

بِسْمِ اللَّهِ الرَّحْمَنِ الرَّحِيمِ

مجله علمی-پژوهشی

پژوهش‌های حسابداری

سال سوم - شماره ۴ - شماره پیاپی (۱۰)

زمستان ۱۳۹۰

مجله پژوهش‌های حسابداری مالی بر اساس ابلاغیه شماره ۳/۱۱/۶۴۰ مورخ ۱۳۸۸/۴/۸ کمیسیون بررسی نشریات علمی وزارت علوم تحقیقات و فناوری دارای درجه علمی - پژوهشی می‌باشد. همچنین بر اساس نامه‌ی شماره‌ی ۱۴۹۶۳۵ مورخ ۱۳۹۰/۸/۷ تا پایان مهر ماه ۱۳۹۲ تمدید اعتبار شده است.

مجوز فوق بر اساس عقد تفاهم‌نامه بین دانشگاه اصفهان و دانشگاه‌های مازندران، شیراز، شهید چمران اهواز، شهید بهشتی، شهید باهنر کرمان و دانشگاه بین‌المللی امام خمینی (ره) صادر گردیده است.

متن کامل مجله در پایگاه‌های اطلاع رسانی زیر نمایه می‌شود.

<http://www.magiran.com>

<http://www.SID.ir>

<http://www.ISC.gov.ir>

<http://uijs.ui.ac.ir/far>

بانک اطلاعات نشریات کشور

سایت اینترنتی جهاد دانشگاهی

پایگاه علوم استنادی جهان اسلام (ISC)

سامانه مجله پژوهش‌های حسابداری مالی

چاپ و لیتوگرافی: انتشارات دانشگاه اصفهان

ناشر: دانشگاه اصفهان

قیمت: ۲۰۰۰۰ ریال

تیراژ: ۵۰۰ نسخه

مجله

پژوهش‌های حسابداری مالی

صاحب امتیاز: معاونت پژوهشی و فناوری دانشگاه اصفهان

شماره استاندارد بین‌المللی: ۲۰۰۸-۷۶۹۱

سال سوم - شماره ۴ - شماره پیاپی (۱۰) - زمستان ۱۳۹۰

علمی - پژوهشی

سردبیر: محسن دستگیر

استاد حسابداری و مدیریت مالی - دانشگاه شهید چمران اهواز

E-mail: dastmw@yahoo.com

ویراستار ادبی: ناصر کریم‌پور

E-mail: naser.karimpour@gmail.com

صفحه آرایی: زهرا زهرابی

E-mail: zahra.zohrabi@yahoo.com

تلفن: ۰۳۱۱-۷۹۳۴۱۶۴

مدیر مسؤول: ناصر ایزدی‌نیا

استادیار گروه حسابداری دانشگاه اصفهان

Email: n_esadinia@yahoo.com

ویراستار انگلیسی (علمی - تخصصی): محسن دستگیر

استاد حسابداری و مدیریت مالی - دانشگاه شهید چمران اهواز

E-mail: dastmw@yahoo.com

مدیر اجرایی: نیلوفر پناهی

E-mail: n.panahi@staf.ui.ac.ir

تلفن: ۰۳۱۱-۷۹۳۴۱۶۴

اعضای هیأت تحریریه

| | | |
|--|----------|------------------|
| دانشگاه باپلسر مازندران | دانشیار | احمد احمدپور |
| دانشگاه اصفهان | استادیار | ناصر ایزدی‌نیا |
| دانشگاه علامه طباطبایی | دانشیار | جعفر باباجانی |
| دانشگاه شهید باهنر کرمان | دانشیار | امید پورحیدری |
| دانشگاه علامه طباطبایی | دانشیار | علی ثقفی |
| دانشگاه علامه طباطبایی | دانشیار | محسن خوش‌طینت |
| دانشگاه شهید بهشتی | دانشیار | بهروز ذری |
| دانشگاه شهید چمران اهواز | استاد | محسن دستگیر |
| دانشگاه ممفیس آمریکا | استاد | ذبیح‌اله رضایی |
| دانشگاه لیح آمریکا | استاد | هیبت‌اله سمیع |
| دانشگاه اصفهان | استاد | سید کمیل طیبی |
| دانشگاه اصفهان | استادیار | داریوش فروغی |
| دانشگاه بین‌المللی امام خمینی (ره) قزوین | دانشیار | غلامرضا کردستانی |
| دانشگاه روچستر آمریکا | استاد | کریم کندکار |
| دانشگاه شیراز | استاد | محمد نمازی |
| دانشگاه تهران | استاد | ایرج نوروش |

*این مجله مسؤول آراء و نظرات مندرج در مقالات نمی‌باشد.

مقالات رسیده بازگشت داده نمی‌شود. نقل مطالب با ذکر نام مجله و نویسنده بلامانع است.

نشانی پستی مجله: اصفهان - دانشگاه اصفهان - سازمان مرکزی - معاونت تحقیقات و فناوری - طبقه دوم - اداره چاپ، انتشارات و مجلات

دفتر مجله پژوهش‌های حسابداری مالی

کد پستی: ۷۳۴۴۱-۸۱۷۴۶

تلفکس: ۰۳۱۱-۷۹۳۲۱۷۷

تلفن: ۰۳۱۱-۷۹۳۴۱۶۴

نشانی پست الکترونیکی: far_journal@ase.ui.ac.ir

همکاران علمی این شماره (سال سوم، شماره ۴، شماره پیاپی (۱۰)، زمستان ۱۳۹۰)

اعضای محترم هیأت علمی دانشگاه‌ها و مؤسسات آموزشی و پژوهشی کشور که در داوری و ارزیابی مقالات این شماره با مجله پژوهش‌های حسابداری مالی، همکاری داشته‌اند، معرفی شده و از خدمات علمی آنها تقدیر می‌گردد، همچنین از همکاری ارزنده‌ی سرکار خانم رؤیا متین‌نژاد و آقای حسین جلالی مقدم تشکر می‌گردد.

| | | |
|------------------|----------|--|
| عبدالمهدی انصاری | استادیار | دانشگاه ولی عصر رفسنجان |
| ناصر ایزدی‌نیا | استادیار | دانشگاه اصفهان |
| احمد بدری | استادیار | دانشگاه شهید بهشتی |
| عبدالله خانی | استادیار | دانشگاه اصفهان |
| احمد خدای‌پور | استادیار | دانشگاه شهید باهنر کرمان |
| علی رحمانی | استادیار | دانشگاه الزهرا |
| مجید عظیمی | استادیار | دانشگاه پیام نور |
| داریوش فروغی | استادیار | دانشگاه اصفهان |
| غلامرضا کردستانی | استادیار | دانشگاه بین‌المللی امام خمینی (ره) قزوین |
| مهدی مرادی | استادیار | دانشگاه فردوسی مشهد |
| شهناز مشایخ | استادیار | دانشگاه الزهرا (س) |
| غلامحسین مهدوی | استادیار | دانشگاه شیراز |
| ساسان مهران‌سی | دانشیار | دانشگاه تهران |
| سید عباس هاشمی | استادیار | دانشگاه اصفهان |

راهنمای تنظیم و نگارش مقالات

برای جلوگیری از تأخیر در داوری و انتشار به موقع مجله، لطفاً به نکات زیر توجه فرمایید

از کلیه پژوهشگران گرامی که مقاله‌های خود را برای چاپ در این مجله ارسال می‌نمایند، تقاضا می‌شود به نکات زیر توجه فرمایند:

۱- موضوع مقاله در ارتباط با پژوهش در زمینه **حسابداری مالی** (گزارشگری مالی، رویکردهای جدید در تهیه و گزارش اطلاعات حسابداری، حسابداری اجتماعی، استانداردهای حسابداری مالی، بازار سرمایه و اطلاعات حسابداری، پژوهش‌های رفتاری در حسابداری مالی، اعتبار بخشی به اطلاعات حسابداری) باشد.

۲- مقاله قبلاً برای هیچ یک از نشریه‌ها (داخلی یا خارجی) ارسال یا در هیچ یک از نشریه‌ها (یا مجموعه مقالات همایش‌ها) چاپ نشده باشد.

۳- مقاله با استفاده از نرم‌افزار word2003 و بالاتر بر روی کاغذ A4 (حاشیه‌ها از بالا و راست ۳ و چپ و پایین ۲/۵) تایپ شود. برای متن فارسی از قلم B Lotus با فونت ۱۳ و برای متن انگلیسی از قلم Times New Roman و فونت ۱۲ استفاده شود.

۴- چارچوب مقاله به صورت استاندارد زیر است:

۴-۱- صفحه جلد مقاله شامل: عنوان کامل مقاله، نام نویسنده یا نویسندگان (نام نویسنده عهده‌دار مکاتبات با علامت ستاره مشخص شود)، مرتبه علمی و نام دانشگاه یا مؤسسه محل اشتغال، نشانی کامل نویسنده عهده‌دار مکاتبات شامل: نشانی پستی، شماره تلفن، نامبر و پست الکترونیک.

۴-۲- صفحه اول مقاله شامل عنوان و چکیده مقاله به زبان فارسی مشتمل بر: موضوع مقاله، روش تحقیق، طرح بحث و نتیجه‌گیری (مجموعاً ۱۷۵ کلمه) و واژگان کلیدی (حداکثر ۵ واژه).

۴-۳- صفحه دوم تا انتهای مقاله مشتمل بر: مقدمه (شامل: بیان مسأله، اهمیت آن و هدف پژوهش، تاریخچه، مروری بر پیشینه تحقیق و چارچوب نظری، پرسش‌ها و فرضیه‌های پژوهش)؛ روش تحقیق (شامل: روش پژوهش، ابزار گردآوری اطلاعات، فنون تجزیه و تحلیل اطلاعات، تعریف متغیرهای مورد مطالعه و تعریف عملیاتی آنها، جامعه آماری، حجم نمونه و روش نمونه‌گیری)؛ یافته‌های پژوهش (شامل: ارایه یافته‌ها، مقایسه آن با یافته‌های سایر پژوهش‌ها و انطباق یافته‌ها با نظریه‌ها)؛ نتیجه‌گیری (شامل: خلاصه مسأله و هدف پژوهش، ارائه خلاصه نتایج و نتیجه‌گیری کلی و ارائه پیشنهادها)؛ فهرست منابع.

۴-۴- چکیده و واژه‌های کلیدی به زبان انگلیسی بر روی صفحه‌ای جداگانه، شامل: نام نویسنده یا نویسندگان، مرتبه علمی و نام دانشگاه یا مؤسسه محل اشتغال، همراه مقاله ارسال شود.

۵- ارجاعات در متن مقاله به صورت شماره‌ای و در داخل [] آورده شود.

۶- در پایان مقاله، منابع مورد استفاده در متن مقاله، به ترتیب حروف الفبایی تنظیم شود (بخش فارسی و لاتین مجزا) و بر اساس شماره ایجاد شده، در بخش منابع شماره در متن مقاله داخل [] نوشته شود.

۶-۱- مقاله: نام خانوادگی، نام. (سال انتشار). عنوان مقاله. نام نشریه (حروف کج)، دوره (جلد)، شماره صفحه‌ها.

۶-۲- کتاب: نام خانوادگی، نام. (سال انتشار). نام کتاب. محل انتشار: نام ناشر.

۶-۳- کتاب ترجمه شده: نام خانوادگی، نام نویسنده. (سال تألیف). نام کتاب به فارسی. نام و نام خانوادگی مترجم. محل نشر: نام ناشر.

۶-۴- در مورد گزارش‌ها و سایر منابع نیز اطلاعات کافی و کامل ارائه شود.

۷- جدول‌ها نزدیک به متن مربوط آورده شود. منحنی‌ها، شکل‌ها و نمودارها سیاه و سفید، دقیق، روشن و اصل باشند. در متن مقاله به شماره جدول‌ها و نمودارها اشاره شود، فرمول‌ها و جداول در محیط فرمول نویسی و ورد تایپ شده و از ایمج کردن آن خودداری فرمایید، اعداد داخل جداول فارسی تایپ شود.

۸- مقاله‌هایی که بر اساس این راهنما تنظیم نشده باشد، در هیأت تحریریه مورد بررسی قرار نمی‌گیرد.

۹- مقاله حداکثر در ۲۰ صفحه به آدرس پست الکترونیک far_journal@ase.ui.ac.ir ارسال فرمایید.

نشانی مجله: اصفهان، خیابان هزار جریب، دانشگاه اصفهان، سازمان مرکزی، طبقه دوم، اداره چاپ، انتشارات و مجلات، دفتر مجله پژوهش‌های حسابداری مالی، کدپستی: ۷۳۴۴۱-۸۱۷۴۶ (تلفن: ۰۳۱۱-۷۹۳۴۱۶۴، تلفکس: ۰۳۱۱-۷۹۳۲۱۷۷)

فهرست مطالب

- ۱-۱۴ ■ رابطه میان کیفیت حسابداری و کارایی سرمایه‌گذاری در شرکت‌های با امکانات سرمایه‌گذاری بالا
علی تقفی، مجید معتمدی فاضل
- ۱۵-۴۰ ■ تأثیر شفاف نبودن اطلاعات مالی بر ریسک سقوط آتی قیمت سهام در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران
داریوش فروغی، هادی امیری، منوچهر میرزایی
- ۴۱-۵۴ ■ بررسی رابطه بین طرح‌های پاداش مدیران و معیارهای اقتصادی ارزیابی عملکرد در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران
سید حسین سجادی، محمدصادق زارعزاده مهریزی
- ۵۵-۷۰ ■ آزمون مدل بازده و مدل قیمت در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از الگوی پانل با داده‌های متوازن
شکراله خواجه‌جوی، حمید اله یاری ابهری، میثم قاسمی
- ۷۱-۸۶ ■ بررسی رابطه بین تمرکز مالکیت، عملکرد شرکت و سیاست تقسیم سود در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران
شهناز مشایخ، مهین عبداللهی
- ۸۷-۱۰۲ ■ تأثیر فرصت‌های رشد بر رابطه بین ساختار سرمایه، سود تقسیمی و ساختار مالکیت با ارزش شرکت
حسنعلی سینایی، محمد سلگی و کامران محمدی
- ۱۰۳-۱۱۴ ■ بررسی محتوای اطلاعاتی عایدات حسابداری محافظه کارانه و غیرمحافظه کارانه
یونس بادآور نهندی، قدرت‌اله طالب‌نیا، مرتضی خانلاری

مجله پژوهش‌های حسابداری مالی
سال سوم، شماره چهارم، شماره پیاپی (۱۰)، زمستان ۱۳۹۰
تاریخ وصول: ۹۰/۷/۹
تاریخ پذیرش: ۹۰/۸/۱۷
صص ۱-۱۴

رابطه میان کیفیت حسابرسی و کارایی سرمایه‌گذاری در شرکت‌های با امکانات سرمایه‌گذاری بالا

علی ثقفی*، مجید معتمدی فاضل^{**۱}

* دانشیار حسابداری دانشگاه علامه طباطبائی

^{**} کارشناس ارشد حسابداری دانشگاه علوم اقتصادی

چکیده

با توجه به محدودیت منابع و در نتیجه، اهمیت روزافزون افزایش کارایی سرمایه‌گذاری، در این تحقیق، به بررسی رابطه میان کیفیت حسابرسی و کارایی سرمایه‌گذاری در شرکت‌های با امکانات سرمایه‌گذاری بالا پرداخته می‌شود. به‌طور کلی، کارایی (ناکارایی) سرمایه‌گذاری، به‌معنای پذیرش پروژه‌هایی با خالص ارزش فعلی مثبت (منفی) است. به‌منظور اندازه‌گیری کارایی سرمایه‌گذاری، از مدل‌های تغییر در دارایی‌های غیرجاری و تغییر در سرمایه‌گذاری‌های زیاد، و برای تعیین شرکت‌های با امکانات سرمایه‌گذاری زیاد، از تحلیل عامل بر روی سه متغیر ارزش بازار به ارزش دفتری دارایی، ارزش بازار به ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام و نسبت ناخالص اموال، ماشین‌آلات و تجهیزات استفاده شده است. نتایج حاصل از بررسی ۱۱۹ شرکت پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۸۲ تا ۱۳۸۸ نشان داد چنانچه شرکت‌های با امکانات سرمایه‌گذاری زیاد، از حساب‌برسان با کیفیت بالاتر استفاده کنند، سطح بالاتری از کارایی سرمایه‌گذاری را تجربه خواهند کرد. این در حالی است که کیفیت حسابرسی بالاتر، بر خلاف انتظار، تأثیری در کاهش دستکاری در اقلام تعهدی اختیاری ندارد. **واژه‌های کلیدی:** کیفیت حسابرسی، کارایی سرمایه‌گذاری، امکانات سرمایه‌گذاری، اقلام تعهدی اختیاری.

۱- مقدمه

سرمایه‌گذاری در امور مختلف توسط شرکت‌ها، همواره به‌عنوان یکی از راه‌های مهم توسعه شرکت‌ها و جلوگیری از رکود و عقب‌ماندگی، مورد توجه بوده است. در این میان، محدودیت در منابع موجب شده است که علاوه بر توسعه سرمایه‌گذاری، افزایش کارایی سرمایه‌گذاری، از اهمیت فراوانی برخوردار گردد. به‌طور کلی، کارایی سرمایه‌گذاری، به‌معنای پذیرش پروژه‌هایی با خالص ارزش فعلی مثبت، و منظور از ناکارایی سرمایه‌گذاری، انتخاب پروژه‌هایی با خالص ارزش فعلی منفی (سرمایه‌گذاری بیش از حد) و یا عدم انتخاب فرصت‌های سرمایه‌گذاری (سرمایه‌گذاری کمتر از حد) است.

در تعیین کارایی سرمایه‌گذاری، حداقل دو معیار نظری وجود دارد: معیار اول بیان می‌کند که به‌منظور تأمین مالی فرصت‌های سرمایه‌گذاری، نیاز به جمع‌آوری منابع وجود دارد. در یک بازار کارا، همه پروژه‌های با خالص ارزش فعلی مثبت، باید تأمین مالی شوند. اگرچه، تعداد زیادی از تحقیقات موجود در حوزه مالی نشان داده است که محدودیت‌های مالی، توانایی مدیران در تأمین مالی را محدود می‌سازد (هوبارد، ۱۹۹۸) [۱۵]، یکی از مواردی که می‌توان استنباط نمود آن است که شرکت‌های مواجه با محدودیت تأمین مالی، ممکن است به‌دلیل هزینه‌های زیاد تأمین مالی، از قبول و انجام پروژه‌های با ارزش فعلی خالص مثبت، صرف‌نظر نمایند که این امر، به کم‌سرمایه‌گذاری منجر می‌شود. معیار دوم نیز بیان می‌کند که اگر شرکت تصمیم به تأمین مالی بگیرد، هیچ تضمینی وجود ندارد که سرمایه‌گذاری صحیحی با آن انجام شود. برای مثال، مدیران ممکن است با

انتخاب پروژه‌های نامناسب در جهت منافع خویش و یا حتی سوءاستفاده از منابع موجود، اقدام به سرمایه‌گذاری ناکارا نمایند. بیشتر مقالات موجود در این حوزه، پیش‌بینی می‌کنند که انتخاب پروژه‌های ضعیف، موجب بیش سرمایه‌گذاری می‌شود (استین، ۲۰۰۳) [۲۰].

کیفیت حسابرسی، می‌تواند حداقل به دو صورت با کارایی سرمایه‌گذاری مرتبط باشد: اول اینکه، اغلب این موضوع بحث شده است که کیفیت حسابرسی، با توجه به کم‌کردن عدم تقارن اطلاعاتی بین شرکت و سرمایه‌گذاران، موجب کاهش هزینه‌های انتخاب ناسازگار می‌شود (ورچیا، ۲۰۰۱) [۲۶]. از سوی دیگر، وجود عدم تقارن اطلاعاتی بین شرکت و سرمایه‌گذاران، می‌تواند باعث شود تا تأمین‌کنندگان سرمایه شرکت، قیمت سهام را کاهش و هزینه تأمین مالی شرکت را افزایش دهند، زیرا سرمایه‌گذاران این‌گونه استنباط می‌کنند که شرکت‌هایی که در حال تأمین مالی هستند، به شیوه‌ای نامناسب عمل می‌کنند (مایرز و مجلوف، ۱۹۸۴) [۱۹]. بنابراین، اگر کیفیت حسابرسی، هزینه‌های انتخاب ناسازگار را کاهش دهد، می‌تواند کارایی سرمایه‌گذاری را با کاهش هزینه‌های تأمین مالی بهبود بخشد. دوم اینکه، بخش عمده‌ای از ادبیات موجود در حوزه تحقیقات حسابداری اشاره دارند که کیفیت حسابرسی، نقشی حیاتی در کاهش مشکلات نمایندگی ایفا می‌کند. برای نمونه، کیفیت حسابرسی می‌تواند منبع اصلی سهامداران برای نظارت بر مدیران باشد (بوشمن و اسمیت، ۲۰۰۱) [۷]. بنابراین، اگر کیفیت حسابرسی، مشکلات نمایندگی را کاهش دهد، می‌تواند با افزایش توانایی سهامداران در نظارت بر مدیران، به بهبود

یا خطر اخلاقی، افزایش داده، به کاهش سرمایه‌گذاری بیشتر و کمتر از حد منجر می‌گردد. یافته‌های آن‌ها مؤید این مطلب بود که همبستگی مثبت یا منفی میان کیفیت گزارشگری مالی و سرمایه‌گذاری در شرکت‌هایی بیشتر است که محیط عملیاتی آن‌ها مستعد سرمایه‌گذاری کمتر از حد یا سرمایه‌گذاری بیش از حد است. این نتایج بیانگر آن است که وجود مکانیسمی میان گزارشگری مالی و کارایی سرمایه‌گذاری می‌تواند تنش‌های میان این دو را که عمدتاً از خطر اخلاقی و گزینش نادرست نشأت می‌گیرد و کارایی سرمایه‌گذاری را مختل می‌نماید، کاهش دهد. در نتیجه، یافته‌های آن‌ها نشان داد که کیفیت گزارشگری مالی با سرمایه‌گذاری کمتر و بیشتر از حد در ارتباط است.

بیتی و همکاران (۲۰۰۷) [۵]، با توجه به تحقیق خود، نتیجه گرفتند که اگرچه وام‌دهندگان برون‌سازمانی، با انعقاد قراردادهای محدودکننده، اهمیت کیفیت اطلاعات حسابداری را کاهش می‌دهند، لیکن اصولاً محدودیت در تأمین مالی، کارایی سرمایه‌گذاری را افزایش و تأثیر کیفیت اطلاعات حسابداری بر کارایی سرمایه‌گذاری را کاهش می‌دهد.

وردی (۲۰۰۶) [۲۵]، در تحقیقی، به بررسی رابطه کیفیت گزارشگری مالی و کارایی سرمایه‌گذاری در نمونه‌ای متشکل از ۳۸۰۶۲ مشاهده شرکت-سال در طی سال‌های ۱۹۸۰ تا ۲۰۰۳ پرداخت. وی کیفیت گزارشگری مالی را با استفاده از مدل جونز و از طریق نماگر کیفیت ارقام تعهدی بررسی کرد و نشان داد که شاخص‌های کیفیت گزارشگری مالی، هم با سرمایه‌گذاری کمتر از حد و هم با سرمایه‌گذاری بیش از حد، رابطه‌ای منفی دارد. وی همچنین نشان داد

کارایی سرمایه‌گذاری‌ها یاری رساند، زیرا افزایش توانایی سهامداران در نظارت بر مدیران، موجب بهبود انتخاب پروژه و کاهش هزینه‌های تأمین مالی می‌شود. در این تحقیق، به‌طور مشخص، به بررسی رابطه میان کیفیت حسابرسی و کارایی سرمایه‌گذاری در شرکت‌های با امکانات سرمایه‌گذاری زیاد پرداخته می‌شود. به دو دلیل، وجود حسابرسان با کیفیت بالا در شرکت‌های با امکانات سرمایه‌گذاری زیاد، می‌تواند اهمیت بیشتری نسبت به سایر شرکت‌ها داشته باشد: اول، این شرکت‌ها از ریسک کنترل و ریسک حسابرسی بالاتری برخوردارند (تی‌شی و همکاران، ۲۰۰۱) [۲۴]. بنابراین، به احتمال بیشتری نسبت به شرکت‌های با امکانات سرمایه‌گذاری کمتر، متقاضی حسابرسی با کیفیت بالا هستند. دوم، در شرکت‌های با امکانات سرمایه‌گذاری زیاد، موقعیت‌هایی وجود دارد که تهدید بیشتری را برای استقلال حسابرسان موجب می‌شود و در نتیجه، حسابرسان با کیفیت بالا، به منظور حفاظت از شهرت و اعتبارشان، به احتمال بیشتری، حسابرسی با کیفیت بالاتری را ارائه می‌دهند.

پیشینه تحقیق

در رابطه با کارایی سرمایه‌گذاری و مسائل پیرامون آن، تحقیقات متعددی انجام شده است که در زیر، به برخی از آن‌ها اشاره می‌گردد:

بیدل و همکاران (۲۰۰۹) [۶]، در تحقیقی دربارهٔ ارتباط کیفیت گزارشگری مالی با کارایی سرمایه‌گذاری، به تبیین این موضوع پرداختند که کیفیت بالاتر گزارشگری مالی، کارایی سرمایه‌گذاری در ارقام سرمایه‌ای را بر اثر کاهش عدم تقارن اطلاعاتی و در نتیجه، عواملی چون گزینش نادرست

اقدام تعهدی اختیاری مثبت بزرگ، سرمایه‌گذاری در دارایی‌های سرمایه‌ای، حساسیت بیشتری به جریان‌های نقدی داخلی دارد. افزون بر این، نتایج حاصل شده، بر رابطه منفی بین اقدام تعهدی اختیاری جاری و بازده آتی دارایی‌ها دلالت دارد. نتایج دیگر تحقیق نشان می‌دهد که قیمت‌گذاری بازار اقدام تعهدی اختیاری، تحت تأثیر میزان تأمین مالی خارجی قرار ندارد. همچنین، آزمون فرضیه‌های تحقیق، در بین صنایع مورد بررسی، به نتایج متنوع منتهی گردید.

مدرس و حصارزاده (۱۳۸۷) [۲]، در تحقیق خود، به بررسی رابطه کارایی سرمایه‌گذاری و کیفیت گزارشگری مالی براساس مدلی کاملاً منطبق با مدل وردی (۲۰۰۶) [۲۵] پرداخته، با بررسی ۱۲۰ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران بین سال‌های ۷۹ تا ۸۵ نشان دادند که علاوه بر اینکه سطح گزارشگری مالی با سطح کارایی سرمایه‌گذاری رابطه معنادار و مثبتی دارد، کیفیت گزارشگری موجب بهبود کارایی سرمایه‌گذاری می‌شود. همچنین، بین بیش یا کم سرمایه‌گذاری و کیفیت گزارشگری مالی، رابطه‌ای منفی و معنادار وجود دارد. بنابراین، نتایج تحقیق فوق حاکی از آن است که کیفیت گزارشگری مالی، از طریق بیش (کم) سرمایه‌گذاری می‌تواند موجب ارتقای کارایی سرمایه‌گذاری گردد.

فرضیه‌های تحقیق

در این تحقیق، دو فرضیه زیر بررسی و آزمون شده است:

۱- شرکت‌های با امکانات سرمایه‌گذاری زیاد، صرف‌نظر از بهره‌مندی از کیفیت حسابرسی بالاتر، از کارایی سرمایه‌گذاری یکسانی برخوردارند.

رابطه کیفیت گزارشگری مالی با سرمایه‌گذاری کمتر از حد برای شرکت‌هایی که با محدودیت در امر تأمین مالی مواجه هستند، قوی‌تر است.

مایرز و مجلوف (۱۹۸۴) [۱۹]، مدلی ارائه نمودند که در آن، عدم تقارن اطلاعاتی بین شرکت و سرمایه‌گذاران، به سرمایه‌گذاری کمتر از حد منجر می‌شود. آنها نتیجه گرفتند در زمانی که شرکت، به تأمین مالی برای پروژه‌های با خالص ارزش فعلی مثبت نیاز دارد، و مدیران شرکت‌ها نیز در جهت منافع سهامداران کنونی عمل می‌نمایند، این امکان وجود دارد که حتی به قیمت صرف‌نظرکردن از فرصت‌های سرمایه‌گذاری موجود، از تأمین مالی به وسیله انتشار سهام به قیمت کمتر، اجتناب شود.

ثقفی و عرب‌مازار (۱۳۸۹) [۱]، در تحقیق خود با عنوان "کیفیت گزارشگری مالی و ناکارایی سرمایه‌گذاری"، با استفاده از مدل تعدیل‌شده وردی (۲۰۰۶)، رابطه میان کارایی سرمایه‌گذاری و کیفیت گزارشگری مالی را بررسی کردند. نتایج بررسی ۱۵۲ شرکت پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۷۹ تا ۱۳۸۷ نشان داد که رابطه معناداری میان کیفیت گزارشگری مالی و کارایی سرمایه‌گذاری وجود ندارد.

هاشمی و همکاران (۱۳۸۹) [۳]، به "ارزیابی نقش کیفیت سود بر الگو، شیوه تأمین مالی و کارایی سرمایه‌گذاری شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران" پرداختند. آنها به‌منظور آزمون فرضیه‌های پژوهش، از تحلیل رگرسیون چندمتغیره و اطلاعات مالی ۱۰۷ شرکت عضو جامعه آماری بین سال‌های ۱۳۷۷ تا ۱۳۸۶ استفاده نمودند. یافته‌های پژوهش، حاکی از این است که در شرکت‌های دارای

با مدنظر قراردادن محدودیت‌های فوق، جامعه آماری این تحقیق، شامل ۱۱۹ شرکت (۸۳۲ مشاهده شرکت-سال) می‌شود که به دلیل محدود بودن تعداد شرکت‌های جامعه آماری، تمام ۱۱۹ شرکت، بررسی شدند. به منظور جمع‌آوری داده‌های مورد نیاز، از نرم‌افزار تدبیرپرداز و صورت‌های مالی شرکت‌های تحت بررسی استفاده شد. پس از جمع‌آوری اطلاعات، داده‌ها از طریق صفحات گسترده، طبقه‌بندی، محاسبه، و با استفاده از بسته نرم‌افزاری SPSS پردازش گردید.

متغیرهای تحقیق

الف) متغیرهای وابسته

در پژوهش حاضر، به منظور آزمون فرضیه‌های تحقیق، از دو متغیر وابسته استفاده شده است. در این قسمت، نحوه اندازه‌گیری این متغیرها ارائه می‌شود.

کارایی سرمایه‌گذاری

کارایی سرمایه‌گذاری، از طریق مدل زیر محاسبه شده است:

$$I_X = \beta_0 + \beta_1 * \frac{CFO}{X_{t-1}} + GO + \varepsilon_I \quad (1)$$

$$GO = MBT, SR_{t-1}$$

که در آن:

I : سرمایه‌گذاری‌های شرکت؛

CFO: جریان وجوه نقد حاصل از عملیات؛

X : معیار اندازه‌گیری سرمایه‌گذاری‌های شرکت؛

GO: فرصت‌های رشد شرکت؛

MTB: شاخص Q توپین؛

SR_{t-1} : رشد درآمد فروش در پایان سال مالی قبل

است.

۲- شرکت‌های با امکانات سرمایه‌گذاری زیاد، با بهره‌مندی از کیفیت حسابرسی بالاتر، از مدیریت سود پایین‌تری برخوردارند.

۲-۱- شرکت‌های با امکانات سرمایه‌گذاری زیاد، با بهره‌مندی از کیفیت حسابرسی بالاتر، از مدیریت افزاینده سود کمتری برخوردارند.

۲-۲- شرکت‌های با امکانات سرمایه‌گذاری زیاد، با بهره‌مندی از کیفیت حسابرسی بالاتر، از مدیریت کاهشنده سود کمتری برخوردارند.

جامعه و نمونه آماری

جامعه آماری این تحقیق، کلیه شرکت‌هایی هستند که حداقل از ابتدای سال ۱۳۸۲ در بورس اوراق بهادار پذیرفته شده، تا پایان سال ۱۳۸۸ حضور داشته و از چهار ویژگی زیر، به‌طور همزمان برخوردار باشند:

۱- با عنایت به ماهیت و طبقه‌بندی متفاوت اقسام صورت‌های مالی شرکت‌های سرمایه‌گذاری و واسطه‌گری مالی نسبت به شرکت‌های تولیدی، شرکت‌های سرمایه‌گذاری، بانک و مؤسسات تأمین مالی نباشند.

۲- به دلیل لزوم محاسبه متغیرهای تحقیق و انجام آزمون فرضیات در مورد هر شرکت، اطلاعات مورد نیاز در رابطه با شرکت‌ها، در دسترس باشد.

۳- به منظور همسانی تاریخ گزارشگری، حذف تأثیرات فصلی و افزایش قابلیت مقایسه اطلاعات، سال مالی شرکت، به پایان اسفند ختم شده و دوره مورد بررسی تغییر نکرده باشد.

۴- در طول هر یک از سال‌های دوره تحقیق، وقفه معاملاتی بیش از شش ماه نداشته باشند.

سرمایه‌گذاری‌های بلندمدت نیز محاسبه شده است که نحوه برآورد آن به شرح زیر است:

$$I_{LTI} = \gamma_0 \frac{CFQ_t}{LI_{t-1}} + \gamma_1 MTB + \gamma_2 SR_{t-1} + \gamma_3 \frac{OP}{TA} + \varepsilon_t \quad (3)$$

که در آن:

I_{LTI} : شاخص سرمایه‌گذاری بر مبنای تغییر در سرمایه‌گذاری‌های بلندمدت؛

LI_{t-1} : سرمایه‌گذاری‌های بلندمدت در پایان سال

مالی قبل؛

$\frac{OP}{TA}$: نسبت سود عملیاتی بر جمع دارایی‌هاست.

همانند مدل قبلی، با قراردادن مقادیر واقعی در مدل برآوردشده، مقادیر خطا برای هر شرکت-سال محاسبه می‌شود که با ضرب نمودن منفی یک در مقادیر خطای منفی، معیار بررسی کارایی سرمایه‌گذاری حاصل می‌گردد.

مدیریت سود

در این تحقیق، به منظور اندازه‌گیری شاخص مدیریت سود، از قدرمطلق ارقام تعهدی اختیاری استفاده شده است، زیرا وارثیلد و همکاران (۱۹۹۵) [۲۷] مستند نمودند که قدرمطلق ارقام تعهدی اختیاری، در زمانی که تمرکز تحقیق بر میزان دستکاری سود است، مناسبتر است. همچنین، فرانسیس و کریشنا (۱۹۹۹) [۱۰] بیان نمودند که وقتی سود می‌تواند به وسیله هر دوی ارقام تعهدی مثبت یا ارقام تعهدی منفی، افزایش یابد، جهت ارقام تعهدی ممکن است به اهمیت وجود ارقام تعهدی نباشد.

سابرامانیام (۱۹۹۶) [۲۱] نشان داد که برآورد مقطعی (*Cross-Sectional*)، بر حسب دقت پارامترهای برآوردشده مدل‌ها، بهتر از نمونه‌های سری

مبنای نظری مدل فوق، بر این نکته استوار است که فرصت‌های رشد شرکت (*GO*)، باید سرمایه‌گذاری‌های جدید (*I*) شرکت را توجیه نماید. به بیان دیگر، انتظار بر این است که در رگرسیون بین این دو متغیر، فرصت‌های رشد، سرمایه‌گذاری‌ها را توضیح دهد. بنابراین، در صورتی که فرصت‌های رشد نتواند سرمایه‌گذاری‌ها را توضیح دهد، مقادیر خطای حاصل، ناکارایی سرمایه‌گذاری را نشان خواهد داد. در مدل (۱)، ε_t ، نشان‌دهنده آن میزان از سرمایه‌گذاری‌ها (*I*) است که توسط فرصت‌های رشد (*GO*) توضیح داده نمی‌شود. این مقادیر خطا ممکن است مثبت یا منفی باشد. مقادیر مثبت خطا، بیش سرمایه‌گذاری و مقادیر منفی، کم سرمایه‌گذاری نامیده می‌شود.

در این تحقیق، از دو مدل بر مبنای تغییر در دارایی‌های غیرجاری و تغییر در سرمایه‌گذاری‌های بلندمدت برای اندازه‌گیری کارایی سرمایه‌گذاری، استفاده شده است.

$$I_{NCA} = \gamma_0 + \gamma_1 \frac{CFO}{NCA_{t-1}} + \gamma_2 MTB + \gamma_3 SR_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

که در آن:

I_{NCA} : شاخص سرمایه‌گذاری بر مبنای تغییر در دارایی‌های غیرجاری؛

NCA_{t-1} : جمع دارایی‌های غیرجاری در پایان

سال مالی قبل است.

پس از برآورد مدل (۲)، با قراردادن مقادیر واقعی در این مدل، مقادیر خطا برای هر شرکت-سال محاسبه، و با ضرب نمودن منفی یک در مقادیر خطای منفی، معیار بررسی کارایی سرمایه‌گذاری به دست می‌آید. همچنین، همان طور که اشاره شد، کارایی سرمایه‌گذاری، با استفاده از مدل بر مبنای تغییر در

حسابرسی با کیفیت بالاتری ارائه می‌دهند، زیرا آنها علاقه‌مندند که شهرت بیشتری در بازار کار به دست آورند، و از آنجایی که تعداد صاحبکارانشان زیاد است، نگران از دست‌دادن آن‌ها نیستند. فورمن (۲۰۰۶) [۱۱] نیز در پژوهش خود، به این نتیجه رسید که مؤسسات حسابرسی بزرگتر، از قصور حسابرسی کمتری برخوردارند. به‌طور خلاصه، بسیاری از پژوهش‌های پیشین، نشان داده‌اند که کیفیت حسابرسی با اندازه مؤسسات حسابرسی ارتباط دارد. لذا، در این تحقیق، سازمان حسابرسی، به‌عنوان حسابرس بزرگ، و سایر مؤسسات حسابرسی، به‌عنوان حسابرس کوچک انتخاب گردیدند، و با توجه به معیار اندازه مؤسسه حسابرسی، این‌طور فرض شد که سازمان حسابرسی، از کیفیت بالاتری نسبت به سایر مؤسسات حسابرسی برخوردار است.

معیاری برای امکانات سرمایه‌گذاری (FACTOR)

مطالعات زیادی، به‌منظور سنجش معیاری مرکب برای امکانات سرمایه‌گذاری از متغیرهای گوناگون، از تحلیل عامل استفاده کرده‌اند (گیور و گیور، ۱۹۹۳ [۱۲]؛ بابر و همکاران، ۱۹۹۶ [۴]؛ گول و تی‌شی، ۱۹۹۸ [۱۳]). تحلیل عامل، یک تکنیک تحلیل کاهشی داده‌هاست که روابط معکوس و پیچیده موجود میان یک مجموعه از متغیرها را به وسیله ایجاد متغیرهای جدید، ساده‌سازی کرده، به استخراج عامل‌ها به‌عنوان منابع اصلی انحراف میان متغیرهای اصلی می‌پردازد (دیلن و گلدستین، ۱۹۸۴ [۸]؛ ایستبروک، ۱۹۸۴ [۹]).

معیارهای امکانات سرمایه‌گذاری که در این تحقیق استفاده شده‌اند عبارتند از: ۱- ارزش بازار به ارزش

زمانی (Time Series) است. لذا، در این پژوهش، از مدل مقطعی جونز (۱۹۹۱) [۱۶]، استفاده شده است:

$$TA = \alpha + \beta(CHSALES - CHREC) + \gamma PPE \quad (۴)$$

که در آن داریم:

TA : جمع اقلام تعهدی در سال t ، که به‌صورت تغییر در دارایی‌های جاری منهای تغییر در بدهی‌های جاری، منهای تغییر در نقد و معادل نقد، به‌علاوه، تغییر در بدهی شامل بدهی جاری، و منهای هزینه استهلاك اندازه‌گیری می‌شود.

$CHSALES$: فروش در سال t منهای فروش در

سال $t-1$ ؛

$CHREC$: خالص حساب‌های دریافتی در سال t

منهای خالص حساب‌های دریافتی در سال $t-1$ ؛

PPE : ناخالص اموال، ماشین‌آلات و تجهیزات در

سال t ؛

α ، β و γ : پارامترهای برآوردی توسط

رگرسیون.

به‌منظور کاهش مشکل ناهمگنی پراکنش، تمام متغیرها به وسیله جمع دارایی‌ها در ابتدای دوره، درجه‌بندی شده‌اند. در نهایت، اقلام تعهدی اختیاری، با توجه به تفاوت میان جمع اقلام تعهدی واقعی و جمع اقلام تعهدی موردانتظار برآورد می‌شود.

ب) متغیرهای مستقل

کیفیت حسابرسی

در این تحقیق، از اندازه مؤسسه حسابرسی، به‌عنوان معیاری برای اندازه‌گیری کیفیت حسابرسی استفاده شده است. لوئیس هنوک (۲۰۰۵) [۱۴] نشان داد که مؤسسات حسابرسی بزرگتر، خدمات

به معنای سرمایه‌گذاری‌های موجود بیشتر، و در نتیجه، سهم کمتر امکانات سرمایه‌گذاری از ارزش شرکت است.

Q توبین

توبین (۱۹۶۹) [۲۳]، ابتدا به منظور ارزیابی پروژه‌های سرمایه‌گذاری، از نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری سرمایه‌گذاری استفاده نمود، که بعدها به نسبت Q توبین شهرت یافت. هدف وی، برقراری یک رابطه علی و معلولی بین شاخص Q و میزان سرمایه‌گذاری انجام شده توسط شرکت بود. این معیارها، به طور گسترده‌ای توسط سایر محققان، استفاده شد. توبین در سال ۱۹۷۸ [۲۲]، پس از تحقیق سال قبل خود که انتقاداتی را نسبت به Q مطرح کرده بود، تعدیلاتی را در مدل قبلی به وجود آورد و نسخه جدیدی از Q را ارائه کرد. در این نسخه، Q، از تقسیم ارزش بازار شرکت، به ارزش جایگزینی دارایی‌های شرکت به دست می‌آید. لیندرنبرگ و راس نیز در سال ۱۹۹۱ [۱۷]، با استفاده از اطلاعات ۲۵۷ شرکت آمریکایی، Q توبین (نسخه تعدیل شده توبین) را نقد و بررسی و نسخه جدیدی را ارائه نمودند. در مجموع، تحقیقات مختلف انجام شده در خصوص Q، به ارائه نسخه‌های مختلف Q منجر گردید، که از جمله نسخه‌های متداول می‌توان به Q ساده، Q استاندارد، Q لیندرنبرگ و راس، QPW، Q هال، Q لی ویلن و بادریئات اشاره نمود. در این تحقیق، نسبت Q توبین (MTB)، با استفاده از رابطه زیر محاسبه می‌شود:

$$Q = MT + \frac{TA - BVOE}{TA} \quad (5)$$

که در آن:

MT: ارزش بازار حقوق صاحبان سهام؛

دفتری دارایی (FIRMASS)؛ ۲- ارزش بازار به ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام (MKTBKEQ) و ۳- نسبت ناخالص اموال، ماشین‌آلات و تجهیزات (PPEGT). اگرچه این سه متغیر، به هیچ عنوان، تنها متغیرهای موجود نیستند، اما بارها در تحقیقات گذشته استفاده شده‌اند و محدودیت‌های کمتری بر داده وضع می‌کنند. FIRMASS نسبت مجموع ارزش بازار حقوق صاحبان سهام و ارزش دفتری بدهی‌های بلندمدت، بر مجموع دارایی‌های شرکت است؛ MKTBKEQ نسبت ارزش بازار حقوق صاحبان سهام به ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام است. و در نهایت، PPEGT نسبت ناخالص اموال، ماشین‌آلات و تجهیزات به مجموع ارزش بازار حقوق صاحبان سهام و بدهی‌های بلندمدت شرکت است.

بر مبنای تحقیق مایرز (۱۹۷۷) [۱۸]، ارزش یک شرکت شامل سرمایه‌گذاری‌های موجود، و امکانات سرمایه‌گذاری است. اگر ارزش بالاتر شرکت، به وسیله امکانات سرمایه‌گذاری (سرمایه‌گذاری‌های موجود) ایجاد شده باشد، به معنای امکانات سرمایه‌گذاری بالاتر (پایین‌تر) در شرکت است. از ارزش بازار شرکت می‌توان برای به دست آوردن مجموع ارزش شرکت، شامل هردوی امکانات سرمایه‌گذاری، و سرمایه‌گذاری‌های موجود استفاده کرد. بنابراین، انتظار می‌رود که FIRMASS و MKTBKEQ به طور مثبتی، به امکانات سرمایه‌گذاری وابسته باشند، زیرا ارزش‌های بزرگتر این معیارها، به معنای ارزش بالاتر شرکت در رابطه با سرمایه‌گذاری‌های موجود است. به طور معکوس، انتظار می‌رود که PPEGT به طور منفی وابسته به امکانات سرمایه‌گذاری باشد، زیرا ارزش بزرگتر آن،

TA: جمع دارایی‌ها؛

BVOE: ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام

است.

الگوهای رگرسیونی برای آزمون فرضیه‌ها

به‌منظور آزمون فرضیه اول تحقیق، از مدل

رگرسیونی زیر استفاده شده است:

$$INE = \beta_0 + \beta_1 AUD + \beta_2 FACTOR + \beta_3 AUD * \\ FACTOR + \beta_4 CAPINT + \beta_5 SIZESALE + \beta_6 \\ LDEBTAT + \beta_7 PISSUE + \beta_8 LARGENI + \beta_9 \text{ (۶)} \\ \log TA + \beta_{10} MTB + \beta_{11} CFO/TA + \beta_{12} \\ LEVERAGE + \varepsilon_0$$

که در آن داریم:

INE: کارایی سرمایه‌گذاری؛

AUD: متغیر مجازی است. در صورتی که مؤسسه

حسابرسی، با کیفیت بالا باشد، برابر یک و در غیر این صورت صفر است؛

FACTOR: نماگر برای امکانات سرمایه‌گذاری؛

CAPINT: نسبت ناخالص اموال، ماشین‌آلات و

تجهیزات به فروش‌ها؛

SIZESALE: لگاریتم طبیعی فروش‌ها؛

LDEBTAT: نسبت ارزش دفتری بدهی‌های

بلندمدت به مجموع دارایی‌ها؛

PISSUE: اگر تغییر در حقوق صاحبان سهام

شرکت در سال $t-1$ $\geq 10\%$ باشد، یک و در غیر

این صورت صفر است (تغییر در حقوق صاحبان سهام

برابر است با حقوق صاحبان سهام در سال $t-1$ منهای

حقوق صاحبان سهام در سال $t-2$ و تقسیم بر حقوق

صاحبان سهام در سال $t-2$)؛

LARGENI: اگر تغییر مطلق در سود خالص $\geq 10\%$

باشد، یک و در غیر این صورت صفر است

(تغییر در سود خالص برابر است با سود خالص در

سال t منهای سود خالص در سال $t-1$ و تقسیم بر

سود خالص در سال $t-1$)؛

logTA: لگاریتم طبیعی جمع دارایی‌ها؛

MTB: Q توبین؛

CFO/TA: جریان وجوه نقد حاصل از عملیات

به جمع دارایی‌ها؛

LEVERAGE: نسبت ارزش دفتری بدهی‌های

بلندمدت به ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام.

همان‌طور که در قبل نیز اشاره شد، در این

تحقیق، برای اندازه‌گیری کارایی سرمایه‌گذاری، از دو

مدل بر مبنای تغییر در دارایی‌های غیر جاری و تغییر

در سرمایه‌گذاری‌های بلندمدت استفاده شده است.

بنابراین، معادله رگرسیونی فوق، به‌طور جداگانه،

برای هر یک از این دو معیار منظور شده است.

در معادله رگرسیونی فوق، فرض شده است که

کیفیت حسابرسی، موجب افزایش کارایی

سرمایه‌گذاری گردد، لذا انتظار می‌رود که ضریب β_1

مثبت باشد. شرکت‌های با امکانات سرمایه‌گذاری بالا

نیز، فرض شده است کارایی سرمایه‌گذاری بیشتری

دارند، بنابراین، این انتظار وجود دارد که ضریب β_2

دارای علامت مثبت باشد. همچنین، اگر کیفیت بالاتر

حسابرسی، در شرکت‌های با کارایی سرمایه‌گذاری بالا

موجب افزایش کارایی سرمایه‌گذاری گردد، انتظار

می‌رود که β_3 نیز مثبت باشد.

شرکت‌های با امکانات سرمایه‌گذاری زیاد محدود کنند، انتظار می‌رود که γ_3 دارای علامت منفی باشد.

یافته‌های تحقیق و تجزیه و تحلیل آن

در این پژوهش، به منظور بررسی نرمال بودن باقیمانده‌ها، از آزمون جارک‌برا استفاده شده است. همسانی واریانس‌ها نیز با استفاده از دو آزمون ناهمسانی واریانس (با و بدون تأثیرات متقابل) بررسی گردیده و در صورت عدم همسانی واریانس‌ها، آزمون وایت به کار رفته است. آزمون‌های دوربین واتسون و ضریب لاگرانژ نیز به منظور اطمینان از استقلال باقیمانده‌ها منظور شده است. همچنین، فرضیات پژوهش، با استفاده از الگوی رگرسیون خطی چندگانه آزمون گردیده است. در ادامه، نتایج حاصل از آزمون فرضیه‌ها، ارائه و تحلیل می‌گردد. فرضیه اول تحقیق، به بررسی رابطه میان کیفیت حسابرسی بالاتر و کارایی سرمایه‌گذاری در شرکت‌های با امکانات سرمایه‌گذاری بالا می‌پردازد. نتایج حاصل از آزمون این فرضیه، در نگاره (۱) مشخص شده است. در تمام این تحقیق، تنها متغیرهایی که دارای رابطه معنی‌دار با متغیر وابسته بودند، ذکر شده‌اند.

الگوی رگرسیونی زیر نیز برای آزمون فرضیه دوم

تحقیق، طرح شده است:

$$DACC = \gamma_0 + \gamma_1 AUD + \gamma_2 FACTOR + \gamma_3 AUD * FACTOR + \gamma_4 CAPINT + \gamma_5 SIZESALE + \gamma_6 LDEBTAT + \gamma_7 PISSUE + \gamma_8 LARGENI + \gamma_9 \log TA + \gamma_{10} MTB + \gamma_{11} CFO/TA + \gamma_{12} LEVERAGE + \varepsilon_0 \quad (V)$$

که در آن:

$DACC$: قدرمطلق اقلام تعهدی اختیاری است.

با توجه به دو زیرفرضیه موجود در فرضیه دوم، در این تحقیق، به بررسی جداگانه کیفیت حسابرسی و مدیریت افزاینده سود و مدیریت کاهنده سود در شرکت‌های با امکانات سرمایه‌گذاری بالا نیز پرداخته شده است. اگر کیفیت حسابرسی، موجب کاهش اقلام تعهدی اختیاری شود، انتظار می‌رود که ضریب γ_1 منفی باشد. همچنین، اگر شرکت‌های با امکانات سرمایه‌گذاری بالا، به احتمال بیشتری، اقلام تعهدی اختیاری را دستکاری کنند، γ_2 نیز بنا بر انتظار، باید منفی باشد. در نهایت، اگر حساب‌برسان با کیفیت بالاتر قادر باشند که استفاده از اقلام تعهدی اختیاری را برای

نگاره ۱ نتایج آزمون فرضیه اول با توجه به مدل تغییر در دارایی‌های غیرجاری (INE)

| متغیر | ضریب | آماره t | معنی‌داری |
|-------------------|--------|----------------------|-----------|
| Intercept | -۰,۸۹۶ | -۱,۸۴۲ | ۰,۰۶۶ |
| AUD | ۰,۴۷۲ | ۱,۹۸۰ | ۰,۰۴۸ |
| FACTOR | -۰,۴۱۰ | -۲,۴۵۱ | ۰,۰۱۵ |
| AUD*FACTOR | ۰,۸۲۲ | ۳,۸۶۰ | ۰,۰۲۱ |
| LDEBTAT | ۰,۳۴۵ | ۲,۰۲۴ | ۰,۰۲۷ |
| LARGENI | ۰,۲۶۱ | ۲,۴۳۱ | ۰,۰۱۵ |
| MTB | -۰,۳۰۷ | -۲,۴۴۶ | ۰,۰۱۵ |
| آماره F | ۸,۱۸۱ | ضریب تعیین تعدیل شده | ۰,۰۹۴ |
| معنی‌داری آماره F | ۰,۰۰۰ | دوربین واتسون | ۱,۷۱۵ |

۰,۸۲۲ و رابطه معنی‌دار با کارایی سرمایه‌گذاری است. مفهوم برآمده از این رابطه، نشان‌دهنده آن است که شرکت‌های با امکانات سرمایه‌گذاری بالا، هنگامی که از حساب‌برسان با کیفیت‌تر استفاده می‌کنند، از کارایی سرمایه‌گذاری بیشتری برخوردارند. بنابراین، فرضیه اول تحقیق که با وجود حساب‌برسان با کیفیت بالا، سطح یکسانی از کارایی سرمایه‌گذاری را برای شرکت‌های با امکانات سرمایه‌گذاری بالا، قائل بود، رد می‌شود.

نتایج حاصل از آزمون فرضیه اول، هنگامی که کارایی سرمایه‌گذاری با استفاده از مدل تغییر در سرمایه‌گذاری‌های بلندمدت اندازه‌گیری می‌شود نیز در نگاره (۲) نشان داده شده است. همان‌طور که مشاهده می‌گردد، نتایج حاصل از این مدل، نتایج اصلی به دست‌آمده از مدل قبل را تأیید می‌کند.

در نگاره (۱)، کارایی سرمایه‌گذاری، با استفاده از مدل تغییر در دارایی‌های غیرجاری محاسبه شده است. طبق نتایج منعکس در این نگاره، ضریب متغیر AUD برابر با ۰,۴۷۲ و دارای رابطه معنی‌داری با کارایی سرمایه‌گذاری است. این بدین معنی است که کیفیت حسابرسی بالا، باعث افزایش کارایی سرمایه‌گذاری در شرکت‌ها می‌شود. نتایج به دست‌آمده همچنین نشان می‌دهد که متغیر $FACTOR$ ، در سطح اطمینان ۹۵ درصد، دارای رابطه منفی و معنی‌دار با کارایی سرمایه‌گذاری است. این موضوع نشان می‌دهد که برخلاف انتظار، شرکت‌های با امکانات سرمایه‌گذاری بالا، رابطه مستقیمی با کارایی سرمایه‌گذاری ندارند. با این حال، متغیر متقابل $AUD*FACTOR$ ، که متغیر اصلی و تعیین‌کننده نتیجه آزمون فرضیه اول تحقیق است، دارای ضریب

نگاره ۲ نتایج آزمون فرضیه اول با توجه به مدل تغییر در سرمایه‌گذاری‌های بلندمدت (INE)

| متغیر | ضریب | آماره t | معنی‌داری |
|---------------------|--------|----------------------|-----------|
| <i>Intercept</i> | ۱,۱۰۰ | ۲,۲۳۱ | ۰,۰۲۶ |
| <i>AUD</i> | ۰,۳۲۶ | ۳,۴۲۰ | ۰,۰۳۳ |
| <i>FACTOR</i> | -۰,۶۲۸ | -۲,۵۶۳ | ۰,۰۳۰ |
| <i>AUD*FACTOR</i> | ۰,۲۹۸ | ۳,۷۵۲ | ۰,۰۱۴ |
| <i>CAPINT</i> | -۰,۲۱۵ | -۲,۹۹۶ | ۰,۰۰۳ |
| <i>LDEBTAT</i> | ۳,۳۳۷ | ۳,۵۰۰ | ۰,۰۰۱ |
| <i>Log TA</i> | ۰,۸۱۰ | ۶,۵۲۸ | ۰,۰۰۰ |
| <i>MTB</i> | ۱,۰۲۰ | ۳,۲۵۸ | ۰,۰۴۱ |
| آماره F | ۳۷,۴۲۴ | ضریب تعیین تعدیل‌شده | ۰,۳۴۵ |
| معنی‌داری آماره F | ۰,۰۰۰ | دوربین واتسون | ۱,۶۶۰ |

امکانات سرمایه‌گذاری زیاد می‌پردازد. نتایج حاصل از آزمون این فرضیه، در نگاره (۳) ارائه شده است.

