به نام خدا

فصلنامهٔ

پژوهش‌های تجربی حسابداری

سال هفتم، شمارهٔ ۲۷، بهار ۱۳۹۷

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

صاحب امتیاز: دانشگاه الزهرا (س)

مدیر مسئول: سید علی حسینی

سردبیر: علی رحمانی

عضو هیئت تحریریه	دانشگاه	درجه علمی	رشته
احمد احمدپور	دانشگاه مازندران	استاد	حسابداری
امید پورحیدری	دانشگاه شهید باهنر کرمان	استاد	حسابداری
رضوان حجازی	دانشگاه الزهراء (س)	استاد	حسابداری
سید احمد خلیفه سلطانی	دانشگاه الزهراء (س)	دانشیار	حسابداری
علی رحمانی	دانشگاه الزهراء (س)	استاد	حسابداری
حسین سجادی	دانشگاه شهید بهشتی	استاد	حسابداری
غلامرضا سلیمانی امیری	دانشگاه الزهراء (س)	دانشیار	حسابداری
شهناز مشایخ	دانشگاه الزهراء (س)	دانشیار	حسابداری
بیتا مشایخی	دانشگاه تهران	دانشیار	حسابداری
ساسان مهرانی	دانشگاه تهران	دانشیار	حسابداری

ویراستار علمی و ادبی: امیر محمدی

ویراستار انگلیسی: الهه ابراهیمی

طراح جلد و لوگو: هدیه تیموریان

صفحه‌آرا: خدیجه اسفندی

چاپ و صحافی: کارگاه گرافیک فرگاهی

کارشناس نشریه: اعظم پاک خصال

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

کد پستی: ۱۹۹۳۸۹۳۹۷۳

تلفن و نمابر: ۸۸۲۱۲۵۷۸

تارنما: http: //jera. alzahra. ac. ir

رایانامه: jera@alzahra. ac. ir

خط مشی انتشار مجله

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

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

راهنمای تدوین و شرایط پذیرش مقاله‌ها

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

۱. شکل مقاله

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

سامانه‌ی دریافت مقاله‌ها www. jera. ir ارسال شود. تا جایی که ممکن است، در متن مقاله از عکس استفاده نشود و در صورت استفاده، عکس با کیفیت بالا و سیاه و سفید باشد.

۲. ساختار مقاله

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

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

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

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

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

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

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

۳. ارجاع‌های درون‌متنی

به منظور ارجاع‌ها در متن مقاله از روش APA (ای. پی. ای) استفاده می‌شود؛ به این ترتیب که:
- نام خانوادگی نویسنده همراه با سال انتشار آن در متن به صورت فارسی ارائه می‌شود و نیازی به ذکر معادل انگلیسی اسامی در پی نوشت نمی‌باشد. چنانچه تعداد نویسندگان بیش از یک نفر بود از ویرگول (،) و چنانچه تعداد منابع مورد استناد بیش از یک عدد بود از نقطه ویرگول (؛) به منظور جدا سازی استفاده شود.
- هر منبعی که در متن مقاله به آن اشاره می‌شود، باید اطلاعات کامل آن در فهرست منابع درج شود و به غیر از این منابع، منبع دیگری در فهرست منابع و ماخذ درج نشود.

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

۴. فهرست منابع

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

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

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

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

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

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

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

۵. نمودارها، نگاره‌ها و فرمول‌ها

عنوان نمودارها در زیر و عنوان نگاره‌ها در بالای آن‌هادرج شود. بهتر است نمودارها و نگاره‌ها، در داخل متن و پس از جایی که به آنها اشاره شده، درج شوند. برای شماره‌گذاری از شمارهٔ ۱ (عددی و داخل پرانتز، مانند نگاره (۱)) تا... استفاده شود. داخل نگاره‌ها باید به فارسی نوشته شود و درشرایط استفاده ممیز، از به‌کار بردن نقطه به‌جای ممیز خودداری گردد؛ در صورت ضرورت ضمن درج عنوان فارسی متغیرها، یک ستون می‌تواند به نمادهای مورد استفاده برای متغیر به زبان انگلیسی به گونه‌ای که در معادله‌ها و مدل‌ها استفاده شده اختصاص یابد. عناوین ستون‌ها در نگاره‌ها، به صورت وسط چین بوده و سطر اول هر نگاره که شامل عناوین ستون‌هاست با رنگ طوسی و درجه روشنی ۲ نمایش داده شود. برای اشاره به محتوای نگاره‌ها و نمودارها در متن، می‌بایست با استفاده از شماره آن‌ها، ارجاع مناسب صورت گیرد. فرمول‌ها نیز در جداولی دو ستونی به صورت خطوط نامرئی (No Border) ارائه و به صورت مدل (۱) (عددی و داخل پرانتز) تا... شماره گذاری شوند.

۶. پی نوشت‌ها

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

فهرست مطالب

بررسی نقش واسطه‌ای اهرم مالی در تأثیر محافظه‌کاری در حسابداری بر فرصت‌های سرمایه‌گذاری شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادارتهران..... ۱
حمیدرضا جعفری دهکردی

اثربخشی توانایی‌های مدیریتی بر عملکرد شرکت در مراحل چرخه عمر..... ۲۹
بیتا مشایخی، فرزاد حاجی عظیمی

تحلیل رفتار مدیران در گزارش سود: ارزیابی نقش تصمیمات ناکارای سرمایه‌گذاری و محدودیت‌های مالی..... ۵۵
محمد حسنی، محسن اکبری

بررسی سودمندی روش‌های مختلف انتخاب متغیرهای پیش‌بین در پیش‌بینی نوع اظهارنظر حسابرسان..... ۸۱
شکراله خواجوی، مصطفی کاظم‌نژاد، علی‌اصغر دهقانی‌سعدی، علیرضا ممتازیان

رابطه پایداری شرطی و غیرشرطی اجزای سود و بازده غیرعادی سهام شرکت های پذیرفته شده بورس اوراق بهادار تهران..... ۱۰۳
محسن صادقی، محسن دستگیر، هادی امیری

مدل‌سازی معادلات ساختاری جهت بررسی تأثیر راهبری شرکتی بر هزینه سرمایه سهام عادی: شواهدی از بورس اوراق بهادار تهران..... ۱۲۹
حمید صالحی، سید حسین سجادی، ولی خدادادی، عبدالرحمن راسخ

بررسی اثر تعدیل‌کنندگی گزارش حسابرسی بر ارتباط افشای ضعف کنترل‌های داخلی و عدم تقارن اطلاعاتی..... ۱۴۷
حسین فخاری، محمد تقی کبیری

ارتباط ارزشی اطلاعات حسابداری در دوران نوسانات اساسی بورس و اوراق بهادار تهران ۱۷۳
زهرا فرهادی، غلامرضا سلیمانی امیری

بررسی تأثیر سازوکارهای حاکمیت شرکتی بر رابطه بین احساسات سرمایه‌گذار و تصمیمات سرمایه‌گذاری شرکت‌ها..... ۱۹۹
سیدعباس هاشمی، سیدمحمد مشعشعی

تأثیر شاخص راهبری شرکتی بر هزینه سرمایه و ریسک شرکت‌ها..... ۲۲۷
محمدرضا مهربان پور، فرزانه سادات میری چیمه

پژوهش‌های تجربی حسابداری

سال هفتم، شماره ۲۷، بهار ۱۳۹۷، صص ۱ - ۲۷

بررسی نقش واسطه‌ای اهرم مالی در تأثیر محافظه‌کاری در حسابداری بر فرصت‌های سرمایه‌گذاری شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادارتهران

حمیدرضا جعفری دهکردی*

تاریخ ۹۵/۰۲/ ۲۱

تاریخ ۹۵/۰۵/ ۳۰

چکیده

این پژوهش با هدف بررسی و تبیین اقلام تأثیرگذار بر فرصت‌های سرمایه‌گذاری، به بررسی نقش اهرم مالی برتأثیر محافظه‌کاری در حسابداری بر فرصت‌های سرمایه‌گذاری شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در قلمرو زمانی ۱۳۸۶ الی ۱۳۹۲ انجام گرفته است. نتایج نشان داد که محافظه‌کاری در حسابداری بر اهرم مالی شرکت تأثیر مثبت و معنی داری دارد و هم چنین اهرم مالی شرکت بر فرصت‌های سرمایه‌گذاری تأثیر منفی و معنی‌داری دارد. برای بررسی نقش واسطه‌ای اهرم مالی در تأثیر محافظه‌کاری در حسابداری بر فرصت‌های سرمایه‌گذاری شرکت‌ها از روش رگرسیون چندگانه، روش بارون و کنی، استفاده گردید. نتایج حاصل از آزمون فرضیه‌ها نشان داد که اهرم مالی در تأثیر محافظه‌کاری در حسابداری بر فرصت‌های سرمایه‌گذاری شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، نقش واسطه‌ای نسبی دارد. به‌عبارت دیگر حدود ۲۴ درصد تأثیر محافظه‌کاری در حسابداری بر فرصت‌های سرمایه‌گذاری از طریق اهرم مالی (تأثیر غیر مستقیم یا واسطه‌ایی) و حدود ۷۶ درصد تأثیر محافظه‌کاری در حسابداری بر فرصت‌های سرمایه‌گذاری مستقیم است.

واژه‌های کلیدی: محافظه کاری در حسابداری، اهرم مالی، فرصت‌های سرمایه گذاری.

طبقه‌بندی موضوعی: G14

DOI: 10.22051/jera.2018.7843.1094

* عضو هیات علمی واستادیار حسابداری دانشگاه آزاد اسلامی واحد شهرکرد، نویسنده مسئول،
(hamidreza.jafaridehkordi@yahoo.com)

مقدمه

افزایش سرمایه‌گذاری ناشی از شناخت و ایجاد فرصت‌های سرمایه‌گذاری می‌تواند منجر به رشد و توسعه اقتصادی شود (برنزتین و همکاران، ۱۹۹۸). یکی از مهمترین هدف‌های کشورهای در حال توسعه از جمله ایران، دستیابی به توسعه‌یافتگی است. مقایسه شاخص‌های توسعه‌یافتگی مانند سطح درآمد، درآمد هر سرمایه، ارزش بازار شرکت‌ها و تولید خالص ملی در ایران با سایر کشورهای توسعه یافته درآسیا مثل کره جنوبی، ژاپن و سنگاپور، نشاندهنده فاصله زیاد ایران با کشورهای توسعه یافته است. توسعه سرمایه‌گذاری ناشی از افزایش فرصت‌های سرمایه‌گذاری، منجر به افزایش درآمد، تولید خالص ملی (GDP) و در نهایت توسعه و رشد اقتصادی می‌گردد (برنزتین وهمکاران، ۱۹۹۸). مفهوم فرصت‌های سرمایه‌گذاری برای اولین بار توسط مایرز (۱۹۷۷) مطرح شد. او معتقد است که ارزش فرصت‌های سرمایه‌گذاری عبارت است از ارزش اختیارات (آپشن‌ها) در ایجاد سرمایه‌گذاری‌های آتی نامحدود در پروژه‌هایی با ارزش فعلی مثبت. به‌عبارت دیگر، ارزش فرصت‌های سرمایه‌گذاری بر اساس احتمال شناسایی و اجرای پروژه‌هایی با ارزش فعلی مثبت توسط شرکت تعیین می‌گردد. جانز (۲۰۰۱) معتقد است که فرصت‌های سرمایه‌گذاری منعکس کننده مجموعه‌ای از پروژه‌ها با خالص ارزش فعلی مثبت است که جهت سرمایه‌گذاری می‌تواند پذیرفت. بطور کلی فرصت های سرمایه گذاری نشان دهنده توانایی بالقوه شرکت جهت انجام سرمایه‌گذاری‌های سودآور می‌باشد و هر چه توانایی انجام سرمایه‌گذاری شرکت در آینده بیشتر باشد، شرکت دارای فرصت‌های سرمایه‌گذاری بیشتری است.

از آنجایی که فرصت‌های سرمایه‌گذاری یکی از عناصر اساسی در افزایش درآمد، ارزش شرکت‌ها و رشد و توسعه اقتصادی است (مایرز، ۱۹۷۷) شناسایی عوامل تعیین کننده فرصت‌های سرمایه‌گذاری، یکی از مهم‌ترین مسایل امروزی است. یکی از عوامل موثر بر فرصت‌های سرمایه‌گذاری، محافظه‌کاری در حسابداری است. محافظه‌کاری در بیان سنتی عبارتست از این‌که در شرایط ابهام هیچ سودی را پیش‌بینی نکن اما همه زیان‌ها را پیش‌بینی کن. با وجود انتقادهایی که تا کنون به محافظه‌کاری شده است محافظه‌کاری درحسابداری برای قرن‌ها دوام پیدا کرده و به نظر می‌رسد در چندین سال گذشته افزایش یافته باشد (واتز، ۲۰۰۳). باسو (۱۹۹۷) بیان می‌کند که محافظه‌کاری عبارتست از استفاده از درجات بالاتر قابلیت اتکاء برای شناسایی سودها و اخبار خوشایند (افزایش ارزش‌ها) و در مقابل استفاده از

درجات پایین‌تر قابلیت اتکا برای شناسایی و ثبت زیان‌ها و اخبار ناخوشایند (کاهش ارزش‌ها). محافظه‌کاری بعنوان کم نمایی پیوسته ارزش دفتری خالص دارایی‌ها نسبت به ارزش بازار آن‌ها نیز تعریف شده است (احمد، ۲۰۰۲). طبق تئوری محافظه‌کاری در حسابداری، شناسایی زودتر بدهی‌ها نسبت به دارایی‌ها، خبرهای بد نسبت به خبرهای خوب، زیان‌ها نسبت به سودها، در شرایط عدم اطمینان یا ابهام ناشی از حسابداری محافظه‌کارانه، باعث گزارشگری محافظه‌کارانه و افزایش سطح اهرم مالی نسبت به اهرم مالی واقعی می‌شود. اهرم مالی شرکت‌ها یکی از معیارهای مورد توجه اعتباردهندگان است که از ترازنامه شرکت‌ها قابل استخراج است. اهرم مالی شرکت و بالتبع ترازنامه می‌تواند با تغیر روش حسابداری (حسابداری محافظه‌کارانه) دستخوش تغییرات قرار گیرد. اهرم مالی بعنوان کل بدهی‌ها به کل دارایی‌های پایان دوره تعریف شده است (حساس یگانه وشهریاری، ۱۳۸۹). افزایش اهرم مالی باعث کاهش ظرفیت استقراض آتی شرکت می‌شود (حجازی و همکاران، ۱۳۹۵ ;لی، ۲۰۱۱). براساس تئوری سلسله مراتبی، شرکت‌های با بدهی بالا و ظرفیت استقراض پایین، مجبور به نادیده گرفتن و از دست دادن فرصت‌های سرمایه‌گذاری سودآور می‌شوند.

یکی از مهم‌ترین فعالیت‌ها قبل از سرمایه‌گذاری در شرکت‌ها مطالعه و تجزیه وتحلیل وضعیت مالی، فرصت‌های سرمایه‌گذاری و سودآوری شرکت‌ها جهت افزایش ثروت است. شناسایی و ایجاد فرصت‌های سرمایه‌گذاری سودآور، مدیران را در رسیدن به این هدف یعنی افزایش ثروت شرکت یاری می‌کند. به عبارت دیگر با شناسایی فرصت‌های سرمایه‌گذاری مناسب و سرمایه‌گذاری در آن‌ها، می‌توان ارزش شرکت را افزایش داد. بنابراین بررسی و مطالعه عوامل افزایش دهنده (کاهش‌دهنده) فرصت‌های سرمایه‌گذاری و در نتیجه، افزایش ثروت یکی از مهمترین مسائل امروزی است. بررسی ادبیات پژوهش در زمینه مالی نشان می‌دهد پژوهش‌هایی را که تأثیر محافظه‌کاری در حسابداری بر اهرم مالی و همچنین تأثیر اهرم مالی بر فرصت‌های سرمایه‌گذاری بررسی کرده‌اند، اما تاکنون نقش واسطه‌ایی اهرم مالی را بر تأثیر محافظه‌کاری در حسابداری بر فرصت‌های سرمایه‌گذاری شرکت‌های ایرانی، هنوز مورد آزمون قرار نگرفته است .بنابراین، این مطالعه تلاش می‌کند تا با بررسی اقلام تأثیر گذار بر فرصت‌های سرمایه‌گذاری در شرکت‌ها، به بررسی نقش واسطه‌ایی اهرم مالی بر تأثیر محافظه‌کاری در حسابداری بر فرصت سرمایه‌گذاری بپردازد و این شکاف موجود در ادبیات پژوهش مربوط را پوشش دهد. به عبارت دیگر این پژوهش در صدد یافتن پاسخ به این سوال

اســـت: آیا اهرم مالی نقش واســـطه‌ای در تأثیر محافظه‌کاری در حســـابداری بر فرصـــت‌های سرمایه‌گذاری شرکت‌ها دارد ؟

پیشینه پژوهش

مطالعات بسیاری عوامل تأثیرگذار بر فرصت‌های سرمایه‌گذاری را بررسی کرده‌اند. یکی از مهمترین این مطالعات توســـط گاور و گاور (۱۹۹۳) کالاپور و ترومبلی (۲۰۰۱) بوده که فرصت‌های سرمایه‌گذاری را به صورت بنیادی مورد مطالعه قرار داده‌اند. آنها استدلال کرده‌اند که فرصت‌های سرمایه‌گذاری شرکت‌ها به عناصری همچون ویژگی‌های خاص شرکت‌ها از قبیل؛ هزینه‌های تحقیق و توســـعه، ســـرمایه‌های انســـانی و ســـرمایه‌های فیزیکی و ویژگی‌های صنعت از جمله؛ موانع ورود به حرفه، چرخه تولید محصولات، عناصر کلان اقتصادی، محیط رقابتی شرکت‌ها، کیفیت و تمایز محصولات بستگی دارد. در مطالعه روی شرکت‌های مالی، جو و همکاران (۱۹۹۴) شـــواهدی یافتند که کاهش اهرم مالی دارای تأثیر مثبت بر روی فرصـــت‌های ســـرمایه‌گذاری ۱۰۴۴ شـــرکت ژاپنی در دوره مالی از ۱۹۸۶ تا ۱۹۹۰ دارد .مایرز (۱۹۸۴) بیان کرده اســـت که شـــرکت‌ها با فرصـــت ســـرمایه‌گذاری بالا، به منظور حفظ ظرفیت بهینه اســـتقراض و اســـتفاده از ظرفیت اســـتقراض در آینده برای واکنش نســـبت به فرصـــت‌های سرمایه‌گذاری سودآور آتی، بدهیها را (اهرم مالی) در سطح پایینی نگه می‌دارند. گاور و گاور (۱۹۹۳) و اسمیت و واتز (۱۹۹۲) با اشاره به تئوری قراردادی معتقدند که مدیران در شرکت‌ها با بدهی‌های بالای پر ریســـک ممکن اســـت فرصـــت‌های ســـرمایه‌گذاری و پروژه‌ها با خالص ارزش فعلی مثبت بالقوه (سرمایه‌گذاری ناکافی) را به دلیل ادعای زیاد اعتباردهندگان نسبت به جریان نقدی ناشـــی از پروژه‌ها، ردکنند. اثر مثبت انعطاف پذیری مالی بر فرصـــت‌های ســـرمایه‌گذاری توســـط مارچیکا و مورا (۲۰۱۰) از طریق بررســـی بر روی داده‌هایی از ۴۲۹۰ شرکت انگلیسی از سال ۱۹۶۵ تا ۲۰۰۸ تایید شده است. آن‌ها بر این باورند که به رغم وجود مزایای مختلف مالیاتی در تامین مالی، شـــرکت‌ها به اســـتفاده از حداکثر مقدار ممکن بدهی در ســـاختار ســـرمایه تمایل ندارند. شـــرکت‌ها انعطاف‌پذیری مالی خود در ســـطح مطلوب برای پاسخگویی به فرصت‌های سرمایه‌گذاری نگه می‌دارند. این نتایج مطابق است با استدلال تئوری ســـلســـله مراتب که اولویت در تامین مالی با منابع داخلی اســـت نه منابع خارجی. ریاحی بلکویه (۲۰۰۲) و النجار و ریاحی بلکویه (۲۰۰۱) اســـتدلال می‌کنند که ســـودآوری یک عامل

تعیین‌کننده رشد شرکت است که در فرصت‌های سرمایه‌گذاری نهفته است. آنها اعتقاد دارند که ارزش بازار شرکت، مجموع ارزش بازار فرصت‌های سرمایه‌گذاری و دارایی‌های ثابت و مشهود است. شرکت‌ها با دارایی‌های ثابت و مشهود بیشتر دارای فرصت‌های سرمایه‌گذاری با ارزش کمتر و بالعکس است. آنها استدلال می‌کنند که بازده دارایی‌های ثابت و مشهود (سودآوری) یک عامل تعیین‌کننده ارزش دارایی‌های ثابت و مشهود است. بنابراین، ارتباط بین سودآوری و فرصت‌های سرمایه‌گذاری دور از ذهن نیست، اگر ارزش بازار شرکت ثابت فرض شود. بدیهی است که شرکت‌های سودآور با دستیابی به سطح قابل توجهی از جریان‌های نقدی و سرمایه‌گذاری مجدد آن جریان‌های نقدی، ریسک مالی ناشی از نگهداشت نقدینگی شرکت را کاهش می‌دهند (واتایو، ۲۰۱۲). تئوری سلسله مراتبی حاکی از اثر منفی سودآوری بر اهرم مالی است که منجر به افزایش ظرفیت بدهی و انعطاف‌پذیری مالی شرکت و درنهایت منجر به ایجاد فرصت‌های سرمایه‌گذاری در آینده می‌شوند (مایرز و ماجلو، ۱۹۸۴). تأثیر منفی سودآوری بر اهرم مالی به طور تجربی توسط راجان و زینگالس (۱۹۹۵) و والد (۱۹۹۹) تایید شده است. قالیباف اصل و همکاران (۱۳۹۴) در پژوهشی تحت عنوان محافظه‌کاری شرطی و انعطاف‌پذیری مالی به بررسی رابطه بین محافظه‌کاری شرطی و انعطاف‌پذیری مالی در ۸۸ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران پرداخت. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد میان محافظه‌کاری و انعطاف‌پذیری مالی رابطه‌ی معناداری وجود ندارد ولی رابطه مثبت و معناداری میان محافظه‌کاری و اهرم مالی شرکت وجود دارد. بنی‌مهد و میر عباسی (۱۳۹۱) رابطه بین محافظه‌کاری در حسابداری و بدهی در ۴۲ شرکت از شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران را برای دوره زمانی ۱۳۷۹ الی ۱۳۸۶ مورد بررسی قرار می‌دهد. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که محافظه‌کاری حسابداری اثری فزاینده بر بدهی دارد. این موضوع از نظر تئوری پذیرفته شده و مشابه نتایج تحقیقات خارجی می‌باشد. همچنین متغیرهای مداخله‌گری که میتواند بر رابطه بین محافظه‌کاری و بدهی اثرگذار باشد در این تحقیق کنترل شده است. متغیرهای مذکور شامل سطح فروش، شاخص سودآوری، اندازه شرکت و درصد مالکیت دولت است. نتایج تحقیق بر وجود رابطه معنی‌دار میان متغیرهای فوق و بدهی تأکید دارد. تاوما (۲۰۱۱) در پژوهشی ارتباط منفی بین محافظه‌کاری با سرمایه‌گذاری‌های شرکت و عملکرد عملیاتی آتی شرکت‌های مالی پی برد. او بیان می‌کند که محافظه‌کاری در حسابداری می‌تواند باعث از بین رفتن تمایل مدیران بر سرمایه‌گذاری و فراموش کردن خالص ارزش

فعلی مثبت پروژه ها شـــود. مجتهدزاده و فرشـــی (۱۳۹۱) در پژوهشـــی به بررســـی رابطه محافظه‌کاری حسابداری و تصمیمات سرمایه‌گذاری مدیران در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران پرداخت. نتایج این پژوهش حاکی از تأثیر منفی محافظه کاری در حسابداری بر سرمایه‌گذاری آتی شرکت می‌باشد. بطور کلی، بررسی ادبیات پژوهش در زمینه موضـوع پژوهش نشـان می‌دهد پژوهش‌هایی را که تأثیر محافظه‌کاری در حسـابداری بر اهرم مالی و همچنین تأثیر اهرم مالی بر فرصت‌های سرمایه‌گذاری بررسی کرده‌اند، اما تاکنون نقش واسطه‌ایی اهرم مالی را بر رابطه بین محافظه‌کاری در حسابداری و فرصت‌های سرمایه‌گذاری شرکت‌های ایرانی، هنوز مورد آزمون قرار نگرفته است.

تئوری محافظه‌کاری در حســـابداری بیان می‌کند در مواردی که تردیدی واقعی در انتخاب بین دو یا چند روش گزارشـــگری وجود دارد، آن روشـــی باید انتخاب شـــود که کمترین اثر مطلوب بر حقوق صـــاحبان ســـهام داشـــته باشـــد (فلتهام و اولســـون، ۱۹۹۵). در حســـابداری محافظه‌کارانه، دارایی‌ها در شـــرایط تردید به پایین‌ترین حد ممکن و بدهی‌ها به بالاترین حد ممکن ارزیابی می‌شـــوند. به‌طور کلی از دیدگاه تئوری محافظه‌کاری در حســـابداری، افزایش محافظه‌کاری در حســـابداری باعث افزایش اهرم مالی (بدهی‌ها) می‌شـــود. بنابراین به توجه به مطالب فوق، فرضیه اول (H_1) این پژوهش عبارت است از؛ محافظه‌کاری در حسابداری اهرم مالی شرکت تأثیر مثبت و معنی‌داری دارد.

طبق تئوری هشداردهنده، شرکت‌ها باید ظرفیت بالقوهء گرفتن وام یا استقراض را برای خود نگه دارند تا در صـورت فرصـت‌های سـرمایه‌گذاری سـودآور از این ظرفیت اسـتفاده کنند و نه این‌که به ناگزیر سهام عادی منتشر کنند و شرایط را نامساعد کنند .طبق تئوری سلسله مراتب (ترجیحی) شرکت‌ها تأمین مالی درونی را ترجیح می‌دهند. مدیران شرکت‌ها یک سطح پایینی از اهرم مالی را در ساختار سرمایه شرکتشان در نظر می‌گیرند و ظرفیت استقراض خارجی خود را برای فرصـت‌های سـرمایه گذاری سـوداور آتی محفوظ می‌دارند (نوروش و یزدانی، ۱۳۸۹). اهرم حاوی هشـــداری حاکی از اطلاعات مدیران درباره فرصـــت‌های ســـرمایه‌گذاری اســـت. تئوری‌های ساختار سرمایه بیان می‌کنند که مدیران شرکت‌هایی با فرصت‌های سرمایه‌گذاری مناســـب باید اهرم کمتری انتخاب نمایند، زیرا اگر آنها میزان بدهی خارجی خود را افزایش دهند، قادر نخواهند بود از مزایای فرصـــت‌های ســـرمایه‌گذاری‌شـــان اســـتفاده کنند و در نتیجه ارتباط منفی میان فرصت‌های سرمایه گذاری و اهرم ایجاد می شود، زیرا مدیران شرکت هایی با

فرصت‌های سرمایه‌گذاری بالا، اهرم پایین را انتخاب خواهند کرد. سانگ با (۲۰۰۹) به طور تجربی به بررسی ارتباط بین اهرم مالی و فرصت‌های سرمایه‌گذاری در شرکت‌های صنعتی چین پرداخت. وی برای اندازه‌گیری اهرم مالی از چهار نسبت استفاده کرد؛ نسبت بدهی به ارزش دفتری سرمایه (ارزش دفتری سهام عادی بعلاوه ارزش دفتری سهام ممتاز)، نسبت بدهی به ارزش بازار سرمایه (ارزش بازار سهام عادی به اضافه ارزش دفتری سهام ممتاز)، نسبت بدهی بلندمدت به ارزش دفتری سرمایه (ارزش دفتری سهام عادی بعلاوه ارزش دفتری سهام ممتاز) و نسبت بدهی بلندمدت به ارزش بازار سهام (ارزش بازار سهام عادی به اضافه ارزش دفتری سهام ممتاز). برای اندازه‌گیری فرصت‌های سرمایه‌گذاری از نسبت بازار به ارزش دفتری سهام عادی استفاده شد. همچنین شرکت‌ها با توجه به نوع صنعت طبقه‌بندی شدند. وی بیان نمود که انتظار می‌رود گرایش آن دسته از شرکت‌های چینی که فرصت‌های سرمایه‌گذاری بیشتری دارند، به سوی وام‌گیری کمتر باشد.

آستامی و تاور (۲۰۰۶) به بررسی ویژگی‌های شرکت و انتخاب روش‌های حسابداری در آسیای پاسیفیک (شامل استرالیا، هنگ کنگ، اندونزی، سنگاپور و مالزی) پرداختند. نتایج به دست آمده از پژوهش آنها نشان داد که اهرم مالی پایین تر، تمرکز مالکیت کمتر (پراکندگی مالکیت بیشتر) و مجموعه فرصت‌های سرمایه‌گذاری بیشتر، به اعمال محافظه‌کاری بیشتری در صورت‌های مالی منجر می‌شود.

میرز (۱۹۹۷) در پژوهشی، تأثیر عواملی را که متعاقب بدهی ایجاد می‌شود، بر استراتژی سرمایه‌گذاری بهینه سهامداران و مدیران تحلیل نمود. وی چنین بیان کرد که هر چه بدهی بیشتر شود، انگیزه‌های ائتلاف سهامدار-مدیر در کنترل شرکت، برای سرمایه‌گذاری در فرصت‌هایی با خالص ارزش فعلی مثبت کاهش می‌یابد، زیرا مزایای چنین سرمایه‌گذاری‌هایی (حداقل تا حدی) به جای سهامداران بر اعتباردهندگان منتقل می شود. در نتیجه، شرکت‌هایی که اهرم بالایی دارند—در مقایسه با شرکت‌هایی که اهرم پایین‌تری دارند – فرصت‌های سرمایه‌گذاری و رشدکمتری خواهند داشت. با توجه به مطالب ذکر شده فرضیه دوم (H_2) این پژوهش عبارت است از؛ اهرم مالی شرکت بر فرصت‌های سرمایه‌گذاری تأثیر منفی و معنی‌داری دارد.

رزاک و همکاران (۲۰۱۶) به بررسی تأثیر محافظه کاری در حسابداری بر کارایی سرمایه‌گذاری شرکت‌های عضو بورس چین پرداختند. نتایج این پژوهش نشان از تأثیر مثبت و معنی داری محافظه‌کاری در حسابداری بر کارایی سرمایه‌گذاری است. نتایج این پژوهش همچنین نشان داد که محافظه‌کاری مشروط و نامشروط حسابداری هر دو باعث کاهش بیش از حد و کمتر از حد سرمایه‌گذاری کردن می‌گردد. مرادزاده فرد و همکاران (۱۳۹۳) در پژوهشی به بررسی رابطه بین محافظه‌کاری و کارایی سرمایه‌گذاری با توجه به وضعیت تأمین مالی و مالکیت نهایی در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. برای این منظور تعداد ۷۰۸ شرکت، طی ۱۳۸۷-۱۳۹۱، مورد بررسی قرار دادند. نتایج آنها نشان می‌دهد که در شرکت‌هایی که نیاز به تأمین مالی خارجی ندارند، رابطه محافظه‌کاری با سرمایه‌گذاری منفی است و در شرکت‌هایی که نیاز به تأمین مالی خارجی دارند این رابطه مثبت است. همچنین در شرکت‌هایی که مالکیت نهایی آنها در اختیار بخش دولتی و شبه دولتی است، رابطه محافظه‌کاری و سرمایه‌گذاری منفی هست. گرجی چگینی نژاد و همکاران (۲۰۱۶) در پژوهشی به بررسی رابطه بین محافظه‌کاری مشروط و نامشروط بر فرصت‌های سرمایه‌گذاری در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. برای این منظور تعداد ۱۲۲ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، طی ۲۰۱۳-۲۰۰۹، مورد بررسی قرار دادند. نتایج حاکی از تأثیر مثبت و معنی‌داری محافظه‌کاری مشروط بر فرصت‌های سرمایه‌گذاری و تأثیر مثبت و عدم معنی داری محافظه‌کاری نامشروط بر فرصت‌های سرمایه‌گذاری است. براساس مباحث نظری فوق این چنین می‌توان استدلال نمود که محافظه‌کاری در حسابداری باعث افزایش در اهرم مالی شرکت می‌شود (آوان و همکاران، ۲۰۱۰; اسدی و جلالیان، ۱۳۹۱) و افزایش در اهرم مالی شرکت باعث کاهش در فرصت‌های سرمایه‌گذاری می‌شود (ریاحی بلکوئی، ۲۰۰۲). بعبارت دیگر می‌توان پیش‌بینی کرد که محافظه‌کاری در حسابداری با افزایش در اهرم مالی باعث کاهش فرصت‌های سرمایه‌گذاری می شود. بنابراین در راستای پاسخ به سوال اصلی این پژوهش و با توجه به مطالب ذکر شده فرضیه فرضیه سوم (H_3) این پژوهش عبارت است از؛ اهرم مالی در تأثیر محافظه‌کاری در حسابداری شرکت بر فرصت‌های سرمایه‌گذاری نقش واسطه‌ای دارد.

روش پژوهش

پژوهش پیش رو با توجه به شیوه جمع آوری داده‌ها توصیفی و از نوع تحلیل همبستگی است. از نظر منطق اجرای پژوهش، این پژوهش قیاسی است همچنین این پژوهش از دید هدف، کاربردی است. از نوع داده ها، پژوهش حاضر از جمله پژوهش‌های کمی است. از لحاظ زمان انجام پژوهش، طولی و گذشته‌نگر است. نمونه آماری شامل ۸۹ شرکت طی ۷ سال دردوره زمانی ۱۳۹۲-۱۳۸۶ و ۶۴۴ مشاهده می‌باشد. در این پژوهش ابتدا آماری توصیفی متغیرها، بررسی می شود و سپس همبستگی بین متغیرهای مربوط با فرصت‌های سرمایه‌گذاری بررسی می‌گردد. با استفاده از روش رگرسیونی بارون و کنی (۱۹۸۶)، نقش واسطه‌ایی اهرم مالی در رابطه بین محافظه‌کاری در حسابداری و فرصت سرمایه‌گذاری بررسی می‌گردد .در این پژوهش با استخراج مستقیم داده‌های مورد نیاز از صورتهای مالی، پایگاه اطلاعاتی تدبیر پرداز و سایت سازمان بورس، مجموع دادههای مورد نیاز برای آزمون فرضیه‌ها جمع‌آوری شده است. با توجه به ویژگی داده‌ها یعنی مشاهدات مربوط به شرکت‌ها در در دوره‌های زمانی یکسان، روش داده‌های تابلویی متعادل استفاده می‌شود. آزمون فرضیه با استفاده از نرم افزار Stataانجام می شود. دراین پژوهش برای اندازه‌گیری شاخص محافظه‌کاری، از مدل گیولی و هاین (۲۰۰۰) استفاده خواهد شد. شاخص محافظه‌کاری بر اساس مدل مزبور بصورت زیر محاسبه می‌شود:

اقلام تعهدی عملیاتی از تفاوت سود خالص و جریان نقدی عملیاتی بعلاوه هزینه استهلاک به دست می‌آید.

$$\text{شاخص محافظه کاری} = \frac{\text{اقلام تعهدی اختیاری}}{\text{جمع داراییهای اول دوره}} * (-1)$$

گیولی معتقد است اگر اقلام تعهدی افزایش یابد، در آن صورت محافظه‌کاری کاهش می یابد و بر عکس، از این رو برای تعیین جهت تغییرات محافظه‌کاری اقلام تعهدی در عدد منفی یک ضرب می شود. بعبارت دیگر، اگر تفاوت جمع سود خالص و استهلاک ازخالص جریان نقد عملیاتی (اقلام تعهدی) بیشتر باشد یعنی اقلام تعهدی افزایش یافته و محافظه‌کاری در حسابداری کاهش می‌یابد. بنابراین اقلام تعهدی در عدد ۱- ضرب می‌شود تا شاخص محافظه‌کاری در حسابداری بدست آید.

کالاپور و ترامبلی (۱۹۹۹) معتقدند که فرصت‌های سرمایه‌گذاری بیانگر فرصت‌های رشد یک شرکت است که غیر قابل مشاهده می‌باشند و به وسیله متغیرهای شاخص آن تخمین زده می‌شود. شاخص‌های نماینده فرصت‌های سرمایه‌گذاری در ادبیات حسابداری و مالی در چهار دسته تقسیم می‌شوند: الف) شاخص های مبنی بر قیمت. ب) شاخص های مبنی بر سرمایه‌گذاری. ج) شاخص‌های مبنی بر واریانس. د) شاخص‌های ترکیبی. از آن‌جایی که فرصت‌های سرمایه‌گذاری متغیری غیر قابل مشهود است، اتفاق نظر درمورد شاخصی مناسب برای اندازه‌گیری فرصت سرمایه‌گذاری وجود ندارد. بنابراین جهت اندازه‌گیری فرصت سرمایه‌گذاری با استفاده از روش تحلیل عاملی یک شاخص ترکیبی از سه شاخص زیر بعنوان نماینده فرصت سرمایه‌گذاری استفاده می‌شود. (ریاحی بلکوئه، ۲۰۰۲)

۱) ارزش بازار دارایی‌ها به ارزش دفتری دارایی‌ها (هاتچینسون و گیول، ۲۰۰۴)

۲) ارزش بازار سرمایه به ارزش دفتری سرمایه (گاور و گاور، ۱۹۹۳)

۳) سود هر سهم به قیمت هر سهم (اسمیت و واتس، ۱۹۹۲)

ارزش بازار دارایی برابر است با ارزش بازار سرمایه بعلاوه ارزش بدهی‌ها می‌شود.

اهرم مالی متغیر واسطه‌ای است. یافته‌های جو و همکاران (۱۹۹۴) حاکی ازاین است که کاهش اهرم مالی دارای تأثیر مثبتی روی فرصت‌های سرمایه‌گذاری دارد. اهرم مالی به شرح زیر محاسبه می‌گردد:

$$\text{اهرم مالی} = \frac{\text{بدهیهای بلند مدت}}{\text{کل دارایی ها}}$$

جهت تصریح بهتر مدل رگرسیونی پژوهش از اندازه شرکت و سودآوری و انعطاف‌پذیری مالی به عنوان متغیر کنترل به شرح زیر استفاده خواهد شد.

لگاریتم کل دارایی‌های شرکت=اندازه شرکت=SIZ

$$\text{سود آوری} = ROA = \frac{\text{سود قبل ازکسر بهره و مالیات}}{\text{کل داراییها}}$$

$$\text{انعطاف پذیری مالی} = FF = \frac{\text{وجه نقد و معادل وجه نقد}}{\text{خالص ارزش دفتری داراییها}}$$

مراحل اجرای روش رگرسیونی بارون و کنی (۱۹۸۶) و مدل‌های این پژوهش به شرح زیر است:

مرحله اول: اجرای رگرسیون بین محافظه‌کاری در حسابداری و فرصت سرمایه‌گذاری (رابطه مستقیم)

مرحله دوم: اجرای رگرسیون بین محافظه‌کاری در حسابداری و اهرم مالی

مرحله سوم: اجرای رگرسیون بین اهرم مالی و فرصت‌های سرمایه‌گذاری

مرحله چهارم: اجرای همزمان رگرسیون تأثیر محافظه‌کاری در حسابداری و اهرم مالی بر فرصت‌های سرمایه‌گذاری

نقش واسطه‌ایی (تأثیر غیر مستقیم محافظه‌کاری در حسابداری بر فرصت‌های سرمایه‌گذاری از طریق اهرم مالی) می‌تواند به دو صورت کامل یا نسبی باشد. اگر تأثیر محافظه‌کاری در حسابداری (متغیر مستقل) روی فرصت‌های سرمایه‌گذاری (متغیر وابسته) درمدل چهارم کمتر از مدل اول باشد، اهرم مالی نقش واسطه‌ایی نسبی خواهد داشت، یعنی هر دو متغیر محافظه‌کاری در حسابداری و اهرم مالی می‌توانند فرصت‌های سرمایه‌گذاری (متغیر وابسته) را پیش‌بینی کنند. اگر تأثیر محافظه‌کاری در حسابداری (متغیر مستقل) روی فرصت‌های سرمایه‌گذاری (متغیر وابسته) درمدل چهارم معنی‌دار نبا شد، اهرم مالی نقش وا سطه‌ایی کامل خواهد داشت، بدین معنی که متغیر محافظه‌کاری در حسابداری تنها بواسطه اهرم مالی می‌تواند فرصت‌های سرمایه‌گذاری (متغیر وابسته) را پیش‌بینی کند. در غیر این صورت اهرم مالی نقش واسطه‌ایی ندارد. جهت تست مجدد معنی‌دار بودن تأثیرغیر مستقیم محافظه‌کاری در حسابداری بر فرصت‌های سرمایه‌گذاری از طریق اهرم مالی از تست سبل، آروین و گودمن (۱۹۸۲) استفاده می‌شود.

یافته‌های پژوهش

نگاره شماره۱، بیان‌کننده آمارتوصیفی مربوط به متغیرها برای دوره زمانی درنظرگرفته شده این تحقیق یعنی سال ۱۳۸۶الی ۱۳۹۲ بعد از ترمیم داده‌های پرت می‌باشد. آمار توصیفی گزارش شده نشان می‌دهدکه مقادیر چولگی وکشیدگی پس از ترمیم داده‌های پرت در نزدیکی محدوده قابل قبول می‌باشد. دامنه مقادیر چولگی ۰/۹۱۴- به ۱/۷۱۳ در حالی‌که دامنه مقادیرکشیدگی از ۲/۵۵۸ به ۳/۸۳۴ است. نتایج آزمون نرمال بودن متغیرها (کلموگروف-

اســمیرنوف) حاکی از عدم توزیع نرمال داده‌ها می‌باشــد. تاباچناک وفیدل (۲۰۰۷) بر این باورند که هنگامی که اندازه نمونه بزرگ باشــد، یک متغیر با چولگی وکشــیدگی زیاد از نظرآماری تأثیر معنی‌دار بر نتیجه تجزیه وتحلیل نمی گذارند ونمونه باحجم زیاد نرمال تلقی می‌شود. علاوه براین در رگرسیون چندگانه، مسئله مهم‌تر توزیع نرمال باقیمانده است وعدم توزیع نرمال داده‌ها باحجم نمونه بالا کم اهمیت است (تاباچناک و فیدل، ۲۰۰۷).

نگاره (۱): آمار توصیفی متغییرهای پژوهش

	تعداد مشاهدات	حداقل	حداکثر	میانگین	انحراف معیار	چولگی	کشیدگی	آماره کلموگروف- اسمیرنوف
MBVE	۶۲۳	۰/۰۳۲	۰/۰۹۵	۰/۹۳۱	۰/۷۸۶	۱/۲۳۵	۳/۶۸۲	***۱۰/۵۹۹
MBVA	۶۲۳	۰/۳۷۵	۳/۱۹۹	۰/۹۹۸	۰/۵۵۲	۱/۷۱۳	۳/۸۳۴	***۵/۶۰۲
EP	۶۲۳	-۰/۴۷۶	۰/۶۹۹	۰/۱۹۲	۰/۲۱۵	-۰/۳۱۴	۲/۵۸۸	***۸/۴۰۶
CONSE	۶۲۳	-۰/۷۹۱	۰/۷۴۳	-۰/۰۹۱	۰/۲۳۲	-۰/۴۶۳	۳/۱۳۱	***۱۰/۴۸۷
LEVE	۶۲۳	۰/۱۰۶	۰/۸۹۷	۰/۵۹۳	۰/۱۹۹	-۰/۹۱۴	۳/۸۲	***۱/۴۷۲
SIZE	۶۲۳	۴/۸۳۲	۷/۷۳۶	۶/۰۸۲	۰/۵۵۴	۰/۴۶۱	۲/۸۹	***۱/۴۸۹
ROA	۶۲۳	-۰/۲۳	۰/۶۹۸	۰/۱۴۲	۰/۱۶۳	۱/۱۲۴	۳/۴۲۴	***۹/۴۳۸
FF	۶۲۳	۰/۰۱	۰/۸۸۴	۰/۲۷	۰/۲۳۱	۰/۸۶۶	۲/۶۵۲	***۱۱/۷۴۶

*** معنی داری در سطح ۰/۰۵

با توجه به نگاره۱، میانگین محافظه کاری در حســابداری منفی می‌باشــد (۰/۰۹۱-). این نشان‌دهنده عدم محافظه کاری در حسابداری درشرکت‌های عضو نمونه است. نگاره۱ هم‌چنین نشــان می‌دهد که میانگین ارزش بازار به ارزش دفتری ســرمایه (MBVE =۰/۹۳۱) و میانگین ارزش بازار به ارزش دفتری دارایی‌ها (MBVA=۰/۹۹۸) کمتر از یک است. یعنی ارزش بازار دارایی و ســرمایه بیشــتر از ارزش دفتری آن‌ها نیســت. مایرز (۱۹۷۷) معتقد اســت که افزایش ارزش بازار دارایی و ســرمایه نســبت به ارزش دفتری آنها نشــان‌دهنده ارزش فرصــت‌های ســرمایه گذاری اســت. بنابراین قابل پیش‌بینی اســت که میانگین فرصــت‌های ســرمایه گذاری شــرکت‌های عضــو نمونه آماری این پژوهش وضــعیت مطلوبی نداشــته باشــند. فرصــت سرمایه گذاری از طریق تجزیه مولفه‌های اصلی (تحلیل عاملی)، با ترکیبی از نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری دارایی (MBVA)، نســبت ارزش بازار به حقوق صــاحبان ســهام (MBVE) وسود هرسهم به قیمت هر سهم (EP) برای تمام شرکت‌ها ساخته شده، و سپس تجزیه و تحلیل

رگرسیون انجام خواهد شد. در ابتدا مناسب بودن تحلیل عاملی باتوجه به داده‌ها توسط تست آماری کمو (Kaiser-Meyer-Olkin (KMO)) بررسی و سپس کفایت نمونه برای تحلیل عاملی از طریق آزمون بارتلت (Bartlett test) تعیین می‌شود. آماره آزمون کمو (KMO) باید حداقل ۰. ۵۰ باشد و نتیجه آزمون بارتلت (Bartlett test) باید معنی‌دار باشد. نگاره ۲ خلاصه از نتایج تحلیل عاملی را نشان می‌دهد. با توجه به نگاره ۲ هر دو آزمون، مناسب بودن تحلیل عاملی با توجه به داده‌ها (KMO، ۰/۶۴۶>۰/۵) و مناسب بودن اندازه نمونه برای تحلیل عاملی مورد استفاده در پژوهش (آزمون بارتلت معنی‌دار است) تایید می‌شوند.

مقادیر ارزش ویژه بالاتر از ۱ نشان‌دهنده شاخص‌های فرصت سرمایه‌گذاری است. از آن‌جا که طبق نگاره ۲ تنها یک ارزش ویژه مقدارش بیشتر از ۱ است، پس تنها یک شاخص (عامل مشترک) برای اندازه‌گیری فرصت سرمایه‌گذاری وجود دارد. مطابق انتظارات با افزایش ارزش بازار، فرصت سرمایه‌گذاری افزایش یافته است، نگاره ۲ نشان می‌دهد که ارتباط بین عامل مشترک و هر دو MBVA و MBVE مثبت هستند، در حالی که ارتباط بین عامل مشترک و سود هر سهم تقسیم برقیمت هر سهم (PE) منفی است. مایرز (۱۹۷۷) تایید می‌کند که ارزش بازار شرکت برابر با جمع ارزش دارایی‌های ثابت و ارزش فعلی فرصت‌های سرمایه‌گذاری است. چونگ و همکاران (۱۹۹۱) استدلال می‌کنند که افزایش سودآوری مربوط به سرمایه‌گذاری در دارایی‌های ثابت است نه فرصت‌های سرمایه‌گذاری و افزایش در ارزش سرمایه‌گذاری در دارایی‌های ثابت با فرض ثابت بودن ارزش بازار شرکت منجر به کاهش فرصت‌های سرمایه‌گذاری می‌شود. نگاره ۲ نشان می‌دهد که در تعامل بین سهم تغییر مورد استفاده برای اندازه گیری فرصت سرمایه‌گذاری، سهم (۰/۰۴۷)PE بسیار پایین است (میزان مطلوب حداقل۰/۵است)، پس PE نمی‌تواند متغیر مطلوبی برای اندازه‌گیری فرصت سرمایه‌گذاری باشد. ضریب منفی PE درمحاسبه فرصت سرمایه‌گذاری (۰/۱۱۰-) نیز حاکی از این واقعیت است. همچنین، نگاره ۲ نشان می‌دهدکه سهم MBVA و MBVE در محاسبه فرصت‌های سرمایه‌گذاری ۰/۴۹۷، ۰/۴۹۹ و بیشتر از PE است. همان‌طورکه در قسمت آمار توصیفی ذکر شده، میانگین MBVA و MBVE کمتر از ۱ است پس ارزش بازار کمتر از ارزش دفتری است. با در نظر گرفتن این میانگین پایین MBVA وMBVE وسهم بالای آنها در محاسبه فرصت سرمایه‌گذاری، انتظار پایین بودن فرصت‌های سرمایه‌گذاری برای این نمونه

آماری دور از ذهن نیست. نتایج نگاره ۲ نشان می‌دهد که میانگین فرصت‌های سرمایه‌گذاری (۴/۸۲- E۰۹ -) بسیار پایین است.

نگاره (۲): خلاصه از نتایج تحلیل عاملی استفاده برای اندازه گیری فرصت سرمایه‌گذاری

سه متغیر مورد استفاده برای اندازه گیری فرصت سرمایه گذاری	PE	MBVE	MBVA
تعامل بین سه متغییر مورد استفاده برای اندازه گیری فرصت سرمایه گذاری	۰/۰۴۷	۰/۹۶۲	۰/۹۸۸
همبستگی بین فرصت سرمایه گذاری و سه متغییر مورد استفاده	***۰/۲۱۷	***۰/۹۷۹	***۰/۹۸۱
مقدارارزش ویژه	۰/۰۵۶	۰/۹۷۶	۱/۹۶۸
درصد واریانس توضیح دهنده فرصت سرمایه گذاری توسط هر متغیر	۱/۸۶۵	۳۲/۵۴۷	۶۵/۵۸۸
جمع انباشته درصد واریانس توضیح دهنده فرصت سرمایه‌گذاری توسط هر متغییر	۱۰۰/۰۰۰	۹۸/۱۳۵	۶۵/۵۸۸
ضریب امتیاز متغییر در محاسبه فرصت سرمایه گذاری	-۰/۱۱۰	۰/۴۹۹	۰/۴۹۷
آماره تست کمو			۰/۶۴۶
آماره آزمون بارتلت			****۱۳۸۳/۲۸
آمار توصیفی فرصت سرمایه گذاری	حداکثر	حداقل	میانگین
	۲/۳۹۳	۱/۲۸۲-	-E۰۹ -۴/۸۲
	کشیدگی	چولگی	انحراف معیار
	۳/۳۳۶	۱/۳۶۲	۱

. *** معنی داری در سطح ۰/۰۵MBVE، ارزش بازار سرمایه تقسیم بر ارزش دفتری سرمایه= MBVA، ارزش بازار دارایی‌ها تقسیم بر ارزش دفتری دارایی ها= EP=. سود هر سهم تقسیم بر قیمت هر سهم

برای بررسی نقش واسطه‌ای اهرم مالی دررابطه بین محافظه کاری در حسابداری و فرصت‌های سرمایه‌گذاری شرکت‌ها از روش بارون و کنی (۱۹۸۶) استفاده گردید. با توجه به ساختار داده‌ها (پانل دیتا) و نتایج حاصل از آزمون‌های آزمون F (آزمون والد)، بروش-پاگن لاگرانژ و هاسمن در نگاره ۳، روش اثرات ثابت برای همه مدل‌های این پژوهش استفاده گردید.

نگاره (۳): نتایج آزمون‌های مختلف برای انتخاب مدل مناسب در روش داده‌های با ساختار پانل

مدل	نتیجه آزمون F (آزمون والد)	نتیجه آزمون چندگانه بروش-پاگن لاگرانژ	نتیجه آزمون هاسمن	نتیجه آزمون تأثیر زمان
۱	F (۴, ۵۳۰) = ۱۷/۶۷***	chibar۲ (۰۱) =۱۴۶/۹۰***	chi۲ (۴) =۳۰/۳۷***	F (۶, ۵۲۴) =۳۱/۶۳***
۲	F (۴, ۵۳۰) =۱۳/۹۳***	chibar۲ (۰۱) = ۹۸/۵۶***	chi۲ (۴) = ۳۰/۶۹***	F (۶, ۵۲۴) =۱/۶۹
۳	F (۴,۵۳۰) = ۲۰/۹۸***	chibar۲ (۰۱) =۱۴۷/۱۷***	chi۲ (۴) = ۲۷/۷۲***	F (۶, ۵۲۴) =۳۲/۰۲***
۴	F (۵,۵۲۹) = ۱۹/۲۳***	chibar۲ (۰۱) =۱۴۳/۸۱***	chi۲ (۵) = ۲۴/۶۲***	F (۶, ۵۲۳) =۳۱/۱۰***

***معنی داری در سطح۰/۰۰۱

اکثر آزمون‌های آماری بر مفروضات زیربنایی در مورد متغیرهای مورد استفاده در تجزیه و تحلیل تاکید می‌کنند. اگراین مفروضات زیربنایی رعایت نشود نتایج حاصل از تجزیه و تحلیل قابل اعتماد نیست. قبل از گزارش مدل رگرسیونی پژوهش، مفروضات اساسی رگرسیون برر سی می شود. نگاره ۴ خلا صه‌ای از نتایج مفرو ضات زیر بنایی رگر سیون را نشان می‌دهد. آزمون والد تعدیل شده برای بررسی همسانی واریانس باقیمانده، آزمون ولدریج بررسی همبستگی در باقیمانده‌های مدل، از آزمون وابستگی مقطعی پسران برای برر سی وابستگی بین باقیمانده‌های مدل در یک شرکت با شرکت دیگر (وابستگی مقطعی / همبستگی همزمان) و آزمون عامل تورم واریانس جهت کشف همخطی بین متغیرهای مستقل را نشان می‌دهد. براساس نگاره ۴ هیچ گونه ارتباطی بین باقیمانده‌های مدل دریک شرکت با شرکت دیگر وجود ندارد. از آنجایی‌که میانگین عامل تورم واریانس کمتر از ۱۰ است مشکل همخطی بین متغیرهای مستقل وجود ندارد، ولی باقیمانده‌ها مستقل نیستند و همچنین مشکل ناهمسانی وار یانس باقیما نده ها وجود دار ند. جهت بر طرف کردن این مشکل ها از روش تخمین کوواریانس تحکیمی خوشه‌ای استفاده شده است.

نگاره (۴): آزمون‌های زیربنایی رگرسیون قبل از گزارش نتایج نهایی مدل‌های رگرسیون

مدل	نتیجه آزمون والد تعدیل شده	نتیجه آزمون ولدریج	نتیجه آزمون وابستگی مقطعی پسران
۱	chi۲ (۸۹) = ۹۲۱۶/۵۷***	F (۱, ۸۸) = ۱۹/۸۹۱***	Pesaran's test =-۰/۷۳۱
۲	chi۲ (۸۹) = ۹۳۵۱۷/۸۰***	F (۱, ۸۸) = ۶/۲۹۶***	Pesaran's test =-۱/۳۱۵
۳	chi۲ (۸۹) = ۸۱۹۷/۱۰***	F (۱, ۸۸) = ۱۷/۷۳۷***	Pesaran's test =-۱/۱۹۶
۴	chi۲ (۸۹) =۷۲۷۹/۳۶***	F (۱, ۸۸) = ۱۶/۹۷۹***	Pesaran's test =-۱/۱۱۲
	نتیجه آزمون عامل تورم واریانس میانگین VIF		
۱	۱۰/۱		
۲	۱۰/۱		
۳	۱۷/۱		
۴	۲۱/۱		

***معنی داری در سطح ۰/۰۰۱

نگاره ۵ نتایج حاصل از رگرسیون را نشان می‌دهد. مطابق مطالب پیش گفته، در این پژوهش جهت آزمون فرضیه اصلی، یعنی نقش واسطه‌ای اهرم مالی در تأثیر محافظه کاری در حسابداری بر فرصت‌های سرمایه‌گذاری شرکت‌ها، از روش رگرسیونی بارون و کنی (۱۹۸۶) استفاده می‌شود. بر اساس این روش باید ابتدا تأثیر مستقیم محافظه‌کاری در حسابداری بر فرصت‌های سرمایه‌گذاری برآورد شود و سپس نقش واسطه‌ای اهرم مالی در تأثیر محافظه‌کاری در حسابداری بر فرصت‌های سرمایه‌گذاری بررسی گردد. نتایج مدل ۱ در نگاره ۵ نشان دهنده تأثیر مستقیم محافظه‌کاری در حسابداری بر فرصت‌های سرمایه‌گذاری و مدل ۴ نقش واسطه‌ای اهرم مالی در تأثیر محافظه‌کاری در حسابداری بر فرصت‌های سرمایه‌گذاری را نشان می‌دهد. نتایج مدل ۲ در نگاره ۵ نشان دهنده تأثیر مثبت و معنی‌داری محافظه‌کاری در حسابداری بر اهرم مالی شرکت‌ها است (ضریب ۰/۱۴۶ و آماره تی ۳/۵۵۰). این نتیجه مطابق با پیش‌بینی‌های این پژوهش و تئوری محافظه‌کاری در حسابداری و پژوهش بنی مهد (۱۳۹۱) است و منجر به پذیرش فرضیه اول این پژوهش می‌گردد.

