، مدل کیوتوبین، متغیر دودویی زیان و دارایی‌های ثابت مشـــهود)، تنها متغیرهای ســـن، انحراف معیار جریان های نقدی و مدل کیوتوبین با متغیر وابسته (کارایی سرمایه گذاری) در بورس اوراق بهادار تهران رابطه معنادار ندارند.

## نتیجه‌گیری و پیشنهادها

نتایج آزمون‌های F لیمر و ها سمن حاکی از کارایی روش تابلویی مبتنی بر اثرات ثابت برای مدل پژوهش بود. برای بررسی پیش فرض‌های رگرسیون خطی از آزمون‌هایی همچون آزمون وی ای اف برای برر سی ا ستقلال متغیرهای تو ضیحی (برر سی هم خطی) ا ستفاده شد. نتایج ارایه شده در نگاره شماره ۴ نشان داد که بین ساختار سرمایه و پاداش هیئت‌مدیره در بورس اوراق بهادار تهران رابطه معنادار و مثبت وجود دارد. به عبارت دیگر، یافته های ارایه شـــده در جدول مذکور، نشـان داد که فرضـیه اول پژوهش مبنی بر این که بین سـاختار سـرمایه و پاداش هیئت‌مدیره رابطه معنادار و مثبت وجود دارد، تایید می شود. در رابطه با فرضیه دوم، نتایج ارایه شده در نگاره شماره ۷، نشان داد که بین پاداش هیئت‌مدیره و کارایی سرمایه‌گذاری در بورس اوراق بهادار تهران رابطه معنادار و مثبت وجود دارد. به دیگر سخن، یافته‌ها حاکی از آن است که فرضیه دوم پژوهش مبنی بر این موضوع که بین پاداش هیئت‌مدیره و کارایی سرمایه‌گذاری رابطه معنادار و مثبت وجود دارد، تایید می‌شود. با توجه به این که یافته‌های پژوهش نشان دادند که بین ســـاختار ســـرمایه و پاداش هیئت مدیره از یک طرف و از طرف دیگر بین پاداش هیئت‌مدیره و کارایی سرمایه گذاری رابطه معناداری وجود دارد، می‌توان استنباط نمود که بین ساختار سرمایه و کارایی سرمایه‌گذاری نیز رابطه معناداری وجود دارد. در همین راستا، ایسدور و همکاران (۲۰۱۳)، بیان می‌کنند که مدیران شـرکت‌هایی که دارای سـاختار سـرمایه اهرمی بالایی هســتند، گرایش به ســرمایه‌گذاری کمتر از حد دارند. علاوه بر این، یافته های پژوهش ایشان نشان می‌دهد که بین پاداش هیئت‌مدیره و کارایی سرمایه‌گذاری نیز رابطه معنادار وجود داد. به گونه‌ای که منجر به افزایش آن می‌شود. این یافته‌ها بیانگر این است که مدیران می‌توانند

با بهینه‌سازی تصمیمات سرمایه‌گذاری، ارزش شرکت را افزایش دهند. علاوه بر این، الگوهای سرمایه‌گذاری و اهرم مالی با یکدیگر رابطه معناداری دارند. به گونه ای که، شرکت‌هایی با سرمایه‌گذاری‌های گوناگون، اهرم مالی بیشتری نسبت به شرکت هایی با سرمایه‌گذاری متمرکز دارند.

بر اساس نتایج و یافته‌های پژوهش، دو دسته پیشنهاد مطرح می‌گردد. نخست، پیشنهادهای کاربردی که امید می‌رود استفاده‌کنندگان از اطلاعات حسابداری و مالی به ویژه سرمایه‌گذاران را در امر تصمیم‌گیری یاری نماید و دوم، پیشنهادهایی برای پژوهش های آتی که می تواند راهنمایی برای پژوهش‌های بعدی درباره موضوع پژوهش باشد.

پیشنهادهای مبتنی بر نتایج پژوهش (کاربردی):

۱-با توجه به تأثیر معنادار و مثبت پاداش هیئت مدیره بر کارایی سرمایه گذاری، پیشنهاد می‌شود شرکت‌ها پاداش هیئت‌مدیره خود را افزایش دهند؛ چرا که می‌تواند تأثیر مثبتی بر کارایی سرمایه‌گذاری آن‌ها داشته باشد. البته باید به این مهم توجه نمود که این پیشنهاد تا وقتی توصیه می‌شود که منافع افزایش بازده شرکت بیشتر از افزایش هزینه‌های پاداش هیئت‌مدیره باشد؛ یعنی ارزش افزوده شرکت را بهبود بخشد.

۲- کاربرد دیگر این تحقیق شفافیت روابط میان متغیرهای مورد بررسی و امکان تعیین تصمیمات بهینه با توجه به درک این روابط است.

پیشنهادهایی برای پژوهش‌های آتی:

۱- می‌توان پژوهش جاری را به تفکیک صنایع مختلف و مقایسه آن‌ها با یکدیگر انجام داد.

۲- می‌توان تأثیر ساختار سرمایه بر سرمایه گذاری بیش از حد و کمتر از حد را بررسی نمود.

۳- می‌توان تأثیر پاداش هیئت مدیره بر کارایی سرمایه‌گذاری را با در نظر گرفتن حاکمیت شرکتی بررسی نمود.

۴- با توجه به اینکه در تحقیق حاضر استنباط نمودیم که بین ساختار سرمایه و کارایی سرمایه‌گذاری رابطه معنادار وجود دارد؛ اما آزمون تجربی در این خصوص صورت نگرفته و این موضوع میتواند در آینده مورد بررسی قرار گیرد.

## منابع


اسدی ، غلامحسین ؛ جلالیان، رامین. (۱۳۹۱)، بررسی تأثیر ساختار سرمایه، سهامداران و بزرگی شرکت بر میزان اعمال محافظه کاری شرکت ها، *بررسی های حسابداری و حسابرسی، دوره ۱۹ شماره ۶۷*،ص ۱-۱۴.

اعتمادی،حسین؛ متظری،جواد. (۱۳۹۲). بررسی عوامل موثر بر ساختار سرمایه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران با تاکید بر رقابت بازار تولید. *بررسی های حسابداری و حسابرسی، دوره ۲۰، شماره ۳*، ص ۱- ۲۶.

آذر، عادل؛ مومنی، منصور. (۱۳۸۴). *آمار و کاربرد آن در مدیریت*، جلد دوم، تهران: انتشارات سمت.

آذر، عادل؛ منصور مؤمنی. (۱۳۸۱). *آمار و کاربرد آن در مدیریت*، جلد اول، چاپ ششم ،تهران: انتشارات سمت.

بست، جان. (۱۳۸۱). *روش‌های تحقیق در علوم‌تربیتی و رفتاری*، ترجمه دکتر حسن پاشا شریفی و دکتر نرگس طالقانی، چاپ نهم، تهران: انتشارات رشد.

ثقفی، علی؛ معتمدی فاضل، مجید. (۱۳۹۰). رابطه میان کیفیت حسابرسی و کارایی سرمایه گذاری در شرکت های با امکانات سرمایه گذاری بالا. *پیشرفت های حسابدرای مالی، سال سوم، شماره چهارم*، ص ۱-۱۴.

حافظ نیا،محمدرضا. (۱۳۸۲). *مقدمه‌ای بر روش پژوهش در علوم انسانی*، چاپ هشتم، تهران: انتشارات سمت.

خاکی،غلام‌رضا. (۱۳۸۲). *روش تحقیق با رویکردی به پایان نامه نویسی*، چاپ اول، تهران : بازتاب.

دلاور، علی. (۱۳۸۵). *مبانی نظری و عملی پژوهش در علوم انسانی و اجتماعی*، چاپ پنجم، تهران: انتشارات رشد.

ستایش، محمد حسین؛ جمالیان پور، مظفر. (۱۳۹۰). سودمندی ساختار سرمایه و تغییرات آن بر پیشبرد راهبرهای مالی شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. *بررسی های حسابدرای و حسابرسی،دوره ۱۸، شماره ۶۴*، ص۷۳-۹۰.

سجادی، حسین؛ محمدی، کامران ؛ شعیب، عباسی. بررسی تأثیر انتخاب ساختار سرمایه بر روی عملکرد شرکت‌های بورس. *فصلنامه علمی پژوهشی حسابداری مالی، سال سوم، شماره ۹*، ص ۱۹-۳۸.

سرمد،زهره؛ بازرگان،عباس؛ حجازی، الهه. (۱۳۸۷). *روش‌های تحقیق در علوم رفتاری*، تهران: انتشارات آگاه.

سعیدی،پرویز؛ پقه، عیسی. (۱۳۹۰). بررسی رابطه بین تغییرات نرخ بهره با، بازده و سودآوری مؤسسات مالی در بورس اوراق بهادارتهران. *مجله دانش مالی تحلیل اوراق بهادار، شماره نهم* ، ص ۱۲۴-۱۰۱.

کیوی، ریمون؛کامپنهود،لوک وان. (۱۳۸۱). *روش تحقیق در علوم اجتماعی*، ترجمه دکتر عبدالحسین نیک گهر، چاپ ششم، تهران: نشر توتیا.

گجراتی و پورتر (۱۳۹۰). *اقتصاد سنجی مقدماتی*، ترجمه منوچهر عسگری، چاپ اول، تهران: انتشارات بازتاب.

محمود آبادی، حمید؛مهتری، زینب. (۱۳۹۰). رابطه بین محافظه کاری حسابداری و کارایی سرمایه گذاری شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. *پیشرفت های حسابداری،دوره سوم، شماره دوم*، ص ۱۱۳-۱۴۰.

Adrian, Tobias, Erkko Etula, and Hyun Song Shin (2009). Global Liquidity and Exchange Rates, unpublished manuscript, *Federal Reserve Bank of New York*, Harvard University, and Princeton University.

Aivazian, Varouj, Ge, Ying, Qiu, Jiaping. (2005). The impact of leverage on firm investment: Canadian evidence, *J. Corp. Finance* 11 (1), 277–291.

Almeida, Heitor, Campello, Murillo, Galvao, Antonio. (2010). Measurement errors in investment equations, *Rev. Financ. Stud*. 23, 3279–3382.

Almeida, Heitor, Campello, Murillo. (2007). Financial constraint, assets tangibility and corporate investment, *Rev. Financ. Stud*. 20 (5), 1429–1460.

Anantharaman, D., Fang, V., Gong, G. (2010). Inside debt and the design of corporate debt contracts. Working paper, *Rutgers Business School*.

Andreou, P., Louca, C., Panayides, P. (2014). Corporate governance, financial management decisions and firm performance, *Evidence from the maritime industry*, *Transportation Research*, Part E 63, 59–78.

Andrew B. Abel, Janice C. Eberly.(2003). Investment, Valuation, and Growth Options, *Journal of Banking & Finance.*

Assaf, E., Carmelo, G., Reilly, W. (2013). Capital structure, executive compensation, and investment efficiency, *Journal of Banking & Finance* 37, 549–562

Barber, Brad, Odean, Terrance. (2000). Trading is hazardous to your wealth: the common stock investment performance of individual investors, *J. Finance 55*, 773–806

Bolton, P., & Scharfstein, D. S. (1990). A theory of predation based on agency problems in financial contracting, *American Economic Review*, 80, 93–106.

Bond, Stephen, Elston, Julie Ann, Mairesse, Jacques, Mulkay, Benoît. (2003). Financial factors and investment in Belgium, France, Germany, and the United Kingdom: a comparison using company panel data, *Rev. Econ. Stat*. 85 (1), 153–165.

Brander, A. & Lewis, R. (1986). Oligopoly and Financial Structure: The Limited Liability Effect, *American Economic Review*, 76: 956-970.

Chen, J. Strange, R. (2005). The Determinants of Capital Structure:

Clark, Brian. (2010). The Impact of Financial Flexibility on Capital Structure Decisions: Some Empirical. Electronic copy available at: http://ssrn.com/abstract=1499497.

Cutillas, M., & Sánchez , B. (2014). Financial reporting quality, debt maturity and investment efficiency, *Journal of Banking & Finance*. Volume 40, Pages 494–506.

Douglas, V.S. (2005). Capital structure and the control of management , *The Journal of Finance*, 1: 87-130.

Evidence from Chinese Listed Companies, *Journal of Economic Change and Restructring 38:11–35*

Fosu, S, (2013). Capital structure, product market competition and firm performance: Evidencefrom South Africa. *The Quarterly Review of Economics and Finance* 53 140– 151.

Guney, Y. & Li, L. & Fairchild, R. (2011). The relationship between product market competition and capital structure in Chinese listed firms.

*International Review of Financial Analysis*, 2: 41-51.

Jensen, M. C. & Meckling, W. H. (2008). Theory of the Firm: Managerial Behavior, Agency Costs and Capital Structure, *Journal of Financial Economics*, 3: 305-365.

Margaritis, D., & Psillaki, M. (2010). Capital structure, equity ownership and firm performance, *Journal of Banking & Finance*, 34, 621–632.

Modigliani, F. & Miller, M. (1958). The cost of capital, corporation financeand the theory of investment, *American Economic Review*, 53: 433

Pao H. T. (2013). A Comparison of Neural Network and Multiple Regression Analysis in Modeling Capital Structure, *Expert systems with Applications*, Vol. 35, pp.720-727.

Stein, J. (2003). Agency, Information, and Corporate Investment, *Handbook of the Economics of Finance*. Elsevier, North Holland.

پژوهش‌های تجربی حسابداری
سال پنجم، شماره ۱۸، زمستان ۱۳۹۴، صص ۱۳۱ - ۱۴۴

# رابطه بین کیفیت افشای اطلاعات حسابداری و نوسان‌پذیری بازده سهام

محمود موسوی شیری*، حمید سلیمانی**، یوسف مومنی***، حجت سلیمانی****

تاریخ دریافت: ۹۲/۰۵/۰۷
تاریخ پذیرش: ۹۲/۰۸/۲۲

**چکیده**

هدف این تحقیق بررسی رابطه بین کیفیت افشای اطلاعات حسابداری و نوسان پذیری بازده سهام است. متغیر کیفیت افشا، با استفاده از امتیازهای تعلق‌گرفته به هر شرکت که توسط سازمان بورس و اوراق بهادار تهران و از طریق اطلاعیه کیفیت افشا و اطلاع‌رسانی مناسب منتشر می‌شود، سنجیده شد. به این منظور داده های ۸۰ شرکت بورس اوراق بهادار تهران در دوره زمانی ۱۳۸۵-۱۳۹۰ جمع آوری و با استفاده از رگرسیون خطی تحلیل شد. یافته‌های پژوهش حاکی از آن است که بین کیفیت افشا اطلاعات و نوسان پذیری بازده سهام رابطه منفی و معنی داری وجود دارد اما با توجه به ضریب تعیین تعدیل‌شده سه مدل و آماره Z کرامر می‌توان گفت این رابطه منفی در پرتفوی شرکت‌های با امتیاز افشای بالاتر از میانگین، شدت بیشتری دارد.

**واژه‌های کلیدی:** کیفیت افشای اطلاعات حسابداری، نوسان پذیری بازده، بازده سهام، گزارشگری مالی اثربخش.

**طبقه بندی موضوعی**: M40

* استادیار حسابداری، دانشگاه پیام نور مشهد، (mousavi_m@yahoo.com)
** دانشجوی دکتری حسابداری، دانشگاه شهید چمران، (نویسنده مسئول)، (hsoleymani54@yahoo.com)
*** کارشناس ارشد حسابداری، (yousof_m@yahoo.com)
**** مدرس حسابداری دانشگاه پیام نور مشهد، (soleymani_acc@yahoo.com)

**مقدمه**

نوسان پذیری بازده سهام یکی از موضوعات بحث‌برانگیز مالی است که در سال‌های اخیر مورد توجه محققین بازارهای سرمایه نوظهور قرار گرفته است (لانگ، ۲۰۰۸). سرمایه‌گذاران نوسان پذیری بازده سهام را به عنوان معیاری از ریسک در نظر می‌گیرند سیاست‌گذاران بازار سرمایه از این معیار به عنوان ابزاری جهت اندازه‌گیری میزان آسیب‌پذیری بازار سهام از وجود رابطه نامتقارن بین بازده سهام و نوسانات بازده سهام استفاده می‌کنند (ظفر و همکاران، ۲۰۰۸).

کیفیت افشا میزان اطلاعاتی است که از سوی شرکت‌ها در متن صورت‌های مالی اساسی یا در یادداشت‌های همراه، برای کمک به تصمیم‌گیری ارائه می شود. افشا یکی از اصول حسابداری است. بر اساس این اصل، باید کلیه اطلاعات مربوط به فعالیت‌های شرکت به نحو مناسب و به موقع، در اختیار گروه‌های مختلف استفاده‌کننده قرار گیرد. در واقع هدف اصلی از افشا، کمک به استفاده‌کنندگان در تصمیم‌گیری مربوط به سرمایه‌گذاری، تفسیر وضعیت مالی شرکت‌ها، ارزیابی عملکرد مدیریت و پیش‌بینی جریانات وجوه نقد آتی است. محققین در حوزه افشاء گزارشگری مالی به منظور سنجش میزان افشاء وتأثیر آن بر تصمیمات سرمایه‌گذاران از انواع مختلفی از عوامل تأثیرگذار بر افشاء اطلاعات مالی بهره. برده‌اند (مار ستون، ۱۹۹۶). گزارشگری مالی اثربخش موجب مطرح شدن و تحلیل بیشتر شرکت در بازار داخلی می‌شود و امکان ورود به بازار خارجی و جذب سرمایه‌گذاران بین‌المللی را فراهم می‌کند. شرکت‌های با نقد شوندگی پایین به منظور جذب سرمایه‌گذاران و افزایش نقدشوندگی سهام، افشای باکیفیتی ارائه می‌کنند (رودریگرز، ۲۰۱۰).

با توجه به اهمیت کیفیت افشا و مسؤولیت مدیران شرکت‌ها در قبال اطلاع‌رسانی، سازمان بورس و اوراق بهادار تهران تصمیم گرفت امتیاز و رتبه کلیه شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس را از نظر کیفیت افشا و اطلاع‌رسانی مناسب به بازار منعکس کند تا شرکت‌ها نسبت به جایگاه خود واقف شده و در جهت ارتقای آن بکوشند (ستایش و همکاران، ۱۳۹۰).

کیفیت گزارشگری مالی و ارتقا افشا را می‌توان به عنوان ابزار آگاهی بخشی تلقی کرد که بر تغییرات قیمت و متعاقباً نوسان بازده سهام نقش اثر می‌گذارند. افشای مطلوب اطلاعات حسابداری منجر به کاهش تقارن اطلاعات و کاهش هزینه سرمایه می‌شود و از این طریق نقشی

اساسی را در کارایی بازار سرمایه ایفاء می‌نماید. اگر سطح افشای اطلاعات حسابداری در سطح گزارشگری سالانه افزایش یابد، سهامداران خواهند توانست اطلاعات موجود در ورود و خروج جریان‌های نقدی عملیاتی که برای پیش‌بینی سودهای آتی مفید می‌باشند را بهتر و با صحت بالاتر ارزیابی نمایند و از این طریق بتوانند به پیش‌بینی‌های باثبات‌تری در خصوص بازده سهام د ست یابند که این امر باعث کاهش نو سان پذیری بازده سهام می شود. از این رو انتظار می‌رود با افزایش کیفیت افشا نوسان پذیری بازده سهام کاهش یابد. پژوهش‌هایی که در سال‌های اخیر در حوزه شفافیت و کیفیت افشا انجام پذیرفته است حاکی از وجود رابطه بین افشای اطلاعات حسابداری و اثرات اقتصادی آن است لیکن در خصوص ارتباط آن با نو سان پذیری بازده سهام تحقیق خاصی انجام نگرفته است. بنابراین با توجه به اهمیت مو ضع و فقدان پژوهش جامعی که به اثرات اقتصادی کیفیت افشا از جمله تأثیر آن بر نوسانات بازده سهام بپردازد، تحقیق حاضر درصدد بررسی ارتباط میان کیفیت افشای اطلاعات حسابداری و نوسان پذیری بازده سهام شرکت‌های پذیرفته‌شده در بازار بورس اوراق بهادار تهران است.