فرضیه دوم تحقیق، به بررسی رابطه میان کیفیت حسابرسی و ارقام تعهدی اختیاری در شرکت‌های با

نگاره ۳ نتایج آزمون فرضیه دوم (DACC)

| متغیر | ضریب | آماره <i>t</i> | معنی‌داری |
|--------------------------|--------|----------------------|-----------|
| <i>Intercept</i> | -۱,۱۲۹ | -۱,۵۵۶ | ۰,۱۲۰ |
| <i>FACTOR</i> | ۰,۴۳۸ | ۲,۰۱۱ | ۰,۰۴۵ |
| <i>LDEBTAT</i> | ۰,۳۱۴ | ۲,۳۰۲ | ۰,۰۳۸ |
| آماره <i>F</i> | ۲,۱۶۰ | ضریب تعیین تعدیل شده | ۰,۰۳۰ |
| معنی‌داری آماره <i>F</i> | ۰,۰۱۳ | دوربین واتسون | ۱,۸۶۰ |

۰,۴۳۸ و دارای رابطه معنی‌دار با اقلام تعهدی اختیاری است. این بدین معناست که در شرکت‌های با امکانات سرمایه‌گذاری بالا، به احتمال بیشتری، اقلام تعهدی اختیاری دستکاری می‌شوند. همچنین، با توجه به دو زیرفرضیه موجود در فرضیه دوم که به بررسی جداگانه رابطه کیفیت حسابداری و اقلام تعهدی اختیاری افزایش یافته و کاهش سود می‌پردازد، نتایج حاصل، به شرح نگاره‌های ۴ و ۵ ارائه شده است:

مطابق نگاره (۳) و برخلاف آنچه انتظار می‌رفت، رابطه معناداری میان کیفیت حسابداری و سطح اقلام تعهدی اختیاری در شرکت‌های با امکانات سرمایه‌گذاری بالا مشاهده نگردید (عدم معنی‌داری متغیر متقابل $AUD * FACTOR$). این موضوع، با توجه به عدم رابطه معنی‌دار میان متغیر *AUD* و اقلام تعهدی اختیاری، در مورد شرکت‌های دیگر نیز مصداق دارد. همچنین، همان‌طور که در نگاره (۳) مشخص است، ضریب متغیر *FACTOR* برابر با

نگاره ۴ نتایج آزمون زیرفرضیه اول فرضیه دوم (+DACC)

| متغیر | ضریب | آماره <i>t</i> | معنی‌داری |
|--------------------------|--------|----------------------|-----------|
| <i>Intercept</i> | -۲,۸۲۰ | -۳,۹۶۰ | ۰,۰۰۰ |
| <i>AUD</i> | ۰,۰۴۲ | ۲,۰۳۰ | ۰,۰۳۳ |
| <i>FACTOR</i> | ۰,۷۱۲ | ۲,۹۶۳ | ۰,۰۰۳ |
| <i>LDEBTAT</i> | ۰,۴۳۲ | ۲,۳۲۵ | ۰,۰۱۸ |
| آماره <i>F</i> | ۴,۶۸۶ | ضریب تعیین تعدیل شده | ۰,۱۲۷ |
| معنی‌داری آماره <i>F</i> | ۰,۰۰۰ | دوربین واتسون | ۲,۱۳۶ |

نگاره ۵ نتایج آزمون زیرفرضیه دوم فرضیه دوم (-DACC)

| متغیر | ضریب | آماره <i>t</i> | معنی‌داری |
|--------------------------|--------|----------------------|-----------|
| <i>Intercept</i> | -۲,۰۴۴ | -۳,۱۵۶ | ۰,۰۰۲ |
| <i>FACTOR</i> | ۰,۶۳۲ | ۳,۰۱۲ | ۰,۰۱۲ |
| <i>LARGENI</i> | -۰,۲۷۳ | -۱,۹۸۱ | ۰,۰۴۸ |
| <i>MTB</i> | ۰,۴۰۳ | ۱,۹۷۵ | ۰,۰۳۲ |
| آماره <i>F</i> | ۳,۳۶۲ | ضریب تعیین تعدیل شده | ۰,۰۴۷ |
| معنی‌داری آماره <i>F</i> | ۰,۰۳۲ | دوربین واتسون | ۱,۹۲۷ |

شکوفایی نهاد مذکور، و در نتیجه، ایفای نقش مؤثرتر در انجام حسابرسی‌های با کیفیت بالاتر به وجود آید، تا بدین وسیله، شرکت‌ها بتوانند کارایی سرمایه‌گذاری خود را افزایش دهند.

منابع

- ۱- ثقفی، علی؛ عرب‌مازار یزدی، مصطفی. (۱۳۸۹). «کیفیت گزارشگری مالی و ناکارایی سرمایه‌گذاری». پژوهش‌های حسابداری مالی، ۴ (۶). صص ۱-۲۰.
- ۲- مدرس، احمد؛ حصارزاده، رضا. (۱۳۸۷). «کیفیت گزارشگری مالی و کارایی سرمایه‌گذاری». فصلنامه بورس اوراق بهادار، ۲. صص ۸۵-۱۱۶.
- ۳- هاشمی، عباس؛ صادقی، محسن؛ سروشیار، افسانه. (۱۳۸۹). «ارزیابی نقش کیفیت سود بر الگو، شیوه تأمین مالی و کارایی سرمایه‌گذاری شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران»، تحقیقات حسابداری، ۶.
- 4- Baber, W. R., Janakiraman, S. N., Kang, S. H. (1996). Investment opportunities and the structure of executive compensation. *Journal of Accounting and Economics*, 21, 297-318.
- 5- Beatty, A., Weber, J., Scott, J. (2007). The Role of Accounting Quality in Reducing Investment Inefficiency in the Presence of Private Information and Direct Monitoring. Working paper, *The Ohio State University*.
- 6- Biddle, G., Hilary, G., Verdi, R. (2009). How Does Financial Reporting Quality Improve Investment Efficiency?. *Journal of Accounting and Economic*, 48, 112-131.
- 7- Bushman, R. M., Piotroski, J. D., Smith, A., J. (2003). What Determines Corporate Transparency? Available at www.SSRN.com.
- 8- Dillon, W. R., Goldstein, M. (1984). *Multivariate Analysis: Methods and Applications*. John Wiley & Sons, New York, US.

نتایج حاصل، در اکثر موارد، با نتایج به دست آمده از بررسی این رابطه، با قدرمطلق ارقام تعهدی اختیاری منطبق است.

نتیجه‌گیری

با توجه به محدودیت موجود در منابع و لزوم برنامه‌ریزی شرکت‌ها برای جلوگیری از رکود و عقب‌ماندگی، افزایش کارایی سرمایه‌گذاری علاوه بر توسعه سرمایه‌گذاری، از اهمیت قابل توجهی برخوردار شده است. این مسأله، به‌ویژه در مورد شرکت‌های با امکانات سرمایه‌گذاری زیاد، اهمیتی دوچندان دارد. با توجه به اهمیت موضوع، در این تحقیق، به بررسی احتمال اثرگذاری کیفیت حسابرسی بالاتر بر کارایی سرمایه‌گذاری شرکت‌های با امکانات سرمایه‌گذاری زیاد، و همچنین تأثیر کیفیت حسابرسی در کاهش دستکاری ارقام تعهدی اختیاری در این شرکت‌ها، پرداخته شده است. نتایج به دست آمده از تحقیق نشان داد که چنانچه شرکت‌های با امکانات سرمایه‌گذاری زیاد، از حساب‌رسان با کیفیت بالاتر استفاده کنند، سطح بالاتری از کارایی سرمایه‌گذاری را تجربه خواهند کرد. این در حالی است که کیفیت حسابرسی بالاتر، بر خلاف انتظار، تأثیری در کاهش دستکاری در ارقام تعهدی اختیاری ندارد. اگرچه نتایج تحقیق نشان داد که در صورت استفاده از حساب‌رسان با کیفیت بالاتر، شرکت‌ها از کارایی سرمایه‌گذاری بالاتری برخوردار می‌شوند، لیکن با توجه به تحقیقات مختلف انجام شده، مؤسسات حسابرسی اندکی هستند که کیفیت بالایی در حسابرسی دارند. بنابراین، پیشنهاد می‌گردد با تمرکز بر جامعه حسابداران رسمی ایران، زمینه رشد و

- decisions when firms have information that investors do not have. *Journal of Financial Economics*, 20, 293–315.
- 20- Stein, J. (2003). Agency information and corporate investment. In *Handbook of the Economics of Finance*, edited by George Constantinides, Milt Harris and René Stulz, Elsevier. 111-165.
- 21- Subramanyam, K. R. (1996). The pricing of discretionary accruals. *Journal of Accounting and Economics*, 22, 249–281.
- 22- Tobin, J. (1978). A Proposal for International Monetary Reform. Cowles Foundation for Research in Economics, *Yale University*.
- 23- Tobin, J. (1969). A General Equilibrium Approach to Monetary Theory. *Journal of Money, Credit and Banking*, 1, 15-29.
- 24- Tsui, J. L., Jaggi, B., Gul, F. A. (2001). CEO domination, growth opportunities, and their impact on audit fees. *Journal of Accounting, Auditing and Finance*, 16, 189–208.
- 25- Verdi, R. S. (2006). Financial reporting quality and investment efficiency. Available at www.SSRN.com.
- 26- Verrecchia, R. (2001). Essays on disclosure. *Journal of Accounting and Economics*, 32, 91-180.
- 27- Warfield, T., Wild, J., Wild, K. (1995). Managerial ownership, accounting choices, and informativeness of earnings. *Journal of Accounting and Economics*, 20, 61–91.
- 9- Easterbrook, F. H. (1984). Two agency-cost explanations of dividends. *American Economic Review*, 74, 650–659.
- 10- Francis, J. R., Krishnan, J. (1999). Accounting accruals and auditor reporting conservatism. *Contemporary Accounting Research*, 16, 135–165.
- 11- Fuerman, R. (2006). Comparing the Auditor Quality of Arthur Andersen to that of the Big 4. *API*, 6, 1-10.
- 12- Gaver, J. J., Gaver, K. M. (1993). Additional evidence on the association between the investment opportunity set and corporate financing, dividend, and compensation policies. *Journal of Accounting and Economics*, 16, 125–160.
- 13- Gul, F. A., Tsui, J. S. L. (1998). A test of the free cash flow and debt monitoring hypothesis: Evidence from audit pricing. *Journal of Accounting and Economics*, 24, 219–237.
- 14- Henock, L. (2005). Acquirers' abnormal returns and the non-Big 4 auditor clientele effect. *Journal of accounting and economics*, 40, 75-99.
- 15- Hubbard, R. (1998). Capital-market imperfections and investment. *Journal of Economic Literature*, 36, 193-225.
- 16- Jones, J. J. (1991). Earnings management during import relief investigations. *Journal of Accounting Research*, 29, 193–228.
- 17- Lindenberg, E. B., Aross, S. (1998). Tobin's Q Ratio and Industrial Organization. *Irwin Co*, 268.
- 18- Myers, S. C., (1977). Determinants of corporate borrowing. *Journal of Financial Economics*, 5, 147–175.
- 19- Myers, S. C., Majluf, N. S. (1984). Corporate financing and investment

تأثیر شفاف نبودن اطلاعات مالی بر ریسک سقوط آتی قیمت سهام در شرکت‌های پذیرفته

شده در بورس اوراق بهادار تهران

داریوش فروغی^{۱*}، هادی امیری^{**}، منوچهر میرزایی^{***}

^{*}استادیار گروه حسابداری، دانشگاه اصفهان

^{**}استادیار گروه اقتصاد، دانشگاه اصفهان

^{***}دانشجوی کارشناسی ارشد حسابداری، دانشگاه اصفهان

چکیده

شفافیت اطلاعات مالی، همواره به عنوان یکی از مؤثرترین متغیرها در تعیین استراتژی سرمایه‌گذاری در بازارهای مالی مطرح بوده است. علی‌رغم این موضوع مدیران به عنوان مسئول تهیه صورت‌های مالی، همواره انگیزه دارند تا برای حفظ منافع خود به تحریف اطلاعات مالی بپردازند. از جمله اقدامات مدیران که به شفاف نبودن اطلاعات مالی منجر می‌شود، مدیریت یا دستکاری سود است. در فرایند مدیریت سود، مدیران سعی می‌کنند اخبار منفی را در داخل شرکت انباشت کرده، آن را افشا نکنند. هنگامی که این توده اخبار منفی انباشته به نقطه اوج خود می‌رسد، به یکباره وارد بازار شده، به سقوط قیمت سهام منجر می‌شود. بنابراین، می‌توان گفت که عدم شفافیت اطلاعات مالی، ریسک سقوط قیمت سهام را افزایش می‌دهد. هدف اصلی پژوهش حاضر، بررسی ارتباط بین عدم شفافیت اطلاعات مالی و ریسک سقوط آتی قیمت سهام است. یافته‌های پژوهش حاضر، حاکی از آن است که بین عدم شفافیت اطلاعات مالی و ریسک سقوط آتی قیمت سهام رابطه مستقیم وجود دارد. بنابراین، می‌توان نتیجه گرفت که با افزایش عدم شفافیت در گزارشگری مالی، ریسک سقوط آتی قیمت سهام افزایش می‌یابد. نتایج این پژوهش، همچنین نشان می‌دهد که در شرایطی که بین مدیران و سرمایه‌گذاران عدم تقارن اطلاعاتی وجود دارد، اثر عدم شفافیت اطلاعات مالی بر افزایش ریسک سقوط آتی قیمت سهام بیشتر است.

واژه‌های کلیدی: عدم شفافیت اطلاعات مالی، ریسک سقوط آتی قیمت سهام، عدم تقارن اطلاعاتی، مدیریت سود، مدل تعدیل شده جونز.

۱- مقدمه

وقایع ناگوار و بحران‌های به وجود آمده در بورس‌های جهان و به ویژه سپتامبر سیاه ۱۹۹۷ و سپس حادثه یازدهم سپتامبر ۲۰۰۰، افشای ماجرای ورلداکام، انرون، زیراکس و سپس پارمالات در سطح جهان و سقوط شاخص‌های بورس تهران در سال ۱۳۸۳ باعث گردید تا مقوله شفافیت گزارشگری مالی بیش از پیش مورد توجه قرار گیرد. علاوه بر این، در محیط پرتلاطم امروزی، بسیاری از سرمایه‌گذاران بر اهمیت شفاف‌سازی اطلاعات تأکید می‌کنند و فقدان اطلاعات و یا عدم اطمینان درباره آنها به یک مشکل اساسی در بازارهای مالی تبدیل شده است [۳]. یکی از عواملی که به عدم شفافیت اطلاعات مالی منجر می‌شود، مدیریت یا دستکاری سود است [۹].

از دیدگاه اقتصادی با فرض منطقی بودن رفتار افراد، فرض بر این است که همه در وهله اول به دنبال حداکثر کردن منافع خویش هستند. مدیران نیز از این قاعده مستثنا نیستند. آنها علاقه‌مندند که در راستای حداکثر کردن منافع شخصی، رفاه اجتماعی و تثبیت موقعیت شغلی خود، تصویر مطلوبی از وضعیت مالی واحد تجاری به سهامداران و سایر افراد ذی‌نفع ارائه نمایند، لکن در برخی موارد الزاماً افزایش ثروت مدیران در راستای افزایش ثروت سایر گروه‌ها از جمله سهامداران نیست. با در نظر گرفتن تئوری تضاد منافع میان مدیران و مالکان، مدیران واحدهای تجاری از انگیزه‌های لازم برای دستکاری سود به

منظور حداکثر کردن منافع خود برخوردارند [۱۲]. بر اساس پژوهش‌های انجام شده انگیزه‌های مدیریت سود شامل قراردادهای بدهی، هزینه‌های سیاسی، طرح‌های پاداش و ساختار مالکیت است [۷].

در شرایط نبود شفافیت کامل در گزارشگری مالی، برای مدیران این فرصت فراهم می‌شود تا برای حفظ شغل و اعتبار حرفه‌ای خود، اطلاعات منفی را در داخل شرکت پنهان کنند. از این‌رو، این اطلاعات منفی در داخل شرکت انباشته می‌شود. هنگامی که توده اطلاعات منفی انباشته به نقطه اوج خود می‌رسد، نگهداری آن برای مدت زمان طولانی‌تر غیرممکن و پرهزینه می‌شود. در نتیجه توده اطلاعات منفی به یکباره وارد بازار شده، به سقوط قیمت سهام منجر می‌گردد [۱۳]. هدف این تحقیق، بررسی تأثیر عدم شفافیت اطلاعات مالی بر ریسک سقوط آتی قیمت سهام و همچنین بررسی تأثیر عدم تقارن اطلاعاتی بر رابطه بین عدم شفافیت اطلاعات مالی و ریسک سقوط آتی قیمت سهام است.

۲- مروری بر مبانی نظری پژوهش

۲-۱- مفهوم شفافیت اطلاعات مالی و تعاریف آن

رفتار سرمایه‌گذاران در بورس، نحوه تصمیم‌گیری، تخصیص منابع پولی، قیمت‌گذاری و ارزیابی بازده شرکت‌ها را تحت تأثیر قرار می‌دهد. شرایط مبهم و اشتباهات شناختی که در روان‌شناسی انسان ریشه دارد، باعث می‌شود که

والن^۳(۱۹۹۹) تعریف زیر را از مدیریت سود ارائه می‌نمایند: "مدیریت سود زمانی اتفاق می‌افتد که مدیران از قضاوت‌های شخصی خود برای گزارشگری مالی استفاده می‌کنند و در نتیجه، در ساختار مالی تغییراتی ایجاد می‌کنند. این تغییرات در گزارشگری مالی موجب گمراهی افراد ذی‌نفع درباره عملکرد بنگاه اقتصادی می‌گردد و یا روی پیامدهای ناشی از قراردادهای واحد تجاری که به ارقام حسابداری گزارش شده وابسته است، اثر می‌گذارد"^۴[۱۳]. اسکات^۴(۱۹۹۷) به مدیریت سود به عنوان اختیار شرکت در انتخاب سیاست‌های حسابداری برای دستیابی به برخی اهداف خاص مدیریت اشاره می‌کند[۱۹]. فرن و همکاران^۵(۱۹۹۴) دستکاری سود توسط مدیریت به منظور دستیابی به قسمتی از پیش‌داوری‌های مربوط به سود مورد انتظار را به عنوان مدیریت سود تعریف می‌کنند[۱۱]. مطالعات موجود در زمینه مدیریت سود، عموماً به اقلام تعهدی متکی بوده است. اقلام تعهدی از تفاوت بین سود و وجه نقد عملیاتی حاصل می‌شود. با فرض اینکه جریان وجه نقد دستکاری نمی‌شود، تنها راه باقیمانده برای دستکاری سود، افزایش یا کاهش اقلام تعهدی است، اما سؤال این است که افزایش یا کاهش تا چه میزان است و سطح نرمال اقلام تعهدی چقدر است؟ بر اساس مطالعه دیچاو و همکاران^۶(۲۰۰۵)، در سال دستکاری سود، اقلام تعهدی اختیاری افزایش و در سال بعد به شدت

سرمایه‌گذاران در شکل‌دهی انتظارات خود، مرتکب اشتباه شوند و در نتیجه، رفتارهای ویژه در هنگام سرمایه‌گذاری در بازارهای مالی از خود بروز دهند.

رفتار سرمایه‌گذاران از عوامل بسیاری متأثر است که یکی از عوامل اصلی این ابهامات رفتاری، موضوع عدم اطمینان و عدم شفافیت اطلاعات است[۱۴]. شفافیت اطلاعات عبارت است از افزایش جریان بموقع و قابل‌اتکای اطلاعات اقتصادی، مالی، اجتماعی و سیاسی که در دسترس همه ذی‌نفعان قرار گیرد[۳]. همچنین، عدم شفافیت اطلاعات مالی به عنوان ممانعت عمدی از دسترسی به اطلاعات، ارائه نادرست اطلاعات یا ناتوانی بازار در کسب اطمینان از کفایت مربوط بودن و کیفیت اطلاعات ارائه شده تعریف شده است[۲۰].

۲-۲- مفهوم مدیریت سود به عنوان معیار عدم شفافیت اطلاعات مالی و تعاریف آن

پژوهشگران متعددی، از جمله هاتن و همکاران^۱(۲۰۰۹) از مدیریت سود به عنوان معیار عدم شفافیت اطلاعات مالی استفاده نموده‌اند[۱۳]. شیپر^۲(۱۹۸۹) مدیریت سود را گزارشگری مالی جانبدارانه و همراه با سوگیری تعریف می‌کند که بر اساس آن مدیران از روی تعمد و با تصمیم قبلی، در فرایند تصمیم‌گیری مالی مداخله نموده تا برخی منافع را عاید خود سازند[۱۸]. هیلی و

^۳ - Healy & Wahlen

^۴ - Scott

^۵ - Feren et al

^۶ - Dechow et al

^۱ - Hutton et al

^۲ - Schipper

کاهش پیدا می‌کنند. این افزایش در ارقام تعهدی نشان دهنده دستکاری سود است و بخش قابل ملاحظه‌ای از ارقام تعهدی اختیاری مثبت گزارش شده، به جای تحقق در قالب جریان‌های نقدی مثبت، به صورت ارقام تعهدی منفی آشکار می‌شوند [۹].

۲-۳- مفهوم سقوط قیمت سهام و ارتباط آن

با عدم شفافیت اطلاعات مالی

هاتن و همکاران (۲۰۰۹) معتقدند که در شرایط نبود شفافیت کامل در گزارشگری مالی (اقدام به مدیریت سود)، مدیران انگیزه دارند برای حفظ شغل خود، بخشی از زیان‌ها را پنهان کنند. این فرایند؛ یعنی افشا نکردن زیان‌های واقعی تا زمان حضور مدیر در شرکت ادامه می‌یابد. پس از ترک شرکت توسط مدیر، حجم عظیمی از زیان‌های افشا نشده وارد بازار شده، به سقوط قیمت سهام منجر می‌شود [۱۳]. علاوه بر این، در یک محیط گزارشگری غیرشفاف، سرمایه‌گذاران قادر به شناسایی و کشف پروژه‌های زیان‌ده شرکت نیستند. ناتوانی سرمایه‌گذاران در تمایز بین پروژه‌های سودده و زیان‌ده در مراحل اولیه آنها باعث می‌شود که پروژه‌های زیان‌ده ادامه یابد و با گذر زمان زیان‌دهی آنها افزایش یابد. بازده منفی این نوع پروژه‌ها در طول زمان در داخل شرکت انباشت می‌شود و هنگامی که اطلاعات مربوط به آنها افشا می‌شود، قیمت سهام به شدت کاهش پیدا خواهد کرد [۱۳]. میزان اطلاعات منفی که مدیران

می‌توانند انباشت و پنهان کنند، در شرکت‌های مختلف متفاوت است. علاوه بر این، توانایی‌ها و فرصت‌های مدیران برای انباشت و افشا نکردن اخبار منفی، به هزینه‌ها و منافع آن بستگی دارد. برای مثال، در شرایطی که هیچ‌گونه عدم تقارن اطلاعاتی بین مدیران و سرمایه‌گذاران وجود ندارد، مدیران انگیزه‌ای برای افشای نامتقارن اطلاعات ندارند، چرا که در چنین شرایطی هزینه‌های نگهداری و افشانکردن اخبار منفی بیش از منافع آن خواهد بود، اما در شرایطی که عدم تقارن اطلاعاتی بین مدیران و سرمایه‌گذاران بالاست، هزینه‌های افشا نکردن اخبار منفی و انباشت آنها در داخل شرکت، کمتر از منافع آن خواهد بود و بنابراین، مدیران انگیزه پیدا می‌کنند تا اخبار منفی را داخل شرکت انباشت کرده، آنها را افشا نکنند [۱۶].

با توجه به اینکه عدم تقارن اطلاعاتی در بازار سرمایه به افزایش فرصت‌های مدیریت اطلاعات و در نتیجه مدیریت سود منجر می‌شود، می‌توان گفت که در محیطی با عدم تقارن اطلاعاتی بالاتر، بین مدیریت سود به عنوان معیار عدم شفافیت اطلاعات مالی و ریسک سقوط قیمت سهام رابطه شدیدتری وجود دارد. عدم تقارن اطلاعات پدیده‌ای منفی است که به طور معمول در بازارهای اوراق بهادار رخ می‌دهد و باعث ایجاد تفاوت بین ارزش ذاتی یک سهام و ارزش برآورد شده آن سهام به وسیله سرمایه‌گذاران می‌شود و از این مجرا به اتخاذ تصمیم‌های نامناسب اقتصادی توسط سرمایه‌گذاران منجر می‌شود. عدم تقارن

سرمایه‌گذاران قادر نخواهند بود عملکرد شرکت را به آسانی ارزیابی کنند [۱۰].

عدم حضور سرمایه‌گذاران نهادی در ترکیب

سهامداران شرکت: سهامداران نهادی دارای توان بالقوه تأثیرگذاری بر فعالیت‌های مدیران به طور مستقیم از طریق مالکیت و به طور غیرمستقیم از طریق مبادله سهام خود هستند. یکی از نقش‌های با اهمیت سهامداران نهادی، فراهم نمودن مکانیسمی برای انتقال اطلاعات به بازارهای سرمایه یا به عبارت دیگر به سایر سهامداران است. سهامداران نهادی می‌توانند اطلاعات محرمانه‌ای را که از مدیران شرکت کسب می‌کنند، به سایر سهامداران منتقل کنند [۶]. بر اساس نتایج مطالعه آجینکیا و همکاران^۱ (۲۰۰۵)، هر میزان سطح مالکیت نهادی در شرکت‌ها افزایش یابد، عدم تقارن اطلاعاتی بین مدیران شرکت و سایر اشخاص ذی نفع کاهش خواهد یافت [۶].

کاهش درصد مدیران غیر موظف در ترکیب

هیأت مدیره شرکت به کمتر از ۵۰ درصد: اثر بخشی حضور مدیران غیرموظف در ترکیب هیأت مدیره از آنجا نشأت می‌گیرد که مدیران غیرموظف به دلیل منافعشان حاضر به تبانی با مدیران اجرایی نیستند. علت این موضوع، آن است که بیشتر مدیران غیرموظف در سایر شرکت‌ها دارای سمت‌های اجرایی مدیریت یا تصمیم‌گیری هستند و به این علت، از انگیزه بالایی برای کسب شهرت به عنوان متخصص امر تصمیم‌گیری و برخورداری از فرصت‌های شغلی

اطلاعاتی زمانی به وجود می‌آید که یک طرف قرارداد یا معامله از اطلاعات بیشتری آگاهی داشته باشد و هنگام برقراری ارتباط با طرف دیگر، به صورت مؤثر از این اطلاعات استفاده کند [۵]. این آگاهی بیشتر عمدتاً باعث ایجاد منافع اقتصادی برای طرف برخوردار از اطلاعات اضافی می‌شود، به طوری که این منافع بابت برخورداری از اطلاعات بیشتر است. پدیده عدم تقارن اطلاعاتی از آنجا ناشی می‌شود که سرمایه‌گذاران تصمیم‌های مالی خود را بر اساس اطلاعاتی می‌گیرند که به وسیله مدیریت شرکت تهیه شده است. در واقع، بین استفاده‌کنندگان اطلاعات با تهیه‌کنندگان اطلاعات تضاد منافع وجود دارد. بنابراین، می‌توان بیان کرد که عدم تقارن اطلاعاتی بین مدیران و سرمایه‌گذاران موضوعی بنیادی برای سرمایه‌گذاران و ناظران بازار محسوب می‌شود. عدم تقارن اطلاعاتی به طور مستقیم بر عملکرد بازارهای اوراق بهادار تأثیر می‌گذارد؛ به گونه‌ای که افزایش آن باعث کاهش کارایی بازار می‌شود [۶]. عدم تقارن اطلاعاتی بین مدیران و سرمایه‌گذاران، تابع مجموعه‌ای از عوامل به شرح زیر است:

انحصاری بودن بازار محصولات شرکت:

اقتصاددانان معتقدند که انحصاری بودن بازار محصولات شرکت، مسائل و مشکلات نمایندگی آن را افزایش می‌دهد. از این رو، شرکت‌هایی که در بازارها و صنایع انحصاری فعالیت می‌کنند، محیط اطلاعاتی مبهم‌تری دارند و در نتیجه، عدم تقارن اطلاعاتی بین مدیران و سرمایه‌گذاران در این گونه شرکت‌ها بیشتر است. در چنین شرایطی،

^۱ - Ajinkya et al

استفاده از مدیریت سود به عنوان معیار عدم شفافیت اطلاعات مالی، به این نتیجه رسیدند که عدم شفافیت اطلاعات مالی با افشای اطلاعات کمتر در ارتباط است. بعلاوه، شرکت‌هایی که دارای صورت‌های مالی غیر شفاف هستند، بیشتر در معرض ریسک سقوط قیمت سهام قرار می‌گیرند [۱۳].

هسیو^۲ (۲۰۰۶) در رساله خود با عنوان "اثر شفاف‌سازی اطلاعات مالی بر رفتار سهامداران در بورس اوراق بهادار تایوان" به بررسی نقش ابعاد شفاف‌سازی اطلاعات مالی در افزایش میزان سرمایه‌گذاری در بازار بورس پرداخت. نتایج پژوهش وی نشان داد که رابطه مثبت و معناداری بین ادراک سرمایه‌گذاران از ابعاد شفاف‌سازی اطلاعات و رفتار آنها وجود دارد و از میان ابعاد شفاف‌سازی، شفافیت ساختار مالکیت بیشترین تأثیر را بر رفتار سرمایه‌گذاران دارد [۱۴].

چیانگ^۳ (۱۹۹۷) در مطالعه خود به بررسی مسأله شفافیت اطلاعات مالی و تئوری علامت‌دهی در کشور تایوان پرداخت. یافته‌های این پژوهش نشان داد که شفاف‌سازی اطلاعات مالی در یک شرکت، رابطه مستقیمی با عملکرد اجرایی آن دارد. علاوه بر این، استقرار نظام راهبری مناسب در شرکت با عملکرد آن رابطه مثبت و معناداری دارد [۸].

بهتر در آینده برخوردارند. عدم همسویی انگیزه‌های مدیران موظف و غیرموظف، باعث بهبود نظارت بر مدیریت شرکت، بهبود عملکرد شرکت و همچنین، کاهش هزینه‌های نمایندگی می‌شود. از این رو، حضور اعضای غیرموظف در ترکیب هیأت مدیره، عدم تقارن اطلاعاتی بین ارکان داخلی و خارجی شرکت را کاهش می‌دهد که این موضوع به نوبه خود به افزایش کیفیت افشای اطلاعات منجر می‌شود [۶].

۳- پیشینه پژوهش

۳-۱- مطالعات خارجی

کیم و ژانگ^۱ (۲۰۱۰) در پژوهش خود به بررسی رابطه بین محافظه‌کاری حسابداری و ریسک سقوط قیمت سهام پرداختند. نتایج بررسی‌های آنها نشان داد که محافظه‌کاری انگیزه‌های مدیران را برای بیش‌نمایی عملکرد و افشا نکردن اخبار بد محدود کرده، از این رو ریسک سقوط قیمت سهام را کاهش می‌دهد. همچنین، آنها با استفاده از هزینه‌های تحقیق و توسعه، وضعیت بازار محصولات شرکت و ترکیب سهامداران شرکت به عنوان متغیرهای مؤثر بر عدم تقارن اطلاعاتی بین مدیران و سرمایه‌گذاران، اثبات کردند که در شرایط وجود عدم تقارن اطلاعاتی، توانایی محافظه‌کاری برای کاهش ریسک سقوط آتی قیمت سهام بیشتر است [۱۵].

هاتن و همکاران (۲۰۰۹) طی مطالعه‌ای، رابطه بین عدم شفافیت گزارشگری مالی و ریسک سقوط قیمت سهام را بررسی کردند. آنها با

^۲- Hsiu

^۳- Chiang

^۱- Kim & Zhang

۲-۳- مطالعات داخلی

در ایران پژوهشی به طور مستقیم در رابطه با بررسی آثار عدم شفافیت اطلاعات مالی بر قیمت سهام انجام نشده است، اما مهمترین مطالعاتی که به طور غیر مستقیم در این زمینه صورت گرفته، به شرح زیر است:

حجازی و همکاران (۱۳۸۹) در پژوهش خود به بررسی تأثیر متغیرهای رشد اقتصادی و آزادی اقتصادی بر عدم شفافیت سود پرداختند. آنها از معیارهای گزارشگری مالی متهورانه، زیان‌گریزی و هموارسازی سود به عنوان معیار اندازه‌گیری عدم شفافیت سود استفاده کردند. نتایج بررسی‌های آنها نشان داد که بین عدم شفافیت سود و رشد اقتصادی رابطه مستقیم و معناداری وجود دارد، لکن شواهدی مبنی بر وجود رابطه بین عدم شفافیت سود و آزادی اقتصادی یافت نشد [۲].

سینایی و داوودی (۱۳۸۸) در مطالعه خود به بررسی رابطه بین شفاف‌سازی اطلاعات مالی و رفتار سرمایه‌گذاران در بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. نتایج این مطالعه نشان داد که بین هر سه بعد شفافیت؛ یعنی شفافیت اطلاعات مالی، شفافیت ساختار مالکیت و شفافیت ساختار هیأت مدیره و رفتار سرمایه‌گذاران در بورس رابطه وجود دارد و از بین ابعاد سه‌گانه مذکور، سرمایه‌گذاران به شفافیت اطلاعات مالی اهمیت بیشتری می‌دهند [۳].

نوروش و حسینی (۱۳۸۸) در مطالعه‌ای به بررسی رابطه بین کیفیت افشای اطلاعات و مدیریت سود پرداختند. آنها با استفاده از دو معیار

به موقع بودن و قابلیت اتکا برای اندازه‌گیری کیفیت افشای اطلاعات و مدل تعدیل شده جونز برای اندازه‌گیری مدیریت سود، به این نتیجه دست یافتند که بین هر دو معیار کیفیت افشای اطلاعات و مدیریت سود رابطه معکوس و معنی‌دار وجود دارد [۴].

آقایی و چالاک (۱۳۸۸) در پژوهشی به بررسی رابطه بین ویژگی‌های راهبری شرکتی و مدیریت سود در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. در این مطالعه راهبری شرکتی، با استفاده از ویژگی‌های تمرکز مالکیت، مالکیت نهادی، نفوذ مدیر عامل، دوگانگی وظیفه مدیر عامل، اندازه هیأت مدیره، استقلال هیأت مدیره و مدت زمان تصدی مدیر عامل در هیأت مدیره اندازه‌گیری شده است. همچنین برای اندازه‌گیری مدیریت سود نیز از مدل تعدیل شده جونز استفاده شده است. نتایج این پژوهش نشان داد که بین برخی از ویژگی‌های راهبری شرکتی نظیر مالکیت نهادی و استقلال هیأت مدیره با مدیریت سود رابطه منفی و معنی‌دار وجود دارد، اما در خصوص وجود رابطه بین سایر ویژگی‌های راهبری شرکتی و مدیریت سود شواهدی یافت نشد [۱].

۴- روش پژوهش

به دلیل اینکه نتایج حاصل از پژوهش می‌تواند در فرایند تصمیم‌گیری استفاده شود، این پژوهش از لحاظ هدف کاربردی است. همچنین، این پژوهش از لحاظ ماهیت توصیفی-همبستگی است، زیرا در این نوع پژوهش‌ها، محقق به دنبال

اما برای بررسی وجود احتمالی هم خطی از روش بررسی نسبت‌های R^2 و t (R^2 بالا)، اما آماره‌های t بی‌معنی باشند) استفاده شده است. نتایج این بررسی‌ها نشان داد که بین باقیمانده مدل‌های مورد آزمون، هم خطی وجود ندارد. به منظور بررسی وجود ناهمسانی واریانس بین باقیمانده‌ها، از آزمون وایت استفاده شد. نتایج حاصل از این آزمون نشان داد که در مدل‌های مورد بررسی، مشکل واریانس ناهمسانی وجود ندارد.

۴-۱- فرضیه‌های پژوهش

با توجه به مطالبی که بیان گردید، این مطالعه دارای دو فرضیه اصلی است. همچنین، به منظور بررسی فرضیه اصلی دوم، این فرضیه به سه فرضیه فرعی تفکیک شده است. به طور خلاصه، فرضیه‌های این پژوهش به شرح زیر هستند:

فرضیه اصلی ۱: عدم شفافیت اطلاعات مالی، ریسک سقوط آتی قیمت سهام را افزایش می‌دهد.
فرضیه اصلی ۲: اثر عدم شفافیت اطلاعات مالی بر افزایش ریسک سقوط آتی قیمت سهام، در شرکت‌های دارای عدم تقارن اطلاعاتی بالاتر، بیشتر است.

فرضیه فرعی ۱-۲: اثر عدم شفافیت اطلاعات مالی بر افزایش ریسک سقوط آتی قیمت سهام، در شرکت‌هایی که در بازارهای انحصاری فعالیت می‌کنند، بیشتر است.

فرضیه فرعی ۲-۲: اثر عدم شفافیت اطلاعات مالی بر افزایش ریسک سقوط آتی قیمت سهام،

ارزیابی ارتباط بین دو یا چند متغیر است. در این پژوهش به منظور تجزیه و تحلیل داده‌ها و استخراج نتایج پژوهش، از نرم افزارهای Excel، Eviews و Stata استفاده شده است. همچنین، سطح اطمینان مورد استفاده برای آزمون فرضیه‌ها و بررسی فروض کلاسیک رگرسیون ۹۵ درصد است. علاوه بر این، به منظور آزمون فرضیه‌ها، از روش داده‌های ترکیبی استفاده شده است. در داده‌های ترکیبی به منظور انتخاب بین داده‌های تسابلی و داده‌های تلفیقی از آزمون F لیمر استفاده شد و بر اساس این آزمون، داده‌های تلفیقی (pooling) برای آزمون فرضیه‌ها انتخاب گردید. برای برآورد پارامترهای مدل‌های رگرسیون، آزمون فروض کلاسیک از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. از جمله مهمترین این فروض، فرض‌های مربوط به بررسی نرمال بودن باقیمانده‌های مدل، عدم خود همبستگی، عدم هم خطی و عدم ناهمسانی واریانس بین باقیمانده‌های مدل است. برای بررسی نرمال بودن باقیمانده‌ها از آزمون جاک-برا استفاده شده است. نتایج این آزمون نشان می‌دهد که باقیمانده مدل‌های مورد بررسی دارای توزیع نرمال هستند. به منظور تشخیص وجود خود همبستگی بین باقیمانده‌ها، از آزمون دوربین واتسون (DW) استفاده شد. مقدار این آماره برای مدل‌های پژوهش، نشان دهنده نبود خود همبستگی بین باقیمانده‌هاست. در خصوص بررسی هم خطی نیز قابل ذکر است که با اینکه استفاده از داده‌های ترکیبی، خود یکی از روش‌های جلوگیری از بروز هم خطی است،

پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، تعداد ۹۰ شرکت به عنوان نمونه آماری این پژوهش انتخاب شدند.

۳-۴- متغیرهای پژوهش

متغیرهای این پژوهش، مشتمل بر سه دسته متغیر مستقل، متغیر وابسته و متغیرهای کنترلی به شرح زیر است:

۴-۳-۱- متغیر مستقل

با توجه به مطالبی که بیان شد، متغیر مستقل این پژوهش، عدم شفافیت اطلاعات مالی است که برای اندازه‌گیری آن از معیار مدیریت سود استفاده شده است. دیچاو و همکاران (۲۰۰۵) اعتقاد داشتند که مدیران عموماً یک تا سه سال قبل از کشف مدیریت سود، سود را دستکاری می‌کنند. آنها همچنین بیان کردند که مدیران برای دستکاری سود، عمدتاً از ارقام تعهدی اختیاری استفاده می‌کنند [۹]. در مطالعه حاضر، برای اندازه‌گیری ارقام تعهدی اختیاری، از مدل تعدیل شده جونز^۱ استفاده شده است. بر اساس این مدل، ارقام تعهدی اختیاری معادل تفاوت بین مجموع ارقام تعهدی و ارقام تعهدی غیراختیاری است. از این رو، ابتدا به منظور محاسبه جمع ارقام تعهدی غیر اختیاری، رابطه (۱) برآورد می‌شود:

$$TACC_{i,t} = \alpha_0(1/A_{i,t-1}) + \alpha_1\Delta SAL_{i,t} + \alpha_2\Delta REC_{i,t} + \alpha_3PPE_{i,t} + \delta_{i,t} \quad (1)$$

در رابطه فوق:

در شرکت‌هایی که در ترکیب سهامداران آنها سرمایه‌گذاران نهادی حضور ندارند، بیشتر است.

۲-۳- فرضیه فرعی ۲-۳: اثر عدم شفافیت اطلاعات

مالی بر افزایش ریسک سقوط آتی قیمت سهام، در شرکت‌هایی که در ترکیب اعضای هیأت مدیره آنها اعضای غیر موظف کمتر از ۵۰ درصد هستند، بیشتر است.

۴-۲- جامعه آماری و روش نمونه‌گیری

جامعه آماری این پژوهش شامل شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در قلمرو زمانی سال ۱۳۸۰ تا سال ۱۳۸۸ است. در این پژوهش، به منظور، نمونه‌گیری از روش نمونه‌گیری هدفمند (حذف سیستماتیک) استفاده شده است، بدین منظور کلیه شرکت‌های جامعه آماری که دارای شرایط زیر بوده‌اند، به عنوان نمونه انتخاب و بقیه حذف شده‌اند:

۱- به منظور قابل مقایسه بودن اطلاعات، پایان سال مالی شرکت‌ها منتهی به ۲۹ اسفند باشد.

۲- به منظور همگن بودن اطلاعات، فعالیت آنها تولیدی باشد.

۳- معاملات سهام آنها طی دوره پژوهش بیش از سه ماه در بورس اوراق بهادار تهران متوقف نشده باشد.

۴- اطلاعات مربوط به متغیرهای انتخاب شده

در این تحقیق در دسترس باشد.

با اعمال شرایط مذکور از بین شرکت‌های

¹ - Modified Jones Model

$DACC_{i,t}$: اقلام تعهدی اختیاری شرکت i در پایان سال مالی t است.

پس از محاسبه اقلام تعهدی اختیاری، میزان مدیریت سود به عنوان معیار عدم شفافیت اطلاعات مالی از طریق رابطه (۴) اندازه‌گیری شده است:

(۴)

$$OPAQUE_{i,t} = Abs(DACC_{i,t-1}) + Abs(DACC_{i,t-2}) + Abs(DACC_{i,t-3})$$

در رابطه فوق:

$OPAQUE_{i,t}$: معیار عدم شفافیت اطلاعات مالی شرکت i در پایان سال مالی t ؛

Abs : نماد قدر مطلق،

$DACC_{i,t-1}$: اقلام تعهدی اختیاری شرکت i در پایان سال مالی $t-1$ ،

$DACC_{i,t-2}$: اقلام تعهدی اختیاری شرکت i در پایان سال مالی $t-2$ ؛

$DACC_{i,t-3}$: اقلام تعهدی اختیاری شرکت i در پایان سال مالی $t-3$.

رابطه مذکور بدین معنی است که معیار عدم شفافیت اطلاعات از مجموع قدر مطلق (Abs) اقلام تعهدی اختیاری طی سه سال گذشته به دست می‌آید. لازم به ذکر است که به منظور همگن‌سازی داده‌ها، تمامی متغیرهای مذکور بر مجموع دارایی‌های شرکت در پایان سال مالی $t-1$ تقسیم شده‌اند.

$TACC_{i,t}$: مجموع اقلام تعهدی شرکت i در پایان سال مالی t ، مجموع اقلام تعهدی نیز از تفاوت بین سود عملیاتی و جریان وجوه نقد عملیاتی به دست می‌آید؛

$A_{i,t-1}$: مجموع دارایی‌های شرکت i در پایان سال مالی $t-1$ ؛

$\Delta SAL_{i,t}$: تغییر در فروش خالص شرکت i طی سال مالی t ؛

$\Delta REC_{i,t}$: تغییر در خالص حساب‌های دریافتی شرکت i طی سال مالی t ؛

$PPE_{i,t}$: خالص دارایی‌های ثابت شرکت i طی سال مالی t .

رابطه (۱) با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی و به صورت مقطعی برآورد شده و سپس پارامترهای α_0 ، α_1 ، α_2 و α_3 به دست آمده از این برآوردها، برای محاسبه اقلام تعهدی غیر اختیاری به شرح رابطه (۲) استفاده شده است:

(۲)

$$NDACC_{i,t} = \hat{\alpha}_0(1/A_{i,t-1}) + \hat{\alpha}_1\Delta SAL_{i,t} + \hat{\alpha}_2\Delta REC_{i,t} + \hat{\alpha}_3PPE_{i,t}$$

که در آن:

$NDACC_{i,t}$: اقلام تعهدی غیراختیاری شرکت i در پایان سال مالی t است.

در نهایت اقلام تعهدی اختیاری بر اساس رابطه (۳) محاسبه شده است:

$$DACC_{i,t} = TACC_{i,t} - NDACC_{i,t} \quad (۳)$$

در رابطه (۳):

۴-۳-۲- متغیر وابسته

متغیر وابسته پژوهش حاضر ریسک سقوط آتی قیمت سهام (CRASH)^۱ است. به منظور اندازه‌گیری این متغیر از معیار هاتن و همکاران (۲۰۰۹) استفاده شده است. بر اساس مطالعه هاتن و همکاران (۲۰۰۹) دوره سقوط در یک سال مالی معین، دوره‌ای است که طی آن بازده ماهانه خاص شرکت $\frac{3}{2}$ انحراف کمتر از میانگین بازده ماهانه خاص آن باشد. اساس این تعریف بر این مفهوم آماری قرار دارد که با فرض نرمال بودن توزیع بازده ماهانه خاص شرکت، نوسان‌هایی که در فاصله میانگین بعلاوه $\frac{3}{2}$ انحراف معیار و میانگین منهای $\frac{3}{2}$ انحراف معیار قرار می‌گیرند، از جمله نوسان‌های عادی محسوب می‌شود و نوسان‌های خارج از این فاصله جزئی از موارد غیر عادی قلمداد می‌شود. با توجه با اینکه سقوط قیمت سهام یک نوسان غیر-عادی است، عدد $\frac{3}{2}$ به عنوان مرز بین نوسانات عادی و غیر عادی مطرح است [۱۳]. در این پژوهش، ریسک سقوط قیمت سهام، متغیری مجازی است که اگر شرکت تا پایان سال مالی حداقل یک دوره سقوط را تجربه کرده باشد، مقدار آن یک و در غیر این صورت صفر خواهد بود.

بازده ماهانه خاص شرکت با استفاده از رابطه (۵) محاسبه می‌شود:

$$W_{j,\theta} = Ln(1 + \xi_{j,\theta}) \quad (5)$$

در رابطه فوق:

$W_{j,\theta}$: بازده ماهانه خاص شرکت θ ماه طی سال مالی؛
 $\xi_{j,\theta}$: بازده باقیمانده سهام شرکت θ ماه و عبارت است از باقیمانده یا پسماند مدل در رابطه (۶):

$$r_{j,\theta} = \beta_0 + \beta_{1j}r_{m,\theta-2} + \beta_{2j}r_{m,\theta-1} + \beta_{3j}r_{m,\theta} + \beta_{4j}r_{m,\theta+1} + \beta_{5j}r_{m,\theta+2} + \xi_{j,\theta}$$

که در این رابطه:

$r_{j,\theta}$: بازده سهام شرکت θ ماه طی سال مالی؛

$r_{m,\theta}$: بازده بازار در ماه θ است. برای محاسبه بازده ماهانه بازار، شاخص ابتدای ماه از شاخص پایان ماه کسر شده و حاصل بر شاخص ابتدای ماه تقسیم می‌شود.

رابطه (۶) با استفاده از روش رگرسیون چند متغیره و شیوه داده‌های ترکیبی برآورد شده و باقیمانده آن به شرح رابطه (۵) برای محاسبه بازده ماهانه خاص شرکت استفاده می‌شود. بازده ماهانه خاص شرکت نیز با توجه به تعریف مذکور به منظور اندازه‌گیری ریسک سقوط آتی قیمت سهام استفاده می‌شود.

۴-۳-۳- متغیرهای کنترلی

به منظور تفکیک اثر عدم شفافیت اطلاعات مالی بر ریسک سقوط آتی قیمت سهام از اثر سایر متغیرها، مجموعه‌ای از متغیرهای کنترلی در این پژوهش مورد استفاده شده است. این متغیرها عبارتند از:

1- Stock Price Crash Risk
 2- Firm- Specific Monthly Return

$$RET_{j,t} = \frac{\sum_{\theta=1}^{\theta=12} r_{j,\theta}}{N} \quad (۸)$$

$$SIGMA_{j,t} = \left(\frac{\sum_{\theta=1}^{\theta=12} (r_{j,\theta} - RET_{j,t})^2}{N} \right)^{1/2} \quad (۹)$$

در روابط فوق:

$RET_{j,t}$: میانگین بازده ماهانه سهام شرکت j طی

سال مالی t ؛

$SIGMA_{j,t}$: انحراف معیار بازده ماهانه سهام

شرکت j طی سال مالی t ؛

$r_{j,\theta}$: بازده ماهانه سهام شرکت j طی سال مالی t ؛

N : تعداد ماه‌هایی که بازده آنها محاسبه شده است.

عدم تقارن اطلاعاتی (INFO)^۲: در این پژوهش برای توصیف شرایطی که بیانگر عدم تقارن اطلاعاتی است، فرض بر این است که اگر شرکتی در بازار انحصاری فعالیت کند و در ترکیب سهامداران آن سهامداران نهادی حضور نداشته باشند و همچنین در ترکیب اعضای هیئت مدیره آن، اعضای غیر موظف کمتر از ۵۰ درصد باشند، در آن شرکت عدم تقارن اطلاعاتی وجود دارد. با توجه به مطالب فوق برای اندازه‌گیری عدم تقارن اطلاعاتی سه متغیر به شرح زیر تعریف شده است:

وضعیت بازار محصولات شرکت (HHI)^۳: به منظور تعیین وضعیت بازار محصولات شرکت از شاخص هرfindahl- Herishman استفاده شده است؛ بدین صورت که اگر میزان این شاخص برای شرکتی بیشتر از ۰/۵ باشد آن شرکت جزو شرکت‌های فعال در بازار انحصاری محسوب

عدم تجانس سرمایه‌گذاران (DTURN)^۱: عبارتست از متوسط گردش تصادفی سهام در سال مالی جاری منهای متوسط گردش تصادفی سهام در سال گذشته. متوسط گردش تصادفی سهام نیز از طریق تقسیم حجم معاملات ماهانه سهام بر مجموع تعداد سهام منتشر شده طی ماه به دست می‌آید. اندازه شرکت (SIZE): عبارتست از لگاریتم طبیعی مجموع فروش‌های خالص شرکت در پایان سال مالی.

بازده دارایی‌ها (ROA): عبارتست از نسبت سود خالص به مجموع دارایی‌های شرکت در پایان سال مالی.

چولگی منفی بازده سهام (NCSKEW): برای محاسبه این متغیر از رابطه (۷) به شرح زیر استفاده می‌شود:

$$(۷)$$

$$NCSKEW_{j,t} = - \frac{[N(N-1)^{3/2} \sum W_{j,\theta}] / [(N-1)(N-2)(\sum W_{j,\theta})^{3/2}]}{}$$

در رابطه فوق:

$NCSKEW_{j,t}$: چولگی منفی بازده ماهانه سهام شرکت j طی سال مالی t .

$W_{j,\theta}$: بازده ماهانه خاص شرکت j در ماه θ .

N : تعداد ماه‌هایی که بازده آنها محاسبه شده است.

میانگین و انحراف معیار بازده ماهانه سهام طی سال مالی (RET & SIGMA): میانگین و انحراف معیار بازده ماهانه سهام به ترتیب بر اساس روابط (۸) و (۹) محاسبه می‌شوند:

2- Information Asymmetry
3- Herfindahl- Herishman Index

1- Average Monthly Share Turnover

می‌شود و چنانچه میزان این شاخص در مورد شرکتی کمتر از ۰/۵ باشد، آن شرکت جزو شرکت‌های فعال در بازار رقابتی قلمداد می‌گردد و بر این اساس، برای شرکت‌های فعال در بازار انحصاری مقدار یک و برای شرکت‌های فعال در بازار رقابتی مقدار صفر در نظر گرفته می‌شود. به منظور محاسبه شاخص هرفیندال-هریسمن، مراحل زیر طی شده است:

۱- ابتدا برای هر یک از صنایع عضو نمونه آماری در هر سال، مجموع فروش خالص تمام شرکت‌های فعال در آن صنعت محاسبه می‌گردد.

۲- سپس با تقسیم فروش خالص هر یک از شرکت‌های موجود در صنعت بر مجموع فروش آن صنعت، سهم بازار هر یک از شرکت‌ها محاسبه خواهد شد.

۳- در نهایت، سهم بازار شرکت‌های موجود در هر صنعت به توان ۲ رسیده، شاخص مزبور برای آن صنعت در یک سال محاسبه می‌شود. به طور خلاصه، شاخص هرفیندال-هریسمن برای هر صنعت از طریق رابطه (۱۰) به دست می‌آید.

$$HHI = \sum_{i=1}^n S_i^2 \quad (10)$$

در رابطه فوق:

HHI: شاخص هرفیندال - هریشمن برای یک صنعت در یک سال مالی؛

S_i^2 : سهم بازار شرکت i ام موجود در هر صنعت.

ترکیب سهامداران شرکت (INST): در پژوهش حاضر، نهادی بودن سهامداران نهادی بر مبنای استاندارد حسابداری شماره ۲۰ ایران و بیانیه شماره ۱۸ هیأت اصول حسابداری تعیین شده

است. بر اساس بیانیه مذکور، سرمایه‌گذاری مستقیم یا غیر مستقیم در دست کم ۲۰ درصد سهام با حق رأی واحد سرمایه پذیر، به اعمال نفوذ مؤثر در آن واحد منجر می‌شود، مگر اینکه خلاف آن مشاهده شود. با توجه به تعریف مذکور، برای شرکت‌هایی که در ترکیب آنها سرمایه‌گذار نهادی وجود داشته باشد، صفر و برای شرکت‌هایی که در ترکیب سهامداران آنها سرمایه‌گذار نهادی وجود نداشته باشد، مقدار یک در نظر گرفته شده است.