نگاره (۵): نتایج حاصل از رگرسیون

مدل	متغیر وابسته	متغییرمستقل و کنترلی	ضریب	آماره t	P>|t|
۱	IOS	CONSE	۰/۴۳۷-	۲/۹۲۰-	۰/۰۰۴
	IOS	SIZE	۰/۸۹۱-	۶۰۰. ۲-	۰۱۱. ۰
	IOS	ROA	۱/۹۷۰	۵/۶۸۰	۰/۰۰۰
	IOS	FF	۰/۰۵۹	۰/۳۵۰	۰/۷۲۴
۲	LEVE	CONSE	۰/۱۴۶	۳/۵۵۰	۰/۰۰۱
	LEVE	SIZE	۰/۱۲۸	۲/۲۶۰	۰/۰۲۶
	LEVE	ROA	۰/۱۶۸-	۱/۶۹۰-	۰/۰۹۴
	LEVE	FF	۰/۰۴۷-	۰/۵۳۰-	۰/۱۳۰
۳	IOS	LEVE	۰/۸۴۷-	۲/۵۹۰-	۰/۰۱۱
	IOS	SIZE	۰/۷۴۹-	۲/۵۴۰-	۰/۰۱۳
	IOS	ROA	۱/۸۹۸	۶/۰۹۰	۰/۰۰۰
	IOS	FF	۰/۰۳۲	۰/۱۹۰	۰/۸۴۸
۴	IOS	CONSE	۰/۳۳۴-	۲/۲۷۰-	۰/۰۲۶
	IOS	LEVE	۰/۷۶۹-	۲/۲۸۰-	۰/۰۲۵
	IOS	SIZE	۰/۷۵۰-	۲/۳۸۰-	۰۱۹. ۰
	IOS	ROA	۱/۸۳۴	۵/۹۴۰	۰/۰۰۰
	IOS	FF	۰/۰۳۶	۰/۲۲۰	۰/۸۳۰

نتایج مدل ۳ در نگاره ۵ حاکی از تأثیر معنی‌دار و منفی اهرم مالی بر فرصت های سرمایه‌گذاری است (ضریب ۰/۸۴۷ – و آماره تی ۲/۵۹۰–). این نتیجه مطابق با پیش بینی‌های این پژوهش و تئوری هشداردهنده و سلسله مراتب و پژوهش نوروش و یزدانی (۱۳۸۹) است و منجر به پذیرش فرضیه دوم این پژوهش می‌گردد. بر اساس روش رگرسیونی بارون و کنی (۱۹۸۶) جهت آزمون فرضیه اصلی این پژوهش (فرضیه سوم) (اهرم مالی در تأثیر محافظه‌کاری در حسابداری شرکت بر فرصت‌های سرمایه‌گذاری نقش واسطه‌ای دارد)، شرایط زیر باید حاکم باشد؛

۱) محافظه کاری در حسابداری (متغیر مستقل) در مدل اول باید اثر معنی‌دار بر فرصت سرمایه‌گذاری (متغیر وابسته) داشته باشد. ۲) محافظه‌کاری در حسابداری (متغیر مستقل) در مدل دوم باید اثر معنی‌دار بر اهرم مالی (متغیر واسطه‌ایی) داشته باشد. ۳) اهرم مالی (متغیر

واسطه‌ایی) در مدل سوم و چهارم باید اثر معنی‌دار بر فرصت‌های سرمایه‌گذاری (متغیر وابسته) داشته باشد. نتایج نگاره ۵ حاکی از برقراری سه شرط فوق است. نقش واسطه‌ایی (تأثیر غیر مستقیم محافظه‌کاری در حسابداری بر فرصت‌های سرمایه‌گذاری از طریق اهرم مالی) می‌تواند به دو صورت کامل یا نسبی باشد. اگر تأثیر محافظه‌کاری در حسابداری (متغیر مستقل) بر فرصت‌های سرمایه‌گذاری (متغیر وابسته) درمدل چهارم نسبت مدل اول کمتر باشد، اهرم مالی نقش واسطه‌ایی نسبی خواهد داشت، یعنی هر دو متغیر محافظه‌کاری در حسابداری و اهرم مالی می‌توانند فرصت‌های سرمایه‌گذاری (متغیر وابسته) را پیش‌بینی کنند. اگر تأثیر محافظه‌کاری در حسابداری (متغیر مستقل) روی فرصت‌های سرمایه‌گذاری (متغیر وابسته) درمدل چهارم معنی‌دار نباشد، اهرم مالی نقش واسطه‌ایی کامل خواهد داشت، یعنی متغیر محافظه‌کاری در حسابداری تنها بواسطه اهرم مالی می‌توانند فرصت‌های سرمایه‌گذاری (متغیر وابسته) را پیش‌بینی کنند. در غیر این صورت اهرم مالی نقش واسطه‌ایی ندارد. ازآنجایی‌که نتایج در نگاره ۵ نشان می‌دهد که تأثیر محافظه‌کاری در حسابداری بر روی فرصت‌های سرمایه گذاری در مدل ۴ (ضریب ۰/۳۳۴ - و آماره تی ۲/۲۷۰ -) کمتر از مدل اول (ضریب = ۰/۴۳۷- و آماره تی ۲/۹۲۰-) است، بنابراین اهرم مالی نقش واسطه‌ایی نسبی در تأثیر محافظه‌کاری حسابداری بر فرصت‌های سرمایه‌گذاری دارد و دو متغیر محافظه‌کاری در حسابداری و اهرم مالی می‌توانند فرصت‌های سرمایه‌گذاری (متغیر وابسته) را پیش بینی کنند. این نتیجه مطابق با پیش‌بینی‌های این پژوهش و پژوهش‌های سانگ با (۲۰۰۹) و (ریاحی بلکوئی، ۲۰۰۲) است و منجر به پذیرش فرضیه سوم این پژوهش می‌گردد.

ضریب تأثیر محافظه‌کاری در حسابداری بر فرصت‌های سرمایه‌گذاری در مدل اول ۰/۴۳۷- و در مدل چهارم ۰/۳۳۴- است. تفاوت این دو ضریب نشان دهنده میزان تأثیر واسطه‌ایی (غیر مستقیم) محافظه‌کاری در حسابداری بر فرصت‌های سرمایه‌گذاری از طریق اهرم مالی است. به عبارت دیگر در حدود ۲۴ درصد تأثیر محافظه کاری در حسابداری بر فرصت‌های سرمایه‌گذاری از طریق اهرم مالی است و حدود۷۶ درصد تأثیر مستقیم بر فرصت‌های سرمایه‌گذاری می‌گذارد.

$$\frac{(-۰.۴۳۷) - (-۰.۳۳۴)}{-۰.۴۳۷} * ۱۰۰ = ۲۳۶\%$$

نتایج نگاره ۶ نشـان دهنده معنی‌دار بودن تأثیر غیر مسـتقیم محافظه‌کاری در حسـابداری بر فرصت‌های سرمایه‌گذاری از طریق اهرم مالی ازطریق آزمون سبل (۱۹۸۲) است. فرض صفر این آزمون عدم وجود نقش واسطه است که در این پژوهش این فرض رد شده و وجود نقش واسطه‌ایی تایید می‌گردد.

نگاره (۶): نتایج آزمون سبل، آروین و گودمن

	Test statistic:	*p*-value
Sobel test	۱/۹۹۸۸-	۰/۰۴۵۰
Aroian test:	۱/۹۶۷۱-	۰/۰۴۹۹
Goodman test	۱/۹۷۵۰-	۰/۰۴۸۳

نتایج حاصل از تجزیه و تحلیل رگرسیون برای مدل‌های ۱، ۳ و ۴ درنگاره ۵ نشان می‌دهد که تأثیر مثبت ومعنی‌دار بازده دارایی‌ها (ROA) (به عنوان شـاخص سـودآوری) بر فرصـت‌های سرمایه‌گذاری (IOS) است. این نتیجه سازگار با پیش‌بینی این پژوهش، و نتایج حاصل از ابور و همکاران (۲۰۱۰)، آدم و گویال (۲۰۰۸)، آلنجار و ریاحی بلکویی (۲۰۰۱)، و اخترالدین و حسین (۲۰۰۸) است. نتایج حاصل از تجزیه و تحلیل رگرسیون برای مدل‌های ۱، ۳ و ۴ درنگاره ۵ همچنین نشـان می‌دهد که تأثیر انعطاف‌پذیری مالی (FF) بر فرصـت‌های سـرمایه‌گذاری (IOS) معنی دار نیست. بعبارت دیگر انعطاف پذیری مالی (FF) بر فرصت‌های سرمایه‌گذاری (IOS) تأثیری ندارد. اندازه شرکت (SIZE) تأثیر منفی و معنادار بر فرصت‌های سرمایه‌گذاری (IOS) در مدل‌های ۱، ۳ و ۴ دارد. این نتیجه مغایر با پیش‌بینی این پژوهش و نتایج حاصـل از پژوهش‌های قبلی مانند آلنجار و ریاحی بلکویی (۲۰۰۱) و ریاحی بلکویی (۲۰۰۲) است. نگاره ۷ نشان‌دهنده سایر نتایج رگرسیون و مفروضات زیر بنایی آن می‌باشد.

ضریب تعیین تعدیل شده مدل در رگرسیون (R^2)نشـان دهنده میزان دقت برازش داده‌ها توسط تابع رگرسیون (نیکویی برازش) است. ضریب تعیین نشان می‌دهد که تا چه حدی معادله رگرسیونی بدست آمده، تغییر در متغیر وابسته را نشان می‌دهد. به‌عنوان مثال ۳۵۲٪ تغییرات در فرصـت‌های سـرمایه‌گذاری در مدل ۱ به‌علت متغییرهای محافظه‌کاری در حسـابداری، بازده دارایی‌ها، انعطاف‌پذیری مالی و اندازه شـرکت اسـت. یا مدل ۴ توان توضـیح تا ۳۷۶٪ از تغییرات در فرصـت‌های سـرمایه‌گذاری شـرکت را دارد. علاوه بر ضـریب تعیین، از آزمون F (F-statistic) جهت تعیین معنی‌داری متغیرهای توضیحی استفاده می‌شود. فرضیه صفر این

آزمون حاکی از این است که هیچ یک از ضرایب مدل آماری معنی‌دار نیست. اگر فرضیه صفر این آزمون رد نشود، یعنی این مدل ضعیف است و قادر به توصیف هر تغییر در متغیر وابسته نیست. نتایج نشان‌دهنده رد فرض صفر است. بنابراین مدل‌های آماری برآورد شده متناسب داده‌ها می‌باشند.

نگاره (۷): مفروضات زیر بنایی رگرسیون

مدل	Fآماره	ضریب تبیین تعدیل شده	آزمون نرمال بودن باقیمانده ها-جارک برا	آزمون خطی بودن رابطه متغیر مستقل و وابسته
۱	F (۱۰/۸۸) =۱۸/۶۱***	۰/۳۵۲	Jarque-Bera = ۱/۲۶	F (۹/۸۸) =۱/۳۱
۲	F (۴/۸۸) =۸/۲۳***	۰/۲۱۸	Jarque-Bera =۰/۲۹۱۲	F (۹/۸۸) =۱/۹۷
۳	F (۱۰/۸۸) =۲۰/۷۲***	۰/۳۶۸	Jarque-Bera = ۵/۰۶	F (۹/۸۸) =۱/۹۳
۴	F (۱۱/۸۸) =۱۹/۳۷***	۰/۳۷۶	Jarque-Bera=۳/۹۲	F (۹/۸۸) =۱/۳۰

***معنی داری در سطح۰/۰۰۱

نگاره ۷ همچنین نتایج حاصل از تست خطی بودن رابطه بین متغیرهای وابسته و مستقل پس از برازش مدل رگرسیونی را نشان می‌دهد دستور Nlcheck توسط نرم افزار (STATA) . فرضیه صفر این آزمون نشان‌دهنده رابطه خطی بین متغیرهای مستقل و وابسته است. از آنجایی که نتیجه این آزمون در همه ۴ مدل معنی‌دار نیست، فرض صفر این آزمون رد نمی شود ویکی دیگر از مفرو ضات ا سا سی رگر سیون برآورده می شود. در این پژوهش جهت برر سی نرمال بودن باقیمانده‌های ناشی از مدل رگرسیون، از آزمون جارک برا (Jarque-Bera) استفاده شده ا ست. فرض صفراین آزمون نیز نشان‌دهنده توزیع نرمال باقیمانده‌ها بودند. نتایج نگاره ۷ مربوط به این آزمون حاکی از عدم معنی‌داری این آزمون و پذیرفته شدن فرض صفر این آزمون است. بنابراین فرض نرمال بودن باقیمانده‌ها به عنوان یکی از مفروضات اساسی رگرسیون برای هر ۴ مدل این پژوهش برآورده شد.

نتیجه‌گیری

هدف این مطالعه بررسی نقش واسطه‌ایی اهرم مالی بر تأثیر محافظه‌کاری در حسابداری بر فرصت‌های سرمایه‌گذاری بود. بر این اساس فرض بر این است محافظه‌کاری در حسابداری با

افزایش اهرم مالی باعث کاهش فرصت‌های سرمایه‌گذاری می‌گردد که نتایج حاصل از آزمون فرضیه اول نشان داد که محافظه‌کاری در حسابداری براهرم مالی شرکت تأثیر مثبت و معنی داری دارد. این نتیجه مطابق با تئوری محافظه‌کاری در حسابداری که بیان می‌کند در مواردی که تردیدی واقعی در انتخاب بین دو یا چند روش گزارشگری وجود دارد، باید آن روشی انتخاب شود که کمترین اثر مطلوب بر حقوق صاحبان سهام داشته باشد (فلتهام و اولسون، ۱۹۹۵). در حسابداری محافظه‌کارانه، دارایی‌ها در شرایط تردید به پایین‌ترین حد ممکن و بدهی‌ها به بالاترین حد ممکن ارزیابی می‌شوند. این نتیجه مطابق با نتایج پژوهش انجام شده توسط بنی مهد (۱۳۹۱) در خصوص تأثیر مثبت محافظه‌کاری در حسابداری بر بدهی‌ها است. نتایج حاصل از آزمون فرضیه دوم نشان داد، اهرم مالی شرکت تأثیر منفی و معنی‌داری بر فرصت‌های سرمایه‌گذاری دارد. این یافته مطابق با مباحث تئوری هشداردهنده است. براساس این تئوری، شرکت‌ها باید ظرفیت بالقوه گرفتن وام یا استقراض را برای خود نگه دارند تا در صورت فرصت‌های سرمایه‌گذاری سودآور از این ظرفیت استفاده کنند و نه این‌که به ناگزیر سهام عادی منتشر کنند و شرایط را نامساعدکنند .طبق تئوری سلسله مراتب (ترجیحی) شرکت‌ها تأمین مالی درونی را ترجیح می‌دهند. مدیران شرکت‌ها سطح پایینی از اهرم مالی را در ساختار سرمایه شرکتشان در نظر می‌گیرند و ظرفیت استقراض خارجی خود را برای فرصت‌های سرمایه‌گذاری سودآور آتی محفوظ می‌دارند (نوروش و یزدانی، ۲۰۱۰). این یافته همچنین مطابق است با نتایج پژوهش آوان و همکاران (۲۰۱۰) که درآن پژوهش تأثیر منفی اهرم مالی بر فرصت‌های سرمایه‌گذاری شرکت‌های تولیدی در پاکستان اثبات گردید. همچنین این یافته مشابه یافته‌های پژوهش‌های انجام شده توسط فردیناند (۱۹۹۹) و ریاحی بلکویی (۲۰۰۰) در خصوص تأثیر منفی معنی‌دار اهرم مالی بر فرصت سرمایه‌گذاری است. مایرز (۱۹۸۴) بیان کرده است که شرکت‌ها با فرصت‌های سرمایه‌گذاری بالا، بدهی‌ها را (اهرم مالی) در سطح پایینی نگه می‌دارند به منظور حفظ ظرفیت بهینه استقراض و استفاده از ظرفیت استقراض در آینده برای واکنش نسبت به فرصت‌های سرمایه‌گذاری سودآور آتی می‌یابد. شرکت‌ها با سطح بالایی از اهرم مالی و ظرفیت بدهی کم، ریسک مالی بالاتری دارند و آنها باید بهره بیشتری برای تامین منابع مالی نسبت به نرخ بازدهی فرصت‌های سرمایه جدید بپردازند. در این صورت، اهرم مالی بالا منجر به کاهش فرصت‌های سرمایه گذاری می‌شود. به عبارت دیگر، هزینه سرمایه در شرکت‌هایی با ظرفیت بدهی بالا، پایین‌تر است نسبت به ظرفیت

بدهی پایین، که این باعث می‌شـود که در خالص ارزش فعلی مثبت بیشـتری ناشـی از یک فرصت‌های سرمایه‌گذاری حاصل شود. نتایج حاصل از آزمون فرضیه سوم بعنوان فرضیه اصلی این پژوهش نشـان داد که اهرم مالی در تأثیر محافظه‌کاری در حسـابداری بر فرصـت‌های سرمایه‌گذاری نقش واسطه‌ای دارد. این نتایج نشان داد که اهرم مالی نقش واسطه‌ایی نسبی در رابطه بین محافظه‌کاری در حسـابداری شـرکت با فرصـت‌های سـرمایه‌گذاری نقش دارد. به‌عبارت دیگر حدود ۲۴ درصد تأثیر محافظه‌کاری در حسابداری (CONSE) بر فرصت‌های سرمایه‌گذاری (IOS) از طریق اهرم مالی (LEVE) (تأثیر غیر مستقیم یا وا سطه‌ایی) و حدود ۷۶ درصد تأثیر محافظه‌کاری در حسابداری (CONSE) بر فرصت‌های سرمایه‌گذاری (IOS) مستقیم است.

از آنجایی که اتخاذ رویکردهای گزارشـگری محافظه‌کارانه منجر به کاهش ظرفیت اسـتقراض در هنگام مواجه با فرصـت‌های سـرمایه‌گذاری پیش بینی نشـده می‌گردد، نتایج این تحقیق می‌تواند در اتخاذ رویکردهای گزارشگری محافظه‌کارانه، مورد توجه مدیران مالی قرار گیرد. به عبارت دیگر نتایج این پژوهش مدیران را از اهمیت نقش محافظه‌کاری در حسابداری، اهرم مالی بر فرصت‌های سرمایه‌گذاری شرکت‌ها آگاه می‌سازند. با توجه به تأثیر محافظه‌کاری در حسـابداری، اهرم مالی بر فرصـت‌های سـرمایه‌گذاری شـرکت‌ها، محققان و تحلیلگران اطلاعات مالی باید در پیش‌بینی برای رشـد آتی شـرکت به میزان بدهی‌ها و ظرفیت اسـتقراض شـرکت‌ها توجه نمایند. همچنین نهادهای اسـتاندارد گذار باید در تدوین اسـتاندارهای محافظه‌کاری به تأثیر این متغیر بر سایر متغیرهای اقتصادی از قبیل فرصت‌های سرمایه‌گذاری و باتبع سرمایه‌گذاری توجه خاص داشته باشند. در این پژوهش، برای سنجش میزان محافظه‌کاری از معیار باسـو اسـتفاده شـده اسـت. ممکن اسـت اسـتفاده از دیگر روش‌های اندازه‌گیری محافظه‌کاری مانند معیار خالص دارایی‌ها یا معیار مبتنی بر ارزش‌های بازار، نتایج متفاوتی به دنبال داشته باشد. در این پژوهش، برای اندازه‌گیری فرصت‌های سرمایه‌گذاری از ارزش بازار دارایی‌ها به ارزش دفتری دارایی‌ها، ارزش بازار سرمایه به ارزش دفتری سرمایه و سود هر سهم به قیمت هر سهم استفاده شده است. ممکن است استفاده از دیگر متغیرها مانند قیمت هر سهم به سـود هر سـهم یا مخارج تحقیق و توسـعه به ارزش دفتری دارایی‌ها، نتایج متفاوتی به دنبال داشته باشد.

منابع

اسدی، غلامحسین و جلالیان، رامین. (۱۳۹۱). بررسی تأثیر ساختار سرمایه، سهامداران و بزرگی شرکت بر میزان اعمال محافظه‌کاری در شرکت‌ها. *بررسی‌های حسابداری و حسابرسی، دوره ۱۹*، شماره ۶۷، ۱-۱۴.

بنی مهد، بهمن و میر عباسی، سید سلمان فلاح. (۱۳۹۱). رابطه بین محافظه کاری حسابداری با تغییر حسابرس در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران .*پژوهش های حسابداری مالی و حسابرسی، دوره۲*، شماره ۷. ۹۵-۱۲۰.

حجازی، رضوان و ولی زاده لاریجانی، اعظم و کیماسی، فرزانه. (۱۳۹۵). نقش ظرفیت بدهی در انتخاب استراتژیهای مؤثر به منظور کاهش مشکالت سرمایه گذاری کمتر از حد. *فصلنامه حسابداری مالی، سال هشتم*، شماره ۳۰، دوره دوم، ۹۳-۶۵.

حساس یگانه، یحیی و شهریاری، علیرضا. (۱۳۸۹). بررسی رابطه بین تمرکز مالکیت و محافظه کاری در بورس اوراق بهادار تهران، *مجله پژوهش‌های حسابداری مالی، سال دوم*، شماره دوم، شماره پیاپی (۴). ۷۷-۹۴.

قالیباف اصل، حسن و نیک روش، مهدی و دولت کامی، مصطفی و امامی، علی. (۱۳۹۴). محافظه کاری شرطی و انعطاف پذیری مالی. *پژوهش‌های تجربی حسابداری، دوره ۴*، شماره ۴، ۱۲۳-۱۰۷.

مجتهدزاده، ویدا و فرشی، زهرا. (۱۳۹۱). بررسی رابطه محافظه‌کاری حسابداری و تصمیمات سرمایه‌گذاری مدیران در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. *بررسی‌های حسابداری و حسابرسی، دوره ۱۹*، شماره ۶۷، ۹۱-۱۰۴.

مراد زاده فرد، مهدی و فرج زاده، مریم و کرمی، شیما و عدل زاده، مرتضی. (۱۳۹۳). بررسی رابطه محافظه کاری و کارایی سرمایه گذاری با توجه به وضعیت تأمین مالی و مالکیت نهایی در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران.، *فصلنامه مطالعات تجربی حسابداری مالی، دوره ۱۱*، شماره ۴۴، ۹۷-۱۱۶.

نوروش، ایرج و یزدانی، سیما. (۱۳۸۹). بررسی تأثیر اهرم مالی بر سرمایه گذاری در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، *پژوهش‌های حسابداری مالی، شماره 2*، 35-84.

Abor, J. , Adjasi, C. K. D. , Bokpin, G. A. and Osei, K. A. (2010). Do Emerging Financial Markets Matter in Investment Opportunity Set? A Dynamic Panel Analysis. *Journal of Money, Investment and Banking14*, 5–15.

Adam, T. and Goyal, V. K (2008). The Investment Opportunity Set and its Proxy Variables: Theory and Evidence. *Journal of Financial Research 31*, 41–63.

Ahmad, A. Billing, B K. Morton, R,M and Stanford-Harris, M. (2002). The role of accounting conservatism in mitigating bondholder-shareholder conflicts over dividend policy and in reducing debt costs. *The Accounting Review, 77,* 867-890.

Akhtaruddin, M. and Hossain, M. (2008). Investment opportunity set, ownership control and voluntary disclosures in Malaysia. *JOAAG,* 3, 25–39.

Alnajjar, F. and Riahi-belkaoui, A. (2001). Growth opportunities and earnings management. *Managerial Finance, 27,* 72–81.

Asadi, Gholam Hossein and Jalalian, Ramin. (1391). The Investigation of Impact of Capital Structure, Ownership Structure and Firm Size on Conservatism. *Accounting and Auditing Reviews, Volume 19 (67)* , 14-1. (In Persian)

Astami, Emita. and Tower, Greg. (2006). Accounting Policy Choice and FirmCharacteristics in the Asia PpacificRegion: An International EmpiricalTest of Costly Contracting Theory ،*International Journal of Accounting,41,*1-21.

Bani Mahd, Bahman and Mir Abbasi, Seyed Salman Fallah. (1391). Relationship between Accounting Conservatism and Audit tenure in Companies listed in Tehran Stock Exchange. Financial *Accounting and Audit Research, 2* (7) , 95-120. (In Persian)

Baron,R. M. and kenny,D. A. (1986). The moderator-mediator variable distinction in social psychological research: conceptual , strategic and statistiical considerations. *Journal of peronality and social psychology,. 51,*1173-1182.

Basu. S. (1997). The conservatism principle and the asymmetric timeliness of earnings, *Journal of Accounting and Economics,41,* 324-337 .

Borensztein, E. , De Gregorio, J. and Lee, J. W.) 1998 (. How does foreign direct investment affect economic growth? *Journal of International Economics 1,*115–135.

Chung, K. H. , Wright, P. and Charoenwong, C. (1991). Investment opportunities and market reaction to capital expenditure decisions. *Journal of Banking and Finance ,22* (1) , 41–60.

Feltham, G. A. and Ohlson, J. A. (1995). Valuation and clean surplus accounting for operating and financial activities, *Contemporary Accounting Research, 11,* 689–732.

Ferdinand A. (1999). Growth opportunity, capital structure and dividend policies in Japan. *Journal of Corporate Finance, 5,*141-168.

Gaver, J. J. and 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.

Ghalibaf Asl, Hassan. Nikravesh, Mehdi. Dolatkami, Mostafa and Emami, Ali. (1394). Conditional Accounting Conservatism and Financial Flexibility. *Journal of Empirical Research in Accounting, 4 (4*) , 107-123. (In Persian)

Givoly, D and Hayn, C. (2000). 'The changing time series properties of earnings, cash flows and accruals: has financial reporting become more conservative?' *Journal of Accounting and Economics*, 29, 287-320.

HasasYeganeh, Yahya. and Shahriari, Alireza. (2010). The effect of Ownership Concentration on Conservatism in Companies listed in Tehran Stock Exchange. *Journal of Financial Accounting Research,. 4 (2)* , 77-94. (In Persian)

Hayat M, Awan. M. Ishaq, Bhatti. Raza, Ali and Muhammad Azeem, Qureshi. (2010). How growth opportunities are related to corporate leverage decisions? *Investment Management and Financial Innovations,*7 (1) ,7-17 .

Hejazi, Rezvan. Valizadeh Larijani, Azam and Kimasi, Farzaneh. (1395). The Role of Debt Capacity in the choice of effective strategies in reducing the under investment problem. *Quarterly Financial Accounting, 8 (30*) , 65-93. (In Persian)

Hutchinson, M. and Gul, F. (2004 (. Investment Opportunity Set, Corporate Governance Practices and Firm Performance. *Journal of Corporate Finance, (10)* , 595-614.

Jo, H. , Pinkerton, J. M. and Sarin, A.) 1994). Financing decisions and the investment opportunity set: Some evidence from Japan. *Pacific-Basin Finance Journal, 2* (2) , 227–242.

Jones, S. and Sharma, R (2001). The relationship between the investment opportunity set and corporate financing and dividend decisions: some Australian evidence", *Managerial Finance, 27*, 48-64.

Kallapur, S. and Trombley, M. A. (2001). The investment opportunity set: determinants, consequences and measurement. *Managerial finance*, *27* (3) , 3-15.

Kogir, Chegini. Nezhad, Milad. Darabi, Roya and Sarraf, Fatemeh. (2016). Relation between Conditional and Unconditional Conservatism with Investment Opportunities. *Asian Social Science*, *12* (5) , 74-83.

Lee, Jimmy. (2011). The Role of Accounting Conservatism in Firms' Financial Decisions. SSRN Library, working paper, Singapore Management University .

Marchica, M. and Mura, R. (2010). Financial Flexibility , Investment Ability and Firm Value : Evidence from Firms. *Financial Management. 10* (7) , 1339–1365.

Mojtahedzadeh, Vida and Farshi, Zahra. (1391). The Relationship of Accounting Conservatism and Investment Decisions of Managers in

Companies listed in Tehran Stock Exchange. *Journal of the Accounting and Auditing Review, 19 (67)* , 91-104. (In Persian)

Moradzadeh Fard, Mehdi. Farajzadeh, Maryam. Karami, Shima and Adzaladeh, Morteza. (1393). Investigation the association between conservatism and investment efficiency with respect to firm's financing status and ultimate ownership in Tehran Stock Exchange Market. *Empirical Studies in Financial Accounting Quarterly, 11 (44)* , 97-116. (In Persian)

Myers, S. C and Majlue, N. S. (1984). Corporate financing and investment decisions when firms have information that investors do not have. *Journal of Financial Economics, 13* (2) , 187–221.

Naveed, Razzaq. Zhang, Rui and Zou, Donghua. (2016). Accounting Conservatism Alleviates Firm's Investment Efficiency: An Evidence from China. *International Journal of Business and Economics Research, 5* (4) , 85-94.

Nevrouz, Iraj and Yazdani, Sima. (1389). The Impact of Leverage on Firms Investment Decision in Tehran Stock Exchange (TSE) , *financial accounting Research*, 2 (2) , 35-84. (In Persian)

Rajan, R. G and Zingales, L. (1995). What do we know about capital structure? Some evidence from international data. *The journal of Finance, 50* (5) , 1421–1460.

Riahi-belkaoui, A. (2002). Profitability, multinationality and the investment opportunity set. *Advances in International Accounting,15,* 1–12.

Smith, W and Watts, R. L. (1992). The investment opportunity set and corporate financing , dividend , and compensation policies. *Journal of financial economics, 32* (3) , 263–292.

Sobel, M. E. (1982). Asymptotic confidence intervals for indirect effects in structural equation models. In S. Leinhardt (Ed.) , Sociological Methodology (290-312). Washington DC: American Sociological Association.

Sung C. Bae. (2009). On the interactions of financing and investment decisions. *Managerial Finance, 35* (8) , 691- 699.

Tabachnick, B. G and Fidell, L. S. (2007). *Using multivariate statistics* (5th ed.). New York: Allyn and Bacon.

Tao Ma ،(2011). Accounting Conservatism and Corporate Investmen. Working Papers. Washington University in St. Louis, Olin Business School .

Vătavu, S. (2012 (. Rade-off versus pecking order theory in listed companies around the world. *Annals of the University of Petroşani, Economics, 12* (2) , 285–292.

Wald, J. K. (1999). How firm characteristics affect capital structure: an international comparison. *Journal of Financial Research, 22* (2) , 161–187.

Watts, R. L. (2003). Conservatism in accounting part I: explanation and implications, *Accounting Horizons, (17)* , 207–221

پژوهش‌های تجربی حسابداری

سال هفتم، شماره ۲۷، بهار ۱۳۹۷ صص ۲۹ - ۵۳

اثربخشی توانایی‌های مدیریتی بر عملکرد شرکت در مراحل چرخه عمر

بیتا مشایخی*، فرزاد حاجی عظیمی**

تاریخ دریافت: ۹۵/۰۳/۲۲

تاریخ پذیرش: ۹۵/۰۶/۲۲

چکیده

افزایش توانایی مدیران بر بهبود عملکرد شرکت‌ها موردتوجه مطالعات صورت گرفته در ادبیات مالی و حسابداری بوده است. در این میان، افزایش عمر شرکت و ورود به مراحل مختلف چرخه عمر، محیطی را برای مدیران فراهم می‌سازد که اثربخشی توانایی‌های خاص آنان بر بهبود فعالیت‌های عملیاتی شرکت را تحت تأثیر قرار میدهد. این پژوهش، تأثیر توانایی مدیریتی بر عملکرد شرکت در مراحل رشد، بلوغ و افول را در میان شرکت‌های بورسی و در بین سال‌های ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۳ موردبررسی قرارداده است. به این منظور، رابطه میان توانایی مدیریتی بر عملکرد شرکت در فرضیه اول مورد بررسی قرار گرفته است. نتایج آزمون فرضیه اول نشان‌دهنده تأثیر مثبت افزایش توانایی مدیریتی در بهبود عملکرد شرکت در قالب بازده سرمایه‌گذاری است. علاوه بر این، نتایج آزمون فرضیه دوم نشان می‌دهد که وجود رابطه مثبت و معنادار میان توانایی مدیران و عملکرد شرکت تنها در مراحل رشد و بلوغ مشاهده می‌شود و در مورد شرکت‌های فعال مرحله افول این رابطه مشاهده نمی‌گردد.

واژه‌های کلیدی: توانایی مدیریت، عملکرد شرکت، چرخه‌های عمر.

طبقه‌بندی موضوعی: M41

DOI: 10.22051/jera.2017.10264.1300

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

** دانشجوی دکتری حسابداری دانشگاه تهران، تهران، ایران (farzad_azimi@ut.ac.ir).

مقدمه

به دنبال گسترش شرکت‌های سهامی در دهه‌های اخیر و جدایی مالکیت و مدیریت، توجه به عملکرد مدیران افزایش یافته است. در شرکت‌های سهامی، مدیران واحدهای تجاری به‌عنوان نمایندگان سهامداران، وظیفه حداکثر سازی ثروت سهامداران را بر عهده داشته و با اتخاذ سیاست‌های مالی و عملیاتی بهینه، به دنبال رشد شرکت‌اند. حرکت در این مسیر اتخاذ اهداف راهبردی را به دنبال دارد و سبب می‌شود عملکرد مدیران در جهت پیاده‌سازی راهبردهای عملیاتی و میزان ارزش‌آفرینی آنان حائز اهمیت باشد. از سویی دیگر، شرکت‌ها در طی دوران حیات خود با تغییر در شرایط محیطی روبرو می‌باشند و مدیران دارای نقشی اساسی در هدایت شرکت و واکنش مناسب به این تغییرات‌اند. این امر سبب شده که نقش توانایی مدیریت در بهبود عملکرد شرکت با توجه به مخاطرات پیش روی بخش عظیمی از تحقیقات حوزه مالی و حسابداری را شامل می‌شود. بسیاری از محققین به دنبال پاسخ به این پرسش‌اند که آیا توانایی و سطح کیفیت مدیران به‌عنوان یکی از ارزشمندترین سرمایه‌های انسانی، در بهبود عملکرد شرکت نقش دارد. برخی از محققین اعتقاد دارند که راهبری شرکت و در رأس آن مدیریت عامل، در مراحل فعالیت شرکت دارای اثری مهم بر عملکرد نهایی شرکت است. دراین حالت مدیران ارشد به همسوسازی اهداف کارکنان با منافع شرکت و ایجاد فرهنگ‌سازمانی لازم کمک کرده و در تصمیمات مربوط به واکنش شرکت به تغییرات محیطی و تکنیکی نقش دارند. این دیدگاه بیان می‌کند که مدیریت در کلیه شرایط و مراحل حیات شرکت در ایجاد ارزش و بهبود عملکرد شرکت نقشی مستمر را بازی می‌کند (برتنارد و اسکولار، ۲۰۰۳). اگرچه وجود رابطه نمایندگی میان مدیران و سایر ذینفعان شرکت احتمال بروز عملکردهای فرصت‌طلبانه توسط مدیران را مطرح می‌سازد اما عوامل انگیزشی از جمله فشار بازارکار مدیران و مکانیسم‌هایی چون خطر تحصیل توسط شرکت‌های دیگر، سبب بهبود عملکرد و درنتیجه افزایش توان سودآوری شرکت‌های تحت حمایت می‌گردد. در چنین حالتی شرکت‌ها باید به‌گونه‌ای هدایت گردند که توان عملیاتی و کارایی خود را طی دوران حیات خود حفظ نمایند.

در سویی دیگر برخی از محققین بیان می‌کنند که تأثیرات مدیران بر بازده شرکت‌ها با توجه به شرایط محیطی، سازمانی و قانونی با محدودیت‌هایی روبرو بوده که انتخاب‌های اجرایی مدیران را محدود می‌کند (هانان و فریمن (۱۹۸۹)، دی ماگو و پاول (۱۹۸۳)، پفر و اسلاننیک

(۱۹۸۷)). در این دیدگاه مدیران بیشتر دارای نقشی سمبلیک در سازمان بود و تأثیر عملکرد آنان بر عملکرد شرکت در بهترین حالت، اندک است. شواهد تجربی نشان می‌دهد که باوجود به کارگیری مدیرانی توانا اما شرکت‌های اندکی موفق به حفظ سودآوری در طی دوران حیات خود شده‌اند و محکوم به نابودی‌اند (بولینگ، ۱۹۵۰).

با وجود اینکه بررسی اثربخشی توانایی مدیران بر پیامدهای افزایش عمر شرکت دارای کاربردهای عملی و تئوریک است اما ادبیات موجود توجه کمی به این حوزه داشته‌اند. اگر افزایش سن شرکت‌ها مانعی در برابر اقدامات مدیران در جهت ایجاد انگیزه برای شرکت‌ها و تجدید ساختارهای ناکارا باشد، در این صورت به‌کارگیری مدیران توانمند باوجود تحمیل هزینه‌بر شرکت، نمی‌تواند عواید زیادی برای سهام‌داران در پی داشته و بهبود قابل‌توجهی بر عملکردهای شرکت حاصل نماید. علاوه بر این، با وجود اثربخشی مدیران توانمند در کلیه مراحل چرخه عمر شرکت، می‌توان توضیحی برای دلیل تحصیل شرکت‌ها ارائه نمود (لودر و ویلچی، ۲۰۰۹). شرکت‌ها همانند ارگانیسم‌های زنده دارای چرخه عمری طبیعی بوده و در هر مرحله با چالش‌هایی روبرو می‌باشند (ادیزس، ۱۹۷۹). در هر یک از این مراحل، وقوع تغییرات در استراتژی‌های تجاری و ساختار سازمانی به‌منظور تطابق با مرحله جدید، اجتناب‌ناپذیر بوده و نتایج مالی متفاوتی را به دنبال دارد (دوج و همکاران، ۱۹۹۴). این مقاله به دنبال پاسخ به این پرسش است که آیا ورود شرکت به چرخه‌های عمر بر عملکردهای خروجی سازمان موثر بوده و میزان اثربخشی توانایی مدیران در بهبود عملکرد شرکت، در هریک از مراحل چرخه عمر به چه نحوی است.

چارچوب نظری و پیشینه پژوهش

توانایی مدیریت و عملکرد شرکت

یکی از سرمایه‌های انسانی که نقش مهمی در تبدیل منابع شرکت به درآمد و خلق ثروت برای سهامداران دارد، مدیران شرکت‌های تجاری‌اند. مطالعات مرتبط با قابلیت مدیران شرکت ها، از قبیل توانایی آنها در استفاده از فرصت‌های سرمایه‌گذاری، تأمین منابع، تخصیص بهینه منابع و دانش و تجربه آنان، یکی از ابعاد مهم و ارزشمند دارایی‌های نامشهود شرکت‌های تجاری محسوب می‌شوند (نمازی و غفاری، ۱۳۹۴). با این حال وقوع بحران مالی اخیر این سؤال را مطرح ساخت که توانایی مدیران در واکنش به رویدادهای کلان اقتصادی تا چه اندازه

می‌تواند در بهبود عملکرد شـرکت‌هایی با ویژگی یکسـان، تفاوت ایجاد نماید. اگرچه در مطالعات اخیر، اثرگذاری توانایی مدیریت در سیاست‌های گزارشگری ازجمله کیفیت سود (منصورفر و همکارن ۱۳۹۴)، پایداری سود (بزرگ اصل ۱۳۹۴) و تجدید ارائه (سپاسی و همکارن، ۱۳۹۴) را موردتوجه قرار داده اما آنچه دراین‌بین مطرح است، تأثیر توانایی مدیران و سایر ویژگی‌های خاص شرکت بر ارزش‌آفرینی و بهبود عملکرد شرکت است. توانایی‌های مدیران را می‌توان عاملی مؤثر بر ارزش و عملکرد شرکت دانست که سبب شده نقش مدیران در مدل‌های تشخیص استعداد موردتوجه باشد (روزن (۱۹۸۲)، گامبایکس و لاندیر، (۲۰۰۸)). مدیران سطوح بالا عاملی کلیدی در فعالیت‌های جاری شرکت بوده و خصوصاً در تصمیمات تحصیل، تنوع سازی، توزیع سود نقدی، پوشش بهره و سطح هزینه‌های تحقیق و توسعه دارای نقشی با اهمیت‌اند (برتنارد و اسکولار، ۲۰۰۳). مدیران ارشد به‌عنوان نماینده مالکان، می‌توانند با تجزیه‌وتحلیل و درک اهداف سازمان تحت مسئولیت خود، منابع محدود را به بهترین نحو موردا ستفاده قرار دهد و در انتخاب‌هایی چون تحصیل دارایی‌ها و مخارج تحقیق و توسعه، تأثیرگذار باشـد. بر این اسـاس توانایی مدیران یکی از اجزای اصـلی موفقیت در تصـمیم گیری‌های نوآوری بوده و دارای ارتباط مثبتی با ارزش بازار شرکت هاست (چن و همکاران، ۲۰۱۵). همچنین توانایی مدیریت بر کاهش هزینه‌های برون سـازمانی از مالیات و حق الزحمه حسـابرسـی موثر اسـت. مدیران توانمند به دلیل درک محیط عملکردی شـرکت می‌توانند تصـمیمات تجاری را با اسـتراتژی‌های مالیاتی همسـو نمایند و سـبب کاهش پرداخت مالیات نقدی شرکت‌ها گردند (کوستر و همکاران، ۲۰۱۶). از سویی دیگر در زمانی که حسابرسان مستقل ریسک قانونی کمی را تجربه می‌کنند و با شرکت آشنایی دارند، در صورت وجود مدیران توانمند در شرکت مورد رسیدگی حق الزحمه پایین تری را درخواست می‌کنند (لی و لو، ۲۰۱۶).

اما در سویی دیگر و بر اساس مفروضات اقتصاد نئوکلاسیک، مدیران باوجود حفظ منافع شخصی به دنبال افزایش سودآوری شرکت می‌باشند. همچنین در این دیدگاه، شرکت‌هایی که دارای شرایط بازار و وضعیت تکنولوژی مشابه می‌باشند، بدون توجه به ویژگی‌های مدیران، انتخاب‌های یکسانی را در اختیاردارند و عملکرد شرکت وابسته به ماهیت فضای رقابتی، کیفیت محصولات، مکانیسم‌های راهبردی شرکتی و سایر کنترل‌های اعمال‌شده از سوی سهام‌داران بوده و اثرات خاص شرکت و صنعت از تأثیر مدیریت دارای اهمیت بالاتری است.

این عوامل با اعمال محدودیت بر مدیران، انتخاب‌های آنان را محدود کرده و باعث کاهش اثر مدیریت بر عملکرد شرکت می‌گردد (هامبریچو فینکلستین، ۱۹۸۷). در این دیدگاه، مدیران بیشتر از نقشی مکمل در سازمان، دارای نقشی نمادین بوده که با استفاده از مکانیسم‌های در اختیار و اعمال کنترل بر هیئت مدیره به دنبال افزایش منافع مالی خود بوده و درنتیجه بهبود عملکردهای شرکت را در نظر ندارند. مدیران با استفاده از سرمایه‌گذاری‌های خاص، علاوه بر سخت نمودن امکان تغییر سیاست‌های سرمایه‌گذاری توسط سهامداران، تنها به دنبال اتخاذ سیاست‌هایی می‌باشند که باعث تثبیت خود در شرکت گردند .اتخاذ چنین سیاست‌هایی به این معنی است که توانایی مدیران تنها در جهت حفظ منافع شخصی به کار گرفته‌شده و لزوماً باعث افزایش معیارهای عملکردی شرکت نمی‌گردد.

اگرچه بررسی نقش مدیران در ایجاد ارزش برای شرکت مورد توجه بسیاری از تحقیقات بوده است اما بررسی تجربی این سؤال با مشکلاتی همراه است. منشأ این مشکل را می‌توان در جداسازی اثرات خاص شرکتی از ویژگی‌های خاص مدیریت دانست. مدیران در برخورد با شرکت‌های متفاوت شیوه‌های مدیریتی متفاوتی را برمی‌گزینند و این شیوه‌های مدیریتی باعث تغییر در تصمیم‌گیری‌های اساسی آنان می‌گردد (برتنارد و اسکولار، ۲۰۰۳). در این راستا، کاکس (۲۰۱۷) نشان داد که در زمان عرضه اولیه شرکت‌های با مدیران با کیفیت، با ارزشگذاری کمتر از واقع مواجه‌اند. همچنین پس از عرضه اولیه تنها در صورت وجود فرصت‌های رشد بدون توجه به سطح توانایی مدیران عملکرد عملیاتی مطلوبی را تجربه می‌کنند. تحقیقات پیرامون دلایل موفقیت و شکست مدیران در شرایط کاری مختلف به عواملی چون پاداش، فرهنگ مناسب و مدیریت مبتنی بر هدف، اشاره نموده‌اند و اعتقاددارند که سازمان‌ها شدیداً در معرض تغییرات محیطی بوده و تداوم عملکرد مطلوب مدیران بیش از هر زمان دیگری ضروری است (کرینتر و کینیکی، ۲۰۰۱).

توانایی مدیریت در بسیاری از پژوهش‌ها در قالب نقش مدیریت در عملکرد شرکت و تصمیمات سرمایه‌گذاری، جبران خدمات مدیران، حاکمیت شرکتی، تأثیرات اقتصادی مرتبط با سهامداران شرکت و تفاوت‌های بهره‌وری در کشورهای مختلف موردبحث قرارگرفته است. پژوهش‌های گذشته بیان می‌دارند که ویژگی‌های خاص مدیریتی چون توانایی، هوش، شهرت و سبک مدیریتی بر نتایج اقتصادی اثر گذاشته و این ویژگی‌ها در مباحث مالی و مدیریتی، دارای اهمیت است. بررسی ادبیات فوق نشان می‌دهد که وجود توانایی‌های خاص

در مدیریت سازمان می‌تواند بر عملکرد شرکت مؤثر بوده و درنتیجه فرضیه اول این پژوهش به‌صورت زیر مطرح می‌گردد:

فرضیه اول: توانایی مدیریت تأثیر معنا داری بر عملکرد مالی شرکت‌ها دارد.

تأثیر توانایی مدیریت بر عملکرد شرکت در چرخه‌های عمر

اگرچه مطالعات نشان داد که در جریان بحران سال ۲۰۰۸، میان توانایی‌های مدیریتی و عملکرد شرکت رابطه مثبتی وجود دارد (پانایتیس و اندرو، ۲۰۱۳) اما بااین‌حال، بسیاری از عوامل خاص شرکتی خارج از کنترل مدیریت‌اند. توانایی شرکت‌ها باگذشت زمان دچار تغییراتی گشته و در مراحلی از چرخه عمر، سازمان با افزایش کارایی و یادگیری، چگونگی دستیابی به راه‌های بهینه انجام فعالیت‌ها را فرامی‌گیرد (پیری و همکاران، ۱۳۹۰، جادویج، ۱۹۸۲) و با ورود به مراحلی دیگر، با کاهش در توانایی‌ها، دانش عمومی و تخصص‌های لازم، به‌سوی اضمحلال حرکت می‌نماید (اگروروال و گروت، ۲۰۰۲). توجه به متغیر چرخه عمر، این امکان را می‌دهد که بتوان مجموعه محرک‌های محیطی مربوط در مراحل عمر شرکت که سبب واکنش‌های راهبردی یکسان توسط شرکت‌ها می‌گردد را کنترل نمود و اثرات خاص مدیریت را از این عوامل خاص محیطی جدا کرد (هامبریچ و مدیسون، ۱۹۸۴). مراحل چرخه عمر نشان‌دهنده الگویی از شرایط داخلی و خارجی بوده که مجموعه‌ای از تصمیمات موردنیاز برای بهبود یا حفظ عملکرد شرکت را ضروری می‌سازد. بر این اساس بخش از تصمیمات مدیریت شرکت ناشی از این شرایط بوده و تحت کنترل او نیست. به‌عبارت‌دیگر، توضیح اثر عوامل محیطی مؤثر بر شرکت‌ها در چارچوب تئوری چرخه عمر قرار می‌گیرد. مراحل چرخه عمر به توصیف محرک‌های ناشی از محیط خارجی چون بازار کالا و محرک‌های ناشی از محیط داخلی چون عمر شرکت می‌پردازد و مجموعه‌ای از ویژگی‌هایی را در برگرفته که بر استراتژی‌های خاص شرکت تأثیر می‌گذارد (جواهر و مکلاگهیم، ۲۰۰۱).

هایر (۱۹۵۹) برای اولین بار تئوری چرخه عمر را مطرح ساخت و چندلر (۱۹۶۲) مراحل چرخه عمر را به‌عنوان مفهومی معرفی کرد که دلالت بر تغییرات در راهبردها و ساختارهای تجاری سازمان دارد. محققین از تمثیل‌های زیست‌شناسی به‌منظور بیان ویژگی بنگاه‌های اقتصادی در هر مرحله از چرخه عمر استفاده کرده و اعتقاددارند که بنگاه‌های اقتصادی در هر مرحله الگوهای رفتاری مشابهی را نشان می‌دهند. واحدهای تجاری در دوران جوانی بسیار

انعطاف‌پذیر بوده و کنترل‌پذیری آن‌ها کم است و با افزایش عمر شرکت و بهبود کنترل بر فعالیت‌های بنگاه، انعطاف‌پذیری در برابر تغییرات محیط اقتصادی و ساختارهای موجود در شرکت کاهش می‌یابد. شرکت‌ها در چرخه عمر خود سه مرحله رشد، بلوغ و افول را پشت سر می‌گذارند. در مرحله رشد، باوجود رشد فروش و دست‌یابی به سودهای غیرمنتظره، به دلیل وجود ابهام در واکنش بلندمدت بازار به محصولات، ریسک تجاری بالایی را تحمل می‌کنند. توانایی شرکت در ایجاد جریان‌های نقدی و دستیابی به منابع مالی برای سرمایه‌گذاری در تحقیق و توسعه و محصولات جدید موردنیاز است. در این مرحله، مدیران با تشخیص فرصت‌های سرمایه‌گذاری سودآور و تخصیص بهینه منابع، در بهبود عملکرد شرکت نقش بااهمیتی دارد. در مرحله بعدی و ورود شرکت به دوران بلوغ، ریسک تجاری کاهش‌یافته و با تثبیت موقعیت شرکت در بازار، ثبات فروش و ورود جریان‌های نقد، نیاز شرکت به تأمین مالی خارجی کاهش می‌یابد. در این مرحله شرکت باوجود سرمایه‌گذاری‌های مناسب در دوران رشد، توانایی پاسخ به نیازهای بازار را دارد و تغییرات فناوری و انحراف از عملکرد سال قبل کم است (نسیم و پنمن، ۲۰۰۱). در مرحله افول با منسوخ شدن فناوری و عدم توانایی شرکت در ارائه محصولات جدید، شرکت با کاهش فروش و افزایش ریسک تجاری مواجه است. در این مرحله درصورتی‌که مدیران نتوانند ناکارایی موجود در فرایندهای شرکت و سرمایه‌گذاری در پروژه‌های سودآور را دنبال کنند، شرکت مجبور به خروج از صنعت و پایان فعالیت است. در نتیجه تئوری چرخه عمر اعتقاد دارد که شرکت ناچارا درحال نمو و گذر از یک فاز توسعه به فاز دیگر است و الگویی قابل پیش بینی و برگشت ناپذیر را دنبال می‌کند (پوتر، ۲۰۰۴، میلر و فریسن، ۱۹۸۴). در این راستا ادبیات اخیر نشان داده که سیاست‌های سرمایه گذاری، تامین مالی و نقدینگی (فاف و همکاران، ۲۰۱۶)، تقسیم سود (دی انجلو و همکاران، ۲۰۰۶، گرولون و همکاران، ۲۰۰۲)، افزایش سرمایه (دی انجلو و همکاران، ۲۰۱۰) فعالیت‌های تحصیل (اون و یاوسامن، ۲۰۱۰) و الگوی جریان‌های نقد (دیکینسون، ۲۰۱۱) به قرار گیری در مراحل چرخه عمر وابسته است.

چرخه عمر شرکت موردتوجه بسیاری از پژوهش‌های داخلی بوده است. این پژوهش‌ها مستقیماً در حوزه این مطالعه صورت نگرفته و مواردی چون مربوط بودن و ارزش‌گذاری اجزای صورت‌های مالی، سیاست‌گذاری‌های مالی، عملکرد و ویژگی‌های خاص شرکتی را موردتوجه قرار داده‌اند. در این راستا رحمانی و همکاران (۱۳۹۰) به تجزیه‌وتحلیل رابطه

سودآوری و بازده سهام با توجه به چرخه عمر و اندازه شرکت، در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. نتایج به‌دست‌آمده حاکی از آن است که متغیرهای چرخه عمر و اندازه شرکت عوامل تأثیرگذار در رابطه میان سودآوری و بازده می‌باشند و باعث افزایش ضریب تعیین تعدیل‌شده می‌شوند. کرمی و عمرانی (۱۳۸۹) بازده سهام به‌عنوان متغیر وابسته و معیارهای ریسک و عملکرد را به‌عنوان متغیرهای توضیحی در نظر گرفتند تا میزان مربوط بودن معیارهای مزبور با در نظر گرفتن متغیر تعدیل‌کننده چرخه عمر شرکت بررسی کنند. نتایج نشان می‌دهد که میزان مربوط بودن معیارهای ریسک و عملکرد و نیز توان توضیحی افزاینده معیارهای ریسک در مراحل مختلف چرخه عمر (رشد، بلوغ، افول) تفاوت معناداری با یکدیگر دارند و توان توضیحی افزاینده معیارهای ریسک در مرحله رشد، دارای بیشترین مقدار و در مرحله بلوغ دارای کمترین مقدار است.

حسینی و همکاران (۱۳۹۲) اطلاعات سه‌طبقه عمده صورت جریان وجوه نقد (فعالیت‌های عملیاتی، سرمایه‌گذاری و تأمین مالی) با اطلاعات تعهدی متناظر با آن‌ها (سود عملیاتی، اقلام تعهدی ناشی از فعالیت‌های سرمایه‌گذاری و اقلام تعهدی ناشی از فعالیت‌های تأمین مالی) جهت پیش‌بینی بازده سهام در هریک از دوره‌های چرخه عمر شرکت‌ها (رشد، بلوغ و افول) مورد مقایسه قرارگرفته‌اند تا به این پرسش پاسخ دهد که با توجه به عمر شرکت‌ها کدام‌یک از دو شاخص جریان‌های نقدی و حسابداری تعهدی به شکل بهتری می‌تواند بازده سهام را پیش‌بینی کند. یافته‌های این تحقیق از وجود رابطه معنی‌داری بین اطلاعات جریان وجوه نقد و بازده سهام و همچنین اطلاعات مالی تعهدی و بازده سهام در تمامی دوره‌های چرخه عمر خبر می‌دهد. رضایی و همکاران (۱۳۹۲) به بررسی روند تدریجی رابطه متغیرهای حسابداری و قیمت سهام در چرخه عمر شرکت پرداختند و ارتباط ارزشی متغیرهای حسابداری به‌منظور تشریح روند تدریجی قیمت سهام در مراحل چرخه عمر شرکت را موردبررسی قراردادند. نتایج به‌دست‌آمده نشان داد که در مرحله رشد و افول، ارزش دفتری هر سهم و جریان نقدی عملیاتی هر سهم ارتباط ارزشی یکسانی را نشان می‌دهند و برای مرحله بلوغ، ارزش دفتری هر سهم نسبت به جریان نقدی عملیاتی هر سهم ارزش مربوط‌تری را ارائه می‌کند. حقیقت و قربانی (۱۳۸۵) رابطه سود و جریان‌های نقدی باارزش شرکت در چارچوب مدل چرخه عمر را تحلیل نمودند. یافته‌های این تحقیق نشان می‌دهد در دوره رشد و افول همبستگی جریان‌های نقدی باارزش شرکت به شکل معناداری قوی‌تر از همبستگی سود باارزش شرکت است.

همچنین نتایج این تحقیق مؤید آن است که در دوره بلوغ محتوای اطلاعاتی سود به شکل معناداری بیشتر از محتوای اطلاعاتی جریان‌های نقدی است.