## پیشینه تحقیق

رحیمیان و ابراهیمی (۱۳۹۲) رابطه بین کیفیت افشا و محافظه‌کاری در بورس اوراق بهادار تهران را بررسی نمودند، نتایج تحقیق ایشان حاکی از آن بود که بین کیفیت افشا و سطح اقلام تعهدی اختیاری رابطه منفی و معنادار و بین کیفیت افشا و محافظه‌کاری مشروط رابطه مثبت و معنادار وجود دارد.

همت فر و مقدسی (۱۳۹۲) با بررسی رابطه بین کیفیت افشا بر ارزش سهام به این نتیجه ر سیدند که بین کیفیت افشای شرکت‌ها و ارزش سهام تورم زدایی شده، رابطه معنادار وجود ندارد.

یعقوب نژاد و ذبیحی (۱۳۹۰) رابطه بین کیفیت افشای شرکت و نقد شوندگی سهام بر رسی را بررسی نمودند. نتایج تحقیق آنان بیانگر بود بین کیفیت افشا و نقدشوندگی سهام، رابطه معناداری وجود ندارد.

فخاری و طاهری (۱۳۹۰) با بررسی ارتباط بین نوسان پذیری بازده سهام و سرمایه‌گذاران نهادی به این نتیجه ر سیدند حضور سرمایه‌گذاران نهادی موجب افزایش نظارت بر عملکرد

مدیران شده و از عدم تقارن اطلاعاتی می‌کاهد. نهایتاً با افزایش درصد مالکیت این گروه از سهامداران، از نوسان پذیری بازده سهام کاسته می‌شود.

ایاتریدز (۲۰۱۱) به بررسی رابطه بین کیفیت افشای اطلاعات حسابداری و محافظه‌کاری مشروط و نامشروط پرداخت. نتایج حاصل از این پژوهش نشان داد شرکت‌های باکیفیت افشای بالاتر کمتر اقدام به مدیریت سود می‌کنند و محافظه‌کاری مشروط بالاتر و محافظه‌کاری نامشروط پایین‌تری دارند.

چی ۲۰۰۹))، به بررسی تأثیر کیفیت افشا بر عملکرد شرکت‌های تایوانی پرداخت. یافته‌های پژوهش حاکی از آن بود که رابطه مستقیم و معناداری بین کیفیت افشا در سطحی بالاتر از میانگین و عملکرد شرکت‌ها وجود دارد.

مدیروس و همکاران (۲۰۰۷) به بررسی رابطه بین میزان افشای اطلاعات حسابداری و درصد نوسان‌پذیری بازده سهام پرداخته‌اند. یافته‌های این پژوهش نشان داد بهبود سطح افشای اطلاعات حسابداری به میزانی بیش از میانگین، نوسان‌پذیری بازده سهام شرکت‌ها را کاهش می‌دهد.

## فرضیه پژوهش

به پشتوانه مبانی نظری و پیشینه پژوهش، فرضیه‌ای به شرح زیر تدوین گردید:

بین کیفیت افشای اطلاعات حسابداری و نوسان‌پذیری بازده سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بازار بورس تهران رابطه معکوس معنی دار وجود دارد.

## روش پژوهش

این پژوهش از لحاظ هدف، کاربردی و از لحاظ ماهیت، توصیفی-همبستگی است. برای آزمون و بررسی اثر کیفیت افشا بر میزان نوسان‌پذیری سهام از مدل رگرسیون تک متغیره زیر استفاده شده است. (مدیروس وهمکاران، ۲۰۰۷)

$$\sigma_{i,t} = \alpha + \beta.SPFT_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \qquad \text{رابطه (۱)}$$

که:

$\sigma_{i,t}$: نوسان پذیری بازده سهام (انحراف استاندارد بازده سهام)

$\alpha$ و $\beta$: ضرایب رگرسیون

$SPFT_{i,t}$: شاخص افشای اطلاعات حسابداری

$\varepsilon_{i,t}$: جزء خطای رگرسیون.

از آنجایی که موضوع تحقیق مذکور بررسی معنادار بودن اثر کیفیت افشا بر میزان نوسان پذیری سهام می‌باشد، لذا در رابطه فوق $\sigma_{i,t}$ یا میزان نوسان پذیری بازده سهام (متغیر وابسته) به صورت تابعی از $SPFT_{i,t}$ یا شاخص افشای اطلاعات حسابداری (متغیر مستقل) نشان داده شده است. اثر کیفیت افشا بر میزان نوسان پذیری سهام با استفاده از ضریب $\beta$ بیان گردیده است. انتظار می‌رود مقدار ضریب مزبور منفی باشد بطوریکه کیفیت بالای افشای اطلاعات حسابداری باعث پایین آمدن میزان نوسان پذیری بازده سهام شود. مضافاً اینکه انتظار می‌رود مقدار ضریب $\alpha$ مثبت باشد، زیرا اگر شاخص افشا ($SPFT_{i,t}$) برابر صفر شود، میزان نوسان پذیری بازده سهام یک عدد مثبت است.

برای اندازه‌گیری میزان نوسان پذیری بازده سهام از انحراف معیار بازده ماهانه سهام به شرح ذیل استفاده شده است:

$$\sigma_{i,t} = \sqrt{\frac{\sum_1^n (R_{i,t} - \overline{R_t})^2}{n-1}}$$ رابطه (۲)

که:

$\sigma_{i,t}$: انحراف استاندارد بازده سهام (میزان نوسان پذیری بازده سهام)

$R_{i,t}$: بازده سهام i در دوره t

$R_t$: میانگین بازده کل سهام نمونه طی دوره t

n: تعداد شرکت‌های نمونه

برای اندازه‌گیری کیفیت افشا نیز از امتیازهای سالانه کیفیت افشای شرکتی برای شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران استفاده شده است.

## جامعه و نمونه آماری پژوهش

جامعه آماری پژوهش، شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران هستند و نمونه آماری با لحاظ شرایط زیر انتخاب شده است:

الف- به منظور قابل مقایسه بودن اطلاعات، پایان سال مالی شرکت‌ها منتهی به ۲۹ اسفند باشد.

ب- معاملات سهام آن‌ها طی دوره پژوهش بیش از سه ماه در بورس اوراق بهادار تهران متوقف نشده باشد.

ج- به منظور همگن بودن اطلاعات، فعالیت آن‌ها تولیدی باشد.

د- اطلاعات مربوط به متغیرهای انتخاب‌شده در این تحقیق قابل‌دسترس باشد.

با توجه به شرایط و محدودیت‌های فوق، تعداد ۸۰ شرکت شد. قلمرو زمانی این پژوهش از ابتدای سال ۱۳۸۵ تا پایان سال ۱۳۹۰ است.

## یافته‌های پژوهش

### الف) تحلیل توصیفی داده‌ها

نگاره (۱) تحلیل توصیفی کلیه داده‌ها و متغیرهای اصلی حسابداری، پرتفوی شرکت‌های دارای امتیاز افشای بالاتر از میانگین افشا و پرتفوی شرکت‌های دارای امتیاز افشای پایین‌تر از میانگین افشا را نشان می‌دهد.

***نگاره (۱): آمار توصیفی مربوط به متغیرهای پژوهش***

| پرتفوی | متغیر | میانگین | میانه | بیشینه | کمینه | انحراف معیار | تعداد مشاهدات | تعداد شرکت |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| کل | نوسان پذیری بازده سهام | ۰/۰۲۵۵ | ۰/۰۲۵۵ | ۰/۰۷۸۸ | ۰/۰۰۱۸ | ۰/۰۵۱۷ | ۴۸۰ | ۸۰ |
| | شاخص افشا | ۵۳ | ۵۳ | ۹۲ | ۱۶ | ۲۳/۵ | ۴۸۰ | ۸۰ |
| بالاتر از میانگین | نوسان پذیری بازده سهام | ۰/۰۱۲۸ | ۰/۰۱۳۱ | ۰/۰۲۵۱ | ۰/۰۰۱۸ | ۰/۰۰۵۷ | ۲۶۴ | ۴۴ |
| | شاخص افشا | ۷۵ | ۷۴ | ۹۶ | ۵۱ | ۱۸/۵ | ۲۶۴ | ۴۴ |
| پایین‌تر از میانگین | نوسان پذیری بازده سهام | ۰/۰۴۶۲ | ۰/۰۴۵۱ | ۰/۰۷۸۸ | ۰/۰۳۵۵ | ۰/۰۲۲۳ | ۲۱۶ | ۳۶ |
| | شاخص افشا | ۲۶ | ۲۴ | ۴۷ | ۱۶ | ۱۷ | ۲۱۶ | ۳۶ |

در این پژوهش برای انتخاب بین روش‌های داده‌های تابلویی و داده‌های ترکیبی، از آزمون F لیمر استفاده شد. نتیجه این آزمون نشان می‌دهد مقاطع مورد بررسی ناهمگن و دارای تفاوت‌های فردی است و روش داده‌های تابلویی مناسب‌تر می‌باشند.

روش داده‌های تابلویی خود دارای دو روش اثرات ثابت و اثرات تصادفی است که برای انتخاب بین این دو روش، از آزمون هاسمن استفاده شد. نتایج آزمون هاسمن بر استفاده از روش اثرات ثابت دلالت داشت. خلاصه‌ای از آماره‌های مربوط به دو آزمون انجام‌شده در نگاره ۲ ارائه شده است.

## ب) نتایج آزمون فرضیه پژوهش

جهت بررسی نرمال بودن باقیمانده‌ها از آزمون جارک – برا بهره برده شد. نتایج آزمون جارک – برا نرمال بودن اجزای اخلال مدل را نشان داد. به منظور تشخیص وجود خودهمبستگی بین اجزاء اخلال از روش همبسته نگار و آماره دوربین واتسن ا ستفاده گردید. نتایج هر دو روش عدم وجود خودهمبستگی بین اجزاء اخلال مدل رگرسیون را نشان داد. برای بررسی و کشف ناهمسانی واریانس‌ها از آزمون بارتلت استفاده شد که نتایج نشان از ناهمسانی واریانس باقی مانده‌های مدل داشت. به منظور رفع این مشکل، وزنی برابر هر مقطع برای داده‌ها در نظر گرفته شده است که نتایج این آزمون پس از اعمال وزن هر مقطع برای داده‌ها در نگاره‌های مربوط ارائه گردیده است.

***نگاره (۲): نتایج آزمون لیمر و هاسمن***

| مدل‌های پژوهش | آزمونF لیمر | | آزمون هاسمن | |
|---|---|---|---|---|
| | آمارهF | معناداری | کای دو | معناداری |
| مدل کلی پژوهش | ۷/۸۰۹ | ۰/۰۰۵۱ | ۱۷/۹۴ | ۰/۰۰۰۰ |
| شرکت‌های دارای امتیاز افشای بالاتر از میانگین | ۱۰/۲۵۸ | ۰/۰۰۰۸ | ۶۳/۸۱ | ۰/۰۰۰۰ |
| شرکت‌های دارای امتیاز افشای پایین‌تر از میانگین | ۶/۳۱۱ | ۰/۰۰۰۰ | ۱۴/۵۴ | ۰/۰۰۰۰ |

گام اول: نتایج آزمون فرضیه پژوهش در پرتفوی کل شرکت‌ها

در ابتدا رابطه (۱) در پرتفوی کل شـرکت‌ها برآورد گردید. همانطور که در نگاره (۳) ارائه شده ا ست، ضریب برآوردی مدل ($\beta$ = -۰/۱۱۶)، در سطح خطای ۵ در صد معنادار می‌با شد این نتیجه نشـان می‌دهد رابطه معکوس معناداری بین شـاخص افشـا اطلاعات مالی و نوسـان پذیری بازده سهام در سطح صورت‌های مالی شرکت‌های پذیرفته شده در بازار بورس اوراق بهادار تهران وجود دارد.

***نگاره (۳): نتایج حاصل از آزمون فرضیه اصلی- در پرتفوی کل شرکت ها***

| متغیر | علامت اختصاری | ضریب | t آماره | احتمال معناداری | روش تخمین | $R^2$ تعدیل شده | آماره F معناداری | دوربین- واتسن | آماره بارتلت معناداری | تعداد مشاهدات |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| ضریب ثابت | $\alpha$ | ۰/۳۲۵ | ۲/۶۵ | ۰/۰۰۸ | روش اثرات ثابت | ۰/۵۷ | ۱۴/۳۵ (۰/۰۰۰) | ۲/۳۵ | ۳۸/۸۸ (۰/۴۳۶) | ۴۸۰ |
| شاخص افشا اطلاعات مالی | $SPFT_{i,t}$ | -۰/۱۱۶ | ۶/۹۳ | ۰/۰۰۰ | | | | | | |

ملاحظه مقادیر آماره دوربین- واتسن موید این مطلب است که بین اجزا مدل، خود همبستگی وجود ندارد همچنین مقدار آماره بارتلت و احتمال مربوط به آن پس از اعمال وزن هر مقطع برای داده‌ها، بیانگر رفع واریانس ناهمسانی است.

گام دوم: نتایج آزمون فرضیه اصلی پژوهش در پرتفوی شرکت‌های با امتیاز افشای بالاتر و پایین‌تر از میانگین افشا

در گام دوم با توجه به تحقیقات پیشین (مدیروس، ۲۰۰۷ و چی، ۲۰۰۹) شرکت‌ها به دو پرتفوی شرکت‌های با امتیاز افشای بالاتر از میانگین افشا و شرکت‌های با امتیاز افشای پایین‌تر از میانگین افشا تقسیم بندی شدند. آنگاه تمامی آزمون مدل پژوهش به تفکیک در پرتفوی هر دو گروه انجام گرفت تا بتوان نتایج بدست آمده در سطح هر دو گروه را از لحاظ وجود تفاوت معنادار با همدیگر مقایسه نمود. نتایج مربوط به آزمون مدل در نگاره (۴) ارائه شده است:

***نگاره (۴): نتایج حاصل از آزمون فرضیه اصلی در پرتفوی شرکت‌های با امتیاز افشای بالاتر از میانگین افشا***

| متغیر | علامت اختصاری | ضریب | t آماره | احتمال معناداری | روش تخمین | $R^2$ تعدیل شده | آماره F معناداری | دوربین- واتسن | آماره بارتلت (معناداری) | تعداد مشاهدات |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| ضریب ثابت | $\alpha$ | ۰/۱۲۳ | ۰/۴۵۶ | ۰/۶۴۸ | روش اثرات ثابت | ۰/۶۹ | ۵/۷۲ (۰/۰۰۰) | ۲/۳۳ | ۳۸/۳۹ (۰/۶۵۴) | ۲۶۴ |
| شاخص افشا اطلاعات مالی | $SPFT_{i,t}$ | -۰/۳۷۷ | ۲/۷۹۲ | ۰/۰۰۵ | | | | | | |

همانطور که در نگاره ۴ دیده می‌شود، ضریب برآوردی مدل (β = -۰/۳۷۷)، در سطح خطای ۵ درصد معنادار می‌باشد. این نتیجه نشان می‌دهد رابطه منفی معنی داری بین شاخص افشا اطلاعات مالی و نوسان پذیری بازده سهام در سطح صورت‌های مالی شرکت‌های پذیرفته‌شده در بازار اوراق بهادار تهران وجود دارد. بررسی مقدار ضریب تعیین تعدیل شده مدل (۰/۶۹ درصد) نشان دهنده توان توضیح دهندگی مدل به منظور تشریح متغیر وابسته می‌باشد. ملاحظه مقدار آماره F رگرسیون در این مدل حکایت از توان توضیح دهندگی مدل دارد؛ زیرا مقادیر F محاسباتی در سطح خطای ۱ درصد معنی دار است. همچنین مقادیر آماره دوربین- واتسن موید این مطلب است که بین اجزا اخلال مدل، خود همبستگی وجود ندارد. مقدار آماره بارتلت و احتمال مربوط به آن پس از اعمال وزن هر مقطع برای داده‌ها، بیانگر رفع واریانس ناهمسانی است.

در ادامه مدل پژوهش در پرتفوی شرکت‌های با امتیاز افشای پایین‌تر از میانگین نیز برآورد گردید که نتایج آزمون مدل در نگاره (۵) ارائه شده است.

***نگاره (۵): نتایج حاصل از آزمون فرضیه اصلی در پرتفوی شرکت‌های با امتیاز افشای پایین‌تر از میانگین افشا***

| متغیر | علامت اختصاری | ضریب | t آماره | احتمال معناداری | روش تخمین | $R^2$ تعدیل شده | آمارهF معناداری | دوربین- واتسن | آماره بارتلت (معناداری) | تعداد مشاهدات |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| ضریب ثابت | α | ۰/۴۸۱ | ۰/۲۶۷ | ۰/۵۷۷ | روش اثرات ثابت | ۰/۶۲ | ۸/۹۷ (۰/۰۰۰) | ۲/۲۸ | ۳۵/۸۳ (۰/۰۵۲) | ۲۱۶ |
| شاخص افشا | $SPFT_{i,t}$ | -۰/۰۱۲ | ۳/۸۳۹ | ۰/۰۰۰ | | | | | | |

همانطور که در نگاره (۵) دیده می‌شود، ضریب برآوردی مدل (β = -۰/۰۱۲)، در سطح خطای ۵ درصد معنادار می‌باشد این نتیجه نشان می‌دهد رابطه منفی معنی داری بین شاخص افشا اطلاعات مالی و نوسان پذیری بازده سهام در سطح صورت‌های مالی شرکت‌های پذیرفته‌شده در بازار اوراق بهادار تهران وجود دارد. بررسی مقدار ضریب تعیین تعدیل شده نشان دهنده توان توضیح دهندگی مدل به منظور تشریح متغیر وابسته می‌باشد. ملاحظه مقدار

آماره F رگرسیون در این مدل حکایت از توان توضیح دهندگی مدل دارد، زیرا مقادیر F محاسباتی در سطح خطای ۱ درصد معنی دار است. همچنین ملاحظه مقادیر آماره دوربین-واتسن موید این مطلب است که بین اجزا اخلال مدل، خود همبستگی وجود ندارد. مقدار آماره بارتلت و احتمال مربوط به آن پس از اعمال وزن هر مقطع برای داده ها، بیانگر رفع واریانس ناهمسانی است

با توجه به نگاره (۶) $R^2$ تعدیل شده در مدل شرکت‌های دارای امتیاز افشای بالاتر از میانگین (۰/۶۹۵) بیشتر از مدل کل شرکت‌ها (۰/۶۲۶ = R2تعدیل شده) و نیز مدل شرکت‌های دارای امتیاز افشای پایین‌تر از میانگین (۰/۵۷۳ = R2تعدیل شده) می‌باشد که این افزایش با توجه به آماره Zکرامر در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنادار است.

افزایش در ضریب تعیین تعدیل شده و معناداری آماره Zکرامر در خصوص مقایسه ضریب تعیین تعدیل شده پرتفوی شرکت‌های دارای امتیاز افشای بالاتر از میانگین، باشرکت‌های دارای امتیاز افشای پایین‌تر از میانگین و پرتفوی کل شرکت‌ها، بیانگر آن است محتوای نسبی اطلاعات در پرتفوی شرکت‌های دارای امتیاز افشای بالاتر از میانگین، در مقایسه با دو گروه دیگر، بیشتر بوده و حاکی از تأیید فرضیه پژوهش با اطمینان بالاتری است.