ترکیب اعضای هیأت مدیره (OutDir): مقدار این متغیر بدین صورت تعریف شده است که برای شرکت‌هایی که در ترکیب هیأت مدیره آنها، اعضای غیر موظف بیشتر از ۵۰ درصد است، مقدار صفر و برای شرکت‌هایی که در ترکیب هیأت مدیره آنها، اعضای غیر موظف کمتر از ۵۰ درصد است، مقدار یک در نظر گرفته شده است.

۴-۴-۴ مدل‌های مربوط به آزمون فرضیه‌های

پژوهش

با توجه به اینکه پژوهش حاضر دارای دو فرضیه اصلی است، به منظور آزمون آنها مدل‌های نهایی به شرح زیر تدوین می‌شود:

۴-۴-۱-۴ مدل نهایی مربوط به آزمون فرضیه

اصلی اول

به منظور آزمون فرضیه اصلی اول، از رابطه (۱۱) استفاده می‌شود.

$$(11)$$

$$CRASH_{j,t+1} = \alpha_0 + \alpha_1 OPAQUE_{j,t} + \sum_{q=2}^m \alpha_q (q^{th} Control Var_{j,t}) + \partial_{j,t}$$

که در آن :

$CRASH_{j,t+1}$: ریسک سقوط قیمت سهام در پایان سال مالی $t+1$ ؛

$OPAQUE_{j,t}$: میزان عدم شفافیت اطلاعات مالی در پایان سال مالی t ؛

q^{th} : شماره مربوط به متغیر کنترلی.

$Control Var_{j,t}$: متغیرهای کنترلی مدل که به منظور تفکیک اثر عدم شفافیت اطلاعات مالی بر ریسک سقوط قیمت سهام از اثر سایر متغیرها، در معادله رگرسیون گنجانده شده‌اند. متغیرهای کنترلی مذکور عبارتند از:

$DTURN_{j,t}$: عدم تجانس سرمایه‌گذاران طی سال مالی t ؛

$SIGMA_{j,t}$: انحراف معیار بازده ماهانه سهام طی سال مالی t ؛

$RET_{j,t}$: میانگین بازده ماهانه شرکت طی سال مالی t ؛

$SIZE_{j,t}$: اندازه شرکت در پایان سال مالی t ؛

$NCSKEW_{j,t}$: چولگی منفی بازده سهام طی سال مالی t ؛

$ROA_{j,t}$: بازده دارایی‌های شرکت در پایان سال مالی t است.

با توجه به اینکه، متغیر وابسته در رابطه فوق، به صورت متغیر مجازی بوده و تنها مقادیر صفر و یک را اختیار می‌کند، به منظور برآورد آن از الگوی لاجیت (رگرسیون لجستیک) و روش داده‌های تلفیقی استفاده شده است.

۴-۴-۲- مدل نهایی مربوط به آزمون فرضیه اصلی

دوم

به منظور آزمون فرضیه اصلی دوم، متغیرهای وضعیت بازار محصولات شرکت، ترکیب سهامداران شرکت و ترکیب اعضای هیأت مدیره شرکت، به عنوان نماینده شرایط عدم تقارن اطلاعاتی، به صورت جداگانه در مدل‌های نهایی گنجانده می‌شوند. از این رو، برای آزمون فرضیه اصلی دوم، سه فرضیه فرعی و به تناسب آن سه مدل نهایی تدوین شده و در هر یک از این فرضیه‌های فرعی و مدل‌ها، تأثیر یکی از متغیرهای سه‌گانه بیانگر شرایط عدم تقارن اطلاعاتی، بر رابطه بین عدم شفافیت اطلاعات مالی و ریسک سقوط آتی قیمت سهام بررسی شده است.

به طور خلاصه، مدل نهایی مربوط به آزمون فرضیه اصلی دوم به شرح رابطه (۱۲) است:

(۱۲)

$$CRASH_{j,t+1} = \alpha_0 + \alpha_1 OPAQUE_{j,t} + \alpha_2 OPAQUE_{j,t} * INFO_{j,t} + \alpha_3 INFO_{j,t} + \sum_{q=4}^m \alpha_q (q^{th} Control Var_{j,t}) + \partial_{j,t}$$

که در آن:

$INFO_{j,t}$: عدم تقارن اطلاعاتی. عبارتست از یکی از معیارهای سه‌گانه وضعیت بازار محصولات شرکت، ترکیب سهامداران شرکت یا ترکیب اعضای هیأت مدیره. از این رو، برای آزمون فرضیه‌های فرعی مرتبط با فرضیه اصلی دوم، مدل‌های نهایی به شرح روابط (۱۳)، (۱۴) و

۵- تجزیه و تحلیل داده‌ها

۵-۱- آمار توصیفی متغیرهای پژوهش

نگاره (۱) آمار توصیفی مربوط به متغیرهای پژوهش را نشان می‌دهد که بیانگر پارامترهای توصیفی برای هر متغیر به صورت مجزاست. این پارامترها عمدتاً شامل اطلاعات مربوط به شاخص‌های مرکزی، نظیر بیشینه، کمینه، میانگین و میانه و همچنین، اطلاعات مربوط به شاخص‌های پراکندگی، نظیر واریانس، چولگی و کشیدگی است. مهمترین شاخص مرکزی میانگین است که نشان دهنده نقطه تعادل و مرکز ثقل توزیع است و شاخص مناسبی برای نشان دادن مرکزیت داده‌هاست. برای مثال میانگین متغیر بازده دارایی‌ها (ROA) برابر با ۰/۳ است که نشان می‌دهد بیشتر داده‌های مربوط به این متغیر حول این نقطه تمرکز یافته‌اند. میانه یکی دیگر از شاخص‌های مرکزی است که وضعیت جامعه را نشان می‌دهد. همان گونه که در نگاره (۱) مشاهده می‌شود، میانه متغیر اندازه شرکت (SIZE) برابر یا ۵/۴۵ است که نشان می‌دهد نیمی از داده‌ها کمتر از این مقدار و نیمی دیگر بیشتر از این مقدار هستند. به طور کلی، پارامترهای پراکندگی، معیاری برای تعیین میزان پراکندگی داده‌ها از یکدیگر یا میزان پراکندگی آنها نسبت به میانگین است. از جمله مهمترین پارامترهای پراکندگی، انحراف معیار است. مقدار این پارامتر برای متغیر چولگی منفی بازده ماهانه سهام (NCSKEW) برابر ۰/۱۸۴ و برای متغیر SIZE برابر ۰/۵۳ است که نشان می‌دهد در بین متغیرهای پژوهش،

(۱۵) تدوین گردید و به منظور برآورد آنها نیز از الگوی لاجیت (رگرسیون لجستیک) و روش داده‌های تلفیقی استفاده شد.

(۱۳)

$$CRASH_{j,t+1} = \alpha_0 + \alpha_1 OPAQUE_{j,t} + \alpha_2 OPAQUE_{j,t} * HHI_{j,t} + \alpha_3 HHI_{j,t} + \sum_{q=4}^m \alpha_q (q^{th} Control Var_{j,t}) + \partial_{j,t}$$

که در آن:

$HHI_{j,t}$: وضعیت بازار محصولات شرکت در پایان سال مالی، تعریف سایر متغیرهای رابطه فوق مشابه رابطه (۱۱) است.

(۱۴)

$$CRASH_{j,t+1} = \alpha_0 + \alpha_1 OPAQUE_{j,t} + \alpha_2 OPAQUE_{j,t} * INST_{j,t} + \alpha_3 INST_{j,t} + \sum_{q=4}^m \alpha_q (q^{th} Control Var_{j,t}) + \partial_{j,t}$$

که در آن:

$INST_{j,t}$: ترکیب سهامداران شرکت در پایان سال مالی، تعریف سایر متغیرهای رابطه فوق مشابه رابطه (۱۱) است.

(۱۵)

$$CRASH_{j,t+1} = \alpha_0 + \alpha_1 OPAQUE_{j,t} + \alpha_2 OPAQUE_{j,t} * OUTDIR_{j,t} + \alpha_3 OUTDIR_{j,t} + \sum_{q=4}^m \alpha_q (q^{th} Control Var_{j,t}) + \partial_{j,t}$$

که در آن:

$OUTDIR_{j,t}$: ترکیب اعضای هیئت مدیره شرکت در پایان سال مالی، تعریف سایر متغیرهای رابطه فوق مشابه رابطه (۱۱) است.

سرمایه‌گذاران (DTURN) کمترین عدم تقارن را نسبت به توزیع نرمال دارند. میزان کشیدگی منحنی فراوانی نسبت به منحنی نرمال استاندارد را برجستگی یا کشیدگی می‌نامند. اگر کشیدگی حدود صفر باشد، منحنی فراوانی از لحاظ کشیدگی وضعیت متعادل و نرمالی خواهد داشت، اگر این مقدار مثبت باشد، منحنی برجسته و اگر منفی باشد، منحنی پهن است. کشیدگی همه متغیرهای این مدل مثبت است. متغیر ROA بیشترین برجستگی و متغیر SIZE کمترین برجستگی را نسبت به منحنی نرمال دارد.

NCSKEW و SIZE به ترتیب دارای بیشترین و کمترین میزان پراکندگی هستند. میزان عدم تقارن منحنی فراوانی را چولگی می‌نامند. اگر ضریب چولگی صفر باشد، جامعه کاملاً متقارن است و چنانچه ضریب مثبت باشد، چولگی به راست و اگر منفی باشد، چولگی به چپ وجود خواهد داشت. برای مثال، ضریب چولگی متغیر محافظه‌کاری شرطی (CSCORE) برابر ۹/۸- است؛ یعنی این متغیر چولگی به چپ دارد و به این اندازه از مرکز تقارن انحراف دارد. متغیر ROA بیشترین و متغیر عدم تجانس

نگاره (۱): آمار توصیفی مدل‌های نهایی

| نام متغیر | عدم شفافیت اطلاعات مالی | اندازه شرکت | بازده دارایی‌ها | عدم تجانس سرمایه‌گذاران | انحراف معیار بازده ماهانه سهام | میانگین بازده ماهانه سهام | چولگی منفی بازده ماهانه سهام |
|--------------|-------------------------|-------------|-----------------|-------------------------|--------------------------------|---------------------------|------------------------------|
| نماد متغیر | OPAQUE | SIZE | ROA | DTURN | SIGMA | RET | NCSKEW |
| میانگین | ۱/۱۵ | ۵/۵۳ | ۰/۳ | ۰/۰۰۹ | ۱۷/۴۵ | ۳/۶۷ | -۶۲۴/۹۳ |
| میانه | ۰/۵۸ | ۵/۴۵ | ۰/۱۳ | ۰ | ۱۲/۴۶ | ۲/۳۱ | -۲/۳۸ |
| بیشینه | ۳۴/۱۱ | ۷/۹۲ | ۷۴/۴۷ | ۱۳۴۴۶/۴ | ۳۱۴/۶۱ | ۹۱/۲۱ | -۰/۲۳ |
| کمینه | ۰/۰۲۶ | ۲/۸۸ | -۰/۱۷ | -۱۳۴۴۶/۴ | ۰ | -۸/۲۱ | -۲۰۲۵۴۹/۳ |
| انحراف معیار | ۲/۴۲ | ۰/۵۳ | ۲/۹۲ | ۶۷۶/۶۲ | ۲۱ | ۶/۸۶ | ۹۶۰۱/۸۴ |
| چولگی | ۱۰ | ۰/۶۹ | ۲۲/۸۵ | ۰ | ۷/۱۷ | ۴/۶۱ | -۱۸/۸ |
| کشیدگی | ۱۲۸/۸۸ | ۴/۵ | ۵۵۲/۶۵ | ۳۹۵/۳۵ | ۸۱/۳۴ | ۴۷/۳۷ | ۳۶۸ |

۶- آزمون فرضیه‌های پژوهش

۶-۱- آزمون فرضیه اصلی اول

فرضیه اصلی اول این پژوهش بدین صورت است که "عدم شفافیت اطلاعات مالی، ریسک سقوط آتی قیمت سهام را افزایش می‌دهد". نگاره (۲)

نتایج حاصل از آزمون این فرضیه را با استفاده از روش رگرسیون لجستیک و داده‌های ترکیبی نشان می‌دهد. همان‌گونه که نتایج نشان می‌دهد p-value محاسبه شده برای متغیر مستقل عدم شفافیت اطلاعات مالی (OPAQUE)، کمتر از

فرضیه اصلی نخست این پژوهش رد نخواهد شد. نتایج مندرج در نگاره (۲) همچنین نشان می‌دهد که ضریب تبیین مدل مربوط به آزمون فرضیه اصلی اول ۳۳٪ است. این عدد بیانگر آن است که ۳۳ درصد تغییرات متغیر وابسته (ریسک سقوط آتی قیمت سهام) توسط مجموعه متغیرهای مستقل مزبور توضیح داده می‌شود. علاوه بر این، با توجه به اینکه احتمال آماره LR، کمتر از ۵٪ می‌باشد، می‌توان گفت که در سطح اطمینان ۹۵٪ این مدل معنی‌دار بوده و از اعتبار بالایی برخوردار است.

سطح خطای ۵٪ می‌باشد. از اینرو می‌توان نتیجه گرفت که بین عدم شفافیت اطلاعات مالی و ریسک سقوط آتی قیمت سهام، یک رابطه معنادار وجود دارد. از سوی دیگر ضریب برآورد شده برای متغیر عدم شفافیت اطلاعات مالی در سطح خطای ۵٪، مثبت است. این موضوع بدین معنی است که بین عدم شفافیت اطلاعات مالی و ریسک سقوط آتی قیمت سهام رابطه مستقیم وجود دارد. به بیان دیگر می‌توان گفت که عدم شفافیت اطلاعات مالی، ریسک سقوط آتی قیمت سهام را افزایش می‌دهد. بنابراین با توجه به نتایج مندرج در نگاره (۲) و در سطح اطمینان ۹۵٪،

نگاره (۲): نتایج مربوط به آزمون فرضیه اصلی اول

| CRASH _{j,t+1} = α ₀ + α ₁ OPAQUE _{j,t} + ∑ _{q=2} ^m α _q (q th Control Var _{j,t}) + ε̂ _{j,t} | | | | | |
|---|---------|----------------|-----------------|----------------|--------------------------------|
| p-value | آماره z | خطای استاندارد | ضریب برآورد شده | متغیر | |
| | | | | نماد | عنوان |
| ۰/۰۱۵ | -۲/۵۶ | ۰/۳۴۵ | -۰/۸۸۴ | α ₀ | عرض از مبدأ |
| ۰/۰۰۴ | ۴/۱۱ | ۰/۰۵ | ۰/۲۰۶ | OPAQUE | عدم شفافیت اطلاعات مالی |
| ۰/۰۰۴ | ۴/۱۱ | ۰/۰۰۸ | ۰/۰۳۲ | SIZE | اندازه شرکت |
| ۰/۷۸۶ | ۰/۲۷ | ۰/۰۲۷ | ۰/۰۰۷ | ROA | بازده دارایی‌ها |
| ۰/۰۰۱ | ۴/۲۸ | ۰/۶۹۸ | ۲/۹۹ | DTURN | عدم تجانس سرمایه‌گذاران |
| ۰/۰۱۶ | ۳/۴ | ۳/۳۳۹ | ۱۱/۳۵ | SIGMA | انحراف معیار بازده ماهانه سهام |
| ۰/۲۶ | -۱/۱۳ | ۰/۰۲۲ | -۰/۰۲۵ | RET | میانگین بازده ماهانه سهام |
| ۰/۰۰۱ | ۴/۲۸ | ۱/۴۲۱ | ۶/۰۸۵ | NCSKEW | چولگی منفی بازده ماهانه سهام |
| ۰/۳۳ | | | | | ضریب تعیین مک فادن |
| ۴۰۲/۹ | | | | | آماره LR |
| ۰/۰۰۱۴ | | | | | احتمال آماره LR |

بیشتر است. " در این پژوهش، برای توصیف شرایطی که بیانگر عدم تقارن اطلاعاتی است، فرض بر این است که اگر شرکتی در بازار انحصاری فعالیت کند و در ترکیب سهامداران آن، سهامداران نهادی حضور نداشته باشند و همچنین

۲-۶- آزمون فرضیه اصلی دوم

فرضیه اصلی دوم این پژوهش، به این شرح تدوین شده است که " اثر عدم شفافیت اطلاعات مالی بر افزایش ریسک سقوط آتی قیمت سهام، در شرکت‌های دارای عدم تقارن اطلاعاتی بالاتر،

در ترکیب اعضای هیأت مدیره آن، اعضای غیر موظف کمتر از ۵۰ درصد باشند، در آن شرکت عدم تقارن اطلاعاتی بالاتر است. با توجه به مطالب فوق برای آزمون فرضیه اصلی دوم، سه فرضیه فرعی تدوین گردید و در هر یک از این فرضیه‌های فرعی، تأثیر یکی از متغیرهای سه‌گانه بیانگر شرایط عدم تقارن اطلاعاتی، بر رابطه بین عدم شفافیت اطلاعات مالی و ریسک سقوط آتی قیمت سهام بررسی گردید. در این بخش، نتایج مربوط به آزمون هر یک از فرضیه‌های فرعی مرتبط با فرضیه اصلی دوم تشریح می‌شود.

۶-۲-۱- آزمون فرضیه فرعی ۱-۲

فرضیه فرعی (۱-۲) بیانگر آن است که "اثر عدم شفافیت اطلاعات مالی بر افزایش ریسک سقوط آتی قیمت سهام، در شرکت‌هایی که در بازارهای انحصاری فعالیت می‌کنند، بیشتر است." نگاره (۳) نتایج مربوط به آزمون این فرضیه را نشان می‌دهد. همان‌گونه که نتایج نشان می‌دهد، p -value محاسبه شده برای متغیر وضعیت بازار محصولات شرکت (HICON) کمتر از سطح خطای ۵٪ و ضریب برآورد شده. برای آن مثبت است. بنابراین، می‌توان گفت که بین حضور شرکت در یک بازار انحصاری و ریسک سقوط آتی قیمت سهام آن، رابطه مستقیم و معنی‌داری وجود دارد. نتایج، همچنین نشان می‌دهد که p -value محاسبه شده برای متغیر مستقل (OPAQUE*HICON) کمتر از ۵٪ و ضریب برآورد شده برای آن مثبت است. از این رو، می‌توان گفت که بین این متغیر (حاصل ضرب متغیر عدم شفافیت اطلاعات مالی و متغیر وضعیت بازار محصولات) و ریسک سقوط آتی قیمت سهام، رابطه مستقیم و معنی‌داری وجود

دارد. نتایج مندرج در نگاره (۳) همچنین حاکی از آن است که p -value محاسبه شده برای متغیر عدم شفافیت اطلاعات مالی (OPAQUE) کمتر از سطح خطای ۵٪ و ضریب برآورد شده برای آن مثبت است. این موضوع، بیانگر آن است که بین عدم شفافیت اطلاعات مالی و ریسک سقوط قیمت سهام، رابطه مستقیم و معنی‌داری وجود دارد. علاوه بر این، قدر مطلق ضریب برآورد شده برای عدم شفافیت اطلاعات مالی در این فرضیه، از قدر مطلق ضریب برآورد شده در آزمون مربوط به فرضیه اصلی نخست (یعنی در شرایطی که متغیرهای نماینده عدم تقارن اطلاعاتی در مدل نهایی گنجانده نشده‌اند)، بزرگتر است. با توجه به مطالب مذکور، در مجموع می‌توان چنین نتیجه گرفت که در شرایطی که شرکت در یک بازار انحصاری فعالیت می‌کند، عدم تقارن اطلاعات بین مدیران و سرمایه‌گذاران خارجی شرکت بالاتر است و در نتیجه، اثر عدم شفافیت اطلاعات مالی بر افزایش ریسک سقوط آتی قیمت سهام، بیشتر است. بنابراین، با توجه به نتایج مندرج در نگاره (۳) و در سطح اطمینان ۹۵٪، فرضیه فرعی (۱-۲) این پژوهش رد نخواهد شد. نتایج مندرج در نگاره (۳) همچنین نشان می‌دهد که ضریب تبیین مدل مربوط به آزمون فرضیه فرعی (۱-۲) ۲۰٪ است. این عدد بیانگر آن است که ۲۰ درصد تغییرات متغیر وابسته (ریسک سقوط آتی قیمت سهام) توسط مجموعه متغیرهای مستقل مزبور توضیح داده می‌شود. علاوه بر این، با توجه به اینکه احتمال آماره LR کمتر از ۵٪ است، می‌توان گفت که در سطح اطمینان ۹۵٪ این مدل معنی‌دار و از اعتبار بالایی برخوردار است.

نگاره (۳): نتایج مربوط به آزمون فرضیه فرعی ۱-۲

| $CRASH_{j,t+1} = \alpha_0 + \alpha_1 OPAQUE_{j,t} + \alpha_2 OPAQUE_{j,t} * HICON_{j,t} + \alpha_3 HICON_{j,t} + \sum_{q=4}^m \alpha_q (q^{th} \text{ Control Var}_{j,t}) + \xi_{j,t}$ | | | | | |
|--|---------|----------------|-----------------|--------------|--------------------------------|
| p-value | آماره Z | خطای استاندارد | ضریب برآورد شده | متغیر | |
| | | | | نماد | عنوان |
| ۰/۰۱۹ | -۲/۳۵ | ۰/۳۶ | -۰/۸۴۶ | α_0 | عرض از مبدأ |
| ۰/۰۳۹ | ۲/۳۴ | ۰/۰۹۴ | ۰/۲۲ | OPAQUE | عدم شفافیت اطلاعات مالی |
| ۰/۰۰۶ | ۴/۱ | ۰/۰۳۵ | ۰/۱۴۵ | OPAQUE*HICON | - |
| ۰/۰۰۳ | ۴/۲۴ | ۰/۰۳۷ | ۰/۱۵۷ | HHI | وضعیت بازار محصولات |
| ۰/۰۶۰۲ | -۰/۵۲ | ۰/۱۴۴ | -۰/۰۷۵ | SIZE | اندازه شرکت |
| ۰/۷۸۶ | ۰/۲۷ | ۰/۰۲۷ | ۰/۰۰۷ | ROA | بازده دارایی‌ها |
| ۰/۰۱۴ | ۳/۶۸ | ۱/۰۵۷ | ۳/۸۹۲ | DTURN | عدم تجانس سرمایه‌گذاران |
| ۰/۰۱۰ | ۴/۰۷ | ۱/۰۸۹ | ۴/۴۳۳ | SIGMA | انحراف معیار بازده ماهانه سهام |
| ۰/۰۲۷ | -۳/۰۱ | ۰/۳۲۳ | -۰/۹۷۳ | RET | میانگین بازده ماهانه سهام |
| ۰/۰۱۹ | ۲/۱۸ | ۳/۹۶۹ | ۸/۶۵۲ | NCSKEW | چولگی منفی بازده ماهانه سهام |
| ۰/۲۰ | | | | | ضریب تعیین مک فادن |
| ۲۴۲/۲۶ | | | | | آماره LR |
| ۰/۰۰۲۸ | | | | | احتمال آماره LR |

می‌دهد که p-value محاسبه شده برای متغیر مستقل (OPAQUE*INST) کمتر از ۵٪ و ضریب برآورد شده برای آن مثبت است. از این رو، می‌توان گفت که بین این متغیر (حاصل ضرب متغیر عدم شفافیت اطلاعات مالی و متغیر ترکیب سهامداران) و ریسک سقوط آتی قیمت سهام، رابطه مستقیم و معنی‌داری وجود دارد. نتایج مندرج در نگاره (۴) همچنین گویای آن است که p-value محاسبه شده برای متغیر عدم شفافیت اطلاعات مالی (OPAQUE) کمتر از سطح خطای ۵٪ و ضریب برآورد شده برای آن مثبت است. این موضوع بیانگر آن است که بین عدم شفافیت اطلاعات مالی و ریسک سقوط آتی قیمت سهام رابطه مستقیم و معنی‌داری وجود دارد. علاوه بر این، قدر مطلق ضریب برآورد شده

۲-۲-۶- آزمون فرضیه فرعی ۲-۲

فرضیه فرعی (۲-۲) بیانگر آن است که "اثر عدم شفافیت اطلاعات مالی بر افزایش ریسک سقوط آتی قیمت سهام، در شرکت‌هایی که در ترکیب سهامداران آنها سرمایه‌گذاران نهادی حضور ندارند، بیشتر است." نگاره (۴) نتایج مربوط به آزمون این فرضیه را نشان می‌دهد. همان گونه که نتایج نشان می‌دهد، p-value محاسبه شده برای متغیر ترکیب سهامداران (INST) کمتر از سطح خطای ۵٪ و ضریب برآورد شده برای آن مثبت است. بنابراین، می‌توان گفت که بین عدم حضور سرمایه‌گذاران نهادی در ترکیب سهامداران یک شرکت و ریسک سقوط آتی قیمت سهام آن، رابطه مستقیم و معنی‌داری وجود دارد. نتایج، همچنین نشان

نتایج مندرج در نگاره (۴) و در سطح اطمینان ۹۵٪، فرضیه فرعی (۲-۲) این پژوهش رد نخواهد شد. نتایج مندرج در نگاره (۴) همچنین نشان می‌دهد که ضریب تبیین مدل مربوط به آزمون فرضیه فرعی (۲-۲) ۳۱٪ است. این عدد بیانگر آن است که ۳۱ درصد تغییرات متغیر وابسته (ریسک سقوط آتی قیمت سهام) توسط مجموعه متغیرهای مستقل مزبور توضیح داده می‌شود. علاوه بر این، با توجه به اینکه احتمال آماره LR، کمتر از ۵٪ است، می‌توان گفت که در سطح اطمینان ۹۵٪ این مدل معنی‌دار و از اعتبار بالایی برخوردار است.

برای عدم شفافیت اطلاعات مالی در این فرضیه، از قدر مطلق ضریب برآورد شده در آزمون مربوط به فرضیه اصلی نخست (یعنی در شرایطی که متغیرهای نماینده عدم تقارن اطلاعات در مدل نهایی گنجانده نشده‌اند)، بزرگتر است. با توجه به مطالب مذکور، می‌توان چنین نتیجه گرفت که در شرایطی که در ترکیب سهامداران شرکت، سرمایه‌گذاران نهادی حضور ندارند، عدم تقارن اطلاعات بین مدیران و سرمایه‌گذاران خارجی شرکت بالاتر است و در نتیجه، اثر عدم شفافیت اطلاعات مالی بر افزایش ریسک سقوط آتی قیمت سهام، بیشتر است. بنابراین، با توجه به

نگاره (۴): نتایج مربوط به آزمون فرضیه فرعی ۲-۲

| $CRASH_{j,t+1} = \alpha_0 + \alpha_1 OPAQUE_{j,t} + \alpha_2 OPAQUE_{j,t} * INST_{j,t} + \alpha_3 INST_{j,t} \sum_{q=4}^m \alpha_q (q^{th} Control Var_{j,t}) + j_{t}$ | | | | | |
|--|---------|----------------|-----------------|---------------|--------------------------------|
| p-value | آماره Z | خطای استاندارد | ضریب برآورد شده | متغیر | |
| | | | | نماد | عنوان |
| ۰/۰۲۳ | -۲/۴۱ | ۰/۳۶۴ | -۰/۸۷۸ | α_0 | عرض از مبدأ |
| ۰/۰۴۲ | ۲/۱۶ | ۰/۰۹۷ | ۰/۲۱ | OPAQUE | عدم شفافیت اطلاعات مالی |
| ۰/۰۰۶ | ۴/۱ | ۰/۰۳۵ | ۰/۰۷۵ | OPAQUE * INST | - |
| ۰/۰۰۸ | ۴/۰۴ | ۰/۰۳۱ | ۰/۱۲۷ | INST | ترکیب سهامداران |
| ۰/۶۳۳ | -۰/۴۸ | ۰/۱۴۳ | -۰/۰۶۸ | SIZE | اندازه شرکت |
| ۰/۷۹۱ | ۰/۲۷ | ۰/۰۲۷ | ۰/۰۰۷ | ROA | بازده دارایی‌ها |
| ۰/۰۱۷ | ۳/۴۳ | ۱/۱۴۶ | ۳/۹۳۳ | DTURN | عدم تجانس سرمایه‌گذاران |
| ۰/۰۱۲ | ۳/۹۳ | ۱/۱۲۸ | ۴/۴۳۴ | SIGMA | انحراف معیار بازده ماهانه سهام |
| ۰/۰۳۰ | -۲/۸۶ | ۰/۳۴۱ | -۰/۹۷۳ | RET | میانگین بازده ماهانه سهام |
| ۰/۰۳۲ | ۲/۵۹ | ۳/۳۶۴ | ۸/۷۱۴ | NCSKEW | چولگی منفی بازده ماهانه سهام |
| ۰/۳۱۶ | | | | | ضریب تعیین مک فادن |
| ۳۹۱/۲۲ | | | | | آماره LR |
| ۰/۰۰۱۸ | | | | | احتمال آماره LR |

۳-۲-۶- آزمون فرضیه فرعی ۲-۳

فرضیه فرعی (۲-۳) بیانگر آن است که "اثر عدم شفافیت اطلاعات مالی بر افزایش ریسک سقوط آتی قیمت سهام، در شرکت‌هایی که در ترکیب اعضای هیأت مدیره آنها اعضای غیر موظف کمتر از ۵۰ درصد هستند، بیشتر است." نگاره (۵) نتایج مربوط به آزمون این فرضیه را نشان می‌دهد. همان‌گونه که نتایج مندرج در این نگاره نشان می‌دهد، $p\text{-value}$ محاسبه شده برای متغیر ترکیب اعضای هیأت مدیره (OUTDIR) کمتر از سطح خطای ۵٪ و ضریب برآورد شده برای آن مثبت است. بنابراین، می‌توان گفت که بین شرایطی که تعداد اعضای غیر موظف در ترکیب اعضای هیأت مدیره یک شرکت کمتر از ۵۰ درصد است و ریسک سقوط آتی قیمت سهام، رابطه مستقیم و معنی‌داری، وجود دارد. نتایج همچنین نشان می‌دهد که $p\text{-value}$ محاسبه شده برای متغیر مستقل (OPAQUE*OUTDIR) کمتر از ۵٪ و ضریب برآورد شده برای آن مثبت است. از این رو، می‌توان گفت که بین این متغیر (حاصل ضرب متغیرهای عدم شفافیت اطلاعات مالی و ترکیب اعضای هیأت مدیره) و ریسک سقوط آتی قیمت سهام، رابطه مستقیم و معنی‌داری وجود دارد. نتایج مندرج در نگاره (۵) همچنین گویای آن است که $p\text{-value}$ محاسبه شده برای متغیر عدم شفافیت اطلاعات مالی (OPAQUE) کمتر از سطح خطای ۵٪ و ضریب برآورد شده برای آن مثبت است. این

موضوع بیانگر آن است که بین عدم شفافیت اطلاعات مالی و ریسک سقوط قیمت سهام، رابطه مستقیم و معنی‌داری وجود دارد. علاوه بر این، قدر مطلق ضریب برآورد شده برای عدم شفافیت اطلاعات مالی در این فرضیه، از قدر مطلق ضریب برآورد شده در آزمون مربوط به فرضیه اصلی نخست (یعنی در شرایطی که متغیرهای نماینده عدم تقارن اطلاعات در مدل نهایی گنجانده نشده‌اند)، بزرگتر است. با توجه به مطالب مذکور، می‌توان چنین نتیجه گرفت که در شرایطی که تعداد اعضای غیرموظف در ترکیب اعضای هیأت مدیره یک شرکت کمتر از ۵۰ درصد باشد، عدم تقارن اطلاعاتی بین مدیران و سرمایه‌گذاران خارجی شرکت بالاتر است و در نتیجه، اثر عدم شفافیت اطلاعات مالی بر افزایش ریسک سقوط آتی قیمت سهام، بیشتر است. بنابراین، با توجه به نتایج مندرج در نگاره (۵) و در سطح اطمینان ۹۵٪، فرضیه فرعی (۲-۳) این پژوهش رد نخواهد شد. نتایج مندرج در نگاره (۵) همچنین نشان می‌دهد که ضریب تبیین مدل مربوط به آزمون فرضیه فرعی (۲-۳) ۲۲٪ است. این عدد بیانگر آن است که ۲۲ درصد تغییرات متغیر وابسته (ریسک سقوط آتی قیمت سهام) توسط مجموعه متغیرهای مستقل مزبور توضیح داده می‌شود. علاوه بر این، با توجه به اینکه احتمال آماره LR، کمتر از ۵٪ است، می‌توان گفت که در سطح اطمینان ۹۵٪ این مدل معنی‌دار و از اعتبار بالایی برخوردار است.

نگاره (۵): نتایج مربوط به آزمون فرضیه فرعی ۲-۳

| $CRASH_{j,t+1} = \alpha_0 + \alpha_1 OPAQUE_{j,t} + \alpha_2 OPAQUE_{j,t} * OUTDIR_{j,t} + \alpha_3 OUTDIR_{j,t} + \sum_{q=4}^m \alpha_q (q^{th} \text{ Control Var}_{j,t}) + \xi_{j,t}$ | | | | | |
|--|---------|----------------|-----------------|-------------------|--------------------------------|
| p-value | آماره Z | خطای استاندارد | ضریب برآورد شده | متغیر | |
| | | | | نماد | عنوان |
| ۰/۰۳۱ | -۲/۷۵ | ۰/۲۸۵ | -۰/۷۷۱ | α_0 | عرض از مبدأ |
| ۰/۰۳۷ | ۲/۳۹ | ۰/۰۸۸ | ۰/۲۱ | OPAQUE | عدم شفافیت اطلاعات |
| ۰/۰۴۳ | ۲/۲۸ | ۰/۰۱۵ | ۰/۰۳۵ | OPAQUE* OUTDIR | - |
| ۰/۰۰۶ | ۴/۱۰ | ۰/۰۴۷ | ۰/۱۹۳ | OUTDIR | ترکیب اعضای هیئت مدیره |
| ۰/۵۹۸ | -۰/۵۳ | ۰/۱۴۴ | -۰/۰۷۶ | SIZE | اندازه شرکت |
| ۰/۸۱۵ | ۰/۲۳ | ۰/۰۲۷ | ۰/۰۰۶ | ROA | بازده دارایی‌ها |
| ۰/۰۲۱ | ۳/۲۴ | ۱/۷۹۴ | ۵/۸۱۳ | DTURN | عدم تجانس سرمایه‌گذاران |
| ۰/۰۱۹ | ۳/۳۵ | ۱/۷۹۴ | ۴/۰۰۵ | SIGMA | انحراف معیار بازده ماهانه سهام |
| ۰/۲۵۴ | -۱/۱۴ | ۰/۰۲۳ | -۰/۰۲۶ | RET | میانگین بازده ماهانه سهام |
| ۰/۰۲۷ | ۳/۰۱ | ۲/۹۳۴ | ۸/۸۳۲ | NCSKEW | چولگی منفی بازده ماهانه سهام |
| ۰/۲۲ | | | | | ضریب تعیین مک فادن |
| ۲۱۸/۳۸ | | | | | آماره LR |
| ۰/۰۰۳۴ | | | | | احتمال آماره LR |

۷- بحث و نتیجه‌گیری

در این مطالعه، تأثیر عدم شفافیت اطلاعات مالی بر ریسک سقوط آتی قیمت سهام در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران بررسی گردید. عدم شفافیت اطلاعات مالی با عنوان تلاش برای تحریف عمدی اطلاعات مالی به منظور تأمین منافع یک گروه خاص تعریف می‌شود. یکی از رفتارهایی که به عدم شفافیت اطلاعات مالی منجر می‌شود، مدیریت یا دستکاری سود است. نتایج این پژوهش نشان داد که عدم شفافیت اطلاعات مالی (اقدام به مدیریت سود)، ریسک سقوط آتی قیمت سهام را افزایش می‌دهد. به بیان دیگر، در شرایط وجود عدم

با توجه به نتایج به دست آمده از آزمون فرضیه‌های فرعی مربوط به فرضیه اصلی دوم و این موضوع که همه فرضیه‌های فرعی مربوط به فرضیه اصلی دوم در سطح اطمینان ۹۵٪ رد نشدند، می‌توان گفت که در سطح اطمینان ۹۵٪، فرضیه اصلی دوم رد نخواهد شد. به بیان دیگر، می‌توان گفت که در شرایط وجود عدم تقارن اطلاعاتی، اثر عدم شفافیت اطلاعات مالی بر افزایش ریسک سقوط آتی قیمت سهام، بیشتر است.

وجود عدم تقارن اطلاعاتی، مدیران از فرصت‌های بیشتری به منظور اقدام به مدیریت سود برخوردارند، در نتیجه، در شرایط وجود عدم تقارن اطلاعاتی، اثر عدم شفافیت اطلاعات مالی بر افزایش ریسک سقوط آتی قیمت سهام بیشتر خواهد بود. یافته‌های مطالعه حاضر در خصوص تأثیر عدم تقارن اطلاعاتی بر رابطه بین عدم شفافیت اطلاعات مالی و ریسک سقوط آتی قیمت سهام، مشابه نتایج مطالعه هاتن و همکاران (۲۰۰۹) است. آنها در پژوهش خود به این نتیجه رسیدند که در شرایط وجود عدم تقارن اطلاعاتی بین سرمایه‌گذاران و مدیران، اثر عدم شفافیت اطلاعات مالی بر افزایش ریسک سقوط آتی قیمت سهام بیشتر است.

۸- محدودیت‌های پژوهش

محدودیت‌های پژوهش حاضر به شرح زیر قابل ذکر است:

۱- پژوهش حاضر با استفاده از داده‌های مربوط به ۹۰ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران انجام شده است و شرکت‌های سرمایه‌گذاری، لیزینگ و بیمه به علت ماهیت خاص فعالیت آنها، از جامعه آماری کنار گذاشته شده‌اند، لذا نتایج به دست آمده قابلیت تعمیم به تمامی شرکت‌ها را ندارد.

۲- قلمرو زمانی مطالعه حاضر از سال ۱۳۸۰ تا ۱۳۸۸ است. بنابراین، باید توجه کرد که نتایج پژوهش قابل تعمیم به سال‌های قبل از ۱۳۸۰ نیست.

شفافیت در گزارشگری مالی مدیران به علل متعدد، از جمله حفظ شغل خود، از افشای اخبار منفی خودداری می‌کنند. با ادامه روند عدم افشای اخبار منفی، این نوع اطلاعات در داخل شرکت انباشته شده و هنگامی که به یکباره وارد بازار می‌شود، به سقوط قیمت سهام منجر می‌گردد. از این رو، عدم شفافیت اطلاعات مالی احتمال ورود ناگهانی توده اخبار بد به بازار و در نتیجه، ریسک سقوط آتی قیمت سهام را افزایش می‌دهد. نتایج حاصل در این خصوص مشابه یافته‌های هاتن و همکاران (۲۰۰۹) است. آنها نیز در مطالعه خود به این نتیجه رسیدند که عدم شفافیت اطلاعات مالی به افزایش ریسک سقوط آتی قیمت سهام منجر می‌شود. نتایج پژوهش حاضر، همچنین نشان داد که در شرکت‌هایی که از عدم تقارن اطلاعاتی بالاتری برخوردارند، اثر عدم شفافیت اطلاعات مالی بر افزایش ریسک سقوط آتی قیمت سهام بیشتر است. در این پژوهش، عدم تقارن اطلاعاتی به این صورت تعریف شده است که اگر شرکتی در بازارهای انحصاری فعالیت کند و در ترکیب سهامداران آن، سرمایه‌گذاران نهادی حضور نداشته باشند و نیز در ترکیب اعضای هیأت مدیره آن اعضای غیر موظف کمتر از ۵۰ درصد باشند، در آن شرکت عدم تقارن اطلاعاتی وجود دارد. در شرایط وجود عدم تقارن اطلاعاتی به علت فقدان یک جریان روان اطلاعاتی، سرمایه‌گذاران به راحتی قادر به ارزیابی عملکرد شرکت نیستند. در نتیجه، مدیران از انگیزه‌های لازم برای افشا نکردن اخبار بد و نگهداری آنها در داخل شرکت برخوردار خواهند شد. با توجه به اینکه در شرایط

۳- داده‌های استخراج شده از صورت‌های مالی شرکت‌ها، از بابت تورم تعدیل نشده است. در صورت تعدیل اطلاعات مذکور، ممکن است نتایج متفاوتی از نتایج فعلی حاصل شود.

۹- پیشنهادهای حاصل از پژوهش

۹-۱- پیشنهادهای کاربردی

۱- با توجه به نتایج حاصل از آزمون فرضیه اصلی اول، به مراجع تدوین استانداردهای حسابداری پیشنهاد می‌شود در خصوص تشویق شرکت‌ها مبنی بر افشای اختیاری اطلاعات مربوط به کیفیت سود در یادداشت‌های توضیحی صورت‌های مالی اقدامات لازم را انجام دهند.

۲- با توجه به نتایج به دست آمده از آزمون فرضیه اصلی دوم، به سرمایه‌گذاران پیشنهاد می‌شود که به منظور تبیین رفتار قیمت سهام شرکت‌ها در بورس اوراق بهادار تهران، به ساختار نظام راهبری شرکت، از قبیل حضور سهامداران نهادی در ترکیب سهامداران و حضور اعضای غیر موظف در ترکیب هیأت مدیره و نیز وضعیت رقابت در بازار محصولات شرکت توجه داشته باشند. همچنین، به سازمان بورس اوراق بهادار به عنوان متولی بازار سرمایه توصیه می‌شود که در تدوین و تصویب آیین‌نامه اصول راهبری شرکت، نتایج حاصل از آزمون این فرضیه را مورد توجه قرار دهد.

۹-۲- پیشنهادهایی برای پژوهش‌های آتی

با توجه به نتایج به دست آمده از آزمون فرضیه‌های پژوهش، پیشنهادهای زیر ارائه می‌گردد:

۱- در این پژوهش از مدیریت سود به عنوان معیار عدم شفافیت اطلاعات مالی استفاده شد که برای اندازه‌گیری آن از مدل تعدیل شده جونز استفاده گردید. پیشنهاد می‌شود در مطالعات آتی، مدیریت سود با استفاده از سایر معیارهای موجود اندازه‌گیری و تأثیر آن بر ریسک سقوط آتی قیمت سهام بررسی شود.

۲- پیشنهاد می‌شود، رابطه بین ویژگی‌های شرکت، نظیر اندازه و چرخه عمر شرکت و ریسک سقوط آتی قیمت سهام مطالعه شود.

۳- مدل‌های این پژوهش برای تمام صنایع عضو نمونه آماری به صورت یکجا برآورد شده‌اند. از این رو، پیشنهاد می‌شود در مطالعات آتی هر یک از مدل‌های این پژوهش برای صنایع مختلف به تفکیک برآورد شود.

منابع

- ۱- آقای محمد علی و پری چالاکلی. (۱۳۸۸). «بررسی رابطه بین ویژگی‌های راهبری شرکتی و مدیریت سود در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران»، تحقیقات حسابداری، ش ۴، صص ۵۴-۷۷.
- ۲- حجازی رضوان، خلیفه سلطانی، سید احمد و زر افشان رحمانی. (۱۳۸۹). «تأثیر متغیرهای رشد اقتصادی و آزادی اقتصادی بر عدم

- Management. *The Accounting Review*, 70, 193-225.
- 10- Dhaliwal, D.S., Huang, S.X., Khurana, I., Pereira, R., (2008). Product Market Competition and Accounting Conservatism. *Availble At URL: <http://www.Ssrn.Com>*.
- 11- Feren, R.H., B. Brown & S.W., Dickey, (1994). an Empirical Test of Politically Motivated Income Smoothing in the Oil Refining Industry. *Journal of Applied Research*, 92, 115-143.
- 12- Healy, P.M., Wahlen, J.M., (1999). A Review of the Earnings Management Literature and Its Implication for Standard Setting. *Journal of Accounting Horizons*, 13(4), 365-373.
- 13- Hutton, A.P., Marcus, A.J., Tehranian, H., (2009). Opaque Financial Reports, R², and Crash Risk. *Journal of Financial Economics*, 94, 67-86.
- 14- Hsiu J. F. (2006). Effect of Financial Information Transparency on Investor Behavior in Taiwan Stock Market. *Proquest Database*, 16(3), 6-22.
- 15- Kim, J.B., Liandong Zhang, (2010). Does Accounting Conservatism Reduce Stock Price Crash Risk? *Availble At URL: <Http://Www.Ssrn.Com>*.
- 16- Kothari, S.P., Shu, S., Wysocki, P.D., (2009b). Do Managers Withhold Bad News? *Journal of Accounting Research*, 47, 241-276.
- 17- Schipper, K., (1989). Commentary on Earnings Management. *Journal of*
- شفافیت سود»، پژوهش‌های حسابداری مالی، ش ۵، صص ۱-۱۶.
- ۳- سینیایی حسینعلی و عبداللہ داوودی. (۱۳۸۸). «بررسی رابطه شفاف‌سازی اطلاعات مالی و رفتار سرمایه‌گذاران در بورس اوراق بهادار تهران»، تحقیقات مالی، ش ۲۷، صص ۴۳-۶۰.
- ۴- نوروش ایرج و سید علی حسینی. (۱۳۸۸). «بررسی رابطه بین کیفیت افشا و مدیریت سود»، بررسی‌های حسابداری و حسابرسی، ش ۵۵، صص ۱۱۷-۱۳۴.
- 5- Aboody, D., Lev, B., (2000). Information Asymmetry, R&D, and Insider Gains. *The Journal of Finance*, 55, 2747-2766.
6. Ajinkya, B., Bhojraj, S. And Sengupta, P., (2005). The Association between outsider Directors and Institutional Investors and the Properties of Management Earning Forecast. *Journal Of Accounting Research*, 43, 343-376.
- 7- Beneish, M.D., (1997). Detecting GAAP Violation: Implication for Assessing Earning Management among Firms with Extreme Financial Performance. *Journal of Accounting and Public Policy*, 16(3), 271-309.
- 8- Chiang H., (2005). an Empirical Study of Corporate Governance and Corporate Performance. *Journal of American Academy of Business*, 6(1), 95-101.
- 9- Dechow, P., Sloan, R., Sweeney, A., (1995). Detecting Earning

Accounting Horizons, 3(4), 91-102.

18- Scott, W.R., (1997). *Financial Accounting Theory*. Prentice Hall, Scarborough.

19- Vishwanath T., & Kaufmann D., (2001). Toward Transparency: New Approaches and Their Application to Financial. *The World Bank Research Observer*, 16, 41-57.

مجله پژوهش‌های حسابداری مالی
سال سوم، شماره چهارم، شماره پیاپی (۱۰)، زمستان ۱۳۹۰
تاریخ وصول: ۸۹/۱۲/۱۵
تاریخ پذیرش: ۹۰/۹/۲۱
صص ۴۱-۵۴

بررسی رابطه بین طرح‌های پاداش مدیران و معیارهای اقتصادی ارزیابی عملکرد در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران

سید حسین سجادی*، محمدصادق زارعزاده مهریزی**^۱

*دانشیار گروه حسابداری دانشگاه شهید چمران اهواز

**کارشناس ارشد حسابداری دانشگاه شهید چمران اهواز

چکیده

برای کنترل نمایندگی مدیران در شرکت‌ها و اطمینان از ایفای مسئولیت و پاسخ‌گویی آنان در شرکت‌های سهامی بزرگ و حمایت از حقوق سهامداران باید راهکارهایی اندیشیده شود. یکی از این راهکارها، مکانیزم پرداخت پاداش به مدیران بر اساس عملکرد است. در تحقیق حاضر نیز تاثیر دو متغیر پاداش پرداختی به مدیران و درصد مالکیت سهام آنان بر عملکرد شرکت‌ها بررسی شده است. نمونه آماری تحقیق شامل ۸۳ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در دوره زمانی ۱۳۸۸-۱۳۸۳ است که سهام آنها به طور فعال در بورس معامله شده است. بررسی‌ها با استفاده از داده‌های ترکیبی، حاکی از رابطه معنی‌دار بین پاداش پرداختی به مدیران با معیارهای اقتصادی (ارزش افزوده اقتصادی، ارزش افزوده بازار و ارزش افزوده اقتصادی تعدیل شده) ارزیابی عملکرد است. همچنین، یافته‌ها حاکی از رابطه معنی‌دار بین درصد مالکیت سهام مدیران با ارزش افزوده بازار و عدم رابطه معنی‌دار با دیگر معیارهای اقتصادی ارزیابی عملکرد مورد بررسی بوده است. **واژه‌های کلیدی:** تئوری نمایندگی، پاداش مدیران، معیارهای اقتصادی ارزیابی عملکرد، درصد مالکیت سهام مدیران.

۱- مقدمه

در اواخر دهه ۸۰ تا اوایل دهه ۹۰ بیشتر شرکت‌های بزرگ بین‌المللی برای برقراری رابطه میان حقوق مدیران ارشد خود با عملکرد آنان، به مدیران اجازه می‌دادند تا از حق خرید سهام شرکت به بهای پایه استفاده کنند و در صورتی که عملکرد آنان منجر به رشد شرکت می‌شد، مدیران می‌توانستند در سود حاصله همانند سهامداران شریک شوند. تا یک دهه، این روش از محبوبیت فراوانی برخوردار بود؛ زیرا بازار اوراق بهادار تا چند سال پیاپی بسیار شکوفا بود و سودهای هنگفتی را نصیب مدیران و سرمایه‌گذاران کرد، اما پس از واقعه سقوط بازارهای سهام در سال ۲۰۰۰، شرکت‌های بزرگ به این نتیجه رسیدند که این سیستم همواره مطلوب نیست [۶].

با نگاهی دقیق‌تر می‌توان دریافت که رویه‌های مختلفی برای پاداش‌دهی به مدیران وجود دارد. لذا، همواره این سؤال مطرح بوده است که چه روشی و چه مقداری پاداش برای مدیران مناسب است که از یک سو باعث انگیزش مدیران و از سوی دیگر باعث تکافوی بیشتر آنان برای به دست آوردن بازدهی بیشتر شود. آنچه مسلم است؛ دیدگاه سرمایه‌داری همواره بر افزایش ثروت سهامداران و سرمایه‌گذاران تأکید دارد، لذا باید همواره به این موضوع توجه داشت که کارایی و اثربخشی مدیران بنگاه‌های اقتصادی حائز اهمیت است و با دلگرم کردن مدیران موفق، می‌توان به این افزایش ثروت سرعت بیشتری بخشید. یکی از رویه‌های اساسی در این راه، مالک کردن مدیران (ایجاد سیستم سهام وثیقه) است. راه دیگر ارزیابی عملکرد آنان، پاداش منطبق با این ارزیابی است، اما سؤال اساسی این است که چه

روش ارزیابی مطلوب است. مبنای ارزش افزوده می‌تواند یکی از مبنای مطلوب ارزیابی عملکرد باشد؛ یعنی براساس ارزش افزوده، مدیران ارزیابی شود و حتی پاداش به صورت درصدی از آن باشد [۲۷].

تجزیه و تحلیل مبتنی بر ارزش افزوده، همیشه جوابی ارائه می‌دهد که با حداکثر کردن سود سهامداران همسو و سازگار است. برای اینکه مدیران انگیزه داشته باشند تا در جهت افزایش سود سهامداران عمل کنند، پاداش آنان باید مبتنی بر افزایش در ارزش افزوده‌ای باشد که آنان ایجاد کرده‌اند. اهداف مدیریتی مبتنی بر افزایش سود یا سهم بازار، افزایش بازده دارایی‌ها یا حقوق صاحبان سهام یا سایر معیارهای تجاری، می‌تواند انگیزه‌هایی ایجاد نماید که با حداکثر کردن ثروت سهامداران ناسازگار باشد. حداکثر کردن ارزش افزوده همواره انگیزه‌هایی در جهت حداکثر کردن ثروت سهامداران ایجاد می‌کند [۱۴].

۲- ادبیات و پیشینه تحقیق

پایه و اساس مطالعات حاکمیت شرکتی^۱، تئوری نمایندگی است و مسایل نمایندگی نیز ناشی از تفکیک مالکیت از کنترل است. حاکمیت شرکتی، مجموعه سیاست‌ها، روش‌ها و اقداماتی است که برای تامین منافع ذی‌نفعان شرکت‌ها تدوین یافته، به اجرا گذاشته می‌شود. هدف حاکمیت شرکتی شرکت‌ها، افزایش ضریب اطمینان فعالیت‌های شرکت و سیاست‌های مدیریت در راستای منافع سهامداران به طور مشخص و به طور کلی تمامی ذی‌نفعان است [۱]. فرض تئوری نمایندگی بر این است که بین منافع

^۱ Corporate Governance

مبنای ارزش ایجاد شده، روشی سالم برای رسیدن به این هدف است.

بیمن و دمسکی [۹] در تحقیقی به مطالعه ارزیابی عملکرد شرکت‌ها پرداختند. آنان در این تحقیق از طریق لحاظ کردن متوسط بازده صنعت مربوط در بورس، با حذف عوامل مشترک یا سیستماتیک بازده سهام به مطالعه ارزیابی عملکرد شرکت پرداختند و به این نتیجه رسیدند که صرفاً آزمون قوی، عوامل مرتبط با عملکرد را مورد مطالعه قرار می‌دهد.

لامبرت [۲۳] به بررسی تئوری نمایندگی در قالب قراردادهای بلند مدت پرداخت. او در این تحقیق به این نتیجه رسید که اگر قرارداد پاداش برای مدت بیش از یک سال بسته شود، هم سهامداران و هم مدیران در شرایط بهتری قرار خواهند داشت. پاداش مدیر در پایان یک دوره باید متناسب با عملکرد او در طی دوره و عملکرد او در دوره‌های قبل باشد. در نتیجه، قرارداد بهینه پاداش باید هم دوره جاری و هم سال آینده را برای انگیزه‌مند شدن مدیر در برگیرد. یک قرارداد بهینه، انگیزه زمان حال مدیر را به انگیزه زمان آینده متصل می‌کند، اما نه به گونه‌ای که مدیر تعهد دهد برای مدت باقی‌مانده زمان قرارداد در شرکت باقی بماند.

جنسن و مورفی [۱۹]، رابطه بین پرداخت پاداش به مدیران اجرایی و عملکرد آنان در شرکت‌های بزرگ را در دهه ۱۹۷۰ بررسی کردند. آنان استدلال کردند که پرداخت پاداش به مدیران اجرایی، محرکی برای عملکرد نیست، زیرا آنان در مقابل ایجاد ارزش ۱۰۰۰ دلاری برای مالکان تنها ۳/۲۵ دلاری دریافت می‌کنند. آنها همچنین، بیان کردند که در شرکت‌های

سهامداران و مدیریت تعارض بالقوه‌ای وجود دارد و مدیران به دنبال حداکثر سازی منافع خود از طریق سهامداران شرکت هستند که این منافع ممکن است در تضاد با منافع سهامداران باشد [۲۵]. طبق تعریف جنسن و مک‌لینگ [۱۸]، رابطه نمایندگی به عنوان تعامل بین یک یا چند سهامدار یا مالک و یک یا چند نماینده است که نماینده از طرف سهامدار مسئولیت انجام یک سری خدمات را عهده‌دار می‌شود.