دهدار (۱۳۸۶) به بررسی تأثیر چرخه عمر بر توان توضیحی افزاینده الگوهای ارزش‌گذاری مبتنی بر سود و اقلام تعهدی در قیاس با الگوهای مبتنی بر جریانات نقدی عملیاتی، سرمایه‌گذاری و تأمین مالی پرداخت. یافته‌های وی نشان می‌دهد که در مراحل رشد و بلوغ الگوهای ارزش‌گذاری مبتنی بر سود و اقلام تعهدی در قیاس با الگوهای مبتنی بر جریانات نقدی عملیاتی، سرمایه‌گذاری و تأمین مالی حاوی توان توضیحی افزاینده بیشتری می‌باشند و در مرحله افول عکس این موضوع صادق است. پیری وهمکاران (۱۳۹۰) اثر دوره های مختلف چرخه عمر بر سودآوری و رشد بنگاه‌های تجاری را موردمطالعه قرار داند. شواهد حاکی از آن است که سود عملیاتی و اجزای آن در مسیر عمر هر شرکت، الگویی غیرخطی از خود نشان می‌دهد. نتایج تحقیق نشان‌دهنده مؤثر بودن چرخه عمر در رشد سودآوری بنگاه‌های تجاری است.

رحیمیان و همکاران (۱۳۸۹) به مطالعه تأثیر مراحل مختلف چرخه عمر بر قیمت‌گذاری خدمات حسابرسی پرداختند و با بررسی هزینه‌های خدمات حسابرسی افشاشده در صورت‌های مالی شرکت‌های بورسی نشان دادند که هزینه خدمات حسابرسی برای شرکت‌هایی که در مرحله افول قرار دارند نسبت به سایر شرکت‌ها تفاوت معناداری دارد. ستایش و قیومی (۱۳۹۱) به واکاوی رابطه بین دوره تصدی حسابرس و کارایی سرمایه‌گذاری‌های بلندمدت در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران می‌پردازد. به‌علاوه در این تحقیق اثر عوامل چرخه عمر و وجه نقد موجود در شرکت بر رابطه دوره تصدی حسابرس و کارایی سرمایه‌گذاری بررسی می‌شود. نتایج نشان‌دهنده رابطه مثبت و معنادار بین دوره تصدی حسابرس و اندازه شرکت حسابرسی با کارایی سرمایه‌گذاری‌های بلندمدت است. بر این اساس کیفیت حسابرسی و کیفیت حسابرس دارای نقشی بااهمیت در افزایش کارایی سرمایه‌گذاری‌های شرکت می‌باشند. به‌علاوه رابطه بین دوره تصدی حسابرس و کارایی سرمایه‌گذاری‌های بلندمدت تحت تأثیر چرخه عمر و وجه نقد موجود در شرکت قرار دارد و با افزایش عمر و نقدینگی شرکت این رابطه تشدید می‌شود. کرمی و عمرانی (۱۳۸۹) به بررسی تأثیر چرخه‌ی عمر شرکت و محافظه‌کاری بر ارزش شرکت پرداختند. نتایج نشان می‌دهد که سرمایه‌گذاران در مرحله‌ی رشد نسبت به شرکت‌های فعال در مراحل بلوغ و

افول اهمیت بیشـــتری به خالص دارایی‌های عملیاتی و ســـود عملیاتی غیرعادی داده و سرمایه‌گذاران در مورد شرکت‌های فعال در مراحل ر شد و بلوغ اهمیت بیشتری به خالص دارایی‌های عملیاتی و سود عملیاتی غیرعادی شرکت‌های محافظه‌کار نسبت به شرکت‌هایی با رویه‌های حســـابداری متهورانه می‌دهند. خدامی پور و همکاران (۱۳۹۱) میزان عدم تقارن اطلاعاتی و چرخه عمر شرکت بر بازده آتی سهام را موردبرر سی قراردادند. یافته‌های این مطالعه نشان می‌دهد که رابطه منفی و معناداری بین عدم تقارن اطلاعاتی و بازده آتی سهام وجود دارد. درواقع، با افزایش میزان عدم تقارن اطلاعاتی، بازدهی آتی ســـهام شـــرکت‌ها کاهش می‌یابد .نتیجه دیگر مطالعه نشـــان می‌دهد که یک رابطه‌ی مثبت و معنادار بین چرخه‌ی عمر شـــرکت و بازده آتی ســـهام وجود دارد. بر اســـاس ادبیات موجود و چارچوب نظری ارائه‌شـــده شـــرکت‌ها از طریق گذراندن یک ســـلســـله مراحل و تغیرات متوالی و معین در طی زمان تکامل می‌یابند (رضایی وهمکاران، ۱۳۹۲). همچنین تأثیر مراحل مختلف چرخه عمر بر رابطه رشـــد و ســـودآوری قابل توجه اســـت، زیرا ویژگی های رشـــدی، رقابتی و تأمین مالی حاکم بر دوره های مختلف چرخه عمر شرکت‌ها متفاوت است. در دوره جوانی (دوران رشد)، سازمان‌ها بسیار انعطاف پذیر و تا حدی غیرقابل کنترل هستند. با افزایش عمر سازمان ها، روابط تغییر می‌کند، کنترل افزایش و انعطاف پذیری کاهش یافته و در نهایت با پیر شـــدن (دوران افول) قابلیت کنترل نیز کاهش خواهد یافت. هنگامی که واحد تجاری قابلیت کنترل داشـــته و انعطاف پذیر با شد، توأماً مزایای جوانی و پیری را دارا است و در مرحله تکامل (بلوغ) شناخته قرار دارد (الدریچ و آستر ۱۹۸۶). این امر نشان می‌دهد که قرارگیری در مراحل مختلف چرخه عمر، شـــرکت‌ها را با پیامدهایی روبرو می‌ســـازد که می‌تواند اثر بخشـــی توانایی مدیران را با محدودیت‌هایی ربرو سازد. بر این اساس فرضه دوم به شرح ذیل مطرح می‌گردد:

فرضـــیه دوم: تأثیر توانایی مدیران بر عملکرد شـــرکت در مراحل مختلف چرخه عمر تفاوت معناداری دارد.

روش پژوهش

ایـن پـژوهش بـه لحـاظ نـوع هـدف، کاربردی است که با استفاده از مطالعات کتابخانـه‌ای گردآوری شـــده، با اســـتفاده از مدل اطلاعات لازم جمع آوری شـــده و با اســـتفاده از مدل‌های رگرسیونی چند متغیره به آزمـون فرضـیات پرداختـه شده اسـت. علاوه بر این، پژوهش فوق بر

اساس خصوصیات موضوع و مسئاله تحقیق، در حوزه تحقیقات توصیفی و همبستگی قرار می‌گیرد. به منظور دستیابی به داده‌های پژوهش، از اطلاعات موجود در نرم افزار شرکت رهاورد نوین استفاده شده است. در مرحله بعد، از نرم افزار آماری Excel استفاده شده است و برای آزمون های آماری مربوطه از نرم افزار EViews، نسخه ۶ استفاده شده است.

جامعه و نمونه آماری

در این پژوهش، جامعه آماری کلیه شرکت‌های پذیرفته در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌ها ۸۹ تا ۹۳ با توجه به محدودیت‌های زیر است:

۱. تا قبل از سال ۱۳۸۹ در بورس اوراق بهادار پذیرفته‌شده باشند.

۲. به‌منظور افزایش قابلیت مقایسه، دوره مالی آن‌ها منتهی به ۲۹ اسفندماه باشد.

۳. اطلاعات مالی آن‌ها برای دوره موردنظر پژوهش در دسترس باشد.

۴. طی سال‌های مالی مذکور تغییر سال مالی و توقف فعالیت نداشته باشند.

۵. به دلیل تفاوت موجود در فعالیت‌ها، جزء شرکت‌های واسطه‌گری مالی، هلدینگ و بانک نباشد.

۶. اطلاعات آن‌ها برای انجام پژوهش در دسترس باشند .

با استفاده از نمونه‌گیری و اعمال محدودیت‌های فوق، تعداد ۱۰۱ شرکت (برای برخی از متغیرها از اطلاعات سال۸۸ استفاده شد) به‌عنوان نمونه برگزیده‌شده‌اند.

متغیرهای پژوهش و آزمون فرضیه‌ها

به‌منظور آزمون فرضیه اول مبنی بر تأثیر توانایی مدیریت بر عملکرد شرکت، در مرحله اول توانایی مدیریت با استفاده از مدل دمرجیان و همکاران (۲۰۱۲) برآورد گردیده است. در این مدل منابع در اختیار مدیریت شامل بهای تمام‌شده‌ی کالای فروش رفته، هزینه‌های فروش واداری، هزینه‌های تحقیق و توسعه و دارایی‌های ثابت مشهود، نامشهود و سایر منابعی است که به‌طور مستقیم در صورت‌های مالی گزارش نمی‌گردد. بر اساس این مدل کارایی شرکت تحت عواملی ازجمله اندازه شرکت، سهم بازار، وجوه نقد آزاد، عمر شرکت و میزان رقابت

در صنعت بوده و ویژگی‌های خاص شرکتی متأثر از توانایی‌های خاص مدیریت است. بر این اساس ابتدا نسبت کارایی شرکت‌ها محاسبه شده و با برازش مدل شماره ۱، بخشی از کارایی شرکت که ناشی از ویژگی‌های خاص شرکت بوده برآورد می‌گردد. براین اساس جزء باقی‌مانده مدل ($\varepsilon_{i,t}$) برای هر سال-شرکت به‌عنوان معیار توانایی مدیریت در نظر گرفته می‌شود. مدل مطرح‌شده دمرجیان و همکاران (۲۰۱۲) به قرار زیر است :

مدل شماره (۱)

$$FCF_{i,t} + \beta_4 Ln\,(Age)_{i,t} + \beta_5\ \beta_2 MS_{i,t} + \beta_3 Positive\ FE_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Ln\,(TA)_{i,t} + NFIRMS_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

$$FE_{it} = \frac{SALE_{it}}{PPE_{it} + RD_{it} + SALExpit_{it} + GOGS_{it}}$$

در این مدل، FEبیانگر کارایی شرکت بوده و اجزای آن شامل: PPE (خالص دارایی‌های ثابت)،) RDهزینه‌های تحقیق و توسعه)، SAExp(هزینه‌های فروش واداری) و GOGS (بهای تمام‌شده‌ی کالای فروش رفته)، می‌باشند .علاوه بر این، در مدل شماره ۱، TA بیانگر اندازه شرکت، MS، سهم بازار شرکت (درآمد فروش شرکت به مجموع درآمد فروش صنعت)، PositiveFCF، جریان وجوه نقد آزاد مثبت، Ln (Age)، لگاریتم طبیعی عمر شرکت و NFIRMS، لگاریتم طبیعی تعداد شرکت‌های فعال در صنعت بوده که به‌عنوان شاخصی از رقابت در صنعت است. پس از برازش مدل شماره یک، باقیمانده مدل برای هرسال -شرکت به‌عنوان توانایی مدیریت در نظر گرفته می‌شود.

پس از محاسبه توانایی مدیریت، آزمون فرضیه اول با استفاده از مدل ارائه‌شده توسط پانایتیس و همکاران (۲۰۱۳) صورت گرفته است. در این مدل برای بررسی تأثیر توانایی مدیریت بر عملکرد شرکت از معیار توانایی مدیریت در کنار سایر متغیرهای کنترلی چون اندازه، اهرم مالی و معیار ارزش بازار بر ارزش دفتری بهره گرفته‌شده است.

مدل شماره (۲)

$$ROA_{i,t} = a_0 + a_1 Ma_{i,t} + a_2 MB_{i,t} + a_3 SIZE_{i,t} + a_4 LEV_{i,t} + e_{i,t}$$

در این مدل، MA، بیان‌گر توانایی مدیریت (جزء باقیمانده مدل شماره ۱)، ROA، سود و زیان خالص شرکت تقسیم‌بر دارایی‌های شرکت، MA، ارزش بازار حقوق صاحبان سهام

شرکت تقسیم‌بر ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام، LEV، مجموع بدهی‌ها تقسیم‌بر مجموع دارایی‌های شرکت، SIZE لگاریتم طبیعی مجموع دارایی‌های شرکت است.

در مرحله نهایی و به‌منظور آزمون فرضیه دوم و تعدیل تأثیر توانایی مدیریت بر عملکرد شرکت از بابت چرخه عمر شرکت، از رویکرد آنتونی و رامش (۱۹۹۲) استفاده گردیده است. در این رویکرد به منظور تفکیک شرکت‌ها به مراحل چرخه عمر چهار متغیر: رشد فروش، مخارج سرمایه‌ای، نسبت سود تقسیمی و سن شرکت مورد توجه قرار می‌گیرد. در این مطالعه نیز تفکیک شرکت‌ها به مراحل رشد، بلوغ و افول، نخست مقدار هر یک از متغیرهای رشد فروش (نسبت فروش سال جاری به سال قبل منهای یک)، مخارج سرمایه‌ای (تغییر دارایی‌های ثابت شرکت تقسیم به ارزش بازار شرکت)، نسبت سود تقسیمی (نسبت سود تقسیمی هر سهم به سود هر سهم) و سن شرکت (تفاوت سال تأسیس شرکت و سال جاری) برای هر سال- شرکت محاسبه می‌شود و سپس مطابق روش پارک و چن (۲۰۰۶)، سال- شرکت‌ها بر اساس هر یک از چهار متغیر مذکور و با استفاده از چندک‌های آماری در هر صنعت به پنج طبقه تقسیم شده و با توجه به قرار گرفتن در طبقه موردنظر امتیازی مابین ۱ تا ۵ می‌گیرند. در مرحله نهایی نیز با توجه به محاسبه مجموع امتیازات برای هرسال شرکت، طبقه بندی در هریک از مراحل رشد، بلوغ و افول صورت می‌گیرد. پس از طبقه‌بندی شرکت‌ها در مراحل مختلف چرخه عمر، مدل شماره دو برای هر سه‌طبقه برازش شده و ضریب a_1 برآورد می‌گردد.

تجزیه تحلیل داده‌ها

به‌منظور آزمون فرضیات موردنظر و انجام تحلیل های آماری، کلیه داده های موردنظر استخراج گردید و نتایج ناشی از آمار توصیفی در نگاره شماره ۱ ارائه گردیده است. با توجه به طبقه‌بندی شرکت‌های نمونه در مراحل مختلف چرخه عمر، علاوه بر ارائه آمار توصیفی برای کلیه سال شرکت‌های موردنظر، این آمار برای سال شرکت‌های قرارگرفته در مراحل رشد، بلوغ و افول نیز ارائه گردیده است. همان‌گونه که در نگاره۲ قابل‌مشاهده است میانگین توانایی مدیریت در دوران بلوغ به بالاترین اندازه خود رسید و با ورود شرکت به دوران افول، توانایی مدیریت نیز رو به کاهش می‌رود. علاوه بر این، باوجود میانگین بالای اهرم شرکت‌ها در مرحله رشد، وابستگی شرکت‌ها در این مرحله به تأمین مالی از طریق بدهی مشهود است. همچنین میانگین داده‌های مربوط به ارزش بازار به ارزش دفتری شرکت‌های موجود در نمونه

نشان می‌دهد که در برابر یک ریال ارزش دفتری، ارزش بازار حقوق صاحبان سرمایه در مرحله رشد به میزان ۲/۸۵ و در مرحله بلوغ به‌اندازه ۲/۶۵ ریال ارزش‌گذاری شده است. به‌عبارت‌دیگر سرمایه‌گذاران برای شرکت‌های فعال در این مرحله، رشد بالاتری را در نظر گرفته‌اند.

نگاره (۱): آمار توصیفی مدل شماره ۱

		FE	NFIRMS	Age	FCF Positive	Ms	TA
کل نمونه	میانگین	۰/۰۰	۲/۷۲	۳۳	۵۶۷۲۶۳	۱۳۳۰۷۷	۱۳/۵۲
	میانه	-۰/۰۱	۲/۸۹	۳۶	۷۰۸۵۰	۲۵۳۴۴	۱۳/۳۲
	حداکثر	۳/۸۴	۳/۰۴	۵۹	۱۶۵۸۸۳۴۰	۳۱۹۰۹۹۶	۱۸/۳۲
	حداقل	-۰/۸۵	۲/۳۰	۷	-۲۴۱۳۳۳۲	۱۵۶۲	۹/۷۷

نگاره (۲): آمارتوصیفی مدل شماره ۲

		MA	LEV	SIZE	MB	ROA
کل نمونه: تعداد نمونه. ۵۰۵	میانگین	۰/۰۲	۱۵/۶۵	۲۶/۷۸	۲/۵۳	۰/۱۷
	میانه	۰	۰/۷۹	۲۶/۵۵	۱/۶۷	۰/۱۵
	حداکثر	۲/۲۶	۳۴۱/۱۵	۳۱/۵۵	۱۴/۰۱	۰/۶۵
	حداقل	-۰/۸۲	۰	۲۳/۲۶	۰/۳۳	-۰/۰۶
دوران رشد تعداد نمونه: ۹۱	میانگین	۰	۱۳/۵۶	۲۷/۰۵	۲/۸۵	۰/۱۸
	میانه	۰	۰/۶۱	۲۶/۹۶	۱/۸۶	۰/۱۸
	حداکثر	۰/۶۸	۲۹۲/۵۹	۳۱/۴۱	۱۴/۰۱	۰/۵۸
	حداقل	-۰/۳۹	۰	۲۳/۲۶	-۱/۶۳	-۰/۳۳
دوران بلوغ تعداد نمونه: ۲۶۳	میانگین	۰/۰۴	۸/۵	۲۹/۸۵	۲/۶۵	۰/۲
	میانه	۰/۰۲	۰/۸۹	۲۶/۷۲	۲/۰۳	۰/۱۶
	حداکثر	۲/۲۶	۲۶۶/۳۲	۳۱/۵۵	۱۱/۵	۰/۶۵
	حداقل	-۰/۸۲	۰/۰۱	۲۳/۴۷	۰/۳۵	-۰/۰۱
دوران افول تعداد نمونه: ۱۵۱	میانگین	-۰/۰۱	۶/۶۴	۲۶/۸۷	۲/۲۳	۰/۱۱
	میانه	-۰/۰۴	۰/۷۱	۲۶/۸۲	۱/۸۳	۰/۱۳
	حداکثر	۳/۸۴	۳۴۱/۱۵	۳۲/۰۵	۲۰/۹	۰/۵۳
	حداقل	-۰/۷۱	۰	۲۳/۲۸	۱۳/۵۸	-۰/۷۲

به‌منظور آزمون فرضیه اول مبنی بر تأثیر معنادار توانایی مدیریت بر عملکرد شرکت، مدل شماره ۲ در کل نمونه برازش می‌گردد. نتایج حاصل از این مدل در نگاره شماره ۳ ارائه گردید است. پیش از برآورد مدل اثرات ثابت زمانی، در ابتدا مفروضات رگرسیون موردبررسی قرارگرفته و خطی بودن رابطه از طریق آزمون فیشر برابر با ۲۸/۲۷ (معنادار در سطح اطمینان ٪۹۹) بررسی گشت و وجود همبستگی میان خطاها با آماره دوربین واتسون به‌اندازه ۱/۷۳ مورد تائید قرار می‌گردد. همان‌گونه که در نگاره شماره۳ قابل‌ملاحظه است ضرایب a_1 با اندازه ۰/۰۵ (معناداری در سطح ۹۹٪)، a_3 به‌اندازه ۰/۰۳ (معناداری در سطح ۹۹٪) و a_4 با اندازه ۰/۰۰۴ (معناداری در سطح ۹۹٪) بوده و نشان می‌دهد که با کنترل معیارهایی چون اندازه، اهرم و ارزش بازار به ارزش دفتری، توانایی مدیریت دارای اثر مثبت و معناداری بر بازده دارایی‌های شرکت‌های موجود در نمونه است. لازم به ذکر است که مدل برازش شده دارای قدرت توضیح دهندگی به‌اندازه ۱۷٪ بوده و متغیرهای اندازه و ارزش بازار به دفتری دارای اثر مثبت و معنادار بر عملکرد شرکت بوده و افزایش اندازه و وجود فرصت‌های رشد باعث بهبود بازده دارایی‌ها می‌گردد.

نگاره (۳): نتایج آزمون فرضیه اول

		C	MA	LEV	SIZE	MB
مجموع نمونه	ضرایب	**-۰/۸۳۶۲	**۰/۰۵۱۷	۰	**۰/۰۳۶	**۰/۰۰۴۵
	خطای استاندارد	۰/۱۰۵	۰/۰۱۶	۰	۰/۰۰۴	۰/۰۰۱
	اماره t	-۷/۹۲۸	۳/۱۶۲	۰/۹۸	۲/۲۴۷	۳/۷۶۱
	معنا داری	۰	۰/۰۰۲	۰/۳۲۷	۰	۰
	اماره F	**۲۸/۲۷	*معناداری*			۰
	ضریب R^2	۰/۱۷		دوربین واتسون		۱/۷۳

نگاره (۴): نتایج آزمون فرضیه دوم

ضرایب		MB	C	MA	LEV	SIZE	MB
دوران رشد	ضرایب		**-۰/۳۳۲۱	*۰/۱۵۷	۰	*۰/۰۱۸۰۶	**۰/۰۱۲۲۹۱
	خطای استاندارد		۰/۲۲۴	۰/۰۶۱	۰	۰/۰۰۸	۰/۰۰۶
	اماره T		-۱/۴۸	۲/۵۹۳	-۰/۷۸۶	۲/۱۶۹	۲/۱۹۷
	معنا داری		۰/۱۴۳	۰/۰۱۱	۰/۴۳۴	۰/۰۳۳	۰/۰۳۱
	اماره F		**۵/۶۱	معناداری			۰
	ضریب R^2		۰/۱۷			دوربین واتسون	۱/۵۵
دوران بلوغ	ضرایب		**-۰/۸۲۳۴	**۹۰/۰۶۴	۰	**۰/۰۳۶	۰
	خطای استاندارد		۰/۱۴۲	۰/۰۲۳	۰	۰/۰۰۵	۰
	اماره T		-۵/۸۱۹	۲/۸۶۲	۰/۷۱۵	۶/۸۸۴	۰/۷۱۵
	معنا داری		۰	۰/۰۰۵	۰/۴۷۵	۰	۰/۴۷۵
	اماره F		**۱۵/۲۴			معناداری	۰
	ضریب R^2		۰/۱۸			دوربین واتسون	۱/۵۹
دوران افول	ضرایب		**-۱/۰۱۱۰	۰/۰۳۵	۰	**۰/۰۴۰۹	**۰/۰۱۰۶۱۹
	خطای استاندارد		۰/۲۰۹	۰/۰۲۶	۰	۰/۰۰۸	۰/۰۰۴
	اماره T		-۴/۸۴۵	۱/۳۳۲	۰/۵۸۷	۵/۲۴۴	۲/۶۷
	معنا داری		۰	۰/۱۸۵	۰/۵۵۸	۰	۰/۰۰۹
	اماره F		۱۰/۶۳	معناداری			۰
	ضریب R^2		۰/۲			دوربین واتسون	۱/۶
**معناداری در سطح ۹۹٪ *معناداری در سطح ۹۵٪							

به‌منظور آزمون فرضیه دوم مبنی بر رابطه میان توانایی مدیریت در مراحل مختلف چرخه عمر، شرکت‌های موجود در نمونه بر ا ساس روش شنا سی ارائه شده به سه پرتفوی متشکل از شرکت‌های در حال رشد، بلوغ و افول تقسیم‌بندی شده و مدل شماره ۲ برای هر یک از پرتفوی‌ها برازش گردیده است. نتایج حاصل در نگاره ۴ شواهدی در جهت خطی بودن رابطه از طریق آزمون فیشر (معنادار داری در سطح ۹۹) ٪ و وجود همبستگی میان خطاها با آماره

دوربین واتسون در هر سه دوره داشته که است. نتایج این نگاره نشان می‌دهد که اندازه ضریب a_2 در مورد شـــرکت‌های حاضـــر در مرحله بلوغ به‌اندازه ۰/۰۶ (آماره t برابر با ۲/۸۶) دارای معناداری در سطح ۹۹٪ بوده و این ضریب در مورد شرکت‌های رشدی (به‌اندازه ۰/۱۵) تنها در سطح ۹۵٪ معنا دار است. همچنین ضریب a_2 با وجود معنا دارای در دروه رشد و بلوغ، دوران افول هیچ گونه رابطه معناداری با بازده دارایی‌ها ندارد. این نتایج نشان میدهد که با وجود رابطه مثبت و معنادار ضریب a_2 و اثر گذاری توانایی خاص مدیران بر بازده شرکت اما این ضریب تنها در دوره بلوغ و رشـد، دارای رابطه مثبت معنادار با عملکرد شـرکت بوده و در دوران افول رابطه معنا داری ندارد. علاوه بر این، بررســـی ضـــرایب ســـایر متغیرهای کنترلی در مورد شـــرکت‌های موردبررســـی نمایان گر معناداری ضـــریب a_3 و وجود رابطه مثبت معنادار میان ارزش بازار به ارزش دفتری حقوق صاحبان سرمایه با بازده دارایی‌ها در دوره‌های رشد و افول است. همچنین بررسی ضریب a_4 در مورد هر یک از دوره‌های چرخه عمر نشان‌دهنده وجود رابطه مثبت معنادار میان اندازه شـرکت با بازده دارایی‌ها اسـت. لازم به ذکر اسـت که توضـیح دهندگی مدل در دوران افول با ضریب تعیین تعدیل شده برابر با ۲۰٪ بالاترین توضیح دهندگی رابه خود اختصاص داده است.

نتیجه‌گیری

وقوع انقلاب صـــنعتی و شـــکل‌گیری شـــرکت‌های ســـهامی اســـتفاده از مدیران را به‌عنوان نماینده‌ی مالکین شـرکت به دنبال داشـت. مدیران در رأس سـازمان وظیفه تعیین سـیاسـت‌های اسـتراتژیک و بهره‌گیری از منابع آن در جهت این سـیاسـت‌ها را بر عهده دارد. توانایی مدیران در قالب تخصـص، تجربه و اسـتعدادهای ذاتی نقشـی اسـاسـی در هدایت سـازمان در جهت چشـــم‌اندازهای تعیین‌شـــده دارد. دراین‌بین عمر ســـازمان و قرارگیری آن در مراحل مختلف چرخه عمر می‌تواند براثر بخشـــی این نقش مؤثر بوده و تغییراتی در آن ایجاد نماید. در این راستا وجود رابطه میان توانایی مدیریت و عملکرد مالی شرکت‌ها بدون توجه به قرارگیری در مراحل چرخه عمر مورد در فرضـیه اول موردبررســی قرار گرفت. نتایج آزمون نشـان داد که مطابق نتایج تحقیق برناردو استوارت (۲۰۰۳)، دمیرجان و همکارن (۲۰۱۲)، آندرو و همکاران، (۲۰۱۳) و چکنور و پگلیس، (۲۰۰۵)، توانایی مدیریت دارای تأثیری معنادار در بهبود عملکرد شرکت بوده و سبب افزایش بازده دارایی‌های شرکت می‌گردد. بر این اساس توانایی مدیریتی

بالاتر بهبود کارایی عملیات شـرکت را به دنبال دارد و تصـمیم گیری‌هایی مدیریتی می‌تواند تأثیر بسـزایی بر عملکرد شـرکت داشـته باشـد. همچنین توانایی مدیریتی بالا احتمال ورود به پروژه‌های با خالص ارزش فعلی بالاتر را افزایش داده ودر سطحی یکسان سبب سرمایه‌گذاری مناسـب تر در پروژه‌های با ارزش تر گردیده اسـت. در نتیجه، مدیران تواناتر درآمد بیشـتری با اسـتفاده از سـطح معینی از منابع کسـب کرده و یا با اسـتفاده از منابع کمتر، به سـطح معینی از درآمد دسـت می‌یافته‌اند. همچنین مطابق با (دیمرجان و همکاران، ۲۰۱۳.) مدیران توانمندتر دانش و آگاهی بیشتری در ارتباط با مشتریان و شرایط کالان اقتصادی دا شته و با درک بهتر شرایط پیچیده توانسته‌اند سبب بهبود عملکرد شرکت گردند.

با این حال بررسـی تأثیر توانایی مدیران بر عملکرد شـرکت پس از تعدیل بابت مراحل مختلف چرخه عمر در فرضیه دوم، نشان دهنده تعدیل این رابطه است. شواهد تجربی ناشی از آزمون‌های آماری نشان دادکه تفکیک شرکت‌ها بر اساس قرارگیری آن‌ها در مراحل مختلف چرخه عمر، براثرگذاری توانایی مدیران در بهبود عملکرد مالی شـرکت مؤثر اسـت. بر این اساس اگرچه اثر گذاری توانایی مدیران از مرحله رشد تا بلوغ افزایش می‌یابد و در دوره بلوغ به بالاترین میزان می‌رسـد اما توانایی مدیران در دران افول اثر معنا داری بر بهود عملکرد شـرکت ندارد. این یافته مطابق لودرر و ویلچی (۲۰۰۹) نشـان می‌دهد که افزایش عمر شـرکت سـبب کاهش عملکرد شـرکت گردیده و بهره‌گیری از مدیران با کیفیت نیز اثر معناداری بر عملکرد شرکت‌های بالغ نداشته است. در مرحله رشد، افزایش اندازه، رشد فروش و درآمدها بیش از سـال‌های اولیه شـرکت اسـت. در این شـرایط مدیریت توانا با بهره‌گیری از منابع مالی موجود، سـرمایه‌گذاری بهینه در دارایی‌های مولد را صـورت داده و به بازده فراتر از هزینه سرمایه دست‌یافته است. با این حال ویژگی‌های خاص این مرحله از جمله رشد فروش، افزایش مزیت‌های رقابتی و دستیابی به منابع مالی سبب حرکت شـرکت در مسیر سودآوری شـده و وجود توانایی مدیرتی بخش از این سود آوری را به دنبال داشته است. اما در مرحله بلوغ ثبات درفروش و تأمین نقدینگی از طریق منابع داخلی و بالا بودن اندازه دارایی‌های شـرکت محیطی را ایجاد کرده می‌کند که ناتوانی در کنار امدن با تغییر شـرایط محیط رقابتی پیشـرفت چرخه عمر را تحت تأثیر قرار می‌دهد. در این مرحله شرکت فروش متعادلی را تجربه می‌کند، دارایی آن مسـتهلک شـده و با خطر از کارافتادکی ناشـی از تغیرات فناوری مواجه می‌باشـند. دراین شـرایط مدیریت با بهره‌گیری از توانایی‌های تخصـصـی و ذاتی خود بیشـترین اثر گذاری را بر

بهبود عملکرد شرکت داشته و توانسته سوداوری را افزایش دهند. با ورود شرکت به مرحله افول، فرصت‌های رشد داخلی کاهش یافته و تأمین مالی خارجی با هزینه بالایی همراه است. در این مرحله تحلیل مزیت‌های رقابتی سبب می شود که مرحله بلوغ به رکود اجتناب ناپذیری منجر شود که حتی توانایی مدیریتی هم سبب بهبود عملکرد شرکت نگردد. به عبارت دیگر عواملی چون افزایش هزینه‌های تامین مالی، کاهش فعالیت‌های تحقیق و تو سعه، منسوخ شدن فناوری، عدم توانایی در ارائه محصولات جدید، کاهش فروش و افزایش ریسک تجاری مانعی در برابر پیاده‌سازی سیاست‌های مدیر بوده و اثر گذاری توانایی خاص مدیریتی بر عملکرد شرکت را به دنبال نخواهد دا شت. بر این ا ساس نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که به کار گیری مدیران توانمند تنها در دوران رشد و بلوغ می‌تواند اثر با اهمیتی بر بهبود عملکرد شرکت‌ها داشته و با افزایش عمر و ورود به دوران افول این اثر گذاری کاهش می‌یابد. به عبارت دیگر در دوران افول از طریق به کارگیری سیاست‌هایی چون ادغام بیش از تغییر مدیران می‌تواند سبب بهبود عملکرد شرکت گردد.

به‌منظور تحقیقات آتی پیشنهاد می‌گردد:

تفکیک شرکت‌ها در مراحل چرخه عمر با استفاده از سایر متغیرهای موجود در ادبیات صورت گرفته و در کنار سایر معیارهای تعیین کننده توانایی خاص مدیریت (چون تحصیلات، سن، تجربه، سوابق و...) موردبررسی قرارگرفته و تثبیت نتایج مورد آزمون قرار گیرد. علاوه بر این، بهره‌گیری از سایر معیارهای ارزیابی‌کننده عملکرد مالی و غیرمالی برای شرکت زمینه مناسبی برای تحقیقات آتی بشمار می‌آید. عملکرد مالی استفاده‌شده در این پژوهش بر متغیرهای حسابداری تمرکز داشته و درنتیجه متغیرهای مالی مبتنی بر بازار حائز اهمیت است.

منابع

بزرگ اصل، موسی، صالح زاده، بیستون. (۱۳۹۴). رابطه توانایی مدیریت و پایداری سود با تاکید بر اجزای تعهدی و جریان های نقدی در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، *دانش حسابرسی*، صص ۱۵۳-۱۷۰.

پیری، پرویز، ایمانی برندق، محمد، الله وردی‌زاد، سیامک. (۱۳۹۰). اثر دوره های مختلف چرخه عمر بر سودآوری و رشد بنگاه های تجاری. *پژوهش‌های تجربی حسابداری*.

پیری، پرویز، دیدار حمزه، خدایاریگانه، سیما. (۱۳۹۴). بررسی تأثیر توانایی مدیریت بر کیفیت گزارشگری مالی در طول چرخه عمر شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. *فصلنامه پژوهش های حسابداری مالی*، سال ششم، شماره ۳ (پیاپی ۲۱).

حسینی، سید علی، کرمی، غلامرضا، عمرانی، حامد. (۱۳۹۲). مقایسه اطلاعات مالی مبتنی بر جریان‌های نقدی و اطلاعات مالی مبتنی بر حسابداری تعهدی در پیش بینی بازده سهام با توجه به چرخه ی عمر شرکت. *فصلنامه پژوهش های تجربی حسابداری*.

حسینی، سیدعلی، کرمی، غلامرضا، عمرانی، حامد. (۱۳۹۲)، مقایسه اطلاعات مالی مبتنی بر جریان های نقدی و اطلاعات مالی مبتنی بر حسابداری تعهدی در پیش بینی بازده سهام با توجه به چرخه عمر شرکت‌ها. *پژوهش های تجربی حسابداری، دوره ۲، شماره ۷*، صص ۱۴۹ – ۱۶۰.

حقیقت، حمید، قربانی، (۱۳۸۵) آرش رابطه سود و جریان‌های نقدی با ارزش شرکت در چارچوب مدل چرخه عمر. *چشم انداز مدیریت بازرگانی*.

خدامی پور، احمد، کرمشاهی، بهنام، اعظم، تفتیان. (۱۳۹۱). بررسی رابطه محافظه‌کاری و رابطه ارزشی سود با چرخه تجاری شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. *فصلنامه پژوهش های حسابداری مالی، شماره ۱۳*، صص ۷۱-۸۶.

دهدار، فرهاد. (۱۳۸۶). طراحی و تبیین الگوهای برتر ارزش گذاری مبتنی بر عایدات حسابداری وجریان وجوه نقد در فرآیند چرخه عمر شرکت، *رساله دکتری حسابداری*، دانشگاه تربیت مدرس.

رحمانی، علی، مسجد موسوی، میرسجاد، قیطاسی روح اله. (۱۳۹۰). بررسی رابطه سودآوری و بازده با توجه به چرخه عمر و اندازه شرکت. *تحقیقات حسابداری و حسابرسی*.

رحیمیان، نظامدین، قیطاسی، روح اله و باقر کریمی، محمد. (۱۳۸۹). اثر چرخه عمر واحد تجاری بر قیمت گذاری خدمات حسابرسی. *فصلنامه مطالعات تجربی حسابداری مالی*.

رضایی، فرزین، شفیعی، دیزجی. (۱۳۹۲). بررسی روند تدریجی رابطه متغیرهای حسابداری و قیمت سهام در چرخه عمر شرکت، تحلیل بیز سلسله مراتبی، *فصلنامه پژوهش های حسابداری مالی*، شماره ۱۶، صص ۱۰۹-۱۲۶.

سپاسی، سحر، انواری رستمی، علی اصغر، سومار صیادی، علی. (۱۳۹۴). تأثیر توانایی مدیریت بر تجدید ارائه صورت های مالی با تاکید بر انگیزه های فرصت طلبانه. *فصلنامه دانش حسابداری مالی، سال دوم، شماره ۴*، صص ۸۹-۱۱۰

ستایش، محمدحسین، قیومی، علی. (۱۳۹۱). دوره تصدی حسابرس، چرخه عمر و کارایی سرمایه‌گذاری های بلندمدت شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. *مطالعات حسابداری و حسابرسی*.

کرمی، غلامرضا، عمرانی، حامد. (۱۳۸۹). تأثیر چرخه عمر شرکت بر میزان مربوط بودن معیارهای ریسک و عملکرد. *مجله پژوهش های حسابداری مالی، سال دوم، شماره سوم.*

کرمی، غلامرضا، عمرانی، حامد. (۱۳۸۹). تأثیر چرخه ی عمر شرکت و محافظه‌کاری بر ارزش شرکت. *بررسی های حسابداری و حسابرسی، دوره ۱۷*، شماره ۵۹.

منصورفر، غلامرضا، دیدار حمزه، حسین پور، وحید. (۱۳۹۴). بررسی تأثیر توانایی مدیریت بر کیفیت سود شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. *فصلنامه پژوهش های حسابداری مالی، شماره ۲۳*، صص ۳۷.

Adizes, I.) 1979 (. Organizational Passages-Diagnosing and Treating Life Cycle. *Organizational Dynamics, Volume 8, Issue 1,* Pages 3-25 .

Agarwal, R. , Gort, M.) 2002 (. Firm product life cycles and firm survival. *American Economic Review, 92*, 184-190

Aldrich, H. , and E. R, Auster. (1986). Even Dwarfs Started Small: Liabilities of Age and Size and Their Strategic Implications. *Research in Organizational Behavior, Vol. 8,* Pp. 165-198

Anthony, J. H. and Ramesh, K. (1992). Association Between Accounting Performance Measures and Stock Prices A Test of the Life Cycle Hypothesis. *Journal of Accounting and Economics, Vol. 15*, pp 203-27.

Arrow, K. J.) 1962 (. The economic implications of learning by doing. *American Economic*.

Bertrand M, Schoar A. (2003 (. Managing with style: the effects of managers on firm policies. *TheQuarterly Journal of Economics, 118 (4):* 1169-1208.

Boulding, K. E.) 1950 (. *A Reconstruction of Economics*. Wiley & Sons, New York

Bozorgasl Mosa, Salehzadeh Bistoon. (1394). the relationship between managerial ability and earnings persistence with emphasis on accruals and cash flow on Companies Listed in Tehran Stock Exchange. *Audit knowledge*, pp. 153-170. (In Persian)

Chandler, A. D. (1962) Strategy and Structure: Chapters in the History of the American Industrial Enterprises, Cambridge, MA, MIT Press.

Chen, S. and J. L. Dodd (2001). Operating Income, Residual Income and EVA (TM): Which Metric Is More Value Relevant?. *Journal of Managerial Issues, spring, Vol. 13, Issue 1*, pp. 65-87.

Chen, Yangyang, Podolski, Edward J. , Madhu Veeraraghavan. (2015). Does Managerial Ability Facilitate Corporate Innovative Success? *Journal of Empirical Finance, Forthcoming Review, 86*, 1969–1994.

Cox, Justin S (2017). Managerial ability, growth opportunities, and IPO performance. Author InformationView Profile. Managerial Finance; Patrington43. 4 488-507. *Journal of Banking & Finance, Volume 69, August 2016,* Pages 95-10

DeAngelo, H. , DeAngelo, L. , Stulz, R.) 2006 (. Dividend policy and the earned/contributed capital mix: a test of the life-cycle theory. *Journal of Financial Economics, 81*, 227–254.

DeAngelo, H. , DeAngelo, L. , Stulz, R.) 2010 (. Seasoned equity offerings, market timing, and the corporate lifecycle. *Journal of Financial Economics 95,* 275–295

Dehdar, Farhad. (2007). Designing and explaining the best models of valuation based on accounting and cash flows in the process of company life cycle, accounting thesis, Tarbiat Modarres University. (in persian)

Demerjian P. , Lev B, Lewis MF, McVay SE. (2013). Managerial ability and earnings quality. *Accounting Review, Vol 88 (2)* , pp: 463–498

Demerjian, P. , B. Lev, & S. Mcvay. (2012). quantifying managerial ability: A new measure and valididty tests.

DiMaggio PJ, Powell W. (1983 (. The iron cage revisited: institutional isomorphism and collective Rationality in Organizational Fields. *American Sociological Review, Vol. 48, No. 2* (Apr. , 1983) , pp. 147-160

Dodge, H. R. , and Fullerton, S. J. , Robbins, E. (1994 (. Stage of the Organizational Life Cycle and competition as Mediators of problem Perception for Small Business. *Strategic Management Journal, Vol. 15*, 121-134

Ericson, R. , Pakes, A. (1995 (. Markov-perfect industry dynamics: A framework for empiricalwork. *Review of Economic Studies, 62*, 53-82.

Gabaix, X. , A. Landier.) 2008 (. Why Has CEO Pay Increased So Much? *Quarterly Journal of Economics, 123*, 49-100.

Grullon, G. , Michaely, R. , Swaminathan, B. (2002 (. Are dividend changes a sign of firm maturity? *Journal of Business, 75*, 387–423

Haghighat, Hamid, Ghorbani, Arash. (2006). Relationship between Profit and Cash Flows with firm value in the Framework of the Life-cycle Model. *Business Management Perspective*. (In Persian)

Haire, M. (1959). Biological Models and Empirical History of the Growth of Organizations, Modern Organizational Theory, John Wiley and Sons. New York.

Hambrick D, Finkelstein S.) 1987 (. Managerial discretion: a bridge between polar views of organizational outcomes. *In Research in organizational behavior, Vol. 9.*

Hambrick, D. C. , & Mason, P. A.) 1984 (. Upper echelons: The organization as a reflection of Its top managers. *Academy of Management Review, 9 (2)* , 193-206.

Han Li .(2014). Top Executives' Ability and Earnings Quality: Evidence from the Chinese Capital Markets. *International Journal of Financial Research.*

Hannan MT, Freeman JH.) 1989 (. Organizational ecology. Harvard University Press: Cambridge,

Hosseini Seyyed Ali A, Karami Gholamreza, Omrani Hamed. (2013). Comparison of Financial Information Based on Cash Flows and Financial Information Based on Accrual Accounting in stock returne Prediction Based on Company Life Cycle. *Empirical Accounting Research.* (In Persian)

Jawahar, I. M. , & McLaughlin, G. L.) 2001 (. Toward a descriptive stakeholder theory: An organizational life cycle approach. *Academy of Management Review, 26 (3) ,* 397-414.

Jovanovic, B.) 1982 (. Selection and the evolution of industry. *Econometrica 50,* 649-670.

Karami Gholamreza, Omrani Hamed. (2010). The Effect of Company Life cycle and Conservatism on Company Value. *Accounting and Auditing Reviews, Vol. 17, No. 59.* (In Persian)

Karami, Gholamreza, Omrani Hamed. (2010). the Impact of Company Life Cycle on the Relevance of Risk and Performance Criteria. *Journal of Financial Accounting Research, Year 2, No. 3*. (In Persian)

KHadamipour Ahmad, Kermanshah Behnam, Azam Taftian. (2012). Investigating the Relationship between Conservatism and the Value relevance with the life Cycle of Listed Companies in Tehran Stock Exchange. *Quarterly Journal of Financial Accounting, No. 13*, Pages 71-86. (In Persian)

Koester, A. , Shevlin, T. , and Wangerin, D. (2016). The role of managerial ability in corporate tax avoidance, working paper, Available at: http: //papers. ssrn. com/sol3/papers. cfm?abstract_id=2753152.

Kreitner, R. , and Kinicki, A.) 2001 (. Organizational Behavior (5th ed. , 774 pages). Burr Ridge, ILL: Irwin/McGraw-HillReview 29, 155-173 Article first published online: 13 SEP 201

Li, Yutao; Luo, Yan (2017). The contextual nature of the association between managerial ability and audit fees. *Review of Accounting & Finance*, Patrington16. 1 2-. 20

Loderer, C. , Waelchli, U.) 2009 (. Protecting minority shareholders: Listed versus unlisted firms. *Financial Management*, 3-24.

Mansoorfar Gholamreza, Hamza, Hosseinpour Vahid. (2015). The Effect of Management ability on the Earnings Quality of Listed Companies in Tehran Stock Exchange. *Journal of Financial Accounting Research, No. 23,* pp. 37. (in persian)

Miller, D. , Friesen, P. (1984 (. A longitudinal study of the corporate life cycle. *Management Science, 30,* 1161–1183.

Morck, R. , Shleifer, A. , Vishny, R. W.) 1988 (. Management ownership and market valuation: Anempirical analysis. *Journal of Financial Economics, 20,* 293-316.

Namazi, M. , Gaffari, M. (2015). The importance and role of managerial ability information and financial ratios as a criterion for the optimal stock portfolio selection in Tehran Stock Exchange. *Quarterly Financial Accounting, 7 (26)* , 1-30. (In Persian)

Nissim, D. Penman, S.) 2001 (. Ratio analysis and equity valuation: From research to practice. *Review of Accounting Studies, 6*, 109-154.

Owen, S. , Yawson, A. ,) 2010 (. Corporate life cycle and M&A activity. *Journal of Banking & Finance, 34*, 427–440

Panayiotis C. Andreou, Daphna Ehrlich and Christodoulos Louca.) 2013). Managerial Ability and Firm Performance: Evidence from the Global Financial Crisis. SSRN Electronic Journal.

Park, Y. and Chen, K.) 2006 (. The Effect of Accounting Conservatism And Life -Cycle Stages On Firm Valuation. *Journal of Applied Business Research, Vol. 22*, pp. 75-92.

Pfeffer J, Salancik GR.) 1978 (. The external control of organizations: a resource dependence perspective. Harper & Row: New York

Piri Parviz, Hamzah didar, Khadayarigane Sima. (2015) , the effect of management ability on the quality of financial reporting during the life cycle of companies listed in the Tehran Stock Exchange. *The study of financial accounting researches, year 6, issue 3* (21). (In Persian)

Piri Parviz, Imani Brandagh Mohammad, Allahvardizad Siamak. (2011) The Effect of Different Life cycle stages on Profitability and Growth of Business Firms. *Empirical Accounting Research*. (In Persian)

Porter, M. (2004 (. Competitive strategy: techniques for analyzing industries and competitors. First Free Press Export Edition.

Rahimian Nezameddin, Gheitasi Ruhollah and Bagher Karimi Mohammad, (2010) The Business Life Cycle of the Audit Services Pricing. *Accounting Studies.* (In Persian)

Rahmani Ali, Masoud Mousavi Mirasad, Qiatassi Rouhollah. (2011). Investigating the relationship between profitability and returns with regard to the company's life cycle and size. *Accounting and Audit Research*. (In Persian)

Rezaei Farzin, Shafie Dizaji. (2013). A Study of the evolutional Process of Relationship between Accounting and Stock Variables in the Company Life Cycle; Bayesian Hierarchical Analysis. *Quarterly Journal of Financial Accounting Research, No. 16,* Pages 109-126. (In Persian)

Robert Faffa, Wing Chun Kwokb, Edward J. Podolskic,GeorgeWong. (2016). Do corporate policies follow a life cycle? *Journal of Banking & Financ*.

Rosen, S.) 1982 (. Authority, Control, and the Distribution of Earnings. *Journal of Economics*. 311-323.

Sattar Sahar, Anvari Rostami Ali Asghar, Somayar Sayyadi Ali (2015) the Effect of Management Ability on Restatement of Financial Statements

with Emphasis on Opportunistic Motives. *Journal of Financial Accounting Knowledge.* (In Persian)

Setaiesh Mohammad Hossein, Ghiyomi Ali Faal. (2012). Auditor's tenure, life cycle and efficiency of long-term investments in listed companies in Tehran Stock Exchange. *Accounting and auditing studies.* (In Persian)

Smith, K. G. , Mitchell, T. R. , & summer, C. E. (1985). Top-level management priorities in different stages of the organizational life cycle. *Academy of Management Journal, 28 (4)* , 799-820.

پژوهش‌های تجربی حسابداری

سال هشتم، شماره ۲۷، بهار ۱۳۹۷، صص ۵۵-۷۹

تحلیل رفتار مدیران در گزارش سود : ارزیابی نقش تصمیمات ناکارای سرمایه‌گذاری و محدودیت‌های مالی

محمد حسنی*، محسن اکبری**

تاریخ دریافت: ۹۵/۰۴/ ۱۲

تاریخ پذیرش: ۹۵/۰۸/ ۰۳

چکیده

در این پژوهش، رفتار مدیران در گزارش سود مورد تحلیل قرار گرفت. هدف این پژوهش، ارزیابی نقش ناکارآیی سرمایه‌گذاری و محدودیت‌های مالی بر وقوع مدیریت سود است. مدیریت سود بر اساس مدل کوتاری و همکاران (۲۰۰۵) اندازه‌گیری شد. ناکارآیی سرمایه‌گذاری طبق مدل پایه فازاری و همکاران (۱۹۸۸) و کاپلان و زینگالس (۱۹۹۷) و از طریق مدل تکمیلی لینک و همکاران (۲۰۱۳) اندازه‌گیری گردید. همچنین معیارهای اهرم مالی خالص، جریان وجه نقد آزاد، نرخ مؤثر هزینه مالی، نرخ تقسیم سود نقدی، جریان وجه نقد عملیاتی، اندازه و عمر شرکت به عنوان معیارهای سنجش محدودیت‌های مالی مورد بررسی قرار گرفتند. جامعه آماری غربال شده پژوهش شامل تعداد ۲۶۰ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در دوره زمانی سال‌های ۱۳۸۷ تا ۱۳۹۳ است. برای آزمون فرضیه‌های پژوهش از روش رگرسیون چند متغیره ترکیبی استفاده شد. نتایج نشان دادند مدیریت سود به طور معنی‌دار و مثبتی تحت تأثیر تصمیمات ناکارای سرمایه‌گذاری قرار دارد. این در حالی است که محدودیت‌های مالی اثر معنی‌داری بر مدیریت سود نداشت.

واژه‌های کلیدی: مدیریت سود مبتنی بر اقلام تعهدی، ناکارایی سرمایه‌گذاری، محدودیت مالی.

طبقه‌بندی موضوعی: G14, M41

DOI: 10.22051/jera.2017.10625.1330

* استادیار حسابداری، مدیر گروه تحصیلات تکمیلی حسابداری، حسابرسی و مدیریت مالی، دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران شمال، تهران، ایران، نویسنده مسئول (m_hassani@iau-tnb.ac.ir).

** کارشناس ارشد حسابداری، دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران شمال، تهران، ایران (mohsenakbari61@yahoo.com).

مقدمه

مدیران شـرکت‌ها در راسـتای حداکثر کردن ارزش شـرکت یا منافع خود، به دنبال اجرای پروژه‌های سرمایه‌گذاری با سودآوری بالا هستند. تحلیل سرمایه‌گذاری می‌تواند تا آن جایی که ممکن اسـت، باعث بهبود مدیریت و افزایش ثروت سـرمایه‌گذاران شـده و تصـمیم‌گیری آگاهانه را محقق سازد. مسأله سرمایه‌گذاری بهینه یکی از مهمترین وظایف مدیران ارشد تلقی می شود. عدم سرمایه‌گذاری صحیح، هزینه‌های زیادی را به شرکت تحمیل خواهد کرد. اگر شـرکت مبالغ زیادی را سـرمایه‌گذاری کند، به تبع آن، هزینه‌هایش نیز افزایش خواهند یافت و این امر درصورت بروز شرایط نامناسب اقتصادی باعث ضرر و زیان زیاد و حتی ورشکستگی شـرکت خواهد شـد. از طرفی، عدم سـرمایه‌گذاری به اندازه‌ی کافی نیز باعث کاهش توان رقابتی شرکت شده و سهم بازار شرکت را به رقبا واگذار خواهد نمود، همچنین، مشتریان از دسـت رفته و فروش کاهش می‌یابد که جبران این موارد بسیار پرهزینه و زمان‌بر اسـت. در این بین، بسط و توسعه سرمایه و همچنین افزایش کارآیی سرمایه‌گذاری از جمله مسائل بسیار با اهمیت جهت حل مشـکلات اقتصـادی شـرکت‌ها می‌باشـد. کارایی سـرمایه‌گذاری به صـورت مفهومی شـامل شـناسـایی، تأمین مالی و اجرای پروژه‌های با ارزش فعلی خالص مثبت اسـت و ناکارایی سـرمایه‌گذاری نیز گذر از فرصـت‌های سـرمایه‌گذاری با خالص ارزش فعلی مثبت (سرمایه‌گذاری کمتر از حد) یا انتخاب پروژه‌هایی با خالص ارزش فعلی منفی (سرمایه‌گذاری بیشتر از حد) است (لانگ و همکاران، ۱۹۹۶؛ بیدل و همکاران، ۲۰۰۹).

بازارهای ناکارا دارای نواقصی هستند که می‌تواند سطح سرمایه‌گذاری بهینه شرکت را تحت تأثیر قرار داده و در نهایت، به فرآیند بیش سرمایه‌گذاری و یا کم سرمایه‌گذاری منتهی شود. بر اساس فرضیه بیش و کم سرمایه‌گذاری، از یک سو، وجود جریان نقد به سبب نبود تقارن اطلاعاتی بین مدیران و سهامداران منجر به بیش‌سرمایه‌گذاری می‌شود و از سوی دیگر، وجود محدودیت در تأمین مالی، به کم‌سـرمایه‌گذاری منتهی می‌گردد (بیدل و هیلاری، ۲۰۰۶). در حقیقت، اجرای پروژه‌های سـودآور، مسـتلزم تأمین مالی مناسـب و ارزان اسـت. روش‌های مختلف تأمین مالی شامل تأمین مالی داخلی، تأمین مالی خارجی و یا ترکیبی از دو روش است. ولی به دلیل ناکارایی بازار سـرمایه ناشـی از مسـأله نمایندگی و عدم تقارن اطلاعاتی و به‌تبع تأمین مالی گران‌تر از خارج، شـرکت‌ها، بیشـتر تمایل به اسـتفاده از منابع داخل شـرکت دارند.

شرکتی که در دسترسی به منابع خارجی بازار سرمایه با مشکلات بیشتری مواجه باشد، بخش قابل توجهی از منابع مالی مورد نیاز خود را از داخل تأمین می‌کند. چنین شرکتی دارای محدودیت مالی است (فازاری و همکاران، ۱۹۸۸). تحقیقات نشان داده‌اند شرکت‌های با محدودیت مالی دارای حساسیت سرمایه‌گذاری به جریان نقدی بالاتری نسبت به شرکت‌های بدون محدودیت مالی هستند. چگونگی اتخاذ تصمیمات در مواجهه با محدودیت‌های مالی، از بنیادی‌ترین سؤالات مطرح در ادبیات مالی است (آلمیدا و کامپلو، ۲۰۰۷). علت این موضوع این است که محدودیت‌های مالی می‌توانند تخصیص بهینه سرمایه‌گذاری را تخریب نموده و ارزش شرکت را کاهش دهند (آگکا و موزومدار، ۲۰۱۵؛ هواکیمیان، ۲۰۰۹). این مطالعات وجود تصمیمات ضعیف سرمایه‌گذاری خصوصاً در شرکت‌های با وضع نامساعد راهبری را تأیید کرده‌اند (آلمیدا و کامپلو، ۲۰۰۷؛ براون و پترسن، ۲۰۰۹؛ هواکیمیان، ۲۰۰۹). این مطالعات ادعا می‌کنند که با وجود مشکلات نمایندگی راجع به کنترل مدیریتی، سرمایه‌گذاران به عنوان پاداشی برای هزینه‌های نظارت، خواستار بازده بیشتری برای سرمایه خود خواهند بود (جنسن، ۱۹۸۶). این موضوع، دسترسی مدیران به تأمین مالی خارجی را محدود می‌کند و آنان را مجبور می‌سازد تا اتکای بسیار بیشتری بر منابع محدود داخلی بنمایند.