***نگاره (۶): نتایج حاصل مقایسه ضریب تعیین تعدیل شده در سه پرتفوی مورد بررسی شرکت‌ها***

| نوع مدل | ضریب تعیین تعدیل شده | آماره Z کرامر | احتمال آماره Zکرامر |
|---|---|---|---|
| شرکت‌های دارای امتیاز افشای پایین‌تر از میانگین | ۰/۵۷۳ | -۲/۱۱۸ | ۰/۰۳۸ |
| شرکت‌های دارای امتیاز افشای بالاتر از میانگین | ۰/۶۹۵ | -۱/۵۴ | /۰۱۸ . |
| در سطح کل شرکت ها | ۰/۶۲۶ | | |

## نتیجه‌گیری

کیفیت افشا و ارائه گزارش‌های مالی مربوط و قابل اتکا، از جمله موضوعات مهم در حوزه مالی و حسابداری است، شرکت‌ها می‌توانند از طریق ارائه گزارش‌های مالی با کیفیت به ارزش بهتری دست یابند و مورد توجه تحلیل‌گران و سرمایه‌گذاران قرار گیرند.

گزارش‌های مالی با کیفیت به ارزیابی عملکرد مدیران و تصمیمات سرمایه‌گذاری صحیح کمک می‌کند.

اگر سطح افشای اطلاعات حسابداری در سطح گزارشگری سالانه افزایش یابد، سهامداران می‌توانند اطلاعات موجود در ورود و خروج جریان های نقدی عملیاتی که برای پیش‌بینی سودهای آتی مفید می‌باشند را بهتر و با صحت بالاتر ارزیابی نمایند و از این طریق به پیش‌بینی‌های باثبات‌تری در خصوص بازده سهام دست یابند، در این پژوهش انتظار بر آن بود که افزایش کیفیت گزارشگری مالی نوسان پذیری بازده سهام را کاهش دهد. برای اندازه‌گیری کیفیت افشا از رتبه کلی داده شده به شرکت‌ها توسط سازمان بورس و اوراق بهادار و برای اندازه‌گیری نوسان پذیری بازده سهام از انحراف معیار بازده ماهانه سهام برای دوره شش ساله استفاده شد. نتایج حاصل از این پژوهش نشان داد با افزایش کیفیت افشا، میزان نوسان پذیری بازده سهام کاهش می‌یابد. این نتایج یافته‌های پژوهش مدیروس و همکاران (۲۰۰۷) و بخشی از نتایج تحقیق چی (۲۰۰۹) مطابقت دارد. با توجه به نتایج به دست آمده از این پژوهش افزایش اطلاع رسانی مبتنی بر افشای مطلوب (رحیمیان و ابراهیمی، ۱۳۹۲ و ستایش و همکاران، ۱۳۹۱) به شرکت‌ها توصیه می‌گردد. زیرا سهامداران فرصت کافی را می‌یابند اطلاعات نهفته در اقلام تعهدی (شامل سود عملیاتی) و جریان‌های نقدی عملیاتی (شامل سود نقدی) را جهت ارزیابی قیمت آتی سهام و تخمین بهینه سود سهام، بهتر درک نمایند. همچنین اگر سطح افشای اطلاعات در گزارشگری سالانه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس افزایش یابد آنگاه سرمایه‌گذاران قادر خواهند بود مفروضات مدیریتی استفاده شده جهت ثبت و ضبط اقلام تعهدی را در سطح صورت‌های مالی بهتر درک نمایند. شرکت‌هایی که افشای بالاتری دارند، نسبت به شرکت‌هایی که از نظر افشا در سطح پایین‌تری قرار دارند، شفافیت گزارشگری بالاتری داشته، لذا قیمت سهام آنها انعکاس دهنده بهتری از عملکرد مالی شرکت‌ها است. (چی، ۲۰۰۹)

از محدودیت‌های این پژوهش می‌توان به اثر احتمالی متغیرهای کنترل شده بر نتایج پژوهش اشاره کرد. از این رو توصیه می‌شود در تحقیقات آتی اثر سایر متغیرها نیز کنترل گردد. همچنین برای تحقیقات آتی می‌توان در کنار امتیاز افشای سازمان بورس از سایر عوامل موثر بر کیفیت افشا (رحیمیان و ابراهیمی، ۱۳۹۲) نیز استفاده نمود.

## منابع

رحیمیان، نظام الدین و مهدی ابراهیمی میمند. (۱۳۹۲). رابطه بین کیفیت افشا و محافظه‌کاری در بورس اوراق بهادار تهران. *پژوهش‌های تجربی حسابداری*. شماره ۸، صص ۱۹-۱.

فخاری، حسین و طاهری، عصمت السادات. (۱۳۸۹). بررسی رابطه سرمایه‌گذاران نهادی و نوسان پذیری بازده سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، *پژوهش‌های حسابداری مالی*، شماره ۴

نوروش، ایرج و حسینی، سید علی. (۱۳۸۸). بررسی رابطه بین کیفیت افشا و مدیریت سود، *بررسی‌های حسابداری و حسابرسی*، شماره ۵۵، صص ۱۱۷، ۱۳۴

همت فر، محمود و منصور مقدسی. (۱۳۹۲). رابطه بین کیفیت افشا بر ارزش سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، بررسی‌های *حسابداری و حسابرسی*، دوره ۲۰، شماره ۲، صص ۱۳۳-۱۴۷

یعقوب نژاد، احمد و ذبیحی، علی. (۱۳۹۰) رابطه بین کیفیت افشا و نقد شوندگی سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، *دانش مالی تحلیل اوراق بهادار*، شماره ۱۰، صص ۲۱۷، ۲۳۵

Cano-Rodríguez, M. (2010). Big auditors, private firms and accounting conservatism: Spanish evidence. *European Accounting Review*, 19 (1) , 131-159.

Chi L. C. (2009). Do transparency and disclosure predict firm performance? Evidence from the Taiwan market. *Expert Systems with Applications*, 36, 11198–11203

Iatridis George Emmanuel. (2011). Accounting disclosures, accounting quality and conditional and unconditional conservatism. *International Review of Financial Analysis*. 20, pp: 88–102

Khanna, T. , K. G. Palepu and S. Srinivasan. ) 2004 (. Disclosure practices of foreign companies interacting with U. S. markets. *Journal of Accounting Research*, 42 (2): 475-508.

Lee. Bong. s. Wei li. Wang. S. (2010). The dynamic of individual and institutional trading on the Shanghai stock exchange. *Pacific Basic Finanace Journal*. no. 18. pp. 116-137.

Long. V. T. (2008). "Emperical Analysis of stock Returns volatility with Regime Change: The case of Vietnam stock market". Tokoyo Presentation Department.

MEDEIROS, Otavio R. de and QUINTEIRO, Luis Gustavo do Lago. Financial disclosure and international capital mobility in Latin

America. BAR, Braz. Adm. Rev. [online]. 2007, vol. 5, n. 2, pp. 160-176.

Wang, Hwei Cheng and Chang, Hsain-Jane, the Association between Accounting Information Disclosure and Stock Price (2008). *Global Journal of Business Research*,v. 2 (2) p. 1-10. Available at SSRN: http: //ssrn. com/abstract=1543494

Zafar. , N. Urooj, S. F. ,Durrani, T. K. , (2008). "Interest rate volatility and stock return and volatility". *European journal of economic*, issue 14

پژوهش‌های تجربی حسابداری
سال پنجم، شماره ۱۸، زمستان ۱۳۹۴، صص ۱۴۵ - ۱۶۶

# رابطه مدیریت سود با عملکرد بازار شرکت‌های توزیع‌کننده سود سهمی

کیهان مهام*، سعید علی پور**، بهمن طالبی***

تاریخ دریافت: ۹۲/۰۳/۲۷
تاریخ پذیرش: ۹۲/۰۷/۰۳

## چکیده

هدف این تحقیق بررسی ارتباط بین مدیریت سود و عملکرد بازار شرکت‌های توزیع کننده سود سهمی در بورس اوراق بهادار تهران می‌باشد. برای آزمون مدیریت سود از مدل تعهدی تعدیل شده جونز استفاده شده است. دوره زمانی مورد مطالعه سال‌های ۱۳۸۴ تا ۱۳۸۹ و نمونه انتخابی شامل ۸۷ شرکت است. در این پژوهش سه فرضیه برای بررسی موضوع تحقیق طراحی و برای آزمون آن‌ها، روش آماری داده‌های ترکیبی بکار گرفته شد. نتایج نشان می‌دهد شرکت‌هایی که سود سهمی توزیع می‌کنند اقلام تعهدی بیشتری را در سال انتشار در مقایسه با سال‌های قبل از انتشار، گزارش می‌کنند. همچنین در شرکت‌هایی که سود سهمی توزیع می‌کنند تغییرات در سودهای آتی ارتباط منفی با اقلام تعهدی دارد. به علاوه بازده بازار سهام آنها نیز با اقلام تعهدی ارتباط منفی دارد.

**واژه‌های کلیدی:** مدیریت سود، اقلام تعهدی اختیاری، مدل تعدیل شده جونز، سود سهمی، عملکرد بازار.
**طبقه بندی موضوعی**: G32, G11, M41

* استادیار گروه حسابداری دانشگاه آزاد قزوین، (kayhan_maham@yahoo. com)
** کارشناس ارشد حسابداری، عضو انجمن حسابداری ایران، مدرس دانشگاه، (نویسنده مسئول)، (saeed. alipour@ymail. com)
*** کارشناس ارشد حسابداری، عضو انجمن حسابداری ایران، مدرس دانشگاه، (bahmantalebi149@yahoo. com)

**مقدمه**

ورشکستگی شرکت‌هایی مثل ورلد کام، انرون، آدلفیا و پارمالات باعث افزایش اهمیت موضوع مدیریت سود بین محققین مختلف شد. این موضوع تصویب قانون ساربنیز-آکسلی در کشور آمریکا و باعث تبدیل شدن مدیریت سود به کانون توجه استراتژی‌های تجاری و تحقیقات دانشگاهی را به دنبال داشت (جوبر و فخواخ، ۲۰۱۲).

مدیریت سود زمانی رخ می‌دهد که مدیران شرکت‌ها، معاملات رخ داده در واحد تجاری را برای گزارشگری در صورت‌های مالی تغییر می‌دهند. این موضوع باعث گمراهی برخی از ذینفعان شرکت در ارزیابی عملکرد اقتصادی شرکت می شود، در نتیجه یکی از تبعات آن این است که باعث تغییر در نتایج قرار دادهای منعقده با شرکت می‌شوند چون در اجرای این قراردادها بر اطلاعات حاصل از سیستم گزارشگری مالی اتکا می‌شود. اما مدیریت سود عبارتست از استفاده اختیاری و با انگیزه‌های خاص مدیران واحدهای تجاری از اصول و استانداردهای حسابداری است که اثر قابل ملاحظه‌ای بر سود شرکت دارد. ادبیات تحقیق نشان می‌دهد محققین همواره به دنبال بررسی دلیل مدیریت سود نیز بوده اند، آنها نشان دادند مدیریت سود می‌تواند دلایل مختلفی دا شته با شد. به عنوان مثال تئو و همکاران (۱۹۹۸) نشان دادند که مدیریت سود ابزاری برای افزایش سود یا بهبود سود گزارش شده در جهت کاهش هزینه سرمایه شرکت، افزایش پاداش مدیران، اطمینان از امنیت شغلی مدیران واحد تجاری، اطمینان از اجرای مفاد قراردادهای منعقده با واحد تجاری وحمایت از شرکت در مقابل هزینه‌های سیاسی می‌باشد.

یکی از موضوعات بسیار مهم در مدیریت سود شرکت‌ها، بررسی مدیریت سود در شرکت‌های توزیع کننده سود است. سود سهمی، سودی است که در قالب سهام بین سهامداران توزیع می شود. این مو ضوع باعث افزایش تعداد سهام شرکت می شود. در ادبیات مربوط به بازار سهام و سرمایه خبر مربوط به افزایش تعداد سهام (از طریق فروش سهام یا از طریق سود سهمی) جزو اخبار بد برای سرمایه‌گذاران محسوب می‌شود. افزایش تعداد سهام به هر نحوی باعث رقیق سازی ساختار مالکیت شرکت می شود. با افزایش تعداد سهام شرکت، ممکن ا ست ارزش بازار سهام شرکت و در نتیجه ارزش شرکت کاهش یابد، برای جلوگیری از این مو ضوع مدیران شرکت‌ها سود سهمی بیشتری را پرداخت می‌کنند و ممکن است سود

شرکت را بخاطر حفظ ارزش سهام شرکت و توانایی پرداخت سود، دستکاری نمایند. اگر شرکت با افزایش تعداد سهامش سود سهام را افزایش داد و سود سهام از پایداری بیشتری برخوردار بود این موضوع می‌تواند به عنوان اخبار خوب برای سرمایه‌گذاران تلقی شود چون مقادیر بازده هر واحد پولی سرمایه‌گذاری شده در واحد تجاری را افزایش می‌دهد. سهامداران در عمل به خرید سهام شرکت‌هایی که سود سهمی خوبی میدهند رغبت دارند. جالب است واکنش بازار سهام به اعلان این رویداد شرکت بطور کلی مثبت و قابل توجه است. واکنش کوتاه مدت بازار بصورت مطلوب، یا به عنوان علامت مثبت درباره جریان‌های نقدی آتی شرکت یا تغییر در ریسک توجیه می‌شود.

مطالعه مدیریت سود و در شرکت‌های ایرانی از چند بعد حائز اهمیت است، درابتدا از آنجا که ایران جز بازارهای نوظهور است، صورت‌های مالی و اطلاعات استخراج شده از آنها در این شرکت‌ها از شفافیت لازم برخوردار نیست، بازار سرمایه ناکارآمد است، هزینه معاملات در این بازار بسیار بالاست و گزارش‌های مالی، مخصوصا اطلاعاتی مثل سود مهم ترین اطلاعات مورد استفاده برای تصمیم‌گیریهای افراد ذینفع مختلف در این کشور می‌باشد.

در این تحقیق با استفاده از مدل تعهدی تعدیل شده جونز به وسیله ارائه شواهدی از مدیریت سود از دو بعد مختلف به ادبیات مدیریت سود افزوده می‌شود. اول، با بررسی مدیریت سود در کشور ایران و دوم با بررسی موضوع مدیریت سود در شرکت‌های توزیع کننده سود سهمی.

در این تحقیق به این سوال که آیا سود سهمی، می‌تواند انگیزه‌ای برای مدیریت سود ایجاد کند یا خیر؟ پاسخ داده خواهد شد.

## پیشینه تحقیق

کاسانن و همکاران (۱۹۹۶) نشان دادند، شرکت‌ها، بدلیل مسایل مالیاتی و پرداخت سودهای پایدار به سهامداران انگیزه زیادی برای مدیریت سودهای خود دارند. سابرامانیام (۱۹۹۶) به این نتیجه رسید، مدیران شرکت‌های آمریکایی، از دستکاری اقلام تعهدی برای افزایش محتوای اطلاعاتی سود و سود سهام استفاده می‌کنند. دنیل و همکاران (۲۰۰۸) نیز به این موضوع اشاره کردند که شرکت‌هایی که میزان سود سهام آنها کاهش پیدا می‌کند تمایل زیادی برای

مدیریت سود خود دارند. نتایج تحقیق کینونن (۲۰۰۰) نشان داد شرکت‌هایی که سهام جدیدی به کسر منتشر میکنند، افزایش قابل ملاحظه‌ای در میزان سود سهام پرداختی خود دارند و با استفاده از مدیریت سود فرصت طلبانه سود بیشتری را گزارش می‌نمایند، این موضوع باعث می‌شود شرکت‌ها سود انباشته خود را در سال‌های آتی افزایش داده و از این افزایش به عنوان منبعی برای اعلام سودهای پرداختی آتی استفاده کنند. تئو و همکاران (۱۹۹۸) نشان دادند مدیریت سود، ابزاری برای افزایش خوش بینی سرمایه‌گذاران واحد تجاری در مورد عملکرد آنها و پرداختهای آتی واحد تجاری می‌باشد. آنها به این نتیجه رسیدند عرضه اولیه سهام به عموم اگر بصورت تعهدی باشد عملکرد قیمت سهام پس از توزیع را تضعیف می‌کند. آنها در تحقیق دیگری در یافتند اقلام تعهدی اختیاری رابطه منفی با بازده غیر عادی بلند مدت شرکت‌های ضعیف و کوچک دارند. با استفاده از مدل‌های مختلف اقلام تعهدی، رانگان (۱۹۹۸) نشان داد مدیریت سود می‌تواند بازده غیر عادی سهام و سود شرکت را پیش‌بینی کند. لوییز (۲۰۰۴) شواهدی پیدا کرد که نشان می‌داد شرکت‌های توزیع کننده سهام برای تامین مالی خود به ترکیب و ادغام سهام می‌پردازند.

تا به امروز هیچ تحقیقی در مورد بررسی مدیریت سود در شرکت‌های توزیع کننده سود سهمی در کشور ایران انجام نشده است.

## فرضیات تحقیق

اینکه چرا شرکت‌ها به انتشار سود سهمی اقدام می‌کنند، سوالی است که سال‌هاست محققان با آن مواجه‌اند. عقاید مرسوم حاکی از این است که سهامداران هیچ نفع واقعی از سود سهمی نمی‌برند. سود سهمی بر ارزش حقوق صاحبان سهام نمی‌افزاید بلکه تنها ترکیب آن را به هم می‌زند، به طوری که در غالب موارد، سرمایه و سود انباشته درست به یک اندازه تغییر می‌کنند. با وجودی که تعداد سهام افزایش می‌یابد لیکن برای شرکت هیچ گونه وجه جدیدی به دنبال ندارد. در حقیقت این شرکت‌ها ممکن است سود سهمی را برای ارائه بازده به سهامداران به منظور صرفه جویی در وجوه نقد توزیع کنند. بسیاری از تحقیقات با بررسی مدیریت سود در شرکت‌های منتشر کننده اولیه سهام نشان دادند مدیریت این شرکت‌ها بصورت فرصت طلبانه‌ای سود شرکت‌ها را افزایش می‌دهند تا عایدی حاصل از انتشار اولیه سهام افزایش پیدا

کند (دوچارم و همکاران، ۲۰۰۱). اما نیل و همکاران (۱۹۹۵) به این نتیجه رسید که شرکت‌های منتشر کننده اولیه سهام روش‌های حسابداری را انتخاب می‌کنند که سود بیشتری را گزارش و ارزش دارایی‌ها را افزایش دهند. تصمیم برای پرداخت سود سهمی نیز باعث افزایش تعداد سهام شرکت می شود و ممکن ا ست انگیزه‌هایی را برای مدیران شرکت در مدیریت سود و افزایش سود واحد تجاری ایجاد کند چون مدیران می‌خواهند در تصمیمات ارزیابی قیمت سهام شرکت توسط سهامداران تأثیر گذار با شند. با افزایش تعداد سهام شرکت ممکن ا ست ارزش بازار سهام شرکت و در نتیجه ارزش شرکت کاهش یابد، برای جلوگیری از این موضوع مدیران شرکت‌ها سود سهام بیشتری را پرداخت می‌کنند و ممکن است سود شرکت را بخاطر حفظ ارزش سهام شرکت و توانایی پرداخت سود، د ستکاری نمایند. تئو و همکاران (۱۹۹۸) نشان دادند که شرکت‌ها، قبل از انتشار فصلی سهام مدیریت سود انجام می‌دهند تا قیمت فروش سهام را افزایش دهند و سرمایه‌گذاران بیشتری را جذب نمایند. شرکت‌های منتشر کننده سهام با مدیریت سود خود به سود مورد نظر خود ر سیده و باعث افزایش قیمت سهام و در نتیجه افزایش سرمایه شرکت می‌شوند (ژانگ، ۲۰۱۲). سابرامانیام (۱۹۹۶) به این نتیجه رسید که اقلام تعهدی اختیاری رابطهٔ مثبت قوی با سودآوری آتی دارد. به باور ایشان، این رابطهٔ مثبت، بیانگر توانایی اقلام تعهدی اختیاری در انتقال اطلاعات در مورد قدرت سودآوری آتی شرکت به عموم است. بنابراین وقتی که مدیران توزیع کننده سود سهمی به مدیریت سود می‌پردازند، آنها می‌توانند بطور ساختگی اجزاء تعهدی سود را در سال انتشار سود سهمی بوسیله انتقال سود از سال آتی به سال جاری متورم نشان دهند. بنابراین اقلام تعهدی شرکت‌های توزیع کننده سود سهمی، در سالی که سود سهمی پرداخت می‌کنند پیش‌بینی می‌شوند که بیشتر از سال‌های قبل از انتشار باشد بنابراین فرضیه اول چنین بیان می‌شود:

فر ضیه اول – شرکت‌هایی که سود سهمی توزیع می‌کنند در سال توزیع نسبت به سال قبل ازآن اقلام تعهدی بیشتری را ارایه می‌کنند.