به طور عام، پاداش مدیریت، راه حل اصلی مسأله نمایندگی تصور می‌شود. بر اساس این اعتقاد، در صورت استقرار الگوی مناسب برای پرداخت پاداش؛ مدیران در جهت منافع سهامداران و وام‌دهندگان فعالیت می‌کنند. دلیل اصلی طرح پاداش این است که باید به مدیران به خاطر مسئولیت‌های سازمانی که بر عهده دارند، پاداش داد و انگیزه لازم را برای عملکرد بهتر در آنان ایجاد کرد [۳].

فاما [۱۵] معتقد است، مدیران بخشی از بازار نیروی کار هستند و بر اساس عملکرد فردی و سازمانی که در آن کار می‌کنند، پاداش می‌گیرند و عملکرد آنان توسط بازار نیروی کار نظم می‌گیرد. بنابراین، در صورت عدم تناسب پاداش با عملکرد؛ مدیری که کمتر از عملکرد خود دریافت نماید، شرکت را ترک می‌کند. در نتیجه اعمال طرح‌های پاداش، مدیران در جهت منافع سهامداران کار می‌کنند، زیرا در غیر این صورت ارزش شرکت و ارزش مدیر در بازار کار کاهش می‌یابد.

جنسن و مک‌لینگ [۱۸]، تضاد بین سهامداران و مدیران را تجزیه و تحلیل کرده، نشان دادند که برای کاهش هزینه نمایندگی، باید پاداش مدیران با ارزش ایجاد شده برای سهامداران مرتبط باشد. پاداش بر

او بیشتر شرکت‌ها از معیار بازده دارایی‌ها استفاده کرده بودند.

آرورا [۸] در تحقیقات جداگانه‌ای، مبنای اندازه‌گیری پاداش مدیران را بررسی و استدلال کردند که وزن نسبی استفاده از ابزار اندازه‌گیری عملکرد در یک قرارداد پاداش مدیریت بستگی به میزان اختلال^۴ ذاتی در ابزار اندازه‌گیری عملکرد دارد. قراردادهای پاداش مدیریت به طور عمده بر مبنای اندازه‌گیری حسابداری اختلال و پارازیت کمتری در ارزیابی عملکرد نسبت به قیمت سهام در بورس دارد.

دورو [۱۲] در پژوهشی به مطالعه رابطه بین ارزش افزوده بازار و پاداش مدیر با سود اقتصادی و همچنین به بررسی اثر فرصت‌های سرمایه‌گذاری بر رابطه پاداش مدیر و سود اقتصادی پرداخت. تحلیل‌ها حاکی از رابطه‌ای مثبت بین ارزش افزوده بازار و سود اقتصادی است که در طول زمان افزایش می‌یابد. رابطه تجربی بین پاداش مدیر با سود اقتصادی قوی‌تر از رابطه پاداش مدیر با سود حسابداری است و زمانی که تنها سود اقتصادی به عنوان ابزار اندازه‌گیری عملکرد در تعیین پاداش مدیر باشد، ممکن است برای ارزیابی گسترده عملکرد شرکت ناقص باشد.

اندرسون و همکارانش [۷] نشان دادند که هم پاداش نقدی و هم پاداش مبتنی بر سهام، دارای همبستگی مثبتی با بازده حسابداری و بازده بازار است، اما تأثیر نسبی بازده بازار در مقایسه با بازده حسابداری، بر پاداش مبتنی بر سهام، بسیار بیشتر از تأثیر آن بر پاداش نقدی پرداختی است. همچنین، آنان نشان دادند که حساسیت عملکرد جاری شرکت

سهامی عام، پاداش مدیران عالی مستقل از عملکردشان است.

شواهد به دست آمده توسط مورفی [۲۶] نشان داد که پرداخت پاداش به مدیران اجرایی با عملکرد، دارای همبستگی مثبت و معنی‌دار است و حتی اگر بین پرداخت پاداش و عملکرد رابطه‌ای نباشد، باز هم منابع مدیران اجرایی از طریق ابزارهایی، نظیر حق اختیار سهام، طرح‌های عملکردی بلند مدت و مهمتر از همه مالکیت سهام، به عملکرد شرکت وابسته است. همچنین، او نشان داد که طرح‌های انگیزشی حق‌الزحمه اعم از کوتاه مدت و بلندمدت، نه تنها به ضرر سهامداران نبوده، بلکه آنان را نیز منتفع کرده است.

لمبرت و لارکر [۲۲] از طریق یک مدل تجربی نشان دادند که استفاده از معیارهای سنجش عملکرد مبتنی بر اطلاعات حسابداری و اطلاعات بازار در قراردادهای پاداش، با میزان عدم دقت^۱ این معیارها و همچنین حساسیت^۲ آن‌ها نسبت به اقدامات مدیریت، در ارتباط است. نتایج تحقیق نشان داد که حق‌الزحمه نقدی مدیران دارای همبستگی قوی و مثبت با نسبت بازده حقوق صاحبان سهام بوده، اما رابطه آن با بازده بازار سهام، ضعیف‌تر بوده است.

الی [۱۴] با بررسی رابطه‌ی بین حق‌الزحمه مدیریت و معیارهای ارزیابی عملکرد شامل بازده بازار سهام، بازده دارایی‌ها^۳، سود پس از بهره و مالیات در صنایع مختلف به این نتیجه رسید که بین صنایع مختلف، از نظر ارتباط این معیارها با عملکرد شرکت، تفاوت ناچیزی وجود دارد. در نمونه انتخابی

¹ Noise

² Sensitivity

³ Return of Assets

⁴ Noise

مبنای عملکرد دارای رابطه مثبت و با میزان پاداش دارای رابطه منفی است.

ایتنر و پیزینی [۱۷] نشان دادند که حساسیت پرداخت پاداش مدیران نسبت به عملکرد، متناسب با افزایش تنوع وظایف، اندازه شرکت و میزان تخصص حرفه‌ای (که موجب کاهش در دقت نظارت می‌گردند) به میزان با اهمیتی افزایش می‌یابد. افزون بر این، هرچه شرکت بزرگتر باشد، احتمال اختلاف در پاداش مدیران آن با سایر شرکت‌ها بیشتر خواهد بود، زیرا اندازه شرکت بر دقت نظارت و آگاهی‌دهی معیارهای سنجش عملکرد تاثیر می‌گذارد.

کاتو و کوبو [۲۱] با ارزیابی عملکرد شرکت بر مبنای معیارهای حسابداری دریافته‌اند که پاداش نقدی مدیران ژاپنی نسبت به عملکرد شرکت حساس است. همچنین، آنان به این نتیجه رسیدند که روند عملکرد بازار سهام در این کشور به صورتی است که نقش کمتری را در پاداش مدیران ژاپنی ایفا می‌کند.

آلفرد و بورسین [۵] در تحقیقی به بررسی رابطه بین ساختار مالکیت و پاداش مدیران پرداختند. این تحقیق بر روی یکصد و شصت شرکت آلمانی طی دوره زمانی ۲۰۰۳-۱۹۸۷ انجام شد. نتایج حاکی از این است که پاداش مدیران به دلیل مسأله تئوری نمایندگی، باعث کاهش قابل توجه سود شرکت می‌شود. از سوی دیگر، فقدان کنترل مالکان، مدیران را قادر به افزایش میزان پاداش می‌کند. در شرکت‌هایی که مدیران سعی در افزایش حق رای خود نسبت به میزان پاداش نقدی دریافتی هستند، ارتباط بین عملکرد و پاداش مدیران ضعیف‌تر است.

جیانگ و همکاران [۲۰] به بررسی تاثیر ساختار مالکیت بر رابطه پاداش مدیران و عملکرد شرکت

نسبت به پاداش نقدی، بیشتر از حساسیت آن نسبت به پاداش مبتنی بر سهام است.

کولز و همکارانش [۱۱] به بررسی ارتباط مواردی، نظیر پاداش مدیران، ترکیب هیأت مدیره، ساختار رهبری شرکت و ساختار مالکیت آن با عملکرد بازار و عملکرد حسابداری تعدیل شده به واسطه ریسک پرداختند. در این تحقیق تأثیر عواملی، نظیر اندازه شرکت و عملکرد صنعت نیز کنترل شد. نتایج تحقیق نشان داد که عملکرد صنعت عامل تاثیرگذاری بر عملکرد شرکت است و بهتر است به منظور افزایش دقت نتایج، در مطالعات بدان توجه شود.

الایان و همکاران [۱۳] در تحقیقی به بررسی طرح پاداش مدیران اجرایی و تاثیر آنان بر عملکرد ۷۳ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار نیویورک برای سال‌های ۱۹۹۴ تا ۱۹۹۸ پرداختند. نتایج تحقیق نشان داد که اندازه شرکت و ریسک تجاری عوامل مؤثر بر میزان پاداش است. همچنین، نه میزان پاداش و نه طرح‌های انگیزشی پاداش با عملکرد شرکت رابطه‌ی معناداری ندارد، اما رابطه بین نسبت کیو تو بین و سهام در دست مدیران معنادار است، ولی هنگامی که نرخ بازده دارایی‌ها و نرخ بازده حقوق صاحبان سهام، به عنوان مبنای ارزیابی عملکرد مورد استفاده شوند، این رابطه معنادار نیست.

هارتزل [۱۶] در تحقیق خود به بررسی رابطه بین پاداش مدیران و سرمایه‌گذاران نهادی پرداخت. او در این تحقیق نشان داد که حتی پس از کنترل اندازه شرکت، نوع صنعت، فرصت‌های سرمایه‌گذاری و عملکرد، ساختار مالکیت نهادی با میزان پرداخت بر

فرضیه ۳) بین پاداش پرداختی به هیأت مدیره و ارزش افزوده اقتصادی تعدیل شده رابطه معناداری وجود دارد.

فرضیه ۴) بین درصد مالکیت هیأت مدیره و ارزش افزوده بازار رابطه معناداری وجود دارد.

فرضیه ۵) بین درصد مالکیت هیأت مدیره و ارزش افزوده اقتصادی رابطه معناداری وجود دارد.

فرضیه ۶) بین درصد مالکیت هیأت مدیره و ارزش افزوده اقتصادی تعدیل شده رابطه معناداری وجود دارد.

۴- روش تحقیق

آزمون تشخیص مدل

در داده‌های پانل (تابلویی) قبل از اقدام به برآورد الگو، باید تشخیص دهیم که کدام یک از مدل‌های Pooled Data و Panel Data برای برآورد و استنتاجات آماری مناسب است. برای این منظور، ابتدا با تلفیق کلی داده‌ها به صورت Pool الگو را برآورد می‌نماییم و مجموع مجذورات باقی مانده را به دست می‌آوریم و در مرحله بعد الگو را به صورت Panel برآورد می‌نماییم و مجموع مجذورات باقی مانده‌های آن را نیز به دست می‌آوریم. سپس در مرحله بعد از آماره آزمون F برای تشخیص مدل استفاده می‌نماییم [۱۰].

نتایج آزمون بیانگر مقدار ۱,۲۵۸ برای آماره F است که در سطح خطای ۱۰٪ معنادار نیست. بنابراین، فرض صفر مبنی بر استفاده از الگوی Pooled Data رد نمی‌شود و برای برآورد مدل از الگوی مذکور استفاده می‌شود.

پرداختند. این مطالعه بر روی شرکت‌های نیوزیلند طی دوره زمانی ۲۰۰۱-۲۰۰۵ انجام شد. یافته‌های تحقیق حاکی از این است، که در شرکت‌هایی که دارای ساختار مالکیت متمرکز هستند، رابطه بین پاداش مدیران و عملکرد شرکت منفی بوده و در شرکت‌هایی که دارای ساختار مالکیت متمرکز نیستند، رابطه بین پاداش مدیران و عملکرد شرکت مثبت است.

نمازی و سیرانی [۴] با استفاده از تئوری نمایندگی به بررسی ارتباط پاداش مدیران شرکت‌های ایرانی با سود حسابداری، رشد سود و رشد ارزش افزوده بازار و همچنین به بررسی سازه‌های مهم در تعیین پاداش مدیران عامل پرداختند. آنان دریافتند که هرچه مدت قرارداد، طولانی‌تر و ثبات آن بالاتر باشد، موجب افزایش بیشتری در ارزش شرکت خواهد شد و عملاً اغلب طرح‌ها و قراردادهای پاداش فعلی مبتنی بر سود حسابداری هستند.

۳- فرضیه‌های تحقیق

با توجه به مطالعات پیشین، در این تحقیق رابطه بین متغیرهای پاداش مدیران و میزان مالکیت آنان در شرکت با معیارهای اقتصادی عملکرد بررسی شده است. بدین منظور، شش فرضیه به شرح زیر تدوین شده است:

فرضیه ۱) بین پاداش پرداختی به هیأت مدیره و ارزش افزوده بازار رابطه معناداری وجود دارد.

فرضیه ۲) بین پاداش پرداختی به هیأت مدیره و ارزش افزوده اقتصادی رابطه معناداری وجود دارد.

۵- متغیرهای تحقیق

۵-۱- متغیرهای مستقل

۵-۱-۱- درصد مالکیت سهام هیأت مدیره

بر اساس ماده ۱۱۴ قانون تجارت مصوب ۱۳۴۷، مدیران باید تعداد سهامی را که اساسنامه شرکت مقرر کرده است، دارا باشند. این تعداد سهام نباید از تعداد سهامی که به موجب اساسنامه برای دادن رأی در مجامع عمومی لازم است، کمتر باشد. این سهام برای تضمین خساراتی است که ممکن است از تقصیرات مدیران منفرداً یا مشترکاً بر شرکت وارد شود. سهام مذکور با اسم بوده، قابل انتقال نیست و مادامی که مدیر مفصلاً حساب دوره تصدی خود در شرکت را دریافت نداشته است، سهام مزبور در صندوق شرکت به عنوان وثیقه باقی خواهد ماند. همچنین، بر مبنای استانداردهای حسابداری ایران میزان سهام در دست مدیران باید در یادداشت‌های همراه صورت‌های مالی افشا شود. میزان مالکیت مدیران در شرکت از طریق تقسیم سهام متعلق به مدیران به کل سهام تمام پرداخت شده محاسبه می‌شود.

۵-۱-۲- پاداش هیأت مدیره

بر مبنای ماده ۱۳۴ قانون تجارت مصوب ۱۳۴۷، در صورتی که در اساسنامه پیش‌بینی شده باشد، مجمع عمومی می‌تواند مطابق با ماده ۲۴۱ همین قانون، نسبت معینی از سود خالص سالانه شرکت را به عنوان پاداش به اعضای هیأت مدیره تخصیص دهد؛ با این شرط که میزان پاداش در نظر گرفته شده برای مدیران نباید در شرکت‌های سهامی عام از ۵ درصد سودی که در همان سال به صاحبان سهام پرداخت می‌شود و در شرکت‌های سهامی خاص از

۱۰ درصد سودی که در همان سال به صاحبان سهام پرداخت می‌شود، تجاوز کند. همچنین، اعضای غیر موظف هیأت مدیره حق ندارند به جز آنچه در این ماده پیش‌بینی شده است، در قبال سمت مدیریت خود به طور مستمر یا غیر مستمر بابت حقوق یا پاداش یا حق الزحمه وجهی از شرکت دریافت کنند.

۵-۲- متغیرهای وابسته

با تبدیل اطلاعات حسابداری از طریق انجام برخی تعدیلات به اطلاعات اقتصادی، این اطلاعات مبنای ارزیابی عملکرد شرکت‌ها قرار می‌گیرند. به بیان دیگر، این معیارها عملکرد شرکت را با توجه به قدرت کسب سود دارایی‌های موجود و سرمایه‌گذاری بالقوه و با عنایت به نرخ بازده و نرخ هزینه سرمایه، ارزیابی می‌کنند [۲۹].

ارزش افزوده بازار^۱، ارزش افزوده اقتصادی^۲ و ارزش افزوده اقتصادی تعدیل شده^۳ مهم‌ترین معیارهایی هستند که در این تحقیق بررسی شده‌اند. این معیارها به اختصار به شرح زیر توضیح داده می‌شوند:

۵-۲-۱- ارزش افزوده اقتصادی

اقتصاددانان مالی، ارزش افزوده اقتصادی را سود اقتصادی یا سود باقی‌مانده می‌نامند. ارزش افزوده اقتصادی معیاری است که برای نظارت کلی، در زمینه خلق ارزش، در شرکت به کار برده می‌شود. ارزش افزوده اقتصادی استراتژی نیست؛ روشی است که نتایج را اندازه‌گیری می‌کند و به شرح زیر محاسبه می‌شود [۲۹]:

$$EVA = (r - c) \times Capital$$

¹ Market Value Added (MVA)

² Economic Value Added (EVA)

³ Refined Economic Value Added (REVA)

حقوق صاحبان سهام؛ K_d : نرخ هزینه بدهی‌های بهره‌دار و K_e : نرخ هزینه حقوق صاحبان سهام است. نرخ هزینه بدهی‌های بهره‌دار هر سال معادل متوسط نرخ‌های سود مورد انتظار تسهیلات اعلام شده از سوی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران در نظر گرفته شده است. نرخ هزینه حقوق صاحبان سهام هر سال - شرکت نیز از طریق مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای محاسبه و تعیین شده است. طبق این مدل، هزینه سرمایه شرکت از رابطه زیر به دست می‌آید:

$$E(R_i) = R_f + (E(R_m) - R_f)\beta_i$$

که در آن، $E(R_i)$ بازده مورد انتظار سهام؛ R_f : نرخ بازده بدون ریسک؛ $E(R_m)$: بازدهی مورد انتظار سبد اوراق بهادار بازار و β_i : ضریب ریسک سیستماتیک است. نرخ بازده بدون ریسک، نرخ سود سپرده‌های یکساله بانکی در نظر گرفته شده که این نرخ برای سال‌های مختلف طبق نگاره زیر است:

نگاره (۱): نرخ‌های سود علی‌الحساب سپرده‌های بانک‌های دولتی

| سال | ۱۳۸۳ | ۱۳۸۴ | ۱۳۸۵ | ۱۳۸۶ | ۱۳۸۷ | ۱۳۸۸ |
|----------------|------|------|------|------|------|------|
| نرخ سود یکساله | ۱۳ | ۱۳ | ۱۱.۵ | ۱۱.۵ | ۱۱.۵ | ۱۳ |

منبع: بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران.

۳-۲-۵- ارزش افزوده اقتصادی تعدیل شده
ارزش افزوده اقتصادی تعدیل شده به شرح زیر اندازه‌گیری می‌شود [۲۹]:

$$REVA = (r - c) * M \text{ capital}$$

$M \text{ capital}$ همان ارزش بازار دارایی‌های شرکت است که به صورت زیر به دست می‌آید:

$$M \text{ capital} = \text{ارزش سهام ممتاز و سهام عادی}$$

$$EVA = (r \times Capital) - (c \times Capital)$$

$$EVA = NOPAT - (c \times Capital)$$

در معادله مزبور (r) نرخ بازده شرکت، (c) نرخ هزینه سرمایه، $(NOPAT)$ سود عملیاتی پس از کسر مالیات، $(Capital)$ سرمایه شرکت است.

۲-۲-۵- محاسبه میانگین موزون هزینه سرمایه

هزینه سرمایه شرکت‌های تعیین شده متشکل از دو جزء هزینه بدهی‌های بهره‌دار و هزینه حقوق صاحبان سهام شرکت است. هزینه سرمایه به کار گرفته شده در شرکت از میانگین موزون این دو جزء دست آمده که وزن هریک از این اجزا را نیز ارزش بازار هریک از آنها شکل می‌دهد. رابطه مذکور به شرح زیر است:

$$C = \left(\frac{D}{D + E} \right) K_d + \left(\frac{E}{D + E} \right) K_e$$

که در آن C : نرخ میانگین موزون هزینه سرمایه؛
 D : ارزش بازار بدهی‌های بهره‌دار؛ E : ارزش بازار

بتا (β) که بیانگر میزان حساسیت بازده شرکت نسبت به بازده بازار بوده و از رابطه زیر به دست آمده است:

$$\beta_i = \frac{Cov_{i,m}}{Cov_{m,m}} = \frac{Cov_{i,m}}{\delta_m^2}$$

در این رابطه، R_i : بازده سهم و R_m : بازده بازار است. برای محاسبه بتا از اطلاعات سه ماهه بورس اوراق بهادار تهران استفاده شده است [۲].

بدهی‌های جاری بدون بهره - ارزش دفتری بدهی‌ها

۴-۲-۵- ارزش افزوده بازار

استوارت [۲۹]، معیار ارزش افزوده بازار را برای ارزیابی ارزش آفرینی شرکت برای سهامداران معرفی کرد. ارزش افزوده بازار، حاصل تفاوت بین ارزش بازار شرکت با ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام است. هدف اصلی بیشتر شرکت‌ها افزایش ثروت سهامداران است. بدیهی است که این هدف منافع سهامداران را تامین می‌کند. ثروت سهامداران از طریق حداکثر کردن تفاوت بین ارزش بازار سهام شرکت و مقدار سرمایه تامین شده توسط سهامداران به حداکثر می‌رسد.

MVA = Market Value of the Company – Invested Capital

در معادله بالا، (Market Value of the Company) ارزش بازار شرکت و (Invested Capital) ارزش دفتری سرمایه شرکت است.

۶- جامعه و نمونه آماری

جامعه آماری این مطالعه، شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران بوده و نمونه آماری این تحقیق با توجه به محدودیت‌های زیر انتخاب شده است:

(الف) سال مالی شرکت منتهی به پایان اسفند ماه باشد؛

(ب) در طی سال‌های ۱۳۸۳ تا ۱۳۸۸ تغییر سال مالی و یا تغییر فعالیت صورت نگرفته باشد؛

(ج) اطلاعات مالی مورد نیاز در دسترس باشد.

(د) شرکت‌های انتخابی باید قبل از سال ۱۳۸۳ در

بورس اوراق بهادار تهران پذیرفته شده باشند.

با توجه به محدودیت‌های مزبور و با استفاده از روش‌های آماری نمونه‌گیری، از میان شرکت‌های حاضر در بورس اوراق بهادار تهران ۸۳ شرکت انتخاب شد و تحقیق مورد نظر برای دوره زمانی ۱۳۸۳ تا ۱۳۸۸ در مورد این نمونه انجام شد.

۷- روش گردآوری داده‌ها

در این تحقیق، گردآوری اطلاعات در دو مرحله انجام شده است. در مرحله اول برای تدوین مبانی نظری و پیشینه تحقیق از روش کتابخانه‌ای و در مرحله دوم، برای گردآوری داده‌های مورد نظر از صورت‌های مالی، آمارنامه، اطلاعات ارائه شده به بورس اوراق بهادار، آرشیو بانک مرکزی و سایر منابع اطلاعاتی مرتبط استفاده شده است. همچنین، در این مطالعه برای به دست آوردن برخی متغیرهای تحقیق از سایت اینترنتی مدیریت پژوهش، توسعه و مطالعات اسلامی سازمان بورس اوراق بهادار^۱ استفاده شد.

۸- آزمون فرضیات و تحلیل یافته‌ها

نگاره (۲)، خلاصه نتایج آزمون فرضیات اول و چهارم و آماره‌های چاو و هاسمن را در سطح کل دوره‌های زمانی، در سطح خطای ۵٪ نشان می‌دهد. با توجه به اینکه میزان آماره چاو در سطح اطمینان ۵٪ معنادار است، پس فرض H_0 تایید نمی‌شود. میزان آماره هاسمن نیز، ۰/۰۱۱ است و با توجه به معنادار بودن آن در سطح اطمینان مزبور فرض H_0 هم تایید

^۱ <http://rdis.ir>

نشده است. بنابراین، برای انجام برآوردها از مدل اثر ثابت استفاده شده است.

نگاره (۲): نتایج آزمون فرضیه‌های اول و چهارم

| متغیر مستقل | ضریب | p-value |
|--------------------------|--------------------|----------|
| عرض از مبدأ | -۰/۲۰۳۲ | ***۰/۰۰۰ |
| پاداش مدیران | -۳۱/۱۳۶ | ***۰/۰۰۰ |
| درصد سهام مدیران | ۰/۱۱۷۶ | ***۰/۰۰۲ |
| R^2 تعدیل شده = ۰/۲۴۵۱ | آماره $F = ۱۵/۳۳۹$ | |
| P-Value (Sig. F) | | ۰/۰۰۰۰ |
| P-Value (Chow) | | ۰/۰۳۷ |
| P-Value (Hausman) | | ۰/۰۱۱ |

***،**،* به ترتیب در سطح خطای ۱٪، ۵٪ و ۱۰٪ معنادار

بر اساس یافته‌های نگاره (۳)، فرضیه دوم مبنی بر وجود رابطه معنی‌دار بین متغیرهای ارزش افزوده اقتصادی و پاداش پرداختی به مدیران در سطح کل دوره‌های زمانی، در سطح خطای ۵٪ تایید می‌شود. همان‌گونه که مشاهده می‌شود، نتایج حاصل از تحقیق با پیش‌بینی‌های تئوریک مبنی بر وجود رابطه مستقیم و معنی‌دار بین متغیرهای ارزش افزوده اقتصادی و پاداش پرداختی به مدیران سازگار است. بر اساس پیش‌بینی‌های تئوریک، مدیریت شرکت براساس ارزش افزوده اقتصادی، ثروت سهامداران را حداکثر خواهد کرد. برای رسیدن به این هدف (حداکثر کردن ثروت سهامداران)، سهامداران باید براساس افزایشی که در ارزش افزوده اقتصادی ایجاد شده است، به مدیران پاداش دهند. ارزش افزوده اقتصادی مدیران را نه تنها نسبت به نتایج حاصله، بلکه نسبت به منابعی که برای رسیدن به آن نتایج به کار گرفته شده، پاسخ‌گو می‌کند.

همان‌گونه که مشاهده می‌شود، نتایج آزمون از پذیرش ادعای مطرح شده در فرضیه‌های اول و چهارم که به ترتیب مربوط به متغیرهای پاداش مدیران و درصد سهام آنان است، حکایت دارد. در فرضیه اول ادعای رابطه بین ارزش افزوده بازار و پاداش پرداختی به هیأت مدیره مطرح شده است که این ادعا از نظر آماری، در سطح خطای ۵٪ پذیرفته شده است، اما همبستگی بین این دو متغیر بر خلاف انتظار و مغایر با پیش‌بینی‌های تئوریک، منفی است که شاید این همبستگی منفی به دلیل عدم تحقق انتظارات سهامداران از کارکردهای مدیران بوده و یا ممکن است به عدم کارایی بازار مربوط باشد.

همان‌طور که در نگاره (۳) بیان شده است؛ میزان آماره چاو در سطح اطمینان ۹۵٪ معنادار است. از سویی دیگر، میزان آماره هاسمن نیز، ۰/۶۸ بوده است. بنابراین، فرض H_0 مبنی بر استفاده از مدل تأثیرات تصادفی پذیرفته می‌شود.

نگاره (۳): نتایج آزمون فرضیه‌های دوم و پنجم

| متغیر مستقل | ضریب | p-value |
|--------------------------|-----------------|---------|
| عرض از مبدأ | -۴/۴۰۲ | *./۰۷۲ |
| پاداش مدیران | ۷۷۸/۸ | **./۰۴ |
| درصد سهام مدیران | ۲/۱۷۴ | ۰/۳۹ |
| R^2 تعدیل شده = ۰/۰۲۲۱ | آماره $F=۲/۹۴۳$ | |
| P-Value (Sig. F) | ۰/۰۵۰ | |
| P-Value (Chow) | ۰/۰۰۰ | |
| P-Value (Hausman) | ۰/۶۸ | |

***،**،* به ترتیب در سطح خطای ۱٪، ۵٪ و ۱۰٪ معنادار.

افزایش می‌یابد. این نتیجه را می‌توان چنین توجیه کرد که چون در محاسبه ارزش افزوده اقتصادی تعدیل شده از ارزش بازار شرکت به جای ارزش دفتری استفاده شده است، در هر زمان که ارزش افزوده اقتصادی تعدیل شده مثبت باشد، برای سهامداران ارزش مضاعف ایجاد شده است؛ یعنی سود عملیاتی تامین‌کنندگان مالی که در پایان سال برحسب درصدی از ارزش بازار سرمایه آن‌ها بیان شده است، بیشتر از هزینه فرصت سرمایه آنهاست.

در نگاره (۴)، خلاصه نتایج آزمون فرضیات سوم و ششم در سطح کل دوره‌های زمانی، در سطح خطای ۵٪ نشان داده شده است. یافته‌های تحقیق حاکی از وجود رابطه مثبت و معنی‌دار بین متغیرهای ارزش افزوده اقتصادی تعدیل شده و پاداش پرداختی به مدیران در سطح خطای مورد نظر است. همان‌گونه که انتظار می‌رفت، این رابطه یک همبستگی مثبت است؛ بدین معنی که با افزایش ارزش افزوده اقتصادی تعدیل شده، پاداش پرداختی به هیأت مدیره

نگاره (۴): نتایج آزمون فرضیه‌های سوم و ششم

| متغیر مستقل | ضریب | p-value |
|-------------------------|-----------------|----------|
| عرض از مبدأ | -۷/۰۷۵ | ۰/۴۸ |
| پاداش مدیران | ۳۷۳۵/۵ | ***./۰۰۲ |
| درصد سهام مدیران | ۶/۹۳۵ | ۰/۵۰ |
| R^2 تعدیل شده = ۰/۰۲۲ | آماره $F=۳/۷۸۳$ | |
| P-Value (Sig. F) | ۰/۰۲۴ | |
| P-Value (Chow) | ۰/۰۰۰ | |
| P-Value (Hausman) | ۰/۵۲ | |

***،**،* به ترتیب در سطح خطای ۱٪، ۵٪ و ۱۰٪ معنادار.

مدیران می‌شود، ایجاد انگیزه در مدیران با استفاده از طرح‌های مبتنی بر پاداش است. بدین منظور، در این تحقیق به بررسی این موضوع پرداخته شد که آیا بین

نتیجه‌گیری

یکی از راهکارهای تاثیرگذار که باعث کاهش تضاد منافع بین مدیران و سهامداران و بهبود عملکرد

پاداشی تدوین گردد که بر مبنای میزان تغییر در عملکرد مدیریت شرکت‌ها پاداش نصیب مدیریت شرکت گردد.

پیشنهادها برای انجام تحقیقات آینده

بر مبنای نتایج حاصل از آزمون فرضیات تحقیق و با در نظر گرفتن اهمیت موضوع، پیشنهادهای زیر در ارتباط با این تحقیق ارائه می‌گردد:

- ۱- بررسی ارتباط بین ساختار مالکیت شرکت‌های بورسی و پاداش پرداختی به هیأت مدیره آنها؛
- ۲- بررسی ارتباط بین پاداش هیأت مدیره و اقدام به حساب‌آرایی و هموارسازی سود توسط مدیران شرکت‌های بورس اوراق بهادار تهران؛
- ۳- بررسی رابطه برخی متغیرهای دیگر نظیر خالص جریان‌های نقدی، نسبت کیوتوبین و جریان‌های نقدی آزاد با پاداش هیأت مدیره؛
- ۴- موضوع تحقیق فعلی در صنایع مختلف به طور جداگانه بررسی و با هم مقایسه شود؛
- ۵- در این تحقیق شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران بررسی شدند، بنابراین، پیشنهاد می‌شود در پژوهش‌های آینده این موضوع در شرکت‌های فرا بورس^۱ نیز بررسی گردد.

منابع

- ۱- رجبی، روح الله و عزیز الله گنجی. (۱۳۸۹). "بررسی رابطه بین نظام راهبری و عملکرد مالی شرکت‌ها"، مجله پژوهش‌های حسابداری مالی، ش ۴، صص ۲۳-۳۴.

طرح‌های پاداش مدیران و معیارهای اقتصادی ارزیابی عملکرد (ارزش افزوده بازار، ارزش افزوده اقتصادی و ارزش افزوده اقتصادی تعدیل شده) رابطه معنی‌داری وجود دارد یا خیر؟ یافته‌های تحقیق نشان داد که بین پاداش پرداختی به مدیران و معیارهای ارزش افزوده بازار، ارزش افزوده اقتصادی و ارزش افزوده اقتصادی تعدیل شده در سطح اطمینان ۹۵٪ رابطه معنی‌داری وجود دارد. همچنین، نتایج تحقیق نشان داد که رابطه بین متغیر درصد سهام مدیران و ارزش افزوده بازار در سطح خطای پنج درصد معنی‌دار بوده، بین متغیرهای درصد سهام مدیران و ارزش افزوده اقتصادی و ارزش افزوده اقتصادی تعدیل شده در سطح خطای مزبور رابطه معنی‌داری وجود ندارد.

پیشنهادها

الف) پیشنهادهای کاربردی

- ۱- نتایج به دست آمده حاکی از این است که در بازار اوراق بهادار تهران، فاکتورهای اقتصادی ارزیابی عملکرد شرکت‌ها در تعیین پاداش هیأت مدیره حایز اهمیت است که این امر باعث می‌شود مدیران توجه خود را به شرکت و در جهت منافع سرمایه‌گذاران معطوف کنند. بنابراین، توصیه می‌شود برای تعیین میزان پاداش مدیران از طرح‌های انگیزشی مبتنی بر ارزش افزوده استفاده شود تا توجه مدیریت به کاهش هزینه سرمایه شرکت، افزایش نرخ بازده دارایی‌ها و همچنین، پذیرفتن اجرای پروژه‌هایی که نرخ بازدهی بیشتر از هزینه سرمایه ایجاد می‌کنند، جلب شود.
- ۲- سیستم فعلی پاداش متناسب با عملکرد مدیران نیست و پاداش بر مبنای عملکرد مدیران پرداخت نمی‌شود. بنابراین، لازم است طرح‌های

- Relationship of Governance Mechanisms to Performance”, Journal of Management, No. 27, pp. 23-50.
- 12- Duru, Augustine Ifeanyi. (1998). “Residual Income in Corporate Firm Performance & Executive Incentive Contracts”, University of Maryland College park.
- 13- Elayan A. F, Lau. J. S. C and Meyer T. O. (2001). “Executive Incentive Compensation Schemes and Their Impact on Corporate Performance: Evidence from New Zealand Since Legal Disclosure Requirements became Effective”, available at www.ssrn.com.
- 14- Ely. K. (1991). “Interindustry Differences in the Relation between Compensation and Firm Performance”, Journal of accounting Research, No. 29, pp. 37-58.
- 15- Fama, Eugene F. (1980). “Agency Problems and Theory of Firm”, Journal of Political Economy, pp. 228-307.
- 16- Hartzell. Jay C. (2002). “Institutional Investors and Executive Compensation”, Working Paper, University of Texas.
- 17- Ittner. C. D. and M. Pizzini. (2003). “Performance Based Compensation In Professional Service Firms”, Working Paper, The University of Pennsylvania.
- 18- Jensen, Michael C. and William H. Meckling. (1976.) "Theory of the firm: Managerial behavior, agency cost, and ownership structure", Journal of Financial Economics, No. 3, pp. 305-360.
- 19- Jensen. M. C. and Murphy. K. J. (1990). “Performance Pay and Top-Management Incentives”, Journal of Political Economy, vol. 98, No. 2, pp. 225-264.
- 20- Jiang. H, Habib. A and Smallman. C. (2009). “The effect of ownership concentration on CEO compensation-firm performance relationship in New Zealand”, Pacific Accounting Review, Vol. 21, No. 2, pp. 104-131.
- 21- Kato. T and K. Kubo. (2004). “CEO Compensation and Firm Performance In Japan: Evidence From New Panel Data On
- ۲- صالح‌آبادی، علی و احمد احمدپور. (۱۳۸۹). "همبستگی بین نسبت ارزش افزوده اقتصادی به سرمایه با نسبت ارزش افزوده بازار به سرمایه در بورس اوراق بهادار تهران"، پژوهشنامه اقتصادی، ش ۴، صص ۲۵۵-۲۷۱.
- ۳- مدرس، احمد. (۱۳۷۳). "کاربرد تئوری نمایندگی در مدیریت مالی"، فصلنامه علمی و پژوهشی تحقیقات مالی، ش ۳، صص ۴۴-۵۸.
- ۴- نمازی، محمد و محمد سیرانی. (۱۳۸۳). "بررسی تجربی سازه‌های مهم در تعیین قراردادهای شاخص‌ها و پارامترهای پاداش مدیران عامل شرکت‌ها در ایران"، بررسی‌های حسابداری و حسابرسی، ش ۳۶، صص ۶۵-۹۴.
- 5- Alfred. H and B. Y. Burcin. (2006). “Ownership Structure and Executive Compensation in Germany”, available at www.ssrn.com.
- 6- Anand S. Desai., Fatemi, Ali and Katz, Jeffrey P. (2003). "Wealth Creation and Managerial Pay: MVA and EVA as Determinates of Executive Compensation", Global Finance Journal, pp. 159-179.
- 7- Anderson. M. C, Banker. R. and S. Ravindran. (1999). “Interrelations Between Components of Executives Compensation and Market and Accounting Based Performance Measures”, Working Paper AIM-98-2, The University of Texas dallas.
- 8- Arora. A.(1996). “Executive Compensation Contracts and Earnings Response Coefficients”, Kent State University.
- 9- Baiman. S. B. and Demski. J. (1980). “Economically Optimal Performance Evaluation and Control Systems”, Journal of Accounting Research, pp.184-220.
- 10- Baltagi. B. (2005). “Econometric Analysis of Panel Data”, Third Edition John Wiley & Sons Ltd.
- 11- Coles. J. w, McWilliams. V. B and N. Sen. (2001). "An Examination of The

- Financial performance”, Faculty of business and information systems, Hong Kong Polytechnic University, pp. 3-5, 10-14.
- 26- Murphy. K. J. (1986). “Top Executive are worth Nickel They Get”, harvare Business Review, No. 64, pp. 125-132.
- 27- Sheikholeslami, M. (2001). “EVA, MVA, and CEO Compensation”, American Business Review, vol. 19, No. 1, pp. 13-17.
- 28- Shil. N. C. (2009). “Performance Measures: An Application of Economic Value Added”, International Journal of Business and Management, Vol. 4, No. 3, pp. 169-177.
- 29- Stewart, G. B. (1990). The Quest for Value: the EVA management guide, Harper Business, New York.
- Indivitual CEO Pay”, working Paper No. 210, Center On Japanese Economy and Business, Columbia business School.
- 22- Lambert. R. and D. Larker. (1987). “An Analysis of The Use of Accounting and Market Measure of Performance In Executive Compensation contracts”, journal of Accounting Research, No. 25, pp. 85-125.
- 23- Lambert. R. A. (1982). “Managerial Incentives in Multiperiod Agency Relationship”, Working Paper, Stanford University.
- 24- Lehn, K. and Makhija, A. K. (1997). “EVA, Accounting Profits, and CEO Turnover: An Empirical Examination, 1985-1994”, Bank of America Journal of Applied Corporate Finance, vol. 10. No. 2, pp. 90-97.
- 25- Michael. F. P, M. Y. Fung and O. M. Rui. (2002). “Simultaneous Relationship among Ownership, Corporate Governance and

مجله پژوهش‌های حسابداری مالی

سال سوم، شماره چهارم، شماره پیاپی (۱۰)، زمستان ۱۳۹۰

تاریخ وصول: ۸۹/۶/۲

تاریخ پذیرش: ۹۰/۱/۲۸

صص ۷۰-۵۵

آزمون مدل بازده و مدل قیمت در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از الگوی پانل با داده‌های متوازن

شکراه خواجهی^{۱*}، حمیداله یاری ابهری^{*}، میثم قاسمی^{***}

^{*}استادیار حسابداری دانشگاه شیراز

^{**}کارشناسی ارشد حسابداری دانشگاه شیراز

^{***}کارشناسی ارشد حسابداری دانشگاه شیراز

چکیده

یکی از اهداف اصلی صورت‌های مالی، تهیه اطلاعات مربوط برای سرمایه‌گذاران است. به همین علت، روابط بین قیمت‌های سهام و متغیرهای حسابداری مورد توجه بسیاری از پژوهشگران قرار گرفته است. در این پژوهش برای بررسی قدرت توضیح دهندگی اطلاعات حسابداری از دو مدل بازده و قیمت سهام استفاده شده است. نمونه بررسی شامل تعداد ۴۸ شرکت از شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در دوره زمانی ۸۷-۷۹ است. در این پژوهش، از الگوی پانل با داده‌های متوازن استفاده شده است. نتایج تخمین مدل قیمت نشان می‌دهد که محتوای اطلاعاتی سود هر سهم بیشتر از ارزش دفتری هر سهم است. نتایج تخمین مدل بازده نشان می‌دهد که نسبت تغییرات سود هر سهم به قیمت، در مقایسه با نسبت سود هر سهم به قیمت دارای محتوای اطلاعاتی کمتری است. به عبارت دیگر، در ایران اطلاعات حسابداری نقش با اهمیتی در تعیین نرخ بازده و قیمت سهام دارد و از این طریق، موجب اصلاح و بهبود تصمیم‌گیری‌های سرمایه‌گذاران و سایر استفاده‌کنندگان از اطلاعات حسابداری می‌شود.

واژه‌های کلیدی: ارزش دفتری هر سهم، سود هر سهم، مدل بازده، مدل قیمت

مقدمه

بود برای حمایت از فعالیت‌هایشان سرمایه را افزایش دهند. در نتیجه، ایجاد ارزش نه تنها برای سرمایه‌گذاران، بلکه برای مدیران واحد تجاری نیز مهم خواهد بود. پژوهش‌های نخستین در این زمینه به طور قابل ملاحظه‌ای بر سود تاکید می‌نماید، ولی در سال‌های اخیر ارزش دفتری سهام نیز به عنوان متغیر اضافی در مدل‌های ارزشیابی به کار گرفته شده است.

در تئوری امور مالی این مسأله که ارزش اقتصادی یک دارایی می‌تواند با تنزیل منافع مورد انتظار مالک در دوره نگهداری به میزان هزینه فرصت از دست رفته سرمایه تعیین گردد، پذیرفته شده است. این رویکرد استاندارد برای ارزشیابی توسط ویلیامز (۱۹۳۸) به عنوان یکی از پیشگامان تئوری سرمایه‌گذاری بیان شده است و در روش خالص ارزش فعلی که به طور معمول برای ارزشیابی پروژه‌های سرمایه‌ای استفاده می‌شود، ریشه دارد [۳۷]. با این حال، هنگامی که این قانون به صورت کلی در موسسات استفاده می‌شود، جریان منافی که تنزیل می‌گردد، به روش‌های مختلفی می‌تواند تعریف شود و این امر باعث به وجود آمدن نسخه‌های انتخابی از همان مدل اصلی می‌گردد [۳۴].

پژوهشگران بسیاری، مثل پرینریچ (۱۹۳۸)، ادواردز و بل (۱۹۶۱)، پیسنل (۱۹۸۲) و استارک (۱۹۹۷) نشان دادند که مدل تنزیل سود سهام می‌تواند برای بیان ارزش اقتصادی حقوق صاحبان سهام بر حسب ارزش دفتری سهام و سود غیرعادی و نه بر اساس سود سهام تغییر شکل یابد [۳۳، ۲۲، ۳۵ و ۳۶].

مدل سود باقیمانده بیان می‌نماید که قیمت کنونی سهام یا ارزش اقتصادی حقوق صاحبان سهام برابر

در بازار بورس، همه روزه میلیون‌ها اوراق بهادار معامله می‌شود. شیوه قیمت‌گذاری اوراق مورد معامله حاصل فعل و انفعال متغیرهای مختلفی است که هر یک به طریقی و با شدت متفاوتی بر قیمت اوراق مزبور تأثیر می‌گذارد. بنابراین، یکی از مهمترین موضوع‌های برای بررسی و کشف الگوها و قواعد حاکم بر نظام بازار، چگونگی قیمت‌گذاری اوراق بهادار مورد معامله است. در بازار سهام چه عامل یا عواملی، قیمت یک سهم را تعیین می‌کنند؟ آیا تعیین قیمت یک سهم براساس یک الگوی منظم انجام می‌شود یا خیر؟

شناسایی عوامل مؤثر بر قیمت سهام، و نحوه قیمت‌گذاری سهام یکی از موضوع‌های مورد بحث در مدیریت مالی است. علی‌رغم تحقیقات بسیاری که در این زمینه شده، هنوز این عوامل به طور کامل شناسایی نشده است و بین پژوهشگران اختلاف نظر وجود دارد. مدیریت برای افزایش ارزش سهام شرکت که یکی از اهداف اصلی شرکت است، نیازمند تعدادی از عوامل تأثیرگذار بر ارزش بازار شرکت است. زمینه‌های زیادی در تحقیقات حسابداری، استراتژی تجاری، اقتصاد و مالی وجود دارد که از ارزش بازار اوراق بهادار استفاده می‌کنند. شناخت عوامل تأثیرگذار بر ارزش بازار سهام، طراحی ساختار تحقیق را ساده‌تر و برداشت از نتایج تحقیق را دقیق‌تر می‌کند.

هدف اصلی برای بیشتر واحدهای تجاری تولید ثروت است. شرکت‌ها ممکن است برای توزیع ثروت، خط‌مشی‌های متفاوتی داشته باشند، ولی اگر برای ایجاد آن با شکست روبه‌رو شوند، مایل خواهند

داد که براساس فرآیند خود توضیحی زیر استنتاج گردید [۳۱]:

$$X_{t+1}^a = \omega X_t^a + V_t + \varepsilon_{1t+1} \quad (۳)$$

$$V_{t+1} = yV_t + \varepsilon_{2t+1} \quad (۴)$$

در اینجا ω و y ضرایب مدل هستند، v نشان دهنده اطلاعات حسابداری است (به استثنای سودهای غیرعادی جاری که در پیش‌بینی سودهای غیرعادی آتی مفید است) و ε_1 و ε_2 عبارات اختلال تصادفی با واریانس ثابت و میانگین صفر هستند. همچنین، فرض شده است که ضرایب ω و y در دامنه بین صفر و یک ثابت می‌مانند. اولسن برای قیمت یا ارزش بازار حقوق صاحبان سهام برحسب ارزش دفتری جاری، سود جاری، سود تقسیمی جاری و دیگر اطلاعات مربوط، معادله زیر را ارائه کرد:

$$P_t = (1-k)y_t + k(\phi X_t^a - d_t) + \alpha_2 V_t \quad (۵)$$

ضریب k برابر است با $(R_F - 1)$ و α_1 برابر است با $\frac{R_F}{(R_F - 1)}$ و ضریب ϕ برابر است با $\frac{(R_F - 1)\omega}{(R_F - \omega)}$.
جاذبه ویژه مدل اولسن برای پژوهشگران این است که بر عکس مدل سود باقیمانده نیازمند برآورد سودهای غیرعادی آتی نیست. در مدل اولسن، قیمت برحسب متغیرهای جاری بیان می‌گردد. این مدل کمک شایان توجهی به پژوهش‌های تجربی نموده است، چرا که از لحاظ تئوریک، پیوندی را میان قیمت سهام و اطلاعات حسابداری که در گذشته به آنها توجه نشده بود، ایجاد می‌نماید.

با ارزش دفتری جاری حقوق صاحبان سهام، به علاوه ارزش فعلی تمام سودهای باقیمانده آتی و یا سودهای غیرعادی است. با فرض کارا بودن بازار و این که نرخ بهره در طول زمان ثابت است، قیمت جاری یک سهم می‌تواند برحسب متغیرهای حسابداری به شکل زیر بیان گردد:

$$P_0 = \sum_{t=1}^{\infty} \frac{E_0[X_t^a + (1+r)y_{t-1} - y_t]}{(1+r)^t} \quad (۱)$$

r : نرخ بازده

X_t^a : سود غیرعادی

y : ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام

با فرض اینکه $\frac{E_0[y_t]}{(1+r)^t}$ به سمت صفر و t به

سمت ∞ میل کند، این معادله به شکل زیر می‌تواند ساده گردد:

$$P_0 = y_0 + \sum_{t=1}^{\infty} \frac{E_0[X_t^a]}{(1+r)^t} \quad (۲)$$

یکی از جذابیت‌های مدل سود باقیمانده برای پژوهشگران، این است که یک رابطه تئوریک بین قیمت سهام و دو متغیر حسابداری (سود و ارزش دفتری هر سهم) که منطبق با مدل تنزیل سود سهام سنتی است، ارائه می‌کند. از سوی دیگر، همانند مدل تنزیل سود سهام، به کارگیری مدل سود باقیمانده مشکل است، چرا که به برآوردهایی برای دوره زمانی نامحدود احتیاج دارد.

اولسن (۱۹۹۵)، با در نظر گرفتن سودهای غیرعادی به عنوان پدیده‌ای موقتی، مدلی را پیشنهاد

با استفاده از داده‌های پانل (Panel data) بررسی شده است. پژوهش‌های انجام شده در ایران، صرفاً مدل قیمت را بررسی کرده و از داده‌های پانل استفاده نکرده‌اند. در این بخش، به شرح مختصری از پژوهش‌های انجام شده در داخل و خارج از کشور پرداخته می‌شود.

اولسن (۱۹۹۵) و اولسن و ناروس (۲۰۰۵) با استفاده از مدل ارزیابی سود باقیمانده نشان دادند که در شرایط اطمینان، قیمت سهام می‌تواند با میانگین موزون ارزش دفتری و سود خالص توضیح داده شود [۳۱ و ۳۲].

برنارد (۱۹۹۵) یکی از نخستین کسانی بود که اثر متغیرهای حسابداری را روی قیمت سهام آزمون کرد. وی قدرت توضیح‌دهندگی دو مدل را که یکی دارای متغیرهای ارزش دفتری و سود خالص و دیگری دارای متغیرهای ارزش دفتری و سود تقسیمی بود، با هم مقایسه کرد. وی نشان داد که در بین متغیرهای حسابداری، سود تقسیمی قدرت توضیح‌دهندگی بیشتری دارد. این نتیجه‌گیری، رابطه بین داده‌های حسابداری و ارزش سهام را نشان می‌دهد [۱۷].

بارث و دیگران (۱۹۹۸) به بررسی نقش‌های متفاوت ترازنامه و صورت سود و زیان در ارزیابی قیمت سهام پرداختند. آنها نشان دادند در شرکت‌هایی که بحران مالی وجود دارد، اثر ارزش دفتری بر قیمت سهام بیشتر از سود خالص است و اهمیت نسبی هر متغیر در صنایع مختلف با توجه به دارایی‌های شناسایی نشده، متفاوت است. هر چه مقدار دارایی‌های شناسایی نشده بیشتر باشد، ارزش دفتری، رابطه کمتری با قیمت سهام دارد [۱۶].

گراهام و کینگ (۱۹۹۸) روابط بین قیمت سهام و

این پژوهش قدرت توضیح‌دهندگی اطلاعات حسابداری را در بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از مدل‌های بازده و قیمت، بررسی می‌کند. از دیدگاه اقتصادی، حسابداری و گزارشگری مالی نقش بسیار مهمی در بازارهای سرمایه ایفا می‌کند. گروه‌های تدوین‌کننده اصول حسابداری، همچون هیأت تدوین استانداردهای حسابداری (Financial Accounting Standards Board (FASB) [۲۵] و کمیته تدوین استانداردهای بین‌المللی حسابداری (International Accounting Standards Committee (IASC) [۲۹]، ارائه اطلاعات مفید برای سرمایه‌گذار را به عنوان هدف اصلی حسابداری بیان کرده‌اند. متعاقب آن هدف اصلی سیستم حسابداری هر شرکت، ارائه اطلاعات مفید حسابداری در جهت اصلاح و بهبود تصمیم‌گیری‌های سرمایه‌گذاران است [۳۸]. بال و براون (Ball & Brown) در ۱۹۶۸، پژوهش‌های بسیاری درباره ارتباط بین سود حسابداری و بازده سهام انجام داده‌اند. در پژوهش‌های اخیر درباره قدرت توضیح‌دهندگی اطلاعات حسابداری، هم از اطلاعات ترازنامه (دارایی‌ها و بدهی‌ها) و هم از اطلاعات صورت سود و زیان (سود حسابداری) استفاده شده است [۱۱].

بسیاری از پژوهشگران، از مدل اولسن (۱۹۹۵) را استفاده کرده‌اند (برای مثال؛ هریس و دیگران (Harris et al. [۲۷]؛ امیر و دیگران (Amir et al. [۱۰]؛ گراهام و کینگ (Graham & King) [۲۶].

۲- پیشینه پژوهش

در این پژوهش هر دو مدل قیمت و بازده سهام

بر اهمیت و اولویت سود برای اطلاع رسانی به افراد ذی نفع تاکید کرده است [۶].

پورحیدری و دیگران (۱۳۸۴) به بررسی محتوای اطلاعاتی سود خالص و ارزش دفتری شرکت از طریق میزان ارتباط سود هر سهم و ارزش دفتری هر سهم با قیمت هر سهم شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران بین سال‌های ۷۵ تا ۸۳ پرداختند. نتایج تحقیق آنها نشان داد که بخش درخور توجهی از ارزش شرکت به وسیله سود تبیین می‌شود و عمده قدرت توضیح‌دهندگی مجموع سود و ارزش دفتری به خاطر سود است و ارزش دفتری شرکت از قدرت توضیح‌دهندگی مناسبی درمقایسه با سود هر سهم برخوردار نیست [۱].

نوروش و سعیدی (۱۳۸۴) با بررسی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در سال‌های ۱۳۸۰ تا ۱۳۸۲ رابطه اندازه‌گیری‌های مختلف سود با ارزش بازار سهام را مورد آزمون قرار دادند. آنها به این نتیجه رسیدند که استفاده از سود جامع برای ارزیابی عملکرد شرکت (بر مبنای قیمت سهام) مفیدتر از سود خالص نیست [۸].

خواجوی و اله‌یاری (۱۳۸۵) با بررسی محتوای اطلاعاتی سود تقسیمی، ارزش دفتری و سود خالص بر قیمت سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در طی دوره زمانی ۱۳۸۲-۱۳۷۷ به این نتیجه رسیدند که متغیرهای ارزش دفتری و سود تقسیمی تقریباً قدرت توضیح‌دهندگی مشابهی با متغیرهای ارزش دفتری و سودهای گزارش شده دارد و ارزش دفتری قدرت توضیح‌دهندگی کمتری نسبت به دو متغیر دیگر دارد. آنها همچنین نشان دادند که

متغیرهای حسابداری را در اندونزی، کره جنوبی، مالزی، فیلیپین، تایوان و تایلند بررسی کردند. آنها به این نتیجه رسیدند که قدرت توضیحی مدل به طور معناداری بین کشورها از کمترین سطح در تایوان به میزان ۲۴٪ تا ۵۵٪ در تایلند و ۹۰٪ در فیلیپین تغییر می‌کند. شواهد آنان دیدگاهی را ارائه می‌کند که اطلاعات حسابداری با محافظه‌کاری بیشتر، ارزش مربوط کمتری دارند [۲۶].