محدودیت‌های مالی و ناکارایی سرمایه‌گذاری می‌تواند فعالیت‌های عملیاتی و سود شرکت‌ها را دچار نوسان نموده و لذا مدیران ممکن است با توجه به اهمیت سود گزارش شده در اتخاذ تصمیمات اقتصادی استفاده‌کنندگان صورت‌های مالی و از طرفی تأثیرپذیری فرایند اندازه‌گیری آن از روش‌های حسابداری و قضاوت تهیه‌کنندگان آن، با انتخاب روش‌های مجاز حسابداری اقدام به مدیریت سود نمایند (نمازی و غلامی، ۱۳۹۳). مدیریت سود یا به قصد گمراه نمودن برخی از سهامداران و سرمایه‌گذاران در خصوص عملکرد اقتصادی شرکت است یا با هدف تأثیر بر نتایج قراردادهایی می‌باشد که انعقاد آن‌ها منوط به دستیابی به سود مشخص است (نوروش و همکاران، ۱۳۸۴). یکی از روش‌های مدیریت سود استفاده از اقلام تعهدی اختیاری است؛ زیرا حسابداری تعهدی به مدیران حق انتخاب قابل توجهی در تعیین سود برای دوره‌های زمانی متفاوت اعطاء می‌کند. اقلام تعهدی اختیاری اقلامی هستند که مدیریت بر آن‌ها کنترل دارد و می‌تواند آن‌ها را به تأخیر اندازد و یا حذف کند و یا ثبت و شناسایی آن‌ها را تسریع نماید. از آن جا که اقلام تعهدی اختیاری در اختیار مدیریت و قابل

اعمال نظر توسط مدیریت است، از اقلام تعهدی اختیاری به عنوان شاخص کشف مدیریت سود استفاده می‌شود (مشایخی و همکاران، ۱۳۸۴). از طرف دیگر، اعمال نظر مدیریت در تعیین سود گزارش شده، کیفیت سود را متأثر کرده و از آن می‌کاهد. بنابراین اندازه اقلام تعهدی، کیفیت اقلام تعهدی و کیفیت سود را تحت تأثیر قرار می‌دهد که این موضوع واکنش بازار را به صورت تغییر در بازده سهام در پی دارد؛ به گونه‌ای که بین بازده سهام و سطوح اقلام تعهدی رابطهٔ منفی وجود دارد (اسلوان، ۱۹۹۶).

سرمایه‌گذاری هر واحد تجاری باید با توجه به محدودیت منابع و کارا بودن آن صورت بگیرد؛ اما عوامل زیادی در تأمین منابع خارجی و تصمیمات سرمایه‌گذاری تأثیرگذار هستند. این عوامل با تأثیر بر نحوه تأمین مالی و انتخاب پروژه‌های سرمایه‌گذاری شرکت‌ها، می‌توانند بر هزینه سرمایه، سودآوری، منفعت مورد انتظار سهامداران و ارزش سهام شرکت در آینده اثرگذار باشند (مایرز و ماجولف، ۱۹۸۴). اتخاذ تصمیمات نامناسب سرمایه‌گذاری توسط مدیران شرکت‌ها و همچنین وجود محدودیت‌های مالی مترتب بر فعالیت‌های تأمین مالی هنگام انجام تصمیمات سرمایه‌گذاری ممکن است موجب انگیزش مدیران جهت مدیریت سود در گزارشگری مالی شوند. این پژوهش به دنبال آزمون تأثیر ناکارایی سرمایه‌گذاری و محدودیت‌های مالی بر مدیریت سود در گزارشگری مالی است.

مبانی نظری و پیشینه پژوهش

بنا به اعتقاد برخی پژوهشگران مانند دای (۱۹۸۸)، ترومن و تیتمن (۱۹۸۸)، چانی و لویس (۱۹۹۵) و دوچارمی و همکاران (۲۰۰۴) استفاده از اقلام تعهدی اختیاری جهت مدیریت سود هزینه‌بر است. بر این اساس، شرکت‌های دارای محدودیت مالی در صورتی که به فرصت‌های سرمایه‌گذاری با ارزشی دسترسی داشته باشند، از اقلام تعهدی اختیاری جهت بیشینه‌نمایی ارزش شرکت استفاده می‌کنند تا بتوانند به منابع مالی با محدودیت کمتری دست یابند و بتوانند آن فرصت‌های سرمایه‌گذاری را بکار گیرند. در نتیجه شرکت‌های بدون محدودیت مالی به دلیل این که جهت انجام پروژه‌های سرمایه‌گذاری سودآور به وجوه و منابع مالی دسترسی مناسب دارند، انگیزه‌ای برای استفاده از اقلام تعهدی اختیاری جهت مدیریت سود ندارند. مطالعه نظری بارگیل و بیچاک (۲۰۰۲) پیش بینی می‌کند که پروژه‌های سرمایه‌گذاری ناکارا

به احتمال بیشتر، توسط شرکت‌هایی صورت می‌گیرد که قبل از انجام پروژه سرمایه‌گذاری، گزارشگری نا صحیح دا شته‌اند. وردی (۲۰۰۶) نشان داد رابطه بین کیفیت گزارشگری مالی (کیفیت اقلام تعهدی) و کارایی سرمایه‌گذاری برای شرکت‌های دارای محیط‌های اطلاعاتی با کیفیت پایین، قوی‌تر ا ست. لمبرت و همکاران (۲۰۰۶) نشان دادند مدیریت سود بر فرآیند سرمایه‌گذاری تأثیرگذار ا ست و این مو ضوع بر جریان‌های نقدی آتی نیز اثرگذار ا ست. وی تانگ (۲۰۰۷) دریافت با افزایش رویه‌های حسابداری جسورانه، سطح سرمایه‌گذاری افزایش، اما حساسیت سرمایه‌گذاری به جریان‌های نقدی کاهش می‌یابد؛ در حالی که با کاهش رویه‌های حسابداری جسورانه، حسا سیت سرمایه‌گذاری به جریان‌های نقدی افزایش می‌یابد. در نتیجه مدیریت سود از طریق رویه‌های حسابداری و بر اساس اقلام تعهدی منجر به ناکارایی سرمایه‌گذاری می‌شود. مک نیکولز و استوبن (۲۰۰۸) اعتقاد دارند اگر شرکت‌ها طی دوره دستکاری بنا به دلایلی به جز تأثیر اطلاعات گمراه‌کننده، بیش سرمایه‌گذاری کنند، نمی‌توان انتظار داشت که با عدم دستکاری سود، سرمایه‌گذاری (بعد از کنترل کاهش فرصت‌های سرمایه‌گذاری) کاهش یابد. شرکت‌های دستکاری کننده سود در دوره گزارشگری ناصحیح خود، اقدام به بیش سرمایه‌گذاری کرده و بعد از آن، بیش سرمایه‌گذاری را کنترل می‌کنند. لای و همکاران (۲۰۰۸) دریافتند با احتمال زیاد، شرکت‌های با فرصت‌های سرمایه‌گذاری بالاتر اقلام تعهدی اختیاری بیشتری داشته است؛ اما وقتی‌که حسابرسی آنها توسط حسابرسان بزرگ انجام شود، این ارتباط ضعیف‌تر می‌شود. بیدل و همکاران (۲۰۰۹) دریافتند کیفیت بالاتر گزارشگری مالی، کارایی سرمایه‌گذاری در اقلام سرمایه‌ای را بر اثر کاهش عدم تقارن اطلاعاتی و در نتیجه، عواملی چون گزینش نادرست یا خطر اخلاقی افزایش داده، به کاهش سرمایه‌گذاری بیشتر و کمتر از حد منجر می‌گردد. یافته‌ها نشان داد بین کیفیت گزارشگری و سرمایه‌گذاری کمتر و بیش از حد، رابطه معنی‌داری برقرار است. کوهن و زاروین (۲۰۰۹) نشان دادند شرکت‌هایی که سود خود را مدیریت می‌کنند، با فرآیند سرمایه‌گذاری بیشتر از حد (بیش سرمایه‌گذاری) در دوره مدیریت سود مواجه هستند. رمضان (۲۰۱۲) نشان دادند اعمال بیشتر مدیریت سود، منجر به بیش سرمایه‌گذاری بیشتر طی دوره‌های بعدی می‌گردد. لینک و همکاران (۲۰۱۳) نشان دادند شرکت‌های مواجه با محدودیت‌های مالی در مقایسه با شرکت‌های بدون محدودیت مالی قبل از اقدام به سرمایه‌گذاری، دارای اقلام تعهدی اختیاری

بالاتری هستند که نشان‌دهنده مدیریت سود بیشتر در این شرکت‌ها است. کامپلو و گراهام (۲۰۱۳) دریافتند قیمت های بالای سهام از طریق تسهیل محدودیت های مالی می‌تواند بر سیاست‌های مالی شرکت‌ها تأثیرگذار باشد؛ به‌گونه‌ای که قیمت‌های بالای سهام به شرکت‌های دارای محدودیت‌های مالی اجازه می‌دهد با انتشار سهام به وجوه مورد نظر خود دسترسی داشته و بتوانند این وجوه را در پروژه‌های سرمایه‌گذاری مورد نظر خود مصرف نمایند. گوماریز و بایستا (۲۰۱۴) دریافتند کیفیت گزارشگری مالی و سررسید بدهی مکانیزم‌های دارای نقش مهمی در دستیابی به کارآیی سرمایه‌گذاری هستند. ابراهیمی‌راد و همکاران (۲۰۱۵) نشان دادند بین کیفیت گزارشگری مالی طبق مفهوم قرینه مدیریت سود و کارایی سرمایه‌گذاری رابطه معنی‌دار و مثبتی وجود دارد. شن و همکاران (۲۰۱۵) دریافتند مدیریت سود بر ناکارایی سرمایه‌گذاری تأثیر معنی‌داری دارد. کورت (۲۰۱۷) جهت برر سی رابطه بین مدیریت سود و محدودیت‌های مالی با لحاظ کردن فرضیه اقدام فرصت‌طلبانه، فرضیه انتظارات عقلایی و فرضیه علامت‌دهی دریافتند شرکت‌های دارای محدودیت‌های مالی در قیاس با شرکت‌های بدون محدودیت مالی بیشتر درگیر مدیریت سود رو به بالا هستند.

مدرس و حصارزاده (۱۳۸۷) نشان دادند سطح کیفیت گزار شگری مالی با سطح کارایی سرمایه‌گذاری رابطه معنی‌دار و مثبتی دارد. همچنین بین بیش یا (کم) سرمایه‌گذاری و کیفیت گزارشگری مالی رابطه‌ای منفی و معنی‌دار وجود دارد. کاشانی‌پور و همکاران (۱۳۸۹) دریافتند شرکت‌های با محدودیت مالی نسبت به شرکت‌های بدون محدودیت مالی از حساسیت جریان نقدی به سرمایه‌گذاری بالاتری برخوردارند. به عبارت دیگر هنگام اتخاذ تصمیمات سرمایه‌گذاری بر جریان‌های نقدی داخلی تأکید بالایی می‌کنند. شرکت‌های با محدودیت مالی نسبت به شرکت‌های بدون محدودیت مالی، دارای هزینه بالاتر تأمین مالی خارجی و دسترسی محدودتر به منابع مالی خارجی هستند .ثقفی و عرب مازار (۱۳۸۹) نشان دادند همبستگی معنی‌داری میان کارایی سرمایه‌گذاری و کیفیت گزارشگری مالی از طریق کیفیت اقلام تعهدی وجود ندارد. پورحیدری و همکاران (۱۳۹۲) نشان دادند با اعمال بیشتر مدیریت واقعی سود میزان سرمایه‌گذاری ناکارای شرکت‌ها افزایش می‌یابد. فخاری و رسولی (۱۳۹۲) نشان دادند ارتباط معنی‌داری میان کیفیت اقلام تعهدی و کارایی سرمایه‌گذاری وجود ندارد. نمازی و غلامی (۱۳۹۳) نشان دادند بین مدیریت سود مبتنی بر اقلام تعهدی و

سرمایه‌گذاری ناکارای شرکت‌ها رابطه معنی‌دار و مثبتی وجود دارد. همچنین بین اقلام تعهدی اختیاری و سرمایه‌گذاری ناکارای دوره مالی بعد رابطه معنی‌دار وجود دارد. برادران حسن‌زاده و همکاران (۱۳۹۳) دریافتند محدودیت مالی تأثیری بر کارایی سرمایه‌گذاری ندارد؛ اما هزینه نمایندگی تأثیر معنی‌دار و منفی بر کارایی سرمایه‌گذاری دارد. حسنی و کنگرانی فراهانی (۱۳۹۴) دریافتند بین ناکارایی سرمایه‌گذاری و جریان نقد آزاد رابطه معنی‌دار و مثبتی وجود دارد. شرکت‌های با سرمایه‌گذاری پایین‌تر از حد مطلوب و جریان نقد آزاد منفی به طور معنی‌داری حساسیت سرمایه‌گذاری به جریان نقد آزاد دارند که عمدتاً از محدودیت‌های مالی ناشی می‌شود. شرکت‌های با سرمایه‌گذاری بالاتر از حد مطلوب و جریان نقد آزاد مثبت، به طور معنی‌داری حساسیت سرمایه‌گذاری به جریان نقد آزاد دارند که عمدتاً از هزینه‌های نمایندگی ناشی می‌شود. حسنی و نعیمی (۱۳۹۴) دریافتند رابطه معنی‌دار و مثبت (منفی) بین کیفیت گزارشگری مالی و کارایی (ناکارایی) سرمایه‌گذاری وجود دارد. همچنین اهرم مالی اثر مستقیم (معکوس) بر این رابطه دارد. حسنی و ناصراسلامی (۱۳۹۵) دریافتند رابطه معنی‌دار و مثبتی بین مدیریت سود و ناکارایی سرمایه‌گذاری وجود دارد. حجازی و فرهادی (۱۳۹۶) دریافتند بین مدیریت سود و ناکارایی سرمایه‌گذاری رابطه معنی‌دار وجود ندارد.

فرضیه‌های پژوهش

پیچیدگی‌های سازمانی و گسترش فعالیت‌های تجاری موجب شده است مدیران با توجه به مسئولیت خود در راستای دستیابی به اهداف سازمان و به منظور حصول اطمینان از تخصیص بهینه منابع، تأکید زیادی بر تصمیمات سرمایه‌گذاری داشته باشند. شواهدی نشان داده‌اند شرکت‌های مواجه با محدودیت‌های تأمین مالی ممکن است به دلیل هزینه‌های زیاد تأمین مالی از قبول و انجام پروژه‌های با ارزش فعلی خالص مثبت صرف نظر نمایند که این کار به کم سرمایه‌گذاری منجر می شود. از سوی دیگر، اگر شرکتی تصمیم به تأمین مالی بگیرد، هیچ تضمینی وجود ندارد که سرمایه‌گذاری صحیحی با آن انجام شود. مدیران ممکن است با پروژه‌های نامناسب در جهت منافع خویش و یا حتی سوء استفاده از منابع موجود اقدام به سرمایه‌گذاری ناکارا نمایند. شواهدی نشان داده‌اند تصمیمات ناکارای سرمایه‌گذاری و وجود محدودیت در تأمین مالی هنگام اتخاذ چنین تصمیماتی، ممکن است با اعمال نظر مدیران در گزارش سود همراه باشد (دوچارمی و همکاران، ۲۰۰۴؛ مک نیکولز و استوبن، ۲۰۰۸؛ لینک و

همکاران، ۲۰۱۳، شـــن و همکاران، ۲۰۱۵؛ کورت، ۲۰۱۷). جهت بررســـی تأثیر ناکارایی سرمایه‌گذاری و محدویت‌های مالی بر مدیریت سود فرضیه‌های زیر طراحی شدند:

۱. بین اتخاذ تصمیمات ناکارای سرمایه‌گذاری و مدیریت سود رابطه معنی‌داری وجود دارد.

۲. بین وقوع محدویت‌های مالی و مدیریت سود رابطه معنی‌داری وجود دارد.

جامعه و نمونه آماری پژوهش

جامعه آماری پژوهش شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۸۷ تا ۱۳۹۳ است. شرکت‌هایی انتخاب شده‌اند که قبل از شروع پژوهش در بورس اوراق بهادار تهران پذیرفته شده، تا پایان پژوهش در بورس حضور داشته، طی این سال‌ها حذف نشده باشند و طی سال‌های مورد بررسی تغییر سال مالی نداشته باشند. با در نظر گرفتن این موارد، تعداد ۲۶۰ شرکت در دوره زمانی هفت ساله غربال شده و ۱۸۲۰ مشاهده شرکت- سال مورد بررسی قرار گرفت .لازم به ذکر است که جهت استخراج متغیرهای مدیریت سود و ناکارآیی سـرمایه‌گذاری به دلیل الزام به اسـتفاده از مدل‌های رگرسـیون چرخشـی در سـطح هر یک از شـرکت‌ها در صـنعت مربوطه، از داده‌های مورد نیاز در سـال‌های قبل ضـمن رعایت حداقل مشاهده‌ها استفاده شد. در نتیجه داده‌های این مدل‌ها از سال ۱۳۸۳ گردآوری شدند.

مدل‌ها و متغیرهای پژوهش

به منظور آزمون فرضیه اول پژوهش از مدل شماره (۱) و جهت آزمون فرضیه دوم پژوهش از مدل شماره (۲) به شرح زیر استفاده شد:

$$AEM_{i,t} = \alpha + \beta_1 IIE_{i,t} + \beta_2 MTB_{i,t} + \beta_3 ROA_{i,t} + \beta_4 SIZE_{i,t} + \beta_5 AGE_{i,t} + \beta_6 CASH_{i,t} + \beta_7 SG_{i,t} + \beta_8 AUDSIZE_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (۱)$$

$$AEM_{i,t} = \alpha + \beta_1 FC_{i,t} + \beta_2 MTB_{i,t} + \beta_3 ROA_{i,t} + \beta_4 SIZE_{i,t} + \beta_5 AGE_{i,t} + \beta_6 CASH_{i,t} + \beta_7 SG_{i,t} + \beta_8 AUDSIZE_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (۲)$$

$AEM_{i,t}$: مدیریت سود با استفاده از مدل شماره (۳) طبق مدل کوتاری و همکاران (۲۰۰۵) برآورد شـد؛ رویه انجام کار به این ترتیب اسـت ابتدا مدل مورد نظر در سـطح هر یک از

شـرکت‌ها در صـنعت مربوطه بر حسـب رگرسـیون چرخشـی مقطعی تخمین زده شـد؛ سـپس پسماندهای حاصل از برازش مدل به عنوان اقلام تعهدی اختیاری لحاظ شدند.

$$TA_{i,t} = \alpha + \beta_1 (\Delta REV_{i,t} - \Delta REC_{i,t}) + \beta_2 PPE_{i,t} + \beta_3 ROA_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (۳)$$

$TA_{i,t}$: نسبت کل اقلام تعهدی به ارزش دفتری دارایی‌های اول دوره

$\Delta REV_{i,t}$: نسبت تغییر درآمدهای کالا و خدمات به ارزش دفتری دارایی‌های اول دوره

$\Delta REC_{i,t}$: نسبت تغییر حساب‌ها و اسناد دریافتنی به ارزش دفتری دارایی‌های اول دوره

$PPE_{i,t}$: نسبت اموال، ماشین‌آلات و تجهیزات به ارزش دفتری دارایی‌های اول دوره

$\varepsilon_{i,t}$: خطای مدل بیانگر اقلام تعهدی اختیاری می‌باشـد. مقادیر منفی پسـماندهای مدل بیانگر مدیریت سـود کاهشـی و مقادیر مثبت پسـماندهای مدل بیانگر مدیریت سـود افزایشـی اسـت. شاخص مدیریت سود از قدرمطلق پسماندهای مدل بدست آمد.

$IIE_{i,t}$: ناکارایی سـرمایه‌گذاری با اسـتفاده از مدل شـماره (۴) طبق مدل فازاری و همکاران (۱۹۸۸)، کاپلان و زینگالس (۱۹۹۷) و لینک و همکاران (۲۰۱۳) اندازه‌گیری شـد؛ رویه انجام کار به این ترتیب است ابتدا مدل مورد نظر در سطح هر یک از شرکت‌ها در صنعت مربوطه بر حسب رگرسیون چرخشی مقطعی تخمین زده شد؛ سپس پسماندهای حاصل از برازش مدل به عنوان ناکارآیی سرمایه‌گذاری لحاظ شدند. لازم به ذکر است که تمام متغیرهای توضیحی این مدل مربوط به یک دوره قبل هستند.

$$INV_{i,t} = \alpha + \beta_1 CFO_{i,t-1} + \beta_2 Q_{i,t-1} + \beta_3 LEV_{i,t-1} + \beta_4 DIV_{i,t-1} + \beta_5 CASH_{i,t-1} + \beta_6 SG_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (۴)$$

$INV_{i,t}$: نسبت سرمایه‌گذاری جدید در دارایی‌های ثابت به ارزش دفتری دارایی‌ها

$CFO_{i,t-1}$: نسبت جریان وجه نقد عملیاتی به ارزش دفتری دارایی‌ها در یک دوره قبل

$Q_{i,t-1}$: نسـبت ارزش بازار سـهام و ارزش دفتری بدهی‌ها به ارزش دفتری دارایی‌ها یک دوره قبل

$LEV_{i,t-1}$: نسبت ارزش دفتری بدهی‌ها به ارزش دفتری دارایی‌ها در یک دوره قبل

$DIV_{i,t-1}$: نسبت سود تقسیمی هر سهم به سود هر سهم در یک دوره قبل

$CASH_{i,t-1}$: نسبت وجه نقد به ارزش دفتری دارایی‌ها در یک دوره قبل

$SG_{i,t-1}$: رشد فروش شرکت در یک دوره قبل

$\varepsilon_{i,t}$: خطای مدل بیانگر ناکارآیی سرمایه‌گذاری است. مقادیر منفی پسماندهای مدل بیانگر کم سرمایه‌گذاری و مقادیر مثبت پسماندهای مدل بیانگر بیش سرمایه‌گذاری است. شاخص ناکارآیی سرمایه‌گذاری از قدرمطلق پسماندهای مدل بدست آمد.

$FC_{i,t}$: محدودیت مالی؛ به صورت متغیر مجازی است. اگر هر مشاهده شرکت- سال مورد بررسی بر اساس هر یک از معیارهای تعیین شده زیر دارای محدودیت مالی تلقی شود، به آن مقدار یک و در غیر این صورت صفر تعلق گرفت. طبق تحقیقات پیشین، محدودیت‌های مالی با استفاده از معیارهای زیر برآورد گردیده‌اند:

* اهرم خالص: عبارت است از نسبت بدهی خالص (ارزش دفتری بدهی‌ها منهای جمع وجه نقد و سرمایه‌گذاری کوتاه‌مدت) به ارزش دفتری دارایی‌ها (کاپلان و زینگالس، ۱۹۹۷؛ هادلوک و پیرس، ۲۰۱۰). شرکت‌های دارای خالص بدهی مثبت، شرکت‌های با محدودیت مالی تلقی می‌شوند.

* جریان نقد آزاد: نسبت جریان نقد آزاد (جریان نقد عملیاتی منهای مخارج سرمایه‌ای) به ارزش دفتری بدهی‌ها (دیچو و همکاران، ۱۹۹۶؛ هادلوک و پیرس، ۲۰۱۰). شرکت‌های با جریان نقد آزاد منفی، شرکت‌های با محدودیت مالی تلقی می‌شوند.

* نرخ هزینه مالی: نسبت هزینه مالی تقسیم بر تسهیلات دریافتی؛ شرکت‌هایی که نرخ هزینه مالی آن‌ها (به ترتیب صعودی) بزرگتر از مقدار چارک سوم نسبت متناظر تمام شرکت‌های عضو صنعت مربوطه در هر سال باشد، شرکت‌هایی با محدودیت مالی تلقی می‌شوند.

* نرخ سود تقسیمی: نسبت سود تقسیمی پرداختی به سود هر سهم؛ شرکت‌هایی که نرخ سود تقسیمی آن‌ها (به ترتیب صعودی) کوچکتر یا مساوی مقدار چارک اول نسبت متناظر تمام شرکت‌های عضو صنعت مربوطه در هر سال باشد، با محدودیت مالی تلقی می‌شوند.

* جریان نقد عملیاتی: نسبت جریان نقد عملیاتی به دارایی‌ها؛ شرکت‌هایی که نسبت جریان نقد عملیاتی به دارایی آن‌ها (به ترتیب صعودی) کوچکتر یا مساوی مقدار چارک اول نسبت متناظر شرکت‌های عضو صنعت مربوطه در هر سال باشد، با محدودیت مالی تلقی می‌شوند.

* اندازه: لگاریتم طبیعی ارزش دفتری دارایی‌ها؛ شرکت‌هایی که اندازه آن‌ها (به ترتیب صعودی) کوچکتر یا مساوی چارک اول اندازه متناظر تمام شرکت‌های عضو صنعت مربوطه در هر سال باشد، شرکت‌هایی با محدودیت مالی تلقی می‌شوند.

* عمر: لگاریتم طبیعی سن شرکت (فاصله تاریخ تأسیس تا سال مورد نظر) ؛ شرکت‌هایی که عمر آن‌ها (به ترتیب صعودی) کوچکتر یا مساوی چارک اول عمر متناظر تمام شرکت‌های عضو صنعت مربوطه در هر سال باشد، شرکت‌هایی با محدودیت مالی تلقی می‌شوند.

* معیار جامع: در مرحله آخر بر اساس مجموع امتیاز ۷ معیار مذکور که برای هر شرکت-سال محاسبه شد، شرکت‌ها با امتیاز ۳ یا بیشتر دارای محدودیت مالی و شرکت‌ها با امتیاز کمتر از ۳ بدون محدودیت مالی تلقی می‌شوند.

$MTB_{i,t}$: ارزش بازار سهام تقسیم بر ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام

$ROA_{i,t}$: بازده دارایی‌ها؛ سود عملیاتی پس از کسر مالیات تقسیم بر ارزش دفتری دارایی‌ها

$SIZE_{i,t}$: اندازه؛ لگاریتم طبیعی ارزش دفتری دارایی‌ها

$AGE_{i,t}$: عمر؛ لگاریتم طبیعی سن شرکت (فاصله تاریخ تاسیس تا سال مورد نظر)

$CASH_{i,t}$: نگهداشت وجه نقد؛ نسبت مانده وجه نقد به ارزش دفتری دارایی‌ها

$SG_{i,t}$: رشد فروش شرکت نسبت به دوره قبل

$AUDSIZE_{i,t}$: اندازه حسابرس؛ اگر حسابرس شرکت سازمان حسابرسی باشد مقدار یک و در غیر این صورت صفر در نظر گرفته شد.

یافته‌های پژوهش

آماره‌های توصیفی متغیرهای پژوهش در نگاره (۱) ارائه شده‌اند .مدیریت سود به طور میانگین حدود ۸/۵۴ درصد ارزش دفتری دارایی‌های اول هر دوره است. در صورت عدم وقوع

مدیریت سود، انتظار این است که این مقدار به سمت صفر گرایش داشته باشد. در عین حال، نتایج پژوهش حاضر نشان داد مدیران با بکارگیری اقلام تعهدی اختیاری، منجر به وقوع انحراف در گزارش سود شده‌اند. ناکارآیی سرمایه‌گذاری به طور میانگین حدود ۳/۳۹ درصد ارزش دفتری دارایی‌های هر دوره است. در صورت اتخاذ تصمیمات بهینه مدیران در فرآیند سرمایه‌گذاری، انتظار این است که این مقدار به سمت صفر گرایش داشته باشد. در عین حال، نتایج پژوهش حاضر نشان داد تصمیمات سرمایه‌گذاری اتخاذ شده توسط مدیران شرکت‌ها دارای انحراف است. عمر شرکت‌های مورد بررسی به طور میانگین حدود ۳/۴۰ واحد است. مانده وجه نقد شرکت‌ها به طور میانگین حدود ۳/۴۳ درصد ارزش دفتری دارایی‌ها است. ارزش بازار سهام شرکت‌های مورد بررسی به طور میانگین حدود ۱/۷۵ برابر ارزش دفتری مبالغ سرمایه‌گذاری شده توسط حقوق صاحبان سهام است. بازده دارایی‌ها به طور میانگین حدود ۱۲/۴۳ درصد دارایی‌ها است. درآمد شرکت‌های مورد بررسی طی دوره زمانی پژوهش به طور میانگین حدود ۴۴/۵۴ درصد نوسان افزایشی را نشان می‌دهد که حاکی از رشد مثبت درآمدها است. اندازه شرکت به‌طور میانگین حدود ۲۷/۴۴ واحد است. با توجه به آماره جارکو-برا و احتمال آن (کمتر از سطح خطای ۵ درصد)، متغیرها نرمال نیستند. البته در تعداد مشاهده‌ها زیاد، نرمال نبودن متغیرها خللی در تحلیل‌های آماری ایجاد نمی‌کند.

نگاره (۱): نتایج آمار توصیفی متغیرهای پژوهش

شرح	میانگین	میانه	انحراف معیار	چولگی	کشیدگی	جارکو-برا	احتمال آماره
$AEM_{i,t}$	۰/۰۸۵۴۴۶	۰/۰۶۰۱۸۰	۰/۰۸۹۴۴۰	۲/۹۸۲۴۵۰	۱۸/۹۷۱۹۶	۲۲۰۴۳/۵۱	۰/۰۰۰۰۰۰
$IEE_{i,t}$	۰/۰۳۳۹۰۲	۰/۰۱۹۰۰۳	۰/۰۴۶۶۹۷	۴/۲۴۴۸۷۲	۳۱/۶۸۷۶۵	۶۷۸۷۵/۱۷	۰/۰۰۰۰۰۰
$AGE_{i,t}$	۳/۴۰۵۵۳۹	۳/۵۸۳۵۲۰	۰/۵۱۱۵۰۱	−۰/۸۹۵۱۷۳	۳/۲۹۰۵۳۰	۲۴۹/۴۷۲۷	۰/۰۰۰۰۰۰
$CASH_{i,t}$	۰/۰۳۴۲۸۷	۰/۰۲۲۰۵۵	۰/۰۳۹۸۲۱	۳/۲۹۲۷۱۱	۲۲/۲۵۶۲۵	۳۱۴۰۷/۹۶	۰/۰۰۰۰۰۰
$MTB_{i,t}$	۱/۷۵۳۰۴۵	۱/۷۴۹۹۶۵	۱۴/۷۴۹۰۶	−۱۷/۳۴۳۶۶	۵۳۶/۸۹۸۵	۲۱۷۰۷۳۵۱	۰/۰۰۰۰۰۰
$ROA_{i,t}$	۰/۱۲۴۳۲۰	۰/۱۰۸۹۰۵	۰/۱۲۱۱۰۰	۰/۴۶۶۳۵۶	۴/۷۶۶۳۱۲	۳۰۲/۵۶۰۴	۰/۰۰۰۰۰۰
$SG_{i,t}$	۰/۴۴۵۳۹۹	۰/۱۶۱۸۲۵	۷/۲۳۶۲۲۳	۴۱/۵۳۴۷۵	۱۷۵۴/۹۹۰	۲/۳۳E+۰۸	۰/۰۰۰۰۰۰
$SIZE_{i,t}$	۲۷/۴۴۶۰۲	۲۷/۲۷۹۰۷	۱/۵۴۷۳۴۰	۰/۷۶۴۲۸۱	۴/۰۲۸۴۵۴	۲۵۷/۳۹۴۸	۰/۰۰۰۰۰۰

نگاره (۲): نحوه توزیع مقادیر متغیرهای مجازی پژوهش

شرح	$DAEM_{i,t}$		$DIIE_{i,t}$		$DFC_{i,t}$		$AUDSIZE_{i,t}$	
	تعداد	درصد	تعداد	درصد	تعداد	درصد	تعداد	درصد
مقدار صفر	۹۲۷	۵۰/۹۳	۱۰۷۹	۵۹/۲۹	۹۲۷	۵۸/۶۸	۱۴۰۹	۷۷/۴۲
مقدار یک	۸۹۳	۴۹/۰۷	۷۴۱	۴۰/۷۱	۹۲۸	۴۱/۳۲	۴۱۱	۲۲/۵۸
تعداد مشاهده‌ها	۱۸۲۰	۱۰۰/۰۰	۱۸۲۰	۱۰۰/۰۰	۱۸۲۰	۱۰۰/۰۰	۱۸۲۰	۱۰۰/۰۰

نحوه توزیع متغیرهای اصـــلی پژوهش در نگاره (۲) نمایش داده شـــده‌اند. هر چند در این پژوهش، مدیریت سود و ناکارایی سرمایه‌گذاری بر حسب قدر مطلق مقادیر پسماندهای مدل مربوطه اســـتخراج شـــدند، در عین حال جهت بررســـی دقیق‌تر جهت وقوع مدیریت ســـود و ناکارایی سرمایه‌گذاری، اقدام به تفکیک مشاهده‌ها شد. حدود ۵۰/۹۳ درصد مشاهده‌ها دارای مقادیر منفی پســـماندهای مدل اقلام تعهدی بوده و مدیریت ســـود کاهشـــی داشـــته‌اند؛ حدود ۴۹/۰۷ درصد مشاهده‌های مورد بررسی دارای مقادیر مثبت پسماندهای مدل اقلام تعهدی بوده و مدیریت سود افزایشی داشته‌اند. حدود ۵۹/۲۹ درصد مشاهده‌ها دارای مقادیر منفی پسماند مدل سرمایه‌گذاری بوده و کم سرمایه‌گذاری داشته‌اند؛ از سوی دیگر حدود ۴۰/۷۱ درصد مشـــاهده‌ها دارای مقادیر مثبت پســـماندهای مدل ســـرمایه‌گذاری بوده و بیش ســـرمایه‌گذاری داشته‌اند. حدود ۵۸/۶۸ درصد مشاهده‌ها بدون محدودیت مالی بوده‌اند؛ از سوی دیگر حدود ۴۱/۳۲ درصد مشاهده‌ها دارای محدودیت مالی بوده‌اند. حدود ۲۲/۵۸ درصد مشاهده‌ها توسط سازمان حسابرسی کشور در نقش حسابرس بزرگ مورد حسابرسی قرار گرفته‌اند.

نتایج آزمون پایایی متغیرها در نگاره (۳) ارائه شـــده‌اند. با توجه به اســـتدلال انجام شـــده در بخش‌های بعدی در خصوص لزوم بکارگیری رویکرد ترکیبی طبق مشاهده‌های شرکت-سال، در این پژوهش از آزمون ریشـــه واحد لوین، لین و چو که قابل کاربرد در دیدگاه پنلی اســـت، استفاده شد. با توجه به مقادیر آماره تی و احتمال آن (کمتر از سطح خطای ۵ درصد)، شرط پایایی متغیرها در ســـطح برقرار اســـت. نتایج آزمون همبســـتگی در نگاره (۴) ارائه شـــده‌اند. ناکارایی سرمایه‌گذاری طبق آماره تی و احتمال آن (کمتر از سطح خطای ۵ درصد) همبستگی معنی‌دار و مثبتی با مدیریت سود دارد. اما، محدودیت مالی طبق آماره تی و احتمال آن (بیشتر از سطح خطای ۵ درصد) همبستگی معنی‌داری با مدیریت سود ندارد. هرچند، آزمون فرضیه پژوهش تنها بر اســـاس نتایج رگرســـیون انجام شـــده، در این بخش تنها همبســـتگی زوجی بین متغیرها جهت کنترل نتایج ارائه شـــده اســـت؛ قابل ذکر اســـت که نتایج آزمون‌های رگرســـیون مندرج در بخش‌های بعدی، این نتایج را تأیید نموده است. اما موضـوع مهم‌تر قابل بررسـی در این بخش، ارزیابی احتمال وقوع هم‌خطی اســـت. نتایج نشـــان دادند علی‌رغم وجود همبســـتگی معنی‌دار بین برخی متغیرهای توضیحی، همبستگی‌ها شدید نیستند و هم‌خطی روی نداده است.

نگاره (۳): نتایج آزمون پایایی متغیرهای پژوهش

شرح	$AEM_{i,t}$	$IEE_{i,t}$	$AGE_{i,t}$	$CASH_{i,t}$	$MTB_{i,t}$	$ROA_{i,t}$	$SG_{i,t}$	$SIZE_{i,t}$
آماره تی	-۲۱/۸۸۳۱	-۲۶/۲۲۸۳	-۱۶/۰۴۳۸	-۲۸/۵۸۸۶	-۲/۱۲۱۶۳	-۱۷/۰۵۵۸	-۳/۴۹۲۱۴	-۱/۶۶۳۶۸
احتمال آماره	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۱۶۹	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۲	۰/۰۴۸۱

نگاره (۴): نتایج آزمون همبستگی متغیرهای پژوهش

همبستگی آماره تی	$AEM_{i,t}$	$IEE_{i,t}$	$FC_{i,t}$	$AGE_{i,t}$	$AUDSIZE_{i,t}$	$CASH_{i,t}$	$MTB_{i,t}$	$ROA_{i,t}$	$SG_{i,t}$	$SIZE_{i,t}$
$AEM_{i,t}$	۱ -----									
$IEE_{i,t}$	۰/۲۰۰۹ ۸/۷۴۸۴	۱ -----								
$FC_{i,t}$	۰/۰۴۳۰ ۱/۸۳۷۱	-۰/۰۸۲۲ -۳/۵۱۷۰	۱ -----							
$AGE_{i,t}$	۰/۰۸۳۹ ۳/۵۹۰۹	۰/۰۱۶۶ -۰/۷۱۰۷	۰/۰۵۰۳ ۲/۱۴۹۶	۱ -----						
$AUDSIZE_{i,t}$	-۰/۰۱۷۳ -۰/۷۴۰۴	-۰/۰۴۵۶ -۱/۹۵۰۴	-۰/۰۷۱۵ -۳/۰۵۹۶	۰/۰۳۳۹ ۱/۴۴۶۳	۱ -----					
$CASH_{i,t}$	۰/۱۱۳۶ ۴/۸۷۵۲	۰/۰۰۷۱ ۰/۳۰۵۲	-۰/۰۲۷۰ -۱/۱۵۴۱	۰/۱۱۸۰ ۵/۰۷۰۰	-۰/۰۳۸۴ -۱/۶۴۲۱	۱ -----				
$MTB_{i,t}$	۰/۰۳۶۴ ۱/۵۵۷۱	۰/۰۲۵۸ ۰/۱۰۳۴	-۰/۰۱۳۴ -۰/۵۷۵۴	-۰/۰۱۱۰ -۰/۴۷۲۲	۰/۰۲۵۵ ۱/۰۸۹۷	۰/۰۳۵۷ ۱/۵۲۵۳	۱ -----			
$ROA_{i,t}$	۰/۰۸۷۸ ۳/۷۶۰۹	۰/۱۳۹۰ ۵/۹۸۵۳	۰/۲۱۵۴ -۹/۴۰۷۰	۰/۰۴۳۲0 ۱/۸۴۴۷	۰/۰۷۹۱ ۳/۳۸۶۸	۰/۱۴۹۱ ۶/۴۳۲۳	۰/۰۸۹۷ ۳/۸۴۳۱	۱ -----		
$SG_{i,t}$	۰/۰۱۵۶ ۰/۶۶۵۵	-۰/۰۰۳۷ -۰/۱۵۹۵	۰/۰۲۷۵ ۰/۱۷۴۵	۰/۰۰۴۱ ۰/۱۷۶۰	-۰/۰۱۷۸ -۰/۷۶۱۲	-۰/۰۱۸۳ -۰/۷۸۱۵	۰/۰۰۳۲ ۰/۱۳۸۴	-۰/۰۰۳۴ -۰/۱۴۸۰	۱ -----	
$SIZE_{i,t}$	-۰/۰۵۱۷ -۲/۲۰۷۶	-۰/۰۲۱۵ -۰/۹۱۷۹	-۰/۰۸۸۷ -۳/۷۹۹۴	-۰/۲۱۲۲ -۹/۲۶۱۸	۰/۱۸۷۳ ۸/۱۳۳۰	-۰/۱۴۱۵ -۶/۰۹۵۰	-۰/۰۱۲۷ -۰/۵۴۱۸	۰/۱۲۵۳ ۵/۳۸۶۰	-۰/۰۰۲۴ -۰/۱۰۶۵	۱ -----

جهت آزمون فرضیه‌ها ابتدا نتایج آزمون شیوه برازش مناسب مدل‌ها در نگاره (۵) ارائه شده‌اند. بر اساس آماره‌های اف لیمر و احتمال آن‌ها (کمتر از سطح خطای ۵ درصد) استفاده از مدل‌های ترکیبی با اثرات مناسب است. بر اساس آماره‌های کای‌دو و احتمال آن‌ها (کمتر از سطح خطای ۵ درصد) استفاده از مدل‌های با اثرات ثابت مناسب است. نتایج برازش مدل‌های پژوهش با استفاده از الگوی رگرسیون ترکیبی با اثرات ثابت در نگاره (۶) ارائه شده‌اند. در برازش مدل‌ها جهت رفع ناهمسانی واریانس‌ها از روش حداقل مربعات وزنی تعمیم یافته بهره گرفته شد. طبق آماره‌های فیشر و احتمال آن‌ها (کمتر از سطح خطای ۵ درصد) روابط خطی معنی‌داری در مدل‌ها برقرار است. آماره‌های دوربین-واتسون در محدوده مطلوب (۱/۵ تا ۲/۵) قرار دارند؛ در نتیجه پسماندهای مدل از استقلال برخوردارند. البته در برازش اولیه مدل، مشکل خودهمبستگی وجود داشته و این مشکل با ورود متغیر خود رگرسیون مرتبه اول رفع شد. به دلیل بکارگیری متغیر یک دوره قبل، یک دوره از دوره‌های مورد بررسی کاسته شده و تعداد مشاهده‌های شرکت-سال از ۱۸۲۰ مشاهده به ۱۵۶۰ مشاهده رسید. ضریب تعیین تعدیل شده مدل‌ها نشان دادند متغیرهای توضیحی مدل (۱) توان پیش‌بینی حدود ۴۰/۳۶ درصد و متغیرهای توضیحی مدل (۲) توان پیش‌بینی حدود ۳۷/۸۵ درصد از تغییرات مدیریت سود را دارند.

شواهد بدست آمده از آزمون مدل شماره (۱) نشان دادند ناکارایی سرمایه‌گذاری با توجه به آماره تی و احتمال آن (کمتر از سطح خطای ۵ درصد) اثر معنی‌دار و مثبتی بر مدیریت سود دارد. به عبارتی، مدیریت سود تابع مستقیمی از ناکارایی سرمایه‌گذاری بوده و به موازات کاهش (افزایش) ناکارایی سرمایه‌گذاری، شاهد کاهش (افزایش) در مدیریت سود خواهیم بود. در صورتی که مدیران کمتر درگیر فرآیندهای مدیریت سود گردند، گزارشگری مالی با کیفیت‌تری ارائه خواهند نمود. در برخی پژوهش‌ها، بهبود (نقصان) سطح کیفیت گزارشگری مالی در ارتباط با کارآیی (ناکارآیی) سرمایه‌گذاری در نظر گرفته شده و طبق نتایج پژوهش حاضر، این رابطه تأیید شد. در شرکت‌هایی که تصمیمات سرمایه‌گذاری مدیران با ناکارآیی کمتری (بیشتری) همراه بود، مدیریت سود کمتری (بیشتری) داشتند.

نگاره (۵): نتایج آزمون انتخاب الگوی مناسب برازش مدل‌های پژوهش

آزمون	شرح	آماره	مدل (۱)		مدل (۲)	
			مقدار	احتمال	مقدار	احتمال
چاو	گزینش بین روش پنل یا پولد	اف	۲/۸۸۷۰۱۶	۰/۰۰۰۰	۲/۷۹۷۴۷۷	۰/۰۰۰۰
هاسمن	گزینش بین روش اثرات ثابت یا تصادفی	کای‌دو	۳۳/۳۱۳۵۲۸	۰/۰۰۰۱	۳۲/۲۳۸۷۰۵	۰/۰۰۰۱

نگاره (۶): نتایج آزمون مدل‌های اثرگذاری ناکارایی سرمایه‌گذاری و محدودیت‌های مالی بر مدیریت سود

متغیر وابسته: $AEM_{i,t}$						
مدل: رگرسیون ترکیبی	نوع: با اثرات ثابت			روش: حداقل مربعات تعمیم یافته		
تعداد مقاطع: ۲۶۰	تعداد دوره‌ها: ۶			تعداد مشاهدات (متوازن): ۱۵۶۰		
متغیرهای توضیحی	مدل (۱)			مدل (۲)		
	ضرایب	آماره تی	احتمال	ضرایب	آماره تی	احتمال
C	-۰/۶۳۶۲۱۳	-۶/۱۴۶۵۷۷	۰/۰۰۰۰	-۰/۶۹۳۹۹۲	-۶/۵۷۸۷۲۴	۰/۰۰۰۰
$IIE_{i,t}$	۰/۴۰۵۵۰۹	۷/۹۰۴۹۴۳	۰/۰۰۰۰			
$FC_{i,t}$				۰/۰۰۴۰۱۲	۱/۶۰۴۹۴۷	۰/۱۰۸۷
$AGE_{i,t}$	-۰/۰۳۷۰۲۱	-۲/۸۷۲۶۰۲	۰/۰۰۴۱	-۰/۰۴۱۱۳۷	-۳/۱۳۶۷۹۹	۰/۰۰۱۷
$AUDSIZE_{i,t}$	۰/۰۰۱۸۷۹	۰/۴۳۳۹۳۰	۰/۶۶۴۴	۰/۰۰۱۹۳۲	۰/۴۶۱۹۸۷	۰/۶۴۴۲
$CASH_{i,t}$	۰/۱۳۸۸۴۴	۲/۸۹۷۲۱۹	۰/۰۰۳۸	۰/۱۲۸۵۷۵	۲/۸۱۶۰۲۰	۰/۰۰۴۹
$MTB_{i,t}$	۳/۹۴E-۰۵	۲/۸۰۷۰۹۶	۰/۰۰۵۱	۳/۴۲E-۰۵	۲/۰۳۲۲۸۲	۰/۰۴۲۳
$ROA_{i,t}$	۰/۰۱۲۰۱۶	۰/۷۳۴۸۹۱	۰/۴۶۲۵	۰/۰۱۸۶۵۷	۱/۲۲۴۷۰۱	۰/۲۲۰۹
$SG_{i,t}$	-۱/۰۹E-۰۵	-۰/۰۳۱۷۱۰	۰/۹۷۴۷	۳/۱۱E-۰۵	۰/۰۸۷۲۶۲	۰/۹۳۰۵
$SIZE_{i,t}$	۰/۰۳۰۱۰۹	۶/۶۰۲۷۸۶	۰/۰۰۰۰	۰/۰۳۳۱۲۳	۷/۰۷۵۷۰۴	۰/۰۰۰۰
AR (1)	-۰/۱۱۶۹۵۴	-۴/۸۹۰۱۱۳	۰/۰۰۰۰	-۰/۱۰۵۹۴۲	-۴/۴۳۲۸۷۴	۰/۰۰۰۰
مشخصات مدل-های رگرسیونی	ضریب تعیین تعدیل شده		۰/۴۰۳۶۰۰	ضریب تعیین تعدیل شده		۰/۳۷۸۴۹۸
	آماره دوربین- واتسون		۲/۰۲۲۳۳۲	آماره دوربین- واتسون		۲/۰۲۸۳۲۹
	آماره فیشر		۴/۹۳۶۶۲۵	آماره فیشر		۴/۵۴۲۶۹۰
	احتمال آماره فیشر		۰/۰۰۰۰۰۰	احتمال آماره فیشر		۰/۰۰۰۰۰۰

شواهد بدست آمده از آزمون مدل رگرسیونی شماره (۲) نشان دادند محدودیت‌های مالی با توجه به آماره تی و احتمال آن (بیشتر از سطح خطای ۵ درصد) اثرگذاری معنی‌داری بر مدیریت سود ندارد. البته به دلیل علامت مثبت ضریب، جهت اثرگذاری مستقیم است. وجود محدودیت‌های مالی سبب می‌شود مدیران در فرآیند تصمیمات سرمایه‌گذاری خود به صورت کارآ عمل ننمایند. اگر شرکت‌ها محدودیت مالی داشته باشند، ولی دارای پروژه‌های با خالص ارزش فعلی مثبت باشند، استفاده از مدیریت سود می‌تواند ارزش سهام شرکت را در کوتاه‌مدت افزایش دهد و به این ترتیب سرمایه شرکت را تأمین مالی کنند. شرکت‌ها در مواجهه با فرصت‌های سرمایه‌گذاری به ویژه زمانی که از محدودیت مالی رنج می‌برند، تلاش می‌کنند از طریق مدیریت سود محدودیت‌های مالی ایجاد شده را کاهش داده و از فرصت‌های سرمایه‌گذاری مذکوراستفاده ببرند (لینک و همکاران، ۲۰۱۳). انتظار می‌رود بین محدودیت‌های مالی و مدیریت سود رابطه وجود داشته باشد. در این پژوهش، این رابطه تأیید نشد. به این ترتیب، محدودیت مالی تأثیر معنی‌داری بر مدیریت سود ندارد.

نتایج نشان دادند نگهداشت وجه نقد، نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری و اندازه تأثیر معنی‌دار و مثبتی برمدیریت سود دارند؛ در حالی که عمر تأثیر معنی‌دار و منفی بر مدیریت سود دارد. بدین ترتیب در شرکت‌های با نگهداشت وجه نقد کمتر (بیشتر)، شرکت‌های با رشد کمتر (بیشتر)، شرکت‌های کوچک‌تر (بزرگ‌تر) و شرکت‌های مسن‌تر (جوان‌تر)، مدیریت سود کمتری (بیشتری) قابل مشاهده است. در ضمن، اندازه مؤسسه حسابرسی، بازده دارایی‌ها و رشد درآمد تأثیر معنی‌داری بر مدیریت سود ندارند. شواهد نشان داد که مدیریت سود هر دوره تابع معکوسی از مدیریت سود دوره قبل بوده و به موازات کاهش (افزایش) مدیریت سود دوره قبل، شاهد افزایش (کاهش) مدیریت سود دوره جاری خواهیم بود.

نتایج و پیشنهادهای پژوهش

یکی از تصمیمات مهم مدیران شرکت‌ها در ارتباط با انجام سرمایه‌گذاری است که در این زمینه باید نسبت به تخصیص بهینه منابع در سرمایه‌گذاری‌ها و در راستای ارزش‌آفرینی اقدام نمایند؛ اما در مواردی این تصمیمات دارای انحرافاتی نسبت به سطح بهینه است. این موضوع تا حدی ممکن است ناشی از مسائل نمایندگی و یا وجود محدودیت‌های مالی باشد. اتخاذ تصمیمات نامناسب سرمایه‌گذاری توسط مدیران شرکت‌ها و وجود محدودیت‌های مالی

مترتب بر فعالیت‌های تأمین مالی هنگام انجام تصمیمات سرمایه‌گذاری ممکن است موجب انگیزش مدیران جهت مدیریت سود در گزارشگری مالی شوند. در حقیقت، برای مخفی نگه داشتن اثر ناکارآیی سرمایه‌گذاری‌ها در سود، مدیران ممکن است آن بخش از گزینش‌های حسابداری را انتخاب نمایند که افزایش در سود را نشان دهد که این افزایش سود ممکن است باعث آرامش سرمایه‌گذاران شده و منجر به بالا رفتن ارزش بازار شرکت شود؛ البته این در صورتی است که سرمایه‌گذاران نتوانند دستکاری سود را تشخیص دهند. برخی پژوهشگران رابطه بین کیفیت گزارشگری مالی و کارآیی (ناکارآیی) سرمایه‌گذاری را آزمون نموده‌اند (بارگیل وبچاک، ۲۰۰۲؛ بیدل و هیلاری، ۲۰۰۶؛ وردی، ۲۰۰۶؛ بیدل و همکاران، ۲۰۰۸؛ مدرس و حصارزاده، ۱۳۸۷؛ حسنی و نعیمی، ۱۳۹۳). نتایج این پژوهش‌ها نشان داده‌اند کیفیت گزارشگری مالی با کارآیی سرمایه‌گذاری رابطه مثبتی دارد. همچنین برخی دیگر از پژوهشگران رابطه بین مدیریت سود به عنوان یکی از جنبه‌های منفی کیفیت گزارشگری مالی با کارآیی (ناکارآیی) سرمایه‌گذاری را مورد آزمون قرار داده‌اند (لمبرت و همکاران، ۲۰۰۶؛ وی تانگ، ۲۰۰۷؛ مک نیکولز و استوبن، ۲۰۰۸؛ کوهن و زاروین، ۲۰۰۹؛ پورحیدری و همکاران، ۱۳۹۲؛ نمازی و غلامی، ۱۳۹۳؛ حسنی و ناصرا سلامی، ۱۳۹۵). نتایج این پژوهش‌ها نشان داده‌اند اعمال مدیریت سود با سرمایه‌گذاری‌های ناکارآ در شرکت‌ها همراه است. نتایج پژوهش حاضر نشان دادند رابطه معنی‌دار و مثبتی بین ناکارآیی سرمایه‌گذاری و مدیریت سود وجود دارد. بنابراین، نتایج بدست آمده در این پژوهش سازگار با نتایج پژوهش‌های پیش‌گفته است. البته در برخی پژوهش‌ها رابطه معنی‌داری بین ناکارآیی سرمایه‌گذاری و مدیریت سود مشاهده نشده است (ثقفی و عرب‌مازار، ۱۳۸۹؛ فخاری و رسولی، ۱۳۹۲؛ حجازی و فرهادی، ۱۳۹۶). از این رو، نتایج بدست آمده در پژوهش حاضر با نتایج این پژوهش‌ها سازگار نیست.

در ادبیات تئوریک و تجربی، از معیارهای متعددی به عنوان شاخص وجود محدودیت‌های مالی استفاده شده است (بانوس کابایرو و همکاران، ۲۰۱۴). بنا به اعتقاد برخی پژوهشگران، شرکت‌های دارای محدودیت مالی اگر به فرصت‌های سرمایه‌گذاری با ارزشی دسترسی داشته باشند، از اقلام تعهدی اختیاری جهت بیشینه نمایی ارزش شرکت استفاده می‌کنند تا بتوانند به منابع مالی با محدودیت کمتری دست یابند و بتوانند آن فرصت‌های سرمایه‌گذاری را بکار گیرند (دای، ۱۹۸۸؛ ترومن و تیتمن، ۱۹۸۸؛ چانی و لویس، ۱۹۹۵؛ دو چارمی و همکاران، ۲۰۰۴). لینک و همکاران (۲۰۱۳) نشان دادند شرکت‌های مواجه با محدودیت‌های مالی در

مقایسه با شرکت‌های بدون محدودیت مالی قبل از اقدام به سرمایه‌گذاری، دارای اقلام تعهدی اختیاری بالاتری هستند که نشان‌دهنده مدیریت سود بیشتر در شرکت‌ها است. همچنین کورت (۲۰۱۷) شواهدی از وجود مدیریت سود رو به بالا در شرکت‌های مواجه با محدودیت‌های مالی ارائه نمود. نتایج پژوهش حاضر نشان داد رابطه معنی‌داری بین محدودیت‌های مالی و مدیریت سود وجود ندارد. نتایج پژوهش حاضر سازگار با نتایج پژوهش‌های پیش‌گفته نیست.

بر اساس شواهد بدست آمده، به مدیران پیشنهاد می‌شود در تصمیمات سرمایه‌گذاری خود جنبه احتیاط را رعایت نمایند تا بتوانند با اتخاذ تصمیمات مناسب، فرآیند سرمایه‌گذاری را بهینه و کارا نمایند؛ در چنین شرایطی از سرمایه‌گذاری‌های ناکارا فاصله گرفته و زمینه را برای جلوگیری از بروز اقدامات فرصت‌طلبانه برای مدیریت سودهای گزارش شده فراهم سازند. در نتیجه، هم به واسطه بهبود در گزارشگری مالی سود و هم به واسطه بهبود در فرآیند سرمایه‌گذاری، شرکت‌ها خواهند توانست منافع گروه‌های مختلف ذینفع را تأمین نمایند. همچنین به مدیران پیشنهاد می‌شود در مورد تأمین منابع مالی خود برنامه‌ریزی‌های دقیق و مناسبی با راهبردهای چند ساله طرح‌ریزی کنند تا درگیر محدودیت‌های مالی نشوند و راه برای مدیریت سود بسته شود. به سازمان‌های ناظر و کنترل کننده پیشنهاد می‌شود با بسترسازی مناسب، زمینه اجرای مکانیزم‌های راهبری شرکتی مفید و قوی را فراهم آورند تا از طریق نظارت بر مصرف بهینه منابع، امکان بروز تضادهای بین مدیران و سهامداران، همچنین تضادهای بین مدیران و اعتباردهندگان کاهش یافته و جهت دفاع از حقوق ذینفعان، زمینه اتخاذ تصمیمات سرمایه‌گذاری به شکل کارآ محقق شود. به سرمایه‌گذاران و تحلیل‌گران پیشنهاد می‌گردد هنگام ارزیابی شرکت‌ها به کیفیت گزارشگری مالی، کارآیی تصمیمات سرمایه‌گذاری مدیران و همچنین محدودیت‌های مالی که شرکت‌ها با آن مواجه هستند، تمرکز نمایند. به بانک‌ها و مؤسسات اعتباردهنده پیشنهاد می‌گردد جهت کمک به بهینه نمودن تصمیمات سرمایه‌گذاری مدیران و همچنین رفع محدودیت‌های مالی شرکت‌ها، هنگام اعطای وام و اعتبار، وجوه و اعتبارات را در اختیار شرکت‌هایی قرار دهند که واقعاً ظرفیت آن را داشته باشند تا بتوانند وجوه را به درستی در فعالیت‌های سرمایه‌گذاری صرف کنند.