تعداد زیادی از تحقیقات به برر سی این مو ضوع پرداختند که مدیریت سود صورت گرفته در زمانهای قبل از انتشار اولیه سهام در سال‌های بعد از انتشار سهام چه تأثیری بر سودهای آتی شرکت خواهد داشت (تئو و همکاران، ۱۹۹۸؛ رانگان ۱۹۹۸). نتایج این تحقیقات نشان داده‌اند

که مدیریت سود در سال انتشار اولیه سهام رابطه معکوسی با سودهای سال‌های بعد شرکت خواهد داشت.

کوردینالی و تورانی راد (۲۰۰۸) بیان کردند که، افزایش اقلام تعهدی بصورت ساختگی (مدیریت سود) نمی‌تواند برای مدت زمان طولانی ادامه داشته باشد و در نهایت به سطح قبل از مدیریت خود بر میگردد. چون مدیریت سود در سال انتشار سود سهمی باعث می‌شود که سودهای آتی کاهش یابد. زیرا برخی از اجزاء اقلام تعهدی که متعلق به سودهای آتی است به سود سال جاری منتقل شده است. از این رو اگر مدیران برای سود سهمی منتشره شرکت‌ها بصورت فرصت طلبانه‌ای به دستکاری سود بپردازند انتظار می‌رود در سودهای آتی نسبت به اقلام تعهدی سال رویداد تغییراتی را شاهد باشیم. بنابراین فرضیه دوم تحقیق بصورت زیر بیان می‌شود:

فرضیه دوم - بین تغییرات سودهای آتی در شرکت‌های توزیع کننده سود سهمی و اقلام تعهدی رابطه معکوسی معنی داری وجود دارد.

به اعتقاد پن من (۲۰۰۷) شرکت‌هایی که سودهای خود را دستکاری می‌کنند، باعث می‌شوند در آینده سودآوری یا بازده سهام آنها کاهش (افزایش) یابد. این موضوع یکی از تبعات مدیریت سود شرکت‌ها نیز است. اسلوان (۱۹۹۶) و دچو و همکاران (۲۰۰۳) نیز نشان دادند که بین اقلام تعهدی و بازده بلند مدت شرکت‌ها رابطه معکوسی وجود دارد.

بالسام و همکاران (۲۰۰۳) به این نتیجه رسید که در دوره گزارش سود شرکت، اقلام تعهدی اختیاری غیر مترقبه رابطه معکوسی با بازده سهام دارد. تئو و همکاران (۱۹۹۸) نشان دادند شرکت‌ها سود خود را با استفاده از اقلام تعهدی جاری در زمان انتشار سهام فصلی افزایش می‌دهند و این موضوع باعث می شود در دوره قبل از انتشار سهام رابطه مثبتی بین این اقلام تعهدی و بازده غیر عادی سهام وجود داشته باشد و برعکس در دوره‌های بعد از انتشار سهام رابطه این اقلام با بازده غیر عادی سهام معکوس باشد. به عبارت دیگر مدیریت سود در سال انتشار باعث می‌شود که سودهای آتی کاهش یابد. بنابراین انتظار می‌رود ضریب اقلام تعهدی اختیاری رابطه منفی با تغییرات در بازده شرکت‌ها داشته باشد. در حقیقت این رابطه نشان می‌دهد که سرمایه‌گذاران بی تجربه بدون توجه به اقلام تعهدی اختیاری در محاسبه سود،

به سود ارایه شده شرکت‌ها قبل از انتشار سهام توجه می‌کنند، در صورتیکه این سود، سود واقعی شرکت نیست. اگر سرمایه‌گذاران متوجه نشوندکه سود در حال افزایش است آنها خوشبینانه عمل نموده و قیمت سهام شرکت‌ها رابیش از حد قیمت گذاری می‌کنند. هنگامی که اثرات مدیریت سود در سال بعد از بین برود، سود شرکت کاهش خواهد یافت و بازار بطور غیر منتظره واکنش منفی به این کاهش سود نشان خواهد داد. در نتیجه انتظار می‌رود بازده بازار سهام شرکت‌های توزیع کننده سود سهمی با اقلام تعهدی در سال انتشار سود سهمی رابطه معکوسی داشته باشد (کوردینالی و تورانی راد، ۲۰۰۸). بنابراین فرضیه سوم چنین بیان می‌شود:

فرضیه سوم - عملکرد سهام شرکت‌هایی که سود سهمی توزیع می‌کنند ارتباط منفی با اقلام تعهدی دارد.

## روش تحقیق

این تحقیق از نظر روش علی- مقایسه ای یا پس رویدادی و همبستگی است.

### جامعه و نمونه آماری

جامعه آماری پژوهش شرکت‌های تولیدی فعال پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران استفاده شده است. دوره زمانی پژوهش سال‌های ۱۳۸۴ تا ۱۳۸۹ می‌باشد. شرکت‌های نمونه با لحاظ برخی محدودیت‌ها انتخاب شدند.

الف) جزء شرکت‌های سرمایه‌گذاری، واسطه‌گری، تامین مالی و هلدینگ نباشد

ب) پایان سال مالی شرکت‌ها منتهی به پایان اسفند باشد و شرکت‌ها در دوره مورد مطالعه تغییر سال مالی نداشته باشد.

ج) اطلاعات مالی شرکت در دوره مورد مطالعه در دسترس باشد.

د) وقفه معاملاتی شرکت‌ها نباید بیش از پنج ماه باشد چرا که برای محاسبه بازده شرکت‌ها و قیمت بازار سهام که به صورت ماهیانه اندازه‌گیری می‌شود به این اطلاعات در پایان هرماه نیاز است.

بر این اساس تعداد ۸۷ شرکت در نمونه لحاظ شد.

## روش جمع آوری داده‌ها

با توجه به ماهیت این تحقیق از دو روش میدانی و کتابخانه‌ای استفاده می‌شود.

روش کتابخانه ای: استفاده از منابع کتابخانه‌ای که شامل کتاب، مجلات، پایان نامه‌ها، مقالات و اینترنت می‌باشد. این روش برای انجام مطالعات مقدماتی، تدوین فصل ادبیات تحقیق وچارچوب نظری پژوهش بکار می‌رود.

روش میدانی: برای جمع آوی داده‌های مربوط به فرضیات تحقیق به گروه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس مراجعه می‌شود و پس از استخراج اطلاعات مورد نیاز از طریق نرم افزار تدبیرپرداز، ره آورد نوین و بانکهای اطلاعاتی سازمان بورس و تجمیع داده‌ها در ستونهای Excel و محاسبه متغیرها به وسیله نرم افزار SPSSبه آزمون و تحلیل وتفسیر نتایج جهت تصمیم‌گیری در خصوص فرضیات پژوهش پرداخته می‌شود.

## شیوه اندازه گیری اقلام تعهدی

اقلام صورت‌های مالی به دو بخش نقدی و تعهدی تقسیم می‌شود. مدیران واحدهای تجاری اقلام نقدی صورت‌های مالی را نمی‌توانند دستکاری نمایند. تمام اقلام تعهدی صورت‌های مالی نیز قابل دستکاری نیست. بنابراین مدیران از طریق دستکاری اقلام تعهدی اختیاری سود را مدیریت می‌کنند. به همین دلیل اقلام تعهدی اختیاری به عنوان متغیر وابسته برای هموارسازی سود مورد تجزیه وتحلیل قرار می‌گیرد.

اقلام تعهدی اختیاری یکی از متغییرهای درون زای این پژوهش می‌باشد. برای محاسبه اقلام تعهدی اختیاری ابتدا باید مجموع اقلام تعهدی شرکت در سال مورد نظر محا سبه شود. برای محاسبه مجموع اقلام تعهدی از دو روش ترازنامه ای و جریان وجوه نقد استفاده می‌گردد.

در این پژوهش برای اینکه از خطاهای اندازه‌گیری در برآورد اقلام تعهدی با استفاده از رویکرد ترازنامه‌ای اجتناب شود، برای محاسبه اقلام تعهدی از روش جریان وجوه نقد استفاده می‌شود. در روش جریان وجوه نقد، مجموع اقلام تعهدی به شکل زیر محاسبه می‌گردد:

معادله (۱) $TA_{i,t}= OE_{i,t}- CFO_{i,t}$

$TA_{i,t}$ : مجموع اقلام تعهدی شرکت i در پایان سال t

$OE_{i,t}$ : سود عملیاتی شرکت i در پایان سال t

$CFO_{i,t}$ : جریان‌های نقدی عملیاتی شرکت i در پایان سال t

اقلام تعهدی اختیاری معادل تفاوت بین مجموع اقلام تعهدی و اقلام تعهدی غیراختیاری می‌باشد. به منظور برآورد اقلام تعهدی غیراختیاری، ابتدا مدل تعدیل شده جونز به شکل زیر تخمین زده می‌شود:

معادله (۲)

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

که در این رابطه:

$TA_{i,t}$ : مجموع اقلام تعهدی شرکت i در پایان سال t

$\Delta REV_{i,t}$ : تغییرات در مبلغ در آمد شرکت i در طی سال‌های t و t-1

$\Delta REC_{i,t}$ : تغییرات در مبلغ حساب‌های دریافتنی شرکت i در طی سال‌های t و t-1

$PPE_{i,t}$ : مبلغ اموال، ماشین آلات و تجهیزات شرکت i در پایان سال t

$A_{i,t-1}$ : مجموع دارایی‌های شرکت i در پایان سال t-1

$\varepsilon$ : خطای مدل در سال t برای شرکت i می‌باشد.

خطای باقیمانده مدل بالا اقلام تعهدی غیر اختیاری را نشان می‌دهد.

و در نهایت اقلام تعهدی اختیاری به شکل زیر محاسبه می‌گردد:

معادله (۳)

$$DA_{i,t}= TA_{i,t}- NDA_{i,t}$$

$DA_{i,t}$: اقلام تعهدی اختیاری شرکت i در پایان سال t.

**شیوه اندازه گیری بازده غیرعادی سهام**

در این تحقیق برای محاسبه بازده غیر عادی سهام از رابطه زیر استفاده می‌شود:

معادله (۴) $AR_{p,t}= R_m- R_p$

$AR_{p,t}$ : بازده غیر عادی سهام شرکت i در سال t

$R_m$ : بازده بازار

$R_p$ : بازده پرتفوی

برای محاسبه بازده پرتفوی ابتدا باید پرتفوی تعیین گردد. در این تحقیق پنج پرتفوی ایجاد شد. برای ایجاد پرتفوی از اندازه شرکت‌ها ا ستفاده می شود. برای سنجش اندازه شرکت از لگاریتم ارزش روز دارایی‌ها استفاده می‌شود. بازده پرتفوی به شکل زیر محاسبه می‌شود:

$W_i \times R_i \Sigma Rp$

که $W_i$ نشان دهنده وزن پرتفوی می‌باشد.

در این تحقیق بازده واقعی سهام شرکت شامل کلیه مزایایی است که در یک دوره به سهام تعلق گرفته است. همچنین بازده سهام با احتساب آورده‌ها و افزایش سرمایه‌ها اندازه گیری می‌شود. فرمول مورد استفاده به شکل ذیل می‌باشد.

معادله (۵)

$$\text{درصد بازده با احتساب آورده} = \frac{\text{سهام جایزه} + \text{حق تقدم} + DPS + (\text{قیمت روز} - \text{قیمت پایه})}{(\text{درصد افزایش سرمایه} + \text{سرمایه از محل آورده} \times ۱۰۰۰) + \text{قیمت پ}}$$

## شیوه آزمون فرضیات

### شیوه آزمون فرضیه اول

برای آزمون فرضیه اول ابتدا اقلام تعهدی محاسبه و با استفاده از روش تعدیل شده جونز، اقلام تعهدی اختیاری و غیر اختیاری جداسازی می‌شوند. سپس بازده غیر عادی محاسبه می‌شود.

افزایش سرمایه به طرق مختلفی انجام می‌گیرد افزایش سرمایه می‌تواند با استفاده از آورده و مطالبات یا سود سهمی و اندوخته افزایش سرمایه صورت می‌پذیرد. برای آزمون این فرضیه از شرکت‌های آزمون و کنترل استفاده می‌گردد. شرکت‌های کنترل، شرکت‌هایی در نظر گرفته شده است که افزایش سرمایه آنها از طریق آورده و مطالبات بوده است. شرکت‌های آزمون شرکت‌هایی هستند که افزایش سرمایه آنها از طریق سود سهمی و اندوخته بوده است.

### شیوه آزمون فرضیه دوم

برای بررسی این فرضیه از یک روش شبیه به رانگان (۱۹۹۸) استفاده می شود. تغییرات در بازده دارایی شرکت‌ها، به وسیله رگرسیون اقلام تعهدی اختیاری محاسبه می‌شود:

معادله (۶) $\Delta ROA_{i,t+1} = \alpha_0 + \alpha_1 DA_{i,t} + \alpha_2 SGRO_{i,t} + V_{i,t+1}$

که:

$\Delta ROA_{i,t+1}$ : تغییرات در بازده دارایی‌های شرکت i از سال صفر تا سال ۱

$DA_{i,t}$ : اقلام تعهدی اختیاری شرکت i در پایان سال t

$SGRO_{i,t}$ : تغییرات در فروش شرکتiدر سال t

$V_{i,t+1}$ : خطای محاسبه

### شیوه آزمون فرضیه سوم

مدیریت سود در سال رویداد باعث می‌شود سهم از سود سهمی شرکت‌های توزیع کننده به بیشترین قیمت برسد. هنگامی که اقلام تعهدی معکوس در سال بعد، قیمت سهام شرکت‌ها را

تعدیل نماید، انتظار می‌رود سود در سال آینده (سود آتی) کمتر شود. در نتیجه بازده سهام شرکت‌ها بطور منفی با اقلام تعهدی اختیاری در سال رویداد مرتبط است برای محاسبه بازده معادله (۷) روش برنارد و توماس (۱۹۹۰) از مدل زیر استفاده می‌شود:

$$AR_{i,t+1} = \alpha_0 + \alpha_1 NDA_{i,t} + \alpha_2 DA_{i,t} + \alpha_3 MV_{i,t} + \alpha_4 B/M_{i,t} + \varepsilon_{i,t+1}$$

که:

$AR_{i,t+1}$ : بازده غیر عادی شرکت i در سال t+1

$NDA_{i,t}$ : اقلام تعهدی غیر اختیاری شرکت i در سال t

$DA_{i,t}$ : اقلام تعهدی غیر اختیاری شرکت i در سال t

$MV_{i,t}$ : ارزش بازار حقوق صاحبان سهام شرکت i در سال t

$B/M_{i,t}$ : ارزش دفتری به ارزش بازار شرکت i در سال t

برنارد و توماس (۱۹۹۰) استدلال می‌کنند سود از گام تصادفی تبعیت می‌کند. بنابر این این امکان وجود دارد که به جای جذب اثر فرضیه مدیریت سود، اثر اقلام تعهدی اختیاری پس از اعلان سود جذب گردد. برای کاستن از این مشکل، رانگان (۱۹۹۸) استفاده از رگرسیون زیر را پیشنهاد کرد:

معادله (۸)

$$AR_{i,t+1} = \gamma_0 + \gamma_1 UE_{i,t} + \gamma_2 DA_{i,t} + \gamma_3 MV_{i,t} + \gamma_4 B/M_{i,t} + \varepsilon_{i,t+1}$$

$AR_{i,t+1}$ : بازده غیر عادی شرکت i در سال t+1

$UE_{i,t}$ : سود غیر منتظره شرکت i در سال t+1

$DA_{i,t}$ : اقلام تعهدی غیر اختیاری شرکت i در سال t

$MV_{i,t}$ : ارزش بازار حقوق صاحبان سهام شرکت i در سال t

$B/M_{i,t}$ : ارزش دفتری به ارزش بازار شرکت i در سال t

## یافته‌های پژوهش

### فرضیه اول

قبل از آزمون، فرضیه باید ابتدا شرکت‌هایی که در سال صفرافزایش سرمایه داده‌اند مورد آزمون قرار گرفتند سپس برای سال قبل از افزایش سرمایه و بعد از افزایش سرمایه آزمون شدند. سپس مقایسه لازم صورت گرفته و نتیجه‌گیری شد. بدین منظوری از آزمون مقایسه زوجی استفاده شد.

نتایج آزمون میانگین دو جامعه (مقایسه زوجی) شامل سه خروجی است. خروجی اول شاخص‌های آماری (آمار توصیفی) دو متغیر (اقلام تعهدی سال ۰ و اقلام تعهدی سال ۱-) را نشان می‌دهد.

***نگاره (۱): آمار توصیفی***

| | تعداد | میانگین | انحراف معیار | خطای معیار میانگین |
|---|---|---|---|---|
| $TA_0$ | ۵۹ | ۰/۱۱۰ | ۲/۱۰۵ | ۰/۲۷۴ |
| $TA_{-۱}$ | ۵۹ | ۰/۰۷۹ | ۰/۶۹۹ | ۰/۰۹۱ |

$H_0$: همبستگی معنی داری بین دو متغیر وجود ندارد

$H_1$: همبستگی معنی داری بین دو متغیر وجود دارد

خروجی دوم برای بررسی فرضیه‌های آماری فوق می‌باشد.

با توجه به نگاره ۲، ضریب همبستگی برای ۵۹ داده زوجی برابر ۰/۲۶۲ و با توجه به مقدار معناداری که برابر با ۰/۰۴۵ است، $H_0$ رد می‌شود. در نتیجه بین این دو متغیر ($TA_0$, $TA_{-1}$) همبستگی معنی داری وجود دارد.

***نگاره (۲): همبستگی بین متغیرهای تحقیق***

| | تعداد | ضریب همبستگی | معناداری |
|---|---|---|---|
| $TA_0$ , $TA_{-1}$ | ۵۹ | ۰/۲۶۲ | ۰/۰۴۵ |

خروجی سوم نتایج آزمون T را نشان می‌دهد. معناداری آزمون کوچکتر از ۵ درصد است. بنابراین ($H_0$: $\mu d = 0$) رد و ($H_1$: $\mu d \neq 0$) پذیرفته می‌شود.

به عبارت دیگر بین میانگین اقلام تعهدی سال صفر و میانگین اقلام تعهدی سال ۱- در سطح خطای ۵ در صد تفاوت قابل ملاحظه‌ای وجود دارد. فا صله اطمینان ۹۵٪ برای اختلاف میانگین دو جامعه مذکور به صورت زیر است:

۰/۰۴۱ ≤μd ≤ ۰/۱۰۳

چون حد پایین و حد بالا هر دو مثبت هستند، میانگین اقلام تعهدی سال صفر از میانگین اقلام تهدی سال ۱- بیشتر است.