الشمی و کاید (۲۰۰۵) با بررسی اثر سود و ارزش دفتری بر قیمت سهام در کشور کویت، به این نتیجه رسیدند که در موسسات مالی، خدماتی، سرمایه‌گذاری و املاک و مستغلات، سود نسبت به ارزش دفتری محتوای اطلاعاتی بالاتری دارد و تنها در بخش صنعتی، ارزش دفتری نسبت به سود محتوای اطلاعاتی بالاتری دارد [۲۳].

جهانخانی و اسدی (۱۳۷۴) تغییرات قیمت سهام را پس از تقسیم سود بررسی کردند. آنها شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران را طی دوره زمانی ۷۳-۷۵ بررسی کردند. نتایج آنها نشان می‌دهند که میانگین کاهش قیمت سهام پس از اعلان تقسیم سود کمتر از میانگین سود تقسیمی هر سهم است [۲].

سجادی (۱۳۷۷) عوامل مرتبط با سود غیر منتظره و رابطه آن با قیمت سهام را بررسی کرد. نتایج به دست آمده از ۷۰ شرکت مورد بررسی بین سال‌های ۷۳ تا ۷۵ نشان داد که رابطه معنادار میان تغییرات غیر منتظره سود و تغییرات غیر عادی در بازده سهام وجود دارد که از محتوای اطلاعاتی متغیر سود حکایت دارد. هیات استانداردهای حسابداری مالی نیز

رابطه همزمان وجود دارد. به علاوه، با استفاده از آزمون علیت گرنجر مشخص شد که تغییر بازده، دارای محتوای اطلاعاتی در مورد حجم معاملات آتی است [۴].

فروغی و مظاهری (۱۳۸۸) توانایی سود و جریان‌های نقدی عملیاتی در توضیح ارزش ذاتی تحقق یافته سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران را در دوره ۱۳۷۷ تا ۱۳۸۶ بررسی کردند. آنها در صدد پاسخ‌گویی به این پرسش بودند که از میان معیارهایی، همچون سود عملیاتی و جریان‌های نقدی عملیاتی، کدام یک قدرت توضیح دهندگی بیشتری در رابطه با ارزش ذاتی تحقق یافته دارند تا به عنوان جانشین ارزش ذاتی تحقق یافته در فرآیند تصمیم‌های سرمایه‌گذاری به کار گرفته شوند. آنها به منظور محاسبه ارزش ذاتی تحقق یافته سهام، دوره مورد بررسی را به سه دوره زمانی سه ساله تقسیم کردند. تعداد ۱۵۳ شرکت در دوره زمانی اول، ۱۷۰ شرکت در دوره زمانی دوم و ۱۴۰ شرکت در دوره زمانی سوم، به عنوان نمونه آماری انتخاب شدند. نتایج آنها نشان داد که سود عملیاتی نسبت به جریان‌های نقدی عملیاتی، ارزش ذاتی تحقق یافته هر سهم شرکت را بهتر توضیح می‌دهد [۷].

۳- جامعه و نمونه آماری

جامعه آماری این پژوهش، کلیه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران است. به منظور انجام تحقیق، نمونه آماری از شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران انتخاب شد. این نمونه شامل شرکت‌هایی است که مجموعه شرایط زیر را داشته باشند:

شرکت‌هایی که سود نقدی پرداخت کرده‌اند، سود قدرت توضیح‌دهندگی بالاتری نسبت به ارزش دفتری و سود تقسیمی داشته، ولی ترکیب ارزش دفتری و سود تقریباً قدرت توضیح‌دهندگی مشابهی با ارزش دفتری و سود تقسیمی دارند. در بین شرکت‌هایی که سودهای موقتی دارند، سود تقسیمی قدرت توضیح‌دهندگی بالاتری دارد [۳].

خواجه‌وی و اله‌یاری (۱۳۸۸) با بررسی تاثیر متغیرهای حسابداری سود، سود تقسیمی و ارزش دفتری بر قیمت سهام و قدرت پیش‌بینی قیمت سهام، با استفاده از این متغیرها در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در طی دوره زمانی ۱۳۸۵-۱۳۸۱ به این نتیجه رسیدند که سود هر سهم در همه سال‌های مورد بررسی، بیشترین و ارزش دفتری هر سهم، کمترین محتوای اطلاعاتی را دارد و در مدل ترکیبی سود و ارزش دفتری، "سود" و در مدل ترکیبی سود تقسیمی و ارزش دفتری، "سود تقسیمی" نسبت به ارزش دفتری، عامل عمده در قدرت توضیح‌دهندگی مدل است. آنها نشان دادند که سود هر سهم در تمامی سال‌های مورد بررسی، بیشترین و ارزش دفتری هر سهم، کمترین قدرت پیش‌بینی قیمت سهام را دارد [۵].

خواجه‌وی، قاسمی و اله‌یاری (۱۳۸۸) با استفاده از داده‌های بورس اوراق بهادار تهران روابط تجربی بین بازده سهام، تغییر بازده و حجم معامله را در بازه زمانی مهرماه ۱۳۷۷ تا خرداد ماه ۱۳۸۵ بررسی کردند. آنها با بررسی وجود همزمانی و علیت در روابط بین بازده سهام و حجم معامله به این نتیجه رسیدند که اطلاع از این متغیرها تا حد اندکی به پیش‌بینی متغیر دیگر کمک می‌کند و بین تغییر بازده و حجم معامله

در این پژوهش، مدل بازده استون و هریس استفاده شده است [۲۰]:

$$RET_{jt} = \alpha_0 + \alpha_1 E_{jt} / P_{jt-1} + \alpha_2 (E_{jt} - E_{jt-1}) / P_{jt-1} + e_{jt} \quad (6)$$

RET_{jt} : بازده سالانه سهام شرکت t در دوره

E_{jt} : سود هر سهم شرکت t در پایان دوره t

P_{jt-1} : قیمت ابتدای دوره سهام شرکت t در دوره t

$(E_{jt} - E_{jt-1})$: تغییرات سالانه سود سهام

در این پژوهش از مدل قیمت نیز استفاده شده است. در حالی که مدل بازده، بیشتر در بازار مورد توجه است، ولی بیشتر پژوهش‌ها از مدل قیمت استفاده می‌کنند (برای مثال، لندسمن [۳۰]، بارث [۱۴]، ایکهر و دیگران [۲۱]، بورگستلر و درچیو [۱۸]، کولینز و دیگران [۱۹]، باو و چاو [۱۳]). با توجه به بیشتر مطالعات، در این پژوهش مدل اولسن (۱۹۹۵) استفاده شده است [۳۰]:

$$MV_{jt} = \alpha_0 + \alpha_1 BV_{jt} + \alpha_2 E_{jt} + e_{jt} \quad (7)$$

MV_{jt} : ارزش بازار هر سهم شرکت t در پایان

دوره t

BV_{jt} : ارزش دفتری هر سهم شرکت t در پایان

دوره t

E_{jt} : سود هر سهم شرکت t در پایان دوره t

مدل قیمت دو نوع مزیت نسبت به مدل بازده دارد: اول اینکه اگر بازار سهام، اجزای سود حسابداری را پیش‌بینی و در قیمت سهام ابتدای دوره وارد کند، قیمت به سود منجر شده و مدل بازده باعث می‌شود که ضرایب سود به سمت صفر میل کند. برعکس، مدل قیمت به دلیل اینکه آثار انباشته

(۱) شرکت‌هایی که قبل از سال ۱۳۷۹ پذیرفته شده باشند.

(۲) شرکت‌هایی که پایان سال مالی آنها ۲۹ اسفند ماه هر سال باشد.

(۳) شرکت‌هایی که در دوره مورد بررسی توقف معامله یا تغییر دوره مالی نداشته باشند.

(۴) شرکت‌هایی که داده‌های مورد نظر آنها در دسترس باشد.

با توجه به موارد فوق، تعداد ۴۸ شرکت در دوره زمانی ۱۳۸۷-۱۳۷۹ انتخاب شدند. همه متغیرها براساس هر سهم هستند و اطلاعات مورد نیاز شرکت‌ها از طریق بانک‌های اطلاعاتی تدبیر پرداز و دنا سهم و سایت رسمی بورس اوراق بهادار ایران گردآوری شده و سپس با جمع بندی و محاسبات مورد نیاز در صفحه گسترده نرم افزار اکسل برای تجزیه و تحلیل آماده شده است. تجزیه و تحلیل نهایی به کمک نرم افزار ایویوز (Eviews) نسخه ۵ انجام شده است.

۴- روش پژوهش

پژوهشگران برای ارزیابی محتوای اطلاعاتی اطلاعات حسابداری از دو نوع مدل (مدل بازده (Return model) و مدل قیمت (Price model)) استفاده کرده‌اند. در مدل بازده، ارتباط میان بازده سهام و سود سهام مورد توجه قرار گرفته است. استون و هریس در سال ۱۹۹۱ نوع خاصی از مدل بازده شامل سود سهام و تغییرات سود سهام را ارائه کردند که مورد توجه پژوهشگران قرار گرفت (امیر و دیگران [۱۰]، هریس و دیگران [۲۷]، هاو و دیگران [۲۸]).

y_{it} متغیر وابسته، X_{it} در برگرفته K متغیر توضیحی است. t تعداد کشورها (مشاهدات نمونه‌ای) و i بیانگر تعداد مشاهدات سری زمانی است. α اسکالر و β دارای بُعد $1 \times K$ که در آن K تعداد متغیرهای توضیحی است. شایان ذکر است که مدل آماری پانل فوق از نوع الگوی داده‌های پانل متوازن (Balanced Panel Data) است؛ بدین معنی که برای هر شرکت، T مشاهده سالانه وجود دارد.

۵- آزمون ایستائی داده‌های پانل (Panel Unit Root Test)

یکی از شرایط لازم برای تخمین مدل، ایستا بودن (Stationary) متغیرهای مستقل و وابسته است و در صورتی که متغیرها ایستا نباشند، نتایج به دست آمده قابل اعتماد نیست و مشکل وجود رگرسیون‌های کاذب ایجاد می‌شود. با توجه به مطالعه انگل و گرنجر (Engle & Granger) در ۱۹۸۷ در صورتی که بین متغیرهای مورد بررسی هم تجمعی وجود داشته باشد، کاذب بودن رابطه برآورد شده بین متغیرها رد می‌شود [۲۴].

در این پژوهش، به علت آنکه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران بررسی شده‌اند و هر شرکت مستقل از شرکت دیگر است، از آزمون ایم-پسران و شین (Im, Pesaran and Shin) (IPS) با فرض آنکه ضریب خود توضیح به صورت آزادانه بین نمونه‌های مقطعی تغییر می‌کند، استفاده شده است.

معادلات (۶) و (۷) با روش حداقل مربعات تعمیم‌یافته (Generalized Least Square) ((GLS Cross-Section در چارچوب مقطعی توزینی

اطلاعات مربوط به سود را منعکس می‌کند، ضرایب سود را تحت تاثیر قرار نمی‌دهد (کوتری و زیمرمن، ۱۹۹۵). به عبارت دیگر، اگر اطلاعات حسابداری با قیمت سهام ارتباط داشته باشند (حتی اگر بر بازده سهام اثر نداشته باشند)، دارای محتوای اطلاعاتی هستند. دوم اینکه در مدل بازده تنها محتوای اطلاعاتی سود ارزیابی می‌شود، در حالی که در مدل قیمت محتوای اطلاعاتی سود و ارزش دفتری ارزیابی می‌گردد. به دلیل اینکه این دو جز اطلاعات حسابداری (سود و ارزش دفتری) نقش‌های متفاوتی در قیمت گذاری اوراق بهادار دارند، مدل اولسن به طور گسترده‌ای در مطالعات مربوط به ارزیابی محتوای اطلاعاتی اطلاعات حسابداری استفاده شده است. در حقیقت، بیشتر مطالعات از هر دو مدل قیمت و بازده استفاده کرده‌اند (برای مثال امیر و دیگران [۱۰]، هریس و دیگران [۲۷]، امیر و لو [۹]، بارث و کلینچ [۱۵]، ایگر و دیگران [۲۱]، گراهام و دیگران [۲۶]، هاو و دیگران [۲۸]).

در این پژوهش، مطابق اکثر مطالعات برای ارزیابی محتوای اطلاعاتی اطلاعات حسابداری، از R^2 و ضرایب رگرسیون استفاده شده است. در این پژوهش از الگوی پانل با داده‌های متوازن (Balanced Data) استفاده شده است؛ یعنی متغیرها، تلفیقی از داده‌های سری زمانی و داده‌های مقطعی هستند و برای هر شرکت نمونه، دوره زمانی مورد بررسی مشابه است.

چارچوب کلی مدل آماری پانل به صورت زیر است [۱۲]:

$$y_{it} = \alpha + X'_{it}\beta + u_{it}$$

$$u_{it} = \mu_t + v_{it} \quad (۸)$$

$$i = 1, 2, 3, \dots, n$$

$$t = 1, 2, \dots, T$$

میانگین سود هر سهم (۱۳۸۲/۶۵۰) است و میانگین نسبت سود هر سهم به قیمت (۰/۳۸۱) بیشتر از میانگین نسبت تغییرات سود هر سهم به قیمت (۰/۲۴۰-) است. بیشترین انحراف معیار متعلق به ارزش بازار هر سهم است و کمترین آن متعلق به میانگین نسبت سود هر سهم به قیمت است. بیشترین چولگی مربوط به سود هر سهم (۸/۴۸۹) است که چولگی راست دارد. بیشترین کشیدگی مربوط به بازده هر سهم (۹۸/۴۸۳) است. آماره یارکو- برا با داشتن توزیع خی دو با درجه آزادی دو، فرضیه‌های (توزیع نرمال است: H_0 ، توزیع نرمال نیست: H_1) را بررسی می‌کند. با توجه به این آماره، فرضیه صفر برای همه متغیرها رد شده، در نتیجه توزیع آنها نرمال نیست.

(Weight) و با استفاده از آثار ثابت زمانی (Cross-Section Fixed Effect) تخمین زده شده است. به طور کلی، حداقل مربعات تعمیم یافته، همخطی بین جملات پسماند را کنترل می‌کند که وقتی حداقل مربعات تعمیم یافته در چارچوب رگرسیون‌های به ظاهر نامرتب از نظر زمانی استفاده شود، ناهمسانی واریانس را بین نمونه‌های مقطعی مختلف، کنترل می‌نماید و آثار ثابت زمانی، ویژگی‌های خاص هر نمونه را در نظر می‌گیرد.

۶- یافته‌های پژوهش

۶-۱- آمارهای توصیفی

آمارهای توصیفی برای کل نمونه و برای متغیرهای دو مدل بازده و قیمت در نگاره شماره (۱) نشان داده شده است. همان طور که مشاهده می‌شود، میانگین ارزش دفتری هر سهم (۲۳۷۵/۴۲۱) بیشتر از

نگاره ۱: آمار توصیفی

| بازده هر سهم | ارزش بازار هر سهم | نسبت سود هر سهم به قیمت ابتدای دوره | نسبت تغییرات سود هر سهم به قیمت ابتدای دوره | سود هر سهم | ارزش دفتری هر سهم | |
|--------------|-------------------|-------------------------------------|---|------------|-------------------|--------------|
| ۴۰/۵۷۳ | ۶۸۲۳/۱۱۶ | ۰/۳۸۱ | -۰/۲۴۰ | ۱۳۸۲/۶۵۰ | ۲۳۷۵/۴۲۱ | میانگین |
| ۲۷/۳۹۵ | ۴۸۶۹/۳ | ۰/۳۸۹ | -۰/۰۶۱ | ۹۵۰/۷ | ۱۹۵۴/۵۲۸ | میانه |
| ۴۹۱/۱۰ | ۴۲۹۸۷ | ۲/۶۵۰ | ۱/۹۸۵ | ۱۷۹۸۵ | ۱۸۴۲۹/۱۹ | ماکزیمم |
| -۱۶۰۳/۷۵ | ۷۰۰ | ۰/۰۰۰۶ | -۳/۰۵۷ | ۴ | ۷۳۳/۳۳۳ | مینیمم |
| ۱۳۵/۴۰۲ | ۳۹۲۰/۴۳ | ۰/۲۳۵ | ۰/۲۹۵ | ۱۲۸۲/۴۱۸ | ۱۲۹۸/۳۸۶ | انحراف معیار |
| -۷/۶۵۲ | ۴/۶۸۲ | ۳/۹۱۲ | -۴/۱۰۵ | ۸/۴۸۹ | ۶/۸۹۶ | چولگی |
| ۹۸/۴۸۳ | ۴۲/۰۱۸ | ۳۰/۸۵۳ | ۷۵/۳۷۳ | ۸۶/۵۵۲ | ۸۱/۶۵۲ | کشیدگی |
| ۱۲۶۶۴۱ | ۱۵۹۴۲/۱۵ | ۸۲۳۰/۳۷۲ | ۶۸۶۵۰/۶۰ | ۸۲۹۵۱/۱ | ۷۲۲۴۹/۳۹ | یارکو-برا |

۶-۲- آزمون ریشه واحد داده‌های پانل

همان طور که قبلاً توضیح داده شد، با توجه به وجود سری‌های زمانی در داده‌های پانل ابتدا باید آزمون مرتبه جمعی (پایایی یا ناپایایی) (Degree of Integration) متغیرهای مدل انجام شود. برای آزمون مرتبه جمعی متغیرهای الگو از آزمون ایستایی

ایم-پسران و شین استفاده شده است. در این مدل، وقفه بهینه با معیار شوارتز (Schwarz) تعیین می‌گردد. نتایج به دست آمده در نگاره ۲ ارائه شده است.

نگاره ۲: آزمون ریشه‌های واحد

| آزمون ریشه واحد پانل | | | | |
|---------------------------------|------------|---------------|---------|---|
| نمونه: ۱۳۷۹-۱۳۸۷ | | | | |
| متغیرهای درونزا: آثار انفرادی | | | | |
| روش: ایم پسران و شین | | | | |
| فرضیه صفر: ریشه واحد وجود دارد. | | | | |
| تعداد سال-شرکت | تعداد شرکت | سطح معنی‌داری | آماره | |
| ۴۳۲ | ۴۸ | ۰/۰۰۰ | -۴/۹۷۶ | ارزش دفتری هر سهم |
| ۴۳۲ | ۴۸ | ۰/۰۰۰ | -۱۱/۵۵۰ | سود هر سهم |
| ۴۳۲ | ۴۸ | ۰/۰۰۰ | -۶/۴۰۳ | نسبت سود هر سهم به قیمت ابتدای دوره |
| ۴۳۲ | ۴۸ | ۰/۰۰۳۵ | -۴/۱۲۷ | نسبت تغییرات سود هر سهم به قیمت ابتدای دوره |
| ۴۳۲ | ۴۸ | ۰/۰۲۸۹ | -۱/۶۳۸ | ارزش بازار هر سهم |
| ۴۳۲ | ۴۸ | ۰/۰۱۵۰ | -۲/۹۹۸ | بازده هر سهم |

همان طور که در نگاره ۲ مشاهده می‌شود، کلیه متغیرها در سطح، ایستا بوده و فرضیه صفر مبتنی بر وجود ریشه واحد و غیر ایستا بودن متغیرها در سطح ۰/۰۵ رد می‌شود. بنابراین، مشکل رگرسیون کاذب وجود ندارد.

است، ولی فرضیه صفر برای نسبت تغییرات سود هر سهم به قیمت ($H_0: \alpha_2 = 0$) رد نمی‌شود بنابراین، ضریب این متغیر معنی‌دار نیست. با توجه به آماره دوربین واتسون، مشکل خود همبستگی (Auto-correlation) بین جملات باقی‌مانده وجود داشته، ولی با تخمین معادله در چارچوب مقطعی توزینی این مشکل رفع شده است؛ به عبارت دیگر، جزء اخلاص مربوط به یک مشاهده تحت تاثیر جزء اخلاص مربوط به مشاهده دیگر قرار نمی‌گیرد.

۶-۳- نتایج تخمین مدل‌های بازده و قیمت

در نگاره ۳ نتایج تخمین مدل بازده ارائه شده است. با توجه به آماره t ، فرضیه صفر برای نسبت سود هر سهم به قیمت ($H_0: \alpha_1 = 0$) رد می‌شود؛ به عبارت دیگر، ضریب این متغیر معنی‌دار و مثبت

نگاره ۳: نتایج تخمین مدل بازده

| متغیر وابسته: بازده هر سهم | | | | |
|----------------------------|----------|---------------------------|---------|---------------|
| روش: پنل EGLS | | | | |
| نمونه: ۱۳۷۹-۱۳۸۷ | | | | |
| تعداد شرکت: ۴۸ | | | | |
| تعداد شرکت-سال: ۴۳۲ | | | | |
| متغیر | ضرایب | خطای استاندارد | آماره t | سطح معنی داری |
| α_0 | -۳۴/۵۴۷ | ۴/۱۲۵ | -۸/۹۸۶ | ۰/۰۰۰ |
| α_1 | ۲۲۵/۸۹۵ | ۸/۱۲۵ | ۳۰/۸۵۴ | ۰/۰۰۰ |
| α_2 | ۱۱/۰۵۵ | ۸/۱۰۲ | ۱/۹۸۷ | ۰/۰۷۳ |
| آماره‌های متوازن شده | | | | |
| ضریب تعیین | ۰/۷۵۱ | میانگین متغیر وابسته | ۹۱/۸۹۱ | |
| ضریب تعیین تعدیل شده | ۰/۷۴۶ | انحراف معیار متغیر وابسته | ۲۳۵/۵۶۱ | |
| خطای استاندارد مدل | ۱۲۴/۸۹۷ | مجموع مربع باقیمانده‌ها | ۴۷۲۳۵۶۸ | |
| آماره F | ۴۱۱/۶۵۲ | آماره دوربین واتسون | ۱/۹۸۹ | |
| سطح معنی داری F | ۰/۰۰۰ | | | |
| آماره‌های متوازن نشده | | | | |
| ضریب تعیین | ۰/۱۴۶ | میانگین متغیر وابسته | ۴۰/۵۷۳ | |
| مجموع مربع باقیمانده‌ها | ۵۱۴۶۸۵۲۴ | آماره دوربین واتسون | ۱/۴۹۱ | |

در نگاره ۴ نتایج تخمین مدل قیمت ارائه شده است. با توجه به آماره t ، فرضیه صفر برای متغیرهای مستقل ارزش دفتری هر سهم و سود هر سهم ($H_0: \alpha_1, \alpha_2 = 0$) رد می‌شود؛ به عبارت دیگر، ضرایب این متغیرها معنی دار و مثبت است. با توجه به آماره دوربین واتسون، مشکل خود همبستگی بین جملات باقیمانده وجود داشته، ولی با تخمین معادله در چارچوب مقطعی توزینی این مشکل رفع شده است؛ به عبارت دیگر، جزء اخلاص مربوط به یک مشاهده تحت تاثیر جزء اخلاص مربوط به مشاهده دیگر قرار نمی‌گیرد.

با توجه به R^2 و \bar{R}^2 ، تقریباً ۷۵ درصد از تغییرات بازده هر سهم به وسیله متغیرهای مستقل توضیح داده می‌شود. آماره F نشان می‌دهد فرضیه صفر، مبتنی بر صفر بودن تمامی ضرایب، در سطح ۰/۰۱ رد شده و کل مدل معنی دار است. با توجه به ضرایب متغیرهای مستقل مدل بازده، محتوای اطلاعاتی نسبت سود هر سهم به قیمت بیشتر از محتوای اطلاعاتی نسبت تغییرات سود هر سهم به قیمت است که با نتایج پژوهش‌های خارجی مطابقت دارد.

اصل بهای تمام شده تاریخی ذکر کرد. همچنین، تفاوت قابل توجه ارزش دفتری شرکت‌ها با ارزش بازار آنها می‌تواند ناشی از نرخ تورم بالا و عدم تجدید ارزیابی دارایی‌ها و همچنین وجود دارایی‌های شناسایی نشده درترازنامه (همچون سرقفلی) توسط شرکت‌ها باشد. یافته‌های این پژوهش با یافته‌های پژوهشگران غربی در تناقض است. تفاوت قابل توجه بین ارزش دفتری دارایی‌ها و ارزش بازار آن‌ها را می‌توان دلیل این موضوع دانست.

با توجه به R^2 و \bar{R}^2 ، تقریباً ۸۳ درصد از تغییرات قیمت هر سهم به وسیله متغیرهای مستقل توضیح داده می‌شود. آماره F نشان می‌دهد فرضیه صفر، مبتنی بر صفر بودن تمامی ضرایب، در سطح ۰/۰۱ رد شده و کل مدل معنی‌دار است. در ایران سود هر سهم و ارزش دفتری هر سهم نقش با اهمیتی در تعیین ارزش شرکت دارد. البته، با توجه به ضرایب متغیرهای مستقل در مدل قیمت، سود هر سهم دارای محتوای اطلاعاتی بیشتری نسبت به ارزش دفتری هر سهم است و علت آن را می‌توان استفاده شرکت‌ها از

نگاره ۴: نتایج تخمین مدل قیمت

| متغیر وابسته: ارزش بازار هر سهم | | | | |
|---------------------------------|-----------|---------------------------|---------|---------------|
| روش: پنل EGLS | | | | |
| نمونه: ۱۳۸۷-۱۳۷۹ | | | | |
| تعداد شرکت: ۴۸ | | | | |
| تعداد شرکت-سال: ۴۳۲ | | | | |
| متغیر | ضرایب | خطای استاندارد | آماره t | سطح معنی‌داری |
| α_0 | ۱۵۲۳/۸۷۹ | ۱۵۶/۲۵۷ | ۹/۹۸۲ | ۰/۰۰۰ |
| α_1 | ۰/۲۳۵ | ۰/۱۲۵ | ۲/۹۸۵ | ۰/۰۱۲ |
| α_2 | ۳/۱۲۸ | ۰/۱۷۵ | ۱۶/۹۸۰ | ۰/۰۰۰ |
| آماره‌های متوازن شده | | | | |
| ضریب تعیین | ۰/۸۳۳ | میانگین متغیر وابسته | | ۷۰۴۰/۵۹۱ |
| ضریب تعیین تعدیل شده | ۰/۸۳۱ | انحراف معیار متغیر وابسته | | ۵۱۹۷/۹۵۷ |
| خطای استاندارد مدل | ۲۰۳۷/۶۸۰ | مجموع مربع باقیمانده‌ها | | ۱۲۰۰۰۰۰۰۰ |
| آماره F | ۷۱۲/۰۶۴ | آماره دوربین واتسون | | ۱/۴۰۶ |
| سطح معنی‌داری F | ۰/۰۰۰ | | | |
| آماره‌های متوازن نشده | | | | |
| ضریب تعیین | ۰/۶۷۰ | میانگین متغیر وابسته | | ۶۸۲۳/۱۱۶ |
| مجموع مربع باقیمانده‌ها | ۱۴۸۰۰۰۰۰۰ | آماره دوربین واتسون | | ۱/۲۰۱ |

۷- نتیجه‌گیری

در این پژوهش قدرت توضیح دهندگی اطلاعات حسابداری با استفاده از دو مدل بازده و قیمت در دوره زمانی ۱۳۷۹ تا ۱۳۸۷ بررسی گردید. نمونه مورد بررسی شامل تعداد ۴۸ شرکت از شرکت‌های پذیرفته شده در بازار بورس اوراق بهادار تهران است. برای تخمین مدل‌ها ابتدا ایستایی کلیه متغیرها آزمون گردید و سپس با استفاده از الگوی پانل با داده‌های متوازن مدل‌ها تخمین زده شد. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که با توجه به ضرایب متغیرهای مستقل مدل بازده، محتوای اطلاعاتی نسبت سود هر سهم به قیمت بیشتر از محتوای اطلاعاتی نسبت تغییرات سود هر سهم به قیمت است که این نتیجه با نتایج پژوهش‌های خارجی مطابقت دارد. همچنین، در ایران سود هر سهم و ارزش دفتری هر سهم نقش با اهمیتی در تعیین ارزش شرکت دارد. البته، با توجه به ضرایب متغیرهای مستقل در مدل قیمت، سود هر سهم دارای محتوای اطلاعاتی بیشتری نسبت به ارزش دفتری هر سهم است، که علت آن را می‌توان استفاده شرکت‌ها از اصل بهای تمام شده تاریخی ذکر کرد. همچنین، تفاوت قابل توجه ارزش دفتری شرکت‌ها با ارزش بازار آنها می‌تواند ناشی از نرخ تورم بالا و عدم تجدید ارزیابی دارایی‌ها و همچنین وجود دارایی‌های شناسایی نشده درترازنامه (همچون سرقفلی) توسط شرکت‌ها باشد. این نتیجه؛ یعنی سود هر سهم دارای محتوای اطلاعاتی بیشتری نسبت به ارزش دفتری هر

سهم است، با یافته‌های پژوهشگران غربی در تناقض است. تفاوت قابل توجه بین ارزش دفتری دارایی‌ها و ارزش بازار آن‌ها را می‌توان دلیل این موضوع دانست. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که اطلاعات و گزارش‌های حسابداری نقش با اهمیتی در تعیین نرخ بازده و قیمت سهام دارد و از این طریق، موجب اصلاح و بهبود تصمیم‌گیری‌های سرمایه‌گذاران و سایر استفاده‌کنندگان از اطلاعات حسابداری می‌شود.

پیشنهادها

در ایران به دلیل بالا بودن نرخ تورم و عدم تجدید ارزیابی دارایی‌ها و همچنین وجود دارایی‌های شناسایی نشده در ترازنامه که باعث کاهش محتوای اطلاعاتی ارزش دفتری هر سهم شده است، لازم است که بورس اوراق بهادار تهران قوانین و مقرراتی را تدوین کند که شرکت‌ها، دارایی‌های خود را بر مبنای سطح عمومی قیمت‌ها تجدید ارزیابی کنند. به دلیل اینکه در ایران سود هر سهم نسبت به ارزش دفتری هر سهم دارای محتوای اطلاعاتی بیشتری است و استفاده‌کنندگان برای اتخاذ تصمیمات خود بیشتر بر سود هر سهم تکیه می‌کنند، پیشنهاد می‌شود تهیه‌کنندگان اطلاعات محیط اطلاعاتی شفاف‌تری فراهم کنند و از مدیریت سود اختیاری که تاثیر منفی بر شفافیت اطلاعات مالی دارد پرهیز کنند تا سرمایه‌گذاران و سایر استفاده‌کنندگان بتوانند با اطمینان خاطر بیشتر تصمیم‌گیری کنند.

منابع

- ۷- فروغی، داریوش و اسماعیل مظاهری. (۱۳۸۸). "توانایی سود و جریان‌های نقدی عملیاتی در توضیح ارزش ذاتی تحقق یافته سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران"، *پژوهش‌های حسابداری مالی*، دوره ۱، ش ۱، صص ۱۶-۱.
- ۸- نوروش، ایرج و علی سعیدی. (۱۳۸۴). "بررسی برتری سود جامع نسبت به سود خالص برای ارزیابی عملکرد شرکت"، *بررسی‌های حسابداری و حسابرسی*، ش ۳۹، صص ۹۷-۱۲۱.
- 9- Amir, E. Harris, T. and B. Lev, (1996). "Value-relevance of nonfinancial information: the wireless communications industry." *Journal of Accounting and Economics*, 22: 3-30.
- 10- Amir, E., T. Harris, and E. Venuti. (1993). A comparison of the value-relevance of u.s. versus non-u.s. gaap accounting measures using form 20-f reconciliations. *Journal of Accounting Research*, 31(Supplement), 230-264.
- 11- Ball, R., & P. Brown. (1968). An empirical evaluation of accounting income numbers. *Journal of Accounting Research* (Autumn):, 159-178.
- 12- Baltagi, B. (2002). *Econometric Analysis of Panel Data*. Toronto: John Wiley & Sons, Inc.
- 13- Bao, B. H. and L. Chow, (1999). "The usefulness of earnings and book value for equity valuation in emerging capital markets: evidence from listed companies in the People's Republic of China." *Journal of International Financial Management and Accounting*, 10, 2.: 85-104.
- 14- Barth, M. (1991). "Relative measurement errors among alternative pension asset and liability measures." *The Accounting Review*, (July) 433-463.
- ۱- پورحیدری، امید. غلامرضا امیری سلیمانی و محسن صفاجو. (۱۳۸۴). "بررسی میزان ارتباط سود و ارزش دفتری با ارزش بازار سهام شرکتهای پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران"، *بررسی‌های حسابداری و حسابرسی*، ش ۴۲، صص ۱۹-۳.
- ۲- جهانخانی، علی و مرتضی اسدی. (۱۳۷۴). "بررسی تغییرات قیمت سهام بعد از تقسیم سود"، *تحقیقات مالی*، ش ۷ و ۸، صص ۱۰۵-۱۱۹.
- ۳- خواجهی، شکراله. حمید، الهیاری ابهری. (۱۳۸۵). "بررسی محتوای اطلاعاتی سود تقسیمی، ارزش دفتری و سود خالص بر قیمت سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران"، *مجله تحقیقات مالی*، دانشگاه تهران، دوره ۸، ش ۲۲، پاییز و زمستان ۱۳۸۵، صص ۳-۲۰.
- ۴- خواجهی، شکراله. حمید، الهیاری ابهری و میثم قاسمی. (۱۳۸۸). "بررسی روابط تجربی بین بازده سهام، تغییر بازده و حجم معامله در بورس تهران با استفاده از مدل‌های آرچ و گارچ"، *مجله پیشرفت‌های حسابداری*، دانشگاه شیراز، دوره اول، شماره اول، پاییز ۱۳۸۸، صص ۴۵-۶۸.
- ۵- خواجهی، شکراله. حمید، الهیاری ابهری. (۱۳۸۸). "بررسی قدرت توضیح‌دهندگی و قدرت پیش‌بینی اطلاعات حسابداری شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران"، *مجله توسعه و سرمایه*، دانشگاه کرمان، دوره ۲، ش ۴.
- ۶- سجادی، حسین. (۱۳۷۷). "عوامل مرتبط با سود غیر منتظره و رابطه آن با قیمت سهام"، *بررسی‌های حسابداری و حسابرسی*، ۲۴ و ۲۵، صص ۳۴-۶۰.

- Representation, Estimation and Testing." *Econometrica*, Vol. 55, pp. 251-276.
- 25- FASB. (1978). *Statement of Financial Accounting Concepts No.1, Objectives of Financial Reporting by Business Enterprises*. Norwalk, CT: FASB.
- 26- Graham, R. and R. King, (1998). "the relation of firm market values with book values and residual accounting earnings in six Asian countries." *Working paper*, Oregon State University.
- 27- Harris, T. Lang, M. and H. Moller, (1994). "The value relevance of German accounting measures: an empirical analysis." *Journal of Accounting Research*, 32 (Autumn), 187-209.
- 28- Haw, I. M. Qi, D. and W. Wu, (1998a). "Value-relevance of financial reporting disclosures in an emerging capital market: the case of B-shares and H-shares in China." *Working paper*, The Chinese University of Hong Kong.
- 29- IASC. (1994). *International Accounting Standards*. Basingstoke, Hants: Burgess Science Press.
- 30- Landsman, W. (1986). "An empirical investigation of pension fund property rights." *The Accounting Review*, (October): 662-691.
- 31- Ohlson, J. (1995). "Earnings, book values, and dividends in equity valuation." *Contemporary Accounting Research*, (Spring): 661-687.
- 32- Ohlson, J.A. and B. Jeuttner-Nauroth (2005) "Expected EPS and EPS growth as determinants of Value", *Review of Accounting Studies*, Vol.10, No.2-3, pp.349-365.
- 33- Peasnell, K.V. (1982), "Some Formal Connections between Economic Values and Yields and Accounting Numbers", *Journal of Business Finance and Accounting*, Vol. 9, No.3, pp. 361-381.
- 34- Pirie, S. and M. Smith. (2003) "Accounting Earnings and Book Values: Their Impact on Share Prices in
- 15- Barth, M. and G. Clinch, (1996). "International accounting differences and their relation to share prices: evidence from U.K., Australian, and Canadian firms." *Contemporary Accounting Research*, 13 (Spring): 135-170.
- 16- Barth, Mary., William. Beaver and Wayne. Landsman, (1998). "Relative valuation roles of equitybook value and net income as a function of financial health." *Journal of Accounting and Economics*, pp. 1-34.
- 17- Bernard, Victor. (1995). "The Feltham-Ohlson Framework: Implications for Empiricists." *Contemporary Accounting Research* (Spring), pp. 733-747.
- 18- Burgstahler, D. and I. Dichev, (1997). "Earnings, adaptations and equity value." *The Accounting Review*, (April): 187-215.
- 19- Collins, D. Maydew, E. and I. Weiss, (1997). "Changes in the value-relevance of earnings and book values over the past forty years." *Journal of Accounting and Economics*, 24: 39-67.
- 20- Easton, P. and T. Harris, (1991). "Earnings as an explanatory variable for returns." *Journal of Accounting Research*, 29, 19-36.
- 21- Eccher, E. Ramesh, K. and S. Thiagarajan, (1996). "Fair value disclosures by bank holding companies." *Journal of Accounting and Economics*, 22, 79-117.
- 22- Edwards, E.O. and P.W. Bell (1961), *The Theory and Measurement of Business Income*, Berkeley, University of California Press.
- 23- El Shamy, A. Mostafa. And Metwally. A. Keyed, (2005)." The Value Relevance of Earnings and Book values in Equity Valuation: An Enternational Perspective- The Case of Kuwait." *IJCM*, Vol. 14(1), pp. 68-79.
- 24- Engle, R. F. and C. Granger (1987). "Cointegration and Error Correction:

- Business Research*, Summer, pp. 219-228.
- 37- Williams, J.B. (1938), *The Theory of Investment Value*, Harvard University Press.
- 38- Winkle, G. M., F. Huss, and X. Z. Chen. (1994). Accounting standards in the People's Republic of China: responding to economic reforms. *Accounting Horizons* (September) 48-57.
- Singapore", *Asian Review of Accounting*, Vol.11, No. 2, pp.31-52.
- 35- Preinreich, G. (1938), "Annual Survey of Economic Theory: The Theory of Depreciation", *Econometrica*, Vol. 6, pp. 219-241.
- 36- Stark, A. (1997) "Linear Information Dynamics, Dividend Irrelevance, Corporate Valuation and the Clean Surplus Relationship", *Accounting and*

بررسی رابطه بین تمرکز مالکیت، عملکرد شرکت و سیاست تقسیم سود در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران

شهناز مشایخ*، مهین عبداللهی^{۱**}

*استادیار دانشگاه الزهرا (س)

**کارشناسی ارشد دانشگاه الزهرا (س)

چکیده

بر اساس تئوری نمایندگی، تضاد منافع میان مالکان و مدیران هزینه‌های نمایندگی را سبب می‌شود. قوانین مربوط به حاکمیت شرکتی درصدد تخفیف این هزینه‌ها هستند. یکی از ابزارهای بااهمیت در این حوزه تمرکز مالکیت و امکان کنترل عملکرد مدیران است. این مطالعه درصدد شناسایی رابطه بین تمرکز مالکیت، عملکرد شرکت و سیاست تقسیم سود در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران است. از این‌رو، تعداد ۶۴ شرکت در طی دوره ۱۳۸۰ تا ۱۳۸۸ بررسی شدند. رویکرد انتخابی برای آزمون فرضیات با استفاده از تلفیق داده‌های مقطعی و زمانی است. در این تحقیق، از روش رگرسیون حداقل مربعات ادغام شده (پانل دیتا) استفاده شده است. تمرکز مالکیت با استفاده از درصد مالکیت سهامداران عمده بالای ۵ درصد، عملکرد با استفاده از سه معیار ROA، ROE و Q توبین و سیاست تقسیم سود با استفاده از نسبت سود تقسیمی (DPS/EPS) سنجیده شد. نتایج تحقیق نشان داد در سطح اطمینان ۹۵٪ بین تمرکز مالکیت و دو معیار عملکرد یعنی ROE و Q توبین رابطه معنادار وجود دارد؛ یعنی هرچه تمرکز مالکیت بیشتر باشد، کنترل بیشتری بر مدیران اعمال شده، عملکرد شرکت بهبود می‌یابد. همچنین بین معیارهای عملکرد ROA و Q توبین و نسبت سود تقسیمی رابطه‌ای معنادار مشاهده شد؛ به این معنا که بهبود عملکرد می‌تواند افزایش سود تقسیمی را به دنبال داشته باشد. در عین حال، از نظر آماری رابطه‌ای معنادار بین تمرکز مالکیت و نسبت سود تقسیمی مشاهده نشد.

واژه‌های کلیدی: تمرکز مالکیت، عملکرد شرکت، سیاست تقسیم سود

مقدمه

بر اساس نظریه جنسن و مک‌لینگ (۱۹۷۶) پایه و اساس مطالعات حاکمیت شرکتی، تئوری نمایندگی است و مسائل نمایندگی نیز ناشی از مجزاسازی مالکیت از کنترل است. در شرکت‌های سهامی عام، سهامداران (کارفرمایان) اختیار تصمیم‌گیری را به مدیران (نمایندگان) خود تفویض می‌کنند؛ یعنی کنترل ولو به درجات مختلف منفک از مالکیت است [۱۵]. این تفکیک موجب بحث درباره روابط مالکان و مدیران شده است. مدیران تا چه حد همه کوشش‌های خود را، آن گونه که تئوری مالی مطرح نموده، در جهت منافع مالکان به کار می‌برند؟ در شرکت‌های سهامی عام ساختار مالکیت می‌تواند پراکنده (وجود تعداد زیادی از سهامداران کوچک) یا متمرکز (وجود تعداد کمی از سهامداران عمده) باشد. زمانی که مالکیت در دست سهامداران عمده است، سیستم کنترل متمرکز و زمانی که مالکیت توزیع شده باشد، سیستم کنترل نامتمرکز خواهد بود. از آنجایی که تمرکز مالکیت، به عنوان یک تعیین‌کننده بااهمیت سازوکار حاکمیت شرکتی مشاهده شد، به نظر می‌رسد هویت مالکان کنترل‌کننده نقش اساسی در رابطه با مالکیت-عملکرد داشته باشد [۲۷].

یکی از موضوع‌های بسیار اساسی در شرکت‌های سهامی عام پذیرفته شده در بورس‌های اوراق بهادار، شیوه اندازه‌گیری عملکرد مالی آنهاست. اندازه‌گیری عملکرد موجب پیدایش اطلاعات مستند بهنگام و با ارزش برای تصمیم‌گیری مدیران از جمله تصمیم‌گیری درباره سرمایه‌گذاری‌ها و سیاست تقسیم سود می‌شود [۱۱]. به همین علت سیاست تقسیم

سود و موضوع‌های مرتبط با آن که به عملکرد مالی شرکت وابسته است، حائز اهمیت فراوان است. هدف این تحقیق، بررسی این مسأله است که آیا تمرکز مالکیت به عنوان یکی از ابزارهای حاکمیت شرکتی باعث ارتقای عملکرد شرکت‌ها شده است؟ آیا این ابزار در سیاست تقسیم سود به عنوان یکی از اصلی‌ترین سیاست‌های مالی شرکت مؤثر بوده است؟ در این راستا، پرسش‌های زیر مطرح می‌گردد:

۱. آیا بین تمرکز مالکیت شرکت‌ها و معیارهای ارزیابی عملکرد رابطه معناداری وجود دارد؟
۲. آیا بین معیارهای عملکرد شرکت‌ها و سیاست تقسیم سود آنها رابطه معناداری وجود دارد؟
۳. آیا بین تمرکز مالکیت شرکت‌ها و سیاست تقسیم سود آنها رابطه معناداری وجود دارد؟

مبانی نظری و پیشینه تحقیق

امروزه پراکندگی مالکان در شرکت‌های سهامی باعث شده که رابطه آنها با شرکت را به سختی بتوانیم در قالب مالکیت سنتی تجسم کنیم. سهامداران این شرکت‌ها به جز استحقاق دریافت بخشی از درآمد و منافع شرکت مطابق با سهم خود، در سایر موارد از حقوق چندانی برخوردار نیستند. این موضوع تعارض بین مالکان و مدیران را نشان می‌دهد و ماحصل این تعارض چیزی جز خدشه‌دار شدن حق مالکیت سهامداران نیست. به این ترتیب، مشخص می‌شود که سهامداران شرکت‌های سهامی عام آنچنان پراکنده شده‌اند که فاقد قدرت و اشتیاق لازم برای اصلاح و محدود کردن سمت‌وسویی هستند که مدیران این شرکت‌ها در پیش می‌گیرند. در نتیجه، به علت دور

سهام به دو بخش سود تقسیمی و سود انباشته است [۲].

ارتباط بین مالکیت و عملکرد موضوع مهم و جاری بحث در حاکمیت شرکتی بوده است. بحث در این مورد به نظریه برل و مینز (۱۹۳۲) برمی‌گردد که ارتباط معکوسی را بین پراکندگی سهامداران و عملکرد شرکت یافتند. محققان دیگر مانند شلیفر و ویشنی (۱۹۸۶)، مک‌کانل و سرویز (۱۹۹۰)، زینگالر (۱۹۹۴)، باربریز و همکاران (۱۹۹۶)، ارلی و استرین (۱۹۹۶)، کلاسنس و جانکو (۱۹۹۹) [۲۳]، ژو و وانگ (۱۹۹۹) [۳۴] و گوتیرز و پومبو (۲۰۰۸) [۲۸] ارتباطی مثبت بین عملکرد واقعی شرکت و تمرکز مالکیت یافتند و این ارتباط را به اثر نظارتی بهتر سهامداران مربوط دانستند. در واقع، هر قدر سهم یک سهامدار از شرکت کمتر باشد، منافع حاصل از نظارت بر رفتار مدیر کمتر خواهد بود، بنابراین، تمرکز در سهام، نظارت بیشتر بر رفتار مدیر و کاهش فرصت طلبی را به همراه خواهد داشت؛ یعنی سهامداران عمده شرکت، از قدرت رای دهی خود در جهت نظارت فعال بر عملیات شرکت و تصمیم‌گیری استفاده می‌نمایند [۱۹ و ۹]، زیرا کسب حق مالکیت به وسیله مدیران و نظارت به وسیله سهامداران بزرگ، دو راهی است که به شکل بالقوه می‌تواند مشکلات نمایندگی را کاهش و ارزش مؤسسه را افزایش دهد. حق مالکیت اساسی به وسیله مدیران، منافع آنها را با منافع سایر سهامداران همراستا می‌کند؛ به طوری که مدیریت محرکی برای دنبال کردن فعالیت‌های حداکثرکننده ارزش دارد. وجود سهامداران عمده و یا مؤسسات سهامدار نیز می‌تواند

افتادن مالکیت از کنترل در این شرکت‌ها، نخستین شواهد در مورد تأثیرپذیری عملکرد شرکت از مالکیت و کنترل به دست می‌آید [۱۵]. بنابراین، منطقی به نظر می‌رسد عملکرد شرکتی که سهامداران عمده آن دارای سهام بیشتری هستند، بهتر از شرکتی باشد که سهامداران عمده آن سهام کمتری در اختیار دارند.

پژوهش‌ها نشان داده است که تقریباً تمامی شرکت‌های موفق سود سهام می‌پردازند و مدیران مالی شرکت‌ها توجه خاصی به سیاست تقسیم سود نشان می‌دهند. سیاست تقسیم سود، همچنین بر ارزش سهام شرکت اثر می‌گذارد [۳]. در این مورد سه مکتب فکری در قرن گذشته ظاهر شده است: در گروه اول سودهای تقسیمی، عاملی مؤثر و مثبت بر قیمت سهام است؛ گروه دوم اعتقاد دارند که قیمت سهام به طور منفی با سطح پرداخت سودهای تقسیمی مربوط شده است و گروه سوم ادعا می‌کنند که سیاست سود تقسیمی شرکت در ارزش‌گذاری سهام شرکت نامربوط است [۲۶]. همچنین، سود حاصل از فعالیت‌های شرکت می‌تواند به عنوان بهترین منبع تأمین مالی استفاده شود [۱۶]. لذا مدیران (با هدف حداکثر کردن ثروت سهامداران) همواره باید بین علایق مختلف سهامداران تعادلی را برقرار نمایند تا هم فرصت‌های سودآور سرمایه‌گذاری را از دست نداده باشند و هم سود نقدی مورد نیاز بعضی از سهامداران را بپردازند. بنابراین، تصمیمات تقسیم سود که از سوی مدیران شرکت‌ها گرفته می‌شود، بسیار حساس و دارای اهمیت است [۱۷]. در واقع، یکی از مهمترین تصمیمات مالی، تخصیص سود هر

میزان نظارت را افزایش داده یا آن را بهبود بخشید و بنابراین، به عملکرد بهتر مؤسسه منجر می‌شود [۳۱].

در عین حال، پژوهشگران دیگر مانند دمستر و لهن (۱۹۸۵)، هیمبرگ و همکاران (۱۹۹۹)، دمستر و ویلانگو (۲۰۰۱) [۲۵]، چن، چینگ و چونگ (۲۰۰۵) [۲۴]، عمران، بلبل و فاتهلدین (۲۰۰۸) [۳۰] نشان دادند که عملکرد شرکت تابعی از محدودیت‌های محیطی است و از نظر آنها تفاوتی بین ساختارهای مختلف مالکیت نیست و رابطه معناداری بین مالکیت و عملکرد وجود ندارد. در واقع، از نظر آماری ارتباطی بین تغییر در ساختار مالکیت و تغییر در عملکرد شرکت وجود ندارد.

عملکرد شرکت می‌تواند بر میزان سود تقسیمی بنگاه و سیاست‌هایی که در این زمینه اتخاذ می‌گردد، تأثیرگذار باشد.

مدیران تصمیمی نمی‌گیرند که برای سرمایه‌گذاران بهترین منافع را داشته باشد و از آنجایی که سرمایه‌گذاران از این مشکل به خوبی آگاهند، از مکانیزم‌هایی، برای کنترل آن استفاده می‌کنند. یکی از این مکانیزم‌ها، پرداخت بخش زیادی از سود است. بنابراین، یکی از راه‌های کاهش هزینه تضاد منافع از طریق افزایش سود تقسیمی است؛ یعنی مدیران با افزایش سود تقسیمی و پرداخت آن به مالکان اطلاع می‌دهند که در راستای اهداف شرکت حرکت می‌کنند و سهامداران نیز نسبت به عملکرد مدیران اطمینان بیشتری کسب می‌کنند. بنابراین، سود تقسیمی عاملی برای کاهش هزینه تضاد منافع به شمار می‌رود و پرداخت سود یا افزایش آن سهامداران را آرام می‌کند [۱۸]. والش و هورکینز (۱۹۷۱) دریافتند که میان تمایل سهامداران به سود تقسیمی و نیاز مدیران به

سرمایه‌گذاری سودهای انباشته تضاد وجود دارد. مدیران در تعیین سطح پرداخت سود به سودهای جاری و مورد انتظار، سابقه پرداخت سود، ثبات سود تقسیمی، جریان‌های نقدی، فرصت‌های سرمایه‌گذاری و خواسته‌های سهامداران در تعیین سطح پرداخت سود توجه می‌کنند [۲۶]. بر این اساس، شرکت‌ها باید به گونه‌ای سیاست تقسیم سود خود را اتخاذ کنند که باعث توازن میان سودهای تقسیمی جاری و رشد آتی شوند و با افزایش قیمت سهام، حداکثر ارزش را برای سهامداران ایجاد کنند [۲۱].

سیاست تقسیم سود ممکن است اساساً از یک شرکت به شرکت دیگر متفاوت باشد؛ با این حال، هیچ مدلی از سیاست تقسیم سود نمی‌تواند بالاترین، ارزش شرکت را نشان دهد و مدیران و سرمایه‌گذاران نمی‌دانند که کدام سیاست تقسیم سود بهینه است. بنابراین، سیاست تقسیم سود شرکت تا حدودی خوشایند است و اگر شرکت از این حد خوشایند تقسیم سود خارج شود، قیمت سهام به طور منفی و اساسی واکنش نشان می‌دهد [۲۲].

نتایج بررسی شورت، ژانگ و کیسی (۲۰۰۲) نشان داد که میان سیاست پرداخت سود و مالکیت نهادهای مالی ارتباطی مثبت وجود دارد که باعث می‌شود اجزای سود روندی مثبت داشته باشند. همچنین، شواهد دیگر نشان داد که بین سیاست تقسیم سود و مالکیت مدیریتی ارتباطی منفی وجود دارد [۳۲].

فرانکفورتر و وود (۲۰۰۲) در بررسی تئوری‌های سیاست تقسیم سود دریافتند همان عواملی که قیمت سهام را تحت تأثیر قرار می‌دهد، سیاست تقسیم سود را نیز تحت تأثیر قرار می‌دهد. برای توجیه بهتر

دیگر، پخش کردن مالکیت تأثیر منفی بر کارایی دارد [۱۹].

مظلومی (۱۳۸۲) در بررسی اثر سرمایه‌گذاران نهادی بر عملکرد شرکت نشان داد، هنگامی که مالکیت سرمایه‌گذاران نهادی در رده سهامداران عمده قرار گیرد، می‌تواند هزینه‌های نمایندگی را کاهش دهد. وی رابطه‌ای مثبت میان سهم مالکانه سرمایه‌گذاران نهادی و عملکرد مالی شرکت مشاهده کرد [۱۵]. ماه‌آور پور (۱۳۸۶) نشان داد بین تمرکز مالکیت و معیار EPS رابطه معناداری وجود دارد؛ بدین معنا که هرچه تمرکز مالکیت بیشتر باشد، کنترل بیشتری بر مدیران اعمال شده، موجب بهبود عملکرد شرکت‌ها می‌شود [۱۴].

جهانخانی و قربانی (۱۳۸۴) اظهار داشتند که لزوماً سیاست تقسیم سود متأثر از برنامه رشد شرکت نخواهد بود. سیاست تقسیم سود شرکت‌ها از الگوی گام تصادفی پیروی می‌کند. همچنین، اگر شرکتی از رشد سود بالایی (پایینی) برخوردار باشد، بازده نقدی آن نیز بالا (پایین) است و نیز انتظار می‌رود هرچه مالکیت غیرمتمرکز و پراکنده باشد سود بیشتری نیز توزیع گردد [۵]. عامری (۱۳۸۶) در بررسی روند سیاست تقسیم سود و وجود رابطه بین سیاست تقسیم سود و کیفیت سود دریافت که روند یکنواختی در سیاست تقسیم سود شرکت‌ها در دوره مورد بررسی وجود ندارد. نتایج آزمون نشان داد که بین اندازه و نسبت تقسیم سود همبستگی معنی‌داری وجود دارد. همچنین، بین نسبت تقسیم سود و کیفیت سود همبستگی معنی‌داری وجود دارد [۱۳].

سیاست تقسیم سود باید ترکیبی از نظریه‌های مالی، آثار روانشناسی و رفتاری استفاده شود، در غیر این صورت، آزمون‌های نظری سیاست تقسیم سود بدون نتیجه قطعی و نامتجانس باقی می‌ماند [۲۶].

میتون (۲۰۰۴) در بررسی حاکمیت شرکتی و سیاست تقسیم سود در بازارهای نوظهور نشان داد شرکت‌هایی که حاکمیت شرکتی قوی دارند، پرداخت سود تقسیمی آنها بالاتر است. علاوه بر این، در شرکت‌های با حاکمیت قوی‌تر ارتباطی منفی میان پرداخت‌های سود تقسیمی و فرصت‌های رشد وجود دارد [۲۹].