منابع

برادران حسن‌زاده، رسول؛ بادآور نهندی، یونس و نگهبان، لیلا. (۱۳۹۳)، تأثیر محدودیت‌های مالی و هزینه‌های نمایندگی بر کارایی سرمایه‌گذاری. *پژوهش‌های حسابداری مالی، سال ششم، شماره اول*، ص‌ص ۱۰۶-۸۹.

پورحیدری، امید؛ رحمانی، علی و غلامی، رضا. (۱۳۹۲). بررسی تأثیر مدیریت واقعی سود بر رفتار سرمایه‌گذاری شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. *پیشرفت‌های حسابداری، دوره پنجم، شماره اول*، ص‌ص ۸۵-۵۵.

ثقفی، علی و عرب مازار یزدی، مصطفی. (۱۳۸۹). کیفیت گزارشگری مالی و ناکارایی سرمایه گذاری، *پژوهش‌های حسابداری مالی، ۴ (۶)*، ص‌ص ۲۰- ۱.

حجازی، رضوان و فرهادی، حمید. (۱۳۹۶). بررسی تأثیر مدیریت سود بر ناکارایی سرمایه‌گذاری شرکت‌ها، *پژوهش‌های نوین در حسابداری و حسابرسی، دوره ۱، شماره ۱*، ص‌ص ۱۱۶-۹۳.

حسنی، محمد و کنگرانی فراهانی، مریم. (۱۳۹۴). آزمون حساسیت بیش و کم سرمایه‌گذاری به جریان-های نقدی آزاد با تمرکز بر هزینه‌های نمایندگی و محدودیت‌های مالی، پایان‌نامه کارشناسی ارشد حسابداری، دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران شمال.

حسنی، محمد و ناصراسلامی، شقایق. (۱۳۹۵). تأثیر سیاست‌های مدیریت سود حسابداری بر ناکارآیی سرمایه‌گذاری، مجموعه مقالات کنفرانس بین‌المللی اقتصاد و مدیریت، بروکسل بلژیک.

حسنی، محمد و نعیمی، شهناز. (۱۳۹۴). تأثیر اهرم مالی بر رابطه بین کیفیت گزارشگری مالی و کارایی سرمایه‌گذاری، مجموعه مقالات دومین کنفرانس بین‌المللی پژوهش‌های نوین در مدیریت، اقتصاد و حسابداری، کوالالامپور مالزی.

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

کاشانی‌پور، محمد؛ راسخی، سعید؛ نقی نژاد، بیژن و رسائیان، امیر. (۱۳۸۹). محدودیت‌های مالی و حساسیت سرمایه‌گذاری به جریان‌های نقدی در بورس اوراق بهادار تهران، *پیشرفت‌های حسابداری*، ۳، ۵۱-۷۴.

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

نمازی، محمد و غلامی، رضا. (۱۳۹۳). تأثیر مدیریت سود مبتنی بر اقلام تعهدی بر کارآیی سرمایه‌گذاری شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. *دانش حسابداری، سال پنجم، شماره ۱۷*، ص‌ص ۴۸-۲۹.

Agca, S. , and Mozumdar, A. , (2008). The impact of capital market imperfections on investment–cash flow sensitivity. *Journal of Banking and Finance, Vol 32*, PP: 207– 216.

Almeida, H. , and Campello, M. , (2007). Financial constraints, asset tangibility, and corporate investment. *Review of Financial Studies, Vol 20*, PP: 1429–1460.

Banos-Caballero, S. , Garcia-Teruel, P. J. and Martinez-Solano, P. (2014). Working capital management, corporate performance, and financial constraints. *Journal of Business Research. Vol 16, Issue 3*, PP: 332-338.

Baradaran Hassanzadeh, R. ; Badavar Nahandi, Y. and Negahban, L. (2014). The Impact of Financial Constraints and Agency Costs of Investment Efficiency. *Financial Accounting Researches, Volume 6, Issue 1*, Page 89-106. (In Persian)

Bar-Gill, O. & Bebchuk, L. (2002) , Misreporting corporate performance, Harvard Law School John M. Olin Center for Law, Economics and Business Discussion Paper Series, Paper 400.

Biddle, G. , Hilary, G. , Verdi, R. (2009). How Does Financial Reporting Quality Relate to Investments Efficiency*?, Journal of Accounting and Economics, 48*: 112-131.

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

Brown, J. R. , and Petersen, B. C. (2009) , Why has the investment–cash flow sensitivity declined so sharply?, Rising R&D and Equity Market Developments, *Journal of Banking and Finance, Vol 33*, PP: 971–984

Campello, M. & Graham, J. R. (2013) , Do stock prices influence corporate decisions? Evidence from the technology bubble, *Journal of Financial Economics, 107 (1)* , 89-110.

Chaney, S. K. , & Lewis, C. M. (1995) , Earnings management and firm valuation under asymmetric information, *Journal of Corporate Finance: Contraction*, Governance and Organization, 1, 319-345.

Cohen, D. & Zarowin, P. (2009) , Economic Consequences of real and Accrual-based earnings management activities, Working Paper, New York University

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

DuCharme, L. , Malatesta, P. , & Sefcik, E. (2004) , Earnings management, stock issues, and shareholder lawsuits, *Journal of Financial Economics, 71*: 27-49

Dye, r. (1988) , Earnings manangement in an overlapping generations model, *Journal of Accounting Research, 26:* 195-235

Ebrahimi Rad, Seyed Sajad; Zaini, Embong; Norman, Mohd-Saleh and Romlah, Jaffar (2015) , Financial Information Quality and Investment

Efficiency: Evidence from Malaysia, Asian Academy of Management, *Journal of Accounting & Finance, Vol 12, No 1*, PP: 129-151.

Fakhari, H. and Rasooli, Sh. (2013) , the study of accruals and conservatism effect on investment efficiency, *Journal of Empirical Researches in Accounting, Volume 2, Issue 4*, Page 81-100. (In Persian)

Fazzari, S. M. , Hubbard, R. G. , & Petersen, B. C. (1988) , Financing Constraints and Corporate Investment, *Brookings Papers on Economic Activity*, pp: 141-195.

Gomariz, Mª Fuensanta Cutillas and Ballesta, Juan Pedro Sánchez. (2014) , Financial reporting quality, debt maturity and investment efficiency, *Journal of Banking & Finance* No 40,494–506

Hadlock, C. & Pierce, J. (2010) , new evidence on measuring financial constraints: moving beyond the KZ index, *Review of Financial Studies, 23:* 1909–1940.

Hassani, M. and Kangarani Farahani, M. (2016) , Examination the Sensitivity of Over Investment and Under Investment to Free Cash Flows with focus on Agency Costs and Financial Constraints, Master Thesis, Islamic Azad University-Tehran North Branch. (In Persian)

Hassani, M. and Naeimi, Sh. (2016) , The Effect of Financial Leverage on the relationship between Financial Reporting Quality and Investment Inefficiency, 2nd International Conference on Modern Research's in Management, Economics & Accounting, Kuala lumpur, Malaysia.

Hassani, M. and Nasereslami, Sh. (2016) , The effect of Accounting Earnings Management Policies on Investment Inefficiency, 6th International Conference in Economics & Management, Brussels, Belgium

Hejazi, R. and Farhadi, H. (2017) , Analysis of earnings management influence on the investment, *Journal of New Researches in Accounting and Auditing, Volume 1, No 1*, Page 93-116. (In Persian)

Hovakimian, G. , (2009) , Determinants of investment cash flow sensitivity, *Financial Management, Vol 38*, PP: 161–183

Jensen, M. C. , (1986) , Agency Costs of Free Cash Flow, Corporate Finance and Takeovers, *American Economic Review, 76*: 323-329.

Kaplan, S. & Zingales, L. (1997) , Do Investment-Cash Flow Sensitivities Provide Useful Measures of Financing Constraints?, *Quarterly Journal of Economics, 112 (1):* 169-215.

Khashanipour, M. ; Rasekhi, S. ; Naghinejad, B. and Rassayian, A. (2011) , Financial Constraints and Investment-Cash Flow Sensitivity in Tehran Stock Exchange, *Journal of Accounting Advances, Volume 2, Issue 2*, Page 51-74. (In Persian)

Kothari, Sp. , Leone, A. J. , Wasley, Ch-E. , (2005) , Performance matched discretionary accrual measures, *Journal of Accounting and Economics*, 39, PP: 163–197.

Kurt, Ahmet C. (2017). How Do Financial Constraints Relate to Financial Reporting Quality? Evidence from Seasoned Equity Offerings, *European Accounting Review,* Pages 1-31.

Lambert, R. , C. Leuz, and R. E. Verrecchia, (2006) , Accounting Information, Disclosure, and the Cost of Capital, Working Paper, Available at: www. ssrn. com

Linck, James S; Netter, Jeffry; Tao Shu, (2013) , Can Managers Use Discretionary Accruals to Ease Financial Constraints?, Evidence from Discretionary Accruals Prior to Investment, *Accounting Review, Vol 88*, Issue 6.

Long, L. E. , Ofek, E. , and Stulz, R. (1996) , Leverage, Investment and Firm Growth, *Journal of Financial Economics, 40*, 3-29.

McNichols, Maureen F. and Stubben, Stephen R. (2008) , Does Earnings Management Affect Firms' Investment Decisions*?, The Accounting Review, Vol. 83, No. 6,* pp. 1571–1603.

Modarres, A. and Hasar Zadeh, R. (2008) , Financial Reporting Quality and Investment Efficiency, *Quarterly Journal of Securities Exchange, Volume 1, Issue 2*, Page 85-116. (In Persian)

Myers, S. C. & Majluf, N. S. (1984) , corporate financing and investment decisions when firms have information that investors do not have, *Journal of Financial Economics, 13 (2):* 187-221.

Namazi, M. and Gholami, R. (2014) , Impact of Accrual-based Earnings Management on Investment Efficiency of the Companies Listed in Tehran Stock Exchange, *Journal Accounting Knowledge, Volume 5, Issue 17,* Page 29-48. (In Persian)

Pourheidari, O. ; Rahmani, A. and Gholami, R. (2013) , The Impact of Real Earnings Management on Investment Behavior of Companies Listed on Tehran Stock Exchange, *Journal of Accounting Advances, Volume 5, Issue 1,* Page 55-85. (In Persian)

Ramadan, I. Z. (2012) , Earnings management and investment behavior: the case of Jordan, *International Journal of Academic Research, 4 (2):* 38-45.

Saghafi, A. and Arab Mazar Yazdi, M. (2011) , Financial Reporting Quality and Investment Inefficiency, *Financial Accounting Researches, Volume 2, Issue 4,* Page 1-20. (In Persian)

Shen, Chung-Hua, Luo, Fuyan, Huang, Dengshi, (2015) , Analysis of Earnings Management Influence on the Investment Efficiency of Listed Chinese Companies, *Journal of Empirical Finance*, doi: 10. 1016/j. jempfin. 2015. 08. 003

Sloan, R. (1996) , Do stock prices fully reflect information in accruals and cash flows about future earnings?, *The Accounting Review, 71 (3):* 289-315.

Trueman, B. & Titman, S. (1988) , An Explanation for Accounting Income Smoothing, *Journal of Accounting Research, No 26*, PP. 127–139.

Verdi, R. (2006) , Financial Reporting Quality and Investment Efficiency, M. I. T. Working Paper

Wei Tang, Vicki. (2007) , Earnings Management and Future Corporate Investment, McDonough School of Business, Georgetown University, Working Paper, www. ssrn. com.

پژوهش‌های تجربی حسابداری

سال هفتم، شماره ۲۷، بهار ۱۳۹۷، صص ۸۱ - ۱۰۲

بررسی سودمندی روش‌های مختلف انتخاب متغیرهای پیش‌بین در پیش‌بینی نوع اظهارنظر حسابرسان

شکراله خواجوی[*]، مصطفی کاظم‌نژاد[**]، علی‌اصغر دهقانی‌سعدی[***]، علیرضا ممتازیان[****]

تاریخ دریافت: ۹۵/۰۵/۰۳

تاریخ پذیرش: ۹۵/۰۸/۲۲

چکیده

پژوهش حاضر به بررسی و مقایسه سودمندی روش‌های مختلف انتخاب متغیر در پیش‌بینی نوع اظهارنظر حسابرسان شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران می‌پردازد. در این راستا، عملکرد روش‌های انتخاب متغیر (شامل مبتنی بر همبستگی، آزمون t، تحلیل تشخیصی گام به گام، ریلیف و تحلیل عاملی) بررسی و با یکدیگر مقایسه شده است. طبقه‌بندی‌کننده‌های استفاده شده نیز شامل ماشین بردار پشتیبان و شبکه‌های عصبی مصنوعی است. ازاین‌رو، یافته‌های تجربی مربوط به بررسی ۱۲۱۴ مشاهده (سال- شرکت) پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در بازه زمانی ۱۳۸۶ الی ۱۳۹۳ حاکی از سودمندی و تأثیر مثبت استفاده از روش‌های انتخاب متغیر بر عملکرد پیش‌بینی نوع اظهارنظر حسابرسان و هم‌چنین وجود تفاوت معنادار بین میزان سودمندی این روش‌ها است. به عبارتی دیگر، در صورت استفاده از متغیرهای منتخب این روش‌ها نسبت به استفاده از ۳۵ متغیر اولیه، میانگین دقت افزایش و خطای نوع اول و دوم کاهش می‌یابد. افزون‌براین، یافته‌های پژوهش حاکی از عملکرد بهتر و مناسب ماشین بردار پشتیبان نسبت به شبکه‌های عصبی است.

واژه‌های کلیدی: پیش‌بینی نوع اظهارنظر حسابرسان، روش‌های انتخاب متغیرهای پیش‌بین، ماشین بردار پشتیبان، شبکه‌های عصبی مصنوعی.

طبقه‌بندی موضوعی: B40, M41

DOI: 10.22051/jera.2017.10974.1366

[*] استاد حسابداری دانشگاه شیراز، نویسنده مسئول (shkhajavi@shirazu.ac.ir).

[**] دکتری حسابداری، دانشگاه شیراز، (mkazemi5166@gmail.com).

[***] کارشناسی ارشد حسابداری، دانشگاه شیراز (ira.dehghani@gmail.com).

[****] دانشجوی دکتری حسابداری، دانشگاه شیراز (ar.momtazian@yahoo.com).

مقدمه

محصول نهایی حسابرسی یک واحد تجاری، گزارشگری است که در آن، حسابرسان نسبت به صورت‌های مالی صاحبکار اظهارنظر خواهند کرد (نیکخواه آزاد، ۱۳۷۹). حسابرسی مستقل که به موجب بحران مالی سال ۱۹۲۹ الزامی شد، در طی چند سال گذشته به‌طور شایانی به‌عنوان یک سازوکار نظارت شرکتی مورد توجه قرار گرفته است. پژوهشگران در این زمینه معتقدند که سیستم نظارت داخلی و برون‌سازمانی، مکمل یا جانشین یکدیگرند و هر دو ارزش شرکت را تحت تأثیر قرار می‌دهند (قوش، ۲۰۰۷). دراین‌راستا، یکی از مهم‌ترین راه‌های افزایش کارآیی و اثربخشی در حسابرسی، استفاده از شیوه‌های جدید داده‌کاوی به‌منظور شناسایی و پیش‌بینی نوع اظهارنظر حسابرسان است (پورحیدری و اعظمی، ۱۳۸۹). با توجه به این واقعیت، علاقه فزاینده‌ای در جهت توسعه نظری سیستم‌های پویای هوشمند آزاد از الگو ایجاد شده که بر داده‌های تجربی مبتنی است (حساس‌یگانه و همکاران، ۱۳۹۳). از سویی، یافته‌های پژوهش‌های گذشته حاکی از آن است که گزارش حسابرس، نوع و محتوای آن دارای بار اطلاعاتی و پیامدهای اقتصادی با اهمیت است و می‌تواند بر قیمت یا بازده سهام (چن و زائو، ۲۰۰۰؛ شباهنگ و خاتمی ۱۳۷۷؛ حساس یگانه و یعقوبی منش، ۱۳۸۲)، پیش‌بینی ورشکستگی (شورورزی و همکاران ۱۳۹۰)، پاداش مدیران (دی‌آنجلو، ۱۹۸۱) و تصمیم‌گیری اعتباردهندگان در خصوص اعطای اعتبار (فیرس، ۱۹۸۰) مؤثر باشد. بنابراین، پیش‌بینی دقیق نوع و محتوای گزارش حسابرسی اطلاعات سودمندی در تصمیم‌گیری استفاده‌کنندگان از صورت‌های مالی محسوب می‌شود.

به‌رغم اهمیت انتخاب متغیرهای پیش‌بین در عملکرد پیش‌بینی نوع اظهارنظر حسابرسان، تاکنون پژوهش‌های اندکی در زمینه انتخاب متغیرهای پیش‌بین و روش‌های آن انجام شده است. در مقابل، در بسیاری از پژوهش‌های داخلی و خارجی انجام شده در زمینه پیش‌بینی نوع اظهارنظر حسابرسان، مرحله انتخاب متغیرهای پیش‌بین، نادیده گرفته شده و متغیرهای پیش‌بین بدون ضابطه و صرفا با توجه به پژوهش‌های گذشته انتخاب شده است که این امر به انتخاب متغیرهای پیش‌بین غیربهینه و در برخی موارد، متغیرهای پیش‌بین نامناسب منجر می‌شود. در این بین، یافته‌های پژوهش لو (۲۰۱۰) نیز حاکی از آن است که انتخاب متغیرهای پیش‌بین و روش‌های آن، نسبت به انتخاب مدل پیش‌بینی، تأثیر بیشتری بر میانگین دقت پیش‌بینی دارد. با توجه به اهمیت انتخاب متغیرهای پیش‌بین، پژوهش حاضر به بررسی سودمندی و مقایسه این

روش‌ها در پیش‌بینی نوع اظهارنظر حسابرسان شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران می‌پردازد. در این راستا، پیش‌بینی نوع اظهارنظر حسابرسان با استفاده از دو روش (طبقه‌بندی کننده) ماشین بردار پشتیبان و شبکه‌های عصبی مصنوعی انجام می‌شود. در ادامه، با توجه به ساز و کار پژوهش حاضر و متغیرهای موجود، پس از بیان مبانی نظری و مروری بر پیشینه پژوهش، روش انجام پژوهش و یافته‌های تجربی پژوهش، تشریح خواهد شد و در بخش آخر پژوهش نیز به بحث و نتیجه‌گیری و ارائه پیشنهادها پرداخته خواهد شد.

مبانی نظری و مروری بر پیشینه پژوهش

گزارش حسابرس و اهمیت پیش‌بینی آن

با توجه به نظریه نمایندگی و تضاد منافع بین ذی‌نفعان مختلف، استفاده‌کنندگان از صورت‌های مالی، هنگامی می‌توانند به اطلاعات مالی منعکس در صورت‌های مالی اتکاء کنند که شخصی مستقل، ذی‌صلاح، مطلع و بی‌طرف نسبت به میزان اعتبار این اطلاعات، نظر حرفه‌ای ارائه کرده باشد (مرادی و فخرآبادی، ۱۳۸۸). حسابرس به ادعاهایی که به‌وسیله شخص دیگری در قالب صورت‌های مالی تهیه شده است، اعتبار می‌دهد و به این وسیله قابلیت اتکای اطلاعات به کار رفته در تصمیم‌های اقتصادی را افزایش می‌دهد (نیکخواه آزاد، ۱۳۷۹). کمیته مفاهیم بنیادی حسابرسی جامعه حسابداران آمریکا در خصوص نقش حسابرسی به ایجاد ارزش برای اطلاعات توسط حسابرس اشاره کرده است. حسابرسی مستقل از طریق اعتباردهی به صورت‌های مالی، تضمین قابلیت اتکا و تأیید کیفیت اطلاعات مالی، موجب حمایت از حقوق تمامی ذی‌نفعان شرکت می‌شود. افزون بر این، سرمایه‌گذاران، اعتباردهندگان و سایر ذی‌نفعان برای ارزیابی عملکرد مالی واحدهای تجاری مختلف و تصمیم‌گیری در مورد موقعیت‌های گوناگون سرمایه‌گذاری، به نتایج حسابرسی انجام شده به وسیله مؤسسات حسابرسی مستقل اتکا می‌کنند (اشبوق و وارفیلد، ۲۰۰۳). محصول نهایی حسابرسی یک واحد تجاری، گزارشگری است که در آن، حسابرسان نسبت به صورت‌های مالی صاحبکار ارائه می‌کنند. شهادت‌دهی حسابرسان در قالب اظهارنظر حرفه‌ای آن‌ها بیان می‌شود (نیکخواه آزاد، ۱۳۷۹). اجرای حسابرسی، علاوه بر افزایش اعتماد و اطمینان نسبت به اعداد و ارقام مندرج در صورت‌های مالی به‌عنوان معیار ارزیابی عملکرد نمایندگان، از طریق کشف اشتباهات، اعتمادپذیری صورت‌های مالی را نیز افزایش می‌دهد. هر سرمایه‌گذار منطقی

و عقلایی به‌طور معمول می‌تواند میزان اعتمادپذیری اطلاعات تهیه و ارائه شده از سوی واحد اقتصادی را با اطلاعات رقبای آن مقایسه کند. صاحبان سهام و اعتباردهندگان، با اتکا بر اطلاعات مالی منابع اقتصادی خود را تخصیص می‌دهند. تخصیص منابع از سوی این افراد و گروه‌ها در نهایت باعث ایجاد منافع برای آن دسته از واحدهای اقتصادی می شود که اطلاعات مالی قابل اعتمادتری را ارائه کرده‌اند (امیراصلانی، ۱۳۸۴).

به‌طور کلی، نقش حسابرسی، افزایش اعتبار و منصفانه بودن اطلاعات ارائه شده در صورت های مالی است. حسابرسی با ایفای نقش خود می‌تواند بر سودمندی و قابلیت اتکای اطلاعات به عنوان بخشی از ویژگی‌های کیفی آن، تأثیر گذارد. به دلیل توانایی حسابرسی در افزایش اعتبار و منصفانه بودن اطلاعات، انتشارگزارش‌های حسابرسی می‌تواند منجر به مخابره اخبار و اطلاعات درباره شرکت به بازار سرمایه شده و در نتیجه واکنش بازار سرمایه را در پی داشته باشد. واکنش بازار سرمایه به محتوای اطلاعاتی گزارش‌های حسابرسی، موجب تغییر در ارزش بازار شرکت‌ها در بازار سرمایه می‌شود. بنابراین، حسابرسی با فراهم نمودن گزارش‌های سودمند و انتشار آن در بازار سرمایه می‌تواند بر تصمیم‌گیری مشارکت کنندگان در بازار سرمایه تأثیر گذارد و زمینه را برای اتخاذ تصمیمات صحیح اقتصادی فراهم کند (بنی‌مهد و علی‌احمدی، ۱۳۹۲). با توجه به محتوای اطلاعاتی گزارش حسابرسی و نوع اظهارنظر حسابرسان، پیش‌بینی نوع اظهارنظر حسابرسان حائز اهمیت است.

انتخاب متغیرهای پیش‌بین و سودمندی آن در پیش‌بینی

علاقه اصلی پژوهشگر اغلب به جای این که متوجه آزمون فرضیه یا ارزشیابی اهمیت نسبی متغیرهای پیش‌بین باشد متوجه رسیدن به بهترین پیش‌بینی ممکن متغیر وابسته توسط چند متغیر پیش‌بین است (سرایی، ۱۳۸۸). در این شرایط، تلاش پژوهشگر در جهت کسب بالاترین مجذور همبستگی چندمتغیری ممکن، صرف می‌شود. چون بیشتر متغیرهای علوم رفتاری متقابلا همبسته‌اند، اغلب می توان از بین مجموعه کل متغیرها یک مجموعه کوچک‌تر را انتخاب کرد و تقریبا به همان ضریب تعیینی دست یافت که از مجموعه کل متغیرها حاصل می شود (سرایی، ۱۳۸۸). به‌طور کلی، اندک بودن منطقی متغیرهای پیش‌بین و نیکویی برازش (ضریب تعیین) از مهم‌ترین معیارهای کیفیت یک مدل پیش‌بینی محسوب می شود (ابریشمی، ۱۳۸۷). با توجه به این‌که عامل‌های بسیاری از جمله کیفیت داده‌ها در موفقیت یک الگوریتم

یادگیری موثر اســـت، اگر داده‌ها حاوی متغیرها و یا اطلاعات تکراری و نامربوط باشـــند و یا حاوی اطلاعات دارای پارازیت و نامطمئن باشـــند، اخذ دانش از آن داده‌ها مشـــکل می‌گردد (هال، ۲۰۰۰). افزون بر این، کاهش تعداد متغیرهای پیش‌بین نامربوط یا اضـــافی (تکراری)، علاوه بر کاهش زمان اجرای الگوریتم‌های آموزشی، به مفهومی عمومی‌تر منجر می‌شود. سایر مزایای بالقوه انتخاب متغیرهای پیش‌بین شـامل تسـهیل درک و تجسـم داده‌ها، کاهش الزامات اندازه‌گیری و ذخیره اطلاعات، کاهش اضـافه‌بار ابعاد و بهبود عملکرد پیش‌بینی و فراهم کردن بینش بهتری در مورد مفهوم زیربنایی از طبقه‌بندی دنیای واقعی اسـت (تسـای، ۲۰۰۹). با توجه به اهمیت انتخاب متغیرهای پیش‌بین بهینه در پیش‌بینی، پژوهش حاضر به بررسی سودمندی و مقایسه روش‌های مختلف انتخاب متغیر (شامل مبتنی بر همبستگی، آزمون t، تحلیل تشخیصی گام به گام، ریلیف و تحلیل عاملی) در پیش‌بینی نوع اظهارنظر حسابرسان شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران می‌پردازد.

پیشینه پژوهش

اغلب پژوهش‌های اولیه در زمینه پیش‌بینی نوع اظهارنظر حسابرس با استفاده از روش آماری رگرسیون لجستیک انجام شده است. کیسی و همکاران (۱۹۸۸) در پژوهشی به بررسی ارتباط بین ارقام مالی، متغیرهای موسســه حسـابرسـی و گزارش مشـروط حسـابرسـی در شـرکت‌های کوچک پرداختند. نتایج پژوهش حاکی اســت که می‌توان بندهای شـــرط موجود در گزارش حسابرسی شرکت‌های کوچک را پیش‌بینی کرد. هم‌چنین نتایج نشان می‌دهد که اگر شرکتی گزارش مشروط دریافت کند احتمال بیش‌تری وجود دارد که سال‌های بعد نیز گزارش مشروط دریافت کند. سجادی و همکاران (۱۳۸۷) به بررسی عوامل موثر بر گزارش مشروط حسابرسی پرداختند. نتایج حاکی از آن است که نسبت جاری و نسبت حساب‌های دریافتنی به دارایی بر گزارش مشروط حسابرسی اثر دارد. افزون براین، بین گزارش مشروط حسابرسی سال قبل و نوع موسسه حسابرسی، با گزارش مشروط سال جاری ارتباط معناداری وجود دارد. ستایش و جمالیان‌پور (۱۳۸۸) به بررسی رابطه بین نسبت‌های مالی و غیر مالی با نوع اظهار نظر حسابرس پرداختند. یافته‌های پژوهش حاکی از آن بود که توزیع متغیرهای مســتقل شـــرکت‌ها با اظهارنظرهای متفاوت، در اکثر موارد یکسان نیست. هم‌چنین نتایج بیانگر این است که از میان تمام متغیرهای مالی و غیر مالی، نوع عملکرد بیش‌ترین رابطه را با نوع اظهارنظر حسابرس دارد.

با مشخص شدن معایب روش آماری رگرسیون لجستیک (از قبیل ماهیت خطی، وابستگی به توزیع آماری و از پیش مشخص کردن مدل) و مزایای روش‌های هوش مصنوعی (از قبیل شبکه‌های عصبی مصنوعی، درخت تصمیم، ماشین بردار پشتیبان و...)، پژوهش‌های زیادی به پیش‌بینی نوع اظهارنظر حسابرس با استفاده از این روش‌ها و مقایسه با رگرسیون لجستیک پرداختند. احمدپور و همکاران (۱۳۸۹) با استفاده از شبکه‌های عصبی به بررسی تأثیر متغیرهای مالی و غیرمالی بر صدور اظهارنظر مشروط حسابرسی پرداختند. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که متغیرهای مالی بیشترین تأثیر را بر صدور اظهارنظر مشروط دارد. پورحیدری و اعظمی (۱۳۸۹) به شناسایی نوع اظهارنظر حسابرسان با استفاده از شبکه‌های عصبی پرداختند. نتایج نشان می‌دهدکه شبکه عصبی عملکرد بهتری در شناسایی نوع گزارش حسابرس دارد و رگرسیون لجستیک الگوی نامتوازنی در شناسایی انواع اظهارنظر حسابرس ارائه می‌کند. امینی و همکاران (۱۳۹۰) عوامل موثر بر صدور گزارش مشروط حسابرسی را با استفاده از شبکه‌های عصبی پرسپترون چند لایه، شناسایی کردند. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که نسبت سود پس از مالیات به فروش مهم‌ترین عامل موثر بر صدور گزارش مشروط حسابرسی است. یافته‌های پژوهش‌های کرکاس و همکاران (۲۰۰۷)، ستایش و همکاران (۱۳۹۱)، باقرپور ولاشانی و همکاران (۱۳۹۲) و ستایش و همکاران (۱۳۹۳) نیز حاکی از عملکرد مناسب شبکه‌های عصبی است.

پژوهش‌های زیادی با استفاده از سایر روش‌های هوش مصنوعی از قبیل ماشین بردار پشتیبان (دامپوس و همکاران، ۲۰۰۵، ستایش و همکاران، ۱۳۹۱) ؛ شبکه های عصبی احتمالی (گاگانیس و همکاران، ۲۰۰۷ و حساس‌یگانه و همکاران، ۱۳۹۳)، نزدیک‌ترین همسایگی (گاگانیس و همکاران، ۲۰۰۷ و ستایش و همکاران، ۱۳۹۱)، درخت تصمیم (کرکاس و همکاران، ۲۰۰۷، ستایش و همکاران، ۱۳۹۱، باقرپور ولاشانی و همکاران، ۱۳۹۲ و ستایش و همکاران، ۱۳۹۳) ؛ شبکه‌های بیز (کرکاس و همکاران، ۲۰۰۷ و ستایش و همکاران، ۱۳۹۳) پرداختند. یافته‌های اغلب این پژوهش‌ها حاکی از برتری روش‌های هوش مصنوعی نسبت به مدل خطی آماری بود. هم‌چنین، یافته‌های مطالعه صالحی و همکاران (۱۳۹۴) نیز حاکی از شناسایی متغیرهای سودناخالص، حق‌الزحمه غیرحسابرسی، نسبت جاری، نسبت بدهی، درجه اهرمی و سرمایه به‌وسیله دو الگوریتم از سه الگوریتم (شبکه‌های عصبی چند لایه پرسپترون، رقابت استعماری و تبرید شبیه‌سازی شده) استفاده شده در تعیین نوع حسابرس است.

با بر رسی پیشینه پژوهش، هدف بیشتر پژوهش‌های انجام شده، انتخاب مدل‌های بهینه برای پیش‌بینی بوده و کمتر بر انتخاب متغیر های بهینه برای پیش‌بینی تأکید شـــده اســـت. در پژوهش‌های اندکی به انتخاب متغیرهای بهینه پرداخته شـــده اســـت. به‌عنوان نمونه، کرکاس و همکاران (۲۰۰۷)، باقرپور ولاشانی و همکاران (۱۳۹۲) و ستایش و همکاران (۱۳۹۳) از تحلیل واریانس یک طرفه و گاگانیس و همکاران (۲۰۰۷) و حســـاس یگانه و همکاران (۱۳۹۳) از تحلیل مولفه‌های اصـــلی برای انتخاب متغیر اســـتفاده کردند. از ســـویی، یافته‌های پژوهش‌های انجام شـــده در پیش‌بینی بحران مالی حاکی از ســـودمندی روش‌های انتخاب متغیر در پش‌بینی اســـت (به‌عنوان نمونه، جاردین، ۲۰۱۰؛ وانگ و همکاران، ۲۰۱۴؛ لیانگ و همکاران، ۲۰۱۵). هر چند پژوهش‌های زیادی در خصـــوص پیش‌بینی نوع اظهارنظر حســـابرســـان با اســـتفاده از روش‌های مختلف پیش‌بینی انجام شـــده اســـت، ولی یکی از کاســـتی‌ها و مشـــکلات موجود در پیش‌بینی نوع اظهارنظر حسابر سان، نبود توافق جامع در خصوص متغیرهای پیش‌بین ا ست که در نتیجه ممکن اســـت برخی از متغیر ها حاوی اطلاعات دارای پارازیت باشـــد و عملکرد پیش‌بینی را تحت تأثیر قرار د هد. بنابراین، در اغلب پژوهش های انجام شـــده، متغیر های پیش‌بین، بدون ضـــابطه و صـــرفا براســـاس مطالعات گذشـــته انتخاب شـــده اســـت. با توجه به کاســـتی‌های پژوهشـــی موجود در بورس اوراق بهادار تهران و تأکید پژوهش‌ها بر مدل‌های پیش‌بینی و انتخاب متغیرها صرفا براساس پژوهش‌های گذشته، پژوهش حاضر برای اولین بار، به بررســـی ســـودمندی و مقایســـه روش‌های مختلف انتخاب متغیر در پیش‌بینی نوع اظهارنظر حسابرسان می‌پردازد.

با توجه به مبانی نظری و پیشینه پژوهش فرضیه‌های زیر مطرح و آزمون شده است:

۱- تفاوت معناداری بین ســـودمندی روش های مختلف انتخاب متغیر در زمان پیش‌بینی با طبقه‌بندی‌کننده ماشین بردار پشتیبان وجود دارد.

۲- تفاوت معناداری بین ســـودمندی روش های مختلف انتخاب متغیر در زمان پیش‌بینی با طبقه‌بندی‌کننده شبکه‌های عصبی وجود دارد.

روش شناسی و متغیرهای پژوهش

نمونه آماری پژوهش

جامعه آماری پژوهش شامل تمام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران است که از ابتدای سال ۱۳۸۶ تا پایان ۱۳۹۳ در بورس فعال بوده‌اند. در این پژوهش از نمونه‌گیری حذفی استفاده شده و نمونه پژوهش براساس معیارهای زیر انتخاب شده است:

۱. جهت افزایش قابلیت مقایسه، سال مالی آن‌ها منتهی به پایان اسفندماه باشد؛ ۲. به دلیل ماهیت متفاوت فعالیت، جزء شرکت‌های سرمایه‌گذاری، بانک‌ها و مؤسسه‌های مالی، نباشد؛ و ۳. اطلاعات مالی مورد نیاز برای انجام این پژوهش در دوره زمانی مورد بررسی به‌طور کامل در دسترس باشد. با توجه به بررسی‌های انجام شده، تعداد ۱۲۱۴ مشاهده (سال- شرکت)، حائز شرایط فوق بوده و مورد بررسی قرار گرفته است. از ۱۲۱۴ نمونه مورد بررسی، گزارش حسابرسی ۳۲۷ مورد، مقبول و مابقی تعدیل شده بوده است.

متغیرهای پژوهش

متغیر وابسته

متغیر وابسته این پژوهش، نوع اظهارنظر حسابرس است. براساس استاندارد حسابرسی بخش ۷۰۰ (گزارشگری نسبت به صورت‌های مالی) اظهارنظر حسابرسان به دو دسته تعدیل نشده (مقبول) و تعدیل شده (شامل اظهارنظرهای مشروط، مردود و عدم اظهارنظر) تقسیم می شود (کمیته تدوین استانداردهای حسابرسی، ۱۳۹۳). بنابراین، در خصوص سنجش متغیر وابسته از متغیر دو وجهی استفاده شده است که در صورت دریافت گزارش تعدیل شده، عدد یک و در غیر این صورت عدد صفر به هر شرکت اختصاص می‌یابد.

متغیرهای پیش‌بین (مستقل)

در مرحله اول با بررسی ادبیات و پیشینه پژوهش، حدود ۶۰ متغیر پیش‌بین شناسایی شد. از بین متغیرهای شناسایی شده، ۳۵ متغیری که بیشتر در ادبیات پیش‌بینی گزارش حسابرسی استفاده شده و داده‌های مورد نیاز برای سنجش آن‌ها از طریق پایگاه‌های اطلاعاتی سازمان

بورس و اوراق بهادار و همچنین نرم‌افزار های تدبیرپرداز و ره‌آورد نوین در دسترس بود، انتخاب شد. نگاره شماره ۱، میانگین این متغیرها و نحوه سنجش آن را نشان می‌دهد.

نگاره (۱). متغیرهای پیش‌بین، نحوه سنجش و میانگین آن

ردیف	متغیرهای پیش‌بین	نحوه سنجش	میانگین گزارش‌های مقبول	میانگین گزارش‌های تعدیل شده
۱	نوع گزارش حسابرسی سال قبل			
۲	نوع عملکرد			
۳	دعاوی حقوقی			
۴	اندازه موسسه حسابرسی			
۵	سن (عمر) شرکت برحسب سال	LD	۲۱/۴۲	۱۹/۳۴
۶	حاشیه سود ناخالص	GP/S	۰/۳۲	۰/۲۳
۷	حاشیه سود خالص	NI/S	۰/۲۷	۰/۱۰
۸	بازده حقوق صاحبان سهام	NI/SE	۰/۵۱	۰/۳۹
۹	بازده کل دارایی‌ها	NI/TA	۰/۱۵	۰/۱۱
۱۰	سود انباشته به مجموع دارایی‌ها	RE/TA	۰/۱۹	۰/۱۰
۱۱	نسبت آنی	(CA-Inv-PP) /CL	۰/۷۶	۰/۶۲
۱۲	نسبت جاری	CA/CL	۱/۱۸	۱/۰۷
۱۳	نسبت سرمایه در گردش به دارایی‌ها	(CA-CL) /TA	۰/۱۴	۰/۱۱
۱۴	نسبت حساب‌های دریافتنی به کل دارایی‌ها	AR/TA	۰/۲۴	۰/۲۷
۱۵	لگاریتم طبیعی کل دارایی‌ها (اندازه شرکت)	Ln (TA)	۱۳/۲	۱۲/۸
۱۶	لگاریتم طبیعی فروش خالص	Ln (S)	۱۲/۹	۱۲/۷
۱۷	لگاریتم طبیعی تعداد کارکنان	Ln (PN)	۶/۱۲	۵/۹۷
۱۸	نسبت بدهی (اهرم مالی)	TL/TA	۰/۶۱	۰/۶۹
۱۹	نسبت بدهی بلندمدت به حقوق صاحبان سهام	LTD/SE	۰/۳۷	۰/۴۳
۲۰	پوشش هزینه‌های مالی	EBIT/IE	۹۸/۵۴	۹۳/۳۱
۲۱	سرانه ذخیره مزایای پایان خدمت کارکنان	RP/PN	۲۷/۳۴	۲۴/۴۵
۲۲	سرانه دارایی‌ها	TA/PN	۹۲۱/۲۳	۸۷۵/۴۵
۲۳	سرانه فروش	S/PN	۷۷۴/۸۵	۶۵۷/۷۶
۲۴	سرانه سود خالص	NI/PN	۱۵۶/۳۷	۷۵/۶۴
۲۵	دوره وصول مطالبات	ART/365	۱۳۱/۴۶	۱۴۲/۳۷
۲۶	گردش متوسط مجموع دارایی‌ها	$S/TA_{(ave)}$	۰/۷۵	۰/۸۱

ردیف	متغیرهای پیش‌بین	نحوه سنجش	میانگین گزارش‌های مقبول	میانگین گزارش‌های تعدیل شده
۲۷	گردش متوسط دارایی‌های ثابت	S/FA (ave)	۶/۵۸	۷/۶۲
۲۸	گردش متوسط حساب‌های دریافتنی	S/AR (ave)	۴/۳۸	۴/۱۴
۲۹	گردش متوسط موجودی کالا	COGS/Inv (ave)	۱۰/۴۶	۴/۹۳
۳۰	وجه نقد ناشی از فعالیت‌های عملیاتی به فروش	OCF/S	۰/۱۷	۰/۱۲
۳۱	وجه نقد فعالیت‌های سرمایه‌گذاری به فروش	ICF/S	-۰/۱۲	-۰/۰۷
۳۲	ذخیره مالیات به فروش	TR/S	۰/۰۳	۰/۰۴
۳۳	سود (زیان) انباشته به فروش	RE/S	۰/۱۷	۰/۰۷
۳۴	رشد سود	%Δ (NI)	۰/۲۶	۰/۱۸
۳۵	رشد شرکت	%Δ (TA)	۰/۲۸	۰/۲۰

LD: تاریخ‌درج، GP: سود ناخالص، S: فروش، NI: سود خالص، SE: حقوق‌صاحبان‌سهام، TA: مجموع دارایی‌ها، RE: سود انباشته، CA: دارایی‌های جاری، Inv: موجودی کالا، PP: پیش‌پرداخت‌ها، CL: بدهی‌های جاری، AR: حساب‌ها و اسناد دریافتنی، PN: تعداد پرسنل، TL: مجموع بدهی‌ها، LTD: دارایی‌های بلندمدت، EBIT: سود قبل بهره و مالیات، IE: هزینه‌های مالی، RP: ذخیره مزایای پایان خدمت، ART: گردش مطالبات، FA: دارایی‌های ثابت، COGS: بهای تمام‌شده کالای فروش‌رفته، OCF: خالص جریان نقد عملیاتی، ICF: خالص جریان نقدی فعالیت‌های سرمایه‌گذاری، TR: ذخیره مالیات، Δ٪: درصد رشد سالانه.

متغیرهای نوع گزارش سال قبل، نوع عملکرد، دعاوی حقوقی و اندازه موسسه حسابرسی با استفاده از متغیرهای مصنوعی، اندازه‌گیری شده است. در این راستا، در صورتی که گزارش حسابرسی سال قبل شرکت، مقبول باشد عدد صفر و در غیر این صورت عدد یک اختصاص یافته است. اگر شرکت سود ده باشد عدد صفر و در غیر این صورت عدد یک اختصاص یافته است. در صورت وجود دعاوی حقوقی علیه شرکت عدد یک و در غیر این صورت عدد صفر اختصاص یافته است. در نهایت، در صورتی که حسابرسی شرکت به‌وسیله سازمان حسابرسی، انجام شده باشد عدد یک و در صورت حسابرسی شرکت به‌وسیله سایر مؤسسات عضو جامعه حسابداران رسمی، عدد صفر اختصاص یافته است. در ادامه، با استفاده از روش‌های مختلف انتخاب متغیر (شامل تحلیل عاملی، آزمون t، تحلیل تشخیصی گام به گام، مبتنی بر همبستگی و ریلیف)، متغیرهای بهینه انتخاب شده است. سه روش اول با استفاده از نرم‌افزار SPSS نسخه

۲۲ و دو روش آخر با استفاده از نرم‌افزار Weka نسخه ۶-۳ انجام شده است. شایان ذکر است که در این پژوهش، از داده‌های یک سال قبل شرکت‌ها برای پیش‌بینی نوع اظهارنظر حسابرس استفاده شده است.

تحلیل عاملی به بررسی همبستگی درونی تعداد زیادی از متغیرها می‌پردازد و در نهایت آن‌ها را در قالب عامل‌های عمومی محدودی دسته بندی کرده و تبیین می‌کند. در تحلیل عاملی کلیه متغیرها به‌طور همزمان مد نظر قرار می‌گیرند و هر یک از متغیرها به عنوان یک متغیر وابسته لحاظ می‌گردد (کلانتری، ۱۳۸۵). هم‌چنین، در آزمون t مستقل، متغیرهایی انتخاب می‌شود که تفاوت معناداری بین میانگین این متغیرها در دو گروه اظهارنظر تعدیل شده و تعدیل نشده وجود داشته باشد (تسای، ۲۰۰۹).

زمانی که از رگرسیون برای ساخت مدل استفاده می‌شود، یک تکنیک متداول برای جستجوی بهترین ترکیب متغیرهای پیش‌بین، رگرسیون گام به گام است. هر چند تفاوت‌هایی وجود دارد، رویه اساسی جستجوی بهترین متغیر پیش‌بین و اضافه کردن متغیرهایی است که ضوابط مشخصی را احراز می‌کنند. نتیجه، ترکیبی از متغیرهای پیش‌بین خواهد بود که همگی دارای ضرایب معنادار خواهند بود (تسای، ۲۰۰۹).

به طور کلی یک متغیر مناسب است اگر به متغیر وابسته (طبقه، در طبقه‌بندی) ارتباط داشته باشد اما نسبت به سایر متغیرهای پیش‌بین مربوط، اضافی یا زائد نباشد (یو و لیو، ۲۰۰۳). اگر همبستگی بین دو متغیر به‌عنوان معیار مناسب بودن در نظر گرفته شود، تعریف ذکر شده به این صورت خواهد شد که یک متغیر مناسب است در صورتی که همبستگی بالایی با متغیر وابسته (طبقه) و همبستگی پایینی با سایر متغیرهای پیش‌بین داشته باشد. به سخنی دیگر، اگر همبستگی بین یک متغیر پیش‌بین و متغیر وابسته (طبقه) به اندازه کافی بالا باشد تا برای پیش‌بینی متغیر وابسته (طبقه) مربوط باشد و همبستگی بین آن و سایر متغیرهای پیش‌بین مربوط، به سطح معینی نرسد، به‌طوری که نتوان به‌وسیله سایر متغیرهای مربوط، متغیر مزبور را پیش‌بینی کرد، آن متغیر به‌عنوان یک متغیر مناسب برای پیش‌بینی (طبقه‌بندی) قلمداد خواهد شد. در این حالت، مسأله اصلی انتخاب متغیر، جستجوی معیار مناسب همبستگی بین متغیرها و رویه منطقی برای انتخاب متغیرهای مناسب بر اساس این معیار خواهد بود (یو و لیو، ۲۰۰۳).

روش انتخاب متغیر ریلیف از جمله روش‌های انتخاب متغیر مبتنی بر معیار فاصله است. در ریلیف، وزنی که میزان ارتباط هر متغیر را با طبقه نشان می‌دهد، به‌وسیله فاصله اقلیدسی بین نمونه‌ها تعیین می‌شود و وزن هر متغیر نشان‌دهنده قابلیت جداسازی طبقه‌ها به‌وسیله آن متغیر پیش‌بین می‌باشد. در این روش، اگر یک متغیر به ازای نمونه های درون یک طبقه، مقدار یکسان و به ازای نمونه‌های دیگر طبقه‌ها مقادیر مختلفی داشته باشد، وزن بالاتری می‌گیرد. ریلیف از بین داده‌های آموزشی، یک نمونه را به‌صورت تصادفی انتخاب می‌کند و سپس فاصله اقلیدسی آن نمونه تا نزدیک‌ترین نمونه از طبقه مشابه و نزدیک‌ترین نمونه از طبقه متفاوت را به‌دست می‌آورد و سپس این فاصله‌ها را برای به‌روز کردن وزن هر متغیر به‌کار می‌برد. در نهایت، الگوریتم آن دسته از متغیرهایی را انتخاب می‌کند که وزن آن‌ها از یک حد آستانه‌ی از پیش تعریف‌شده به‌وسیله کاربر، بیشتر است (آتیا، ۲۰۰۱).

در این پژوهش، روش‌های تحلیل تشخیصی (رگرسیون) گام به گام و مبتنی بر همبستگی، منجر به انتخاب شش متغیر بهینه شد. روش انتخاب متغیر ریلیف نیز کلیه متغیرهای پیش‌بین را رتبه‌بندی می‌کند؛ که به منظور قابلیت مقایسه بهتر با روش‌های رگرسیون گام به گام و مبتنی بر همبستگی، از شش متغیر اول (بهتر) رتبه‌بندی شده در این روش‌ها استفاده می‌شود. این متغیرها بر مبنای یافته‌های به دست آمده در نگاره شماره ۲ ارائه شده است. در روش آزمون t نیز ۱۸ متغیر، معنادار و مربوط، تشخیص داده شد (میانگین ۱۸ متغیر در دو گروه شرکت‌های دارای گزارش تعدیل شده و تعدیل نشده، متفاوت بود). این ۱۸ متغیر عبارتند از: متغیرهای ردیف‌های ۶، ۷، ۸، ۹، ۱۰، ۱۱، ۱۲، ۱۵، ۱۶، ۱۸، ۲۰، ۲۱، ۲۳، ۲۷، ۲۹، ۳۲، ۳۴ و ۳۵ در نگاره شماره ۱. روش تحلیل عاملی نیز منجر به استخراج ۷ عامل گردید.

نگاره (۲). متغیرهای منتخب در روش‌های انتخاب متغیر

روش انتخاب متغیر / متغیرهای منتخب در نگاره ۱	گام به گام	ریلیف	مبتنی بر همبستگی
۱	۱	۱	۱
۲	۲	۳	۳
۳	۱۸	۶	۶
۴	۲۷	۹	۲۰
۵	۳۳	۱۰	۲۹
۶	۳۴	۱۲	۳۲

طبقه‌بندی‌کننده‌های استفاده شده

در این پژوهش به منظور امکان کسب نتایج تجربی قابل مقایسه، از دو طبقه‌بندی‌کننده شبکه‌های عصبی مصنوعی و ماشین بردار پشتیبان (SVM) استفاده شده است. طی دهه‌های اخیر استفاده زیادی از شبکه‌های عصبی مصنوعی برای پیش‌بینی نوع اظهارنظر حسابرسان شده است. یک شبکه عصبی مصنوعی، شامل مجموعه‌ای از نرون‌های به هم متصل است که به هر مجموعه از این نرون‌ها یک لایه گفته می‌شود. نقش نرون‌ها در شبکه‌های عصبی، پردازش اطلاعات است. این امر در شبکه‌های عصبی مصنوعی به وسیله یک پرداز شگر ریاضی که همان تابع فعال سازی است، انجام می شود. یک تابع فعال سازی، بر اساس نیاز خاص مسأله‌ای که قرار است به وسیله شبکه عصبی حل شود، از سوی طراح انتخاب می‌شود. ساده‌ترین شکل شبکه، فقط دو لایه دارد. لایه ورودی و لایه خروجی شبکه شبیه یک سیستم ورودی-خروجی عمل می‌کند و ارزش نرون‌های ورودی را برای محاسبه ارزش نرون خروجی مورد استفاده قرار می‌دهد (منهاج، ۱۳۷۷). در این پژوهش از شبکه‌های عصبی پرسپترون چندلایه با الگوریتم آموزشی پس‌انتشار خطا استفاده شده است. زیرا، در اغلب مطالعات تجاری، کاربردی از پرسپترون چندلایه استفاده شده و مشهورترین روش آموزشی نیز پس‌انتشار خطا است (تسای، ۲۰۰۹، کرمی و بیک‌بشرویه، ۱۳۹۰).

دلیل استفاده از ماشین بردار پشتیبان این است که در دهه‌های اخیر، به‌طور وسیعی از این مدل ها برای پیش‌بینی های مالی استفاده شده (آلفارو و همکاران، ۲۰۰۸) و یافته های پژوهش‌های تجربی بیانگر دقت بالای این مدل‌هاست. به عنوان مثال، یافته‌های پژوهش‌های مین و لی (۲۰۰۵) و هم‌چنین لی و تاو (۲۰۱۰) حاکی از دقت و عملکرد بالاتر ماشین بردار پشتیبان نسبت به شبکه‌های عصبی مصنوعی پس‌انتشار خطا در پیش‌بینی بحران مالی بود. در سال ۱۹۶۵ وپنیک گامی بسیار مهم در طراحی طبقه‌بندی‌کننده‌ها برداشت. وی نظریه آماری یادگیری را به صورت مستحکم‌تری بنا نهاد و ماشین‌های بردار پشتیبان را بر این اساس ارائه داد. ماشین‌های بردار پشتیبان الگوریتمی است که نوع خاصی از مدل‌های خطی را می‌یابد که حداکثر حاشیه ابرصفحه را حاصل می‌کنند. حداکثر کردن حاشیه ابر صفحه منجر به حداکثر شدن تفکیک بین طبقات می شود. به نزدیک‌ترین نقاط آموزشی به حداکثر حاشیه ابر صفحه، بردارهای پشتیبان اطلاق می‌گردد. تنها از این بردارها (نقاط) برای مشخص کردن مرز بین طبقات استفاده می شود. ماشین‌های بردار پشتیبان دارای این خواص هستند (راعی و

فلاح‌پور، ۱۳۸۷): ۱. طراحی طبقه‌بندی‌کننده با حداکثر تعمیم، ۲. رسیدن به نقطه بهینه کلی تابع، ۳. تعیین خودکار ساختار و توپولوژی بهینه برای طبقه‌بندی‌کننده و ۴. مدل کردن توابع ممیزی غیرخطی با استفاده از هسته‌های غیرخطی و مفهوم حاصل‌ضرب داخلی در فضاهای هیلبرت.

روایی متقابل

در روش تخمین نمونه آزمایشی که در اغلب پژوهش‌های حسابداری و مالی (به‌ویژه در ایران) استفاده شده است، داده‌ها به دو دسته به نام مجموعه آموزشی و مجموعه آزمایشی تقسیم می‌شود. این روش‌ها دارای محدودیت‌های بارزی هستند. روش تخمین نمونه آزمایشی یک تخمین‌گر بدبینانه است، زیرا تنها بخشی از داده‌ها برای آموزش به روش پیش‌بینی ارائه شده است. هر چه تعداد نمونه بیشتری برای مجموعه آزمایشی خارج شود، تعصب برآورد بیشتر می‌شود. از طرفی، نمونه‌های آزمایشی کوچک‌تر (با تعداد کمتر) به معنای این است که فاصله اطمینان دقت، بیشتر خواهد بود. بنابراین، روش مزبور، روش مناسبی نخواهد بود (کوهاوی، ۱۹۹۵). در مقابل، روش روایی متقابل، به دلیل سادگی، شفافیت و جامعیت، یک راهبرد متداول و مناسب است و نتایج بسیاری از پژوهش‌های انجام شده حاکی از عملکرد بهتر این روش است. در این راستا، در پژوهش حاضر به منظور بررسی تعمیم‌پذیری پیش‌بینی‌های انجام شده از روایی متقابل ۱۰ بخشی استفاده می‌شود. روایی متقابل ۱۰ بخشی برای برآورد نرخ خطای واقعی کاملاً قابل‌اتکا و کافی است (هو، ۲۰۱۰). در این روش، نمونه اصلی به ۱۰ دسته نمونه فرعی مختلف تقسیم می‌شود. ۹ نمونه فرعی به‌عنوان نمونه‌های آموزشی استفاده می‌شود و نمونه فرعی باقی‌مانده به‌عنوان نمونه آزمایشی، مورد آزمون قرار می‌گیرد. این شیوه تا حدی تکرار می‌شود که هر یک از ۱۰ نمونه فرعی به‌عنوان نمونه آزمایشی مورد آزمون قرار گیرد. در این پژوهش، روایی متقابل ۱۰ بخشی، با استفاده از اجزای مختلف مجموعه داده‌ها، به‌طور مستقل، ۱۰ بار انجام شده است (روایی متقابل ۱۰ بخشی با ۱۰ بار تکرار). یافته‌های اغلب پژوهش‌ها (به عنوان نمونه، کوهاوی، ۱۹۹۵) حاکی از آن است که در مسائل دنیای واقعی، روایی متقابل ۱۰ بخشی، بهترین روش انتخاب مدل است. مزیت روش مزبور، این است که تمام نمونه‌ها در نهایت هم به‌عنوان داده‌های آموزشی و هم به‌عنوان داده‌های آزمایشی

استفاده خواهد شد. افزون براین، استفاده از روایی متقابل، از بروز مشکل بیش‌برازش و مشکلات مربوط به نتایج برون‌نمونه‌ای جلوگیری می‌کند.