***نگاره (۳): نتایج آزمون آماره T***

| معناداری | درجه آزادی | آماره T | تفاوت دو جامعه | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | | | فاصله اطمینان ۹۵٪ | | خطای معیار میانگین | انحراف معیار | میانگین |
| | | | حد بالا | حد پایین | | | |
| ۰/۰۰۳ | ۵۸ | ۰/۱۰۸ | ۰/۱۰۳ | ۰/۰۴۱ | ۰/۱۸۳ | ۱/۴۰۶ | ۰/۰۳۱ |

| |
|---|
| $TA_0$ , $TA_{-1}$ |

در نگاره (۳) میانگین (میانه) متغیرهای انتخاب شده برای شرکت‌های کنترل و شرکت‌های آزمون ارائه شده است. با توجه به نگاره فوق، در شرکت‌های آزمون (شرکت‌هایی که افزایش سرمایه از محل توزیع سود سهمی و اندوخته داشته اند) میانگین مجموع اقلام تعهدی برای سال صفر که سال افزایش سرمایه است برابر ۱۱٪ و دارای میانه به میزان ۰. ۳ ٪ بوده و بیشتر از سال‌های قبل از افزایش سرمایه که دارای میانگینی به میزان ۰. ۹٪ و میانه به میزان ۰. ۴٪ و بعد از افزایش سرمایه دارای میانگینی به میزان ۰. ۸٪و میانه‌ای به میزان ۰. ۵٪ است.. هنگامی که مدیران توزیع کننده سود سهمی در مدیریت سود درگیر می‌شوند، آنها می‌توانند بطور ساختگی اجزاء تعهدی سود را در سال رویدادبوسیله قرض گرفتن سود از سال بعد متورم نشان دهند. با این حال، افزایش اقلام تعهدی ساختگی نمی‌تواند برای مدت زمان طولانی ادامه داشته باشد و در نهایت به سطح قبل از مدیریت خود بر میگردد. با توجه به نگاره فوق در سال بعد از افزایش سرمایه این میزان اقلام تعهدی ثبات نداشته و کمتر شده است. با توجه به این موضوع که اقلام تعهدی از تفاضل بین سود عملیاتی و جریان‌های نقدی عملیاتی بوجود می‌آید، و با توجه به نگاره فوق، این تحلیل برای این دو مورد هم صادق است. مجموع اقلام تعهدی اختیاری و غیر اختیاری برابر با مجموع اقلام تعهدی است.

***نگاره (۴): میزان افزایش یا کاهش اقلام تعهدی در سال‌های ۱- تا ۱+ در شرکت‌های آزمون***

| | شرکت‌های آزمون | | |
|---|---|---|---|
| | -۱ | ۰ | +۱ |
| اقلام تعهدی | ۰/۰۷۹ (۰/۰۰۴) | ۰/۱۱۰ (۰/۰۰۳) | ۰/۰۸۰ (۰/۰۰۵) |
| جریان‌های نقدی عملیاتی | ۰/۳۵۰ (۰/۰۴۹) | ۰/۵۶۴ (۰/۰۶۶) | ۰/۵۰۴ (۰/۰۶۶) |
| سود عملیاتی | ۰/۴۲۹ (۰/۰۵۳) | ۰/۶۷۴ (۰/۰۶۹) | ۰/۵۸۴ (۰/۰۷۱) |
| اقلام تعهدی اختیاری | ۰/۱۰۶ (۰/۱۴۲) | ۰/۱۶۳ (۰/۰۹۶) | ۰/۰۷۳ (۰/۰۰۴) |
| اقلام تعهدی غیر اختیاری | -۰/۰۲۷ (-۰/۱۳۸) | -۰/۰۵۳ (-۰/۰۹۳) | ۰/۰۰۷ (۰/۰۰۱) |
| بازده غیر عادی | ---- | ---- | -۱۸/۰۱۷ (-۱۶/۷۸۰) |
| ارزش بازار حقوق صاحبان سهام | ---- | ۲/۸۷۲ (۱/۳۰۵) | ---- |
| ارزش دفتری به ارزش بازار | ---- | ۰/۷۵۶ (۰/۶۴۴) | ---- |

***نگاره (۵): میزان افزایش یا کاهش اقلام تعهدی در سال‌های ۱- تا ۱+ در شرکت‌های کنترل***

| | شرکت‌های کنترل | | |
|---|---|---|---|
| | -۱ | ۰ | +۱ |
| اقلام تعهدی | ۰/۲۳۷ (۰/۰۶۳) | ۰/۰۹۶ (۰/۰۹۲) | ۰/۱۶۳ (۰/۰۷۱) |
| جریان‌های نقدی عملیاتی | ۰/۲۷۱ (۰/۰۲۷) | ۰/۶۳۷ (۰/۰۹۷) | ۰/۶۱۴ (۰/۱۰۲) |
| سود عملیاتی | ۰/۵۰۸ (۰/۰۹۰) | ۰/۷۳۳ (۰/۱۸۹) | ۰/۷۷۷ (۰/۱۷۳) |
| اقلام تعهدی اختیاری | ۰/۰۲۷ (۰/۰۲۰) | ۰/۱۴۶ (۰/۰۳۸) | -۰/۰۶۷ (۰/۱۰۵) |
| اقلام تعهدی غیر اختیاری | ۰/۲۱۰ (۰/۰۴۳) | -۰/۰۵۰ (۰/۰۵۴) | ۰/۲۳۰ (-۰/۰۳۴) |
| بازده غیر عادی | ---- | ---- | ۱۶/۱۰۴ (۱۴/۲۰۷) |
| ارزش بازار حقوق صاحبان سهام | ---- | ۳/۱۲۹ (۲/۰۰۷) | ---- |
| ارزش دفتری به ارزش بازار | ---- | ۰/۷۶۸ (۰/۴۲۰) | ---- |

سال ۰: سال افزایش سرمایه-- سال ۱: سال بعد از افزایش سرمایه -- سال ۱-: سال قبل از افزایش سرمایه

برای اینکه بررسی شود آیا در شرکت‌هایی که افزایش سرمایه از محل مطالبات و آورده نقدی دارند، مدیریت در زمان افزایش سرمایه درگیر در مدیریت سود می‌شود یا خیر، این قبیل شرکت‌ها نیز مورد آزمون قرار گرفت، این نتیجه حاصل شد که در سال صفر که سال افزایش سرمایه است، اقلام تعهدی کمتری نسبت به سال قبل از افزایش سرمایه گزارش می شود و در

سال بعد از افزایش سرمایه، اقلام تعهدی بیشتری گزارش می‌شود. و این روند احتمالا در سال‌های بعد به سطح قبل از مدیریت سود بر میگردد.

با توجه به تحلیل فوق، فرضیه اول پژوهش تأیید می‌شود.

**فرضیه دوم**

برای بررسی این فرضیه از یک روش شبیه به رانگان (۱۹۹۸) استفاده می‌شود.

$$\Delta ROA_{i,t+1} = \alpha_0 + \alpha_1 DA_{i,t} + \alpha_2 SGRO_{i,t} + V_{i,t+1}$$

اگر مدیران سودهای آتی را برای افزایش سود جاری انتقال دهند، اقلام تعهدی اختیاری باید کاهش در سودهای آتی را تو ضیح دهد. ضریب اقلام تعهدی اختیاری رابطه منفی با تغییرات در بازده دارایی خواهد داشت.

شرکت‌های که سود سهام ارائه می کنند ممکن است رشد فروش بالایی را تجربه کنند و ممکن است به منابع مالی کافی برای سرمایه گذاری در پروژه‌هایی که ارزش فعلی خالص مثبت دارند، نیاز داشته باشند. با این حال این پروژه‌ها ممکن است از ۲ یا ۳ سال بعد شروع به ایجاد درآمد کنند. برای جلوگیری از کمبود وجوه نقد، این شرکت‌ها ممکن است سود سهمی را برای ارائه بازده به سهامداران بمنظور صرفه جویی در وجوه نقد توزیع کنند.

رانگان (۱۹۹۸) استدلال کرد رشد فروش بالا باعث جذب رقابت شده و از این سودآوری در آینده کمتر می شود. بنابراین تغییرات در سود شرکت‌های انتشاردهنده از سال صفر تا سال یک انتظار می‌رود بطور منفی با تغییر در فروش از سال قبل نسبت به سال صفر مرتبط باشد.

با توجه به نگاره ۶، نتایج آزمون نشان می‌دهد که رابطه منفی معنی دای بین تغییرات در فروش و تغییرات در بازه دارایی‌ها وجود دارد t آماری برابر با ۲/۲۱۰- و سطح معنی داری برابر با ۰/۰۳۵ در سطح خطای ۵ درصد معنی دار است، همچنین رابطه منفی معنی داری بین اقلام تعهدی اختیاری و تغییرات در بازه دارایی‌ها وجود دارد. t آماری برابر ۷/۳۹۵- و سطح معنی داری برابر ۰/۰۰۰ در سطح خطای ۵ درصد معنی دار است. آماره F بیانگر معنی دار بودن مدل در سطح خطای ۱ درصد است. آماره دوربین واتسون نیز که ۲/۱۰۸ و بین ۱/۵ تا ۲/۵ قرار دارد، بر عدم وجود خود همبستگی دلالت دارد. مقدار ضریب تعیین بیانگر این است

که ۱۱/۴٪ کل تغییرات در بازه دارایی‌ها از طریق مدل مذکور تبیین می‌شـودو ۸۸/۶ درصـد تغییرات آن تحت تأثیر سـایر عوامل اسـت. بنابراین این فرضـیه که تغییرات در سـودهای آتی رابطه منفی با اقلام تعهدی دارد، در سطح اطمینان ۹۵٪ تأیید می‌شود.

***نگاره (۶): نتایج رگرسیون چند متغیره برای فرضیه دوم***

| متغیر مستقل | ضریب | آماره T | معناداری |
|---|---|---|---|
| اقلام تعهدی اختیاری | -۰/۳۳۷ | -۷/۳۹۵ | ۰/۰۰۰ |
| تغییرات در فروش | -۰/۱۲۰ | -۲/۲۱۰ | ۰/۰۳۵ |
| آماره F | ۲۷/۸۵۱ | | |
| معناداری | ۰/۰۰۰ | | |
| آماره دوربین- واتسون | ۲/۱۰۸ | | |

## فرضیه سوم

برای آزمون فرضیه معادله زیر برآورد می‌شود:

$$AR_{i,t+1} = \alpha_0 + \alpha_1 NDA_{i,t} + \alpha_2 DA_{i,t} + \alpha_3 MV_{i,t} + \alpha_4 B/M_{i,t} + \varepsilon_{i,t+1}$$

ارزش بازار حقوق صـاحبان سـهام و نرخ ارزش دفتری به ارزش بازار به عنوان متغییرهای کنترلی در بازده غر عادی به مدل اضافه شده‌اند.

برنارد و توماس (۱۹۹۰) اسـتدلال می‌کنند سـود از گام تصـادفی تبعیت می‌کند. بنابراین این امکان وجود دارد که به جای جذب اثر فرضیه مدیریت سود، اثر اقلام تعهدی اختیاری پس از اعلان سود جذب گردد. برای کاستن از این مشکل، رانگان (۱۹۹۸) استفاده از رگرسون زیر را پیشنهاد کرد:

$$AR_{i,t+1} = \gamma_0 + \gamma_1 UE_{i,t} + \gamma_2 DA_{i,t} + \gamma_3 MV_{i,t} + \gamma_4 B/M_{i,t} + \varepsilon_{i,t+1}$$

ابتدا با ا ستفاده از هر دو مدل به آزمون این فر ضیه پرداخته می شود ولی ملاک برای آزمون این فرضیه مدل رانگان (۱۹۹۸) است.

در نگاره (۷) نتایج حاصـل از تحلیل آماری برای الگوی آزمون فرضـیه سـوم با اسـتفاده از رگر سیون مدل برنارد و توماس (۱۹۹۰) ارائه شده است و در نگاره (۸) نتایج حاصل از تحلیل

آماری برای الگوی آزمون فرضیه سوم با استفاده از رگرسیون مدل رانگان (۱۹۹۸) ارائه شده است.

***نگاره (۷): نتایج رگرسیون چند متغیره برای فرضیه سوم با استفاده از مدل برنارد و توماس (۱۹۹۰)***

| متغیر مستقل | ضریب | آماره T | معناداری |
|---|---|---|---|
| اقلام تعهدی غیر اختیاری | -۰/۰۳۱ | -۰/۶۴۸ | ۰/۵۱۷ |
| اقلام تعهدی اختیاری | -۰/۰۷۸ | -۱/۶۰۶ | ۰/۰۱۹ |
| ارزش بازار حقوق صاحبان سهام | ۰/۱۰۴ | ۲/۲۰۶ | ۰/۰۰۷ |
| ارزش دفتری به ارزش بازار | ۰/۱۶۰ | ۳/۲۸۰ | ۰/۰۰۱ |
| آماره F | ۵/۴۸۲ | | |
| معناداری | ۰/۰۰۰ | | |
| آماره دوربین- واتسون | ۱/۸۵۳ | | |

***نگاره (۸): نتایج رگرسیون چند متغیره برای فرضیه سوم با استفاده از مدل رانگان (۱۹۹۸)***

| متغیر مستقل | ضریب | آماره T | معناداری |
|---|---|---|---|
| سود غیر منتظره | -۰/۰۷۱ | -۱/۴۹۵ | ۰/۰۳۶ |
| اقلام تعهدی اختیاری | -۰/۰۶۸ | -۱/۴۰۲ | ۰/۰۲۲ |
| ارزش بازار حقوق صاحبان سهام | ۰/۱۰۷ | ۲/۲۸۱ | ۰/۰۰۳ |
| ارزش دفتری به ارزش بازار | -۰/۱۶۶ | ۳/۴۴۵ | ۰/۰۰۱ |
| آماره F | ۵/۹۵۸ | | |
| معناداری | ۰/۰۰۰ | | |
| آماره دوربین- واتسون | ۱/۸۷۲ | | |

## تحلیل فرصیه سوم با استفاده از مدل رانگان (۱۹۹۸):

نتایج آزمون مدل رانگان (۱۹۹۸) نشان می‌دهد بین اقلام تعهدی اختیاری و سود غیر منتظره با بازده غیر عادی رابطه منفی معنی داری وجود دارد. t آماری برابر با ۱/۴۹۵- و ۱/۴۰۲- و سطح معنی داری برابر ۰/۰۳۶ و ۰/۰۲۲ در سطح خطای ۵ درصد معنی دار است. ضرایب متغیرهای کنترلی ارزش بازار حقوق صاحبان سهام و ارزش دفتری به ارزش بازار وجود رابطه مثبت و معنی دار با بازده غیر عادی را در سطح خطای ۱ درصد تأیید می‌کند. آماره F بیانگر

معنی داری مدل در سطح خطای ۱ درصد است. آماره دوربین واتسون نیز که ۱/۸۷۲ و بین ۱/۵ تا ۲/۵ قرار دارد، بر عدم وجود خود هبستگی دلالت دارد.

بنابراین این فر ضیه که عملکرد بازار سهام شرکت‌هایی که سود سهمی تو ضیع می‌کنند با اقلام تعهدی رابطه منفی دارد با اســتفاده از مدل رانگان (۱۹۹۸) در ســطح اطمینان ۹۵٪ تأیید می‌شود.

### تحلیل فرضیه سوم با استفاده از مدل برنارد و توماس (۱۹۹۰):

نتایج مدل برناردو توماس (۱۹۹۰) نشـان می‌دهد رابطه بین اقلام تعهدی غیر اختیاری و بازده غیر عادی شـرکت از نظر آماری معنی دار نیسـت t آماری برابر ۰/۶۴۸- و سـطح معنی داری برابر ۰/۵۱۷ در سطح خطای ۵٪ معنی دار نیست ضرایب متغیرهای کنترلی ارزش بازار حقوق صـاحبان سـهام و ارزش دفتری به ارزش بازار وجود رابطه مثبت و معنی دار با ارزش بازار شـرکت را در سـطح خطای ۱ درصـد تأیید می‌کند. اگر بورس اوراق بهادار کارا باشـد، ضـریبUEباید تمامی اثرسـود غیر منتظره بر بازده سـهام را جذب کندو ضـریب اقلام تعهدی اختیاری باید صفر شود. در آزمون این فر ضیه این نتیجه حا صل شد. بنابراین به نظر می‌ر سد بورس اوراق بهادار تهران کارا نیست. با این حال اگر سرمایه‌گذاران از مدیریت سود در سال انتشـار آگاه نباشـند، آنها قیمت سـهام توزیع کننده را در سـال قیمت گذاری بالایی می‌کنند. هنگامی که سودهای سال قبل از انتشار سود سهمی کمتر از سودهای مورد انتظار باشد، نتیجتا ا شتباهات تصحیح خواهد شد. بنابراین اگر شرکت‌های توزیع کننده سود سهمی درمدیریت سود درگیر شوند، ضریب اقلام تعهدی اختیاری ارتباط منفی با بازده غیر عادی سهام شرکت‌ها خواهد داشت.

## نتیجه‌گیری

در این تحقیق مدیریت سـود شـرکت‌های توزیع کننده سـود سـهمی در بورس اوراق بهادار تهران را بین سال‌های ۱۳۸۴ الی ۱۳۸۹ بررسی شد. یافته‌ها حاکی از این است که شرکت‌هایی که سود سهمی توزیع می‌کنند در همان سال اقلام تعهدی بیشتری را گزارش می‌کنند ولی در سـال بعد از توزیع سـود سـهمی این اقلام تعهدی ثابت نبوده و به سـطح قبل از اعمال مدیریت سود بر می‌گردد. این تحقیق همچنین نشان داد رابطه منفی بین تغییرات سودهایی آتی و اقلام

تعهدی وجود دارد. ودر نهایت نتایج تحقیق نشـان داد که عمکرد بازار سـهام (بازده سـهام) شرکت‌هایی که سود سهمی توزیع می‌کنند ارتباط منفی با اقلام تعهدی در همان سال دارد.

## محدودیت‌های تحقیق و پیشنهاد برای تحقیقات آتی:

از جمله محدودیت‌های تحقیق آن اسـت که موضـوع اصـلی در مدیریت سـود، تعیین میزان قضـاوت و آزادی عمل مدیریت اسـت و این که در صـورت وجود آن، آیا اعمال قضـاوت به صـورت آگاهانه و با هدف انجام مدیریت سـود صـورت گرفته اسـت یا نه؟ همین موضـوع، موجب ذهنی شدن آزمون مدیریت سود می شود. با توجه به تورم بالا در کشور ایران و عدم تهیه صورت‌های مالی تعدیل شده بر اساس تورم، ممکن است این موضوع بر دادهای تحقیق اثر داشـته و در صـورت تعدیل این اطلاعات نتایج متفاوتی بدسـت آید. تحقیقات دیگری را می‌توان انجام داد که مشـابه این تحقیق باشـد ولی تأثیر سـاختار مالکیت بر مدیریت سـود در شرکت‌های ایرانی را کنترل نماید، بدلیل وجود ساختار مالکیت دولتی این شرکت‌ها و ساختار حاکمیت ضـعیف این شـرکت‌ها ممکن اسـت این موضـوع نیز یکی از دلایل مدیریت سـود شرکت‌ها باشد. علیرغم تحقیقات گسترده انجام شده هم در خارج و هم در داخل کشور در زمینه مدیریت سود و ارتباط آن با سایر مفروضات حسابداری، چون شیوه‌های مدیریت سود در تحقیقات مختلف، متفاوت اسـت، بدین ترتیب شـواهد بیشـتر بین المللی ممکن اسـت در توضـیح این تفاوت‌ها مفید باشـد. در واقع با مطالعه چنین موضـوعاتی، می‌توان نتایج خود را با نتایج بین المللی مقایسـه کرد. در نهایت نوع صـنعت شـرکت‌ها نیز می‌تواند عامل بسـیار اثر گذاری بر مدیریت سود و بازده سهام شرکت‌ها باشد می‌توان در تحقیقات آتی اثر صنعت را نیز کنترل نمود.