بابا (۲۰۰۸) اثر افزایش سهامداران خارج از شرکت را بر سیاست تقسیم سود بررسی کرد. نتیجه پژوهش وی نشان داد که افزایش بیشتر در مالکیت سهامداران خارج از شرکت با احتمال بالاتر (پایین‌تر) افزایش (کاهش) سودهای تقسیمی را به دنبال دارد و در واقع، باعث کاهش (افزایش) عدم تقارن اطلاعاتی میان مدیران و سهامداران می‌شود [۲۰].

در زیر به چند تحقیق انجام شده داخلی، مرتبط با این موضوع‌ها اشاره می‌شود:

شریعت‌پناهی (۱۳۸۰) موضوع مالکیت و رابطه آن با عملکرد را بررسی کرد. وی مالکیت را متغیری درونزا دید و بین نوع مالکیت و عملکرد شرکت‌ها رابطه‌ای مشاهده نکرد [۱۲]. میدری (۱۳۸۱) در بررسی ساختار مالکیت و رابطه آن با کارایی شرکت‌های فعال در بازار اوراق بهادار دریافت که بازار سهام ایران دارای ساختار مالکیتی بسیار متمرکز است. در ایران همچون کشور چین و چک تمرکز بیشتر مالکیت با کارایی بیشتر همراه است. به عبارت

روش تحقیق

این تحقیق از جمله تحقیقات همبستگی است که از روش همبستگی از نوع تحلیل رگرسیون خطی و چندگانه برای آزمون فرضیه‌ها استفاده شده است. در تحقیق همبستگی، هدف اصلی آن است که مشخص شود آیا رابطه‌ای بین دو یا چند متغیر کمی وجود دارد و اگر این رابطه وجود دارد، اندازه و حد آن چقدر است؟ [۸] در همبستگی از ضریب تعیین استفاده می‌شود. با استفاده از ضریب تعیین می‌توان پی برد که چند درصد از تغییرات متغیر وابسته را می‌توان به تغییرات در متغیر مستقل نسبت داد [۱۰].

در این تحقیق رابطه بین متغیرها به صورت دو به دو بررسی شده است. در ابتدا به منظور بررسی اثر مالکیت سهامداران عمده بر عملکرد شرکت‌ها، درصد مالکیت سهامداران عمده (سهامداران بالای ۵ درصد) به عنوان متغیر مستقل در نظر گرفته شد. با توجه به اینکه در ارتباط بین مالکیت متمرکز و عملکرد شرکت‌های فعال در بازار سهام، عملکرد به عنوان متغیر وابسته است، معیارهای مختلف ارزیابی عملکرد به دو دسته معیارهای درونی و معیارهای بیرونی تقسیم گردید. بازده دارایی‌ها (ROA) و بازده حقوق صاحبان سهام (ROE) به عنوان معیارهای درونی ارزیابی عملکرد، و نسبت Q توبین به عنوان معیار بیرونی برای ارزیابی عملکرد استفاده شد. در بررسی ارتباط میان عملکرد شرکت و سیاست تقسیم سود، عملکرد شرکت به عنوان متغیر مستقل (با معیارهای فوق‌الذکر) و سیاست تقسیم سود به عنوان متغیر وابسته تعریف شدند، که سیاست تقسیم سود با نسبت تقسیم سود بررسی گردید.

وجه قابل تمایز این تحقیق با تحقیقات انجام شده، در بررسی اثر سهامداران عمده که مالکیت آنها بیش از ۵ درصد سهام بود، همزمان بر معیارهای درونی (ROE، ROA) و معیار بیرونی عملکرد (Q توبین) است؛ ضمن آنکه در ادامه تحقیق اثر عملکرد بر نسبت سود تقسیمی و نیز اثر تمرکز مالکیت بر نسبت سود تقسیمی سنجیده شده است.

فرضیه‌های تحقیق

مسئله نمایندگی زائیده تفکیک مالکیت از مدیریت است. بر اساس اکثر تحقیقات انجام شده، تمرکز مالکیت باعث ارتقای عملکرد و بهبود سیاست‌های مالی واحدهای تجاری می‌گردد و مسئله نمایندگی را کاهش می‌دهد. در این تحقیق بر آن هستیم تا اثر تمرکز مالکیت را به عنوان یکی از ابزارهای حاکمیت شرکتی بر عملکرد واحدهای تجاری ایران و سیاست تقسیم سود در آنها مورد پژوهش قرار دهیم. لذا موضوع اصلی پژوهش، این است که آیا بین تمرکز مالکیت به عنوان یکی از ابزارهای مهم حاکمیت شرکتی و عملکرد و سیاست تقسیم سود در واحدهای تجاری رابطه‌ای وجود دارد و نوع و جهت این رابطه چیست؟ برای پاسخگویی به پرسش فوق فرضیات زیر مطرح گردید:

فرضیه اول: بین تمرکز مالکیت شرکت‌ها و معیارهای ارزیابی عملکرد رابطه معناداری وجود دارد.

فرضیه دوم: بین معیارهای عملکرد شرکت‌ها و سیاست تقسیم سود آنها رابطه معناداری وجود دارد.

فرضیه سوم: بین تمرکز مالکیت شرکت‌ها و سیاست تقسیم سود آنها رابطه معناداری وجود دارد.

جامعه آماری و روش نمونه‌گیری

جامعه آماری این تحقیق شامل شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران است که نمونه‌گیری با استفاده از روش سیستماتیک انجام شد؛ لذا کل اعضای جامعه نمونه ما را تشکیل داده است. این شرکت‌ها باید در دوره ۹ ساله ۱۳۸۰-۱۳۸۸ حاوی ویژگی‌های زیر باشند:

- ۱- سال مالی آنها منتهی به ۲۹ اسفند ماه باشد.
- ۲- جزو شرکت‌های گروه مالی شامل بانک‌ها، شرکت‌های سرمایه‌گذاری، هلدینگ‌ها و لیزینگ نباشند، زیرا افشای اطلاعات مالی و تصمیمات شرکت در آنها متفاوت است.
- ۳- در طول دوره مورد نظر، سهام آنها به طور فعال در بورس معامله شده باشد.

با توجه به مجموعه شرایط یاد شده، تعداد ۶۴ شرکت به عنوان جامعه آماری انتخاب شدند که داده‌های آنها در طول دوره ۹ ساله مورد نظر با استفاده از تلفیق داده‌های مقطعی و زمانی و به کمک نرم افزار آماری Eviews به روش پانل دیتا تجزیه و تحلیل شد. مورد قابل تمایز این روش با تحلیل رگرسیونی در برآورد پارامترهاست که در برآورد پارامترهای این مدل ماتریسی، واریانس و کوواریانس به لحاظ وابستگی مشاهدات، ماتریس واحد نیست. برآوردها در این روش به برآوردهای حداقل مربعات ادغام شده معروف هستند.

یافته‌های پژوهش

آمار توصیفی مربوط به پارامترهای جامعه تحقیق در نگاره شماره ۱ آورده شده است:

همچنین، در بررسی ارتباط میان ساختار مالکیت و سیاست تقسیم سود، ساختار مالکیت سهامداران عمده؛ یعنی مالکیت بالای ۵ درصد [۱۹ و ۱۴] به عنوان متغیر مستقل و نسبت تقسیم سود به عنوان متغیر وابسته است.

اطلاعات مربوط به سهامداران با مالکیت بیش از ۵ درصد سهام، از یادداشت توضیحی پیوست صورت‌های مالی و داده‌های مربوط به ROA و ROE حسب مورد از ترازنامه و صورت سود و زیان استخراج شد.

ROA، بازده سرمایه‌گذاری در دارایی‌هاست و میزان سود به ازای هر یک ریال سرمایه‌گذاری شده در دارایی‌ها را نشان می‌دهد و در واقع، رابطه بین حجم سرمایه‌گذاری و سود را بیان می‌کند [۴].

کل دارایی‌ها / هزینه‌های مالی + سود خالص = ROA
 ROE، نرخ بازده ارزش ویژه شرکت است. با استفاده از این نسبت، سود شرکت در ازای هر یک ریال حقوق صاحبان سهام محاسبه می‌شود. در واقع، این نسبت رابطه بین سود و ارزش ویژه شرکت را نشان می‌دهد [۴].

جمع حقوق صاحبان سهام / سود خالص = ROE
 Q توبین، این نسبت نشان‌دهنده ارزش بازار سهام به ارزش دفتری آن است.

ارزش دفتری سهام / ارزش بازار سهام = Q توبین
 درصد تقسیم سود (نسبت سود پرداختی)، نشان‌دهنده میزان تقسیم سود شرکت به ازای هر سهم است.

سود هر سهم / سود تقسیمی هر سهم = درصد تقسیم سود

نگاره شماره ۱. نتایج بررسی آمار توصیفی داده‌ها

| متغیرها | تعداد | میانگین | میانه | انحراف معیار | چولگی | کشیدگی |
|-------------|-------|---------|-------|--------------|-------|--------|
| درصد مالکیت | ۵۷۶ | ۶۹/۴۰ | ۷۲/۷۸ | ۲۰/۶۳ | -۱/۴۵ | ۲/۱۲ |
| ROA | ۵۷۶ | ۰/۲۰ | ۰/۱۸ | ۰/۱۱ | ۰/۴۷ | ۰/۷۲ |
| Ln(Q-Tobin) | ۵۷۶ | ۱/۱۳ | ۱/۰۵ | ۰/۸۹ | -۰/۱۹ | ۰/۵۷ |
| ROE | ۵۷۶ | ۰/۵۵ | ۰/۴۴ | ۰/۵۲ | ۱/۰۷ | ۰/۲۱ |
| DPS/EPS | ۵۷۶ | ۰/۷۱ | ۰/۸۰ | ۰/۳۲ | -۰/۶۹ | ۰/۱۵ |

مالکیت با هر کدام از معیارهای عملکرد به عنوان متغیر وابسته در نگاره‌ی جداگانه بررسی شده است.

- آزمون رابطه میان تمرکز مالکیت و معیار عملکرد

ROA

نگاره شماره ۲ نتایج آزمون رابطه بین تمرکز مالکیت را با معیار ROA به عنوان معیار سنجش عملکرد نشان می‌دهد.

قبل از آزمون فرضیات، نرمال بودن داده‌ها با استفاده از آزمون کلموگروف-اسمیرنوف بررسی گردید.

فرضیه اول: بین تمرکز مالکیت و معیارهای ارزیابی عملکرد رابطه معناداری وجود دارد.

در آزمون فرضیه اول متغیر مستقل؛ یعنی تمرکز

نگاره شماره ۲. نتایج آزمون رابطه بین تمرکز مالکیت و معیار ROA

| متغیر | ضرایب | t.Stat | (Prob) سطح معناداری t |
|--------------|-------|---------------------|-----------------------|
| C | ۰/۱۷۸ | ۱۰/۸۵۲ | ۰/۰۰۰۰ |
| تمرکز مالکیت | ۰/۰۰۰ | ۱/۰۷۰ | ۰/۲۸۵ |
| ضریب تعیین | ۰/۰۲ | آماره دوربین-واتسون | ۲/۷۰۷ |
| آماره F | ۱/۱۴۵ | سطح معناداری F | ۰/۲۸۵ |

کوچکتر از ۱/۹۶ است که بیانگر عدم رابطه معنادار بین تمرکز مالکیت سهامداران عمده و معیار عملکرد ROA است و این بخش از فرضیه اول رد است.

- آزمون رابطه میان تمرکز مالکیت و معیار عملکرد

ROE

نتایج آزمون این فرضیه به طور خلاصه در نگاره شماره ۳ ارائه شده است.

سطح معنی‌داری F برابر با ۰/۲۸۵ است که بزرگتر از سطح معناداری ۵٪ است و حاکی از عدم معنی‌داری مدل است. بنابراین، در سطح اطمینان ۹۵٪، مدل رگرسیون رابطه معناداری را بین تمرکز مالکیت و معیار عملکرد ROA ارزیابی نمی‌کند.

سطح معناداری t برای شیب (β_1) برابر ۰/۲۸۵ است که بزرگتر از $\alpha=۰/۰۵$ است و نیز آماره آن

نگاره شماره ۳. نتایج آزمون رابطه بین تمرکز مالکیت و معیار ROE

| متغیر | ضرایب | t.Stat | سطح معناداری t (Prob) |
|--------------|-------|---------------------|-----------------------|
| C | ۰/۳۴۷ | ۴/۶۰۸ | ۰/۰۰۰ |
| تمرکز مالکیت | ۰/۰۰۳ | ۲/۸۲۳ | ۰/۰۰۵ |
| ضریب تعیین | ۰/۱۳۲ | آماره دوربین-واتسون | ۱/۸۴۴ |
| آماره F | ۷/۹۷۰ | سطح معناداری F | ۰/۰۰۵ |

β_1 بزرگتر از مقدار بحرانی $\pm 1/96$ است که بیانگر وجود رابطه‌ای معنادار بین تمرکز مالکیت سهامداران عمده و معیار عملکرد ROE است و این بخش از فرضیه اول تأیید می‌شود. مقدار آماره دوربین-واتسون برابر $1/844$ و نزدیک به ۲ است. بنابراین، احتمال وجود همبستگی بین باقیمانده‌ها از بین می‌رود.

مقدار سطح معنی داری F برابر با $0/005$ است؛ که کوچکتر از سطح معناداری $0/5$ است، لذا حاکی از معنی داری مدل است. بنابراین، با اطمینان 95% مدل رگرسیون مربوط به تمرکز مالکیت و معیار عملکرد ROE معنادار است. طبق نگاره فوق ضریب تعیین برابر با $13/2$ درصد است و نشان می‌دهد که تمرکز مالکیت $13/2$ درصد از تغییرات ROE را تفسیر می‌کند. در نتیجه مدل به صورت زیر برآزش می‌شود:

- آزمون رابطه میان تمرکز مالکیت و معیار عملکرد

Q توبین

نتایج آزمون این فرضیه به طور خلاصه در نگاره شماره ۴ ارائه شده است.

$$ROE_{it} = 0/347 + 0/003 (\text{تمرکز مالکیت})$$

سطح معناداری t برای عرض از مبدأ (β_0) و شیب (β_1) به ترتیب $0/005$ و $0/005$ است که کمتر از $\alpha = 0/05$ است و نیز آماره t به دست آمده برای β_0 و

نگاره شماره ۴. نتایج آزمون رابطه بین تمرکز مالکیت و معیار Q توبین

| متغیر | ضرایب | t.Stat | سطح معناداری t (Prob) |
|--------------|-------|---------------------|-----------------------|
| C | ۰/۷۸۰ | ۶/۰۵۳ | ۰/۰۰۰ |
| تمرکز مالکیت | ۰/۰۰۵ | ۲/۸۵۰ | ۰/۰۰۵ |
| ضریب تعیین | ۰/۱۴۰ | آماره دوربین-واتسون | ۱/۶۲۸ |
| آماره F | ۸/۱۲۴ | سطح معناداری F | ۰/۰۰۵ |

تمرکز مالکیت و معیار عملکرد Q توبین معنادار است. ضریب تعیین معادل 14 درصد است. در نهایت، مدل به صورت زیر برآزش می‌شود:

مقدار سطح معناداری F برابر با $0/005$ و کمتر از سطح معنادار $0/5$ و حاکی از معنی داری مدل است. بنابراین، با اطمینان 95% مدل رگرسیون مربوط به

مالکیت سهامداران عمده و معیار عملکرد Q توبین است و این بخش از فرضیه اول تأیید می‌شود. مقدار آماره دوربین-واتسون برابر با ۱/۶۲۸ و نسبتاً نزدیک به ۲ است. بنابراین، احتمال وجود همبستگی بین باقیمانده‌ها از بین می‌رود. نتایج سه بخش فرضیه اول در نگاره شماره ۵ خلاصه شده است.

$$\ln(Q)_{it} = 0.780 + 0.005(\text{مالکیت})$$
 سطح معناداری t برای عرض از مبدأ (β_0) و شیب (β_1) به ترتیب برابر با ۰/۰۰۵ و ۰/۰۰۵ و کوچکتر از $\alpha = 0.05$ است و نیز آماره t به دست آمده برای β_1 و β_0 بزرگتر از مقدار بحرانی ± 1.96 است که بیانگر وجود رابطه‌ای معنادار بین تمرکز

نگاره شماره ۵. نتایج خلاصه شده رابطه بین تمرکز مالکیت و معیارهای عملکرد

| نتیجه آزمون فرضیه | متغیرهای تحقیق |
|---|------------------------|
| بین تمرکز مالکیت و معیار عملکرد ROA رابطه معناداری وجود ندارد. | تمرکز مالکیت و ROA |
| بین تمرکز مالکیت و معیار عملکرد ROE رابطه معناداری وجود دارد. | تمرکز مالکیت و ROE |
| بین تمرکز مالکیت و معیار عملکرد Q توبین رابطه معناداری وجود دارد. | تمرکز مالکیت و Q توبین |

فرضیه دوم: بین معیارهای عملکرد (ROE, ROA) و Q توبین) و نسبت تقسیم سود رابطه معناداری وجود دارد.

در آزمون این فرضیه متغیر مستقل معیارهای عملکرد و متغیر وابسته نسبت تقسیم سود است. نتایج آزمون این فرضیه به طور خلاصه در نگاره شماره ۶ ارائه شده است.

نتایج تحقیقات مک‌کانل و سرویز (۱۹۹۰)، کلاسنس و جانکو (۱۹۹۹)، ژو و وانگ (۱۹۹۹)، گورسوی و آی‌دوگان (۲۰۰۳)، سیفرت، گانسنس و رایت (۲۰۰۴) و گوتیرز و پومبو (۲۰۰۸) با نتایج این تحقیق همسوست، زیرا اعتقاد داشتند تمرکز بیشتر مالکیت باعث نظارت بهتر سهامداران شده، عملکرد شرکت را بهبود می‌بخشد.

نگاره شماره ۶. نتایج آزمون معیارهای عملکرد و نسبت تقسیم سود

| متغیر | ضرایب | T | (Prob) سطح معناداری t |
|------------|--------|---------------------|-----------------------|
| C | ۰/۴۷۶ | ۱۸/۷۴۷ | ۰/۰۰۰ |
| ROA | ۰/۸۱۷ | ۵/۳۶۹ | ۰/۰۰۰ |
| ROE | ۰/۰۶۳ | ۱/۶۸۰ | ۰/۰۹۳ |
| Q توبین | ۰/۰۳۹ | ۲/۰۹۰ | ۰/۰۳۷ |
| ضریب تعیین | ۰/۱۹۱ | آماره دوربین-واتسون | ۱/۶۴۵ |
| آماره F | ۴۵/۰۰۸ | سطح معناداری F | ۰/۰۰۰ |

سطح معنی‌داری t برای ROE برابر با ۰/۰۹۳ است که بزرگتر از سطح خطای ۰/۰۵ و نشان دهنده عدم معنی‌دار بودن ضرایب این متغیر است. به همین علت، ضریب ROE را حذف کردیم و مدل یک بار دیگر با ضرایب معنادار ROA و Q توبین بررسی شد.

مقدار سطح معنی‌داری F برابر با ۰/۰۰ است که کوچکتر از ۰/۵٪ و حاکی از معنی‌داری مدل است. بنابراین، با احتمال ۰/۹۵ مدل رگرسیون مربوط به معیارهای عملکرد و نسبت تقسیم سود معنادار است. ضریب تعیین برابر با ۱۹/۱ درصد است و نشان می‌دهد که معیارهای عملکرد ۱۹/۱ درصد از تغییرات نسبت سود تقسیمی را تفسیر می‌کند.

نگاره شماره ۷. نتایج آزمون رابطه بین معیار عملکرد (ROA و Q توبین) و نسبت تقسیم سود

| متغیر | ضرایب | t.Stat | سطح معناداری t (Prob) |
|------------|--------|---------------------|-----------------------|
| C | ۰/۴۶۶ | ۱۸/۸۱۳ | ۰/۰۰۰ |
| ROA | ۰/۹۵۵ | ۷/۴۲۹ | ۰/۰۰۰ |
| Q توبین | ۰/۰۵۴ | ۳/۳۲۳ | ۰/۰۰۱ |
| ضریب تعیین | ۰/۱۸۷ | آماره دوربین-واتسون | ۱/۷۶۳ |
| آماره F | ۶۵/۸۹۱ | سطح معناداری F | ۰/۰۰۰ |

$(DPS/EPS)_{it} = 0.466 + 0.955 (ROA) + 0.054 (Q)$ توبین) ترتیب ۰/۰۰ و ۰/۰۰۱ است که کمتر از $\alpha = 0.05$ است و نیز آماره t به دست آمده برای عرض از مبدأ و شیب بزرگتر از مقدار بحرانی ± 1.96 است که بیانگر وجود رابطه‌ای معنادار بین معیار عملکرد ROA و Q توبین با نسبت سود تقسیمی است. کورمندی و زاروین (۱۹۹۶) نیز به این نتیجه رسیدند که سودهای دائمی مهمترین عوامل مؤثر بر تقسیم سود هستند و سودهای موقتی اثر کمی بر سود تقسیمی سهام دارند [۱۳]. چالاکی (۱۳۸۲) دریافت

نتایج نشان می‌دهد مقدار سطح معناداری F برابر با ۰/۰۰ است که کوچکتر از سطح معنادار ۰/۵٪ و حاکی از معناداری مدل است. بنابراین، در سطح اطمینان ۰/۹۵ مدل رگرسیون رابطه معناداری را بین دو معیار عملکرد؛ یعنی ROA و Q توبین با نسبت سود تقسیمی ارزیابی می‌کند. ضریب تعیین در این نگاره ۱۸/۷ درصد است و نشان می‌دهد که ۱۸/۷ درصد از تغییرات متغیر وابسته؛ یعنی نسبت سود تقسیمی توسط متغیر مستقل ROA و Q توبین تفسیر می‌شود. در نهایت، مدل رگرسیون به شرح زیر برآزش می‌شود:

که سود تقسیمی شرکت‌ها عمدتاً تابعی از میزان سود و جریان نقدی آنهاست [۶].

نتایج آزمون این فرضیه به طور خلاصه در نگاره شماره ۸ ارائه شده است.

فرضیه سوم: بین تمرکز مالکیت و نسبت تقسیم سود رابطه معنادار وجود دارد.

نگاره شماره ۸. نتایج آزمون رابطه بین تمرکز مالکیت و سیاست تقسیم سود

| متغیر | ضرایب | t.Stat | (Prob) سطح معناداری t |
|--------------|-------|---------------------|-----------------------|
| C | ۰/۶۳۷ | ۱۳/۵۳۷ | ۰/۰۰۰ |
| تمرکز مالکیت | ۰/۰۰۱ | ۱/۷۱۴ | ۰/۰۸۷ |
| ضریب تعیین | ۰/۰۰۵ | آماره دوربین-واتسون | ۱/۷۲۲ |
| آماره F | ۲/۹۳۹ | سطح معناداری F | ۰/۰۸۷ |

نتیجه‌گیری

بحث مالکیت سهام در شرکت‌ها، و تأثیر آن بر عملکرد شرکت‌ها، از جمله موضوع‌های قابل پژوهش در حوزه حاکمیت شرکتی است که چندین دهه مورد توجه محققان بوده است. با توجه به تفکیک مالکیت از مدیریت، ساختار مالکیت به عنوان یکی از ابزارهای محرک کاهش هزینه‌های شرکت و افزایش ارزش و عملکرد شرکت محسوب می‌شود. در این میان، ساختار مالکیت متمرکز و یا به عبارت دیگر، تمرکز مالکیت در دست یک یا چند سهامدار عمده مکانیسمی برای کنترل شرکت‌ها تلقی می‌گردد و تأثیر مثبتی بر عملکرد شرکت‌ها دارد [۱].

با توجه به بررسی‌های انجام شده و آزمون فرضیه‌های تحقیق، به این نتیجه دست یافتیم که تمرکز مالکیت، عملکرد شرکت را بهبود می‌بخشد؛ هرچند این نتیجه برای دو سنجه ROE و Q توپین صادق بود و در مورد ROA صادق نمی‌کرد.

سطح معناداری F برابر با ۰/۰۸۷ است که بزرگتر از سطح معنادار ۵٪ و حاکی از عدم معناداری مدل است. بنابراین، با ۹۵٪ اطمینان می‌توان گفت بین مالکیت متمرکز و نسبت سود تقسیمی رابطه معناداری وجود ندارد.

سطح معناداری t برای شیب (β_1) برابر با ۰/۰۸۷ است که بزرگتر از $\alpha=۰/۰۵$ است. آماره t به دست آمده برای β_1 کوچکتر از مقدار بحرانی ۱/۹۶ است که بیانگر عدم رابطه‌ای معنادار بین مالکیت متمرکز سهامداران عمده و نسبت سود تقسیمی و رد فرضیه سوم است. در این زمینه روزف (۱۹۸۲) نشان داد که پرداخت سود رابطه معکوس با نسبت مالکیت مدیریت، اما رابطه مستقیم با تعداد سهامداران عادی دارد. در مقایسه تروننگ و هینی (۲۰۰۷) نشان دادند که بزرگترین سهامداران بر سیاست تقسیم سودی که شرکت می‌پذیرد، تأثیر می‌گذارند و رابطه معکوسی میان بزرگترین سهامداران و پرداخت سود تقسیمی وجود دارد [۳۳].

سهامداران بر مدیران می‌شود. بنابراین، تمرکز مالکیت وابسته به نوع سهامداران (سهامداران داخلی، سهامداران نهادی) است. در این کشورها سیاست تقسیم سود را می‌توان ابزاری برای کاهش تعارض سهامداران جزء و عمده و دفاع از حقوق سهامداران جزء دانست.

در کشورهایی که حمایت از سرمایه‌گذاران قوی است، رابطه مثبتی میان حاکمیت شرکتی و پرداخت سودهای تقسیمی وجود دارد. در نتیجه، هنگامی که سهامداران توسط دولت‌ها یا توسط خود شرکت‌ها به خوبی حمایت شده‌اند، سرمایه به صورت کاراتری تخصیص می‌یابد [۲۹].

محدودیت‌های تحقیق

۱- یکی از محدودیت‌های این تحقیق، عدم امکان دسترسی به اطلاعات دقیق در مورد ترکیب مالکیت شرکتهاست. یادداشت‌های همراه صورت‌های مالی دربرگیرنده ترکیب سهامداران شرکت هاست که این اطلاعات معمولاً به شکل سلیقه‌ای و به شکلی ناهماهنگ ارائه می‌شود. سایر سهامداران، یک گروه و عنوان کلی است که اشخاص حقوقی و حقیقی نامتجانس در آن جای گرفته‌اند.

۲- در این تحقیق معیار سهامدار عمده، مالکیت ۵٪ سهام در نظر گرفته شد و در صورتی که درصد بالاتر یا پایین‌تر در نظر گرفته می‌شد، امکان دستیابی به نتایج متفاوت وجود داشت؛ ضمن آنکه اکثر قریب به اتفاق شرکت‌ها ملاک سهامداران عمده را ۵٪ در نظر گرفته بودند، و در صورت معیاری متفاوت، دستیابی به اطلاعات آن نیز مشکل می‌شد.

پراکندگی سهام باعث کنترل کمتری از جانب از آنجا که هزینه‌های نمایندگی را کاهش داده، امکان نظارت فعالتر سهامداران را بر عملکرد مدیران نیز فراهم می‌نماید. در بازار سهام ایران که دارای ساختار مالکیتی بسیار متمرکز است و قوانین جدی برای حمایت از حقوق سهامداران جزء در آن وجود ندارد، مالکیتی به غیر از مالکیت متمرکز تأثیر منفی بر کارایی دارد.

با توجه به اینکه یکی از مهمترین وظایف مدیران تصمیم‌گیری است، تصمیمات مدیران در زمینه‌های مختلفی، از جمله تصمیم‌گیری در مورد سرمایه‌گذاری‌ها و تقسیم سود می‌تواند در عملکرد آنها مؤثر باشد. بر اساس یافته‌های این تحقیق، عملکرد مالی شرکت بر مبنای ROA و Q توبین سیاست تقسیم سود را تحت تأثیر قرار می‌دهد. در چنین مواردی، اگر عملکرد بالا (پایین) باشد، نسبت پرداخت سود بالا (پایین) است. در واقع، سود تقسیمی تابعی از نسبت سودآوری و نقدینگی شرکت است که هر چقدر این عوامل بهتر شد، نسبت تقسیم سود بالاتر است و سود تقسیمی بالاتر نیز افزایش ثروت سهامداران را در قالب افزایش قیمت سهام در پی دارد.

در بررسی فرضیه سوم رابطه معناداری بین تمرکز مالکیت و سیاست تقسیم سود مشاهده نشد؛ یعنی می‌توان گفت سهامداران عمده تأثیری بر درصد سود پرداختی واحدهای تجاری نشان ندادند؛ حال آنکه در تحقیقات خارج از ایران بزرگترین سهامداران بر سیاست تقسیم سود شرکت اثر گذارده، این تأثیر

۴- جهانخانی، علی و پارسایان، علی. (۱۳۸۶).
مدیریت مالی. جلد اول، تهران: سمت.

۵- جهانخانی، علی و قربانی، سعید. (۱۳۸۴).
«شناسایی و تبیین عوامل تعیین‌کننده سیاست تقسیم سود در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران»، فصلنامه تحقیقات مالی، ش ۲۰، دانشکده مدیریت دانشگاه تهران.

۶- چالاک، پری. (۱۳۸۲). اثر سود حسابداری و جریان‌های نقدی عملیاتی بر تقسیم سود نقدی در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه تربیت مدرس تهران.

۷- حاجیان، نجمه. (۱۳۸۵). اثر افزایش سود تقسیمی بر رفتار سرمایه‌گذاران، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشکده حسابداری و مدیریت دانشگاه علامه طباطبایی تهران.

۸- حافظ‌نیا، محمدرضا. (۱۳۸۱). مقدمه‌ای بر روش تحقیق در علوم انسانی، تهران: سمت.

۹- حساس یگانه، یحیی و شهریاری، علیرضا. (۱۳۸۹). «بررسی رابطه بین تمرکز مالکیت و محافظه کاری در بورس اوراق بهادار تهران»، فصلنامه پژوهش‌های حسابداری مالی، ش ۴، دانشگاه اصفهان.
۱۰- خاکی، غلامرضا. (۱۳۷۸). روش تحقیق با رویکردی به پایان‌نامه نویسی، تهران: درایت.

۱۱- خالقی مقدم، حمید و برزیده، فرخ. (۱۳۸۲). «ارتباط بین رویکردهای مختلف در اندازه‌گیری عملکرد مالی شرکت‌ها»، فصلنامه مطالعات حسابداری، ش ۲، دانشکده حسابداری و مدیریت دانشگاه علامه طباطبایی.

۳- تعداد اندک شرکت‌های نمونه می‌تواند تعمیم نتایج تحقیق را تحت تأثیر قرار دهد.

۴- استفاده از سایر معیارهای عملکرد، مانند معیارهای بیرونی P/E و بازده سهام می‌تواند نتیجه تحقیق را تحت تأثیر قرار دهد.

پیشنهاد‌های تحقیق

در اینجا به پیشنهادهایی برای انجام تحقیقات آتی اشاره می‌شود:

۱- بررسی اثر تمرکز مالکیت بر عملکرد با در نظر گرفتن صنایع مختلف؛

۲- بررسی اثر مالکیت سهام مدیریتی و مالکیت سهام خانوادگی بر عملکرد شرکت؛

۳- بررسی سایر جوانب تمرکز مالکیت مانند بررسی اثر تمرکز مالکیت بر روی عواملی، چون مدیریت سود، کیفیت سود و ریسک با استفاده از معیارهای بیرونی و درونی عملکرد.

منابع

۱- احمدوند، ژیلا. (۱۳۸۵). بررسی تأثیر ساختار مالکیت بر عملکرد شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه الزهرا (س).

۲- پوریا نسب، امیر و تالانه، عبدالرضا. (۱۳۷۴). «خط‌مشی تقسیم سود و ارزشگذاری سهام»، فصلنامه تحقیقات مالی، سال اول، ش ۴، دانشکده مدیریت دانشگاه تهران.

۳- جهانخانی، علی. (۱۳۷۱). «آثار پرداخت سود سهام بر ارزش شرکت‌ها»، ماهنامه حسابداری، سال هشتم، ش ۹۳ و ۹۴.

- ۱۹- میدری، احمد. (۱۳۸۱). سازگاری انواع حکمرانی شرکتی با اقتصاد ایران، پایان‌نامه دکتری به راهنمایی دکتر ابوالقاسم مهدوی، دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران.
- 20- Baba, Naohiko. (2008). Increased Presence of foreign investors and dividend policy of Japanese Firms. *Pacific-Basin Finance Journal*, pp.135-150
- 21- Baker, H. Kent. Mukherjee, Tarun K. Paskelian, Ohannes George. (2006). How Norwegian managers view dividend policy. *Global Finance Journal*, Vol (17), pp. 155-176
- 22- Baker, H. Kent. Powell, Gary E. Veit, E Theodore. (2002). Revisiting the dividend puzzle Do all of the pieces now fit? *Review of Financial Economics*, Vol (11), pp. 241- 261
- 23- Claessens, Sthjn. Djankov, Simeon. (۱۹۹۹). Ownership concentration and Corporate Performance in the Czech Republic. *Journal of Comparative Economics*, Vol (27), pp. 498-513
- 24- Chen, Zhilan. Cheung, Yan-Leung. Stauraitis, Aris. Wong, Anita W.S. (2005). Ownership Concentration, Firms performance, and dividend policy in Hong Kong. *Pacific-Basic Financial Journal*, Vol (13), PP. 431-449
- 25- Demsetz, Harold. Villalonga, Belen. (2001). Ownership Structure and corporate performance. *Journal of corporate finance*, Vol (7), pp. 209-233
- 26- Frankfurter, George. Wood Jr, Bob G. (2002). Dividend policy theories and their empirical tests. *International Review of Financial Analysis*, Vol (11), pp. 111-138
- 27- Gursoy, Guner, Aydogan, Kursat. (2003). Equity Ownership Structure, Risk Taking, and Performance, An Emprical Investigation in Turkish Listed
- ۱۲- شریعت پناهی، سید مجید. (۱۳۸۰). اثر نوع مالکیت بر عملکرد مدیران شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، پایان‌نامه دکتری به راهنمایی دکتر حسین عبده تبریزی، دانشکده حسابداری و مدیریت دانشگاه علامه طباطبایی تهران.
- ۱۳- عامری، مریم. (۱۳۸۶). سیاست تقسیم سود و عوامل مؤثر بر آن در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران و رابطه آن با کیفیت سود، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه الزهرا (س).
- ۱۴- ماه‌آورپور، راضیه. (۱۳۸۶). بررسی اثرات تمرکز مالکیت بر عملکرد شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه الزهرا (س).
- ۱۵- مظلومی، نادر. (۱۳۸۲). رابطه عملکرد مدیریتی سرمایه‌گذاران نهادی با سهم مالکیت این نهادها در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، پایان‌نامه دکتری به راهنمایی دکتر حسین رحمان سرشت، دانشکده حسابداری و مدیریت دانشگاه علامه طباطبایی تهران.
- ۱۶- ملک محمدی، محمد رضا. (۱۳۸۱). «سیاست تقسیم سود»، مجله بورس، ش ۳۰، ص ۵۲.
- ۱۷- مهرانی، ساسان و تالانه، عبدالرضا. (۱۳۷۷). «تقسیم سود در شرکت‌ها»، ماهنامه حسابداری، سال دوازدهم، ش ۱۲۵.
- ۱۸- مهرانی، کاوه. (۱۳۸۳). رابطه سود هر سهم، سود تقسیمی و سرمایه‌گذاری، پایان‌نامه دکتری به راهنمایی دکتر نقی بهرام‌فر، دانشکده مدیریت دانشگاه تهران.

- on performance and Equity Ownership by Insiders Blockholders, and Institutions. *J.of Multi. Fin. Manage*, Vol (15), pp.171-191
- 32- Short, Helen. Zhang, Hao. Keasey, Kevin .(2002). The Link between dividend policy and institutional ownership. *Journal of Corporate Finance*, Vol (8), pp. 105-122
- 33- Troung, Thanh. Heany, Richard. (2007). Largest shareholder and dividend policy around the world. *The Quarterly Review Of Economics and Finance*, Vol (47), pp. 667-687
- 34- Xu, Xiaonian ph.D. Wang, Yan ph.D.(1999). Ownership Structure and corporate governance in Chinese Stok companies. *China Economic Reviw*, Vol (10), pp. 75-98
- companies. *Emerging Markrts Finance and Trade*, Vol (38), No. 38, pp. 6-25
- 28- Gutierrez, Luis H. Carlos. Pombo .(2008). Corporate ownership and control contestability in emerging Markets: The case of Colombia. *Journal of Economics and Business*, pp.235-266
- 29- Mitton, Todd .(2004). Corporate governance and dividend policy in emerging markets. *Emerging Markets Review*, Vol (5), pp. 406-426
- 30- Omran, Mohammad M. Bolbol, Ali. Fatheldin, Aytan .(2008). Corporate governance and firm performance in Arab equity markets: Dose ownership concentration matter?.,*International Review of Law Economics*, Vol (28), pp.32-45
- 31- Seifret, Bruno, Gonence, Halit. Wright, Jim. (2004). The international Evidence

مجله پژوهش‌های حسابداری مالی
سال سوم، شماره چهارم، شماره پیاپی (۱۰)، زمستان ۱۳۹۰
تاریخ وصول: ۸۹/۱۰/۶
تاریخ پذیرش: ۹۰/۵/۲
صص ۸۷-۱۰۲

تأثیر فرصت‌های رشد بر رابطه بین ساختار سرمایه، سود تقسیمی و ساختار مالکیت با ارزش شرکت

حسنعلی سینایی*، محمد سلگی^{۱*}، کامران محمدی***

* دانشیار مدیریت دانشگاه شهید چمران اهواز

** کارشناس ارشد مدیریت بازرگانی (گرایش مالی) دانشگاه شهید چمران اهواز

*** عضو هیات علمی دانشگاه آزاد اسلامی واحد کرمانشاه - مرکز روانسر

چکیده

هدف اصلی این تحقیق بررسی تأثیر فرصت‌های رشد بر رابطه‌ی بین ساختار سرمایه، سود تقسیمی و ساختار مالکیت با ارزش شرکت، در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در دوره‌ی زمانی ۱۳۸۷ - ۱۳۸۳ است. قبل از تجزیه و تحلیل داده‌ها آزمون‌های پایایی متغیرها، آزمون چاو و هاسمن به منظور تعیین مدل مناسب برای برآورد پارامترها و تأثیر متغیرهای مستقل بر متغیر وابسته استفاده شد. سپس، از طریق داده‌های ترکیبی و مدل اثرات ثابت فرضیه‌های تحقیق مورد آزمون قرار گرفت. نتایج تحقیق نشان می‌دهد بین ساختار سرمایه (اهرم) و سود تقسیمی با ارزش شرکت رابطه‌ی معنی‌داری وجود دارد و در حالت وجود فرصت‌های رشد، این رابطه‌ی منفی و معنی‌دار است اما، بدون فرصت‌های رشد، رابطه مثبت و معنی‌دار خواهد بود. همچنین، نتایج نشان داد که رابطه‌ی غیرخطی و معنی‌داری بین ساختار مالکیت و ارزش شرکت وجود داشته و فرصت‌های رشد تأثیر معنی‌داری بر این رابطه دارد.

واژه‌های کلیدی: فرصت‌های رشد، ساختار سرمایه، ساختار مالکیت، سود تقسیمی، ارزش شرکت

مقدمه

تعیین ارزش شرکت، از جمله عوامل مهم در فرآیند سرمایه‌گذاری است. ارزش هر شرکت با توجه به ارزش سهام آن قابل تعیین است. از این رو، سرمایه‌گذار با توجه به ارزش شرکت، اولویت خود را در سرمایه‌گذاری مشخص می‌کند. از جمله عوامل مؤثر بر ارزش سهام شرکت، تصمیم‌گیری‌های مالی (ساختار سرمایه و سیاست تقسیم سود) است. در دهه‌های اخیر، اهمیت و تاثیرگذاری تصمیم‌گیری‌های مالی بر ارزش شرکت، به یکی از موضوع‌های اصلی در پژوهش‌های دانشگاهی، تبدیل شده است. مودگیلیانی و میلر^۱ (۱۹۵۸) شالوده نظریه ساختار سرمایه را با فرض وجود بازار رقابت کامل و تعادل در بازار پی‌ریزی کردند. آنان با فرض بازار رقابت کامل و فرض نبود مالیات، هزینه‌های مبادلات، عدم تقارن اطلاعاتی و ... با این فرض که خط‌مشی سرمایه‌گذاری واحد اقتصادی ثابت است، به این نتیجه رسیدند که خط‌مشی تامین مالی واحد اقتصادی تاثیری بر ارزش جاری آن نخواهد داشت. این نظریه در طول زمان به نظریه نامربوط بودن ساختار سرمایه معروف شده است [۲۷]. در سال ۱۹۶۱ مودگیلیانی و میلر نظریه ساختار سرمایه را به خط‌مشی تقسیم سود نیز تعمیم دادند. آنان استدلال کردند تا زمانی که توزیع جریان‌های نقدی واحد اقتصادی ثابت است و با فرض عدم مالیات، انتخاب هر سیاست تقسیم سود، تاثیری بر ارزش جاری شرکت ندارد. اخیراً، پژوهش‌های انجام شده توسط محققان مختلف، از

جمله لوپز و ویسته^۲ (۲۰۱۰)، توره و همکاران^۳ (۲۰۰۷) و رودریگز^۴ (۲۰۰۰) تاثیر تصمیم‌گیری‌های ساختار سرمایه و تقسیم سود را با فرض وجود نقص و کاستی (مالیات‌ها، هزینه‌های مبادلات، عدم تقارن اطلاعاتی و هزینه‌های نمایندگی) در بازارهای سرمایه بررسی کرده‌اند. نتایج به دست آمده از این پژوهش‌ها، بیانگر تاثیرگذاری این تصمیمات بر ارزش شرکت بوده است [۲۲] [۳۵] [۳۲]. اعتباردهندگان و سهامداران می‌توانند از طریق چگونگی تامین سرمایه مورد نیاز، در شیوه تقسیم سود و تامین مالی واحد اقتصادی تاثیرگذار باشند. همچنین، تصمیم‌های ساختار سرمایه و تقسیم سود احتمالاً انگیزه‌های مدیران شرکت را تحت تاثیر قرار داده، باعث ارتقای عملکرد آنان خواهد شد و به طور کلی، ساختار سرمایه و سیاست تقسیم سود بر ارزش شرکت تاثیرگذار خواهد بود [۷] [۱۵] [۳۱].

توجه به پژوهش‌های صورت گرفته، بیانگر این مطلب است که رابطه بین ارزش شرکت و تصمیم‌گیری‌های مالی، به طور جدی مسأله و موضوع روز بازارهای مالی و سرمایه‌گذاران است، اما در بیشتر این پژوهش‌ها، تاثیر ساختار مالکیت در نظر گرفته نشده است. این عامل، به ویژه در ایران بسیار مهم است، زیرا می‌تواند باعث افزایش تضاد منافع بین سهامداران عمده (کنترل کننده شرکت) و سهامداران اقلیت در واحد اقتصادی شود که این تضاد منافع، یکی از تاثیرگذارترین عوامل در تعیین

^۲-Lopez and Vecente

^۳-Torre et al

^۴-Rodrigues

^۱- Modigliani and Miller

سیاست تقسیم سود و تنظیم اهرم مالی است. همچنین، وجود عامل مهم دیگری که فرصت رشد است و در شرکت‌های ایرانی در حال توسعه معنی‌دار است، در این تحقیق وارد و در مجموع در تحقیق حاضر، تاثیرگذاری فرصت‌های رشد بر رابطه بین ساختار سرمایه، سود تقسیمی و ساختار مالکیت با ارزش شرکت، بررسی شده است.

مبانی نظری و پیشینه‌ی پژوهش

الف) فرصت‌های رشد و ساختار سرمایه (اهرم): تامین مالی از طریق بدهی، یکی از عوامل مهم در تصمیم‌های سرمایه‌گذاری در سطح خرد و کلان است [۱] [۱۴] [۳۰]. بدهی شرکت با فرض در دسترس بودن فرصت‌های رشد، می‌تواند یک نقش دو طرفه در ارزش شرکت ایفا کند که این نقش را می‌توان از طریق دو دیدگاه تئوری کسر سرمایه‌گذاری^۱ و سرمایه‌گذاری اضافی^۲ توضیح داد. دیدگاه کسر سرمایه‌گذاری نخستین بار از سوی مایرز (۱۹۹۷) مطرح شد و تاکید دارد که بالا بودن بدهی‌ها تاثیر منفی بر روی ارزش شرکت داشته، باعث تمایل مدیران به پروژه‌های سودآور سرمایه‌گذاری می‌شود [۲۹]. به دلیل اولویت دارندگان اوراق قرضه (اعتباردهندگان) نسبت به سهامداران در دریافت جریان‌های نقدی، مدیران می‌توانند اگر سود پروژه‌ها به سمت اعتباردهندگان باشد، پروژه‌های دارای خالص ارزش فعلی مثبت را از قبل تعیین کنند [۲۴].

بنابراین، می‌توان انتظار داشت که بین بدهی‌ها و ارزش شرکت، با فرض وجود فرصت‌های رشد رابطه‌ای منفی وجود داشته باشد. هرگاه شرکت دارای فرصت‌های رشد نباشد، از تئوری سرمایه‌گذاری اضافی که رابطه نزدیکی با جریان‌های نقدی آزاد دارد، استفاده می‌شود. این تئوری بر روی نتایج منفی ناشی از بالا بودن میزان جریان‌های نقدی تحت کنترل مدیران تاکید دارد [۱۸] [۱۹]. بنابراین، تامین مالی از طریق بدهی باعث حمایت از ارزش شرکت شده، عدم کارایی مدیران از طریق محدودیت دسترسی آنها به جریان‌های نقدی آزاد، کاهش می‌یابد. به بیان دیگر، طبق این دیدگاه، در حالت عدم فرصت‌های رشد، انتظار می‌رود بین بدهی‌ها و ارزش شرکت رابطه‌ی مثبت وجود داشته باشد [۲۱] [۳۴] [۳۳].

سینیایی و رضاییان (۱۳۸۴) در پژوهشی به بررسی تاثیر چهار ویژگی اندازه، سودآوری، فرصت‌های رشد و دارایی‌های مشهود شرکت، به عنوان مهمترین پارامترهای درون شرکتی مؤثر بر ساختار سرمایه شرکت‌ها پرداختند. نتایج تجزیه و تحلیل‌ها نشان داد که بین سودآوری، فرصت‌های رشد و دارایی‌های مشهود شرکت با اهرم مالی رابطه معکوس و معنی‌دار، اما بین اندازه شرکت و اهرم مالی رابطه مثبت و معناداری وجود دارد [۱]. یحیی زاده‌فر و همکاران (۱۳۸۹) در بررسی رابطه بین ویژگی‌های شرکت و ساختار سرمایه، به این نتیجه رسیدند که بین فرصت‌های رشد (نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری) و ساختار سرمایه، رابطه منفی و معناداری وجود دارد [۳]. نتایج تحقیق نوروش و یزدانی (۱۳۸۹) نشان داد که بین اهرم مالی و سرمایه‌گذاری

^۱- underinvestment theory

^۲-overinvestment theory

رابطه منفی و معنی‌داری وجود داشته، این رابطه در شرکت‌هایی که دارای فرصت‌های رشد بیشتری هستند، قوی‌تر است [۲].

ب) فرصت‌های رشد و سود تقسیمی: معمولاً شرکت‌هایی اقدام به تقسیم می‌کنند که نمی‌توانند سود خود را سرمایه‌گذاری نمایند. سود تقسیمی به سیاست سرمایه‌گذاری شرکت بستگی دارد. شرکت‌هایی که فرصت‌های سرمایه‌گذاری (رشد) سودآوری دارند، سود را به عنوان یک منبع تامین مالی تلقی می‌کنند [۱].

لانگ و لیتزن برگر^۱ (۱۹۸۹) و دی‌آنجلو و همکاران^۲ (۲۰۰۰) اعتقاد دارند تئوری پیام‌رسانی و تئوری جریان‌های نقدی آزاد، تا حد زیادی قادر است تاثیر تقسیم سود بر ارزش شرکت را، در حالت وجود یا عدم فرصت‌های رشد توضیح دهد. توضیح تئوری پیام‌رسانی در این رابطه، براساس تقارن اطلاعاتی بین مدیران و سرمایه‌گذاران است [۲۰] [۱۲]. نتیجه تحقیق لوپز و ویسته (۲۰۱۰) نشان داد که در حالت وجود فرصت‌های رشد، بین تقسیم سود و ارزش شرکت رابطه منفی وجود دارد. آنان معتقدند با فرض وجود تقارن اطلاعاتی و در حالت وجود فرصت‌های رشد (سرمایه‌گذاری)، تقسیم سود توسط شرکت می‌تواند باعث کاهش منابع داخلی، افزایش نیاز به منابع خارجی و در نهایت، کاهش ارزش شرکت شود. بنابراین، انتظار می‌رود که در حالت وجود فرصت‌های رشد، بین سود تقسیمی و ارزش شرکت، رابطه منفی وجود داشته باشد. نتیجه تحقیق لوپز و

ویسته (۲۰۱۰) نشان داد که در حالت عدم فرصت‌های رشد، بین تقسیم سود و ارزش شرکت رابطه مثبت وجود دارد [۲۲]. گورسوی و آی‌دوگان^۳ (۲۰۰۲) معتقدند طبق تئوری جریان‌های نقدی آزاد، سیاست تقسیم سود بیشتر باعث کاهش منابع وجوه تحت کنترل مدیران می‌شود. بنابراین، شرکت‌هایی که دارای فرصت‌های رشد نیستند، از طریق توزیع سود، قادر خواهند بود از هدر رفتن منابع کمیاب بنگاه اقتصادی جلوگیری کنند. بنابراین، در بنگاه اقتصادی فرصت‌های رشد ندارد، انتظار می‌رود ارزش شرکت با تقسیم سود دارای رابطه‌ای مثبت باشد [۱۱].

ج) فرصت‌های رشد و ساختار مالکیت: تاثیر ساختار مالکیت بر روی ارزش شرکت بر گرفته از تضاد منافع بین سهامداران است. کورو^۴ (۲۰۰۲) اعتقاد دارد وقتی که سهامداران عمده درصد مناسبی از سهام را در اختیار داشته باشند، می‌توانند سیاست‌های خود را بر شرکت تحمیل و منافع خصوصی را جذب نمایند. هرگاه حقوق کلیه سهامداران به طور یکسان رعایت نشود، تمرکز مالکیت در دست عده‌ای از سهامداران عمده افزایش می‌یابد [۱۰]. پژوهش‌های قبلی نشان داده است که سهامداران عمده (کنترل کننده) بر خلاف سهامداران اقلیت، به منظور بهبود عملکرد بنگاه اقتصادی بر روی مدیران نظارت و کنترل بیشتری دارند. جایش کومار^۵ (۲۰۰۴) در بررسی تاثیر ساختار مالکیت بر ارزش شرکت‌ها در

^۳- Gursoy and Aydogan

^۴- Cuervo

^۵- Jayesh Kumar

^۱- Lang and Litzengerger

^۲- DeAngelo et al

مدیریت و تأثیر منفی از طریق سلب مالکیت وجوه از سهامداران اقلیت) وجود داشته و همچنین، فرصت‌های رشد (منافع خصوصی) تأثیر معناداری بر این رابطه داشته باشد.

فرضیه‌های تحقیق

در راستای پاسخ به این سوال تحقیق که فرصت‌های رشد بر رابطه بین ساختار سرمایه، سود تقسیمی و ساختار مالکیت با ارزش شرکت، تأثیر دارد یا خیر، فرضیه‌هایی به شرح زیر تدوین شد:

فرضیه اصلی ۱. فرصت‌های رشد بر رابطه بین ساختار سرمایه (اهرم) و ارزش شرکت، تأثیر معناداری دارد.

فرضیه فرعی ۱. در شرکت‌های با فرصت‌های رشد، بین ساختار سرمایه و ارزش شرکت رابطه منفی و معناداری وجود دارد.

فرضیه فرعی ۲. در شرکت‌های بدون فرصت‌های رشد، بین ساختار سرمایه و ارزش شرکت رابطه مثبت و معناداری وجود دارد.

فرضیه اصلی ۲. فرصت‌های رشد بر رابطه بین سود تقسیمی و ارزش شرکت، تأثیر معناداری دارد.

فرضیه فرعی ۱. در شرکت‌های با فرصت‌های رشد، بین سود تقسیمی و ارزش شرکت رابطه منفی و معناداری وجود دارد.

فرضیه فرعی ۲. در شرکت‌های بدون فرصت‌های رشد، بین سود تقسیمی و ارزش شرکت رابطه مثبت و معناداری وجود دارد.

کشور هند به این نتیجه رسید که مدیران بیشترین تأثیر را بر عملکرد شرکت داشته، سهامداران خارجی و شرکت‌های هلدینگ به طور معناداری بر ارزش شرکت تأثیرگذار نیستند [۱۷]. سیفرت^۱ (۲۰۰۲) با بررسی کشورهای آلمان، انگلستان، ایالات متحده و ژاپن دریافت که وجود سهامداران عمده در ترکیب مالکیت شرکت با ارزش شرکت، رابطه معناداری دارد [۸]. فرث و همکاران^۲ (۲۰۰۲) در بررسی شرکت‌های چین به این نتیجه رسیدند که بین مکانیسم‌های کنترلی در راهبری شرکت‌ها و ارزش شرکت رابطه معناداری وجود دارد [۲۶]. آنلین چن و کائو^۳ (۲۰۰۵) ارتباط میان ساختار مالکیت، سرمایه‌گذاری و ارزش شرکت را برای ۵۰۰ شرکت نمونه تولیدی کره جنوبی بررسی کردند. براساس نتایج رگرسیون حداقل مربعات معمولی، ساختار مالکیت بر سرمایه‌گذاری و ارزش شرکت موثر بوده است [۶]. لویز و ویسنته (۲۰۱۰) معتقدند که فرصت‌های رشد در توانایی سهامداران عمده برای سلب مالکیت وجوه از سهامداران اقلیت، تأثیرگذار است. آنان در تحقیقی که به همین منظور انجام شد، به این نتیجه رسیدند که بین ساختار مالکیت و ارزش شرکت رابطه غیر خطی وجود داشته، فرصت‌های رشد باعث افزایش شدت این رابطه غیرخطی خواهند شد [۲۲]. با توجه به نتایج پژوهش‌های مشابه [۱۳] [۲۸] [۲۲] انتظار این است که بین ساختار مالکیت و ارزش شرکت رابطه غیرخطی (تأثیر مثبت به دلیل نظارت و کنترل

¹- Seifert

²- Firth et al

³-Anlin Chen and Kao

تعاریف متغیرهای تحقیق و روش محاسبه آنها

الف) متغیر وابسته: با توجه به رابطه نزدیک بین ارزش شرکت و فرصت‌های رشد [۱۶] [۵] شناسایی و ارزیابی فرصت‌های رشد یک جنبه اصلی این مطالعه است. اگر چه معیارهای متفاوتی، مانند نسبت‌های P/E^۱ و M/B^۲ را می‌توان برای تبیین فرصت‌های رشد به کار برد، اما آدام و گویال (۲۰۰۸) و لویز و ویسته (۲۰۱۰) اعتقاد دارند که نسبت M/B دارای بیشترین محتوای اطلاعاتی در ارتباط با فرصت‌های سرمایه‌گذاری است. بدین ترتیب، در این مطالعه معیار اصلی فرصت‌های رشد نسبت M/B است، زیرا این معیار هم یک شاخص کارآمد است و هم امکان مقایسه این مطالعه را با پژوهش‌های دیگر فراهم می‌کند. M/B برابر نسبت ارزش بازار شرکت به ارزش دفتری آن است. ارزش بازار شرکت برابر قیمت سهام شرکت در آخر سال در تعداد سهام منتشره و ارزش دفتری شرکت برابر ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام است. نسبت M/B بالاتر به معنی ارزش بالاتر به علت وجود فرصت‌های رشد خواهد بود و برعکس [۹].