آزمون مقایسه عملکرد روش‌های مختلف انتخاب متغیر

پس از مشخص شدن متغیرهای بهینه از بین ۳۵ متغیر اولیه به‌وسیله روش‌های انتخاب متغیر ذکر شده، از طبقه‌بندی‌کننده‌های ماشین بردار پشتیبان و شبکه‌های عصبی مصنوعی برای پیش‌بینی نوع اظهارنظر حسابرسان استفاده شده است. به‌منظور ارزیابی عملکرد پیش‌بینی، از معیارهای ارزیابی (شامل میانگین دقت و خطاهای نوع اول و دوم) استفاده می‌شود. به‌منظور مقایسه و ارزیابی سودمندی روش‌های مختلف انتخاب متغیر، معیارهای ارزیابی حاصل از پیش‌بینی با استفاده از متغیرهای منتخب روش‌های مختلف و پیش‌بینی با استفاده از ۳۵ متغیر اولیه با یکدیگر مقایسه می شود. پیش‌بینی نوع اظهارنظر حسابرسان با ماشین بردار پشتیبان و شبکه‌های عصبی به‌وسیله نرم‌افزار Weka نسخه ۷-۳ انجام شده است. به‌منظور بررسی معناداری تفاوت بین معیارهای ارزیابی روش‌های مختلف انتخاب متغیر نیز از آزمون تحلیل واریانس یک طرفه (براساس صد دقت حاصل از اجرای روایی متقابل ۱۰ بخشی با ۱۰ بار تکرار در هر روش پیش‌بینی) در نرم‌افزار SPSS نسخه ۲۲ استفاده شده است.

یافته‌های تجربی پژوهش

نگاره شماره ۳، میانگین دقت، خطای نوع اول و دوم مربوط به پیش‌بینی نوع اظهارنظر حسابرسان را با استفاده از ماشین بردار پشتیبان در شش حالت (براساس متغیرهای منتخب پنج روش انتخاب متغیر و ۳۵ متغیر اولیه) نشان می‌دهد. از آزمون تحلیل واریانس به منظور بررسی وجود یا نبود تفاوت معنادار بین معیارهای عملکرد پیش‌بینی در این شش حالت، استفاده شده است. در این راستا، از دقت‌های حاصل از روایی متقابل ۱۰ بخشی با ۱۰ بار تکرار استفاده شد که منجر به ایجاد ۱۰۰ دقت در هر پیش‌بینی می‌شود. با توجه به آماره F و مقدار احتمال مربوطه، تفاوت معناداری بین میانگین معیارهای عملکرد پیش‌بینی ماشین بردار پشتیبان در زمان استفاده از شش دسته متغیرهای پیش‌بین (پنج دسته متغیرهای منتخب پنج روش انتخاب متغیر و کلیه متغیرهای اولیه) وجود دارد و درنتیجه فرضیه اول پژوهش تأیید می‌شود.

نگاره (۳). عملکرد متغیرهای مختلف با استفاده از طبقه‌بندی‌کننده ماشین بردار پشتیبان

عملکرد متغیرها	مبتنی بر همبستگی	آزمون t	گام به گام	ریلیف	تحلیل عاملی	کلیه متغیرهای اولیه	آماره F	معناداری
دقت	۰/۹۴	۰/۹۱	۰/۹۲	۰/۹۳	۰/۹۱	۰/۹۰	۱۲/۱۴۸	۰/۰۰۰
خطای نوع	۰/۰۴	۰/۰۸	۰/۰۷	۰/۰۵	۰/۰۹	۰/۰۸	۱۴/۳۲۴	۰/۰۰۰
خطای نوع	۰/۰۸	۰/۱۰	۰/۱۰	۰/۰۹	۰/۱۱	۰/۱۱	۱۱/۶۳۲	۰/۰۰۰

نگاره شماره ۴، میانگین دقت، خطای نوع اول و دوم مربوط به پیش‌بینی نوع اظهارنظر حسابرسان را با استفاده از شبکه‌های عصبی در شش حالت (براساس متغیرهای منتخب پنج روش انتخاب متغیر و ۳۵ متغیر اولیه) نشان می‌دهد. از آزمون تحلیل واریانس به منظور بررسی وجود یا نبود تفاوت معنادار بین معیارهای عملکرد پیش‌بینی در این شش حالت، استفاده شده است. در این راستا، از دقت‌های حاصل از روایی متقابل ۱۰ بخشی با ۱۰ بار تکرار استفاده شد که منجر به ایجاد ۱۰۰ دقت در هر پیش‌بینی می‌شود. با توجه به آماره F و مقدار احتمال مربوطه، تفاوت معناداری بین میانگین معیارهای عملکرد پیش‌بینی شبکه‌های عصبی در زمان استفاده از شش دسته متغیرهای پیش‌بین (پنج دسته متغیرهای منتخب پنج روش انتخاب متغیر و کلیه متغیرهای اولیه) وجود دارد و درنتیجه فرضیه دوم پژوهش تأیید می‌شود.

نگاره (۴). عملکرد متغیرهای مختلف با استفاده از طبقه‌بندی‌کننده شبکه‌های عصبی

عملکرد متغیرها	مبتنی بر همبستگی	آزمون t	گام به گام	ریلیف	تحلیل عاملی	کلیه متغیرهای اولیه	آماره F	معناداری
دقت	۰/۹۲	۰/۹۱	۰/۹۰	۰/۹۴	۰/۸۹	۰/۸۶	۱۴/۵۲۶	۰/۰۰۰
خطای نوع	۰/۰۵	۰/۰۶	۰/۰۸	۰/۰۳	۰/۰۹	۰/۱۲	۱۶/۳۲۸	۰/۰۰۰
خطای نوع	۰/۱۰	۰/۱۱	۰/۱۲	۰/۰۸	۰/۱۳	۰/۱۶	۱۵/۳۴۷	۰/۰۰۰

هم‌چنین، نتایج مقایسه نگاره‌های شماره ۳ و ۴ بیانگر عملکرد بهتر ماشین بردار پشتیبان نسبت به شبکه‌های عصبی مصنوعی در زمان استفاده از کلیه متغیرهای اولیه و همچنین متغیرهای منتخب روش‌های مبتنی بر همبستگی، گام به گام و تحلیل عاملی است. به عبارت دیگر، در این موارد، دقت طبقه‌بندی‌کننده ماشین بردار پشتیبان بیشتر و خطای نوع اول و دوم آن کمتر از طبقه‌بندی‌کننده شبکه‌های عصبی مصنوعی است. با این وجود، براساس نتایج نگاره‌های ۳ و ۴،

در دو حالت دیگر (استفاده از متغیرهای منتخب آزمون t و ریلیف) عملکرد طبقه‌بندی‌کننده شبکه‌های عصبی مصنوعی بهتر از ماشین بردار پشتیبان است. نگاره شماره ۵ نیز رتبه میانگین دقت متغیرهای منتخب روش‌های مختلف انتخاب متغیر را در طبقه‌بندی کننده‌های شبکه‌های عصبی و ماشین بردار پشتیبان نشان می‌دهد.

نگاره (۵). مقایسه و رتبه‌بندی دقت روش‌های مختلف انتخاب متغیرهای پیش‌بین

طبقه‌بندی‌کننده / دسته متغیرها	شبکه‌های عصبی	ماشین بردار پشتیبان
مبتنی بر همبستگی	۲	۱
آزمون t	۳	۴
تحلیل تشخیصی گام به گام	۴	۳
ریلیف	۱	۲
تحلیل عاملی	۵	۵
کلیه متغیرها	۶	۶

بحث، نتیجه‌گیری و پیشنهادها

با توجه به محتوای اطلاعاتی گزارش حسابرس مستقل، پیش‌بینی نوع اظهارنظر در تصمیم‌گیری‌های مالی از اهمیت بسزایی برخوردار است. مرحله انتخاب متغیرهای پیش‌بین به عنوان یکی از مراحلی است که باید قبل از پیش‌بینی استفاده شود و گامی موثر در انتخاب اطلاعات ارزشمندتر در بین اطلاعات وسیع است. به عبارت دیگر، هدف این مرحله، فیلتر کردن اطلاعات نامربوط یا اضافی است و در نتیجه می‌تواند عملکرد مدل را با کاهش تلاش برای آموزش بهبود بخشد. علی رغم اهمیت مرحله انتخاب متغیرهای پیش‌بین قبل از پیش‌بینی، این مرحله کمتر در ادبیات پیش‌بینی نوع اظهارنظر حسابرسان بررسی شده است و بیشتر مطالعات بر ایجاد مدل‌های پیش‌بینی اثربخش‌تر با قابلیت‌های پیش‌بینی بهتر، بدون توجه به انتخاب متغیرهای پیش‌بین، تأکید داشته‌اند. در این پژوهش، به بررسی و مقایسه سودمندی پنج روش انتخاب متغیر، شامل مبتنی بر همبستگی، آزمون t، تحلیل تشخیصی گام به گام، ریلیف و تحلیل عاملی پرداخته شد. به منظور کسب نتایج تجربی قابل مقایسه، از دو طبقه‌بندی‌کننده ماشین بردار پشتیبان و شبکه‌های عصبی استفاده شده است.

به‌طور کلی، یافته‌های پژوهش حاکی از تأثیر مثبت استفاده از متغیرهای منتخب روش‌های انتخاب متغیرهای پیش‌بین (نسبت به عدم استفاده از این روش‌ها و پیش‌بینی با استفاده از ۳۵ متغیر اولیه) بر عملکرد پیش‌بینی نوع اظهارنظر حسابرسان است. به عبارت دیگر، در صورت استفاده از متغیرهای منتخب روش‌های انتخاب متغیرهای پیش‌بین، میانگین دقت افزایش و خطای نوع اول و دوم کاهش می‌یابد. دلیل برتری معیارهای عملکرد در حالت انجام مرحله انتخاب متغیرها نسبت به عدم انجام این مرحله، مسأله اضافه‌بار ابعاد می‌باشد (هال، ۲۰۰۰). به نظر می‌رسد اضافه کردن متغیرهای بیشتر، پارازیت و در نتیجه خطا را افزایش می‌دهد و اضافه کردن متغیرها تا یک حد معین می‌تواند به بهبود پیش‌بینی کمک کند و اضافه کردن بیشتر متغیرها منجر به مسأله اضافه‌بار ابعاد می شود. افزون بر این، یافته‌های پژوهش حاکی از برتری روش‌های مبتنی بر همبستگی و ریلیف نسبت به سایر روش‌های انتخاب متغیر است، زیرا این روش‌ها با کاهش مناسب تعداد متغیرهای پیش‌بین، بیشترین دقت و کمترین خطای نوع اول و دوم را در هر دو طبقه‌بندی کننده دارا می‌باشند. هم‌چنین، نتایج بیانگر عملکرد بهتر ماشین بردار پشتیبان نسبت به شبکه‌های عصبی مصنوعی است. نتایج این پژوهش مبنی بر عملکرد بهتر ماشین بردار پشتیبان نسبت به شبکه‌های عصبی با پژوهش‌های راعی و فلاح پور (۱۳۸۷)، ستایش و همکاران (۱۳۹۱)، کاظم‌نژاد (۱۳۹۴) و ستایش و کاظم‌نژاد (۱۳۹۴) منطبق است. نتایج پژوهش مبنی بر سودمندی روش های مبتنی بر همبستگی و ریلیف با یافته های پژوهش های کاظم‌نژاد (۱۳۹۴)، ستایش و کاظم‌نژاد (۱۳۹۴) و لیانگ و همکاران (۲۰۱۵) منطبق است.

بر مبنای یافته‌های پژوهش، پیشنهادهای کاربردی زیر به حسابرسان، سرمایه‌گذاران و اعتباردهندگان ارائه می‌شود:

۱. به حسابرسان توصیه می‌شود در تدوین برنامه حسابرسی و همچنین هنگام ارزیابی صاحب‌کاران جهت پذیرش و رد کار حسابرسی از مدل مذکور استفاده نمایند. آن‌ها می‌توانند از این مدل‌ها به عنوان یک ابزار کنترل کیفی و به منظور بررسی و بازنگری تکمیل کار حسابرسی و همچنین به منظور طراحی فرآیند حسابرسی به منظور رسیدن به سطح قابل قبولی از ریسک حسابرسی و یک ابزار کنترل کیفی استفاده کنند.

۲. با توجه به محتوای اطلاعاتی نوع گزارش حسابرس براساس برخی از پژوهش‌های انجام شده، به سرمایه‌گذاران و اعتباردهندگان توصیه می‌شود که قبل از تصمیم‌گیری و پیش‌بینی نوع اظهارنظر از متغیرهای منتخب این پژوهش استفاده کنند.

منابع

ابریشمی، حمید. (۱۳۸۷)، *مبانی اقتصادسنجی*، جلد دوم، چاپ پنجم، تهران: انتشارات دانشگاه تهران.

احمدپور، احمد؛ طاهرآبادی، علی‌اصغر؛ و شعیب عباسی .(۱۳۸۹). تأثیر متغیرهای مالی و غیرمالی بر صدور اظهارنظر مشروط حسابرسی (شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران)، *فصلنامه بورس اوراق بهادار تهران*، (۹): ۱۱۴-۹۷.

امیر اصلانی، حامی (۱۳۸۴). *نقش اقتصادی حسابرسی در بازارهای آزاد و بازارهای تحت نظارت*. تهران: مدیریت تدوین استانداردها- سازمان حسابرسی.

باقرپور ولاشانی، محمد علی؛ ساعی، محمد جواد؛ مشکانی، علی و مصطفی باقری .(۱۳۹۲). پیش‌بینی گزارش حسابرس مستقل در ایران: رویکرد داده‌کاوی، *فصلنامه تحقیقات حسابداری و حسابرسی*، ۵ (۱۹): ۱۵۰-۱۳۴.

بنی‌مهد، بهمن و سعید علی احمدی. (۱۳۹۲). بررسی تحلیلی سودمندی گزارش های حسابرسی در بازار سرمایه، *دانش حسابداری و حسابرسی مدیریت*، ۲ (۶): ۲۹-۱۳.

پورحیدری، امید و زینب اعظمی. (۱۳۸۹). شناسایی نوع اظهارنظر حسابرسان با استفاده از شبکه‌های عصبی، *مجله دانش حسابداری*، (۳): ۹۷-۷۷.

حساس یگانه، یحیی و سارا یعقوبی منش. (۱۳۸۲). تأثیر گزارش‌های حسابرسی بر قیمت سهام، *مطالعات حسابداری*، (۳): ۲۷-۵۸.

حساس یگانه، یحیی؛ تقوی فرد، محمدتقی و فرشاد محمدپور. (۱۳۹۳). استفاده از شبکه‌های عصبی احتمالی برای شناسایی نوع اظهارنظر حسابرس، *حسابرسی: نظریه و عمل*، ۱ (۱): ۱۵۹-۱۳۱.

راعی، رضا و فلاح‌پور، سعید. (۱۳۸۷). کاربرد ماشین بردار پشتیبان در پیش‌بینی درماندگی مالی شرکت‌ها با استفاده از نسبت‌های مالی، *بررسی‌های حسابداری و حسابرسی*، ۱۵ (۵۳): ۳۴-۱۷.

ستایش، محمدحسین و مصطفی کاظم‌نژاد. (۱۳۹۴). بررسی سودمندی روش غیرخطی رگرسیون بردارهای پشتیبان و روش‌های کاهش متغیرهای پیش‌بین در پیش‌بینی بازده سهام. فصلنامه حسابداری مالی. ۷ (۲۸): ۳۳-۱.

ستایش، محمدحسین و مظفر جمالیان‌پور. (۱۳۸۸). بررسی رابطه نسبتهای مالی و متغیرهای غیرمالی با اظهارنظر حسابرس، *تحقیقات حسابداری*، ۲: ۱۵۷-۱۳۰.

ستایش، محمدحسین؛ ابراهیمی، فهیمه؛ سیف، سیدمجتبی؛ و مهدی ساریخانی. (۱۳۹۲). پیش‌بینی نوع اظهارنظر حسابرسان با رویکردی بر روش‌های داده‌کاوی، *حسابداری مدیریت*، ۵ (۴): ۸۲-۶۹.

ستایش، محمدحسین؛ فتاحی نافچی، حسن؛ عباسپور، سمیره؛ و میثم روستایی. (۱۳۹۳). ارائه رویکردی نوین بر صدور گزارش حسابرسی با استفاده از داده‌کاوی (مطالعه موردی: شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران)، *دانش حسابرسی*. ۱۴ (۵۷): ۵-۲۶.

سجادی، حسین؛ فرازمند، حسن؛ دستگیر، محسن؛ و دلشاد دهقان‌فر (۱۳۸۷). عوامل موثر بر گزارش مشروط حسابرسی، *فصلنامه مطالعات حسابداری*، (۱۸): ۱۲۳-۱۴۵.

سرایی، حسن. (۱۳۸۸)، رگرسیون چندمتغیری در پژوهش رفتاری، چاپ سوم، تهران: انتشارات سمت.

شباهنگ، رضا و خاتمی، محمد علی. (۱۳۷۸). تأثیر شروط حسابرسی بر قیمت سهام و بر تحلیل صورت‌های مالی سالانه توسط کارگزاران بورساوراق بهادار تهران، *اقتصاد و مدیریت*، (۲۵): ۵۰- ۴۰.

شورورزی، محمد رضا؛ زنده‌دل، احمد؛ و مهدی اسماعیل‌زاده باغ سیاهی. (۱۳۹۰). مقایسه‌ی اظهارنظر حسابرسان مستقل و متغیرهای مالی در پیشبینی ورشکستگی، *بررسی‌های حسابداری و حسابرسی*، (۶۵): ۶۳-۷۸.

صالحی، مهدی؛ موسوی‌شیری، محمود؛ نکوئی، صادق و شریفه کمال‌احمدی. (۱۳۹۴). پیش‌بینی انتخاب حسابرس مستقل در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از روش‌های داده‌کاوی الگوریتم‌های هیوریستیک، *دانش حسابداری و حسابرسی مدیریت*، ۴ (۱۴): ۶۳-۷۴.

کاظم‌نژاد، مصطفی. (۱۳۹۴). بررسی سودمندی روش‌های انتخاب متغیرهای پیش‌بین بهینه و روش‌های غیرخطی در پیش‌بینی بازده سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، *رساله دکتری، دانشگاه شیراز*.

کلانتری، خلیل. (۱۳۸۵). *پردازش و تحلیل داده‌ها در تحقیقات اجتماعی- اقتصادی*، چاپ دوم، تهران: انتشارات شریف.

کمیته تدوین استانداردهای حسابرسی. (۱۳۹۳). *استانداردهای حسابرسی*، چاپ چهاردهم، انتشارات سازمان حسابرسی.

مرادی، مهدی و عباس فخرآبادی. (۱۳۸۸). بررسی تأثیر عوامل فرهنگی بر ارزیابی حسابرسان از کنترل داخلی و تعیین ریسک کنترل، *حسابداری مالی*، (۱ و۲): ۸۹-۱۰۲.

نوروش، ایرج؛ مهرانی، ساسان؛ کرمی، غلامرضا؛ و محمد مرادی. (۱۳۸۹). *مروری جامع بر حسابداری مالی*. چاپ هفتم، تهران: انتشارات نگاه دانش.

نیکخواه آزاد، علی. (۱۳۷۹). *بیانیه مفاهیم بنیادی حسابرسی، کمیته تدوین رهنمودهای حسابرسی*، سازمان حسابرسی، چاپ دوم: تهران.

Alfaro, E. , García, N. , Gámez, M. , and D. ; Elizondo. (2008). Bankruptcy Forecasting: An Empirical Comparison of AdaBoost and Neural Networks, *Decision Support Systems*, 45: 110-122 .

Ashbaugh, H. and T. D. Warfield (2003). Audits as a corporate governance mechanism: Evidence from the German market, *Journal of International Accounting Research*, 2: 1-21.

Atiya, A. F. (2001). Bankruptcy Prediction for Credit Risk Using Neural Networks: A Survey and New Results, *IEEE Transactions on Neural Networks*, 12 (4): 929-935.

Chen, C. P. and R. Zhao (2000). An emerging market's reaction to initial modified audit opinions: Evidence for the shanghai stock exchange, *Contemporary Accounting Research*, 17 (3): 429-55.

DeAngelo, L. (1981). Auditor Size and Auditor Quality, *Journal of Accounting and Economics*, 1: 113–27.

Doumpos, M. ; Gaganis, C. ; and F. Pasiouras (2005). Explaining qualifications in audit reports using a support vector machine methodology, *Intelligent Systems in Accounting, Finance and Management*, 13 (4): 197–215.

Firth, M. (1980). A note on the impact of audit qualifications on lending and credit decision, *Journal of Banking & Finance*, 4 (3): 257-267.

Gaganis Ch. ; Pasiouras F. ; and M. , Doumpos (2007). Probabilistic Neural Networks for the Identification of Qualified Audit Opinions, *Expert Systems with Applications*, 32 (1): 114-124.

Gaganis, C. , F. Pasiouras, C. Spathis, and C. Zopounidis (2007). A Comparison of Nearest Neighbors, Discriminant and Logit Models for Auditing Decisions, *Intelligent Systems in Accounting, Finance and Management*, 15 (1-2): 23-40.

Ghosh, S. (2007). External Auditing, Managerial Monitoring and Firm Valuation: An Empirical Analysis for India, *International Journal of Auditing*, 11 (1): 1-15.

Hall, M. A. (2000). Correlation-based Feature Selection for Discrete and Numeric Class Machine Learning, *In Proceedings of the Seventeenth International Conference on Machine Learning (June 29 - July 02)* , pp. 359-366.

Hu, Y. C. (2010). Analytic Network Process for Pattern Classification Problems Using Genetic Algorithms, *Journal of Information Sciences*, 180: 2528–2539.

Jardin, P. (2010). Predicting Bankruptcy Using Neural Networks and Other Classification Methods: The Influence of Variable Selection

Techniques on Model Accuracy, *Journal of Neurocomputing*, 73: 2047–2060.

Keasey K, Watson R. ; and P. Wynarzcyk (1988). The small company audit qualification: a preliminary investigation, *Accounting and Business Research*, 18: 323–333.

Kirkos, E. ; Spathis, C. ; Nanopoulos, A. ; and Y. Manolopoulos (2007). Identifying Qualified Auditors opinion: A Data Mining Approach, *Journal of Emerging technologies in Accounting*, 4: 183-197.

Kohavi, R. (1995). A Study of Cross-Validation and Bootstrap for Accuracy Estimation and Model Selection, *IJCAI'95 Proceedings of the 14th international joint conference on Artificial intelligence*, pp. 1137-1143.

Lee, M-C. And C. To (2010). Comparison of Support Vector Machine and Back Propagation Neural Network in Evaluating the Enterprise Financial Distress, I*nternational Journal of Artificial Intelligence & Applications*, 1 (3): 31-43.

Liang, D. , Tsai, C. H. , and H. T. Wu (2015). The effect of feature selection on financial distress prediction, *Knowledge-Based Systems*, 73: 289–297.

Lindenbaum, M. , Markovitch, S. , and Rusakov, D. (2004). Selective Sampling for Nearest Neighbor Classifiers, *Journal of Machine Learning*, 2: 125-152.

Lo, S. C. (2010). The Effects of Feature Selection and Model Selection on the Correctness of Classification, *Proceedings of the 2010 IEEE IEEM*, pp. 989-993.

Min, J. H. , and Lee, Y. (2005). Bankruptcy Prediction Using Support Vector Machine with Optimal Choice of Kernel Function Parameters, *Expert Systems with Applications*, 28: 603- 614.

Setayesh, M. H. ; Kazemnezhad, M. ; Nikouei, M. A. ; and S. Azadi (2012). The Effectiveness of Fuzzy-Rough Set Feature Selection in the Prediction of Financial Distress: A Case of Iranian Context, *Wulfenia Journal*, 19 (10): 268-287. (In Persian)

Tsai, C. (2009). Feature Selection in Bankruptcy Prediction, *Knowledge-Based Systems*, 22 (2): 120–127.

Wang, G. Ma, J. and Yang, S. (2014). An improved boosting based on feature selection for corporate bankruptcy prediction, *Expert Systems with Applications*, 41 (5): 2353-2361

پژوهش‌های تجربی حسابداری

سال هفتم، شماره ۲۷، بهار ۱۳۹۷ صص ۱۰۳ - ۱۲۸

رابطه پایداری شرطی و غیرشرطی اجزای سود و بازده غیرعادی سهام شرکت های پذیرفته شده بورس اوراق بهادار تهران

محسن صادقی*، محسن دستگیر، هادی امیری*****

تاریخ دریافت: ۹۶/۰۲/۲۱

تاریخ پذیرش: ۹۶/۰۶/۰۸

چکیده

این پژوهش به بررسی رابطه پایداری شرطی و غیرشرطی اجزای سود با بازده غیرعادی و ناهنجاری اقلام تعهدی می‌پردازد. پایداری شرطی با استفاده از مفهوم واکنش بیش از حد سرمایه‌گذاران نسبت به اقلام تعهدی و واکنش کمتر از حد آنان نسبت به درآمد فروش محاسبه شده است. روش پژوهش، رگرسیون چند متغیره است. نمونه آماری متشکل از ۶۶ شرکت تولیدی پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران و قلمرو زمانی از سال ۱۳۸۲ تا ۱۳۹۵ می‌باشد. جهت آزمون فرضیه‌ها از روش داده‌های ترکیبی و آزمون t –استیودنت استفاده شده است. یافته‌ها نشان می‌دهد که بین «تفاوت پایداری شرطی و غیرشرطی درآمد غیرعادی» و «درآمد غیرعادی» با «بازده غیرعادی سهام» رابطه معنی‌داری وجود دارد، لیکن رابطه بین «تفاوت پایداری شرطی و غیرشرطی درآمد غیرعادی» و «سود غیرعادی» با «بازده غیرعادی سهام» مورد تایید قرار نگرفت. همچنین رابطه بین «تفاوت پایداری شرطی و غیر شرطی اقلام تعهدی» و «ناهنجاری اقلام تعهدی» مورد تایید قرار نگرفت.

واژه‌های کلیدی: اقلام تعهدی، جریان‌های نقدی، پایداری شرطی.

طبقه‌بندی موضوعی: G14

DOI: 10.22051/jera.2017.18026.1851

* دانشجوی دکتری رشته حسابداری، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد اصفهان (خوراسگان)، اصفهان، ایران (mohsen_ms_sadeghi@yahoo.com).

** استاد گروه حسابداری، دانشگاه اصفهان، نویسنده مسئول (mdastgir@hotmail.com).

*** استادیار گروه اقتصاد، دانشگاه اصفهان (amiri1705@gmail.com).

مقدمه

پایداری سود به عنوان یکی از ویژگی‌های کیفی سود مورد توجه سرمایه‌گذاران است و سرمایه‌گذاران در برآورد سود آتی و جریان‌های نقدی مورد انتظار خود تنها به رقم سود حسابداری توجه نمی‌کنند. در واقع آن‌ها بیشتر از رقم نهایی سود به اقلام تشکیل دهنده آن توجه می‌کنند. بنابراین تصمیمات سرمایه‌گذاری به پایداری سود در دوره‌های آتی بستگی دارد. پایداری سود، تداوم و ثبات سود از یک دوره به دوره بعد را ارزیابی می‌کند. هر چه پایداری سود بیشتر باشد، یعنی شرکت توان بیشتری برای حفظ سودهای دوره جاری دارد و فرض می‌شود کیفیت سود شرکت بالاتر است. آگاهی از پایداری سود می‌تواند در پیش‌بینی بازده‌ها مورد استفاده قرار گیرد. سود حسابداری بر مبنای تعهدی اندازه‌گیری می‌شود و از این رو بین سود حسابداری و جریان‌های نقدی عملیاتی تفاوت به وجود می‌آید. در همین ارتباط محتوای اطلاعاتی سود در ارتباط با سودهای آتی، به اجزای تشکیل دهنده آن بستگی دارد. در واقع زمانی که سود حسابداری شامل عناصر موقتی و ناپایدار می‌باشد، محتوای اطلاعاتی آن در راستای پیش‌بینی سودهای آتی و قیمت سهام، پایین خواهد بود (چاریتو و همکاران، ۲۰۰۱).

در فرضیه بازار کارا بیان می‌شود که سرمایه‌گذاران اکثرا آگاه و منطقی بوده و نسبت به اخبار و اطلاعات جدید وارده به بازار واکنش صحیح و منطقی نشان می‌دهند. بدین ترتیب قیمت‌های سهام نسبت به اطلاعات جدید واکنشی سریع، کامل و بدون تورش داشته و در هر لحظه از زمان نشان دهنده ارزش ذاتی و واقعی آنها می‌باشد. اما پژوهش‌های متعدد انجام شده مانند پژوهش اسلون (۱۹۹۶) گویای ناکارایی بازار و اتخاذ تصمیمات اقتصادی غیرمنطقی توسط افراد است که این موارد ناهنجاری بازار نامیده می‌شوند. از جمله این ناهنجاری‌ها، ناهنجاری اقلام تعهدی است که به ارتباط منفی بین اقلام تعهدی و بازده آتی سهام اشاره دارد. در ادبیات حسابداری و مالی دو دیدگاه رفتاری و انتظارات عقلایی برای تشریح منابع ناهنجاری اقلام تعهدی مطرح شده است. در دیدگاه رفتاری، قیمت‌گذاری نادرست جزء تعهدی سود در زمان شکل‌گیری انتظارات سرمایه‌گذاران از سود آتی شرکت، منبع ناهنجاری اقلام تعهدی قلمداد می‌شود در حالی که در انتظارات عقلایی تغییرات نرخ تنزیل به عنوان معیار ریسک و سرمایه‌گذاری‌های مرتبط با رشد شرکت، عامل ایجاد ناهنجاری اقلام تعهدی است (اسلون ۱۹۹۶).

جگادش و لیونت (۲۰۰۶) معتقدند ضعف سرمایه‌گذاران در شناسایی پایداری اجزا سود، ناشی از تغییرات متدوام عایداتی است که قبلا گزارش شده است. به همین جهت امیر و همکاران (۲۰۱۱) این موضوع را تعمیم داده و معیار پایداری را به دو بخش پایداری شرطی و پایداری غیرشرطی تقسیم نموده‌اند و معتقدند سرمایه‌گذاران فقط پایداری غیرشرطی را مدنظر قرار داده و پایداری شرطی را در سرمایه گذاری‌های خود به حساب نمی‌آورند. عمده سرمایه‌گذاران فقط پایداری کلی سود را مدنظر قرار می‌دهند که عمدتا از طریق تعیین ضریب خودهمبستگی سود محاسبه می‌گردد؛ این نوع پایداری تحت عنوان پایداری غیرشرطی نامگذاری شده است. اما سرمایه‌گذاران در مورد اجزای سود دو واکنش بیشتر از واقع و کمتر از واقع دارند. معمولا سرمایه‌گذاران نسبت به درآمد فروش واکنش کمتر از واقع دارند؛ به عبارت دیگر سرمایه‌گذاران بیشتر عدد نهایی صورت سود و زیان را ملاحظه می‌کنند و عدد درآمد فروش را کمتر مد نظر قرار می‌دهند. از سوی دیگر سرمایه‌گذاران نسبت به اقلام تعهدی واکنش بیشتر از واقع دارند و زمانی که سود به وسیله اقلام تعهدی دستخوش تغییرات قرار می‌گیرد به شدت تحت تأثیر قرار می‌گیرند. در ارتباط با واکنش‌های مذکور اصطلاح جدیدی تحت عنوان پایداری شرطی استفاده می‌شود که از طریق تعیین ضریب شیب پایداری درآمد نسبت به سود (برای بررسی اثر اول تحت عنوان واکنش کمتر از واقع سرمایه‌گذاران نسبت به درآمد) و ضریب شیب پایداری اقلام تعهدی نسبت به سود (برای بررسی اثر دوم تحت عنوان واکنش بیشتر از واقع سرمایه‌گذاران نسبت به اقلام تعهدی) محاسبه می‌گردد. بدلیل موارد گفته شده عمدتاً نسبت به درآمد غیرعادی و سود غیرعادی، تمایلات جانبدارانه ایجاد شده و موجب ناهنجاری اقلام تعهدی می‌شود که می‌تواند بر روی بازده غیرعادی سهام تأثیرگذار باشد (امیر و همکاران، ۲۰۱۵). با عنایت به موارد مذکور سوالات اصلی پژوهش آن است که «آیا بین تفاوت پایداری شرطی و غیرشرطی درآمد و سود غیرعادی با بازده غیرعادی سهام رابطه معناداری وجود دارد؟» و همچنین «آیا بین تفاوت پایداری شرطی و غیرشرطی اقلام تعهدی و ناهنجاری اقلام تعهدی رابطه معناداری وجود دارد؟».

مروری بر پیشینه

کانستنتینیدی و همکاران (۲۰۱۵) در پژوهشی به برر سی «پایداری نامتقارن و قیمت گذاری متفاوت اقلام تعهدی و جریان‌های نقدی» پرداختند. دوره زمانی پژوهش بین سال‌های ۱۹۸۹

لغایت ۲۰۱۱ بوده و نمونه آماری شـــامل ۸۰۳ ۸۰ مشـــاهده از داده های بورس اوراق بهادار انگلستان بوده است. روش پژوهش استفاده از روش معادلات همزمان و آماره والد بوده و نتایج نشان می‌دهد که سرمایه‌گذاران، پایداری نامتقارن اقلام تعهدی و جریان‌های نقدی را پیش‌بینی می‌کنند و در تحلیل‌های خود مورد استفاده قرار می‌دهند.

امیر و همکاران (۲۰۱۵) در پژوهشـی به بررسـی «پایداری شـرطی اجزای سـود و ناهنجاری اقلام تعهدی» پرداختند. دوره زمانی پژوهش بین ســال‌های ۱۹۹۳ لغایت ۲۰۱۳ و نمونه آماری شامل ۱۲۹. ۳۳۸ مشاهده از داده های بورس اوراق بهادار انگلستان بوده است. روش پژوهش، رگر سیون چندمتغیره با استفاده از داده‌های ترکیبی بوده و یافته‌ها نشان می‌دهد قیمت گذاری اشتباه اقلام تعهدی، زمانی که پایداری شرطی اقلام تعهدی نسبت به پایداری غیر شرطی بالاتر است، کاهش می‌یابد.

امیر و همکاران (۲۰۱۱) در پژوهشی به بررسی «رابطه پایداری شرطی و غیر شرطی و نسبت دوپونت» پرداختند. در این پژوهش پایداری غیرشرطی از طریق محاسبه ضریب خودهمبستگی سود محاسبه گردیده است. روش پژوهش رگر سیون چندمتغیره و دوره زمانی از سال ۱۹۸۹ لغایت ۲۰۰۸ بوده و قلمرو مکانی بورس اوراق بهادار انگلستان است. یافته‌ها نشان می‌دهد که پایداری غیر شرطی گردش دارایی‌ها از پایداری غیر شرطی حاشیه سود عملیاتی بزرگتر است. همچنین پایداری شرطی حاشیه سود عملیاتی از پایداری شرطی گردش دارایی‌ها بزرگتر است.

چمبرز و پینی (۲۰۰۸) در مقاله‌ای به بررسـی «کیفیت حسـابرسـی و ناهنجاری اقلام تعهدی» پرداختند. دوره زمانی پژوهش از ســال ۱۹۷۴ تا ۲۰۰۴ بوده و داده های ۱۱۴۴ شـــرکت از compustat استخراج شده و روش پژوهش معادلات همزمان بوده است. آنان نشان دادند که ســـرمایه‌گذاران تلاش می‌کنند تا پایداری اقلام تعهدی و جریان‌های نقدی را پیش بینی کرده ولی قادر به انعکاس آن در قیمت‌ها نیسـتند. وی از طریق طبقه‌بندی شـرکت‌ها برحسـب اقلام تعهدی و نحوه قیمت‌گذاری شرکت‌ها در هر طبقه نشان داد که در بعضی شرکت‌ها پایداری اقلام تعهدی بیش از واقع و برای بعضی دیگر کمتر از واقع برآورد می‌شود.

اســکات و همکاران (۲۰۰۵) در پژوهشـی به بررســی «قابلیت اعتماد اقلام تعهدی، پایداری سود و قیمت‌های سهام» پرداختند. دوره زمانی پژوهش از سال ۱۹۶۲ تا ۲۰۰۱ بوده و داده‌ها از compustat و CRSP استخراج شده و روش پژوهش رگر سیون چندمتغیره بوده است. آنان

نشان دادند که اقلام تعهدی با قابلیت اتکای کمتر منجربه پایداری کمتر سود می شود. آنها این کار را با طبقه‌بندی براساس ترازنامه انجام داده و به نتایج مشابهی دست یافتند نتایج مطالعات آنها حاکی از این بود که بعلت عدم پیش بینی کامل سرمایه گذاران، نوعی قیمت گذاری غیرواقعی در مورد سهام و اوراق بهادار شرکت‌ها اتفاق می‌افتد.

دیچاو وهمکاران (۲۰۰۸) در پژوهشی به بررسی «پایداری و قیمت‌گذاری جزء نقدی سود» پرداختند. دوره زمانی پژوهش از ۱۹۵۰ تا ۲۰۰۳ بوده است. داده‌ها برای ۲۵۴۵۹۶ مشاهده شرکت-سال از compustat و CRSP استخراج شده است. روش پژوهش معادلات همزمان بوده است. آنان پایداری و قیمت‌گذاری اجزای نقدی سود را مورد بررسی قرار دادند. آنها اجزای نقدی سود را به سه جزء مانده وجوه نقد، وجوه نقد پرداختی به اعتباردهندگان و وجوه نقد پرداختی به سهامداران تجزیه کردند و دریافتند اجزاء پایدارتر سود، که در این تحقیق وجوه پرداختی به سهامداران بود، رابطه معنی داری با قیمت سهام دارد.

نیکومرام و پازوکی (۱۳۹۶) در پژوهشی به بررسی «پاداش مدیریت و پایداری سود» پرداختند. دوره زمانی پژوهش یک دوره ۱۰ ساله از سال ۱۳۸۲ تا ۱۳۹۱ در ۱۰۸ شرکت از شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، است. روش تحقیق از نوع همبستگی بوده و با استفاده از رگرسیون چند متغیره انجام شده است. نتایج تحقیق نشان می‌دهد رابطه ای مثبت و مستقیم میان پاداش مدیریت و پایداری سود وجود دارد. به عبارت دیگر، هرچه پایداری سود افزایش یابد، پاداش مدیریت نیز افزایش می‌یابد.

رضائی و نادریان شاد (۱۳۹۵) در پژوهشی به «بررسی رابطه بین مالکیت نهادی و پایداری سود در شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران» پرداختند. هدف این پژوهش بررسی رابطه بین مالکیت نهادی و پایداری سود به عنوان یکی از معیارهای کیفیت سود، با استفاده از نمونه ای مشتمل بر ۱۱۲ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار در طی سال‌های ۱۳۸۹-۱۳۹۳ می باشد. برای آزمون فرضیه پژوهش روش رگرسیون با استفاده از داده‌های تابلویی مورد استفاده قرار گرفته است. یافته‌های این پژوهش نشان دهنده وجود رابطه مثبت بین مالکیت نهادی و پایداری سود می باشد .

صالحی و همکاران (۱۳۹۵) در پژوهشی به «بررسی تأثیر کیفیت حسابرسی بر پایداری سود» پرداختند. آنچه مطلوبیت سود را برای سهامداران افزایش می‌دهد کیفیت و پایداری آن است.

به منظور آزمون فرضیه‌ها تعداد ۱۸۴ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران از ابتدای سال ۱۳۸۴ تا انتهای ۱۳۹۱ آزمون شدند. نتایج حاصل از آزمون فرضیه‌ها نشان داد که اندازه‌ی حسابرس و تخصص حسابرس با پایداری سود ارتباط مثبت معناداری داشته است. اما، تداوم تصدی حسابرس رابطه ی معناداری با پایداری سود نداشته است.

جبالی (۱۳۹۵) در پژوهشی به بررسی «رابطه بین حاکمیت شرکتی با پایداری سود در شرکت‌های پذیرفته شده در بازار بورس اوراق بهادار تهران» پرداختند. پایداری سود بر اساس مدل دچو و دیچو که درسال ۲۰۰۲ طراحی و ارائه شده، محاسبه شده است. جامعه آماری تحقیق، شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران و نمونه آماری با استفاده از روش حذف سیستماتیک، شامل ۱۳۵ شرکت بوده است. دوره زمانی تحقیق سال‌های ۱۳۸۸تا ۱۳۹۲می باشد. برای آزمون فرضیه‌های صورت بندی شده از رگرسیون چند متغیره بهره‌گیری شده است. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که دو مکانیزم حاکمیت شرکتی شرکت‌های مورد بررسی در این پژوهش، تمرکز مالکیت رابطه منفی و معناداری با پایداری سود دارد و تعداد مدیران غیر موظف با پایداری سود رابطه ی معناداری ندارد.

بزرگ اصل و صالح زاده (۱۳۹۴) در پژوهشی به بررسی «رابطه توانایی مدیریت و پایداری سود با تأکید بر اجزای تعهدی و جریان‌های نقدی در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران» پرداختند. نمونه آماری شامل ۷۵ شرکت طی دوره ۷ ساله از ابتدای سال ۱۳۸۴ تا ۱۳۹۰ به کمک رگرسیون خطی چند متغیره ارزیابی شده است. نتایج تحقیق مؤید وجود رابطه مثبت بین توانایی مدیریت و پایداری سود است. همچنین رابطه بین توانایی مدیریت و پایداری بخش تعهدی نسبت به بخش نقدی قویتر است .

میرحسینی و همکاران (۱۳۹۴) در پژوهشی به بررسی «تأثیر پایداری سود بر ارتباط ارزشی اطلاعات حسابداری» پرداختند. برای دستیابی به این هدف، داده های ۷۶ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، برای سال های ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۲ جمع آوری شد و به کمک تحلیل ضرایب رگرسیون به آزمون فرضیه های پژوهش پرداخته شد. نتایج بیانگر رابطهٔ مستقیم و معنادار بین پایداری سود و ارتباط ارزشی اطلاعات است.

برزیده و همکاران (۱۳۹۴) در پژوهشی به بررسی فرضیه ثبات کار کردی از جنبه تفکیک اجزاء نقدی و تعهدی سود توسط سرمایه‌گذاران در بورس اوراق بهادار تهران و در سطح

شـرکت پرداختند. برای آزمون این فرضـیه از اطلاعات ۱۵۳ شـرکت طی سـال های ۱۳۸۲ تا ۱۳۸۹ استفاده شده است. شواهد پژوهش تایید این فرضیه را پشتیبانی نکرد. بررسی رابطه بین تغییرات غیرعادی اقلام تعهدی و جریان های نقدی با بازدهی جاری نشـان می دهد رد فرضـیه پژوهش به دلیل وزن متفاوت اخبار مربوط به جریان های نقدی مورد انتظار و نرخ تنزیل بازار در اقلام تعهدی و جریان های نقدی می باشد.

مرشـدزاده و همکاران (۱۳۹۳) در پژوهشـی به بررسـی «پایداری سـود، شـرایط اقتصـادی و ارزش محتوایی اطلاعات حسـابداری» پرداختند. تأثیر شـرایط اقتصـادی بر ارزش محتوایی با شـرایط ذکر شـده در یک دوره هفت سـاله ۱۳۸۴ تا ۱۳۹۰ با اسـتفاده از رگرسـیون چندمتغیره مورد بررسی قرار گرفت. نتایج بیانگر این بود که ارزش محتوایی اطلاعات در شرکت‌های غیر سنتی نسبت به سنتی بیشتر می باشد، هر چند با گذر زمان فاصله آنها از یکدیگر کمتر شده است و تفکیک سود به اجزا پایدار و ناپایدار باعث افزایش ارزش محتوایی می شود.

دستگیر و همکاران (۱۳۹۳) در پژوهشی به بررسی میزان پایداری جزء نقدی سود نسبت به جزء تعهدی آن و تأثیر ویژگی های شرکت بر ناهنجاری اقلام تعهدی در صنایع فعال در زمینه فلزی و کانه فلزی (صنایع فلزات اساسی) پرداختند. روش تجزیه و تحلیل اطلاعات با استفاده از مدل رگرسیون چند متغیره، با استفاده از آزمون میشکین است. بدین منظور، داده های مالی مربوط به ۴۹ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران از سال ۱۳۸۰تا۱۳۹۰ تجزیه و تحلیل شده است. نتایج به دست آمده گویای آن است که پایداری جزء نقدی سود نسبت به جزء تعهدی بیشتر است و جزء نقدی توانایی بیشتری در پیش بینی ارزش بازار دارد.

مشـایخ و رجبی (۱۳۹۱) در پژوهشـی به بررسـی «پایداری شـرطی و غیرشـرطی نسـبت بازده خالص دارایی‌های عملیاتی و اجزای دوپونت آن» پرداختند. تعداد ۱۰۴ شـرکت طی دوره ۱۳۸۴ تا ۱۳۸۸ انتخاب شـدند. پایداری غیرشـرطی به عنوان ضـریب خود همبسـتگی تعریف و برای بررسی پایداری شرطی از یک معادله رگرسیونی استفاده شده است. برای آزمون واکنش بازار نیز یک معادله رگرسـیونی برآورد شـده اسـت. نتایج نشـان می دهد، پایداری شـرطی و غیرشرطی حاشیه سود عملیاتی بیشتر از گردش دارایی های عملیاتی و همچنین واکنش بازار به حاشیه سود عملیاتی بیشتر از گردش دارایی های عملیاتی است

فرضیه‌ها

فرضیه (۱): بین «تفاوت پایداری شرطی و غیر شرطی درآمد غیرعادی» و «درآمد غیرعادی» با «بازده غیرعادی سهام» رابطه ای معنی دار وجود دارد.

فرضیه (۲): بین «تفاوت پایداری شرطی و غیر شرطی درآمد غیرعادی» و «سود غیرعادی» با «بازده غیرعادی سهام» رابطه ای معنی دار وجود دارد.

فرضیه (۳): بین «تفاوت پایداری شرطی و غیرشرطی اقلام تعهدی» و «ناهنجاری اقلام تعهدی» رابطه ای معنی دار وجود دارد.

نوع پژوهش

از آنجا که هدف تحقیق‌های کاربردی توسعه دانش کاربردی در یک زمینه خاص است؛ تحقیق حاضر از نوع کاربردی و از لحاظ روش، از نوع توصیفی- همبستگی است. در این پژوهش جهت آزمون فرضیه‌ها از داده های ترکیبی استفاده می شود. در روش داده‌های ترکیبی برای انتخاب بین روش های پانل و پولینگ از آزمون F لیمر استفاده می‌شود. در صورت انتخاب روش پانل، آزمون هاسمن جهت انتخاب از بین روش های اثرات ثابت و اثرات تصادفی انجام می شود. به منظور آزمون فرضیه‌ها از روش رگرسیون چندمتغیره و برای آزمون معنی‌داری متغیرها از آماره t-استیودنت و برای آزمون معنی‌داری کل مدل از آماره F فیشر استفاده می‌گردد. تحلیل های آماری از طریق نرم افزار Eviews انجام می شود.

جامعه آماری و نمونه

در این پژوهش با توجه به اینکه از اطلاعات بازار سرمایه از جمله نرخ بازده سهام استفاده شده و همچنین به منظور همگن نمودن داده‌ها، شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار که دارای ویژگی‌های زیر بوده؛ طبق روش حذف سیستماتیک به عنوان نمونه انتخاب شدند:

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

۲- در دوره زمانی مورد پژوهش حداقل هر سه ماه یکبار سهام آنها مورد مبادله واقع شده باشد.

۳- به منظور همگن بودن اطلاعات، شرکت‌ها از نوع تولیدی باشد.

۴- در طی دوره مورد بررسی تغییر سال مالی نداشته باشد.

۵- اطلاعات مورد نیاز شرکت، دردوره مورد بررسی موجود باشد.

با توجه به شـرایط و محدودیت‌های فوق، از بین شـرکت‌های پذیرفته شـده در بورس اوراق بهادار تهران، در مجموع ۶۶ شرکت طی دوره های زمانی ۱۳۸۲ تا ۱۳۹۵ انتخاب شدند.

اندازه گیری متغیرها

در نگاره (۱) متغیرهای مورد اسـتفاده در پژوهش و نحوه اندازه گیری آنها قابل ملاحظه می‌باشد:

نگاره (۱). متغیرهای مورد استفاده و نحوه اندازه گیری

نام متغیر	نماد	نحوه اندازه گیری
سودغیرعادی	SUE	$SUE_{it} = (EPS_{it}-E(EPS_{it}))/S_{it}$
سود مورد انتظارهر سهم	E (EPS)	$E(EPS_{it}) = EPS_{it-1} + D_{it}$ $D_{it} = 1/2 \sum (EPS_{it} - EPS_{it-1})$
انحراف معیار سود غیرعادی هر سهم	*S*	$S_{it} = 1/2 \sqrt{\sum (EPS_{it} - E(EPS)_{it})^2}$
پایداری غیرشرطی سود غیرعادی	P (SUE)	از خودهمبستگی مرتبه اول سود غیرعادی محاسبه می‌گردد. خودهمبستگی مرتبه اول از قسمت آمار توصیفی نرم‌افزار Eviews استخراج شده است.
پایداری غیرشرطی درآمد غیرعادی	*P (SURG)*	از خودهمبستگی مرتبه اول درآمد غیرعادی محاسبه می‌شود. روش محاسبه درآمد غیرعادی مطابق با روش محاسبه سود غیرعادی است.
پایداری غیرشرطی هزینه-های غیرعادی	*P (SUXP)*	از خودهمبستگی مرتبه اول هزینه غیرعادی محاسبه می‌شود. روش محاسبه هزینه غیرعادی مطابق با روش محاسبه سود غیرعادی است.
پایداری غیرشرطی سود خالص	*P (EARN)*	از خودهمبستگی مرتبه اول سود خالص محاسبه می‌شود.
پایداری غیرشرطی جریان‌های نقدی عملیاتی	*P (CFO)*	از خودهمبستگی مرتبه اول جریان‌های نقدی عملیاتی محاسبه می‌شود.
پایداری غیرشرطی اقلام تعهدی	P (ACC)	از خودهمبستگی مرتبه اول اقلام تعهدی محاسبه می‌شود .

نام متغیر	نماد	نحوه اندازه گیری
پایداری شرطی درآمد غیرعادی	*CP (SURG)*	$CP\ (SURG)_{it} = \alpha_1 * [MEAN\ P\ (SURG)_{it}]$ α_1از مدل زیربه دست می‌آید: $P\ (SUE)_{it} = \alpha_0 + \alpha_1\ P\ (SURG)_{it} + \alpha_2\ P\ (SUXP) + \varepsilon_{it}$
پایداری شرطی اقلام تعهدی	CP (ACC)	CP (ACC) it= α1 * [MEAN P (ACC) it] α_1از مدل زیربه دست می‌آید: $P\ (EARN)_{it} = \delta_0 + \delta_1\ P\ (CFO)_{it} + \delta_2\ P\ (ACC)\ it + \varepsilon it$
میانگین پایداری غیرشرطی درآمد غیرعادی	*MEAN P (SURG)*	پایداری غیرشرطی درآمد غیرعادی دوره جاری و دوره قبل تقسیم بر دو
تفاوت پایداری شرطی و غیرشرطی درآمد غیرعادی	*ACP (SURG)*	ACP (SURG) = CP (SURG) – P (SURG)
متغیر مجازی پایداری شرطی درآمد	$DACP_{(SURG)\ it}$	شرکت‌ها بر اساس $ACP_{(SURG)\ it}$ به پنج طبقه تقسیم میشوند در صورتی که شرکت درطبقه اول باشد عدد ۱ و در غیر این صورت عدد ۰ تعلق می‌گیرد.
متغیر مجازی پایداری شرطی اقلام تعهدی	$D_{ACP\ (ACC)\ it}$	شرکت‌ها بر اساس $ACP_{(ACC)\ it}$ به پنج طبقه تقسیم میشوند در صورتی که شرکت درطبقه اول باشدعدد ۱ و در غیر اینصورت عدد ۰ تعلق می‌گیرد.
بازده غیرعادی خرید و نگهداری تعدیل شده بر اساس اندازه	ARET	$ARET_{t+1} = r_{i,t} - r_{\bar{s},t} = \prod 12_{m=1} (1 + r_{i,t\ (m)}) - \prod 12_{m=1}) 1 + r_{\bar{s},t\ (m)}($
بازده خرید و نگهداری شرکت	$r_{i,t}$	$r_{i,t} = \prod^{12}{}_{m=1} (1 + r_{i,t\ (m)}) - 1$
بازده سهام	$r_{i,t\ (m)}$	بازده ماهانه هر سهم به طور مستقیم از نرم افزار رهاورد نوین قابل استخراج است.
وزن ماهانه هر سهم	X	از ارزش بازار سهام هر شرکت در هر پرتفو تقسیم بر کل ارزش بازار سهام شرکت‌ها در همان پرتفو به دست می‌آید.

در خصوص نحوه اندازه‌گیری متغیرهای مورد نظر قابل ذکر است که سود غیرعادی، درآمد غیرعادی و هزینه غیرعادی بر طبق پژوهش جگادش و لیونت (۲۰۰۶) محاسبه شده‌اند. نحوه اندازه‌گیری بازده غیرعادی بر طبق پژوهش باربر و همکاران (۱۹۹۶) بوده و برای محاسبه

پایداری شـــرطی اقلام تعهدی و درآمد فروش مطابق با پژوهش امیر و همکاران (۲۰۱۵) عمل شده است. سایر متغیرها به طور مستقیم از صورت‌های مالی قابل استخراج بوده است.

روش پژوهش

به منظور محاسبه پایداری شرطی درآمد، ضریب α_1 با استفاده از تخمین مدل (۱) به دست می‌آید:

$$P(SUE)_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 P(SURG)_{it} + \alpha_2 P(SUXP) + \varepsilon_{it} \qquad (۱)$$

که در آن:

$P(SUE)_{it}$ عبارت است از پایداری غیر شرطی سود غیرعادی که از خودهمبستگی مرتبه اول این متغیر به دست می‌آید.

ضریب خودهمبستگی سود غیرعادی و سایر متغیرها پس از وارد نمودن داده‌ها از قسمت آمار توصیفی نرم‌افزار EViews قابل استخراج می‌باشد. سودغیرعادی مطابق پژوهش جگادش و لیونت (۲۰۰۶) از طریق فرمول (۲) محاسبه می شود:

$$SUE_{it} = (EPS_{it} - E(EPS_{it})) / S_{it} \qquad (۲)$$

EPS_{it} عبارت است از سود هر سهم شرکت i در سال t که از صورت سود و زیان قابل استخراج است.

$E(EPS_{it})$ عبارت است از سود مورد انتظارهر سهم که از طریق فرمول (۳) مطابق با پژوهش امیر و همکاران (۲۰۱۵) محاسبه می‌شود:

$$E(EPS_{it}) = EPS_{it-1} + D_{it} \qquad (۳)$$

D_{it} از طریق فرمول (۴) محاسبه می شود:

$$D_{it} = 1/2 \sum (EPS_{it} - EPS_{it-1}) \qquad (۴)$$

S_{it} عبارت است از انحراف معیار سود غیرعادی هر سهم که از طریق فرمول (۵) محاسبه می گردد:

$$S_{it} = 1/2 \sqrt{\sum (EPS_{it} - E(EPS)_{it})^2} \qquad (۵)$$

P (SURG) عبارت است از پایداری غیرشرطی درآمد غیرعادی که از خودهمبستگی مرتبه اول درآمد غیرعادی محاسبه می‌شود.

P (SUXP) عبارت است از پایداری غیرشرطی هزینه‌های غیرعادی که از خودهمبستگی مرتبه اول هزینه غیرعادی محاسبه می‌شود .

سپس مطابق با پژوهش امیر و همکاران (۲۰۱۵) با ضرب α_1 در میانگین ۲ دوره گذشته پایداری شرطی، پایداری شرطی درآمد غیرعادی محاسبه می‌گردد:

$$CP\ (SURG)_{it} = \alpha_1 * [MEAN\ P\ (SURG)_{it}] \qquad (۶)$$

$CP\ (SURG)_{it}$ پایداری شرطی درآمد غیرعادی.

$MEAN\ P\ (SURG)_{it}$ میانگین پایداری غیرشرطی درآمد غیرعادی ۲ دوره قبل.

سپس به منظور محا سبه تفاوت پایداری شرطی و غیر شرطی درآمد غیرعادی از فرمول (۷) محاسبه می شود:

$$ACP\ (SURG)_{it} = \{RANK\ [CP\ (SURG)_{it}] - RANK\ [P\ (SURG)_{it}]\}/N_t \qquad (۷)$$

$ACP\ (SURG)_{it}$ تفاوت پایداری شرطی و غیرشرطی درآمد غیرعادی.

RANK[CP (SURG) it] رتبه‌بندی شرکت‌ها بر اساس پایداری شرطی درآمد غیرعادی. کلیه شرکت‌ها بر طبق پایداری شرطی کدهای ۱ تا ۶۶ را به خود اختصاص می‌دهند.

RANK[P (SURG) it] رتبه‌بندی شرکت‌ها بر اساس پایداری غیرشرطی درآمد غیرعادی. کلیه شرکت‌ها بر طبق پایداری شرطی کدهای ۱ تا ۶۶ را به خود اختصاص می‌دهند.

N_t تعداد شرکت ها.