## منابع

Balsam, S. , J. Krishnan, and J. Young. (2003). "Auditor industry specialization and earnings quality. Auditing" A Journal of Practice & Theory 22 (2): 71-97.

Bernard, V. and Thomas, J. (1990). "Evidence that stock prices do not fully reflect the implications of current earnings for future earnings", Journal of Accounting and Economics, Vol. 13, pp. 305-40.

Burgstahler, David C. and Dichev, Ilia D. (1997). "Earnings Management to Avoid Earnings Decreases and Losses", Journal of Accounting and Economics, Vol. 24, No. 1

Daniel, N. D. , D. J. Denis, and L. Naveen. (2008). "Do Firms Manage Earnings to Meet Dividend Thresholds?", Journal of Accounting and Economics 45, 2-26.

DeAngelo, H, L. DeAngelo, and D. J. Skinner. (1994). "Accounting Choice in Troubled Companies", Journal of Accounting and Economics 17: 113-143.

Dechow, P. M. , S. A. Richardson, and I. Tuna. (2003). "Why Are Earnings Kinky? An Examination of the Earnings Management Explanation". Review of Accounting Studies 8, 355-384.

DuCharme L L, Malatesta P H, Sefcik S E, Soffer L C. (2001). "Earnings management: IPO valuation and subsequent performance", Journal of Accounting, Auditing & Finance, Autumn 2001, Volume: 16 Issue: 4 pp. 369-400.

Jouber, Habib; Fakhfakh, Hamadi. (2012). "Earnings management and board oversight: an international comparison", Managerial auditing journal. - Bradford: Emerald, ISSN 0268-6902, ZDB-ID 1138623x. - Vol. 27. 2012, 1, p. 66-86.

Kasanen, E. , J. Kinnunen and J. Niskanen. (1996). "Dividend-based Earnings Management: Empirical Evidence from Finland", Journal of Accounting and Economics, Vol. 22 (August-December) , pp. 283–312.

Kinnunen J, Keloharju M, Kasanen E, Niskanen J. (2000). "Earnings management and expected dividend increases around seasoned share issues: evidence from Finland", Scandinavian Journal of Management, Volume: 16 Issue: 2 pp. 209-228.

Koerniadi, H. and Tourani-Rad, A. (2008). "Earnings management and the market performance of stock dividend issuing firms NZ evidence", Accounting Research Journal, Vol. 21 No. 1, pp. 4-15.

Kothari, S. P. , Leone, A. J. and Wasley, C. E. (2005). "Performance matched discretionary accrual measures", Journal of Accounting and Economics, Vol. 39, pp. 163-97.

Louis, H. (2004). "Earnings management and the market performance of acquiring firms", Journal of Financial Economics, Vol. 74, pp. 121-48.

Neill J D, Pourciau S G, Schaefer T F. (1995). "Accounting method choice and IPO valuation", Accounting Horizons, Sep 1995, Volume: 9 Issue: 3 pp. 68-80.

Penman, Stephen. ) 2007 (. "Financial Reporting Quality: Is Fair Value a Plus or a Minus? " Accounting and Business Research: International Accounting Policy Forum Special Issue, no. 4 (2007): 33-44.

Rangan, S. (1998) , "Earnings management and the performance of seasoned equity offerings", Journal of Financial Economics, Vol. 50, pp. 101-22.

Sloan, R. ) 1996 (. "Do Stock Prices Fully Impound Information in Accruals About Future Earnings?" , Accounting Review, 71, 289-315.

Subramanyam, K. R. (1996). "The price of discretionary accruals", Journal of Accounting and economics, 22, 249-281.

Teoh, S. H. , I. Welch and T. J. Wong. (1998a). "Earnings Management and the long-run underperformance of initial public equity offerings", Journal of Finance, Vol. 53, pp. 1935-74.

Teoh, S. H. , I. Welch and T. J. Wong. (1998b). "Earnings Management and the Underperformance of Seasoned Equity Offerings", Journal of Financial Economics, Vol. 50 (October) , pp. 63–99.

Zhang, Yang. ) 2012 (. "The empirical study of earnings management based on Chinese listed companies," Lingnan Journal of Banking, Finance and Economics: Vol. 3, Article 2

پژوهش‌های تجربی حسابداری

سال پنجم، شماره ۱۸، زمستان ۱۳۹۴، صص ۱۶۷ - ۱۸۱

# اثر عدم تقارن اطلاعاتی بر انتخاب ساز و کارهای حاکمیت شرکتی

هاشم ولی پور *، جواد مرادی **، لیلا پرویزپور ***

تاریخ دریافت: ۹۲/۰۲/۰۵

تاریخ پذیرش: ۹۲/۰۵/۱۶

## چکیده

پژوهش حاضر به مطالعه اثر عدم تقارن اطلاعات بر انتخاب دو ساز و کار حاکمیت شرکتی: شدت نظارت هیئت مدیره و همگرایی انگیزه مدیر عامل می‌پردازد.

جامعه آماری تحقیق شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران است که بر اساس شرایط در نظر گرفته شده برای انتخاب نمونه، ۱۱۲ شرکت طی دوره ۵ ساله ۱۳۸۵ تا ۱۳۸۹ انتخاب گردید. برای جمع‌آوری اطلاعات از نرم‌افزار ره‌آورد نوین و تارنمای بورس اوراق بهادار تهران و جهت تجزیه و تحلیل اطلاعات از روش رگرسیون استفاده شد.

یافته‌های تحقیق بیانگر آن است در شرکت‌هایی که عدم تقارن اطلاعاتی بیشتری دارند، کمتر از نظارت هیئت مدیره کمتر همگرایی انگیزه مدیر عامل بیشتر است.

**واژه‌های کلیدی:** عدم تقارن اطلاعات، حاکمیت شرکتی، شدت نظارت هیئت مدیره، هم‌راستا سازی انگیزه مدیر عامل، فرضیه بهای تمام شده نظارت.

**طبقه بندی موضوعی**: D82, G34

* استادیار، گروه حسابداری، دانشگاه آزاد اسلامی واحد فیروزآباد، (H.valipour@gmail.com)

** استادیار، گروه حسابداری، دانشگاه آزاد اسلامی واحد مرودشت، (Jmoradi2005@yahoo.com)

*** کارشناس ارشد حسابداری، دانشگاه آزاد اسلامی واحد مرودشت، (نویسنده مسئول)، (Lparvizpour@yahoo.com)

**مقدمه**

نظریه نمایندگی[1] به موضوعاتی اشاره دارد که در زمان چشم‌پوشی کارگماران (مالکان) از کنترل شرکت، به‌وسیله کارگزارانی (مدیرانی) به‌وجود می‌آیند که برای اداره شرکت منصوب می‌شوند. جدایی مالکیت از مدیریت، باعث ایجاد تضاد منافع بین کارگمار (مالکان) و نماینده (هیئت مدیره) می‌شود، زیرا اهداف آنها دقیقاً بر هم منطبق نیست. مشکلات نمایندگی ناشی از جدایی مالکیت و کنترل، به‌علت عدم تقارن اطلاعات[2] در قراردادهای کارگمار و نماینده رخ می‌دهد (صفری و همکاران، ۲۰۱۰).

حاکمیت شرکتی[3] در برگیرنده کنترل‌ها و رویه‌هایی است که اطمینان می‌دهد مدیریت در مسیر منافع سهامداران حرکت می‌کند و احتمال حرکت در جهت منافع شخصی را کاهش می‌دهند (کاناگارتنام و همکاران، ۲۰۰۷). حاکمیت شرکتی، از تعدادی ساز و کار داخلی و خارجی تشکیل شده است. همان‌گونه که جنسن (۱۹۹۳)؛ جان و سنبت (۱۹۹۸) و اشلیفر و ویشنی (۱۹۹۷) بیان کرده‌اند، این ساز و کارها در تعامل با یکدیگر، محیط حاکمیتی شرکت را شکل می‌دهند. تعاملات بین ساز و کارهای حاکمیت شرکتی نشان می‌دهند عناصر منحصر به‌فرد ساختار حاکمیت شرکتی، به‌طور مستقل تعیین و انتخاب نمی‌شوند. این انتخاب نه تنها به مزایای کنترلی ناشی از آنها بستگی دارد، بلکه به هزینه‌های تحمیلی به مدیران و سهامداران نیز بستگی دارد. از آنجا که مشکلات نمایندگی در بین شرکت‌های مختلف متفاوت است، هزینه و منافع ناشی از ساز و کارهای حاکمیت شرکتی برای کنترل این مشکلات نیز متفاوت است. بنابراین، مصالحه هزینه– منفعت بهینه این ساختارها به شرایط خاص شرکت از جمله فرصت‌های سرمایه‌گذاری، محیط رقابتی، اطلاعاتی و قانونی شرکت بستگی دارد. یعنی شرکت‌ها تلاش می‌نمایند با استفاده از ساز و کارهای متفاوت حاکمیت شرکتی، بهای تمام شده نظارت را کاهش دهند. (گیلان و همکاران، ۲۰۰۳). یکی از عوامل موثر در انتخاب ساز و کارهای حاکمیت شرکتی، محیط اطلاعاتی شرکت است. اطلاعاتی که افراد دارند و تصمیماتی که بر اساس این اطلاعات می‌گیرند، مهم است (مارسل و همکاران، ۲۰۱۰). درصورتی که اطلاعات مورد نیاز به‌صورتی نامتقارن بین افراد توزیع شود، می‌تواند نتایج متفاوتی را نسبت به موضوعی واحد سبب شود (قائمی و وطن پرست، ۱۳۸۴).

بعضی محققان این سؤال را مطرح می‌کنند که آیا حاکمیت همسان برای همه مناسب است و می‌توان الزامات حاکمیت شرکتی یکسانی را به همه شرکت‌ها تجویز کرد؟ دمستز (۱۹۸۳) و دمستز و لهن (۱۹۸۵) نشان دادند شرکت‌ها به‌طور بهینه، ساختار مالکیت خود را به‌عنوان یک ساز و کار حاکمیتی و بر اساس ویژگی‌های شرکت تعیین می‌کنند. مطالعات اخیر، شواهد بیشتری را فراهم می‌کنند که نشان می‌دهد حاکمیت به‌طور درونی تعیین می‌شود و یک نوع حاکمیت برای همه قابل تجویز نیست (کای و همکاران، ۲۰۰۹).

یکی از ویژگی‌های مؤثر در انتخاب ساز و کارهای حاکمیت شرکتی، عدم تقارن اطلاعات است. طبق شواهد موجود (راهجا (۲۰۰۵)، هریس و راویو (۲۰۰۸)، گیلان و همکاران (۲۰۰۳)، بونه و سایرین (۲۰۰۷)، لینک و همکاران (۲۰۰۸)، هالمن و همکاران (۲۰۰۹)، کای و همکاران (۲۰۰۹) و ویلسون (۲۰۱۱)، با گسترش اطلاعات نامتقارن شدت نظارت هیئت مدیره کاهش یافته و به‌جای آن، از همگرایی انگیزه مدیر عامل استفاده می‌شود. بر این اساس، نوع ساز و کارهای حاکمیت شرکتی بکار رفته در یک شرکت به شرایط خاص آن شرکت از جمله محیط اطلاعاتی آن شرکت بستگی دارد، به گونه‌ای که با افزایش عدم تقارن اطلاعات، هزینه‌های نظارت مستقیم افزایش می‌یابد و از نظارت غیرمستقیم استفاده می‌شود. (فرضیه بهای تمام شده نظارت)

هدف اصلی این پژوهش، فراهم کردن شواهدی در این باره است که چگونه عدم تقارن اطلاعات بر ساز و کارهای حاکمیت شرکتی شرکت‌ها اثر می‌گذارد و بهای تمام شده نظارت‌شان را کاهش می‌دهد.

## پیشینه پژوهش

هالمن و همکاران (۲۰۰۹) به تجزیه و تحلیل دو ابزار انگیزشی مدیران، شامل شدت نظارت هیئت مدیره و استفاده از پرداخت بر مبنای عملکرد مدیر عامل پرداختند. نتایج به‌دست آمده حاکی از این است این دو ساز و کار جایگزین یکدیگر هستند، به علاوه اطلاعات نامتقارن‌تر منجر به کاهش نظارت هیئت مدیره و پرداخت بیشتر به مدیر عامل بابت عملکرد می‌شود.

جی کای وهمکاران (۲۰۰۹) به مطالعه اثر اطلاعات نامتقارن بر سه ساز و کار اصلی حاکمیت شرکتی (شدت نظارت هیئت مدیره، بازار کنترل شرکت و همگرایی انگیزه مدیر

عامل) پرداختند. آنها دریافتند شرکت‌های دارای عدم تقارن اطلاعاتی بیشتر، به استفادهٔ کمتر از نظارت هیئت مدیره، کنترل بیشتر بازار و همگرایی انگیزه بالاتر گرایش دارند. این نتایج با فرضیه بهای تمام شده منطبق است، به این معنی که عدم تقارن اطلاعاتی بالاتر، هزینه نظارت مستقیم را بالا برده و باعث استفاده از راهکارهای نظارت غیرمستقیم جهت پایین آوردن بهای تمام شده نظارت می‌شود.

ویلیام ویلسون (۲۰۱۱) دریافت شرکت‌هایی که با عدم تقارن اطلاعات بالاتری مواجه هستند، تمایل دارند که هیئت مدیره استقلال کمتری داشته باشد و به احتمال بیشتری مدیر عامل عضو هیئت مدیره است. نتایج نشان داد در صورت وجود عدم تقارن اطلاعات بالا، مالکیت مدیر عامل جایگزین نظارت هیئت مدیره می‌شود.

## فرضیه‌های تحقیق

فرضیه‌های تحقیق به پشتوانه ادبیات پژوهش، به‌صورت زیر تدوین شدند:

**فرضیه اول:** عدم تقارن اطلاعات با ساز و کار شدت نظارت هیئت مدیره، رابطه منفی و معناداری دارد.

**فرضیه دوم:** عدم تقارن اطلاعات با ساز و کار همگرایی انگیزه مدیر عامل، رابطه مثبت و معناداری دارد.

## روش تحقیق

تحقیق حاضر با توجه به هدف، کاربردی است، چون نظریه‌های حاصل از تحقیق برای استفاده عملی به‌کار برده می‌شود. از آنجا که این پژوهش بر روابط بین متغیرها متمرکز است و همچنین بر جمع‌آوری و دسته‌بندی اطلاعات در قالب آمارهای توصیفی تأکید دارد، لذا رویکرد این تحقیق، توصیفی- همبستگی می‌باشد.

دراین پژوهش، برای جمع‌آوری داده‌ها و اطلاعات، از روش کتابخانه‌ای استفاده شده است. داده‌های پژوهش، با مراجعه به صورت‌های مالی، یادداشت‌های توضیحی، گزارش‌های بورس اوراق بهادار و با استفاده از نرم‌افزارهای رهاورد نوین و تدبیرپرداز جمع آوری شده است.

متغیرهای این پژوهش با استفاده از نرم افزار Excel محاسبه شده و آزمون فرضیه‌ها با استفاده از نرم افزار spss انجام شد.

به منظور آزمون فرضیه اول، از معادله (۱) زیر استفاده می‌شود:

معادله (۱)
$$BI = \beta_0 + \beta_1 AI + \beta_2 D\ AI_{High} + \beta_3 D\ AI_{Low} + \beta_4 Q\ Residual + \beta_5 Assets\ Residual + e_i$$

جهت آزمون فرضیه دوم، نیز از معادله (۲) استفاده می‌شود:

معادله (۲)
$$CEO\ PPS = \beta_0 + \beta_1 AI + \beta_2 D\ AI_{High} + \beta_3 D\ AI_{Low} + \beta_4 Q\ Residual + \beta_5 Assets\ Residual + e_i$$

$D\ AI_{Low}$: متغیر مصنوعی، در صورتی که عدم تقارن اطلاعات پایین باشد، یک و در غیر این صورت صفر

$D\ AI_{High}$: متغیر مصنوعی، درصورتی که عدم تقارن اطلاعات بالا باشد، یک و در غیر این صورت صفر

با استفاده از چارک اول و آخر متغیر عدم تقارن اطلاعات محاسبه شد.

**AI:** عدم تقارن اطلاعات، که با استفاده از رتبه‌بندی درصدی متغیرهای زیر محاسبه می‌شود:

- **اندازه شرکت[۷]:** شرکت‌های کوچک به دلیل برخورداری از افراد درونی (محرم) کمتر، اطلاعات محرمانه بیشتری را برای خود حفظ کرده و در نتیجه محیط اطلاعاتی نامتقارن‌تری دارند (اتیگ و همکاران، ۲۰۰۹). در این تحقیق، اندازه شرکت به دو طریق سنجیده می‌شود: ۱- لگاریتم طبیعی ارزش دفتری دارایی‌ها و ۲- لگاریتم طبیعی ارزش بازار حقوق صاحبان سهام.
- **Q توبین[۸]:** مشکل عدم تقارن اطلاعاتی در شرکت‌های با فرصت رشد بیشتر، شدیدتر است. بنابراین برای اندازه‌گیری عدم تقارن اطلاعات از شاخص‌های سنجش فرصت‌های سرمایه‌گذاری شرکت استفاده می‌شود. که از جمله آنها، Q توبین است (کای و همکاران، ۲۰۰۹). اگر شاخص Q توبین محاسبه شده برای شرکت، بزرگ‌تر از یک باشد، شرکت انگیزه زیادی برای سرمایه‌گذاری و رشد دارد. اگر نسبت Q توبین کوچک‌تر از یک

باشد، نشان دهنده آن است که شرکت وضعیت مطلوبی ندارد و سرمایه‌گذاری در آن متوقف خواهد شد (حیدرپور و مستوفی، ۱۳۸۸).

معادله (۳) Q = (ارزش دفتری دارایی‌ها - ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام + ارزش بازار حقوق صاحبان سهام/ ارزش دفتری دارایی‌ها)

**خطاهای پیش‌بینی سود[۹]:** اشتباهات پیش‌بینی‌های تحلیل‌گران درباره سود شرکت، می‌تواند نماینده وسعت اطلاعات نامتقارن بین افراد درون شرکت و خارج از شرکت باشد. (گیلسان و سایرین (۱۹۹۷) و کریشناسوامی و سابرحمانیام (۱۹۹۹)، کای و همکاران، ۲۰۰۹). خطاهای پیش‌بینی با استفاده از معادله زیر محاسبه می‌شود:

معادله (۴) خطاهای پیش‌بینی سود =(سود واقعی به ازای هر سهم – سود پیش‌بینی شده به ازای هر سهم)/سود واقعی به ازای هر سهم

BI: شدت نظارت هیئت مدیره

در ادبیات نظری، دو دیدگاه متضاد از نقش اندازه هیئت مدیره بر عملکرد شرکت ارائه شده است. دیدگاه اول بیان می‌کند هیئت مدیره کوچک‌تر، عملکرد شرکت را ارتقا می‌دهد. دیدگاه دوم نیز بیان می‌کند هیئت مدیره بزرگ‌تر به علت برخورداری از مزیت‌ها و پیشنهادهای تخصصی و متنوع، کارایی بیشتری دارد.

از دیدگاه نظریه نمایندگی، حضور مدیران غیرموظف (غیراجرایی) مستقل در هیئت مدیره شرکت‌ها و عملکرد نظارتی آنان به‌عنوان افرادی مستقل، به کاهش تضاد منافع موجود میان سهامداران و مدیران شرکت کمک شایانی می‌کند (حساس یگانه و باغومیان، ۱۳۸۵). عامل مهم دیگر در ساختار هیئت مدیره، جدایی رییس هیئت مدیره و مدیر عامل شرکت می‌باشد. به‌طور خلاصه، نتایج تحقیقات تجربی بیانگر این موضوع است که هیئت مدیره‌های کوچک با حضور اکثریت مدیران غیرموظف، باعث ایجاد ظرفیت‌های نظارتی قوی می‌شود (گیلان و همکاران، ۲۰۰۹).