ب) متغیر مستقل: در این مطالعه اهرم مالی، سیاست تقسیم سود و ساختار مالکیت متغیرهای مستقل هستند، که به صورت زیر محاسبه می‌شوند:

۱) اهرم مالی (LEV): برابر ارزش دفتری بدهی بلندمدت تقسیم بر ارزش دفتری کل دارایی‌هاست.

فرضیه اصلی ۳. فرصت‌های رشد بر رابطه غیرخطی بین ساختار مالکیت و ارزش شرکت، تاثیر معناداری دارد.

روش تحقیق

جامعه و نمونه‌ی آماری

جامعه آماری شامل شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران است. در این تحقیق، از روش نمونه‌گیری حذف سیستماتیک استفاده شده است. به عبارت دیگر، برای انتخاب نمونه آماری، شرایط زیر در نظر گرفته شده و کلیه شرکت‌های عضو جامعه آماری که دارای شرایط زیر بوده‌اند، بررسی شده‌اند. این شرایط عبارتند از:

۱- اطلاعات مالی شرکت برای دوره زمانی تحقیق موجود باشد.

۲- سال مالی آن‌ها منتهی به پایان اسفند ماه باشد.

۳- شرکت‌هایی که تا پایان سال ۱۳۸۳ در بورس اوراق بهادار پذیرفته شده باشند و نام شرکت در دوره مورد بررسی از بین شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران حذف نشده باشد.

۴- جزو شرکت‌های سرمایه‌گذاری (واسطه‌گری مالی) و بانک‌ها نباشد (به علت جریان وجوه نقد متفاوت).

با اعمال معیارهای فوق تعداد ۱۱۰ شرکت به عنوان نمونه انتخاب شدند و داده‌های مربوط به ۵ سال آنها (۱۳۸۳ الی ۱۳۸۷) از صورت‌های مالی و نرم افزار تدبیرپرداز استخراج گردید. برای تخمین مدل‌ها از نرم‌افزار Eviews استفاده شده است.

^۱ -Price-to-Earning

^۲ -Market to Book value

۲) سیاست تقسیم سود (DIV): به وسیله نسبت سود تقسیمی به حقوق صاحبان سهام معرفی می‌شود.

۳) ساختار مالکیت (C1): بخشی از سهام شرکت که تحت مالکیت سهامداران عمده قرار دارد. سهامداران عمده اشخاص حقیقی یا حقوقی هستند که حداقل ۵٪ از سهام شرکت را در دست دارند. همچنین، متغیر C2 از مجذور متغیر C1 به دست آمده، برای بررسی تاثیر غیر خطی احتمالی ساختار مالکیت استفاده می‌شود.

روش پژوهش

تحقیق حاضر از نظر هدف، از نوع تحقیقات کاربردی محسوب می‌شود. هدف تحقیقات کاربردی توسعه دانش کاربردی در زمینه خاصی است. همچنین، از نظر نحوه گردآوری داده‌ها، این تحقیق توصیفی و از آن جهت که به شناخت بیشتر شرایط موجود و یاری دادن به فرآیند تصمیم‌گیری می‌انجامد، از نوع همبستگی است.

ویژگی مشترک تجزیه و تحلیل‌های فرصت‌های رشد، تقسیم نمونه مورد مطالعه به دو یا چند گروه (براساس ارزش فرصت‌های رشد) است [۲۳] [۲۴]. با توجه به رابطه نزدیک ارزش شرکت و فرصت‌های رشد و به منظور تعدیل مزایای خصوصیات کاملاً متفاوت گروه‌ها و در جهت دادن تعداد کمی از مشاهدات، نمونه را به سه گروه تقسیم کردیم: گروه اول ۴۰ درصد از شرکت‌هایی هستند که بالاترین نرخ M/B را دارند (شرکت‌های دارای بیشترین فرصت رشد)؛ گروه دوم: ۴۰ درصد از

شرکت‌های دارای کمترین میزان M/B (شرکت‌های دارای کمترین فرصت رشد) و گروه سوم ۲۰ درصد شرکت مابین دو گروه قبلی هستند که از تجزیه و تحلیل حذف می‌شوند. در واقع، در این پژوهش تجزیه و تحلیل‌ها روی سه گروه از شرکت‌ها انجام شد و در هر مرحله یک مدل برآورد گردید. در مرحله اول، مدل با استفاده از داده‌های کل نمونه مورد مطالعه، در مرحله دوم، مدل با استفاده از داده‌های ۴۴ شرکت دارای بیشترین فرصت رشد و در مرحله سوم مدل با استفاده از داده‌های ۴۴ شرکت دارای کمترین فرصت رشد برآورد گردید.

به منظور ترکیب داده‌های سری زمانی و داده‌های مقطعی، در این تحقیق از روش داده‌های ترکیبی استفاده می‌کنیم. در روش داده‌های ترکیبی، متغیرها را هم در میان جامعه آماری (شرکت) و هم در طول زمان (سال) اندازه‌گیری می‌کنیم. به این ترتیب، با دو بعد سر و کار داریم: بعد زمان و بعد مقطع، که آن را داده‌های گروهی - زمانی^۱ نیز می‌گویند. در ساده‌ترین حالت فرض می‌کنیم رابطه رگرسیونی زیر برقرار است:

$$Y_{it} = \alpha + X_{it}\beta + U_{it}$$

که در آن α جمله ثابت، Y_{it} متغیر وابسته، X_{it} ماتریس متغیرهای مستقل و U_{it} جمله خطاست که می‌توان آن را به صورت زیر نوشت:

$$U_{it} = \mu_i + V_{it}$$

که μ_i تأثیرات فردی غیر قابل مشاهده و V_{it} باقیمانده است. در اینجا دو حالت پیش رو داریم:

^۱ -Longitudinal

دهنده عدم ارتباط متغیرهای مستقل و خطای تخمین و فرضیه H_1 نشان دهنده وجود ارتباط است.

H_0 : Random Effect

H_1 : Fixed Effect

در ادامه، با توجه به مطالب فوق، یک مدل رگرسیون چندگانه برای تبیین رابطه بین متغیرها به صورت زیر تعریف نمودیم:

مدل (۱)

$$(M/B)_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 LEV_{i,t} + \beta_2 DIV_{i,t} + \beta_3 C1_{i,t} + \beta_4 C1^2_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

$$LEV_{i,t} - \text{اهرم مالی}$$

$$DIV_{i,t} - \text{سود تقسیمی شرکت } i \text{ در دوره } t$$

$C1_{i,t}$ - بخشی از سهام شرکت که تحت مالکیت سهامداران عمده قرار دارد.

$C1^2_{i,t}$ - مجذور متغیر $C1$ که برای بررسی تاثیر غیر خطی احتمالی ساختار مالکیت استفاده می‌شود.

آزمون‌های پایایی متغیرهای تحقیق

قبل از تجزیه و تحلیل داده‌های تحقیق، پایایی متغیرهای پژوهش بررسی شد. پایایی متغیرهای پژوهش، به این معنی است که میانگین و واریانس متغیرها در طول زمان و کوواریانس متغیرها بین سال‌های مختلف ثابت بوده است. در نتیجه، استفاده از این متغیرها در مدل، باعث به وجود آمدن رگرسیون کاذب نمی‌شود. بدین منظور، از آزمون لوین، آزمون ایم، پسران و شین و آزمون دیکی فولر استفاده شده که نتایج این آزمون‌ها در نگاره ۱ ارائه شده است. همان‌طور که نگاره ۱ نشان می‌دهد، مقدار **P-value** برای همه متغیرها از ۰.۵٪ کمتر است،

نخستین حالت این است که آثار فردی غیر قابل مشاهده (μ_i) در مدل وجود نداشته باشد و جمله خطا فقط از جمله خطای باقیمانده (V_{it}) تشکیل شده باشد:

$$H_0 : \mu_1 = \mu_2 = \dots = \mu_i = 0$$

حالت دوم این است که آثار فردی غیر قابل مشاهده در مدل وجود دارد؛ به عبارتی:

حداقل یکی از μ_i ها مخالف صفر است H_1

به منظور آزمون فرضیه H_0 در مقابل H_1 از آزمون چاو استفاده می‌شود. فرض‌های این آزمون به صورت زیر بیان می‌شود:

H_0 : Pooled Model

H_1 : panel Model

فرض H_0 بر پایه عدم آثار فردی غیر قابل مشاهده است و فرض H_1 بر پایه وجود آثار فردی غیر قابل مشاهده قرار دارد. اگر فرض H_0 پذیرفته شود، به این معناست که مدل فاقد آثار فردی غیر قابل مشاهده است، بنابراین، می‌توان آن را از طریق مدل رگرسیون تلفیقی تخمین زد، اما اگر فرض H_1 پذیرفته شود، به این معنی خواهد بود که در مدل آثار فردی غیر قابل مشاهده وجود دارد.

اکنون باید آزمون شود که آیا این آثار فردی با متغیرهای توضیحی مدل همبستگی دارند یا خیر. بدین منظور، از آزمون هاسمن استفاده می‌شود. آزمون هاسمن بر پایه وجود یا عدم ارتباط بین خطای رگرسیون تخمین زده شده و متغیرهای مستقل مدل قرار دارد. اگر چنین ارتباطی وجود داشته باشد، مدل اثر ثابت و اگر این ارتباط وجود نداشته باشد، مدل اثر تصادفی کاربرد خواهد داشت. فرضیه H_0 نشان

بنابراین، همه متغیرهای پژوهش در دوره مورد بررسی در سطح پایا هستند.

نگاره ۱. آزمون پایایی متغیرهای تحقیق

| | | | | روش / متغیر | |
|---------|---------|--------|--------|-------------|------------------|
| C1 | DIV | LEV | M/B | آماره t | لوین، لو و چو |
| -۴/۳۰۵ | -۱۱۸/۵۸ | -۸۸/۵۹ | -۵۸/۳۴ | P-value | |
| ۰/۰۰۰ | ۰/۰۰۰ | ۰/۰۰۰ | ۰/۰۰۰ | آماره w | ایم، پسران و شین |
| -۱/۹۰۶ | -۲۵/۹۱ | -۱۷/۳۸ | -۲۲/۰۲ | P-value | |
| ۰/۰۰۰ | ۰/۰۰۰ | ۰/۰۰۰ | ۰/۰۰۰ | آماره chi | دیکی فولر |
| ۳۷۹/۲۱۶ | ۴۲۴/۷۸ | ۴۱۰/۵۹ | ۴۸۸/۳۵ | P-value | |
| ۰/۰۰۰ | ۰/۰۰۰ | ۰/۰۰۰ | ۰/۰۰۰ | | |

یافته‌های تحقیق شامل میانگین، انحراف معیار، میانه، کمترین و

در نگاره ۲ آمار توصیفی متغیرهای پژوهش بیشترین مقدار ارائه شده است.

نگاره ۲. آمار توصیفی

| C | DIV | LEV | M/B | |
|-------|-------|-------|--------|--------------|
| ۰/۷۲۰ | ۰/۳۳۴ | ۰/۱۰۶ | ۲/۴۸۲ | میانگین |
| ۰/۷۴۸ | ۰/۲۱۳ | ۰/۰۵۶ | ۱/۸۲۸ | میانه |
| ۰/۹۹۹ | ۹/۰۹۴ | ۰/۷۸۶ | ۱۴/۹۲۵ | بیشترین |
| ۰ | ۰ | ۰/۰۰۴ | ۰/۰۴۴ | کمترین |
| ۰/۱۹۸ | ۰/۵۹۳ | ۰/۱۲۱ | ۲/۱۷۴ | انحراف معیار |

قبل از نمایش نتایج تجزیه و تحلیل رگرسیون، با استفاده از آزمون برابری به وسیله طبقه‌بندی^۱، میانگین متغیرهای پژوهش بین دو زیر نمونه با هم مقایسه شد که نتایج آن در نگاره ۳ ارائه شده است.

نتایج نگاره ۲ نشان می‌دهد که از میان متغیرهای مورد بررسی، نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری که بیانگر فرصت‌های رشد است، بیشترین میانگین (میانه)، ۲/۴۸۲ (۱/۸۲۸) و اهرم مالی نیز کمترین میانگین (میانه)، ۰/۱۰۶ (۰/۰۵۶) را دارند. افزون بر این، انحراف معیار بیشتر فرصت‌های رشد (۲/۱۷۴) در مقایسه با دیگر متغیرها، بیانگر تغییرپذیری بیشتر این متغیر در دوره تحقیق است.

^۱ - Equality test by classification

نگاره ۳. آزمون مقایسه میانگین

| CI | | DIV | | LEV | | M/B | | متغیر |
|---------------|-------------|---------------|-------------|---------------|-------------|---------------|-------------|-----------|
| بدون فرصت رشد | با فرصت رشد | بدون فرصت رشد | با فرصت رشد | بدون فرصت رشد | با فرصت رشد | بدون فرصت رشد | با فرصت رشد | زیر نمونه |
| ۰/۷۲۰ | ۰/۷۷۱ | ۰/۱۷۳ | ۰/۵۵۱ | ۰/۱۰۰ | ۰/۱۲۶ | ۱/۱۷۳ | ۵/۳۰۶ | میانگین |
| (۱۴۳۸) | | (۱۴۳۸) | | (۱۴۳۸) | | (۱۴۳۸) | | Df |
| ۸/۹۸۵ | | ۴۰/۱۵۷ | | ۴/۴۰۵ | | ۹۶/۸۰۰ | | Value |
| ۰/۰۰۰ | | ۰/۰۰۰ | | ۰/۰۳۰ | | ۰/۰۰۰ | | p-value |

تعیین مدل مناسب برای تخمین مدل رگرسیون، از آزمون‌های چاو و هاسمن استفاده شد.

الف) آزمون چاو

آزمون چاو برای تعیین به‌کارگیری مدل آثار ثابت در مقابل تلفیق کل داده‌ها انجام گرفته که نتایج آن در نگاره ۴ نشان داده شده است.

همان‌طور که نگاره‌ی ۳ نشان می‌دهد، از نظر آماری تفاوت معناداری در اهرم شرکت، سیاست تقسیم سود و تمرکز مالکیت بین شرکت‌ها، با توجه به در دسترس بودن فرصت‌های رشد وجود دارد. به بیان دیگر، نتایج بیانگر این مطلب است که رابطه بین ساختار مالی و ساختار مالکیت با ارزش شرکت، تحت تاثیر فرصت‌های رشد قرار دارد. در ادامه برای

نگاره ۴. آزمون چاو

| نتیجه آزمون | p-value | درجه آزادی | آماره | آزمون آثار |
|----------------------|---------|------------|--------|------------|
| روش داده‌های تابلویی | ۰/۰۰۰ | -۴/۵۴۰ | ۱۴/۷۵۰ | F |
| | ۰/۰۰۰ | ۴ | ۵۶/۹۶۰ | کای اسکوئر |

ثابت در مقابل آثار تصادفی آزمون هاسمن استفاده شده است.

ب) آزمون هاسمن

نگاره ۵ نتایج آزمون هاسمن را نشان می‌دهد.

نتایج این آزمون نشان می‌دهد که مقدار آماره F برابر ۱۴/۷۵۰ و p-value برابر ۰/۰۰۰ است. بنابراین، فرض H_0 (مدل تلفیقی) تایید نمی‌شود. به بیان دیگر، آثار فردی یا گروهی وجود دارد و باید از روش داده‌های تابلویی برای برآورد مدل استفاده شود. در مرحله بعد برای تعیین استفاده از مدل آثار

نگاره ۵. آزمون هاسمن

| نتیجه آزمون | p-value | درجه آزادی | آماره کای اسکوئر | خلاصه آزمون |
|---------------|---------|------------|------------------|-------------|
| مدل آثار ثابت | ۰/۰۰۰ | ۴ | ۵۹/۰۳ | دوره تصادفی |

فرضیه‌ها، مدل آثار ثابت است. در مدل آثار ثابت، شیب رگرسیون در هر مقطع ثابت است و جمله ثابت از مقطعی به مقطع دیگر متفاوت است. هر چند اثر زمانی معنادار نیست، اما اختلاف معناداری میان مقطع‌ها وجود دارد و ضرایب مقطع‌ها با زمان تغییر نمی‌کند. یکی از روش‌های نشان دادن اثر مقطعی، استفاده از متغیرهای مجازی است. نگاره ۶ نتایج آزمون فرضیه‌های تحقیق را با استفاده از مدل آثار ثابت نشان می‌دهد.

همان‌طور که از نتایج نگاره مشهود است، مقدار **p-value** کمتر از ۱٪ است. بنابراین، فرضیه H_1 (مدل آثار ثابت) تایید می‌شود. این موضوع به معنی وجود ارتباط بین خطای رگرسیون تخمین زده شده و متغیرهای مستقل است. با توجه به نتایج آزمون چاو و آزمون هاسمن، مناسبترین روش برای برآورد پارامترها و آزمون فرضیه‌ها، مدل آثار ثابت است.

آزمون فرضیه‌های تحقیق

با توجه به نتایج آزمون چاو و آزمون هاسمن، مناسبترین روش برای برآورد پارامترها و آزمون

نگاره ۶. مدل آثار ثابت

| آماره‌های مدل | | | | C2 | | C1 | | DIV | | LEV | | متغیر مستقل |
|---------------|--------------------|----------|-------|---------|-------|---------|-------|---------|-------|---------|-------|---------------|
| D-W Stat. | Adj-R ² | Prob.(F) | F | P-Value | ضریب | P-Value | ضریب | P-Value | ضریب | P-Value | ضریب | |
| ۱/۹۵ | ۰/۲۴ | ۰/۰۰۰ | ۱۲/۵۴ | ۰/۰۰۴ | -۰/۷۹ | ۰/۰۰۳ | ۱/۴۳ | ۰/۰۰۰ | ۰/۶۴ | ۰/۰۰۹ | ۱/۶۸ | کل نمونه |
| ۱/۸۰ | ۰/۴۱ | ۰/۰۰۰ | ۲۰/۲۳ | ۰/۰۰۱ | -۸/۵۴ | ۰/۰۰۰ | ۱۳/۵۹ | ۰/۰۰۰ | -۲/۶۱ | ۰/۰۰۲ | -۱/۵۱ | با فرصت رشد |
| ۲/۰۰ | ۰/۲۷ | ۰/۰۰۰ | ۱۱/۵ | ۰/۰۰۰ | -۰/۹۵ | ۰/۰۰۲ | ۱/۰۳ | ۰/۰۰۰ | ۱/۰۸ | ۰/۰۰۳ | ۰/۲۵ | بدون فرصت رشد |

سطح خطای ۵٪ فرض همبستگی جملات اخلاص در هر چهار مدل رد می‌شود. ضریب تعیین تعدیل شده نیز، در سطح کل نمونه برابر ۰/۲۴، در شرکت‌های دارای فرصت رشد برابر ۰/۴۱ و در شرکت‌های بدون فرصت رشد برابر ۰/۲۷ است. مقدار ضریب تعیین بیانگر این موضوع است که مدل برآوردی چند درصد تغییرات متغیر وابسته را بیان می‌کند.

همان‌طور که از نتایج مشهود است، مقدار آماره F برای چهار مدل معنادار است. بنابراین، با ضریب اطمینان ۹۹ درصد می‌توان گفت که فرض صفر بودن همزمان ضریب همه متغیرها رد شده، در نتیجه مدل‌ها معنادار هستند. مقادیر آماره دورین-واتسن در سطح کل نمونه، شرکت‌های دارای فرصت رشد و شرکت‌های بدون فرصت رشد به ترتیب برابر ۱/۹۵، ۱/۸۰ و ۲/۰۰ است. بنابراین، می‌توان گفت که در

الف) تاثیر فرصت‌های رشد بر روی رابطه بین ساختار سرمایه و ارزش شرکت

نتایج نگاره ۶ نشان می‌دهد ساختار سرمایه تاثیر درخور توجهی بر ارزش شرکت در کل نمونه مورد مطالعه دارد، زیرا ضریب متغیر توضیحی اهرم مالی برابر $1/68$ و مقدار p -value آن برابر $0/009$ است که از نظر آماری برای کل نمونه معنادار است. در مرحله بعد نمونه براساس فرصت‌های رشد، به دو گروه شرکت‌های با فرصت‌های رشد و بدون فرصت‌های رشد تقسیم و تخمین‌های مربوطه دوباره انجام شد. وجود ضریب $-1/51$ و مقدار p -value $0/002$ برای شرکت‌های دارای فرصت‌های رشد، بیانگر این موضوع است که بین ساختار سرمایه (اهرم) و ارزش شرکت، در حالت وجود فرصت‌های رشد، رابطه منفی و معناداری وجود دارد. افزون بر این، نتایج تخمین در شرکت‌های بدون فرصت‌های رشد، نشان می‌دهد ضریب اهرم مالی $0/25$ و مقدار p -value $0/003$ است که بیانگر وجود رابطه مثبت و معنادار بین ساختار سرمایه و ارزش شرکت، در حالت عدم فرصت‌های رشد است. بنابراین، می‌توان گفت که ساختار سرمایه (اهرم) با ارزش شرکت رابطه معناداری داشته، این رابطه تحت تاثیر وجود یا عدم فرصت‌های رشد قرار دارد و فرضیه اول رد نمی‌شود.

ب) تاثیر فرصت‌های رشد بر روی رابطه بین سیاست تقسیم سود و ارزش شرکت

همان‌طور که از نتایج نگاره ۶ مشهود است، بین سیاست تقسیم سود و ارزش شرکت در سطح کل نمونه، رابطه مثبت و معناداری (ضریب متغیر

توضیحی تقسیم سود $0/64$ و p -value آن $0/000$) وجود دارد، اما پس از تقسیم نمونه براساس فرصت‌های رشد، در شرکت‌های دارای فرصت‌های رشد بین سیاست تقسیم سود و ارزش شرکت رابطه منفی و معنی‌دار (ضریب $-2/61$ و p -value $0/000$) و در شرکت‌های بدون فرصت‌های رشد رابطه مثبت و معنی‌دار (ضریب $1/08$ و p -value $0/000$) است. بنابراین، می‌توان گفت که سیاست تقسیم سود با ارزش شرکت رابطه معنادار داشته، این رابطه تحت تاثیر وجود یا عدم فرصت‌های رشد قرار دارد. بنابراین، فرضیه دوم تحقیق پذیرفته می‌شود.

ج) تاثیر فرصت‌های رشد بر روی رابطه بین ساختار مالکیت و ارزش شرکت

نتایج نگاره ۶ نشان می‌دهد رابطه غیرخطی (مثبت و منفی) بین تمرکز مالکیت و ارزش شرکت ($c_1=1/43$) و ($c_2=-0/79$) در سطح کل نمونه وجود دارد که در سطح 1% معنادار است. افزون بر این، پس از تقسیم شرکت‌ها بر اساس فرصت‌های رشد، در شرکت‌های دارای فرصت‌های رشد ($c_1=13/54$) و ($c_2=-8/54$) و شرکت‌های بدون فرصت‌های رشد ($c_1=1/03$) و ($c_2=-0/95$) این رابطه غیر خطی و معنی‌دار، همچنان حفظ می‌شود. به بیان دیگر، برای سطوح پایین تمرکز مالکیت ضریب مثبت و برای سطوح بالای تمرکز مالکیت ضریب منفی است. این یافته‌ها، فرضیه سوم مبنی بر اینکه فرصت‌های رشد بر رابطه غیرخطی ساختار مالکیت و ارزش شرکت تاثیرگذار است را رد نمی‌کند.

نتیجه‌گیری

در این تحقیق تأثیر وجود و عدم فرصت‌های رشد بر تأثیر ثانویه اهرم، سیاست تقسیم سود و تمرکز مالکیت بر ارزش شرکت، از طریق تجزیه و تحلیل داده‌های مالی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران و با استفاده از روش داده‌های ترکیبی بررسی شد. نتایج حاصل از آزمون فرضیه اول نشان داد بین ساختار سرمایه (اهرم) و ارزش شرکت، رابطه معنی‌داری وجود دارد. افزون بر این، در حالت وجود فرصت‌های رشد، این رابطه منفی و معنی‌دار است، اما در شرکت‌های بدون فرصت‌های رشد، رابطه مثبت و معنی‌دار خواهد بود. بنابراین، می‌توان گفت که رابطه‌ی معنی‌دار بین ساختار سرمایه و ارزش شرکت تحت تأثیر وجود یا عدم فرصت‌های رشد قرار می‌گیرد. همچنین، نتایج آزمون فرضیه دوم تحقیق بیانگر وجود رابطه معنی‌دار بین سیاست تقسیم سود و ارزش شرکت است، اما در شرکت‌های دارای فرصت‌های رشد، این رابطه منفی و معنی‌دار و در شرکت‌های بدون فرصت‌های رشد رابطه مثبت و معنی‌دار است. بنابراین، می‌توان گفت که سیاست تقسیم سود با ارزش شرکت رابطه معنی‌دار داشته، این رابطه تحت تأثیر وجود یا عدم فرصت‌های رشد قرار دارد. در نهایت، نتایج حاصل از آزمون فرضیه سوم نشان داد رابطه غیرخطی و معنی‌داری بین تمرکز مالکیت و ارزش شرکت وجود داشته، این رابطه برای شرکت‌های دارای فرصت‌های رشد و شرکت‌های بدون فرصت‌های رشد، ثابت باقی خواهد ماند. به طور کلی، یافته‌های تحقیق با استراتژی‌هایی مالی که شرکت‌ها باید در گذر از مراحل ورود و رشد در چرخه کسب و کار اتخاذ کنند، مطابقت دارد.

محدودیت‌های پژوهش

۱. در صورتی که قلمرو زمانی پژوهش برای دوره طولانی‌تری در نظر گرفته می‌شد، ممکن بود نتایج قابلیت تعمیم بیشتری داشته، لیکن در صورتی که سال‌های بیشتری برای انتخاب نمونه در نظر گرفته می‌شد، تعداد شرکت‌های عضو جامعه و نمونه آماری کاهش می‌یافت، که این امر موجب کاهش روایی پژوهش می‌گردید و امکان بررسی رابطه مذکور را با محدودیت مواجه می‌ساخت.

۲. اثر تورم و سایر متغیرهای اقتصادی بر ارقام صورت‌های مالی و رابطه بین متغیرهای پژوهش منظور نشده است.

پیشنهادها

۱- با توجه به نتایج تحقیق مبنی بر تأثیرگذاری فرصت‌های رشد بر رابطه بین ساختار سرمایه، سود تقسیمی و ساختار مالکیت با ارزش شرکت، به استفاده‌کنندگان و تحلیلگران مالی پیشنهاد می‌شود در تعیین ارزش شرکت و بررسی عملکرد آن فرصت‌های رشد موجود را مدنظر قرار دهند.

۲- به پژوهشگران پیشنهاد می‌شود که این پژوهش را با در نظر گرفتن اطلاعات شرکت‌های خارج از بورس و برای یک دوره زمانی طولانی‌تر تکرار نمایند تا نتایج قابلیت تعمیم بیشتری داشته باشند.

۳- در نهایت، استفاده از سایر معیارهای بیان شده برای اندازه‌گیری فرصت‌های رشد و ساختار سرمایه برای انجام پژوهش‌های آتی و مشابه پیشنهاد می‌گردد.

منابع

- Insiders, Blockholders and Institute". *Old Dominion University*.
- 9- Chen, M.-C., Cheng, S.-J. And Hwang, Y. (2005), "An empirical investigation of the relationship between intellectual capital and firms' market value and financial performance". *Journal of Intellectual Capital*, Vol. 6 No. 2, pp. 159-76.
- 10- Cuervo, A. 2002. "Corporate Governance Mechanisms: A Plea for Less Code of Good Governance and More Market Control" An International Review". 10, no. 2:
- 11- Gursoy, G., and K. Aydogan. 2002. "Equity Ownership Structure, Risk Taking, and Performance." *Emerging Markets Finance and Trade* 38, no. 6: 6-25.
- 12- DeAngelo, H.; L. DeAngelo; and D.J. Skinner. 2000. "Special Dividends and the Evolution of Dividend Signaling." *Journal of Financial Economics* 57, no. 3: 309-354.
- 13- Dyck, A., and L. Zingales. 2004. "Private Benefits of Control: An International Comparison." *Journal of Finance* 59, no. 2: 537-600.
- 14- Erol, T. 2004. "Strategic Debt with Diverse Maturity in Developing Countries." *Emerging Markets Finance and Trade* 40, no. 5: 5-24.
- 15- Fama, E., and K. French. 1998. "Taxes, Financing Decisions, and Firm Value." *Journal of Finance* 53, no. 3: 819-843.
- 16- Gordon, L.A., and M.D. Myers. (1998). "Tobin's Q and Overinvestment." *Applied Economics Letters* 5, no. 1: 1-4.
- 17- Jayesh Kumar.(2004)."Does Ownership Structure influence firm value?:Evidence from India",*Indira Gandhi Institute of Development Research*, India.
- 18- Jensen, M.C. 1986. "Agency Costs of Free Cash Flow, Corporate Finance, and Takeovers." *American Economic Review* 76, no. 2: 323-329.
- 19- Jensen. 1993. "The Modern Industrial Revolution, Exit, and the Failure of Internal
- ۱- سینایی، حسنعلی و رضاییان، علی. (۱۳۸۴). " بررسی تاثیر ویژگی‌های شرکت بر ساختار سرمایه"، پژوهشنامه علوم انسانی و اجتماعی، ش ۱۹، صص ۱۲۳-۱۴۸.
- ۲- نوروش، ایرج و یزدانی، سیما. (۱۳۸۹). "بررسی تاثیر اهرم مالی بر سرمایه‌گذاری در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران"، مجله پژوهش‌های حسابداری مالی، ش ۲، صص ۳۵-۴۸.
- ۳- یحیی زاده‌فر، محمود و شمس، شهاب‌الدین و متان، مجید. (۱۳۸۹). "رابطه ویژگی‌های شرکت با ساختار سرمایه آن در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران"، تحقیقات حسابداری، ش ۸، صص ۱۲۳-۱۳۸.
- 4- Abor, J, and N. Biekpe. 2007. "Small Business Reliance on Bank Financing in Ghana". *Emerging Markets Finance and Trade*, 43, no. 4: 93-102.
- 5- Adam, T., and V.K. Goyal. (2008). "The Investment Opportunity Set and Its Proxy Variables". *Journal of Financial Research*, 31, no. 1: 41-63.
- 6- Anlin Chen & Lanfeng Kao.(2005)."The conflict between agency theory and corporate control on managerial ownership: The evidence from Taiwan IPO performance". *International Journal of business*, 10(1).
- 7- Barclay, M., and C.W. Smith 1999. "The Capital Structure Puzzle: Another Look at the Evidence". *Journal of Applied Corporate Finance*, 12, no. 1: 8-20.
- 8- Bruce Seifert, Halit Gonence and Jim Wright (2002)."The international evidence on Performance and Equity Ownership by

- Entrenchment, and Growth.” *Journal of Economic Literature* 43, no. 3: 655–720.
- 29- Myers, S.C. 1997. “Determinants of Corporate Borrowing.” *Journal of Financial Economics* 5, no. 2: 147–175.
- 30- Reinhart, C.M. 2002. “Credit Ratings, Default, and Financial Crises: Evidence from Emerging Markets.” *World Bank Economic Review* 16, no. 2: 151–170.
- 31- Rizov, M. 2004. “Credit Constraints and Profitability: Evidence from a Transition Economy.” *Emerging Markets Finance and Trade* 40, no. 4: 63–83.
- 32- Rodrigues, D.A. 2000. “Os Investimentos no Brasil nos Anos 90: Cenários Setorial e Regional” [Capital Expenditures in Brazil in the 1990s: Industry and Regional Analysis]. *Revista do BNDES* 7, no. 13: 107–136 (available at www.bndes.gov.br)
- 33- Singh, M., and S. Faircloth. 2005. “The Impact of Corporate Debt on Long Term Investment and Firm Performance”. *Applied Economics*, 37, no. 8: 875–883.
- 34- Smith, C.W., and R. Watts. 1992. “The Investment Opportunity Set and Corporate Financing, Dividend, and Compensation Policies”. *Journal of Financial Economics*, 32, no. 3: 263–292.
- 35- Torre, A.; J.C. Gozzi; and S.L. Schmukler. (2007). “Capital Market Development : Whither Latin America?”. *Policy Research Working Paper Series*, no. 4156, World Bank, Washington, DC.
- Control Systems.” *Journal of Finance* 48, no. 3: 831–880.
- 20- Lang, L.H.P., and R.H. Litzenger. 1989. “Dividend Announcements: Cash Flow Signaling Versus Free Cash Flow Hypothesis.” *Journal of Financial Economics* 24, no. 1: 181–191.
- 21- Lang, L.H.P.; E. Ofek; and R.M. Stulz. 1996. “Leverage, Investment, and Firm Growth.” *Journal of Financial Economics* 40, no. 1: 3–29.
- 22- Lopez Iturriaga, Felix and Vecente Crisostomo (2010), “Do Leverage, Dividend Payout, and Ownership Concentration Influence Firms’ Value Creation?” *Emerging Markets Finance & Trade* / May–June 2010, Vol. 46, No. 3, pp. 80–94.
- 23- McConnell, J.J., and H. Servaes. 1990. “Additional Evidence on Equity Ownership and Corporate Value.” *Journal of Financial Economics* 27, no. 2: 595–612.
- 24- McConnell, J.J., and H. Servaes. (1995). “Additional Evidence on Equity Ownership and Corporate Value.” *Journal of Financial Economics* 27, no. 2: 595–612.
- 25- Miller, M.H., and F. Modigliani. (1961). “Dividend Policy, Growth, and the Valuation of Shares.” *Journal of Business* 34, no. 4: 411–433.
- 26- Michael Firth, Peter M.Y. Fung and Oliver M. Rui. (June 2002). “Simultaneous Relationship among Ownership, Corporate Governance and Financial performance”, Faculty of business and information systems, *Hong Kong Polytechnic University*, pp 3-5, 10-14.
- 27- Modigliani, F., and M.H. Miller. (1958). “The Cost of Capital, Corporation Finance, and the Theory of Investment.” *American Economic Review* 68, no. 3: 261–297.
- 28- Morck, R.; D. Wolfenzon; and B. Yeung. 2005. “Corporate Governance, Economic

مجله پژوهش‌های حسابداری مالی
سال سوم، شماره چهارم، شماره پیاپی (۱۰)، زمستان ۱۳۹۰
تاریخ وصول: ۸۹/۶/۲۲
تاریخ پذیرش: ۹۰/۹/۲۱
صص ۱۱۴-۱۰۳

بررسی محتوای اطلاعاتی عایدات حسابداری محافظه کارانه و غیرمحافظه کارانه

یونس بادآور نهندی*، قدرت‌اله طالب‌نیا**، مرتضی خانلاری***^۱

*استادیار دانشگاه آزاد اسلامی واحد تبریز

**استادیار دانشگاه آزاد اسلامی واحد علوم و تحقیقات تهران

***کارشناس ارشد حسابداری دانشگاه آزاد اسلامی واحد تبریز

چکیده:

تحقیق حاضر رابطه بین محافظه‌کاری در گزارشگری مالی و محتوای اطلاعاتی عایدات حسابداری را بررسی می‌کند. استفاده از درجات بالاتر قابلیت اتکا برای شناسایی و ثبت سودها و در مقابل، استفاده از درجات پایین‌تر قابلیت اتکا برای شناسایی و ثبت زیان‌ها محافظه‌کاری نامیده می‌شود. همچنین، توانایی عایدات برای تبیین بازده‌های بازار بیانگر محتوای اطلاعاتی عایدات حسابداری است. در این مطالعه برای اندازه‌گیری محافظه‌کاری از مدل باسو (۱۹۹۷) و برای اندازه‌گیری محتوای اطلاعاتی از مدل ایستون و هریس (۱۹۹۱) استفاده شده است. تحقیق حاضر از نوع کاربردی و جامعه آماری تحقیق، شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران است. ۷۶۴ مشاهده از ۱۴۵ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران به صورت شرکت-سال طی دوره زمانی ۱۳۸۰ تا ۱۳۸۷ انتخاب شده است. برای آزمون فرضیات تحقیق از مدل رگرسیون چند متغیره استفاده شده است. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که بین محتوای اطلاعاتی عایدات حسابداری و محافظه‌کاری رابطه غیرخطی برقرار است. همچنین، رابطه غیرخطی بین محافظه‌کاری و هزینه سرمایه شرکت یافت شد. واژه‌های کلیدی: محتوای اطلاعاتی، عایدات حسابداری، محافظه‌کاری.

مقدمه

کافی مورد توجه واقع شده‌اند" [۸]. در حالی که در بند ۱۸ فصل دوم مفاهیم نظری گزارشگری مالی ایران، محافظه‌کاری (احتیاط) به عنوان یک زیرویزگی کیفی برای قابلیت اتکا، این گونه تعریف شده است: "احتیاط عبارت است از کاربرد درجه ای از مراقبت که در اعمال قضاوت برای انجام برآورد در شرایط ابهام مورد نیاز است؛ به گونه‌ای که درآمدها یا دارایی‌ها بیشتر از واقع و هزینه‌ها و بدهی‌ها کمتر از واقع ارائه نشود" [۴].

در مورد محافظه‌کاری حسابداری، دو دیدگاه کاملاً متفاوت وجود دارد. برخی از محققان، محافظه‌کاری را برای استفاده‌کنندگان و تحلیلگران صورت‌های مالی مفید می‌دانند و برای آن نقش اطلاعاتی قائلند. برخی دیگر از محققان آن را به زیان تهیه‌کنندگان و استفاده‌کنندگان صورت‌های مالی قلمداد می‌کنند. به اعتقاد طرفداران دیدگاه اول، محافظه‌کاری باعث افزایش حجم اطلاعات گزارش شده در بازارهای اوراق بهادار و بهبود کیفیت اطلاعات ارائه شده از سوی مدیریت و کاهش منافع حاصل از مدیریت سود می‌شود. به طور کلی، طرفداران رویکرد محافظه‌کاری معتقدند که محافظه‌کاری موجب افزایش محتوای اطلاعاتی و کاهش عدم تقارن اطلاعاتی بین تهیه‌کنندگان صورت‌های مالی و استفاده‌کنندگان صورت‌های مالی می‌شود. در مقابل مخالفان رویکرد محافظه‌کاری معتقدند که محافظه‌کاری باعث کاهش کیفیت اطلاعات ارائه شده در صورت‌های مالی اساسی می‌شود و این امر می‌تواند زیان‌های هنگفتی برای سرمایه‌گذاران و سایر استفاده‌کنندگان از صورت‌های مالی به همراه داشته باشد [۵]. اکنون، با توجه به

اهداف گزارشگری مالی و مبانی حسابداری ایجاب می‌کند، اطلاعاتی که گزارشگری مالی فراهم می‌آورد، از ویژگی‌های معینی برخوردار باشد. یکی از این خصوصیات محافظه‌کاری است که از آن با عنوان احتیاط نیز یاد شده است. محافظه‌کاری از ویژگی‌های بارز گزارشگری مالی است که حداقل از ابتدای قرن بیستم تا کنون، کیفیتی چشمگیر و غالب در عرصه حسابداری و گزارشگری مالی بوده است [۸]. این که آیا محافظه‌کاری ویژگی مطلوب برای صورت‌های مالی است یا خیر، موضوعی دیرینه در ادبیات حسابداری است. از سوی دیگر، اطلاعات حسابداری زمانی دارای محتوای اطلاعاتی است که استفاده‌کنندگان از صورت‌های مالی آنها را در ارزیابی‌های خود مربوط و قابل اتکا تشخیص دهند [۱۱].

۲- بیان مسأله

در حسابداری سنتی «محافظه‌کاری» بر اساس پدیده عدم اطمینان قرار گرفته است [۱۰]. از نظر گیولی و هاین^۱، محافظه‌کاری عبارت است از انتخاب یک راهکار حسابداری تحت شرایط عدم اطمینان که در نهایت به ارائه کمترین دارایی‌ها و درآمدها بینجامد و کمترین اثر مثبت را بر حقوق صاحبان سهام داشته باشد [۸]. در بیانیه مفاهیم شماره ۲ هیات استانداردهای حسابداری مالی آمریکا، محافظه‌کاری این گونه تعریف شده است: "نشان دادن واکنش محتاطانه به وجود ابهام به منظور ایجاد اطمینان خاطر از اینکه ابهام و خطرهای احتمالی همراه با آن، در حد

¹ - Givoly & Hayn

دیدگاه‌های مطروحه در مورد محافظه‌کاری، این پرسش‌ها مطرح است: آیا اطلاعات حسابداری محافظه کارانه دارای محتوای اطلاعاتی برای همه استفاده‌کنندگان است؟ آیا تفاوتی در محتوای اطلاعاتی عایدات حسابداری محافظه کارانه و غیرمحافظه کارانه وجود دارد؟

۳- پیشینه تحقیق

۱-۳. تحقیقات خارجی

بلچندان و مهنرام^۱ [۱۲] به بررسی رابطه بین محافظه‌کاری و محتوای اطلاعاتی پرداختند. آنها محافظه‌کاری را به صورت جانبداری رو به پایین در ارزش‌های دفتری و عدم تقارن زمانی عایدات با استفاده از رویکرد بسط داده شده پنمن و ژانگ (۲۰۰۲) و باسو (۱۹۹۷) اندازه‌گیری کردند. آنها هیچ شواهدی را مبنی بر ارتباط محافظه‌کاری صعودی (مشروط یا نامشروط) با محتوای اطلاعاتی نزولی نیافتند. در واقع، آنها شواهدی یافتند که محافظه‌کاری نامشروط صعودی با سطح بالاتری از محتوای اطلاعاتی ارزش‌های دفتری مرتبط است. در مجموع، یافته‌های آنها بیانگر این است که نسبت دادن محتوای اطلاعاتی صعودی به محافظه‌کاری صعودی در حسابداری معقولانه نیست.

براون، هی و تیتیل^۲ [۱۴] با استفاده از نمونه‌هایی از شرکت‌های ۲۰ کشور، بررسی کردند که آیا محافظه‌کاری مشروط محتوای اطلاعاتی عایدات حسابداری را تحت تاثیر قرار می‌دهد؟ آنها دریافتند که ارتباط محافظه‌کاری مشروط با محتوای اطلاعاتی

عایدات حسابداری به سطح (استفاده از روش) تعهدی آن کشور بستگی دارد. در کشورهایی با سطح تعهدی بیشتر، محافظه‌کاری مشروط با محتوای اطلاعاتی رابطه مثبت دارد. نتایج آنها با این موضوع که محافظه‌کاری مشروط نقش قراردادی مفیدی در کاهش رفتار فرصت‌طلبانه مدیریت در استفاده از اقلام تعهدی دارد، سازگار است. هرچند، نتایج آنها بیانگر این است که مزایای محافظه‌کاری مشروط محیطی است (بستگی به شرایط دارد) و در کشورهایی با سطح تعهدی پایین‌تر مزیتی ندارد.

روی‌چادوری و واتز^۳ [۱۸] رابطه بین عدم تقارن زمانی سود و زیان و نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری را به عنوان معیارهای محافظه‌کاری شرطی و غیرشرطی، بررسی کردند. نتایج تحقیق بیانگر وجود یک رابطه منفی معنی‌دار بین این دو معیار سنجش محافظه‌کاری بود. همچنین آنها دریافتند هر چه دوره برآورد معیار عدم تقارن زمانی طولانی‌تر شود، این رابطه منفی کمتر می‌شود. آنها نشان داده‌اند که سطوح بالای محافظه‌کاری با تداوم زیان‌های اقلام خاصی ارتباط دارد.

بتی و دیگران^۴ [۱۳] و ژانگ^۵ [۱۹] به شواهدی دست پیدا کردند که اثبات می‌کرد محافظه‌کاری نقش موثری در قراردادهای بدهی دارد و محافظه‌کاری منافع مشترکی برای وام‌دهندگان و وام‌گیرندگان به وجود می‌آورد.

چن، لین و استرانگ^۶ [۱۵] دریافتند که محافظه‌کاری پیش‌رویدادی (محافظه‌کاری نامشروط

3- Roychowdhury & Watts

4- Beatty & et al.

5- Zhang

6- Chen, Lin & Strong

1- Balachandran & Mohanram

2- Brown & He & Teitel

دوره برآورد معیار عدم تقارن زمانی سود طولانی‌تر شود، این رابطه نیز قوی‌تر می‌شود.

رضازاده و آزاد [۳] به تبیین رابطه بین عدم تقارن اطلاعاتی بین سرمایه‌گذاران و میزان محافظه‌کاری در گزارشگری مالی با استفاده از اطلاعات مربوط به نمونه‌ای از شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی دوره ۱۳۸۱ تا ۱۳۸۵ پرداختند. آنها برای اندازه‌گیری عدم تقارن اطلاعاتی و محافظه‌کاری به ترتیب از دامنه تفاوت قیمت پیشنهادی خرید و فروش سهام استفاده کردند. نتایج تحقیق بیانگر وجود رابطه مثبت و معنی‌دار میان عدم تقارن اطلاعاتی بین سرمایه‌گذاران و سطح محافظه‌کاری اعمال شده در صورت‌های مالی است. علاوه بر این، نتایج تحقیق نشان می‌دهد که تغییر عدم تقارن اطلاعاتی بین سرمایه‌گذاران موجب تغییر در سطح محافظه‌کاری می‌شود.

حساس یگانه و شهریاری [۱] به بررسی رابطه بین تمرکز مالکیت و محافظه‌کاری پرداختند. نتایج تحقیق آن‌ها بیانگر وجود رابطه منفی معنادار میان تمرکز مالکیت و محافظه‌کاری است. این نتیجه‌گیری مطابق با فرضیات منافع شخصی و اتحاد استراتژیک و ناهماهنگ با فرضیه نظارت فعال است.

بهرامفر و حسنی [۲] به بررسی تاثیر ویژگی‌های هیأت مدیره بر میزان محافظه‌کاری پرداخته‌اند. یافته‌های آن‌ها گویای وجود رابطه مثبت و معنادار بین مالکیت اعضای هیأت مدیره و محافظه‌کاری و نیز رابطه منفی و معنادار بین نسبت اعضای غیرموظف هیأت مدیره و محافظه‌کاری است.

مهرانی، حلاج و حسنی [۹] به بررسی محافظه‌کاری در سود حسابداری و رابطه آن با ارقام

یا ترازنامه) با اطلاعات حسابداری با کیفیت بالاتر و هزینه سرمایه پایین‌تر و محافظه‌کاری پس‌رویدادی (محافظه‌کاری مشروط یا عایدات) با اطلاعات حسابداری با کیفیت پایین‌تر و هزینه سرمایه بالاتر در ارتباط هستند.

کوسنیدیس، لاداس و نگاکیس^۱ [۱۷] به بررسی محتوای اطلاعاتی عایدات پرداختند. نتایج تحقیق آنها نشان دهنده این است که یک رابطه غیرخطی بین گزارشگری محافظه‌کارانه و میزان مربوط بودن عایدات وجود دارد، به ویژه میزان مربوط بودن با گرایش از شرکت‌های کمتر محافظه‌کار به سمت شرکت‌های نیمه محافظه‌کار افزایش و با گرایش به سمت شرکت‌های بیشتر محافظه‌کار کاهش می‌یابد.

کیم و پوزنر [۱۶] مزایای اطلاعاتی محافظه‌کاری مشروط برای سهامداران را بررسی کردند. نتایج تحقیق بیانگر وجود ارتباط بین محافظه‌کاری مشروط جاری بالاتر با احتمال پایین‌تر اخبار بد آتی است. همچنین، آنها به شواهد ضعیفی از واکنش قوی‌تر (ضعیف‌تر) بازار سهام به اخبار خوب (بد) عایدات شرکت‌های با محافظه‌کاری مشروط دست یافتند.

۲-۳. تحقیقات داخلی

کردستانی و امیریگی لنگرودی [۶] به بررسی رابطه عدم تقارن زمانی سود و نسبت ارزش بازار به دفتری سهام (MTB) به عنوان معیار شناخته شده‌ای از محافظه‌کاری پرداخته‌اند. نتایج تحقیق آنها بر وجود رابطه‌ای منفی بین عدم تقارن زمانی سود و نسبت MTB به عنوان دو معیار سنجش محافظه‌کاری دلالت دارد که از نظر آماری معنی‌دار است. هر چه

۵- روش تحقیق و تجزیه و تحلیل اطلاعات

از آنجا که تحقیق حاضر اثر محافظه‌کاری بر محتوای اطلاعاتی را بررسی می‌کند، از نوع تحقیق پس-رویدادی (علی-مقایسه‌ای) است. اطلاعات مبانی نظری و تئوریک تحقیق به صورت کتابخانه‌ای و با استفاده از کتب و مقالات فارسی و لاتین جمع‌آوری شده است و اطلاعات لازم برای آزمون فرضیه تحقیق از منابع مختلفی، از جمله سایت بورس، سایت مدیریت پژوهش، توسعه و مطالعات اسلامی، سایت پژوهشگاه اطلاعات و مدارک علمی ایران و نرم افزارهای ره آورد نوین و تدبیرپرداز استخراج شد، که پس از انتقال به صفحه گسترده EXCEL پردازش شده است. در ضمن، برای آزمون فرضیه تحقیق، از نرم‌افزار SPSS.17 استفاده شده است.

باسو^۱ (۱۹۹۷)، استفاده از درجات بالاتر قابلیت اتکا برای شناسایی و ثبت سودها و اخبار خوشایند (افزایش ارزش) و در مقابل، استفاده از درجات پایین تر قابلیت اتکا برای شناسایی و ثبت زیان‌ها و اخبار ناخوشایند (کاهش ارزش) را محافظه‌کاری نامیده است [۸].

در این تحقیق، برای محاسبه میزان محافظه‌کاری و تفکیک شرکت‌ها به شرکت‌های با محافظه‌کاری بالا (HC)، متوسط (MC) و پایین (LC) از مدل باسو (۱۹۹۷) استفاده شده است که به شرح زیر است:

$$\frac{EPS_{i,t}}{P_{i,t-1}} = \beta_0 + \beta_1 DT_{i,t} + \beta_2 Ret_{i,t} + \beta_3 RetDT_{i,t} + \beta_4 EPS_{i,t} + \beta_5 Ret_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

تعهدی پرداختند. نتایج تحقیق آنها حاکی از این است که سود حسابداری حدود ۳/۶۶ مرتبه نسبت به بازده منفی سهام حساس‌تر از بازده مثبت سهام است و حدود ۷۸ درصد از عدم تقارن زمانی در سود حسابداری توسط ارقام تعهدی توضیح داده می‌شود. مشایخی، محمدآبادی و حصارزاده [۷] به بررسی رابطه محافظه‌کاری با میزان توزیع سود و پایداری آن پرداختند. یافته‌های آنها با استفاده از داده‌های ۹۸ شرکت عضو بورس اوراق بهادار تهران طی دوره زمانی ۱۳۷۹-۱۳۸۵ نشان می‌دهد که با افزایش محافظه‌کاری توزیع سود سهام کاهش می‌یابد. همچنین، شواهد متقاعدکننده‌ای که حاکی از کاهش پایداری سود همزمان با افزایش محافظه‌کاری، باشد وجود ندارد.

۴- فرضیه تحقیق

الزام به کارگیری رویه‌های محافظه‌کارانه در متن استانداردها، بیش از هر چیز ناشی از توجه به قابلیت اتکای اطلاعات ارائه شده در گزارش‌های مالی و برخورد محتاطانه با ابهامات محیط اقتصادی پیرامون واحد تجاری است. بحثی که همواره در متون حسابداری مطرح بوده، آن است که آیا توجه به اعمال رویکردهای محافظه‌کارانه با محتوای اطلاعاتی گزارش‌های مالی ارتباط دارد؟ برای پاسخ دادن به این سوال و تعیین رابطه محافظه‌کاری و محتوای اطلاعاتی فرضیه زیر مطرح شده است:

فرضیه تحقیق: بین میزان محافظه‌کاری و محتوای اطلاعاتی عایدات حسابداری ارتباط وجود دارد.

بیانگر مقدار متوسط هزینه سرمایه شرکت‌ها طی دوره زمانی مورد آزمون است.

خصوصیات کیفی اصلی مرتبط با محتوای اطلاعات، مربوط بودن و قابل اتکا بودن است. فرانسیس و شیپر^۱ (۲۰۰۵) محتوای اطلاعاتی عایدات حسابداری را توانایی عایدات برای تبیین بازده‌های بازار تعریف می‌کنند [۱۶].

برای تخمین محتوای اطلاعاتی عایدات حسابداری از مدل ایستون و هریس^۲ (۱۹۹۱) استفاده می‌شود که به شرح زیر است:

$$Re\ t_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 \frac{EPS_{i,t}}{P_{i,t-1}} + \alpha_2 \frac{\Delta EPS_{i,t}}{P_{i,t-1}} + \alpha_3 Re\ tm_t + \alpha_4 EPSm_t + \alpha_5 \Delta EPSm_t + \varepsilon_{i,t}$$

که در آن $\Delta EPS_{i,t}$ تغییرات عایدات هر سهم شرکت i بین دو مقطع زمانی $t-1$ و t و $\Delta EPSm_t$ میانگین مقطعی تغییرات عایدات هر سهم است و بقیه متغیرها طبق تعاریف قبلی هستند. مدل ایستون و هریس برای هر یک از پرتفوی‌های محافظه‌کاری به طور جداگانه تخمین زده می‌شوند. ضریب α_1 حاصل از مدل ایستون و هریس برای تمام مشاهدات و هر پرتفوی نشان دهنده محتوای اطلاعاتی آنهاست.

فرانسیس و شیپر (۱۹۹۹) استدلال کردند که محتوای اطلاعاتی عایدات با استفاده از معنی‌داری ارتباط آماری عایدات با بازده تقریب می‌شود که با استفاده از آماره t ضرایب عایدات و تغییر در متغیرهای عایدات و میزان نیکوئی برآزش مرتبط (یعنی R^2 تعدیل شده) اندازه‌گیری می‌شود.