به منظور محاسبه پایداری شرطی اقلام تعهدی مطابق با پژوهش امیر و همکاران (۲۰۱۵)، ضریب α_1 با استفاده از مدل (۸) به دست می‌آید:

$$P\ (EARN)_{it} = \delta_0 + \delta_1\ P\ (CFO)_{it} + \delta_2\ P\ (ACC)_{it} + \varepsilon_{it} \qquad (۸)$$

سپس با ضرب α_1 در میانگین ۲ دوره گذشته پایداری غیرشرطی اقلام تعهدی، پایداری شرطی اقلام تعهدی محاسبه می‌گردد:

$$CP\ (ACC)_{it} = \alpha_1 * [MEAN\ P\ (ACC)_{it}] \quad (۹)$$

سپس به منظور محاسبه تفاوت پایداری شرطی و غیرشرطی اقلام تعهدی از فرمول (۱۰) محاسبه می شود:

$$ACP\ (ACC)_{it} = \{RANK\ [CP\ (ACC)_{it}] - RANK\ [P\ (ACC)_{it}]\}/N_t \quad (۱۰)$$

که در آن:

CP (ACC)عبارت است از پایداری شرطی اقلام تعهدی

MEAN P (ACC)عبارت است از میانگین پایداری غیر شرطی اقلام تعهدی ۲ دوره گذشته

ACP (ACC)عبارت است از تفاوت پایداری شرطی و غیر شرطی اقلام تعهدی

RANK [CP (ACC)] عبارت است از رتبه‌بندی شرکت‌ها بر اساس پایداری شرطی اقلام تعهدی. کلیه شرکت‌ها بر طبق پایداری شرطی اقلام تعهدی کدهای ۱ تا ۶۶ را به خود اختصاص می‌دهند.

RANK [P (ACC)] عبارت است از رتبه‌بندی شرکت‌ها بر اساس پایداری غیر شرطی اقلام تعهدی. کلیه شرکت‌ها بر طبق پایداری غیر شرطی اقلام تعهدی کدهای ۱ تا ۶۶ را به خود اختصاص می‌دهند.

*P (EARN)*عبارت است از پایداری غیرشرطی سود خالص که از خودهمبستگی مرتبه اول سود خالص محاسبه می‌شود.

*P (CFO)*عبارت است از پایداری غیرشرطی جریان های نقدی عملیاتی که از خودهمبستگی مرتبه اول جریان‌های نقدی عملیاتی محاسبه می‌شود.

*P (ACC)*عبارت است از پایداری غیر شرطی اقلام تعهدی که از خودهمبستگی مرتبه اول اقلام تعهدی محاسبه می‌شود.

به منظور آزمون فرضیه اول پژوهش «بین تفاوت پایداری شرطی و غیرشرطی درآمد غیرعادی و درآمد غیرعادی با بازده غیرعادی سهام رابطه ای معنی دار وجود دارد. » از مدل (۱۱) استفاده می‌شود.

$$AR_{it} = \lambda_0 + \lambda_1 D_{ACP\,it} + \lambda_2 ACP\,(SURG)_{it} + \lambda_3 SURG_{it} + \lambda_4 ACP\,(SURG)_{it} SURG_{it} + \lambda_5 D_{ACPit} SURG_{it} + \lambda_6 BM_{it} + \lambda_7 SIZE_{it} + \varepsilon_{it} \quad (۱۱)$$

در صورتی که λ_4 معنادار باشد فرض صفر رد و لذا فرضیه اول مورد تأیید قرار می گیرد.

AR_{it} عبارت است از بازده غیرعادی سهام که به روش خرید و نگهداری محاسبه می گردد:

به منظور محاسبه بازده غیرعادی مطابق با پژوهش باربر و همکاران (۱۹۹۶) ابتدا شرکت های نمونه بر اساس ارزش بازار سهام به ترتیب از کوچک به بزرگ مرتب می شوند. بازده ماهانه هر یک از شرکت‌ها نیز در هر سال محاسبه و سپس شرکت های نمونه چارک بندی شده و در چهار چارک (پرتفوی) د سته بندی می شوند. پس از تشکیل پرتفوها و مشخص شدن تعداد و بازده ماهانه شرکت های هر پرتفو، بازده خرید و نگهداری هر شرکت در هر چارک برای یک دوره ۱۲ ماهه از طریق رابطه محاسبه می‌شود:

$$r_{i,t} = \prod^{12}_{m=1} (1 + r_{i,t\,(m))} - 1 \quad (۱۲)$$

$r_{i,}$ عبارت است از بازده خرید و نگهداری شرکت i برای یک دوره ۱۲ ماهه

$r_{i,\,(m)}$ عبارت است از بازده سهام شرکت i در ماه m در سال t

$\prod$ عبارت است ازعلامت ضرب

در مرحله بعد، بازده ماهانه موزون هر پرتفو (چارک) از طریق رابطه محاسبه می شود:

$$r_{\bar{s},\,(m)} = \sum^{n}_{i=1} X_i R_i \quad (۱۳)$$

X_i عبارت ا ست از وزن ماهانه هر سهم i که از ارزش بازار سهام هر شرکت در هر پرتفو تقسیم بر کل ارزش بازار سهام شرکت‌ها در همان پرتفو به دست می‌آید.

R_i عبارت است از بازده ماهانه سهام هر شرکت.

پس از محاسبه بازده ماهانه موزون هر پرتفو، بازده خرید و نگهداری موزون هر پرتفو (چارک) برای یک دوره ۱۲ ماهه از طریق رابطه (۱۴) محاسبه میشود

$$r_{\bar{s},} = \prod^{12}_{m=1)} 1 + r_{s,t\,(m)} (- 1 \quad (۱۴)$$

$r_{\bar{s},}$ بازده خرید و نگهداری موزون هر پرتفو برای یک دوره ۱۲ ماهه

$r_{\bar{s},(m)}$بازده ماهانه موزون پرتفو

در پایان، بازده غیرعادی خرید و نگهداری تعدیل شده بر اساس اندازه از طریق رابطه (۱۵) محاسبه شده است

$$ARET_{t+1}=r_{i,}-r_{\bar{s},}=\prod^{12}{}_{m=1}\,(1+r_{i,t\,(m))}-\prod^{12}{}_{m=1})\,1+r_{\bar{s},t\,(m)} \qquad (۱۵)$$

$DACP_{(SURG)\,it}$ متغیر مجازی پایداری شرطی درآمد می‌باشد. شرکت‌ها بر اساس $ACP_{(SURG)\,it}$ به پنج طبقه تقسیم میشوند در صورتی که شرکت درطبقه اول باشد عدد ۱ و در غیر اینصورت عدد ۰ تعلق می‌گیرد.

BM_{it}عبارتست از نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار که ارزش بازار از ضرب تعداد سهام در قیمت سهام به دست می‌آید و قیمت سهام از بانک‌های اطلاعاتی بورس قابل استخراج است. $SIZE_{it}$عبارتست از اندازه شرکت که از لگاریتم طبیعی حقوق صاحبان سهام به دست می‌آید.

به منظور آزمون فرضیه دوم پژوهش «بین تفاوت پایداری شرطی و غیرشرطی درآمد غیرعادی و سود غیرعادی با بازده غیرعادی سهام رابطه ای معنی دار وجود دارد» از مدل (۱۶) استفاده می‌شود:

$$AR_{it} = \lambda_0+ \lambda_1 D_{ACP} + \lambda_2 ACP\ (SURG)_{it} + \lambda_3 SUE_{it} + \lambda_4 ACP\ (SURG)_{it} SUE_{it} + \lambda_5 D_{ACP\ (SURG)}\, SUE_{it}+ \lambda_6 BM_{it}+ + \lambda_7 SIZE_{it} +\varepsilon_{it} \qquad (۱۶)$$

$D_{ACP\ (SURG)\,it}$ شرکت‌ها بر اساس $ACP\ (SURG)_{it}$ به پنج طبقه تقسیم میشوند در صورتی که شرکت درطبقه اول باشد عدد ۱ و در غیر اینصورت عدد ۰ تعلق می‌گیرد.

کلیه متغیرها در مدل قبل توضیح داده شده است. در صورتی که ضریب λ_4 معنادار باشد فرض صفر رد و فرضیه پژوهش مورد تایید قرار می‌گیرد.

به منظور آزمون فرضیه سوم پژوهش «بین تفاوت پایداری شرطی و غیرشرطی اقلام تعهدی و ناهنجاری اقلام تعهدی رابطه ای معنی دار وجود دارد» از مدل (۱۷) استفاده می‌شود:

$$AR_{it} = \lambda_0+ \lambda_1 D_{ACPit} + \lambda_2 ACP\ (ACC)_{it} + \lambda_3 ACC_{it} + \lambda_4 ACP\ (ACC)_{it} ACC_{it} + \lambda_5 D_{ACPit}\, ACC_{it} + \lambda_6 BM_{it} + \lambda_7 SIZE_{it} +\varepsilon_{it} \qquad (۱۷)$$

$D_{ACP\ (ACC)\ it}$ متغیر مجازی پایداری شـرطی اقلام تعهدی می‌باشـد. شـرکت‌ها بر اسـاس ACP (ACC) it به پنج طبقه تقسیم میشوند در صورتی که شرکت درطبقه اول باشدعدد ۱ و در غیر اینصورت عدد ۰ تعلق می‌گیرد. کلیه متغیرها در مدل قبل تو ضیح داده شده ا ست. در صورتی که ضریب λ_4 معنادار باشد فرض صفر رد و فرضیه پژوهش مورد تایید قرار می‌گیرد.

محاسبه ضریب درآمد غیرعادی

به منظور محاسـبه پایداری شـرطی درآمد غیرعادی ضـریب α_1 پس از تخمین مدل (۱۸) استخراج می‌گردد که نتایج آن در نگاره (۲) ارائه شده است:

$$P\ (SUE)_{\ it} = \alpha 0 + \alpha_1 P\ (SURG)_{\ it} + \alpha_2 P\ (SUXP) + \varepsilon_{it} \qquad (۱۸)$$

نگاره (۲). نتایج تجزیه و تحلیل داده‌ها جهت محاسبه α_1

متغیر ها	نماد ضرایب	ضریب	خطا استاندارد	آماره t	p-value
پایداری غیرشرطی درآمد غیرعادی	P (SURG)	۰/۱۶۷۷	۰/۰۴۶۷	۳/۵۸۴۷	۰/۰۰۰۴
پایداری غیرشرطی هزینه غیرعادی	P (SUXP)	۰/۰۰۶۱۵	۰/۰۵۰۹	۰/۱۲۰۹	۰/۹۰۳۸
ضریب ثابت	α	-۰/۰۰۳۹	۰/۰۰۲۷	-۱/۴۰۸۳	۰/۱۵۹۸
جزء رفع کننده خودهمبستگی	AR (1)	-۰/۹۱۲۶	۰/۰۳۲۵	-۲۸/۰۶۹	۰/۰۰۰
جزء رفع کننده خودهمبستگی	AR (2)	-۰/۳۴۰۵	۰/۰۲۵۸	-۱۳/۱۹۴	۰/۰۰۰
۲/۲۵	آماره دوربین- واتسون		۰/۶۹	Adjusted- R^2	
۰/۰۰۰	p-value		۲۲۴/۱	F فیشر	

با توجه به آن که مقدار p-value آماره F فیشـر کمتراز ۵٪ اسـت (p-value ≤ ۰/۰۵)، فرض H_0 رد می‌شـود و این نشـان می‌دهد که تمامی ضـرایب رگرسـیون به طور همزمان صـفر نیسـتند. بنابراین به طور همزمان بین تمامی متغیرهای مسـتقل با متغیر وابسـته رابطه معنی داری وجود دارد. آماره t نشـان می‌دهد که فرض H_0 برای پایداری غیرشـرطی جریان‌های نقدی رد می‌شـود. بنابراین بین این متغیر با بازده غیرعادی می توان رابطه معنی داری یافت؛ لیکن فرض H_0 برای پایداری غیرشـرطی اقلام تعهدی پذیرفته شـده و لذا نمی‌توان رابطه معنی‌داری یافت. مقدار آماره دوربین واتسـون نشـان می‌دهد مدل فوق دارای خود همبسـتگی می‌باشـد که برای

رفع آن از جزء AR استفاده شده است. R^2 به دست آمده نشان می‌دهدکه متغیرهای مستقل مدل قادر هستند که ۷۰٪ تغییرات را توجیه کنند.

محاسبه ضریب اقلام تعهدی

به منظور محاسبه پایداری شرطی اقلام تعهدی ضریب α_1 پس از تخمین مدل (۱۹) استخراج می‌گردد که نتایج حاصله در نگاره (۳) ارائه شده است:

$$P(EARN)_{it} = \delta_0 + \delta_1 P(CFO)_{it} + \delta_2 P(ACC)_{it} + \varepsilon_{it} \qquad (۱۹)$$

نگاره (۳). نتایج تجزیه و تحلیل داده‌ها جهت محاسبه α_1

متغیر ها	نماد ضرایب	ضریب	خطا استاندارد	آماره t	p-value
پایداری غیرشرطی جریان‌های نقدی	P (CFO)	۰/۱۹۸	۰/۰۴۷۲	۴/۲۱۳	۰/۰۰۰
پایداری غیرشرطی اقلام تعهدی	P (ACC)	۰/۰۰۵	۰/۰۵۰۲	۰/۱۰۹	۰/۹۱۳۱
ضریب ثابت	α	−۰/۰۰۳	۰/۰۰۲۶۵	−۱/۲۷۶	۰/۲۰۲۴
جزء رفع کننده خودهمبستگی	AR (1)	−۰/۹۳۷	۰/۰۳۲۹	−۲۸/۴۸	۰/۰۰۰
جزء رفع کننده خودهمبستگی	AR (2)	−۰/۳۴۷	۰/۰۲۶۲۴	−۱۳/۲۲	۰/۰۰۰
۲/۴۴	آماره دوربین– واتسون		۰/۷۰	Adjusted- R^2	
۰/۰۰۰	p-value		۲۳۶/۴۸	F فیشر	

با توجه به آن که مقدار p-value آماره F فیشر کمتراز ۵٪ است ($p\text{-value} \leq ۰/۰۵$)، فرض H_0 رد می‌شود و این نشان می‌دهد که تمامی ضرایب رگرسیون به طور همزمان صفر نیستند. بنابراین به طور همزمان بین تمامی متغیرهای مستقل با متغیر وابسته رابطه معنی داری وجود دارد. آماره t نشان می‌دهد که فرض H_0 برای پایداری غیرشرطی درآمد غیرعادی رد می‌شود. بنابراین بین این متغیر با بازده غیرعادی می توان رابطه معنی داری یافت؛ لیکن فرض H_0 برای پایداری غیرشرطی هزینه غیرعادی پذیرفته شده و لذا نمی‌توان رابطه معنی داری یافت. مقدار آماره دوربین واتسون نشان می‌دهد مدل فوق دارای خود همبستگی می‌باشد که برای رفع آن از جزء AR استفاده شده است. R^2 به دست آمده نشان می‌دهدکه متغیرهای مستقل مدل قادر هستند که ۶۹٪ تغییرات وابسته را توجیه کنند.

آزمون فرضیه اول:

نتایج حاصل از آزمون فرضیه اول پژوهش در نگاره (۴) ارائه شده است:

نگاره (۴). نتایج تجزیه و تحلیل داده‌ها جهت آزمون فرضیه اول

$AR_{it} = \lambda_0 + \lambda_1 D_{ACP\,it} + \lambda_2 ACP\,(SURG)_{it} + \lambda_3 SURG_{it} + \lambda_4 ACP\,(SURG)_{it} SURG_{it} + \lambda_5 D_{ACPit} SURG_{it} + \lambda_6 BM_{it} + \lambda_7 SIZE_{it} + \varepsilon_{it}$

متغیر ها	نماد	ضریب	خطا استاندارد	آماره t	p-value
تفاوت پایداری شرطی و غیرشرطی درآمد غیرعادی	ACP (SURG)	-۰/۰۳	۰/۰۵	-۰/۵	۰/۵۶۷
اثر متقابل تفاوت پایداری شرطی و غیرشرطی درآمد غیرعادی و درآمد غیرعادی	ACP (SURG) $_{it}$ $SURG_{it}$	-۱/۷۳	۰/۸۶	-۲	۰/۰۴۵
متغیر مجازی تفاوت پایداری شرطی و غیرشرطی درآمد غیرعادی	DACP (SURG)	۰/۰۴۶	۰/۰۱	۲/۵۱	۰/۰۱۲
اثر متقابل متغیر مجازی تفاوت پایداری شرطی و غیرشرطی درآمد غیرعادی و درآمد غیرعادی	ACP (SURG) $_{it}$ $SURG_{it}$	۱/۰۵۷	۰/۶۰	۱/۷۵	۰/۰۸۰
درآمد غیرعادی	SURG	۰/۰۹۳	۰/۰۳	۲/۴۳	۰/۰۱۵
ارزش بازار به ارزش دفتری	BM	۰/۰۸۴	۰/۰۲	۲/۹۶	۰/۰۰۳
اندازه شرکت	SIZE	-۰/۰۰۸	۰/۰۱	-۰/۵۷	۰/۵۶۷
ضریب ثابت	C	-۰/۰۹	۰/۲۱	-۰/۴۲	۰/۶۷۲
۲/۱۹	آماره دوربین- واتسون		۰/۰۶۸	Adjusted- R2	
۰/۰۰۰	p-value		۴/۹۹	F فیشر	
آزمون F لیمر	۰/۸ (۰/۵۸)				

با توجه به مقدار آماره F فیشر که کمتر از ۵٪ است ($p\text{-value} \leq ۰/۰۵$)، فرض H0 رد می شود و این نشان می‌دهد که تمامی ضرایب رگرسیون به طور همزمان صفر نیستند. بنابراین به طور همزمان بین تمامی متغیرهای مستقل با متغیر وابسته رابطه معنی‌داری وجود دارد. با توجه به مقدار آماره t، فرض H0 برای «اثر متقابل تفاوت پایداری شرطی و غیرشرطی درآمد غیرعادی و درآمد غیرعادی» و «متغیر مجازی تفاوت پایداری شرطی و غیرشرطی درآمد غیرعادی» و «درآمد غیرعادی» و «ارزش بازار به ارزش دفتری» رد می‌شود. بنابراین بین این چهار متغیر با بازده غیرعادی می توان رابطه معنی داری یافت؛ لیکن بین سایر متغیرها با متغیر

بازده غیرعادی رابطه ای معنادار یافت نشـد. آماره دوربین واتسـون نشـان می‌دهد که مدل فوق دارای خود همبستگی نمی‌باشد. R^2 به دست آمده نشان می‌دهدکه متغیرهای مستقل مدل قادر هستند که ۶٪ تغییرات را توجیه کنند.

آزمون فرضیه دوم

نتایج حاصل از آزمون فرضیه دوم پژوهش در نگاره (۵) ارائه شده است:

نگاره (۵). نتایج تجزیه و تحلیل داده‌ها جهت آزمون فرضیه دوم

$AR_{it} = \lambda_0 + \lambda_1 D_{ACP} + \lambda_2 ACP(SURG)_{it} + \lambda_3 SUE_{it} + \lambda_4 ACP(SURG)_{it} SUE_{it} + \lambda_5 D_{ACP(SURG)} SUE_{it} + \lambda_6 BM_{it} + + \lambda_7 SIZE_{it} + \varepsilon_{it}$					
متغیر ها	نماد	ضریب	خطا استاندارد	آماره t	p-value
تفاوت پایداری شرطی و غیرشرطی درآمد غیرعادی	ACP (SURG)	-۲/۰۵	۰/۹۰	-۲/۲۷	۰/۰۲
اثر متقابل تفاوت پایداری شرطی و غیرشرطی درآمد غیرعادی و سود غیرعادی	ACP (SURG) $_{it}$ SUE_{it}	-۰/۳۰	۰/۶۰	-۰/۵۰	۰/۶۱
متغیر مجازی تفاوت پایداری شرطی و غیرشرطی درآمد غیرعادی	DACP (SURG)	-۰/۰۷	۰/۰۶	-۱/۱۳	۰/۲۵
اثر متقابل متغیر مجازی تفاوت پایداری شرطی و غیرشرطی درآمد غیرعادی و سود غیرعادی	DACP (SURG) SUE_{it}	-۰/۰۱	۰/۰۴	-۰/۴۵	۰/۶۴
سود غیرعادی	SUE	۰/۰۴	۰/۰۱	۲/۳۷	۰/۰۱
ارزش بازار به ارزش دفتری	BM	۰/۱۰	۰/۰۲	۳/۷۳	۰/۰۰
اندازه شرکت	SIZE	-۰/۰۱	۰/۰۱	-۰/۸۳	۰/۴۰
ضریب ثابت	C	-۰/۰۳	۰/۲۲	-۰/۱۳	۰/۸۹
۲/۱۰	آماره دوربین- واتسون		۰/۰۶	Adjusted- R^2	
۰/۰۰۰	p-value		۴/۴۹	F فیشر	
آماره لیمر	۰/۵۹ (۰/۷۵)				

با توجه به مقدار p-value آماره F فیشـر که کمتر از ۵٪ اسـت ($p\text{-value} \leq ۰/۰۵$)، فرض H_0 رد می‌شود و این نشان می‌دهد که تمامی ضرایب رگرسیون به طور همزمان صفر نیستند. با

توجه به مقدار آماره t، فرض H_0 برای «تفاوت پایداری شرطی و غیر شرطی درآمد غیرعادی» و «نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری» رد می شود. بنابراین بین این سه متغیر با بازده غیرعادی می‌توان رابطه معنی داری یافت؛ لیکن بین سایر متغیرها با متغیر بازده غیرعادی رابطه ای معنادار یافت نشد. مقدار آماره دوربین واتسون نشان می‌دهد که مدل فوق دارای خود همبستگی نمی‌باشد. R^2 به دست آمده نشان می‌دهدکه متغیرهای مستقل مدل قادر هستند که ۶٪ رابطه با متغیر وابسته را توجیه کنند.

آزمون فرضیه سوم

نتایج حاصل از آزمون فرضیه سوم پژوهش در نگاره (۶) ارائه شده است.

نگاره (۶). نتایج تجزیه و تحلیل داده‌ها جهت آزمون فرضیه سوم

$$AR_{it} = \lambda_0 + \lambda_1 D_{ACPit} + \lambda_2 ACP\ (ACC)_{it} + \lambda_3 ACC_{it} + \lambda_4 ACP\ (ACC)_{it}\ ACC_{it} + \lambda_5 D_{ACPit}\ ACC_{it} + \lambda_6 BM_{it} + \lambda_7 SIZE_{it} + \varepsilon_{it}$$

متغیر ها	نماد	ضریب	خطا استاندارد	آماره t	p-value
متغیر مجازی تفاوت پایداری شرطی و غیرشرطی اقلام تعهدی	$DACP_{it}$	-۰/۰۳۳	۰/۰۶۸	-۰/۴۹	۰/۶۲۴
تفاوت پایداری شرطی و غیرشرطی اقلام تعهدی	$ACP\ (ACC)_{it}$	-۱۲/۵۰	۴/۳۷۰	-۲/۸۶	۰/۰۰۴
اقلام تعهدی	ACC_{it}	۰/۳۵۷	۰/۲۲۳	۱/۶۰۰	۰/۱۱۰
اثر متقابل تفاوت پایداری شرطی و غیرشرطی اقلام تعهدی و اقلام تعهدی	$ACP\ (ACC)_{it}\ ACC_i$	۸/۲۷۷	۴۵/۲۹	۰/۱۸۲	۰/۸۵۵
اثر متقابل متغیر مجازی تفاوت پایداری شرطی و غیرشرطی اقلام تعهدی و اقلام تعهدی	$DACP_{it}\ ACC_{it}$	۱/۴۷۷	۰/۶۴۷	۲/۲۸۰	۰/۰۲۳
ارزش بازار به ارزش دفتری	BM	۰/۱۸۲	۰/۰۳۶	۵/۰۰۸	۰/۰۰۰
اندازه شرکت	SIZE	-۰/۱۵۲	۰/۰۵۶	-۲/۶۸	۰/۰۰۷
ضریب ثابت	C	۱/۸۷۹	۰/۷۸۶	۲/۳۹۱	۰/۰۱۷
جزء رفع کننده خودهمبستگی	AR (1)	-۰/۲۲۴	۰/۰۴۰	-۵/۴۹	۰/۰۰۰
۲/۴۷	آماره دوربین- واتسون		۰/۳۹	Adjusted- R^2	
۰/۰۰۰	p-value		۲/۹۲	F فیشر	
آزمون F لیمر	۱۳/۷۲ (۰/۰۰)				
آزمون هالمن	۱۴/۴۶ (۰/۰۴)				

با توجه به مقدار آماره F فیشر که کمتر از ۵٪ است (p-value ≤ ۰/۰۵)، فرض H0 رد می شود و این نشان می‌دهد که تمامی ضرایب رگرسیون به طور همزمان صفر نیستند. بنابراین به طور همزمان بین تمامی متغیرهای مستقل با متغیر وابسته رابطه معنی‌داری وجود دارد.

با توجه به مقدار آماره t، فرض H0 برای «تفاوت پایداری شرطی و غیرشرطی اقلام تعهدی» و «اثر متقابل متغیر مجازی تفاوت پایداری شرطی و غیر شرطی اقلام تعهدی و اقلام تعهدی» و «ارزش بازار به ارزش دفتری» و «اندازه شرکت» رد می‌شود. بنابراین بین این چهار متغیر با بازده غیرعادی می توان رابطه معنی‌داری یافت؛ لیکن بین سایر متغیرها با متغیر بازده غیرعادی رابطه ای معنادار یافت نشد. با توجه به مقدار آماره دوربین واتسون، مدل فوق دارای خود همبستگی نمی‌باشد. R^2 به دست آمده نشان می‌دهدکه متغیرهای مستقل مدل قادر هستند که ۳۹٪ رابطه با متغیر وابسته را توجیه کنند.

نتیجه‌گیری

نتیجه فرضیه اول نشان داد که بین «تفاوت پایداری شرطی و غیر شرطی درآمد های غیر عادی» و «سود غیر عادی» با «بازده غیر عادی» سهام رابطه‌ای معنادار وجود ندارد. هر چند که این رابطه تأیید نشد ولی نتایج نشان داد که رابطه «تفاوت پایداری شرطی و غیر شرطی درآمد غیرعادی» با «بازده غیرعادی» معنادار و منفی است. به عبارتی هر چه این تفاوت بیشتر شود بازده غیرعادی کاهش می‌یابد زیرا سرمایه‌گذاران اطلاعات بیشتری از پایداری سود را مد نظر قرار داده‌اند ولی اگر این تفاوت کاهش یابد یعنی پایداری شرطی و غیرشرطی با هم برابر شوند، سرمایه‌گذاران اطلاعات کمتری از پایداری سود را مد نظر قرار داده‌اند؛ لذا موجب ایجاد بازده های غیر عادی خواهد شد. از آنجایی که فرضیه اول پژوهش مورد تأیید قرار نگرفت یافته های حاصل از آزمون این فرضیه با پژوهش امیر و همکاران (۲۰۱۵) مطابقت ندارد. اگر این موضوع از منظر نظریه ثبات رفتاری نگریسته شود یافته‌ها با این نظریه مطابقت دارد زیرا هرچه سرمایه‌گذاران اطلاعات کمتری در خصوص پایداری سود داشته باشند بازار به سمت کارایی کمتر حرکت خواهد کرد و لذا بازده‌های غیرعادی افزایش می‌یابد. شاید یکی از دلایلی که موجب می‌شود سرمایه‌گذاران پایداری شرطی را مد نظر قرار ندهند، سختی و پیچیدگی محاسبه آن باشد و این که ذهن انسان در زمان تصمیم‌گیری، پایداری کلی سود

(پایداری غیرشـــرطی) را به عنوان تکیه‌گاه در نظر گرفته و به پایداری اجزاء توجه کمتری می نماید.

نتایج حاصل از آزمون فرضیه دوم نشان داد که بین تفاوت «پایداری شرطی و غیرشرطی» و «درآمدغیر عادی» با «بازده غیر عادی» رابطه‌ای معنی‌دار وجود دارد و این رابطه منفی ا ست. به عبارت دیگر در زمان وجود درآمدهای غیرعادی، هر قدر که تفاوت پایداری شـــرطی و غیر شـــرطی (یعنی آن بخش از پایداری ســـود که ســـهامداران مد نظر قرار داده اند) بیشـــتر باشـــد، بازده‌های غیرعادی کاهش می‌یابد. یعنی هر قدر سهامداران در مورد بخش بیشتری از پایداری سود اطلاعات دا شته با شند به دلیل افزایش کارایی اطلاعاتی بازار، بازده‌های غیرعادی کاهش می‌یابد. یافته‌ها نشان می‌دهد که سرمایه‌گذاران پایداری شرطی درآمد غیرعادی را مد نظر قرار نداده‌اند و بیشتر توجه آنها به ســمت ســود خالص جلب شــده اســت. آنان واکنش کمتر از حد نســـبت به درآمد فروش داشـــته، در تصـــمیمات قیمت گذاری خود دچار ضـــعف شـــده و قیمت‌گذاری سهام تو سط آنها به در ستی انجام نمی‌گیرد. این یافته‌ها با مبانی نظری ارائه شده که معتقد ا ست سرمایه‌گذاران پایداری شرطی را مد نظر قرار نمی‌دهند نیز مطابقت دارد. یافته های پژوهش با پژوهش امیر و همکاران (۲۰۱۵) نیز مطابقت دارد.

یافته‌های حاصل از آزمون فرضیه سوم نشان می‌دهد که رابطه‌ای معنادار بین «تفاوت پایداری شـرطی و غیر شـرطی اقلام تعهدی» و «اقلام تعهدی» با «بازده غیر عادی» یافت نشـد. لیکن بین «تفاوت پایداری شـــرطی و غیر شـــرطی اقلام تعهدی» با «بازده غیر عادی» رابطه‌ای معنی‌دار و منفی وجود دارد. به عبارت دیگر هر قدر تفاوت فوق الذکر افزایش یافته، بازده‌های غیر عادی کاهش یافته است؛ زیرا سرمایه‌گذاران سهم بیشتری از پایداری سود را مد نظر قرار داده‌اند. اما اگر این تفاوت کاهش یابد یعنی ســرمایه‌گذاران ســهم کمتری از پایداری ســود را مد نظر قرار داده‌اند و از کارایی بازار کاســـته شـــده و بازده های غیر عادی افزایش خواهد یافت. در این حالت سرمایه‌گذاران نسبت به اقلام تعهدی واکنش بیشتر از واقع نشان داده‌اند. یافته‌های حاصل از آزمون این فرضـــیه با پژوهش امیر و همکاران (۲۰۱۵) مطابقت ندارد لیکن با نظریه ثبات رفتاری مطابقت دارد. به نظر می رســـد باید مکانیســـم‌هایی برای آگاهی ســـرمایه‌گذاران در خصـــوص پایداری شـــرطی اقلام تعهدی طراحی و اجرا گردد تا آگاهی آنها افزایش یافته و به طور دقیق‌تری بتوانند نسبت به اقلام تعهدی و اتخاذ تصمیمات سرمایه‌گذاری اقدام نمایند.

پیشنهادات

۱. با توجه به نتایج حاصل از آزمون فرضیه اول و سوم پژوهش به بورس اوراق بهادار تهران پیشنهاد می‌گردد در دستورالعمل راهبری شرکتی یا سایر دستورالعمل‌های موجود، بندی در خصوص افشای اطلاعات تکمیلی صورت سود و زیان قرار داده تا شرکت‌ها موظف گردند شاخص‌هایی از جمله پایداری شرطی و غیرشرطی را محاسبه و به صورت ادواری ارائه نمایند. این موضوع موجب می‌شود سهامداران دچار کج‌قیمت‌گذاری نگردند.

۲. با توجه به نتایج حاصل از آزمون فرضیه دوم پژوهش به حسابرسان مستقل پیشنهاد می‌گردد در بندهای تأکید بر مطالب خاص در خصوص تداوم فعالیت شرکت با در نظر گرفتن پایداری شرطی و غیرشرطی سود، توضیحات کاملی ارائه نمایند تا سهامداران بتوانند قیمت‌گذاری دقیق‌تری از سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران داشته باشند.

۳. با توجه به نتایج حاصل از آزمون فرضیه دوم پژوهش به کمیته‌های حسابرسی داخلی پیشنهاد می‌گردد در رسیدگی‌های خود، زمان حسابرسی گزارشات مالی، پایداری شرطی و غیرشرطی را ارزیابی و با ارائه اطلاعات لازم از طریق گزارش کنترل‌های داخلی و یا به صورت گزارش جدا از طریق سامانه کدال، زمینه تصمیمات منطقی سهامداران در خصوص قیمت‌گذاری سهام را فراهم آورند.

منابع

برزیده، فرخ. حساس یگانه، یحیی. شهریاری، علیرضا. (۱۳۹۴). فرضیه ثبات کارکردی، تفکیک اقلام تعهدی و جریان‌های نقدی سود. *فصلنامه پژوهش‌های تجربی حسابداری*، شماره ۱۶: ۵۰-۳۳.

بزرگ اصل، موسی. صالح زاده، بیستون. (۱۳۹۴). رابطه توانایی مدیریت و پایداری سود با تاکید بر اجزای تعهدی و جریان های نقدی در شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. *دانش حسابرسی*، ۵۸ :۱۵۳-۱۶۹ .

بیات، مرتضی، زلقی، حسن، میرحسینی، ایرج. (۱۳۹۴). بررسی تأثیر پایداری سود بر ارتباط ارزشی اطلاعات حسابداری. فصلنامه علمی-پژوهشی بررسی‌های حسابداری وحسابرسی, ۲۲ (۱): ۵۸-۴۱.

جبالی، سمیرا. (۱۳۹۵). بررسی رابطه بین حکمیت شرکتی و پایداری سود در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس تهران. *فصلنامه مطالعات مدیریت و حسابداری*، ۱: ۸۴-۷۵ .

دستگیر، محسن. حیدری، سمانه. ترکی، لیلا. (۱۳۹۳). بررسی پایداری جزء نقدی نسبت به جزء تعهدی سود و نقش ویژگی‌های شرکت بر نابهنجاری اقلام تعهدی در صنایع فلزات اساسی. *فصلنامه پژوهش‌های حسابداری مالی*، ۴: ۲۲-۱.

رضایی، عماد. نادریان شاد، ایرج. (۱۳۹۵). بررسی رابطه بین مالیکیت نهادی و پایداری سود در شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. *مجله علمی تخصصی مدیریت اقتصاد و حسابداری*، ۱۹: ۱۴-۲۳ .

صالحی، اله کرم. بزرگمهریان، شاهرخ. امینی، امین. (۱۳۹۵). بررسی کیفیت تأثیر حسابرسی بر پایداری سود (مطالعه موردی: شرکت های درمانده مالی نسبت به دیگر شرکت های بورس اوراق بهادار تهران). *فصلنامه علمی پژوهشی دانش حسابداری و حسابرسی مدیریت*، ۲۰: ۶۸-۴۷ .

کاظمی، حسین. طرینی، مصطفی. (۱۳۹۰). رابطه تطابق درآمد و هزینه با نوسان پذیری و پایداری سود. *فصلنامه مطالعات حسابداری*، ۲۹: ۱۷۰-۱۵۵ .

مرشدزاده، مهناز، قربانی، محمود، شعبانی، کیوان. (۱۳۹۳). پایداری سود، شرایط اقتصادی و ارزش محتوایی اطلاعات حسابداری در بورس اوراق بهادار تهران. فصلنامه علمی پژوهشی حسابداری مدیریت. ۲۳: ۱۰۳-۸۵.

مشایخ، شهناز. رجبی، اعظم. (۱۳۹۱). پایداری شرطی و غیرشرطی نسبت بازده خالص دارایی‌های عملیاتی و اجزای دوپونت آن. *فصلنامه بررسی‌های حسابداری و حسابرسی*، شماره ۶۷: ۱۱۸-۱۰۵.

نیکومرام، هاشم. پازوکی، پریسا. (۱۳۹۴). پاداش مدیریت و پایداری سود. *فصلنامه علمی پژوهشی حسابداری مدیریت*، ۲۴: ۷۸-۶۱ .

Amir, E. , Kama, I. , & Levi, S. (2015). Conditional persistence of earnings components and accounting anomalies. *Journal of Business Finance & Accounting, ۴۲ (۷-۸)* , ۸۰۱-۸۲۵.

Amir, E. , Kama, I. , & Livnat, J. (2011). Conditional versus unconditional persistence of RNOA components: implications for valuation. *Review of Accounting Studies, ۱۶ (۲)* , ۳۰۲-۳۲۷.

Barzideh, Farrokh, Hassas Yeganeh, Yahya, Shahriari, Alireza. (۱۳۹۴). Functional stability hypothesis, breakdown of accruals and cash flows of profits. *Quarterly Journal of Experimental Accounting Research ۱۶*„ ۳۳-۵۰.. (In Persian)

Bayat, Morteza, Zelaghi, Hasan, Mirhosseini, Iraj. (۱۳۹۴). Investigating the effect of profit sustainability on the value communication of accounting information. *Quarterly journal of accounting and auditing, ۲۲ (۱)* , ۴۱-۵۸.. (In Persian)

Bozorg-Asl, Mosa, Salehzadeh, Bisotoun. (۱۳۹۴). The relationship between managerial ability and profitability stability with emphasis on accruals and cash flows in listed companies in Tehran Stock Exchange. *Audit Knowledge,* ۵۸،۱۵۳-۱۶۹.. (In Persian)

Chambers, D. J. , & Payne, J. L. (۲۰۰۸). Audit quality and the accrual anomaly.

Charitou and clubb and andreou (۲۰۰۱) , the effect of earning permanence, growth and firm size on the usefulness of cash flows and explaning security retuns: empirical evidence for the uk, *journal of business finance and accounting,* ۲۸, ۵۶۳-۵۹۴

Dastgir, Mohsen, Heydari, Samaneh, Torki, Layla. (۱۳۹۳). Investigation of the cash component's stability to the profitability component and the role of the company's features on the anomalies of accruals in the basic metals industry. *Financial Accounting Research Quarterly,* ۴, ۱-۲۲.. (In Persian)

Dechaw , M. Chaw. E. ((۲۰۰۸. The persistence and pricing of earning, accruals an cash flaw when have large book-tax differences. *The accounding review,* ۱۰،۱۳۷– ۱۶۶.

Jebali, Samira. (۱۳۹۵). Investigating the Relationship between Corporate Governance and Stability of Profit in Companies Accepted in Tehran Stock Exchange. *Quarterly Journal of Management and Accounting,* ۱: ۷۵-۸۴.. (In Persian)

Jegadeesh and livant. (۲۰۰۶). Revenue surprises and stock returns. *Journal of accounting and economics,* ۴۱, ۱۴۷-۱۷۴.

Jegadeesh, N. , & Livnat, J. (۲۰۰۶). Revenue surprises and stock returns. *Journal of Accounting and Economics, ۴۱ (۱) ,* .۱۴۷-۱۷۱

Kazemi, Hossein. Toreini, Mostafa. (۱۳۹۰). Relationship between income and expenses with volatility and profitability stability. *Quarterly journal of accounting studies,* ۲۹،۱۵۵-۱۷۰.. (In Persian)

Konstantinidi, Theodosia, Arthur Kraft, and Peter F. Pope. (۲۰۱۶). Asymmetric persistence and the market pricing of accruals and cash flows. *Abacus, ۵۲ (۱) ,* ۱۴۰-۱۶۵.

Mashayekhi, Shahnaz, Rajabi, Azam. (۱۳۹۱). Conditional and unconditional Persistence ratio of net operating assets and its dupont

components. *Quarterly Journal of Accounting and Auditing, ۶۷,* ۱۰۵-۱۱۸.. (In Persian)

Morshedzadeh, Mahnaz, Ghorbani, Mahmoud, Shabani, Keyvan. (۱۳۹۳). Stability of Profit, Economic Conditions and Content Value of Accounting Information in Tehran Stock Exchange. *Journal of Management Accounting.* ۲۳،۸۵-۱۰۳.. (In Persian)

Nikumaram, Hashem. Pazouki, Parisa. (۱۳۹۴). Management rewards and profitability Persistence. *Journal of Management Accounting, ۲۴,* ۷۸-۶۱.. (In Persian)

Rezaei, Emad. Naderian-Shad, Iraj. (۱۳۹۵). Investigating the Relationship between Institutional Mentality and Earning Stability in Companies Listed in Tehran Stock Exchange. *Journal of Management Economics and Accounting,* ۱۹،۱۴-۲۳.. (In Persian)

Richardson, Scott A. , Richard G. Sloan, Mark T. (۲۰۰۵). Accrual reliability, earnings persistence and stock prices. *Journal of accounting and economics, ۳۹ (۳)* , ۴۳۷-۴۸۵.

Salehi, Allah-Karam, Bozorgmehrian, Shahrokh, Amini, Amin. (۱۳۹۵). Investigating the quality of audit effectiveness on earnings Persistence (Case study: helpless companies compared to other Tehran Stock Exchange companies). *Journal of Accounting Accounting and Management Audit,* ۲۰, ۴۷-۶۸.. (In Persian)

Sloan, R. (۱۹۹۶). Do stock prices fully reflect information in accruals and cash flow about future earnings?. *The Accounting Review, ۷۱,* ۲۸۹-۳۱۵.

پژوهش‌های تجربی حسابداری

سال هفتم، شماره ۲۷، بهار ۱۳۹۷ صص ۱۲۹ - ۱۴۵

مدل‌سازی معادلات ساختاری جهت بررسی تأثیر راهبری شرکتی بر هزینه سرمایه سهام عادی: شواهدی از بورس اوراق بهادار تهران

حمید صالحی [*]، سید حسین سجادی [**]، ولی خدادادی [***]، عبدالرحمن راسخ [****]

تاریخ دریافت: ۹۵/۰۲/۱۱

تاریخ پذیرش: ۹۵/۰۵/۳۰

چکیده

هدف این پژوهش مدل‌سازی تأثیر راهبری شرکتی بر هزینه‌ی سرمایه سهام با استفاده از فن مدل‌سازی معادلات ساختاری است. این پژوهش از نوع پژوهش‌های کمی و از دسته علّی، ازلحاظ روش اجرا در زمره همبستگی و بر اساس هدف، از نوع کاربردی است. جامعه آماری پژوهش شامل آمار ۶۱ شرکت از شرکت‌های عضو بورس اوراق بهادار تهران طی دوره آماری ۱۳۹۳-۱۳۸۴ بوده که اعضای نمونه پژوهش با روش حذف سیستماتیک انتخاب شدند. برای تحلیل داده‌ها، از نرم‌افزار Smart PLS و از روش حداقل مربعات جزئی استفاده شده است. با توجه به مناسب بودن پایایی، روایی همگرا و روایی واگرای مدل‌های اندازه‌گیری و معنی‌دار بودن تمام مسیرهای مربوط به مدل ساختاری و برازش قوی مدل کلی بر اساس معیار نیکویی برازش، نتایج نشان داد که راهبری شرکتی هم به‌طور مستقیم و هم به‌طور غیرمستقیم و از مجرای متغیرهای میانجی کیفیت گزارشگری مالی و عملکرد مالی بر هزینه سرمایه سهام، تأثیر معنادار دارد، به‌طوری‌که تأثیر علّی غیرمستقیم قوی‌تر از تأثیر علّی مستقیم است.

واژه‌های کلیدی: مدل‌سازی معادلات ساختاری، راهبری شرکتی، هزینه سرمایه، کیفیت گزارشگری مالی.

طبقه‌بندی موضوعی: G14

DOI: 10.22051/jera.2017.9539.1247

[*] دکتری حسابداری، دانشکده اقتصاد و علوم اجتماعی، دانشگاه شهید چمران اهواز، نویسنده مسئول (hxsalehi@gmail.com).

[**] استاد حسابداری، دانشکده اقتصاد و علوم اجتماعی، دانشگاه شهید چمران اهواز (sajadi@scu.ac.ir).

[***] دانشیار حسابداری، دانشکده اقتصاد و علوم اجتماعی، دانشگاه شهید چمران اهواز (v_khodadadi@hotmail.com).

[****] استاد آمار، دانشکده آمار و ریاضی، دانشگاه شهید چمران اهواز (rasekh_a@scu.ac.ir).

مقدمه

هزینه‌ی سرمایه یکی از مفاهیم اساسی در حوزه ادبیات مالی است. کاربرد هزینه‌ی سرمایه در تصمیم‌های سرمایه‌گذاری، استفاده از آن به‌عنوان مبنایی برای ایجاد ساختار بهینه سرمایه و یا حرکت به سمت آن، استفاده از آن در اجاره‌های سرمایه‌ای، به‌کارگیری آن در اندازه‌گیری شاخص‌های عملکرد و استفاده از آن در تنزیل جریان‌های نقدی آینده برای تعیین ارزش شرکت، همه از مواردی هستند که می‌تواند در توصیف اهمیت هزینه‌ی سرمایه بیان شود (عثمانی، ۲۰۰۲).

تأثیر هر متغیری بر هزینه‌ی سرمایه سهام از مجرای تأثیر آن متغیر بر ریسک پیش روی سرمایه‌گذاران قابل‌تعریف و تبیین است. سرمایه‌گذاران با توجه به ریسک اطلاعاتی (بارون و همکاران، ۲۰۱۳)، ریسک نقد شوندگی (لمبرت و همکاران، ۲۰۱۱)، ریسک ورشکستگی (هاشم و سو، ۲۰۱۵)، ریسک جریان‌های نقد شرکت (لئوز و ویسوکی، ۲۰۰۶)، ریسک نوآوری (هاشم و سو، ۲۰۱۵)، ریسک نمایندگی (جنسن و مکلینگ، ۱۹۷۶) و ریسک سیستماتیک یا بتای پیش روی خود (لمبرت و همکاران، ۲۰۱۱)، بازده مورد انتظار خود را شکل می‌دهند؛ بنابراین، برای بررسی تأثیر هر عاملی بر هزینه‌ی سرمایه باید بررسی نمود که آیا آن عامل بر این ریسک‌ها تأثیر دارد یا خیر. تأثیر عوامل مختلف بر یک یا چند فقره از ریسک‌های مزبور، در قالب تغییر هزینه‌ی سرمایه خود را نشان می‌دهد.

پژوهش‌های تجربی اخیر در بازارهای مختلف بیانگر این است که افزون بر عوامل ریسکی سنتی نظیر اندازه شرکت، بتا، نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار، رشد سود و اهرم، عوامل دیگری نظیر راهبری شرکتی (بوزک و بوزک، ۲۰۱۱؛ ژو، ۲۰۱۴)، کیفیت گزارشگری مالی (آرمسترنگ و همکاران، ۲۰۱۱، بلومفیلد و فیشر، ۲۰۱۱) و عملکرد مالی (فالکندر و همکاران، ۲۰۰۶) نیز بر بازده سهام و درنتیجه بر هزینه‌ی سرمایه، تأثیر دارند؛ بنابراین، هزینه‌ی سرمایه افزون بر عوامل ریسکی نظری، به‌طور مستقیم و غیرمستقیم تحت تأثیر راهبری شرکتی است.

هدف راهبری شرکتی کاهش مشکلات نمایندگی از طریق افزایش نظارت بر اقدامات مدیر، محدود کردن رفتار فرصت‌طلبانه مدیران و کاهش ریسک اطلاعاتی تحمیلی بر سهامداران، است (آشبوغ و همکاران، ۲۰۰۴). طبق فرضیه نظارت فعال، راهبری شرکتی قوی موجبات نظارت فعال بر عملیات و مدیریت شرکت را فراهم می‌کند که این موضوع موجب کاهش

ریسک و درنتیجه، هزینه‌ی سرمایه شرکت می‌شود (حساس یگانه و همکاران، ۲۰۰۸). از دیدگاه نظری، راهبری شرکتی ضعیف موجب افزایش ریسک نمایندگی می‌شود. افزایش ریسک نمایندگی، عدم اطمینان جریان‌های نقدی آینده را افزایش می‌دهد (جنسن، ۱۹۸۶). افزایش ریسک جریان‌های نقدی آینده شرکت، موجب افزایش هزینه‌ی سرمایه شرکت می‌شود. در مقابل فرضیه نظارت فعال، حامیان فرضیه منافع شخصی معتقدند سرمایه‌گذاران نهادی بزرگ به اطلاعات محرمانه که جهت اهداف تجاری استخراج شده‌اند، دسترسی دارند. هر چه مالکیت متمرکز شود، احتمال دسترسی سهامداران بزرگ به اطلاعات محرمانه بیشتر می‌شود. در چنین شرایطی، عدم تقارن اطلاعاتی افزایش یافته و ریسک اطلاعاتی شرکت افزایش می‌یابد. بنابراین، فرضیه مزایای شخصی مدعی یک رابطه مثبت بین مالکیت متمرکز نهادی و ریسک شرکت و درنتیجه افزایش هزینه سرمایه است (کرمی، ۲۰۰۹).

کیفیت گزارشگری مالی و عملکرد مالی شرکت نیز بر هزینه‌ی سرمایه تأثیر دارد. افزایش کیفیت گزارشگری مالی و در پی آن افزایش کیفیت اطلاعات مالی، ریسک سیستماتیک (بتا) را کاهش می‌دهد (لمبرت و همکاران، ۲۰۱۱). افشای اطلاعات باکیفیت و دقیق از مجرای کاهش نا اطمینانی، هزینه‌ی سرمایه را کاهش می‌دهد (بلومفیلد و فیشر، ۲۰۱۱). افزون بر این، کیفیت بیشتر اطلاعات، ریسک نقد شوندگی سهام را کاهش می‌دهد که این موضوع منجر به کاهش هزینه‌ی سرمایه می‌شود (گائو، ۲۰۱۰). شرکت‌های سهامی که عملکرد مطلوبی را نشان می‌دهند، اطمینان تأمین‌کنندگان سرمایه خود را افزایش می‌دهند؛ بنابراین، سطح ریسک خود را در دیدگاه آن‌ها، پایین می‌آورند. درنتیجه‌ی این موضوع، شرکت عدم اطمینان سرمایه‌گذار را کاهش می‌دهد؛ بنابراین، از هزینه‌ی سرمایه پایین‌تر، بهره‌مند می‌شود (فالکندر و همکاران، ۲۰۰۶).

کیفیت گزارشگری مالی (خیاری و کارا، ۲۰۱۳) و عملکرد مالی شرکت (احمد و حمدان، ۲۰۱۵؛ خدادادی و تاکر، ۲۰۱۲)، خود تحت تأثیر راهبری شرکتی قرار دارند. در رابطه با نقش مالکان نهادی (به‌عنوان یکی از سازوکارهای نیرومند راهبری شرکتی) در بازار سرمایه، دو فرضیه به نام‌های فرضیه اثر سوداگری و فرضیه اثر پایش، وجود دارد. فرضیه اثر سوداگری بیان می‌کند که مالکان نهادی به‌عنوان معامله‌گر، نه به‌عنوان مالک، عمل می‌کنند (بدرینات و همکاران، ۱۹۸۹). فرضیه اثر پایش بیانگر این است که نهادها، مانع رفتار فرصت‌طلبانه مدیران می شوند (بوشی، ۱۹۹۸). از این منظر، سرمایه‌گذاران نهادی نقشی فعال در بهبود گزارش‌های

مالی و کیفیت گزارشگری مالی، دارند. از سوی دیگر، سرمایه‌گذاران نهادی بلندمدت به دلیل ارتباط نزدیک خود با بازار سرمایه و فعالیت نظارت، می‌توانند مسائل نمایندگی و عدم تقارن اطلاعات، یعنی مسائل ترغیب‌کننده عملکرد ضعیف و سرمایه‌گذاری کمتر را، کاهش دهند و بنابراین، عملکرد شرکت را بهبود ببخشند (الیاسانی و جیا، ۲۰۰۸). بر اساس مبانی نظری پیش‌گفته، راهبری شرکتی، افزون بر تأثیر مستقیم، به‌طور غیرمستقیم و از طریق تأثیر بر کیفیت گزارشگری مالی و عملکرد مالی شرکت نیز، بر هزینه‌ی سرمایه تأثیر می‌گذارند. تاکنون مدلی جامع که رابطه‌ی ساختاری بین متغیرهای مزبور را با یکدیگر و نیز رابطه‌ی این متغیرها با هزینه‌ی سرمایه را تبیین نماید، ارائه نشده است. بنابراین، توجه این تحقیق معطوف به این نکته شده است که آیا می‌توان برای بررسی هم‌زمان تأثیر برخی متغیرهای پیش‌گفته بر هزینه‌ی سرمایه، مدلی ارائه داد؟ پرسش دیگر پژوهش حاضر این است که علاوه بر تأثیر مستقیم راهبری شرکتی بر هزینه‌ی سرمایه که توسط مبانی نظری و ادبیات گذشته تأیید شده است، آیا این متغیر می‌تواند از مجرای محیط اطلاعاتی و محیط عملیاتی نیز بر هزینه‌ی سرمایه تأثیر بگذارند؟ به بیان بهتر، آیا تأثیر راهبری شرکتی بر هزینه‌ی سرمایه تأثیر مستقیم و بی‌واسطه است، یا از مجرای محیط اطلاعاتی و محیط عملیاتی بنگاه اقتصادی، تأثیر غیرمستقیم نیز دارند؟

پیشینه پژوهش

بوزک و بوزک (۲۰۱۱) در مطالعه‌ی خود نشان دادند هزینه‌ی سرمایه با افزایش کیفیت راهبری شرکتی، کاهش می‌یابد. ژو (۲۰۱۴) به این نتیجه دست یافت راهبری شرکتی قوی، رابطه منفی و معنادار با هزینه‌ی سرمایه دارد. باتاچارا و همکاران (۲۰۱۲) به این نتیجه دست یافتند کیفیت سود هم به‌طور مستقیم و هم به‌طور غیرمستقیم و از مجراهای عدم تقارن اطلاعاتی و بتا، بر هزینه‌ی سرمایه تأثیر معنی‌دار می‌گذارد، به‌گونه‌ای که تأثیر مستقیم قوی‌تر است. فالکندر و همکاران (۲۰۰۶) نشان دادند شرکت‌های سهامی که عملکرد مطلوبی را نشان می‌دهند، از هزینه‌ی سرمایه پایین‌تر، بهره‌مند می‌شوند. جان استون (۲۰۱۶) دریافت گزارشگری مالی بهتر موجب می‌شود سرمایه‌گذاران در پیش‌بینی جریانات نقد آینده مطمئن‌تر رفتار کنند و درنتیجه ریسک مورد انتظار آنان کاهش یابد. کاهش ریسک مزبور موجب کاهش بازده مورد انتظار آنان و هزینه‌ی سرمایه شرکت می‌شود. ستایش و همکاران (۲۰۱۳) دریافتند که

عدم تقارن اطلاعاتی می‌تواند منجر به کاهش نقد شوندگی سهام و افزایش هزینه معاملات شود و این مسئله افزایش هزینه سرمایه شرکت‌ها را به دنبال دارد .بولو و رحمانی مهر (۲۰۱۳) دریافتند که سرمایه‌گذاران در بورس اوراق بهادار تهران نسبت به شفافیت سود شرکت‌ها واکنش نشان می‌دهند و هزینه حقوق صاحبان سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران تحت تأثیر شفافیت سود قرار می‌گیرد. به‌عبارت‌دیگر شرکت‌هایی که از سود شفاف‌تری برخوردار هستند، هزینه حقوق صاحبان سهام کمتری را تجربه خواهند کرد.

تاکنون پژوهشی که تأثیر راهبری شرکتی بر هزینه سرمایه سهام را از مجرای کیفیت گزارشگری مالی و عملکرد مالی، بررسی نماید انجام نشده است؛ بنابراین، هدف این پژوهش بررسی تأثیر راهبری شرکتی بر هزینه سرمایه سهام از مجرای کیفیت گزارشگری مالی و عملکرد مالی است.