در این تحقیق متغیر شدت نظارت هیئت مدیره، با استفاده از میانگین رتبه‌بندی درصدی متغیرهای زیر محاسبه شده است (کای و همکاران، (۲۰۰۹) ):

- **اندازه هیئت مدیره**[۱۰]**:** که با تعداد اعضای آن سنجیده می‌شود.
- **درصد استقلال هیئت مدیر**[۱۱]: با تقسیم تعداد اعضای غیرموظف هیئت مدیره بر تعداد کل اعضای هیئت مدیره محاسبه می‌شود.
- **دوگانگی مدیر عامل و رییس هیئت مدیره**[۱۲]: در صورت جدا بودن رییس هیئت مدیره و مدیر عامل متغیر مصنوعی برابر با ۱ و در غیر این صورت، متغیر مصنوعی برابر با ۰ است.

(CEO PP): همگرایی انگیزه مدیر عامل

حساسیت پرداخت به مدیر عامل بابت عملکرد، به صورت جمع سهام در اختیار او تقسیم بر تعداد سهام منتشره محاسبه می‌شود (کای و همکاران، ۲۰۰۹).

Q residual: باقیمانده Q توبین که با استفاده از باقیمانده رگرسیون متغیر Q توبین و عدم تقارن اطلاعات محاسبه می‌شود.

Asset residual: باقیمانده دارایی‌ها که از باقیمانده رگرسیون متغیر اندازه شرکت و عدم تقارن اطلاعاتی محاسبه می‌شود.

شرکت‌های بزرگ تمایل دارند هیئت مدیره بزرگ‌تر، ولی مستقل‌تری داشته باشند (بونه و همکاران (۲۰۰۷) ). به علاوه، به علت محدودیت‌ها و ناسازگاری ریسک ثروت مدیر عامل، به همگرایی انگیزه مدیر عامل تمایل کمتری دارند (اسچیفر (۱۹۹۸) ). به‌طور مشابه، فرصت‌های سرمایه‌گذاری (که Q توبین نماینده آن است) و قانونگذاری، بر محیط عمومی شرکت اثر گذاشته و ممکن است دربردارنده دلایلی از انتخاب‌های حاکمیتی شرکت باشد (کای و همکاران، ۲۰۰۹).

## جامعه آماری و نمونه پژوهش

جامعه آماری این تحقیق، شامل کلیه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران می‌باشد. نمونه شامل کلیه شرکت‌هایی است که دارای معیارهای زیر باشند:

۱. جزء شرکت‌های صنایع واسطه‌گری، سرمایه‌گذاری، لیزینگ، بانک‌ها و شرکت‌های بیمه نباشد.

۲. پیش از سال ۱۳۸۵ در بورس اوراق بهادار تهران پذیرفته شده باشد.

۳. به دلیل افزایش قابلیت مقایسه، دوره مالی آنها منتهی به پایان اسفند ماه باشد.

۴. طی سال‌های مالی ۸۵ تا ۸۹، تغییر فعالیت یا دوره مالی نداده باشد.

۵. اطلاعات مورد نیاز به منظور استخراج داده‌ها در دسترس باشد.

برای انجام این پژوهش، از روش نمونه‌گیری در دسترس استفاده شده است. نمونه نهایی، شامل ۱۱۲ شرکت در فاصله سال‌های ۱۳۸۵ تا ۱۳۸۹می‌باشد.

## یافته‌های پژوهش

### آمار توصیفی

نگاره (۱) آمار توصیفی متغیرها را نشان می‌دهند.

***نگاره (۱): آمار توصیفی متغیرها***

| متغیر | میانگین | میانه | حداقل | حداکثر | انحراف معیار |
|---|---|---|---|---|---|
| دارایی‌ها | ۱۳/۲۱ | ۱۳/۱۰ | ۹/۸۸ | ۱۷/۷۹ | ۱/۳۳ |
| ارزش بازار حقوق صاحبان سهام | ۱۲/۵۴ | ۱۲/۳۰ | ۹/۳۱ | ۱۸/۴۶ | ۱/۵۳ |
| Q توبین | ۱/۳۷ | ۱/۱۴ | ۰/۴۷ | ۶/۴۶ | ۰/۷۲ |
| خطاهای پیش‌بینی سود | ۲۵/۵۰ | ۱۰/۴۷ | ۰ | ۲۲۲/۵۸ | ۴۰/۲۳ |
| شاخص عدم تقارن اطلاعات | ۴۸/۴۷ | ۴۷/۴۳ | ۳۳/۸۷ | ۷۲/۲۲ | ۶/۷۸ |
| اندازه هیئت مدیره | ۵/۰۴ | ۵ | ۴ | ۷ | ۰/۲۹ |
| درصد استقلال هیئت مدیره | ۶۵/۲۶ | ۶۰ | ۰ | ۱۰۰ | ۱۹/۶۳ |
| شاخص هیئت مدیره | ۸۵/۱۲ | ۸۶/۶۶ | ۴۶/۶۷ | ۱۰۰ | ۸/۲۶ |
| حساسیت پرداخت بابت عملکرد مدیر عامل | ۱/۰۲ | ۰ | ۰ | ۳۱/۵۴ | ۳/۵۵ |
| باقیمانده دارایی‌ها | ۰ | -۰/۱۷ | -۲/۵۳ | ۴/۸۱ | ۱/۱۲ |
| باقیمانده Q توبین | ۰ | -۰/۱۹ | -۱/۲۲ | ۴/۸۴ | ۰/۷۱ |

### نتایج حاصل از آزمون فرضیه‌ها

نتایج حاصل از آزمون فرضیه‌ها در نگاره‌های (۲) و (۳) آمده است.

***نگاره (۲): نتایج حاصل از آزمون فرضیه اول***

| متغیر | | ضرایب | آماره t | معنی‌داری |
|---|---|---|---|---|
| $\beta_0$ | مقدار ثابت | ۹۹/۰۰۱ | ۳۲/۲۲۲ | ۰/۰۰۰ |
| AI | عدم تقارن اطلاعات | -۰/۲۵۰ | -۳/۸۲۴ | ۰/۰۰۰ |
| D AI High | متغیر مصنوعی عدم تقارن اطلاعات در سطح بالا | -۰/۰۴۹ | -۲/۶۵۸ | ۰/۰۸۰ |
| D AI Low | متغیر مصنوعی عدم تقارن اطلاعات در سطح پایین | -۰/۱۳۲ | -۷/۴۱۲ | ۰/۰۰۰ |
| Q Residual | باقیمانده Q توبین | ۰/۷۷۵ | ۱/۷۵۶ | ۰/۰۰۰ |
| Assets Residual | باقیمانده دارایی‌ها | ۱/۲۸۷ | ۵/۴۳۶ | ۰/۰۰۸ |
| آماره F: ۳۰/۸۲۴ معنی‌داری: ۰/۰۰۰ $R^2$: ۰/۲۱۸ $R^2$تعدیل شده: ۰/۲۱۱ | | | | |
| آماره دوربین- واتسون: ۱/۸۵۷ | | | | |

با توجه به اینکه سطح معناداری آماره F کمتر از ۰/۰۵ است، فرض معناداری رگرسیون پذیرفته می‌شود. آماره دوربین- واتسون نیز با مقداری بین ۱/۵ و ۲/۵، صحت استقلال خطاهای بین متغیرها را تأیید می‌کند. بنابراین فرضیه اول پژوهش تأیید می شود. معادله نهایی به صورت زیر است:

معادله (۵)
$$BI = 99.001 - 0.250\ AI + 1.287\ Assets\ Residual - 0.132\ D\ AI_{Low} - 0.049\ D\ AI_{High} + e_i$$

***نگاره (۳): نتایج حاصل از آزمون فرضیه دوم***

| متغیر | | ضرایب | آماره t | معنی‌داری |
|---|---|---|---|---|
| $\beta_0$ | مقدار ثابت | -۶/۷۱۵ | -۴/۷۴۶ | ۰/۰۰۰ |
| AI | عدم تقارن اطلاعات | ۰/۱۴۹ | ۴/۹۵۸ | ۰/۰۰۰ |
| D AI High | متغیر مصنوعی عدم تقارن اطلاعات در سطح بالا | ۰/۱۳۱ | ۷/۲۸۸ | ۰/۰۰۰ |
| D AI Low | متغیر مصنوعی عدم تقارن اطلاعات در سطح پایین | ۰/۰۴۹ | ۶/۰۲۴ | ۰/۰۰۰ |
| Q Residual | باقیمانده Q توبین | -۰/۲۵۹ | -۱/۲۷۶ | ۰/۲۰۲ |
| Assets Residual | باقیمانده دارایی‌ها | -۰/۳۹۸ | -۳/۶۴۸ | ۰/۰۰۰ |
| آماره F: ۲۳/۵۶۲ معنی‌داری: ۰/۰۰۰ $R^2$: ۰/۱۷۵ $R^2$تعدیل شده: ۰/۱۶۸ | | | | |
| آماره دوربین- واتسون: ۱/۹۵۸ | | | | |

سطح معناداری آماره F کمتر از ۰/۰۵ است، بنابراین فرض معناداری رگرسیون پذیرفته می‌شود. مقدار آماره دوربین- واتسون به‌دست آمده نیز قابل قبول می‌باشد. از اینرو فرضیه دوم پژوهش نیز تأیید می‌شود. معادله نهایی به‌صورت زیر نشان داده می‌شود:

معادله (۶)
$$CEO\ PPS = -6.715 + 0.149\ AI - 0.398\ Assets\ Residual + 0.049\ D\ AI_{Low} + 0.131\ D\ AI_{High} + e_i$$

## آزمون مقایسه تأثیر عدم تقارن اطلاعات در سطح بالا و عدم تقارن اطلاعات در سطح پایین بر متغیرهای وابسته

برای مقایسه تأثیر عدم تقارن اطلاعات در سطح بالا و عدم تقارن اطلاعات در سطح پایین بر متغیرهای وابسته، از آزمون وونگ استفاده می‌کنیم. برای هر فرضیه دو مدل را تعریف می‌نماییم که در یکی متغیر مصنوعی شاخص عدم تقارن اطلاعات در سطح پایین وارد می‌شود و در دیگری متغیر مصنوعی شاخص عدم تقارن اطلاعات در سطح بالا وارد می شود، سپس ضرایب تعیین ($R^2$) این مدل‌ها را با هم مقایسه می‌کنیم. این مدل‌ها برای فرضیه اول به‌صورت زیر می‌باشند:

معادله (۷)
$$BI = \beta_0 + \beta_1\ AI + \beta_2\ DAI_{Low} + \beta_3\ Q\ Residual + \beta_4\ Assets\ residual$$

معادله (۸)
$$BI = \beta_0 + \beta_1\ AI + \beta_2\ DAI_{High} + \beta_3\ Q\ Residual + \beta_4\ Assets\ residual$$

و برای فر ضیه دوم، مدل‌های آزمون وونگ به شرح زیر هستند:

معادله (۷)
$$CEO\ PPS = \beta_0 + \beta_1\ AI + \beta_2\ DAI_{Low} + \beta_3\ Q\ Residual + \beta_4\ Assets\ Residual$$

معادله (۸)
$$CEO\ PPS = \beta_0 + \beta_1\ AI + \beta_2\ DAI_{High} + \beta_3\ Q\ Residual + \beta_4\ Assets\ Residual$$

جدول خلاصه آماری مدل‌های آزمون وونگ در نگاره (۴) ارائه شده است:

***نگاره (۴): خلاصه مدل آزمون وونگ***

| فرضیه | مدل | R | $R^2$ | $R^2$تعدیل شده | خطای استاندارد برآورد | دوربین- واتسون |
|---|---|---|---|---|---|---|
| فرضیه اول | ۱ | ۰/۳۷۴ | ۰/۱۴۰ | ۰/۱۳۴ | ۷/۶۹۲ | ۱/۹۴۵ |
| | ۲ | ۰/۴۵۶ | ۰/۲۰۸ | ۰/۲۰۲ | ۷/۳۸۴ | ۱/۸۵۸ |
| فرضیه دوم | ۱ | ۰/۳۴۸ | ۰/۱۲۱ | ۰/۱۱۵ | ۳/۴۸۷ | ۲/۰۸۸ |
| | ۲ | ۰/۴۱۶ | ۰/۱۷۳ | ۰/۱۶۷ | ۳/۳۸۳ | ۱/۹۴۸ |

برای هر دو فرضیه، ضریب تعیین مدل در حالتی که فقط دارای متغیر مصنوعی عدم تقارن اطلاعات در سطح بالا باشد، بیشتر از وقتی است که فقط دارای متغیر مصنوعی عدم تقارن اطلاعات در سطح پایین با شد، یعنی متغیر مصنوعی دارای عدم تقارن اطلاعات در سطح بالا، تأثیر بیشتری بر قدرت توضیحی مدل دارد. رابطه منفی بین عدم تقارن اطلاعات و شدت نظارت هیئت مدیره و رابطه مثبت بین عدم تقارن اطلاعات و همگرایی انگیزه مدیر عامل، در شرکت‌های دارای سطح بالای عدم تقارن اطلاعات، در مقابله با شرکت‌های دارای سطح پایین عدم تقارن اطلاعات قوری‌تر است.

## نتیجه‌گیری و پیشنهادها

طبق ادبیات موجود و تحقیقات انجام شده، ویژگی‌های درونی شرکت بر انتخاب ساز و کارهای حاکمیت شرکتی اثر دارد، یکی از این ویژگی‌ها عدم تقارن اطلاعات است که با تأثیری که بر بهای تمام شده نظارت دارد، باعث استفاده از ساز و کارهای متفاوت حاکمیت شرکتی می‌شود تا بدین وسیله بهای تمام شده نظارت کاهش یابد.

نتایج حاصل از آزمون فرضیه اول، بیانگر تأثیر منفی و معنادار شاخص عدم تقارن بر شاخص هیئت مدیره ا ست. بنابراین، می‌توان چنین نتیجه گرفت با افزایش عدم تقارن اطلاعات، شدت نظارت هیئت مدیره کاهش می‌یابد، یعنی شرکت‌هایی که عدم تقارن اطلاعات بالاتری دارند، کمتر از نظارت هیئت مدیره استفاده می‌کنند و بالعکس. نتایج آزمون وونگ نیز حاکی از این است که رابطه منفی بین عدم تقارن اطلاعات و شدت نظارت هیئت مدیره در شرکت‌های دارای سطح بالای عدم تقارن، قوی‌تر از این رابطه در شرکت‌های دارای سطح پایین عدم تقارن است.

نتایج حاصل از آزمون فرضیه دوم هم بیانگر اثر مثبت و معنادار عدم تقارن اطلاعات بر همگراییعملکرد مدیر عامل استاز اینرو، می‌توان چنین نتیجه گرفت با افزایش عدم تقارن اطلاعات، حساسیت پرداخت بابت عملکرد مدیر عامل افزایش می‌یابد، یعنی شرکت‌هایی که عدم تقارن اطلاعات بالاتری دارند، بیشتر از ساز و کار همگرایی انگیزه مدیر عامل استفاده می‌کنند. نتایج آزمون وونگ هم حاکی از این است رابطه مثبت بین عدم تقارن اطلاعات و حساسیت پرداخت بابت عملکرد مدیر عامل در شرکت‌های دارای سطح بالای عدم تقارن، در مقابله با شرکت‌های دارای سطح پایین عدم تقارن قوی‌تر است.

به‌طور کلی، نتایج حاصل از این تحقیق در تطابق با تحقیقات قبلی (هالمن و همکاران (۲۰۰۹)، کای و همکاران (۲۰۰۹) و ویلسون (۲۰۱۱)) است و نشان می‌دهد شرکت‌ها به‌طور درونی و بهینه، ساز و کارهای حاکمیت را انتخاب می‌کنند و عدم تقارن اطلاعات نقش مهمی در تصمیمات حاکمیتی شرکت‌ها بازی می‌کند. شرکت‌هایی که با عدم تقارن اطلاعات بیشتری مواجه هستند، نظارت هیئت مدیره را با شدت کمتری به‌کار می‌برند و به‌جای آن از حساسیت پرداخت بابت عملکرد مدیر عامل برای همسو کردن منافع مدیران با سهامداران استفاده می‌کنند. این نتایج با فرضیه بهای تمام شده نظارت سازگار است، که بیان می‌کند شرکت‌های با عدم تقارن اطلاعات بالاتر، برای نظارت مستقیم بر مدیران متحمل هزینه‌های بیشتری می‌شوند و بنابراین بر نظارت غیرمستقیم تکیه می‌کنند. یعنی شرکت‌ها در انتخاب ساز و کارهای حاکمیت شرکتی، با در نظر گرفتن ویژگی‌های درونی شرکت از جمله عدم تقارن اطلاعات، به هزینه- منفعت آن ساز و کارها توجه نموده و با استفاده از ساز و کارهای جایگزین، بهای تمام شده نظارت بر مدیران را کاهش دهند.

پیشنهادهای علمی و کاربردی حاصل از این تحقیق در جهت کمک به استفاده‌کنندگان به‌شرح زیر می‌باشد:

- چنانچه در این تحقیق مشخص شد، شرکت‌ها بر اساس ویژگی‌های درونی خود، از جمله عدم تقارن اطلاعات، نوع ساز و کار حاکمیت شرکتی خود را مشخص می‌کنند. بنابراین، باید به این نکته توجه شود که نمی‌توان الزامات حاکمیت شرکتی همسانی را به همه شرکت‌ها تحمیل کرد.

- با توجه به رابطه موجود میان عدم تقارن اطلاعات و ساز و کارهای حاکمیت شرکتی، نوع سیستم حاکمیت شرکتی به‌کار رفته در یک شرکت، می‌تواند نشانه‌ای از میزان عدم تقارن اطلاعات با شد. بنابراین، سرمایه‌گذاران و دست‌اندرکاران بازار سرمایه، می‌توانند با توجه به نوع ساز و کار حاکمیت شرکتی در یک شرکت، برآوردی از میزان عدم تقارن اطلاعات در آن شرکت داشته باشند.
- شرکت‌ها می‌توانند با استفاده از ساز و کارهای جایگزین حاکمیت شرکتی و یا با استفاده از ترکیبی بهینه از این ساز و کارها، بهای تمام شده نظارت بر مدیران و مشکلات نمایندگی را کاهش دهند. ظاهراً، بیشتر شرکت‌ها تنها به استفاده از نظارت هیئت مدیره بسنده می‌کنند و به سایر ساز و کارها توجهی ندارند، که این امر منجر به ایجاد هزینه‌های نظارت قابل توجهی برای شرکت‌ها می شود. به‌عنوان مثال، از ۱۱۲ شرکت مورد برر سی، تنها حدود ۴۰ شرکت از ساز و کار هم‌راستا سازی انگیزه مدیر عامل، آن هم در سطح بسیار پایینی استفاده کرده بودند.

## پی نوشت‌ها

۱ Agency Theory
۲ Asymmetric Information
۳ Corporate Governance
۴ Monitoring cost hypothesis
۵ Intensity of Board Monitoring
۶ CEO Incentive Alignment
۷ Firm Size
۸ Tobin's Q
۹ Forecast Error
۱۰ Board Size
۱۱ Independence
۱۲ Duality
۱۳ CEO pay-for-performance Sensitivity

## منابع

حساس یگانه، یحیی؛ باغومیان، رافیک. (۱۳۸۵). نقش هیئت مدیره در حاکمیت شرکتی. *ماهنامه حسابدار، شماره ۱۷۳*، ص ۳۳-۳۰ و ۶۵-۶۰.