که در آن $EPS_{i,t}$ سود هر سهم شرکت i در سال t ؛

$P_{i,t-1}$ قیمت سهام شرکت i در ابتدای دوره t ؛ $DT_{i,t}$ متغیر موهومی است که اگر بازده شرکت i در سال t منفی باشد، مقدار یک و در غیر این صورت صفر را اختیار می‌کند؛

$Ret_{i,t}$ بازده سهام مرکب سالانه شرکت i در سال t و

$RetDT_{i,t}$ بازده سهام ضرب در DT موهومی مربوط است، (اگر بازده‌ها منفی باشند $RetDT_{i,t} = Ret_{i,t}$ در غیر این صورت صفر).

به دلیل اینکه استفاده از شرکت‌های بیشتر و سال‌های کمتر به وابستگی مقطعی در داده‌ها منجر می‌شود، از متغیرهای $EPSm_t$ و $Retm_t$ که به ترتیب میانگین‌های مقطعی سود هر سهم (EPS) و بازده سهام (Ret) هستند، به عنوان متغیر کنترلی استفاده شده است.

در مدل محافظه‌کاری با سو فرض بر این است که خبرهای منفی (بازده‌های منفی) سریعتر از خبرهای مثبت (بازده‌های مثبت) در عایدات شناسایی می‌شود. در مدل با سو β_3 ، قدرت تبیینی اضافی بازده‌های منفی نسبت به بازده‌های مثبت برای عایدات را اندازه‌گیری می‌کند و از این رو، به عنوان معیار محافظه‌کاری استفاده می‌شود.

مطابق با تعریف با سو، هر چقدر سطح محافظه‌کاری بیشتر باشد، عدم تقارن در شناخت خبرهای بد در مقابل خبرهای خوب بیشتر خواهد بود. بنابراین، هر چه سطح محافظه‌کاری بیشتر باشد، مقدار ضریب β_3 بیشتر خواهد بود. نهایتاً مطابق مشاهدات پوپ و والکر (۱۹۹۹)، عرض از مبدأ β_0

آنها در تحقیق می‌تواند تاثیر نامطلوب بر نتایج تحقیق داشته باشد.

۳- شامل شرکت‌های سرمایه‌گذاری و بانک‌ها به سبب ماهیت خاص آنها نباشد.

۴- کلیه داده‌های مورد نیاز برای محاسبه متغیرهای مستقل و وابسته تحقیق برای دوره زمانی تحقیق (از ابتدای سال ۱۳۸۰ لغایت انتهای سال ۱۳۸۷) موجود باشد.

۵- هر یک از شرکت‌های نمونه حداقل دارای چهار مشاهده باشند. این امر به منظور دستیابی به میزان محافظه‌کاری قابل اتکاست.

پس از اعمال محدودیت‌های فوق، نمونه نهایی تحقیق شامل ۱۴۵ شرکت با ۷۶۴ شرکت-سال مشاهده تعیین شده است.

۷- تجزیه و تحلیل یافته‌ها

آمار توصیفی صرفاً به توصیف جامعه می‌پردازد و هدف آن محاسبه پارامترهای جامعه است. در این بخش کمیت‌های آماری متغیرها بر اساس مدل‌های استفاده شده بیان می‌شود. این کمیت‌ها شامل میانگین، میانه، انحراف معیار، کوچکترین و بزرگترین داده و مجموع داده‌هاست.

برای آزمون فرضیه تحقیق ابتدا مدل باسو (۱۹۹۷) برای هر شرکت-سال برآزش می‌شود. سپس با استفاده از ضرایب به دست آمده، شرکت‌های نمونه با توجه به مقدار ضریب β_3 ، به عنوان معیار محافظه‌کاری، به طور جداگانه به سه پرتفوی محافظه‌کاری بالا، متوسط و پایین تقسیم می‌شوند. پس از آن محتوای اطلاعاتی عایدات حسابداری هر یک از پرتفوی‌ها با استفاده از مدل ایستون و هریس (۱۹۹۱) محاسبه شده، سپس آزمون‌های رگرسیون برای مطالعه اثر محافظه‌کاری بر محتوای اطلاعاتی عایدات حسابداری صورت می‌پذیرد.

۶- جامعه آماری و نمونه آماری

جامعه آماری این تحقیق کلیه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران تعیین و نمونه آماری به روش حذفی بر اساس شرایط زیر انتخاب شده است:

- دوره مالی شرکت‌ها منتهی به تاریخ ۲۹ اسفند هر سال باشد و طی قلمرو زمانی تحقیق سال مالی خود را تغییر نداده باشند.
- معامله بر روی سهام آن‌ها بیش از ۳ ماه دچار وقفه نشده باشد، زیرا محاسبه متغیرهای مورد مطالعه مرتبط با بازار در مورد شرکت‌های مزبور و استفاده از

نگاره ۱: آمار توصیفی مربوط به متغیرهای استفاده شده در آزمون فرضیه‌ها

| متغیر | تعداد مشاهدات | میانگین Mean | میانه Median | انحراف معیار Std.D. | حداقل Min. | حداکثر Max. | مجموع Sum |
|---|---------------|--------------|--------------|---------------------|------------|-------------|-----------|
| EPS _{i,t} | ۷۶۴ | ۱۰۴۳ | ۷۴۱/۵ | ۱/۰۶ | -۲۷۹۹ | ۹۰۶۷ | ۷۹۶۶۵۲ |
| P _{i,t-1} | ۷۶۴ | ۸۲۰۸ | ۵۲۳۶/۵ | ۱/۰۲ | ۶۷۱ | ۸۸۱۰۰ | ۶۲۷۱۱۶۵ |
| EPS _{i,t} /P _{i,t-1} | ۷۶۴ | ۰/۱۵۸۹ | ۰/۱۴ | ۰/۱۷ | -۲/۸۲ | ۰/۸۳ | ۱۲۱/۴۰ |
| Δ EPS _{i,t} /P _{i,t-1} | ۷۶۴ | -۰/۳۳۱ | -۰/۰۸۲ | ۰/۲۹ | -۵/۸۷ | ۱/۰۴ | -۲۵/۳۲ |
| Ret | ۷۶۴ | ۰/۳۴۴ | ۰/۱۲۵ | ۰/۸۳ | -۰/۸۲ | ۶/۵۸ | ۲۶۲/۸۳ |

ترتیب برای دو پرتفوی با محافظه‌کاری پایین و بالا و انتخاب ۴۰٪ باقیمانده برای پرتفوی با محافظه‌کاری متوسط صورت پذیرفت. کل نمونه شامل ۱۴۵ شرکت با ۷۶۴ مشاهده است. پرتفوی محافظه‌کاری بالا شامل ۴۳ شرکت با ۲۳۲ مشاهده، پرتفوی محافظه‌کاری متوسط شامل ۵۹ شرکت با ۳۰۹ مشاهده و پرتفوی محافظه‌کاری پایین شامل ۴۳ شرکت با ۲۲۳ مشاهده است. نتیجه برآورد مدل باسو (۱۹۹۷) در نگاره ۲ ارائه شده است.

$EPS_{i,t}$: سود هر سهم، $P_{i,t-1}$: قیمت ابتدای دوره، $EPS_{i,t}/P_{i,t-1}$: نسبت سود هر سهم بر قیمت سهام، $\Delta EPS_{i,t}/P_{i,t-1}$: نسبت تغییرات سود هر سهم بر قیمت سهام، Ret : بازده. با استفاده از مدل باسو میزان محافظه‌کاری (β_3) هر شرکت محاسبه شد و شرکت‌های نمونه مطابق با سطح محافظه‌کاری آنها به سه پرتفوی تقسیم شدند. به پیروی از بلچندران و مهنرام (۲۰۰۶)، گروه‌بندی به صورت انتخاب پایین‌ترین و بالاترین ۳۰٪ به

نگاره ۲: نتایج حاصل از تخمین مدل باسو (۱۹۹۷)

| $\frac{EPS_{i,t}}{P_{i,t-1}} = \beta_0 + \beta_1 DT_{i,t} + \beta_2 Ret_{i,t} + \beta_3 RetDT_{i,t} + \beta_4 EPSm_t + \beta_5 Retm_t + \varepsilon_{i,t}$ | | | | | | | | | | | | |
|--|---------|-----------|---------|---------|-----------|---------|---------|-----------|----------------|---------|-----------|--------------------|
| HC | | | MC | | | LC | | | تلفیقی (تجمعی) | | | متغیرهای توضیحی |
| P-value | t آماره | β_i | P-value | t آماره | β_i | P-value | t آماره | β_i | P-value | t آماره | β_i | |
| ۰/۰۴ | ۲/۰۸ | ۰/۰۹ | ۰/۰۲ | ۲/۲۹ | ۰/۰۹ | ۰/۸۲ | ۰/۲۳ | ۰/۰۲ | ۰/۰۴ | ۲/۰۹ | ۰/۰۷ | (β_0) |
| ۰/۵۶ | ۰/۵۸ | ۰/۰۶ | ۰/۲۹ | -۱/۰۷ | -۰/۰۸ | ۰/۰۵ | -۱/۹۶ | -۰/۱۹ | ۰/۱۱ | -۱/۶۱ | -۰/۰۸ | (β_1)DT |
| ۰/۳۲ | ۰/۹۹ | ۰/۰۸ | ۰/۰۰ | ۶/۳۱ | ۰/۳۶ | ۰/۰۰ | ۳/۲۴ | ۰/۲۵ | ۰/۰۰ | ۵/۹۵ | ۰/۲۵ | (β_2)Ret |
| ۰/۰۰ | ۴/۶۲ | ۰/۴۳ | ۰/۰۰ | ۳/۱۰ | ۰/۲۱ | ۰/۱۴ | -۱/۴۸ | -۰/۱۴ | ۰/۰۲ | ۲/۳۷ | ۰/۱۲ | (β_3)RetDT |
| ۰/۰۶ | ۱/۹۲ | ۰/۱۷ | ۰/۰۰ | ۳/۱۵ | ۰/۲۳ | ۰/۱۸ | ۱/۳۶ | ۰/۱۳ | ۰/۰۰ | ۳/۲۶ | ۰/۱۷ | (β_4)EPSm |
| ۰/۰۶ | -۱/۸۷ | -۰/۱۸ | ۰/۰۰ | -۳/۴۱ | -۰/۲۵ | ۰/۴۵ | -۰/۷۵ | -۰/۰۸ | ۰/۰۰ | -۲/۸۳ | -۰/۱۵ | (β_5)Retm |
| ۰/۱۸۷ | | | ۰/۳۱۱ | | | ۰/۱۱۰ | | | ۰/۱۵۱ | | | R^2 |
| ۰/۱۶۹ | | | ۰/۳۰۰ | | | ۰/۰۹۰ | | | ۰/۱۴۵ | | | R^2 تعدیل شده |
| ۱/۸۹۲ | | | ۱/۷۱۵ | | | ۱/۷۹۶ | | | ۱/۸۱۳ | | | D-W |
| ۰/۰۰۰ | ۱۰/۴۰۳ | ۰/۰۰۰ | ۰/۰۰۰ | ۲۷/۳۸۸ | ۰/۰۰۰ | ۰/۰۰۰ | ۵/۳۶۸ | ۰/۰۰۰ | ۰/۰۰۰ | ۲۶/۹۳۳ | ۰/۰۰۰ | P-Valve F |

نگاره ۳: نتایج حاصل از تخمین مدل ایستون و هریس (۱۹۹۱)

$$Ret_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 \frac{EPS_{i,t}}{P_{i,t-1}} + \alpha_2 \frac{\Delta EPS_{i,t}}{P_{i,t-1}} + \alpha_3 Ret_{i,t} + \alpha_4 EPS_{i,t} + \alpha_5 \Delta EPS_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

| HC | | | MC | | | LC | | | تلفیقی (تجمعی) | | | متغیرهای توضیحی |
|---------|---------|------------|---------|---------|------------|---------|---------|------------|----------------|---------|------------|-------------------------------|
| P-value | t آماره | α_i | P-value | t آماره | α_i | P-value | t آماره | α_i | P-value | t آماره | α_i | |
| ۰/۶۰ | -۰/۵۳ | | ۰/۳۵ | -۰/۹۳ | | ۰/۶۰ | ۰/۵۲ | | ۰/۴۹ | -۰/۶۹ | | (α_0) |
| ۰/۰۰ | ۴/۱۰ | ۰/۲۹ | ۰/۰۰ | ۶/۵۸ | ۰/۳۶ | ۰/۰۰ | ۴/۲۴ | ۰/۴۲ | ۰/۰۰ | ۸/۴۰ | ۰/۳۳ | EPS/P (α_1) |
| ۰/۳۶ | -۰/۹۳ | -۰/۰۶ | ۰/۰۰ | ۳/۸۴ | ۰/۲۱ | ۰/۰۴ | -۲/۱۱ | -۰/۲۱ | ۰/۴۹ | -۰/۶۹ | -۰/۰۳ | $\Delta EPS/P$ (α_2) |
| ۰/۰۰ | ۳/۲۵ | ۰/۳۱ | ۰/۰۰ | ۳/۸۸ | ۰/۲۸ | ۰/۰۰ | ۴/۲۳ | ۰/۴۰ | ۰/۰۰ | ۶/۱۰ | ۰/۳۱ | (α_3)Retm |
| ۰/۶۹ | -۰/۴۰ | -۰/۰۴ | ۰/۵۴ | -۰/۶۱ | -۰/۰۵ | ۰/۲۰ | -۱/۲۹ | -۰/۱۲ | ۰/۴۲ | -۰/۸۲ | -۰/۰۴ | (α_4)EPSm |
| ۰/۸۴ | -۰/۲۱ | -۰/۰۱ | ۰/۵۳ | -۰/۶۲ | -۰/۰۳ | ۰/۹۶ | ۰/۰۵ | ۰/۰۰ | ۰/۸۱ | -۰/۲۴ | -۰/۰۱ | (α_5) $\Delta EPSm$ |
| ۰/۱۵۶ | | | ۰/۳۳۳ | | | ۰/۱۹۶ | | | ۰/۱۹۴ | | | R ² |
| ۰/۱۳۸ | | | ۰/۳۲۲ | | | ۰/۱۷۸ | | | ۰/۱۸۹ | | | R ² تعدیل شده |
| ۲/۱۱۹ | | | ۲/۰۱۸ | | | ۱/۸۶۲ | | | ۱/۹۷۰ | | | D-W |
| ۰/۰۰۰ | ۸/۳۸۱ | | ۰/۰۰۰ | ۳۰/۲۴۸ | | ۰/۰۰۰ | ۱۰/۵۹۶ | | ۰/۰۰۰ | ۳۶/۴۶۷ | | P-Value F |

(۸/۴۰) متغیر عایدات قدرت تبیینی بالاتری برای بازده‌ها دارد؛ بدین معنی که در سطح اطمینان ۹۵ درصد رابطه مثبت و معنی‌داری بین نسبت ($\frac{E}{P}$) و بازده (Ret) وجود دارد.

درباره ارتباط محافظه‌کاری با محتوای اطلاعاتی عایدات، با توجه به نتایج تخمین مدل ایستون و هریس در نگاره ۳، از آنجا که P-Value آماره t برای ضریب α_1 از سطح خطای قابل قبول ۵ درصد کمتر است (P-Value=۰/۰۰۰) و میزان محتوای اطلاعاتی با حرکت از پرتفوی محافظه‌کاری پایین (LC) به سمت پرتفوی محافظه‌کاری متوسط (MC) افزایش و با حرکت به سمت پرتفوی محافظه‌کاری بالا (HC) کاهش می‌یابد، می‌توان نتیجه گرفت که یک رابطه غیرخطی بین میزان محافظه‌کاری و محتوای اطلاعاتی عایدات حسابداری وجود دارد. بنابراین، فرضیه وجود ارتباط بین میزان محافظه‌کاری به روش باسو و محتوای اطلاعاتی عایدات حسابداری در سطح

برای آزمون فرضیه تحقیق، مدل‌های رگرسیونی برای کل نمونه تحقیق و هر یک از پرتفوی‌های محافظه‌کاری به کار برده شده است. همان طور که در نگاره ۲ مشاهده می‌شود، P-value = ۰/۰۰۰ آماره F معنی‌داری کل رگرسیون و فرض خطی بودن مدل را در سطح اطمینان ۹۵٪ تایید می‌کند. همچنین، آماره دوربین-واتسون برای تمام مشاهدات و هر یک از پرتفوی‌ها بین ۱/۵ تا ۲/۵ قرار دارد که مبین عدم خودهمبستگی است. ضریب $\beta_3=۰/۱۲$ در نگاره ۲ بیانگر وجود محافظه‌کاری در سیستم حسابداری و گزارشگری ایران است. با توجه به ضرایب $-۰/۱۴$ ، $۰/۲۱$ و $۰/۴۳$ به ترتیب برای هر یک از پرتفوی‌های محافظه‌کاری پایین، متوسط و بالا مشاهده می‌شود که مقدار β_3 با حرکت از پرتفوی با محافظه‌کاری پایین (LC) به طرف پرتفوی با محافظه‌کاری بالا (HC) افزایش می‌یابد.

در ارتباط با محتوای اطلاعاتی عایدات در نگاره ۳، با توجه به ضریب $\alpha_1=۰/۳۳$ و آماره t مرتبط

ایستون و هریس (۱۹۹۱) محاسبه شد. نتایج آزمون فرضیه تحقیق بیانگر وجود یک رابطه غیرخطی است؛ بدین معنی که محتوای اطلاعاتی با حرکت از پرتفوی محافظه‌کاری پایین به سمت پرتفوی محافظه‌کاری متوسط افزایش و با حرکت به سمت پرتفوی محافظه‌کاری بالا کاهش می‌یابد. این نتیجه مطابق با مطالعات بلچندرام و مهنرام [۱۲] و کوسنیدیس، لاداس و نگاکیس [۱۶] است. همچنین، نتایج بیانگر تحریف رابطه عایدات-بازده در صورت به کارگیری بیشتر و کمتر از حد محافظه‌کاری است. هرچند که رابطه عایدات-بازده در صورت به کارگیری بیشتر از حد محافظه‌کاری، بیش از به کارگیری کمتر از حد محافظه‌کاری تحریف می‌شود. علاوه بر این، نتایج حاصل بیانگر وجود یک رابطه غیرخطی بین محافظه‌کاری و هزینه سرمایه است.

۹- پیشنهادهای حاصل از تحقیق

نتایج آزمون فرضیه تحقیق، بیانگر این است که به کارگیری بیش از حد محافظه‌کاری رابطه عایدات-بازده را بیش از به کارگیری کمتر از حد یا عدم به کارگیری آن تحریف می‌کند، از این رو، پیشنهاد می‌شود که در تدوین استانداردهای حسابداری رویکرد واقع بینانه به جای رویکرد خوش بینانه و بدبینانه اتخاذ شود.

به سازمان بورس اوراق بهادار توصیه می‌شود شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران بر اساس میزان محافظه‌کاری آنها رتبه‌بندی شوند. به سرمایه‌گذاران پیشنهاد می‌شود برای ارزیابی محتوای اطلاعاتی گزارشگری مالی برای تصمیمات

اطمینان ۹۵ درصد تایید می‌شود. مقادیر ضریب تعیین تعدیل شده، بیانگر این است که پرتفوی محافظه‌کاری متوسط ($R^2=0/322$) از هر دو پرتفوی محافظه‌کاری پایین ($R^2=0/178$) و بالا ($R^2=0/138$) بهتر عمل می‌کند. پرتفوی محافظه‌کاری پایین (LC) ضریب تعیین تعدیل شده بیشتری از پرتفوی محافظه‌کاری بالا (HC) نشان می‌دهد که بیانگر این است که به کارگیری بیش از حد محافظه‌کاری رابطه عایدات-بازده را بیش از به کارگیری کمتر از حد یا عدم به کارگیری آن تحریف می‌کند.

در نهایت، مطابق مشاهدات پوپ و والکر (۱۹۹۹)، ضریب β_0 در مدل باسو، بیانگر هزینه سرمایه شرکت‌ها در طی دوره زمانی آزمون است. با توجه به نگاره ۱ آماره t ضریب β_0 با حرکت از پرتفوی با محافظه‌کاری پایین (LC) به طرف پرتفوی محافظه‌کاری متوسط (MC) افزایش و با حرکت به طرف پرتفوی محافظه‌کاری بالا (HC) کاهش می‌یابد. با در نظر گرفتن $P\text{-Value}=0/000$ مربوط به آماره t ضریب β_0 هر یک از پرتفوی‌ها می‌توان نتیجه‌گیری کرد که در سطح اطمینان ۹۵ درصد رابطه غیر خطی بین میزان محافظه‌کاری و هزینه سرمایه (β_0) وجود دارد.

۸- نتیجه‌گیری

در این تحقیق، تجزیه و تحلیل جامعی از تاثیر محافظه‌کاری بر محتوای اطلاعاتی عایدات حسابداری در گزارشگری مالی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران بین سال‌های ۱۳۸۰ تا ۱۳۸۷ صورت پذیرفت. محافظه‌کاری با استفاده از مدل باسو (۱۹۹۷) و محتوای اطلاعاتی به روش

۳. مدل استفاده شده برای تشخیص محافظه کاری برگرفته از بازارهای سرمایه کشورهای دیگر است که ممکن است به کارگیری آنها در بازار سرمایه ایران با توجه به میزان بازده و تفاوت در سطح الزامات افشای نتایج و الگوهای متفاوتی را طلب نماید و تشخیص محافظه کاری و میزان آن دچار تغییرات اساسی گردد.

منابع:

۱- حساس یگانه، یحیی و شهریاری، علیرضا. (۱۳۷۹). «بررسی رابطه بین تمرکز مالکیت و محافظه کاری در بورس اوراق بهادار تهران»، مجله پژوهش‌های حسابداری مالی، سال دوم، شماره دوم، صص ۹۴-۱۷۷

۲- حسنی، عباس. (۱۳۸۸). رابطه ترکیب هیئت مدیره و درصد مالکیت مدیران غیرموظف هیئت مدیره با محافظه کاری حسابداری، پایان نامه کارشناسی ارشد دانشگاه تهران.

۳- رضازاده، جواد و آزاد، عبدالله. (۱۳۸۷). «رابطه بین عدم تقارن اطلاعاتی و محافظه کاری در گزارشگری مالی»، بررسی‌های حسابداری و حسابرسی، دوره ۱۵، صص ۶۳-۸۰.

۴- سازمان حسابرسی. (۱۳۸۶). استانداردهای حسابداری، کمیته فنی، ش ۱۶۰.

۵- شورورزی، محمدرضا و برزگر خاندوزی، عابدین. (۱۳۸۸). «نبود تقارن اطلاعاتی و نقش اطلاعاتی محافظه کاری»، حسابدار، سال بیست و چهارم، ش ۲۱۰، صص ۵۶-۶۳.

۶- کردستانی، غلامرضا و امیر بیگی لنگرودی، حبیب. (۱۳۸۷). «محافظه کاری در گزارشگری مالی:

سرمایه گذاری، سطح محافظه کاری مربوط به شرکت‌ها را در کنار سایر اطلاعات مدنظر قرار دهند. به مدیران پیشنهاد می‌شود در گزارشگری مالی به طور کلی و گزارش اطلاعات مربوط به عایدات به طور خاص، از اتخاذ رویکردهای محافظه کارانه بیشتر و کمتر از حد اجتناب و در جهت افزایش محتوای اطلاعاتی گزارشگری مالی رویکردی متعادل را به کار گیرند.

۱۰- پیشنهادها برای تحقیقات آتی

با توجه به ادبیات و پیشینه تحقیق مرتبط با محافظه کاری پیشنهاد می‌شود موضوع‌های زیر برای تحقیقات آتی مدنظر قرار گیرد:

۱- بررسی رابطه بین میزان محافظه کاری با سایر ویژگی‌های کیفی، از جمله به موقع بودن و شفافیت اطلاعاتی؛

۲- بررسی رابطه بین محافظه کاری و قرارداد بدهی و هزینه نمایندگی؛

۳- بررسی رابطه بین محافظه کاری با حق الزحمه‌های حسابرسی.

۱۱- محدودیت‌های تحقیق

۱. با توجه به شرایط متغیرهای تحقیق امکان انجام تحقیق، بر روی تمام شرکت‌ها میسر نبود، لذا این امر به کاهش تعداد نمونه تحقیق منجر شد.

۲. در اکثر مدل‌های محافظه کاری، دستیابی به میزان دقیق محافظه کاری، مستلزم انتخاب نمونه‌هایی با تعداد مشاهدات بالاست که در انجام این تحقیق میسر نبود.

- 12- Balachandran, S. V., & Mohanram, P. S., 2006, Conservatism and the Value Relevance of Accounting Information: Unpublished Working Paper, Columbia University.
- 13- Beatty, A., Weber, J., Yu, J., 2007. Conservatism and Debt. *Journal of Accounting and Economics*, forthcoming.
- 14- Brown, Jr. W. D., He, H., Teitel, K., 2006, Conditional Conservatism and the Value Relevance of Accounting Earnings: An International Study: *European Accounting Review*, 15:4, 605-621.
- 15- Chan, A. L.-C. & Lin, S. W.J. & Strong, N., 2009, Accounting conservatism and the cost of equity capital: on line, <http://www.ssrn.com>.
- 16- Kim, B. H. & Pevzner, M., Conditional accounting conservatism and future negative surprises. *Journal of Accounting and Public Policy*, 27, 115–132, 2010.
- 17- Kousenidis, D. V., Ladas, A. C., Negakis, C. I., 2009, Value relevance of conservative and non-conservative accounting information. *Journal of Accounting*, 44, 219-238.
- 18- Roychowdhury, S. & Watts, R. L., Asymmetric timeliness of earnings, market-to-market and conservatism in financial reporting. *Journal of Accounting and Economics*, 44(1), 2-32, 2007.
- 19- Zhang, J., 2008, The contracting benefits of accounting conservatism to lenders and borrowers. *Journal of Accounting and Economics*, 45, 27–54.
- بررسی رابطه عدم تقارن زمانی سود و MTB به عنوان دو معیار ارزیابی محافظه‌کاری»، بررسی‌های حسابداری و حسابرسی، دوره ۱۵، ش ۵۲، صص ۸۹-۱۰۶
- ۷- مشایخی، بیتا و محمدآبادی، مهدی و حصارزاده، رضا. (۱۳۸۸). «تاثیر محافظه‌کاری حسابداری بر پایداری و توزیع سود»، بررسی‌های حسابداری و حسابرسی، دوره ۱۶، ش ۵۶، صص ۱۰۷-۱۲۴.
- ۸- مهرانی، ساسان و محمدآبادی، مهدی. (۱۳۸۸). «روش‌های اندازه‌گیری محافظه‌کاری»، حسابدار، سال بیست و سوم، ش ۲۰۶، صص ۵۸-۶۳
- ۹- مهرانی، کاوه و حلاج، محمد و حسینی، عباس. (۱۳۸۸). «بررسی محافظه‌کاری در سود حسابداری و رابطه آن با ارقام تعهدی در بورس اوراق بهادار تهران»، تحقیقات حسابداری، ش سوم، صص ۸۸-۱۰۷
- ۱۰- هندریکسن، الدون اس. و ون‌بردا، مایکل اف. (۱۹۹۲). تئوری‌های حسابداری، علی پارسائیان. تهران: ترمه.
- 11- Barth, M.E., Beaver, W.H., Landsman, W., 2001a. The relevance of value relevance research. *Journal of Accounting and Economics* 31,77–104.

فرم اشتراک مجله پژوهش‌های حسابداری مالی

نام و نام خانوادگی:

شغل: با ارسال فیش بانکی به مبلغ ۸۰۰۰۰ ریال (هزینه پست و اشتراک) به حساب شماره ۲۳۸۰۰۲ ۲۱۷۷۲۴۰ بانک ملی، کد ۱۱۰۲۲۷، شعبه دانشگاه اصفهان، بنام درآمدهای اختصاصی دانشگاه اصفهان، متقاضی اشتراک یکساله (چهار شماره) مجله پژوهش‌های حسابداری مالی می‌باشم. لطفاً مجله را از شماره به نشانی زیر ارسال نمایید.

نشانی:

کد پستی: تلفن:

فیش بانکی به شماره () ضمیمه است. تاریخ: امضاء

نشانی: اصفهان - دانشگاه اصفهان - حوزه معاونت تحقیقات و فناوری - دفتر مجله پژوهش‌های حسابداری مالی - امور مشترکین



فرم اشتراک مجله پژوهش‌های حسابداری مالی

نام و نام خانوادگی:

شغل: با ارسال فیش بانکی به مبلغ ۸۰۰۰۰ ریال (هزینه پست و اشتراک) به حساب شماره ۲۳۸۰۰۲ ۲۱۷۷۲۴۰ بانک ملی، کد ۱۱۰۲۲۷، شعبه دانشگاه اصفهان، بنام درآمدهای اختصاصی دانشگاه اصفهان، متقاضی اشتراک یکساله (چهار شماره) مجله پژوهش‌های حسابداری مالی می‌باشم. لطفاً مجله را از شماره به نشانی زیر ارسال نمایید.

نشانی:

کد پستی: تلفن:

فیش بانکی به شماره () ضمیمه است. تاریخ: امضاء

نشانی: اصفهان - دانشگاه اصفهان - حوزه معاونت تحقیقات و فناوری - دفتر مجله پژوهش‌های حسابداری مالی - امور مشترکین

نمایه فارسی و انگلیسی سال ۱۳۹۰

مجله پژوهش‌های حسابداری مالی

سال سوم، شماره ۱، شماره پیاپی (۷)، بهار ۱۳۹۰

فهرست مطالب

- ۱-۲۰ ■ بررسی رابطه بین کیفیت سود (پایداری سود)، اندازه ارقام تعهدی و بازده سهام با کیفیت ارقام تعهدی
محسن دستگیر، مجید رستگار
- ۲۱-۳۸ ■ شناسایی عوامل مؤثر بر سود تقسیمی با به‌کارگیری مدل لاجیت
ناصر ایزدی‌نیا، نسرین علینقیان
- ۳۹-۵۴ ■ بررسی رابطه بین هموارسازی سود، کیفیت سود و ارزش شرکت در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران
داریوش دموری، زهره عارف‌منش، خلیل عباسی موصولو
- ۵۵-۷۶ ■ ارزیابی رابطه محتوای اطلاعاتی ارقام تعهدی و نسبت‌های مالی منتخب با قیمت سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران
سید عباس هاشمی، فاطمه بهزادفر
- ۷۷-۹۶ ■ بررسی رابطه مدیریت سود و سودآوری شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران
ولی خدادادی، رضا جان‌جانی
- ۹۷-۱۱۲ ■ تحلیل تأثیر خصوصی‌سازی بر توسعه بازار سهام در ایران
حسین رضایی دولت‌آبادی، سعید صمدی، حسام ناجی زواره
- ۱۱۳-۱۲۴ ■ مطالعه تأثیر ریسک نقدشوندگی و سایر عوامل مؤثر بر بازده‌های مقطعی در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران
محمد سیرانی، رضوان حجازی، ملیحه کشاورز
- ۱۲۵-۱۴۲ ■ عوامل تعیین‌کننده ریسک سیستماتیک سهام در بورس اوراق بهادار تهران
علی سعیدی، منیژه رامشه
- ۱۴۳-۱۶۰ ■ بررسی عملکرد صندوق‌های سرمایه‌گذاری بر اساس معیارهای مبتنی بر تئوری فرامردن پرتفوی و ارتباط بین رتبه‌بندی آن‌ها با معیارهای مدرن پرتفوی
امین روشنگرزاده، محمد رمضان احمدی

فهرست مطالب

- ۱-۱۶ ■ بررسی ارتباط بین داده‌های حسابداری با چرخه‌های تجاری در بورس اوراق بهادار تهران
امید پورحیدری، داریوش عالی پور
- ۱۷-۳۲ ■ رابطه مکانیزم‌های حاکمیت شرکتی با کیفیت سود
بینا مشایخی، مهدی محمدآبادی
- ۳۳-۵۰ ■ بررسی ارتباط هموارسازی سود با قیمت بازار سهام و نسبت‌های مالی
عبدالمهدی انصاری، حسین خواجهی
- ۵۱-۶۲ ■ بررسی هموارسازی سود از طریق فروش دارایی‌های شرکت
ایرج نوروش، حامد ذاکری
- ۶۳-۷۸ ■ بررسی ارتباط بین خطای پیش بینی سود و ارقام تعهدی
غلامرضا کردستانی، احمد لطفی
- ۷۹-۹۲ ■ بررسی ارتباط سازو کارهای نظام راهبری شرکتی و ساختار سرمایه در بورس اوراق بهادار تهران
فرزاد کریمی، مهدی اشرفی
- ۹۳-۱۰۶ ■ بررسی رابطه بین ساختار مالکیت و مدیریت سود
سهراب استا
- ۱۰۷-۱۲۴ ■ بررسی تاثیر ترکیب سهامداران بر محتوای اطلاعاتی سود حسابداری شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران
رسول برادران حسن‌زاده، هوشنگ تقی‌زاده، عباس رضایی
- ۱۲۵-۱۳۶ ■ تعیین عوامل مؤثر بر رفتار سرمایه‌گذاری شرکت‌ها در عرصه بازارهای ناقص
جواد مرادی، غلامرضا احمدی

فهرست مطالب

- ۱-۱۸ ■ مدیریت سود به منظور دستیابی به نقاط مبنا
سید حسین علوی طبری، آمنه باکری
- ۱۹-۳۸ ■ سودمندی استراتژی تجزیه و تحلیل بنیادی در کسب بازده غیرعادی
احمد بدری، عبدالمجید عبدالباقی
- ۳۹-۵۴ ■ بررسی اثر هموارسازی سود بر آگاهی بخشی قیمت سهام
علی رحمانی، نازنین بشیری منش
- ۵۵-۷۴ ■ بررسی تأثیر کیفیت افشا بر نقدشوندگی سهام و هزینه سرمایه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران
محمد حسین ستایش، مصطفی کاظم نژاد، مهدی ذوالفقاری
- ۷۵-۹۴ ■ نقش ذخایر نقدی در تعیین حساسیت سرمایه گذاری- جریان نقدی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران
مهدی عربصالحی، مجید اشرفی
- ۹۵-۱۱۲ ■ بررسی تأثیر تغییر میزان سهام شناور آزاد بر بازده سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران
محمد کاشانی پور، اسعد رضایی
- ۱۱۳-۱۲۶ ■ سنجش بازده غیر عادی سهام در شرایط وقفه معاملاتی
محمد حسین قائمی، جواد معصومی، محمد رضا آزادی
- ۱۲۷-۱۴۶ ■ مالیات و محافظه کاری در گزارشگری مالی و مربوط بودن اطلاعات حسابداری
احمد خدای پور، علی ترک زاده ماهانی
- ۱۴۷-۱۶۱ ■ بررسی تأثیر سهام شناور آزاد بر شاخص‌های نقدشوندگی در بورس تهران
ابراهیم عباسی، وحید مارزلو

فهرست مطالب

- ۱-۱۴ ■ رابطه میان کیفیت حسابداری و کارایی سرمایه‌گذاری در شرکت‌های با امکانات سرمایه‌گذاری بالا
علی تقفی، مجید معتمدی فاضل
- ۱۵-۴۰ ■ تأثیر شفاف نبودن اطلاعات مالی بر ریسک سقوط آتی قیمت سهام در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران
داریوش فروغی، هادی امیری، منوچهر میرزایی
- ۴۱-۵۴ ■ بررسی رابطه بین طرح‌های پاداش مدیران و معیارهای اقتصادی ارزیابی عملکرد در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران
سید حسین سجادی، محمدصادق زارعزاده مهریزی
- ۵۵-۷۰ ■ آزمون مدل بازده و مدل قیمت در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از الگوی پانل با داده‌های متوازن
شکراه خواجهی، حمید اله یاری ابهری، میثم قاسمی
- ۷۱-۸۶ ■ بررسی رابطه بین تمرکز مالکیت، عملکرد شرکت و سیاست تقسیم سود در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران
شهناز مشایخ، مهین عبداللهی
- ۸۷-۱۰۲ ■ تأثیر فرصت‌های رشد بر رابطه بین ساختار سرمایه، سود تقسیمی و ساختار مالکیت با ارزش شرکت
حسنعلی سینایی، محمد سلگی و کامران محمدی
- ۱۰۳-۱۱۴ ■ بررسی محتوای اطلاعاتی عایدات حسابداری محافظه کارانه و غیرمحافظه کارانه
یونس بادآور نهندی، قدرت‌اله طالب‌نیا، مرتضی خانلاری

Index of contents

- **The association between stock return, earnings quality and magnitude of accruals with Accruals Quality** 1
M. Dastgir, M. Rastegar
- **Identification Effective Factors on Dividend by Logit Model** 2
N. Izadinia , N. Alinaghian
- **Investigating the relation between income smoothing, earnings quality and firm value** 3
D. Damoori, Z. Arefmanesh, K. Abasi Muselo
- **The Evaluation of the Relationship Between the Informational Content of Accruals and Selected Financial Ratios with Stock Price of Listed Companies in Tehran Stock Exchange** 4
S. A. Hashemi, F. Behzadfar
- **The Relationship between Earning Management and Company Profitability in Tehran Stock Exchange (TSE)** 5
V. Khodadadi, R. Janjani
- **An Analysis Impact of Privatization on Stock Market Development in Iran** 6
H. Rezaie Dolatabadi, S. Samadi, H. Naji Zavareh
- **Study of the Effects of Liquidity Risk and other Effective Factors on Cross-Sectional Returns in Tehran Stock Exchange** 7
M. Sayrani, R. Hejazi, M. Keshavarz
- **The Systematic Risk Determinants in Tehran Stock Exchange** 8
A. Saeedi, M. Ramsheh
- **Evaluating performance of mutual funds by measures based on post modern portfolio theory and the relationship between their rankings with measures based on modern portfolio theory** 9
A. Roshangarzadeh, M. Ramazan Ahmadi

Index of contents

- **The Investigation of the Association between Accounting Fundamentals and Business Cycle in Tehran Stock Exchange (TSE)** 1
O.Pourheydari, D. Aelipour
- **The Relation between Corporate Governance Mechanisms and Earnings Quality** 2
B. Mashayekhi, M. Mohammad Abadi
- **Survey of Relationship between Income Smoothing and Stock Price and Financial Ratios** 3
a.ansari,h.khajavi
- **Investigation of Income Smoothing Through Asset Sales** 4
I.Noravesh, H. Zakeri
- **The Association between Management Earnings Forecast Errors and Accruals** 5
Gh. Kordestani, A. Lotfi
- **Investigate Relationship Between Corporate Governance Mechanisms and Capital Structure in Tehran Stock Exchange** 6
F. Karimi, M. Ashrafi
- **Investigating the Relationship between Ownership Structure and Earning Management** 7
S. Osta
- **The Study of Effect of Ownership Structure on Information Content of Earnings in Tehran Stock Exchange** 8
R. Baradaran Hassanzadeh, H. Taghizadeh, A. Rezaei
- **Determinates of Corporation Investment Behavior in the Imperfect Capital Markets** 9
J. Moradi, Gh. Ahmadi

Index of contents

- **Earning Management to Achieve Cognitive Reference points** 1
S.H. Alavitabari, A. Bakeri
- **Fundamental Analysis Strategy and Abnormal Return** 2
A. Badri, A. Abdolbaghi
- **Analysis of the Effect of Income Smoothing on Informative of Stock Prices** 3
A. Rahmani, N. Bashirimanesh
- **Investigating the Effects of Disclosure Quality on Stock Liquidity and Cost of Capital of the Companies Listed in Tehran Stock Exchange** 4
M.H. Setayesh, M. Kazemnejad, M. Zolfaghari
- **The Role of Cash Reserves in Determining Investment-Cash Flow Sensitivity of Listed Companies in TSE** 5
M. Arabsalehi, M. Ashrafi
- **“The Investigation of Free Float Change Effects on Stock Return in Tehran Stock Exchange (TSE)”** 6
M. Kashanipoor, A. Rezaee
- **Measuring Abnormal Return in Trading Halt Condition** 7
M. H. Ghaemi, J. Masomi, M.R. Azadi
- **Tax and Conservatism in Financial Reporting, and the Value Relevance of Accounting Data** 8
A. Khodamipour, A. Torkzadeh Mahani
- **Survey on the Influence of Free Float Stock on Liquidity Indices in Tehran Stock Exchange** 9
E. Abbasi, V. Marezloo

Index of contents

- **Relation between Audit Quality and Investment Efficiency in Firms with High Investment Opportunities** 1
A. Saghafi, M. Motamedi Fazel
- **The Impact of Opacity in Financial Reporting on the Future Stock Price Crash Risk of Listed Companies in Tehran Stock Exchange** 2
D. Foroghi, H. Amiri, M. Mirzaei
- **Investigation of the Relationship between Management Compensation and Economics Measures' Performance Assessment of Companies listed in Tehran SecurityExchange** 3
H. sajadi, M. S. ZarezadehMehrizy
- **Test of Return Model and Price Model in the Tehran Stock Exchange Using BalancedPanel Data** 4
Sh. Khajavi , H. AlahyariAbhari, M. Ghasemi
- **Investigating the Relation Between Ownership Concentration, Firm Performance and Dividend Policy in the Companies Listed in Tehran Stock Exchange** 5
Sh Mashayekh, M Abdollahi
- **The Effect of Growth Opportunities on Relationship between Capital Structure, Dividend and Ownership Structure with Firm Value** 6
H. sinaiee , M. solgi, K. mohammadi
- **Investigation Information Content of Conservative and Non-Conservative Accounting Earnings** 7
Y. Badavar-Nahandi , Gh. Talebnia , M. Khanlari

Investigation Information Content of Conservative and Non-Conservative Accounting Earnings

Y. Badavar-Nahandi

Department of Accounting, Faculty of Economic, Management and Accounting, Islamic Azad University-
Tabriz Branch, Iran

Gh. Talebnia

Department of Accounting, Faculty of Economic, Management and Accounting, Islamic Azad University-
Tehran Branch, Iran

M. Khanlari

Department of Accounting, Faculty of Economic, Management and Accounting, Islamic Azad University-
Tabriz Branch, Iran

Abstract

The present research examines the relationship between conservatism in financial reporting and information content of accounting earnings. Conservatism is defined as applying the high degree of reliability in recognizing and recording good news and in contrast applying the low degree of reliability in recognizing and recording bad news. Information content of accounting earnings is its ability in determining market returns. In this study conservatism was measured by Basu (1997) model and information content was measured by Easton and Harris (1991) model. This study is applied and its method is ex post facto (casual-comparative). Statistic population is firms listed in Tehran Stock Exchange. By using the firm-year method during the years 1380 to 1387, 764 observations from 145 firms listed in Tehran Stock Exchange has been selected. The multiple regression test has been used to test research hypotheses. The results show a non-linear relationship between information content of accounting earnings and conservatism. In addition, the results suggest a non-linear relationship between conservatism and cost of capital.

Key words: Information Content, Accounting Earnings, Conservatism.

The Effect of Growth Opportunities on Relationship between Capital Structure, Dividend and Ownership Structure with Firm Value

H. Sinaiee

Associate professor, Shahid Chamran University, Iran

M. Solgi

M. A of financial management, Shahid Chamran University of Ahvaz, Iran

K. Mohamadi

Faculty Member of Islamic Azad University Ravansar Branch, Iran

Abstract

The main purpose of this paper is investigating the effect of growth opportunities on relationship between capital structure, dividend and ownership structure with firm value, in firms companies listed in Tehran stock exchange within 1383-1387 period. Before analyzing the data, reliability of variables test was conducted. Also, Chow and Hausman test were used to determine the appropriate model for estimating parameters and effect of independent variables on the dependent variable. Then, through the fixed effects model, research hypotheses were tested. The results show that there is significant relation between capital structure, dividend and firm value, with growth opportunity the relations are negative but without growth opportunity are positive. Also, there is significant and nonlinear relation between ownership structure and firm value.

Key words: growth opportunity, capital structure, ownership structure, dividend, firm value

Investigating the Relation Between Ownership Concentration, Firm Performance and Dividend Policy in the Companies Listed in Tehran Stock Exchange

Sh. Mashayekh

Member of staff of Al-Zhara University, Iran

Mahin Abdollahi

MA. Student of Al-Zhara University, Iran

Abstract

According to agency theory, conflict of interest between owners and managers causes agency costs. Corporate governance act seek to reduce these expenses. One of the important tools in this regard is ownership concentration and possibility of controlling managers' performance. This study seeks to identify the relationship among ownership concentration, company performance, and dividend policy in listed companies in Tehran stock exchange, Sixty four companies were selected as sample companies during a period from 2001 to 2010. We used a combination of cross-sectional and temporal data for testing the hypotheses. In this research, we have used integrated method of least squares Regression (data panel). Ownership concentration was measured as percent of main shareholders' ownership above 5 percent; performance was measured by using 3 criteria of ROA, ROE, and Tobin-Q; and dividend policy was measured by dividend ratio (DPS/EPS). Findings of this study indicate that at 95% confidence level, there is a significant relationship between ownership concentration and two criteria of performance, naming ROE and QTobin. That is, the more ownership concentration, the more control on managers and the improved performance of company. Also, there is a significant relationship between performance criteria of ROA and Tobin Q and dividend ratio. This implies that, improved performance can result in increase in dividend pay out. Yet in terms of statistics, there is no significant relationship between ownership concentration and dividend ratio.

Key words: ownership concentration, firm performance, dividend policy

Test of Return Model and Price Model in the Tehran Stock Exchange Using Balanced Panel

Sh. Khajavi

Assistant Professor, Shiraz University, Iran

H. Alahyari Abhari

M.A in Accounting, Shiraz University, Iran

M. Ghasemi

M.A in Accounting, Shiraz University, Iran

Abstract

One of the main objectives of financial statements is to provide relevant information for investors, so relation between stock prices and accounting variables has been a focus of many researchers. In this study for investigating the value relevance of accounting information, stock return and stock price models is used. The sample contains 48 companies listed in Tehran Stock Exchange from 1379 to 1387. In this study, balanced panel data model is used that variables integrated from time series and cross-sectional data. Price model estimation results shows that earnings per share have more value relevance than book value. Return model estimation results show that changes in earnings per share to price per share ratio compared to earnings per share to price per share ratio has less value relevance. In other words, the role of accounting information is important in determining rate of return and stock prices and improves investors' and other accounting information users decision making.

Key words: book value, earnings per share, panel data, return model, price model

Investigation of the Relationship between Management Compensation and Economics Measures' Performance Assessment of Companies listed in Tehran Security Exchange

H. Sajadi

Associate Professor, Shahid Chamran University of Ahvaz, Iran

M. S. ZarezadehMehrizy

M.A. in Accounting, Iran

Abstract

Agency problems along with management accountability and shareholders rights are related issues which need to be addressed. Management compensation is theoretically wise solution to this issues. In this paper we investigate the effect of management compensation and their percentage of ownership share of stocks on firm's performance. The sample used for this study consists of 83 actively traded companies listed in Tehran stock exchange from 2005 to 2010. Panel data regression result indicates significant relation between management compensation and economic measures of performance (EVA, MVA and modified EVA). Findings are also indicate a significant relation between percentage of manager's ownership shares of stock and market value added but no relation with other economic measures of performance.

Key words: Agency Theory, Management Compensation, Economics Criteria of Performance Assessment, Percentage of Manager's Ownership Stock.

The Impact of Opacity in Financial Reporting on the Future Stock Price Crash Risk of Listed Companies in Tehran Stock Exchange

D. Foroghi

Assistant Professor, University of Isfahan, Iran

H. Amiri

Assistant Professor, University of Isfahan, Iran

M. Mirzaei

M.A Student of Accounting, University of Isfahan, Iran

Abstract:

Financial information transparency always has been one of the most influencing factors in determining investment strategy in financial markets. Despite this fact, managers as those who are responsible for preparing the financial statements, often have incentives to falsify financial information to pay for their own interests. One of manager's actions that results in opaque financial reporting, is earning management. In process of earning management, managers try to accumulate bad news within the firm and do not disclose them. When the accumulation of bad news reaches a tipping point, it will all be released to market at once, leading to stock price crash. So, one could expect that, opacity in financial reporting increases future stock price crash risk. The main purpose of this study is to investigate the relationship between opacity in financial reporting and the future stock price crash risk. Results showed that, there is a positive relationship between opacity in financial reporting and future stock price crash risk. So, it could be concluded that increase of opaque financial reporting, result in increasing future stock price crash risk. The results also showed that when there information asymmetry among managers and outside investors, the impact of opaque financial reporting on increasing future stock price crash risk is increased.

Key words: opaque financial reporting, future stock price crash risk, information asymmetry, earning management, modified jones mode

Relation between Audit Quality and Investment Efficiency in Firms with High Investment Opportunities

A. Saghafi

Associate Professor of Accounting- Allameh Tabataba'i University, Iran

M. Motamedi Fazel

M.A. Accounting- University of Economic Sciences, Iran

Abstract

With regard to limitation of, resources thus, increased importance of investment efficiency, the relation between audit quality and investment efficiency in firms with high investment opportunities, has been investigated in this paper. Generally, investment efficiency (inefficiency) means accepting projects with positive net present values and rejecting projects with negative net present values. Investment efficiency is measured by changes in non-current assets, and changes in long-term investments. Firms with high investment opportunities, is determined by factor analysis on three measures, market-to-book asset, market-to-book equity and gross property, plant and equipment ratio. Results from studying 119 listed firms in Tehran Stock Exchange during a period of 2003 to 2009, indicate that firms with high investment opportunities, use high quality auditors, have experienced high level of investment efficiency. While, on the contrary to our expectation, high audit quality, has no effect on decreased manipulation of discretionary accruals.

Key words: Audit quality; Investment efficiency; Investment opportunities; Discretionary accruals.

Index of contents

- **Relation between Audit Quality and Investment Efficiency in Firms with High Investment Opportunities** 1
A. Saghafi, M. Motamedi Fazel
- **The Impact of Opacity in Financial Reporting on the Future Stock Price Crash Risk of Listed Companies in Tehran Stock Exchange** 2
D. Foroghi, H. Amiri, M. Mirzaei
- **Investigation of the Relationship between Management Compensation and Economics Measures' Performance Assessment of Companies listed in Tehran SecurityExchange** 3
H. sajadi, M. S. ZarezadehMehrizy
- **Test of Return Model and Price Model in the Tehran Stock Exchange Using BalancedPanel Data** 4
Sh. Khajavi , H. AlahyariAbhari, M. Ghasemi
- **Investigating the Relation Between Ownership Concentration, Firm Performance and Dividend Policy in the Companies Listed in Tehran Stock Exchange** 5
Sh Mashayekh, M Abdollahi
- **The Effect of Growth Opportunities on Relationship between Capital Structure, Dividend and Ownership Structure with Firm Value** 6
H. sinaiee , M. solgi, K. mohammadi
- **Investigation Information Content of Conservative and Non-Conservative Accounting Earnings** 7
Y. Badavar-Nahandi , Gh. Talebnia , M. Khanlari

Contributors to this Issue (Vol.3, No. 4, Ser.10, Winter 2012)

We express our deep gratitude to the following faculty members of the universities and of educational-research Institutes who have co-operated in evaluation and assessment of the articles of this issue of financial Accounting Research Journal

| | | |
|----------------|---------------------|---|
| A. Ansari | Assistant Professor | University of Vali asr Rafsangan |
| N.Izadinia | Assistant Professor | University of Isfahan |
| A. Badri | Assistant Professor | University of Shahid Beheshti |
| A. Khani | Assistant Professor | University of Isfahan |
| A. Khodamipour | Assistant Professor | University of Shahid Bahonar |
| A. Rahmani | Assistant Professor | University of Alzahra |
| M. Azemi | Assistant Professor | University of Payame noor |
| D.Foroghi | Assistant Professor | University of Isfahan |
| GH. Kordestani | Assistant Professor | University of International Emam Khomeini |
| M. Moradi | Assistant Professor | University of Ferdose Mash,had |
| SH. Mashayekh | Assistant Professor | University of Alzahra |
| GH. Mahdavi | Assistant Professor | University of Shiraz |
| S.Mehrani | Associate Professor | University of Tehran |
| S.A.Hashemi | Assistant Professor | University of Isfahan |

The Journal of Financial Accounting Research from University of Isfahan accepts research reports, critiques and research project results in Financial Accounting

Financial Accounting Research Journal
License Holder: The University of Isfahan Vice-President of Research and Technology
Vol.3, No. 4, Serial 10, Winter 2012
ISSN: 2008-7691
Scientific Research Journal

Editor-in-Chief: M. Dastgir

Professor of Accounting- University of Shahid Chamran E-mail: dastmw@yahoo.com

Managing Director: N. Izadinia

Assistant Professor of Accounting- University of Isfahan E-mail: n_esadinia@yahoo.com

Literary-English Editor: M. Dastgir

Professor of Accounting- University of Shahid Chamran E-mail: dastmw@yahoo.com

Literary Editor: N. Karimpour

E-mail: naser.karimpour@gmail.com

Executive Manager: N. Panahi

E-mail: n.panahi@staf.ui.ac.ir
Tel: 0311-7934164

Type and Layout: Z. Zohrabi

E-mail: Zahra.zohrabi@yahoo.com
Tel: 0311-7934164

Editorial Board

| | | |
|----------------|---------------------|---|
| A. Ahmad Pour | Associate Professor | Babolsar University of Mazandaran |
| N. Izadinia | Assistant Professor | University of Isfahan |
| J. Babajani. | Associate Professor | University of Alameh Tabatabai |
| O. Pourheydari | Associate Professor | University of Shahid Bahonar |
| A. Saghafi | Associate Professor | University of Alameh Tabatabai |
| M. Khoshtinat. | Associate Professor | University of Alameh Tabatabai |
| B. Dorry | Associate Professor | University of Shahid Beheshti |
| M. Dastgir | Professor | University of Shahid chamran |
| Z. Rezaee | Professor | Memfis University of U.S.A |
| H. Sami | Professor | Lih University of U.S.A |
| S.K.Tayebi | Professor | University of Isfahan |
| D. Foroghi | Assistant Professor | University of Isfahan |
| GH. Kordestani | Associate Professor | International Emam Khomeini University of GHazvin |
| K. Khondkar | Professor | Rochester University of U.S.A |
| M. Namazi | Professor | University of Shiraz |
| I.Norvesh | Professor | University of Tehran |

Address: Authors and subscribers can mail their requests directly to the University of Isfahan central library office of Journals

Post code:81746-73441
Tel:+98- 311- 7934164
Fax:+98 -311-7932177
Email: far_journal@ase.ui.ac.ir

Financial Accounting Research Journal has been recognized and ranked as a *scientific-research* journal based on the document number 3/11/640 issued by the Evaluation Committee of scientific Journals of Research and Technology Ministry in June, 2009.

The above ranking is based on an agreement between Isfahan University and Mazandaran, Shiraz, Shahid Chamran(Ahvaz), Shahid Beheshti, Shahid Bahonar (Kerman) and Imam Khomeini International Universities.

The complete text of the journal is available at the following sites:

<http://www.magiran.com>

<http://www.SID.ir>

<http://www.ISC.gov.ir>

<http://www.uijs.ui.ac.ir/far>

Publication and Lithography: The University of Isfahan Publications

Publisher: the University of Isfahan

Price: 20000 Rials

Number of copies: 500 copies

In The Name of God

**Journal of Financial
Accounting Research**

(Scientific - Research)

**Vol. 3/ No. 4/ SER. 10
Winter 2012**