حسینی، سید علی؛ رهبری خرازی، مهسا. (۱۳۸۷). حاکمیت شرکتی؛ حمایت از سهامداران. مجموعه مقالات همایش راهبری شرکتی، انتشارات شرکت بورس اوراق بهادار تهران، ص ۹۶-۸۳.

حیدرپور، فرزانه؛ مستوفی، حمید. (۱۳۸۸) بررسی رابطه بین نسبت Q توبین و ارزش افزوده اقتصادی پالایش شده در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. *فصلنامه حسابداری مالی*، *شماره ۱*، ص ۲۵.

سینا قدس، علی. (۱۳۸۷). حاکمیت شرکتی و اصلاح ساختار هیئت مدیره. *ماهنامه تدبیر*، *شماره ۱۹۵*، ص ۵۲-۴۹.

قائمی، محمد حسین؛ وطن‌پرست، محمد رضا. (۱۳۸۴). بررسی نقش اطلاعات حسابداری در کاهش عدم تقارن اطلاعاتی در بورس اوراق بهادار تهران. *فصلنامه بررسی‌های حسابداری و حسابرسی*، *شماره ۴۱*، ص ۸۸-۸۴.

نیک بخت، محمدرضا؛ سیدی، عزیر؛ هاشم الحسینی، روزبه. (۱۳۸۹). بررسی تأثیر ویژگی‌های هیئت مدیره بر عملکرد شرکت. *مجله پیشرفت‌های حسابداری دانشگاه شیراز*، *شماره ۵۸/۳*، ص ۲۵۴-۲۵۳.

Attig, Najah; Fong, Wal-ming; Gadhoum, Yoser; Lang, Larry H. P. (2006). Effects of Large Shareholding on Information Asymmetry and Stock Liquidity. P 15. available at: http: //www. chaire-produits-derives. uqam. ca

Boone, Audra. L; Field, Laura. C; Karpoff, janathan. m; Raheja, Charu. G. (2007). The Determination of Corporate Board Size and Composition: An Empirical Analysis. *Journal of Financial Economics*, *Forthcoming*, P 1- 62.

Cai, Jie; Liu, Yixin; Qian, Yiming. (2009). Information Asymmetry and Corporate Governance, P 1 - 35. available at: http: //www. ssrn. com

Demsetz, Harold; Lehn, Kenneth. (1985). The structure of corporate Governance: Causes and Consequences. *The Journal of Political Economy*, *Vol 93*, *No6*, P 1155-1177.

Denis, Diane. k; McConnell, John. (2003). International Corporate Governance, European Corporate Governance Institute (ECGI). *Financial Working Paper*, *No 05/2003*, P 2-15.

Gillan, Stuart. L; hartzell, Jay. C; Starks, Laura. T. (2003). Explaining Corporate Governance: Boards, Bylaws and Charter Provisions. *Weinberg Center for Corporate Governance Working Paper*, P 1-46.

Hallman, G; Hartzell, J. C; Parsons, C. (2009). Carrots and Sticks: Incentive Compensation and The Likelihood of Termination. P 1- 50. available at: http: //www. ssrn. com

Harris, Milton; Raviv, Arthur. (2008). A Theory og board Control and Size. *Review of Financial Studies*, *Vol 21/4*, P 1797-1832.

Kanagaretnam, Kiridaran; Lobo, Gerald. j; Whalen, Dennis. (2007). does Good Corporate Governance Reduce Information Asymmetry Around Quarterly Earning Announcements. P 498. available at: http: //www. ssrn. com

Linck, James. S; Netter, Jeffry. m; Yang, Tina. (2008). The Determinants of Board Structure. *Journal of Financial Economics*, *Vol 87/2*, P 308-328.

Marcel, Bolos; Ortan, Tudor; Otgan, Cristian. (2010). Information Asymmetry Theory in Corporate Governance Systems. *Annals of Faculty of Economics*, P 516-522.

Raheja, Charug. (2005). Determinants Of Board Size and Composition: A Theory of Corporate Boards. *Journal of Financial and Quantitative analysis*, *Vol 40/2*, P 283-306.

Safari Gerayli, Mahdi; momeni, Abolfazl; Ma'atoofi, Ali Reza. (2011). The Effect of Corporate Board Characteristics on Information Asymmetry: Case of the Iranian Listed Firms. *American Journal of scientific Research*. *Vol 37*, P 12.

Valipour, Hashem; Rostami, Vahab; Salehi, Mahdi. (2009). Asymmetric Information and Dividend policy in emerging Markets: Empirical Evidence from Iran. *International Journal of Economics and Finance*, *Vol 1*, *No 1*, P 203-211.

Wilson, William. F. (2011). Information Asymmetry and Corporate Governance in New Zealand. University of Otago, available at: http: //www. hdl. handle. net/10523/1696

# Information Asymmetry and Corporate Governance Mechanisms

**Hashem Valipour[1], Javad Moradi[2], Leila Parvizpour[3]**

Received: 2013/04/25
Approved: 2013/08/07

## Abstract

This research examines the effects of a firm's asymmetric information on its choice of two mechanisms of corporate governance: the board monitoring intensity and CEO incentive alignment. The sample consists of 112 firms listed in Tehran Stock Exchange during 2006-2010. Data has been collected using Rahavard Novin software and Tehran Stock Exchange archive. The statistic analysis has been done by multivariate regression. The results show that firms facing greater asymmetric information tend to use less intensive board monitoring but rely on more CEO incentive alignment.

**Keywords:** corporate governance, asymmetric information, board monitoring, CEO incentive alignment, monitoring cost hypothesis
**Jel clacification**: D82, G34

[1] Assistant Professor of Islamic Azad University, Firooz Abad branch, Accounting Department, (H.valipour@gmail.com)
[2] Assistant Professor of Islamic Azad University, Marvdasht branch, Accounting Department, (Jmoradi2005@yahoo.com)
[3] M.Sc in Accounting, Islamic Azad University, Marvdasht branch, corresponding author, (Lparvizpour@yahoo.com)

# Earnings Management and the Market Performance of Stock Dividend Distributing Firms

**Kayhan Maham[1], Saeed Alipour[2], Bahman Talebi[3]**

Received: 2013/06/17
Approved: 2013/09/25

## Abstract

This study evaluates the relation between earnings management and the market performance of dividend distributing firms listed in Tehran Stock Exchange. To test earning management, the modified accrual model of Jones has been used. The sample consists of 87 firms in the period from the years 2005 to 2011. The findings show that Stock dividend distributing firms report higher accruals in the event year than those in the pre-event year. Also, findings show that future earnings and stock returns of these firms have negative relation with accruals.

**Keywords:** Earnings, Dividends, Stocks, Financial management, Earnings management, Accrual model, Discretionary accruals, modified Jones model
**Jel clacification**: G32, G11, M41

[1] Assistant Professor of Accounting, Islamic Azad university of Qazvin Branch, (Keyhan.Maham@yahoo.com)
[2] MSc. of Accounting, corresponding author, (Saeed.Alipour@ymail.com)
[3] MSc. of Accounting, (BahmanTalebi149@yahoo.com)

# The Relation between the Quality of Accounting Information Disclosure and Stock Return Volatility

**Mahmood Moosavi Shiri[1], Hamid Soleymani[2], Yosef Momeni[3], Hojat soleymani[4]**

Received: 2013/07/29
Approved: 2013/11/13

## Abstract

This paper investigates the relation between disclosures quality and Stock return volatility in firms listed in Tehran Stock Exchange. To measure the disclosures quality, the paper uses firms rating by Security and Exchange Organization regarding the disclosures quality and to test the hypothesis it uses the linear regression. The sample consists of 80 firms listed in Tehran Stock Exchange during years 2006 to 2011. The results show that there is a significant and negative relation between disclosures quality and stock return volatility, but according to the adjusted coefficient of determination of three models and statistic Z Kramer, we can say that the negative relation is more intensive in the portfolio of firms with higher than the average disclosure score.

**Keywords:** quality of accounting information disclosure, return volatility, stock return, Effective financial reporting.
**Jel clacification**: M40

[1] Assistant Prof. of accounting, payamnoor university of Mashhad, Corresponding author, (mousavi_m@yahoo.com)
[2] Phd student of accounting, Chamran university (hsoleymani54@yahoo.com)
[3] MSc of accounting, (yousof_m@yahoo.com)
[4] Teacher of accounting, payamnoor university of Mashhad, (soleymani_acc@yahoo.com)

# Empirical Investigation on the Effect of Capital Structure and Board Compensation on Investment Efficiency

**Aliasghar Anvaryrostamy[1], Elnaz Tajvidi[2], Meysam Jahangard[3]**

Received: 2015/06/03
Approved: 2015/09/08

## Abstract

This study investigates the effect of capital structure on board compensation and investment efficiency in Tehran stock exchange. To measure the capital structure, the ratio of total debt to total assets is used, and to measure the investment efficiency Biddle et al.'s model is applied. To test the hypothesis, data from 115 companies listed in Tehran Stock Exchange in the period from 2009 to 2013 is collected and multivariate regression model based on fixed effects is applied. The results indicate that the capital structure has a positive and significant impact on the board compensation. Moreover, the results show that there is a significant relationship between the board compensation and investment efficiency.

**Keywords:** capital structure, board compensation and investment efficiency
**Jel clacification**: M40, M41, M43, G34

[1] Professor of Accounting, Tarbiat Modares University, (anvary@modares.ac.ir)
[2] Assistant Professor of Accounting, Department of Accounting, Shahid Beheshti University, Corresponding author, (elnaztaj@gmail.com)
[3] Msc of Accounting, Kharazmi University, (meysamjahangard@gmail.com)

# The Effect of Article 44 of the Constitution Law on Liquidity in Tehran Stock Exchange with Dynamic Panel Data (DPD) and GMM Method

**Mehdi Hemati Asiabarki[1], Mehdi Meshki[2], Mohammad Hasan Gholizadeh[3], Esmaiel Ramazanpour[4]**

Received: 2014/06/01
Approved: 2014/09/06

## Abstract

Since the implementation of the privatization program of state-owned companies through public offerings on the stock can affect the liquidity of the market, this study sought to examine the effects of this program on the liquidity in Tehran Stock Exchange. Time period of this research is from 2005 to 2013 with 2516 data. In order to increase our confidence in the results of testing hypotheses, Dynamic Panel Data (DPD) was used and estimating the system of equations has been performed using advanced methods of econometrics, generalized method of moments (GMM). The overall result of the privatization program represents a significant impact on stock market development and liquidity of the market that emphasizes the continuation and expansion of policy implementation of Article 44 (privatization) and long-term and positive effects of this program in order to be useful for the stock market.

**Keywords:** Article 44 policy, privatization, Liquidity, Dynamic panel Data, generalized method of moments .
**Jel clacification**: G18,G33, G32

[1] Phd. Student of financial management, Islamic Azad University of Rasht, (corresponding author), (meysam_nhm@yahoo.com)
[2] Assistant prof. of Payamnoor university of Rasht, Phd. Of financial management from Tehran University, (mhd.meshki@yahoo.com)
[3] Phd of financial management from Tehran University, Associate prof. of Gilan university, (gholizadeh@guilan.ac.ir)
[4] Phd of economic from Tehran University, Assistant prof. of Gilan university, (esmaeel_ramazanpoor@yahoo.com)

# The Relation between Reliability and Earnings Quality after Committing Accounting Standards

**Hashem Nikoomaram[1], Younes Badavar Nahandi[2], Mohammad Hemmati[3]**

Received: 2013/01/08
Approved: 2013/04/20

## Abstract

This paper investigates the qualitative feature of reliability as a measure of evaluating earning accruals persistence in firms listed in TSE. To do this, we have tested two hypotheses. In the first hypothesis, earning accruals with less reliability are less persistent and in the second one reliability of financial information of listed firms changes after committing accounting standards, for a period of 9 years. The results show that any decreases in reliability of accruals cause decreases in earnings quality. Furthermore, we found that there exist no significant changes in reliability of accounting information after committing accounting standards over 2000 – 2009.

**Keywords:** Reliability; Accruals; Accounting Standards; earnings persistent.
**Jel clacification**: M41, C22, C23

[1] Faculty member of Department of accounting, sciences and researches branch, Islamic Azad University, (accountingphd@srbiau.ac.ir)
[2] Faculty member of Department of accounting, Tabriz branch, Islamic Azad University, (yb_nahandi@yahoo.com)
[3] MSc. student of accounting, sciences and researches branch, Islamic Azad University, (corresponding author) , (mhemmati1027@yahoo.com)

# The Relation of Capital Structure and Dividend Policy with Cash Holdings

**Esfandyar Malekian [1], Rasoul Salmani [2]**

Received: 2013/10/04
Approved: 2014/01/20

## Abstract

Capital structure, dividend policy and cash reserves are the factors that affect firm value. This study examines the relation of capital structure and dividend policy with cash holdings in the firms listed in Tehran Stock Exchange. The sample includes 90 manufacturing firms listed in Tehran Stock Exchange for the period of 2007-2011.To estimate the statistical model, panel data regression method has been used. The results show that there is a significant relation of capital structure and dividend policy with cash holding in TSE.

**Keywords:** Cash Holding, Capital Structure, Dividend Policy, Tehran Stock Exchange
**Jel clacification**: G32

[1] Associate Professor, University of Mazandaran, (e_malekian35@yahoo.com)
2 MSc. of Accounting, University of Mazandaran, (corresponding author) , (rasoul_salmani@ymail.com)

# Shareholders Wealth and Top Executives Compensation: A New Approach to Test Effectiveness of Executive Compensation

**Zohreh Hajiha [1], Hassan Chenari Buket[2]**

Received: 2012/11/27
Approved: 2013/03/09

**Abstract**

Investors tend to know how successful the managers are in applying their wealth. One of the most important objectives of the companies is value creation and wealth increase for shareholders and the performance appraisal systems are useful tools for evaluating their success in obtaining the objectives. Some researches indicate that shareholders wealth is influenced by the management incentives (e.g., executive compensation & managerial stock). This study examines the relation between Top executives compensation and shareholder value added. To do this, data from 81 firms listed in TSE from 2006 to 2011) has been studied. The results show that there is no significant relation between top executives compensation and shareholder value added (changes in market capitalization, dividend and cumulative abnormal stock return). Thus it can be concluded that top executive compensation of Iranian firms during their tenure is not an effective factor.

**Keywords**: Top executive compensation, Shareholder value added, Wealth shareholders.

**JEL Classification**: M41, M25, G32

[1] Assistant Professor, Department of Accounting, Islamic Azad University, East Tehran Branch, corresponding author, (z_hajiha@yahoo.com)
[2] MSc. Accounting, Islamic Azad University of South Tehran , (ha_chenari@yahoo. com)

# Accounting Conservatism and Liquidity Management

**Hasan Zalaghi[1], Morteza Bayat[2]**

Received: 2012/12/22
Approved: 2013/05/04

## Abstract

This study examines the relation between accounting conservatism and liquidity management. The sample consists of 76 firms listed in TSE in the period from 2005 to 2012. To test the hypothesis, regression coefficient analysis has been used. First, accounting conservatism has been measured by Gyvly and Hime model and then to measure the effects of accounting conservatism on cash and tendency to saving is measured by Kahal Batz et.al (2009) and Almeida et.al (2004) models respectively. Empirical evidence suggests that there is a significant relationship between conservatism and management of liquidity. Also between accounting conservatism and the tendency to saving there is a significant negative relation. The research results show of the more conservatism, the less cash available for firms.

**Keywords**: Conservatism, Liquidity Management, propensity to save.

**Jel classification**: M41

[1] Assistant Professor, Faculty of Management & Accounting, Buali sina University, (hzalaghi@gmail.com)
[2] MSc. student of Accounting Shahid Beheshti University, corresponding author, (shahenbayat@yahoo.com)

# Earnings Quality and CEO Tenure

**Ahmad Ahmadpour[1], Esmat Esabat Tabari[2], Meisam Talebtabar Ahangar[3]**

Received: 2013/04/25
Approved: 2013/08/12

## Abstract

This study is aimed to examine the relation between earning quality and CEO Tenure of 83 firms listed in the Tehran Stock Exchange during 2004-2009. To test the hypothesis, Bal & shivakumar model of accruals as well as Basu model have been used. Findings show that CEOs with long tenures report have more aggressive reporting than CEOs with short tenures. These results suggest that CEOs with long tenures have more conservative reporting in the first half of their tenure than in the latter half.

**Keywords**: Conservatism, earning Quality , CEO tenure .

**Jel classification**: M41

[1] Prof. of accounting, Mazandaran University, corresponding author, (ahmadpour@umz.ac.ir)
[2] MSc. student of Accounting Mazandaran University, (e.tabari@yahoo.com)
[3] MSc. student of Accounting Mazandaran University, (meisamtalebtabar@yahoo.com)

**Table of content**

**Earnings Quality and CEO Tenure…..... 1**
Ahmad Ahmadpour, Esmat Esabat Tabari, Meisam Talebtabar Ahangar

**Accounting Conservatism and Liquidity Management …….……15**
Hasan Zalaghi, Morteza Bayat

**Shareholders Wealth and Top Executives Compensation: A New Approach to Test Effectiveness of Executive Compensation..……29**
Zohreh Hajiha , Hassan Chenari Buket

**The Relation of Capital Structure and Dividend Policy with Cash Holdings ……...……...55**
Esfandyar Malekian, Rasoul Salmani

**The Relation between Reliability and Earnings Quality after Committing Accounting Standards……..……73**
Hashem Nikoomaram, Younes Badavar Nahandi, Mohammad Hemmati

**The Effect of Article 44 of the Constitution Law on Liquidity in Tehran Stock Exchange with Dynamic Panel Data (DPD) and GMM Method ..……..89**
Mehdi Hemati Asiabarki, Mehdi Meshki, Mohammad Hasan Gholizadeh, Esmaiel Ramazanpour

**Empirical Investigation on the Effect of Capital Structure and Board Compensation on Investment Efficiency ……...109**
Aliasghar Anvaryrostamy, Elnaz Tajvidi, Meysam Jahangard

**The Relation between the Quality of Accounting Information Disclosure and Stock Return Volatility …….131**
Mahmood Moosavi Shiri, Hamid Soleymani, Yosef Momeni, Hojat soleymani

**Earnings Management and the Market Performance of Stock Dividend Distributing Firms……..…….145**
Kayhan Maham, Saeed Alipour, Bahman Talebi

**Information Asymmetry and Corporate Governance Mechanisms.....167**
Hashem Valipour, Javad Moradi, Leila Parvizpour

**Licence Holder:** Alzahra University
**Director**: Rahmani, Ali (Asso. Prof. Alzahra University)
**Editor in chief**: Mojtahed Zadeh, Vida (Prof. Alzahra University)
**Executive Manager**: Valizadeh, Azam (Assist. Prof. Alzahra University)
**Persian Editor:** Asniashari, Hamideh
**English Editor**: Ebrahimi, Elaheh
**Cover Designer:** Teymourian, Hedye
**Lay out editor:** Esfandi, Khadijeh
**Coordinator**: Amirikhah Maryam, Safar Saeedeh
**Print and Binding:** Alzahra University Publishing
**Editorial Board**
Ahmadpour, Ahmad, Prof. of Mazandaran University
Eslami Bidgoli, Gholamreza, Associate Prof. of Tehran University
Pourjalali, Hamid, Professor of Hawaii University
Pourheidari, Omid, Professor of Baahonar University
Hejazi, Rezvan, Prof. of Alzahra University
Khalifesoltani, seyed ahmad, Assistant Prof. of Alzahra University
Sajadi, Hosein, Associate Prof. of Chamraan University
Soleimani Amiri, Gholamreza, Associate Prof. of Alzahra University
Alavi Tabari, Seyed Hosein, Associate Prof. of Alzahra University
Mojtahed Zadeh, Vida, Prof. of Alzahra University
Mehrani, Sasan, Associate Prof. of Tehran University
**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*

Winter 2016, Vol 5, Number 18