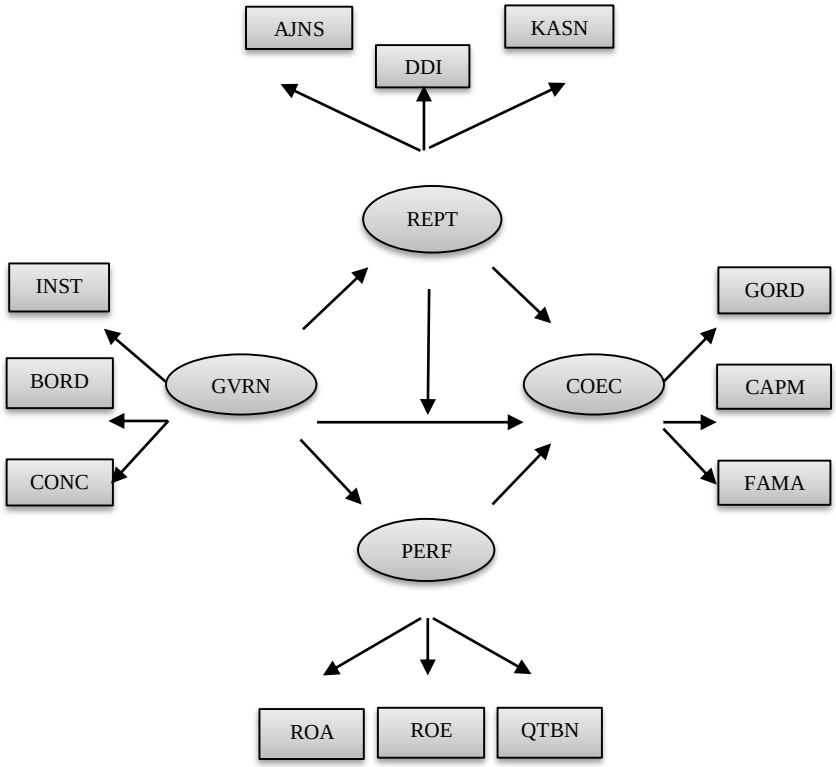
در مدل مفهومی نمودار (۱)، در این پژوهش ۴ متغیر پنهان (یک متغیر وابسته یا درون‌زا، یک متغیر مستقل یا برون‌زا و دو متغیر میانجی)، وجود دارد. برای هرکدام از این متغیرهای پنهان، سه شاخص اندازه‌گیری در نظر گرفته شده است. نگاره (۱) متغیرهای پنهان و شاخص‌های اندازه‌گیری آن‌ها را ارائه می‌دهد. افزون بر این، در نگاره (۱) علامت اختصاری متغیرهای پنهان و مدل‌های اندازه‌گیری مربوط نیز در پرانتز آمده است.

نگاره (۱). متغیرهای مکنون و شاخص‌های اندازه‌گیری آن‌ها

متغیر پنهان	مدل‌های اندازه‌گیری
هزینه‌ی سرمایه (COEC)	مدل گوردون (GORD) (جان استون، ۲۰۱۶): $COEC = \frac{D_1}{P_0} + g$ مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای (CAPM) (جان استون، ۲۰۱۶): $COEC_j = K_f + (K_m - K_f) * \beta_j$ مدل سه عاملی فاما و فرنچ (FAMA) (فاما و فرنچ، ۱۹۹۳): $COEC = R_f + \beta_3(K_m - R_f) + b_s \times SMB + b_v \times HML + \alpha$
	کیفیت اقلام تعهدی محاسبه‌شده با استفاده از: مدل دیچو و دیچی (DDI) (فرانسیس و همکاران، ۲۰۰۵): $DA_{i,t} = \frac{TA_{i,t}}{A_{i,t-1}} - \alpha_1\left(\frac{1}{A_{i,t-1}}\right) + \alpha_2\left(\frac{\Delta REV_{i,t} - \Delta REC_{i,t}}{A_{i,t-1}}\right) + \alpha_3\left(\frac{PPE_{i,t}}{A_{i,t-1}}\right) + \varepsilon_{i,t}$ مدل جونز تعدیل‌شده (AJNS) (فرانسیس و همکاران، ۲۰۰۵):

متغیر پنهان	مدل‌های اندازه‌گیری
کیفیت گزارشگری مالی (REPT)	$\frac{TAC_{i,t}}{A_{i,t-1}} = \alpha_0 + \alpha_1\left(\frac{CFO_{i,t-1}}{A_{i,t-1}}\right) + \alpha_2\left(\frac{CFO_{i,t}}{A_{i,t-1}}\right) + \alpha_3\left(\frac{CFO_{i,t+1}}{A_{i,t-1}}\right) + \alpha_4\left(\frac{\Delta REV_{i,t}}{A_{i,t-1}}\right) + \alpha_5\left(\frac{PPE_{i,t}}{A_{i,t-1}}\right) + \varepsilon_{i,t}$ مدل کازنیک (KASN) (کازنیک، ۱۹۹۹): $\frac{TAC_{i,t}}{A_{i,t-1}} = \alpha_1\left(\frac{1}{A_{i,t-1}}\right) + \alpha_2\left(\frac{\Delta REV_{i,t} - \Delta REC_{i,t}}{A_{i,t-1}}\right) + \alpha_3\left(\frac{PPE_{i,t}}{A_{i,t-1}}\right) + \alpha_4\left(\frac{CFO_{i,t}}{A_{i,t-1}}\right) + \varepsilon_{i,t}$
عملکرد مالی (PERF)	نرخ بازده دارایی‌ها (ROA) (آکینز و همکاران، ۲۰۱۲): نرخ بازده حقوق صاحبان سهام (ROE) (آکینز و همکاران، ۲۰۱۲): Q توبین (QTBN) (آکینز و همکاران، ۲۰۱۲): $Q = \frac{(MVE + DEBT)}{TA}$
راهبری شرکتی (GVRN)	درصد مالکیت نهادی (INST) (چونگ و ایسیمویا، ۲۰۰۷): از تقسیم درصد سهام تجمعی شرکت i، نگهداری شده توسط نهادهای سرمایه‌گذاری عمده، به کل سهام منتشره شرکت i در سال t، به دست می‌آید. درصد اعضای غیرموظف هیئت‌مدیره (BORD) (چونگ و ایسیمویا، ۲۰۰۷): درصد اعضای غیرموظف یا مستقل هیئت‌مدیره از تقسیم تعداد مدیران غیرموظف، به کل اعضای هیئت‌مدیره شرکت i در سال t، به دست می‌آید. درصد تمرکز مالکیت (CONC) (چونگ و ایسیمویا، ۲۰۰۷): در این تحقیق درصد تملک سهامدارانی که حداقل ۵ درصد سهام شرکت را در اختیار دارند، به‌عنوان متغیر تمرکز مالکیت، در نظر گرفته شده است.

مدل پژوهش بر اساس علائم اختصاری نگاره (۱)، به شرح نمودار (۱)، است.



نمودار (۱). مدل پژوهش

روش تحقیق

این پژوهش از نوع پژوهش‌های کمی و از جنس علّی یا پس‌رویدادی، ازلحاظ روش اجرا در زمره توصیفی- همبستگی و بر اساس هدف، از نوع کاربردی است. در این پژوهش برای گردآوری داده‌ها، از روش تحلیل داده‌های ثانویه استفاده شده است. برای تحلیل داده‌ها طی دوره پژوهش (۱۳۹۳-۱۳۸۴)، متغیرهای پژوهش با استفاده از نرم‌افزارهای Excel و SPSS از روی داده‌های خام، آماده و سپس توسط نرم‌افزار Smart PLS تحلیل نهایی انجام شده است. لازم به ذکر است که از نرم‌افزار Excel برای آماده‌سازی داده‌های خام و از نرم‌افزار SPSS برای تحلیل داده‌های ثانویه و برآورد مدل‌های اندازه‌گیری هر متغیر پنهان استفاده شده است. برای تحلیل مدل‌ها، از روش حداقل مربعات جزئی (PLS) که از دو بخش ساختاری و اندازه‌گیری تشکیل شده، استفاده شده است (سید عباس زاده و همکاران، ۲۰۱۲).

جامعه آماری پژوهش، شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران بوده است. در این پژوهش روش نمونه‌گیری، روش غربالگری یا حذف سیستماتیک است. به این صورت که شرکت‌هایی که (۱) سال مالی آن‌ها منتهی به پایان اسفندماه هرسال باشد و طی دوره زمانی پژوهش، تغییر فعالیت یا تغییر سال مالی، نداده باشد، (۲) تولیدی باشد و جزء بانک‌ها و مؤسسات مالی (شرکت‌های سرمایه‌گذاری، واسطه‌گران مالی، شرکت‌های هلدینگ و لیزینگ‌ها) نباشند، (۳) اطلاعات موردنیاز آن‌ها، در دسترس و موجود باشد، (۴) سهام آن‌ها در سال حداقل یک‌بار در بورس معامله شده باشد و تا پایان دوره (۱۳۹۳) جزء شرکت‌های باقی‌مانده در بورس، باشند و (۵) قبل از سال مالی ۱۳۸۴ در بورس، پذیرفته شده باشند، به‌عنوان نمونه موردبررسی، انتخاب و دیگر شرکت‌های بورسی فاقد شرایط مزبور، حذف شده و مورد بررسی قرار نمی‌گیرند. لازم به ذکر است که بر اساس معیارهای پنج‌گانه، تعداد ۶۱ شرکت شناسایی شدند.

تحلیل اطلاعات و بحث در یافته‌های پژوهش

آمار توصیفی

آمار توصیفی مربوط به مدل اندازه‌گیری متغیرهای پژوهش در نگاره (۲) آمده است.

نگاره (۲). آمار توصیفی مربوط به مدل اندازه‌گیری متغیرهای پژوهش

متغیر پنهان	شاخص اندازه‌گیری	میانگین	میانه	بیشینه	کمینه	انحراف معیار	ضریب تغییرات
COEC	GORD	۰/۸۴۷۶	۰/۸۸۳۴	۳/۵۲۹۵	−۱/۴۹۲۸	۰/۷۷۵۸	۰/۹۱۵۳
	CAPM	۰/۰۶۸۴	۰/۰۸۴۳	۲/۰۴۷۸	−۰/۹۷۳۵	۰/۱۹۰۷	۲/۷۸۹۰
	FAMA	۲/۱۸۴۰	۲/۲۳۸۰	۳/۱۲۵۴	۰/۷۱۳۳	۰/۷۱۵۲	۰/۳۲۷۵
GVRN	INST	۰/۴۹۶۰	۰/۵۱۰۰	۰/۹۵۰۰	۰/۰۰۴۰	۰/۱۸۹۵	۰/۳۸۲۰
	BORD	۰/۶۲۴۵	۰/۶۰۰۰	۱/۰۰۰	۰/۱۴۰۰	۰/۱۹۴۲	۰/۳۱۱۰
	CONC	۰/۷۱۲۰	۰/۷۵۵۲	۱/۰۰۰	۰/۰۲۱۸	۰/۱۷۲۰	۰/۲۴۱۶
PERF	ROA	۰/۱۷۶۶	۰/۱۵۳۱	۰/۸۸۹۷	−۰/۲۳۰۳	۰/۱۴۶۷	۰/۸۳۰۴
	ROE	۰/۳۸۱۷	۰/۳۶۰۶	۴/۱۸۳۷	−۳/۴۴۵۰	۰/۴۳۹۵	۱/۱۵۱۲
	QTBN	۱/۵۵۱۴	۱/۳۴۳۷	۶/۴۵۶۶	۰/۴۸۹۹	۰/۶۸۴۸	۰/۴۴۱۴
REPT	AJNS	۲/۵۳۵۵	۲/۵۳۵۳	۵/۲۲۷۸	۰/۲۳۱۴	۰/۷۵۰۲	۰/۲۹۵۹
	DDI	۲/۸۷۵۲	۱/۵۱۲۳	۹/۰۴۶۷	−۸/۱۰۰۶	۱/۵۳۵۶	۰/۵۳۴۱
	KASN	۰/۶۷۹۳	۰/۴۸۹۲	۱۲/۸۶۵۶	−۱۶/۴۳۲۵	۲/۳۲۱۰	۳/۴۱۶۷

برازش مدل‌های اندازه‌گیری

مقدار ملاک برای مناسب بودن ضرایب بارهای عاملی ۰/۴ است (سید عباس زاده و همکاران، ۲۰۱۲). بر اساس نگاره (۳)، شاخص‌های اندازه‌گیری مربوط به هر سازه بر اساس بارهای عاملی مربوط، به‌غیراز شاخص درصد مدیران غیرموظف که یکی از سه مدل اندازه‌گیری حاکمیت شرکتی است، بقیه دارای پایایی لازم هستند.

نگاره (۳). بارهای عاملی مربوط به مدل‌های اندازه‌گیری

ردیف	شاخص-سازه	بار عاملی >۰/۴	ردیف	شاخص-سازه	بار عاملی >۰/۴
۱	BORD-GVRN	۰/۱۴۳	۷	ROA- PERF	۰/۹۷۲
۲	CONC-GVRN	۰/۹۵۶	۸	ROE- PERF	۰/۸۲۹
۳	INST-GVRN	۰/۹۴۶	۹	QTBN- PERF	۰/۹۴۴
۴	AJNS-REPT	۰/۸۹۲	۱۰	GORD- COEC	۰/۹۳۷
۵	CASN- REPT	۰/۵۸۸	۱۱	CAPM- COEC	۰/۸۷۲
۶	DDI- REPT	۰/۵۵۱	۱۲	FAMA- COEC	۰/۴۱۸

نگاره (۴). ضریب پایایی ترکیبی متغیرهای پنهان

عنوان در مدل	ضریب پایایی ترکیبی (ρ >0. 7)	میانگین واریانس استخراجی (AVE >0. 5)	میانگین اشتراک
هزینه سرمایه سهام (COEC)	۰/۸۱	۰/۶۰۴	۰/۶۰۴
کیفیت گزارشگری (REPT)	۰/۷۳	۰/۴۸۲	۰/۴۸۲
عملکرد مالی (PERF)	۰/۹۴	۰/۸۴۱	۰/۸۴۱
راهبری شرکتی (GVRN)	۰/۹۵	۰/۹۰۴	۰/۹۰۴

مطابق با الگوریتم تحلیل داده‌ها درروش حداقل مربعات جزئی، ضریب پایایی ترکیبی درصورتی‌که بالاتر از ۰/۷ باشد، نشان از پایایی مناسب مدل دارد و مقدار مناسب برای میانگین واریانس استخراجی (AVE)، ۰/۵ به بالا ست (سید عباس زاده و همکاران، ۲۰۱۲). بر اساس معیار ضریب پایایی ترکیبی موجود در نگاره (۴)، تمام متغیرهای ساختاری پژوهش از پایایی لازم برخوردار هستند. افزون بر این، بر اساس معیار میانگین واریانس استخراجی که در نگاره (۴) آمده است، متغیرهای ساختاری پژوهش از روایی همگرای لازم برخوردار هستند.

در نگاره (۵) مشاهده می‌شود که همبستگی بین شاخص‌های سازه با آن سازه بیشتر از همبستگی بین شاخص‌های آن سازه با سازه‌های دیگر است. این موضوع نشان می‌دهد که مدل از روایی واگرای مناسبی برخوردار است.

نگاره (۵). بارهای عاملی شاخص‌های سازه‌های پژوهش برای بررسی روایی واگرا

متغیرها	هزینه سرمایه سهام	کیفیت گزارشگری مالی	عملکرد مالی	راهبری شرکتی
مدل گوردن	۰/۹۳۷	۰/۷۷۱	۰/۸۰۷	۰/۷۷۱
مدل CAPM	۰/۸۷۲	۰/۵۸۲	۰/۵۷۹	۰/۵۴۹
مدل فاما و فرنچ	۰/۴۱۸	۰/۲۶۳	۰/۲۵۰	۰/۲۲۴
مدل جونز تعدیل‌شده	۰/۷۶۶	۰/۸۹۲	۰/۶۲۳	۰/۷۰۲
مدل کازنیک	۰/۳۳۰	۰/۵۸۸	۰/۳۷۴	۰/۲۴۸
شاخص دیچو و دیچو	۰/۳۱۲	۰/۵۵۱	۰/۳۶۴	۰/۲۹۰
نرخ بازده دارایی‌ها	۰/۸۱۳	۰/۷۲۱	۰/۹۷۲	۰/۶۹۴
نرخ بازده حقوق صاحبان سهام	۰/۴۷۵	۰/۴۳۸	۰/۸۲۹	۰/۴۴۵
Q توبین	۰/۷۵۷	۰/۶۵۸	۰/۹۴۴	۰/۶۴۹
درصد تمرکز مالکیت	۰/۷۳۲	۰/۶۸۳	۰/۶۵۲	۰/۹۵۶
درصد سهامداران نهادی	۰/۶۴۹	۰/۵۸۸	۰/۶۱۳	۰/۹۴۵

برازش مدل ساختاری

بخش مدل ساختاری برخلاف مدل‌های اندازه‌گیری، به متغیرهای آشکار، کاری ندارد و تنها متغیرهای پنهان و روابط میان آن‌ها بررسی می‌شود. برازش مدل ساختاری با استفاده از ضرایب معناداری z به این صورت است که مقادیر بیشتر از ۱/۹۶ در سطح اطمینان ۹۵٪ معنی‌دار است. همان‌گونه که از نگاره (۶) مشخص است، تمام مسیرهای مدل، معنادار و مدل ساختاری مناسب است.

نگاره (۶). ضرایب مسیر و سطح معنی‌داری متغیرهای مدل پژوهش

مسیر	ضریب مسیر	آماره t	معناداری در سطح ۹۵٪
GVRN→REPT	۰/۶۷۰	۱۴/۳۹۵	معنادار
GVRN→PERF	۰/۳۷۹	۴/۵۳۴	معنادار
GVRN→COEC	۰/۲۶۷	۳/۰۹۱	معنادار
REPT→PERF	۰/۴۲۶	۴/۸۱۹	معنادار
REPT→COEC	۰/۳۱۶	۴/۴۱۱	معنادار
PERF→COEC	۰/۳۷۵	۴/۱۴۰	معنادار

ضرایب R^2 مربوط به متغیرهای درون‌زای (وابسته) مدل است. معیار R^2 نشان از میزان تأثیر یک متغیر برون‌زا بر یک متغیر درون‌زای دیگر، دارد. سه مقدار ۰/۱۹؛ ۰/۳۳ و ۰/۶۷ به‌عنوان مقدار ملاک برای مقادیر ضعیف، متوسط و قوی R^2 در نظر گرفته می‌شود (سبحانی فرد و اخوان خرازیان، ۲۰۱۲). مطابق با نگاره (۷)، مقدار R^2 برای سازه‌های درون‌زای مدل، مناسب بودن برازش مدل ساختاری را تأیید می‌کند.

نگاره (۷). مقدار R^2 و Q^2 متغیرهای درون‌زای مدل

متغیر درون‌زا	R^2>۰/۳۳	Q^2>۰/۳۵
COEC	۰/۷۱۹	۰/۴۰۷
PERF	۰/۵۴۲	۰/۴۲۶
REPT	۰/۴۵۰	۰/۲۰۲

معیار Q^2 قدرت پیش‌بینی مدل را مشخص می‌کند و درصورتی‌که مقدار آن در مورد یک سازه‌ی درون‌زا سه مقدار ۰/۰۲؛ ۰/۱۵ و ۰/۳۵ باشد، به ترتیب نشان از قدرت پیش‌بینی ضعیف، متوسط و قوی سازه یا سازه‌های مربوط به آن را دارد (سبحانی فرد و اخوان خرازیان، ۲۰۱۲). با توجه به مقدار Q^2 هر سه سازه درون‌زا در نگاره (۷)، نشان از قدرت قوی مدل برای هزینه سرمایه و عملکرد مالی و قدرت متوسط برای کیفیت گزارشگری مالی دارد و درمجموع برازش مناسب مدل ساختاری پژوهش را بار دیگر تأیید می‌کند.

برازش مدل کلی

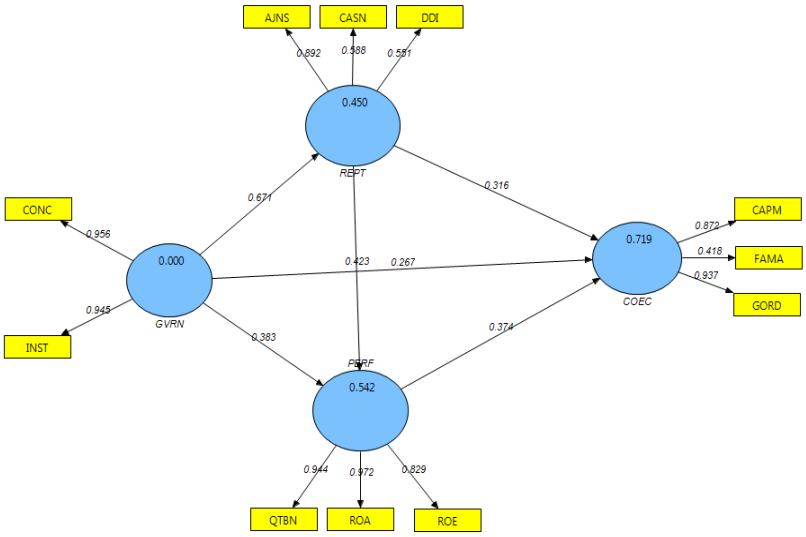
مدل کلی شامل هر دو بخش مدل اندازه‌گیری و ساختاری می‌شود و با تأیید برازش آن، بررسی برازش در یک مدل، کامل می‌شود. برای بررسی برازش مدل کلی، از معیار نیکویی برازش (GOF)، استفاده می‌شود:

$$GOF = \sqrt{\overline{Communalities} \times \overline{R^2}} = \sqrt{.708 \times .570} = .6356$$

مقدار $\overline{Communalities}$ از میانگین مقادیر اشتراکی متغیرهای پنهان به دست می‌آید (رجوع به نگاره (۴)). با توجه به سه مقدار ۰/۰۱؛ ۰/۲۵ و ۰/۳۶ به‌عنوان مقادیر ضعیف، متوسط و قوی برای GOF (سید عباس زاده و همکاران، ۲۰۱۲)، مقدار ۰/۶۳۵۶ برای GOF نشان‌دهنده برازش کلی قوی مدل در پژوهش حاضر است.

آزمون فرضیه مربوط به مدل معادلات ساختاری تحقیق

با توجه به بار عاملی مدل‌های اندازه‌گیری که در نگاره (۳) آمده است، به‌جز شاخص درصد مدیران غیرموظف، بقیه شاخص‌ها معیار مناسبی برای سنجش متغیر پنهان مربوطه محسوب می‌شوند. افزون بر این، ضرایب مسیر در نگاره (۶) نشان می‌دهد ضرایب معناداری تمامی مسیرها، بیشتر از ۱/۹۶ است که این مطلب حکایت از معنی‌دار بودن تأثیر مستقیم و غیرمستقیم راهبری شرکتی (از طریق متغیرهای میانجی عملکرد مالی و کیفیت گزارشگری مالی)، بر هزینه سرمایه دارد. لازم به ذکر است که راهبری شرکتی به میزان ۲۶/۷٪ از تغییرات متغیر هزینه سرمایه را به‌طور مستقیم (بدون متغیر میانجی) تبیین می‌کند که با توجه به آماره t مربوط، این تأثیر راهبری شرکتی معنادار است؛ درحالی‌که راهبری شرکتی به‌طور غیرمستقیم و از طریق متغیر میانجی کیفیت گزارشگری مالی به میزان ۳۱/۸٪ { (۰/۳۷۴×۰/۴۲۳×۰/۶۷۱) + (۰/۳۱۶ × ۰/۶۷۱) } و از طریق متغیر میانجی عملکرد مالی، به میزان ۱۴/۳٪ (۰/۳۷۴ × ۰/۳۸۳) بر متغیر هزینه سرمایه تأثیر دارد. بنابراین، تأثیر غیرمستقیم راهبری شرکتی (۴۶٪/۱) بر هزینه سرمایه، بیشتر از تأثیر مستقیم (۲۶٪/۷) آن است. نمودار (۲) مدل نهایی معادلات ساختاری پژوهش را نشان می‌دهد.



نمودار (۲). مدل معادلات ساختاری نهایی پژوهش

تعیین شدت تأثیر میانجی

برای تعیین شـــدت تأثیر متغیر میانجی، افزون بر موارد ذکرشـــده، از آماره‌ای به نام VAF اســـتفاده می‌شـــود که مقداری بین ۰ و ۱ را اختیار می‌کند و هر چه این مقدار به ۱ نزدیک‌تر باشـد، نشـان از قوی‌تر بودن تأثیر متغیر میانجی دارد. درواقع، این مقدار، نسـبت اثر غیرمسـتقیم براثر کل را می‌سـنجد (سـبحانی فرد و اخوان خرازیان، ۲۰۱۲). مقدار VAF برای مسـیرهای مختلف مدل به شرح نگاره (۸) است.

نگاره (۸). مقدار VAF مسیرهای مدل

مسیر	VAF	میزان تأثیر غیرمستقیم
مسیر اول: مسیر راهبری شرکتی، عملکرد مالی و هزینه سرمایه	۰/۳۴۹	۳۴/۹٪ از اثر راهبری شرکتی بر هزینه سرمایه از طریق غیرمستقیم توسط متغیر میانجی عملکرد مالی تبیین می‌شود.
مسیر دوم: مسیر راهبری شرکتی، کیفیت گزارشگری مالی و هزینه سرمایه	۰/۴۴۲	۴۴/۲٪ از اثر راهبری شرکتی بر هزینه سرمایه از طریق غیرمستقیم توسط متغیر میانجی کیفیت گزارشگری مالی تبیین می‌شود
مسیر سوم: مسیر راهبری شرکتی، کیفیت گزارشگری مالی، عملکرد مالی و هزینه سرمایه	۰/۲۸۴	۲۸/۴٪ از اثر راهبری شرکتی بر هزینه سرمایه از طریق غیرمستقیم توسط متغیر میانجی کیفیت گزارشگری مالی- عملکرد مالی تبیین می‌شود

نتیجه‌گیری و ارائه پیشنهادها

هدف از این پژوهش، مدل‌سـازی سـاختاری برای مطالعه‌ی تأثیر راهبری شـرکتی بر هزینه سرمایه سهام عادی و آزمون مدل حاصله است.

با توجه به معنادار بودن تمام مسیرهای ترسیم‌شده بین متغیرهای تحقیق، می‌توان نتیجه گرفت که مدل ارائه شده برای بررسی تأثیر مستقیم و غیرمستقیم راهبری شرکتی بر هزینه‌ی سرمایه سـهام به‌خوبی می‌تواند روابط بین متغیرها را در شـرکت‌های نمونه عضـو بورس اوراق بهادار تهران، تبیین کند. به‌بیان‌دیگر، با توجه به آزمون‌های مختلف انجام‌گرفته و قوی بودن مدل حاصله، پژوهش حاضر به این نتیجه رسید که بررسی تأثیر مستقیم و غیرمستقیم راهبری شرکتی بر هزینه سـرمایه سـهام در قالب یک مدل معادلات سـاختاری قابل تبیین اسـت. متغیر راهبری شرکتی هم به‌طور مستقیم و هم غیرمستقیم و از مجرای متغیرهای میانجی موجود در مدل، تأثیر خود را بر ریسک‌های تعیین‌کننده‌ی هزینه سرمایه، اعمال کرده است.

با توجه به مدل معادلات ساختاری حاصله و نتیجه تحقیق، برای کنترل و مدیریت هزینه سرمایه واحدهای اقتصادی و پایش عوامل مؤثر بر آن (ازجمله راهبری شرکتی)، توصیه می‌شود، تأثیر راهبری شرکتی بر هزینه سرمایه در قالب یک الگوی جامع موردتوجه قرار گیرد. بررسی جداگانه تأثیر راهبری شرکتی بر هزینه سرمایه نمی‌تواند مدیریت را در امر کنترل مطلوب هزینه سرمایه، یاری نماید؛ بنابراین پیشنهاد می‌شود شرکت‌های عضو بورس اوراق بهادار تهران با ارتقای نظام راهبری شرکتی از طرفی زمینه لازم را برای ارتقای کیفیت گزارشگری مالی و عملکرد مالی شرکت فراهم آورند و از طرف دیگر موجبات کاهش هزینه سرمایه را مهیا سازند. همچنین، پیشنهاد می‌شود که در تحقیقات آینده، نخست مدل‌های اندازه‌گیری دیگری را برای اندازه‌گیری متغیر های پنهان مدل تعریف کرد و افزون بر این، متغیرهای دیگری که حامل ریسک‌های تعیین‌کننده هزینه سرمایه است، به میانجی‌های مدل افزود.

منابع

حساس یگانه، یحیی؛ شهریاری، علی رضا. (۱۳۸۹). بررسی رابطه بین تمرکز مالکیت و محافظه‌کاری در بورس اوراق بهادار تهران. *پژوهش‌های حسابداری مالی، شماره ۴*، ۷۷-۹۴.

حساس یگانه، یحیی؛ مرادی، محمد؛ اسکندری، هدی .(۱۳۸۷). بررسی رابطه‌ی بین سرمایه‌گذاران نهادی و ارزش شرکت. *بررسی‌های حسابداری و حسابرسی، دوره ۱۵، شماره ۵۲*، صفحه ۱۰۷ تا ۱۲۲.

خدادادی، ولی؛ تاکر، رضا. (۱۳۹۱). تأثیر ساختار حاکمیت شرکتی بر عملکرد مالی و ارزش شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران. *تحقیقات حسابداری و حسابرسی، سال چهارم، شماره ۱۵*، صفحه ۱۰۱-۸۸.

ستایش، محمدحسین؛ کاظم نژاد، مصطفی؛ ذوالفقاری، مهدی. (۱۳۹۰). بررسی تأثیر کیفیت افشا بر نقد شوندگی سهام و هزینه‌ی سرمایه شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران. *مجله پژوهش‌های حسابداری مالی. سال سوم، شماره سوم، شماره پیاپی ۹*، صفحه ۵۵-۷۴.

سید عباس زاده، میرمحمد؛ امانی، جواد؛ خضری، آذر؛ پاشوی، قاسم. (۱۳۹۱). *مقدمه‌ای بر مدل یابی معادلات ساختاری به روش PLS و کاربردهای آن در علوم رفتاری*، انتشارات دانشگاه ارومیه.

کردستانی، غلامرضا؛ حدادی، مجید. (۱۳۸۸). بررسی رابطه بین محافظه‌کاری در حسابداری و هزینه‌ی سرمایه. *پژوهشنامه حسابداری مالی و حسابرسی، دوره اول، شماره۳*، ۲۳-۵۰.

کردستانی، غلامرضا؛ مجدی، ضیاء الدین. (۱۳۸۶). بررسی رابطه بین ویژگی‌های کیفی سود و هزینه سهام عادی. *بررسی‌های حسابداری و حسابرسی، دوره ۱۴، شماره ۴۸*، ۸۵-۱۰۴.

Ahmed, S. & Hamdan, A. (2015). The Impact of Corporate Governance on Firm Performance: Evidence from Bahrain Bourse. *International Management Review, 11 (2)* , 21-37.

Akins, B. , Jeffrey, N. , & Rodrigo, S. V. (2012). Investor Competition over Information and the Pricing of Information Asymmetry. *The Accounting Review, 87 (1)* , 35-58.

Armstrong, C. , Core, J. , Taylor, D. , & Verrecchia, R. (2011). When does information asymmetry affect the cost of capital? *Journal of Accounting Research. 49 (2)* , 1-40.

Ashbaugh, H. , Collins, D. W. , & Lafond, R. (2004). Corporate Governance and Cost of Equity Capital. *Available at http: //papers. ssrn. com/sol3/papers.*

Badrinath, S. G. , Gay, G. & Kale, J. (1989). Patterns of Institutional Investments, Prudence, and Managerial Safety Net Hypothesis. *Journal of Risk and Insurance, 56 (4)* , 605-629.

Barron, O. , Sheng, X. , & Thevenot, M. (2013). The information environment and cost of capital. *Available at: http: //gwu. edu/.*

Bhattacharya, N. , Ecker, F. , Olsson, P. , & Schipper, K. (2012). Direct and Mediated Association among Earnings Quality, Information Asymmetry and Cost of Equity. *The Accounting Review, 87 (2)* , 449-482.

Bloomfield, R. , & Fischer, P. (2011). Disagreement and Cost of Capital. *Journal of Accounting Research, 49 (1)* , 41-68.

Blue, G. , Rahmani Mehr, M. (2013). Cost of Equity and Earnings Transparency. *Journal of Empirical Research in Accounting. 2 (4)* , 59-80. In Persian.

Bozec, Y. , & Bozec, R. (2011). Corporate Governance Quality and the Cost of Capital. *International Journal of Corporate Governance, 2 (3)* , 217- 236.

Bushee, B. (1998). The Influence of Institutional Investor on Myopic R&D Investments Behavior. *The Accounting Review, 73 (3)* , 305-333.

Chong, P. , S. , & Isimoya, E. (2007). Disclosure of Governance Information by Small and Medium-Sized Companies. *Corporate Governance, 7 (5)* , 635-648.

Elyasiani, E. , & Jia, J. (2008). Institutional Ownership Stability and BHC Performance. *Journal of Banking & Finance, 32 (9)* , 1767-1781.

Fama, E. , French, K. (1993). Common Risk Factors in the Returns on Stocks and Bonds". *Journal of Financial Economics, 33 (3)* , 3 – 56.

Faulkender, M. , Milbourn, T. , & Thakor, A. (2006). Does Corporate Performance Determine Capital Structure and Dividend Policy?

Presented in Seminar at Washington University, NY, *Available at: http: //papers. ssrn. com/sol3/paper*.

Francis, J. L. , Olsson, R. , & Schipper, K. (2005). The Market Pricing of Accruals Quality. *Journal of Accounting and Economics, 39 (2)* ; 295-327.

GAO, P. (2010). Disclosure Quality, Cost of Capital and Investor Welfare. *The Accounting Review, 85 (1)* , 1-29.

Hasasyegane, Y. , & Shahriari, A. (2010). Investigating the Relationship Between Ownership Concenteration and Conservatism of Tehran Listed Firms. *Financial Accounting Research*, 4 (1) , 77-94. (In Persian)

Hasasyegane, Y. , Moradi, M. , & Eskandari, H. (2008). The relationship between Institutional Investors and corporate value. *Journal of the Accounting and Auditing Review, 15 (3)* , 107-122. (In Persian)

Hashem, N. , & Su, L. (2015). Industry concentration and the cross-section of stock returns: evidence from the UK. *Journal of Business Economics & Management, 16 (4)* , 769-785.

Jensen, M. (1986). Agency Costs of Free Cash Flow, Corporate Finance and Takeovers. *American Economic Review, 76 (2)* , 323-329.

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

Johnstone, D. , (2016). The effect of information on uncertainty and the cost of capital. *Contemporary Accounting Research, 33 (2)* , 752-774.

Karami, G. , (2009). Investigating the Relationship of Institutional Ownership and Information Content of Earnings. *The Iranian Accounting and Auditing Review, 16 (1)* , 81-100. (In Persian)

Kasznik, R. 1999. On the Association between Voluntary Disclosure and Earnings Management. *Journal of Accounting Research, 37 (2)* , 57-81.

Khiari, W. & Karaa, A. (2013). Corporate Governance and Disclosure Quality: Taxonomy of Tunisian Listed Firms Using the Decision Tree Method Based Approach. *Journal of Applied Economics and Business Research, 3 (2)* , 95-117.

Khodadadi, V. , & Taker, R. (2012). Effect of corporate governance structure on financial performance and firm value of Tehran Listed Firms. *Accounting and Auditing Research, 15 (4)* , 88-101. (In Persian)

Lambert, R. A. ; Leuz, C. , & Verrecchia, R. E. (2012). Information Asymmetry, Information Precision and the Cost of Capital, *Review of Finanace, 16 (1)* , 1-29.

Leuz, C. , & Wysocki, P. (2006). Economic consequences of financial reporting and disclosure regulation: a review and suggestions for future research. Working Paper, *Available at: http: //papers. ssrn. com/sol3/paper.*

Osmani, M. , G. , (2002). Cost of Capital Model Identification and the Factors Affecting it. Ph. D. Desertation. Accounting Departement of Accounting and Management Faculty. Allame Tabatabaee University. (In Persian)

Setayesh, M. H. , Ghafari, M. J. , & Rostamzadeh, N. , (2013). Investigating the Impact of Information Asymmetry on Cost of Capital. *Journal of Empirical Research in Accounting, 2 (4)* , 125-146. (In Persian)

Seyedabaszade, M. , Amani, J. , Khezri, A. & Pashavi, G. (2012). An introduction to PLS structural equation modeling and its application to beha sciences. *Orumieh University Publication*. (In Persian)

Sobhanifard, Y. & Akhavankharazian, M. (2012). Factor analyses, structural equation modeling. *Emam Sadegh University Pablication.* (In Persian) Zhu, F. (2014). Corporate governance and the cost of capital: An international study. *International Review of Finance, 14 (2)* , 393-429.

پژوهش‌های تجربی حسابداری

سال هفتم، شماره ۲۷، بهار ۱۳۹۷، صص ۱۴۷ - ۱۷۱

بررسی اثر تعدیل‌کنندگی گزارش حسابرسی بر ارتباط افشای ضعف کنترل‌های داخلی و عدم تقارن اطلاعاتی

حسین فخاری*، محمد تقی کبیری**

تاریخ دریافت: ۹۶/۰۳/۲۱

تاریخ پذیرش: ۹۶/۰۷/۰۳

چکیده

مطابق با تئوری نمایندگی، به‌دلیل تضاد منافع بین مدیران شرکت و ذینفعان، گزارش حسابرسی بر درجه اعتباردهی صورت‌ها و گزارش‌های مالی اثر گذاشته و می‌تواند باعث افزایش یا کاهش عدم تقارن اطلاعاتی در بازار سرمایه شود. گزارش نکات ضعف کنترل‌های داخلی از جمله گزارش‌هایی است که گزارش حسابرسی می‌تواند بر قابلیت اعتماد نسبت به آنها تأثیر گذاشته و باعث تعدیل عدم تقارن اطلاعاتی در بازار شود. بر همین اساس هدف پژوهش حاضر بررسی تأثیر افشای گزارش نقاط ضعف کنترل داخلی بر عدم تقارن اطلاعاتی وهمچنین بررسی نقش تعدیل‌کنندگی گزارش حسابرسی بر ارتباط بین افشای ضعف کنترل‌های داخلی و عدم تقارن اطلاعاتی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، می‌باشد. به همین منظور اطلاعات چهار سال (۱۳۹۱ تا ۱۳۹۴) شرکت‌ها در مورد ضعف کنترل‌های داخلی به روش تحلیلی ترکیبی داده‌ها مورد بررسی قرار گرفته است. یافته‌های پژوهش حاکی از این است که بین گزارش افشای ضعف کنترل داخلی و عدم تقارن اطلاعاتی درشرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران ارتباط معنا داری وجود دارد و همچنین گزارش حسابرسی نقش تعدیل‌کننده‌ای بر ارتباط بین افشا ضعف کنترل‌های داخلی و عدم تقارن اطلاعاتی شرکت‌ها دارد. این یافته‌ها می‌تواند تاکید مجددی بر تبیین و اهمیت حسابرسی در اعتباردهی به گزارش‌ها و صورت‌های مالی و کاهش عدم تقارن اطلاعاتی باشد.

واژه‌های کلیدی: گزارش حسابرسی، افشای ضعف کنترل داخلی، عدم تقارن اطلاعاتی

طبقه‌بندی موضوعی: G34

DOI: 10.22051/jera.2017.15988.1704

*دانشیاروعضوهیات علمی گروه حسابداری دانشگاه مازندران، نویسنده مسئول (h733hf@yahoo.com).

**دانشجوی دکتری حسابداری دانشگاه مازندران (kabiri_60@yahoo.com).

مقدمه

نقش اعتباردهی حسابرسی سبب می شود تا کیفیت گزارشگری افزایش یافته و میزان قابلیت اتکا و اعتماد صورت های مالی برای ذینفعان ارتقا یابد. از جمله گزارش هایی که پس از بحران‌های مالی در جهان و همچنین در ایران در سال‌های اخیر مورد توجه قرار گرفته است گزارش ضعف کنترل‌های داخلی می‌باشد لذا انتظار می‌رود که گزارش حسابرسی بتواند به نقش کاهنده گزارش ضعف کنترل‌های داخلی بر عدم تقارن اطلاعاتی موثر بوده و سبب شود تا استفاده‌کنندگان اطلاعات مالی به این گزارش‌ها توجه بیشتری داشته باشند.

پژوهش‌های گذشته نشان می‌دهد که گزارش حسابرسی نقش مثبتی را در ارتقای افشای اطلاعات داوطلبان و عدم تقارن ایفا می‌کند، هیلی و پالبر (۲۰۰۱)، آشبوق (۲۰۰۹)، بهبهانی (۱۳۹۵)، کلینچ ودیگران (۲۰۱۲).

رویایی و ابراهیمی (۱۳۹۴) معتقدند شرکت‌هایی که تو سط شرکت‌های حسابر سی بزرگ مورد حسابر سی قرار می‌گیرند تمایل دارند تا گزارش‌های ضعف کنترل‌های داخلی خود را به موقع تهیه کرده و از این ضعف بازار را مطلع کنند، چرا که با این کار ریسک دادخواهی را نسبت به شرکتشان کمتر کرده و اعتماد بیشتری نسبت به عملکرد خودشان در بازار ایجاد می‌کنند بر همین اساس تنوع و تعداد گزارش‌های ضعف کنترل‌های داخلی در این گونه شرکت‌ها بیشتر می‌شود.

اتونن (۲۰۱۰) در پژوهش خود به این نتیجه رسید که اگر گزارش حسابرس با گزارش هیئت‌مدیره در مورد ضعف کنترل‌های داخلی یکسان باشد این گزارش‌ها در بازار به عنوان یک خبر خوب تلقی می‌شوند تا یک خبر بد. و اگر بین آنها تفاوت وجود داشته باشد می‌تواند عدم تقارن را تشدید کند.

دوبری در سال ۲۰۱۱ در پژوهش خود به شواهدی د ست یافت که نشان داد افشای ضعف کنترل‌های داخلی اجباری باعث کاهش عدم تقارن نمی‌شود و نمی‌تواند بر اعتماد سرمایه‌گذاران نسبت به صورت‌های مالی اثر گذار باشد.

جی (۲۰۱۴)، معتقد است که تصمیم شرکت مبنی بر حسابرسی ضعف کنترل‌های داخلی اثر مثبتی را بر کیفیت اطلاعات ارائه شـــده در این گزارش‌ها دارد که در نهایت منجر به کیفیت سود خواهد شد.

بازنگری تحقیقات فوق نشان می‌دهد مطابق با تئوری علامت‌دهی وعدم تقارن علیرغم اینکه گزارش نکات ضـعف کنترل داخلی به‌تنهایی نمی‌تواند باعث کاهش عدم تقارن شـود (دوبر، ۲۰۱۱) ولی وقتی این گزارش‌ها با گزارش حسابرسی همراه است می‌تواند باعث کاهش عدم تقارن اطلاعاتی شـود. به عبارتی گزارش حسـابرس اثر تعدیل‌کننده بر ارتباط بین گزارش ضعف کنترل‌های داخلی وعدم تقارن اطلاعاتی دارد. چراکه گزارش حسابرس عنصری مهم از راهبری شرکتی است که نقش مهمی در کاهش عدم تقارن اطلاعاتی و کاهش مشکلات نمایندگی بین مدیران، سهامداران و اعتباردهندگان دارد. کلینچ و دیگران (۲۰۱۲) طبق تئوری علامت‌دهی بیان می‌کنند که اگر گزارش حسـابرس با گزارش هیئت‌مدیره در مورد ضـعف کنترل‌های داخلی یکسان باشد این گزارش‌ها در بازار به‌عنوان یک خبر خوب تلقی می‌شوند و باعث کاهش عدم تقارن اطلاعاتی می‌گردد و اگر بین آن‌ها تفاوت وجود داشته باشد می‌تواند عدم تقارن اطلاعاتی را تشدید کند. این مسائل باعث می‌شود سرمایه‌گذاران از بازارهایی که در آن عدم تقارن اطلاعاتی وجود دارد، کناره‌گیری نمایند و در پی این امر شاهد بازارهای سـرمایه با نقد شـوندگی کمتر و ناکارا باشـیم (آکرلوف، ۱۹۷۰). بنابراین، یکی از راه‌های ایجاد بازار سـرمایه کارآ، اطمینان دادن به سـرمایه‌گذاران نسبت به پایین بودن یا حتی نبود عدم تقارن اطلاعاتی در بازار سرمایه است.

در توضـیح نظری چگونگی تأثیر افشـای گزارش ضـعف کنترل‌های داخلی بر عدم تقارن می‌توان گفت از آنجایی‌که یکی از دلایل مهم تقاضا برای افشای اطلاعات، مسائل نمایندگی و عدم تقارن اطلاعاتی است، لذا افشای اطلاعات مالی رابط تنگاتنگی با مسئله عدم تقارن اطلاعاتی دارد. مطابق با ادبیات تحقیق، انتظار می‌رود افشای بیشتر می‌تواند منجر به کاهش عدم تقارن اطلاعاتی گردد (ورشیا۲۰۰۱) و بهبهانی نیا (۱۳۹۵).

ایزلی و اوهارو (۱۹۹۲) نشـان دادند که اطلاعات حسـابداری بی‌کیفیت می‌تواند منجر به عـدم تقـارن اطلاعـاتی شـــده و بنـابراین خطر گزینش نـامطلوب افزایش می‌یـابـد، زیرا

سرمایه‌گذاران کمتر مطلع، همیشه در یک وضعیت نامطلوب نسبت به سرمایه‌گذاران مطلع در تعدیل پرتفوی خود می‌باشند.

بر همین اساس این سؤال که آیا در بازار سرمایه ایران (با توجه به جدید بودن الزام شرکت‌ها برای تهیه گزارش ضعف کنترل‌های داخلی و همچنین الزام حسابرس در اظهارنظر نسبت به چک‌لیست ضعف کنترل‌های داخلی) گزارش حسابرس می‌تواند بر ارتباط بین گزارش ضعف کنترل‌های داخلی و عدم تقارن اثر بگذارد. موضوعی است که پژوهش حاضر درصدد بررسی آن است. اهمیت پژوهش حاضر ازآن‌جهت است که:

اولاً: تاکنون هیچ‌گونه پژوهشی به بررسی اثرات انتشار گزارش ضعف کنترل‌های داخلی در بازار سرمایه ایران نپرداخته است.

ثانیاً: ازآنجایی که تهیه این گزارش‌ها برای شرکت‌ها هزینه‌بر بوده و گزارشگری آن‌ها می‌تواند موجب مسئولیت پاسخ‌گویی بیشتر در زمان گزارش دهی برای مدیران شرکت‌ها شود از اهمیت بررسی برخوردار است.

ثالثا: از آنجایی که تشکیلات حرفه حسابرسی در ایران نوپا بوده لذا هر گونه پژوهشی که بتواند به شفافیت بیشتر نقش اعتباردهی آنها کمک کند، می‌تواند برای رشد و ارتقای حرفه مفید باشد.

همچنین انتظار می‌رود پژوهش حاضر بتواند علاوه بر غنابخشی و بسط نظری نقش حسابرسی در اعتباردهی به گزارش‌های مالی، به ارتقای نقش عملی حرفه حسابرسی کمک کند.

با توجه به اهمیت فوق در ادامه پس از بیان مبانی نظری و طرح فرضیات به بررسی پیشینه پژوهش پرداخته شده و پس از ارائه طرح و مدل پژوهش دادها مورد تجزیه و تحلیل قرار خواهد گرفت و در نهایت نتیجه‌گیری و پیشنهادات ارائه خواهد شد.

الزامات حسابرس در مورد گزارش ضعف کنترل‌های داخلی

طبق رهنمود اظهارنظر حسابرس مستقل نسبت به سیستم کنترل‌های داخلی واحدهای تجاری و درراستای تلاش‌های انجام شده در حمایت از حقوق سرمایه‌گذاران جهت پیشگیری از وقوع تخلفات و نیز ساماندهی و توسعه بازار جهت شفاف‌سازی قیمت و ارزش‌گذاری منصفانه

اوراق بهادار طبق بندهای ۸، ۱۱ و ۱۸ ماده ۷ قانون بازار اوراق بهادار جمهوری اسلامی ایران، "دستورالعمل کنترل‌های داخلی ناشران پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران و فرابورس ایران" در تاریخ ۱۳۹۱/۰۲/۱۶ به تصویب هیئت‌مدیره سازمان بورس و اوراق بهادار رسید. مطابق ماده ۱۲ دستورالعمل فوق «هیئت‌مدیره شرکت باید سیستم کنترل‌های داخلی را با توجه به چارچوب کنترل‌های داخلی ذکر شده در فصل دوم دستورالعمل، حداقل به‌طور سالانه بررسی و نتایج آن را در گزارشی تحت عنوان "گزارش کنترل‌های داخلی" درج و افشا نماید». همچنین بر اساس ماده ۱۷ دستورالعمل کنترل‌های داخلی «حسابرس مستقل شرکت موظف است در گزارش خود به مجمع عمومی صاحبان سهام در خصوص استقرار و به‌کارگیری سیستم کنترل‌های‌داخلی مناسب و اثربخش توسط شرکت، با توجه به چارچوب کنترل‌های داخلی اظهار نظر کنند. همچنین حسابرسان موظف‌اند نسبت به چک لیست بورس اوراق بهادار در مورد ضعف کنترل‌های داخلی که شامل ابعاد۱۲ گانه می‌باشد پس از اظهار نظر در بخش گزارش مربوط به رعایت سایر الزامات قانونی و مقرراتی، اظهارنظر کنند.

با توجه به اهمیت نقش اعتباردهی حسابرسان و اظهار نظر انها در ایجاد قابلیت اطمینان نسبت به صورت های مالی ودر نهایت کاهش عدم تقارن در محیط اطلاعاتی شرکت، انتظار می‌رود که گزارش حسابرسی بر ارتباط بین گزارش ضعف کنترل‌های داخلی شرکت و عدم تقارن، اثر بگذارد اما این‌که آیا در بازار سرمایه نوظهور ایران نیز این تیوری‌ها کارکرد مشابه‌ای دارند می‌تواند موضوع قابل پژوهشی باشد، که پژوهش حاضر در صدد بررسی آن است.

نقش تعدیل‌کنندگی گزارش حسابرسی بر ارتباط بین گزارش ضعف کنترل‌های داخلی و عدم تقارن اطلاعاتی

بدیهی است که افشای اطلاعات توسط شرکت‌ها ابزاری برای پویایی و کار آمدی بازار سرمایه است، لذا شرکت‌ها به منظور حفظ حقوق ذینفعان براساس الزامات اجباری و یا اختیاری از طریق صورت‌های مالی و سایر گزارش‌ها به تهیه و ارائه اطلاعات اقدام می‌کنند.

یکی از این گزارش‌ها که براساس الزامات قانونی در ایران تهیه شده و در سایر کشورها ممکن است به صورت اختیاری یا اجباری باشد گزارش ضعف کنترل‌های داخلی است. علاقه‌مندی به این نوع گزارش بر اساس تئوری‌ها به موضوع نمایندگی یا علامت‌دهی و یا کسب مشروعیت مربوط می‌شود. تئوری نمایندگی در خصوص گزارش ضعف کنترل‌های

داخلی بر این امر تاکید دارد که مدیران با توجه به اثرات اقتصـادی گزارش‌ها و کسـب منافع بیشـتر، اقدام به افشـای گزارش ضـعف کنترل داخلی می‌کنند و همچنین تئوری علامت‌دهی اذعان می‌دارد که مدیران به جهت حفظ مشـروعیت خود و اینکه به درسـتی بنگاه را اداره می‌کنند، گزارش ضـعف کنترل‌های داخلی را صـادر و به بازار عرضـه می‌کنند. بدیهی اسـت اعتبار این گزارش با تایید از سـوی مقام‌های قانونی و حسـابرسـی و سـایر واسـطه‌های مالی می‌تواند افزایش یابد لذا انتظار داریم که گزارش حسابرسی منجر به اعتبار بیشتر این گزارش‌ها شده و بر قابلیت اتکا و سودمندی آنها بیفزاید. البته در مورد اینکه آیا حسابرسان باعث ارزش افزوده اطلاعاتی می‌شـوند یا به نفع صـاحب کاران بازار را گمراه می‌کنند بحث‌های زیادی در ادبیات مطرح شده است.

لفت ویچ (۱۹۸۳) معتقد است که حسابرس نقش اعتبار دهی مهمی برصورت‌های مالی دارد، او در پژوهش‌های خود به این نتیجه رسید که بانک‌ها حتی در صورت عدم الزام قانونی تمایل دارند تا صورت‌های مالی حسابرسی شده ارائه دهند.

هیلی و همکاران (۲۰۰۱) معتقدند پژوهشی که نشان دهد حسابرسان مستقیما به افزایش اعتبار گزارش‌های مالی کمک می‌کنند، وجود ندارد. او همچنین معتقد اسـت که در بهترین حالت گزارش حسابرس تنها تاکید مجدد اطلاعاتی است که قبلا وجود داشته است. او به نقل از واتز وزیمرمن معتقد است که حسابرسان بیش از اینکه راجع به اعتبار صورت‌های مالی نگران باشند نسبت به مسئولیت وتعهدات قانونی خود نگرانند.

در هر حال مباحث نظری مبتنی بر یافته‌های پژوهش‌ها نشـان می‌دهد که گزارش حسـابر سی می‌تواند از عدم تقارن کا سته و در نهایت موجب اعتباردهی گزارش‌های مالی شود. بنابراین با توجه به موارد فوق این پژوهش در صدد ا ست تا به برر سی تأثیر گزارش حسابر سی بر ارتباط بین ضعف کنترل‌های داخلی وعدم تقارن اطلاعاتی بپردازد. در همین را ستا بازنگری تحقیقات گذشـته و نقد و بررسـی آنها مفید خواهد بود لذا در ادامه به مرور پیشـینه پژوهش در خارج و داخل پرداخته می‌شود.

پیشینه پژوهش

پژوهش‌های کمی در ارتباط با افشای ضعف کنترل‌های داخلی شرکت‌ها و عدم تقارن و یا اثر تعدیل‌کننده گزارش حسابرس بر ارتباط بین افشای ضعف کنترل‌های داخلی شرکت و عدم تقارن صورت گرفته است.

در هر حال به منظور بررسی کامل‌تر موضوع، پژوهش‌های مرتبط مورد تحلیل قرارگرفته است. بنیش (۲۰۰۸) و ایتونن (۲۰۱۰) و دابری (۲۰۱۱) در مطالعه خود به بررسی اثر گزارش حسابرسی برگزارش ضعف کنترل داخلی پرداخته‌اند.

بنیش در سال ۲۰۰۸ در پژوهش خود به این نتیجه رسید، که گزارش کنترل‌های داخلی حسابرسی شده دارای محتوای اطلاعاتی بیشتری هستند.

ایتونن (۲۰۱۰) در پژوهش خود به این نتیجه رسید که اگر گزارش حسابرس با گزارش مدیریت در مورد ضعف کنترل‌های داخلی یکی باشند، سرمایه‌گذاران هم وزن یکسانی به گزارش بد و خوب می‌دهند.

دابری (۲۰۱۱) در پژوهش خود به این نتیجه رسید که الزامات گزارشگری اجباری گزارش‌های ضعف کنترل‌های داخلی حسابرسی شده موجب اعتبار صورت‌های مالی نمی‌شود.

جی و همکاران (۲۰۱۴) در پژوهشی تحت عنوان عوامل تعیین کننده و پیامدهای اقتصادی افشاء داوطلبانه ضعف کنترل‌های داخلی در چین که در سالهای ۲۰۱۱-۲۰۱۰ انجام شد به این نتیجه رسیدند که شدت ضعف کنترل‌های داخلی افشا شده، به طور منفی و قابل چشمگیری با ضریب پاسخگویی سود مرتبط است.

تئو چینگ ونگ و همکاران در سال (۲۰۱۵) درتحقیق خود نشان دادند که گزارش ضعف کنترل‌های داخلی توانسته بر دقت اطلاعات عمومی ارایه شده توسط شرکت‌ها موثر باشد. اگر چه آنها در گزارش خود در مورد تأثیر این گزارش‌ها بر اطلاعات خصوصی شرکت‌ها به نتیجه‌ای نرسیدند.

بازنگری پژوهش‌های خارجی نشان می‌دهد اگر چه افشای گزارش ضعف کنترل داخلی در بعضی از موارد سبب کاهش عدم تقارن نمی‌شود ولی در محیط‌های با افشای اختیاری، گزارش حسابرسی می‌تواند موجب تعدیل ارتباط بین گزارش کنترل داخلی وعدم تقارن شود.

در خصوص بازنگری ادبیات پژوهش در ایران یافته‌ها نشان می‌دهد که پژوهش‌های اندکی در رابطه با افشای گزارش ضعف کنترل داخلی صورت گرفته است، اما پژوهشی که نقش تعدیل کننده گزارش حسابرسی را بر ارتباط بین افشای ضعف کنترل داخلی و عدم تقارن اطلاعاتی درنظر گرفته باشد، وجود ندارد.

این محدودیت به خاطر نو بودن موضوع، ماهیت متفاوت اظهار نظر حسابرس نسبت به چک لیست نکات ضعف کنترل داخلی که توسط بورس الزامی شده است و محیط کنترلی ضعیف که مانع از تهیه این گزارش‌ها توسط تمام شرکت‌ها می‌شود، مربوط می‌شود.

به طور کلی بازنگری پیشینه پژوهش نشان می‌دهد که تاکنون پژوهشی که مستقیما به موضوع فوق مربوط باشد چه در خارج از کشور و چه در داخل ایران وجود ندارد. براین اساس پژوهش حاضر با توجه به تئوری نمایندگی (به دلیل تضادمنافع میان مدیر ومالک)، تئوری علامت دهی (به دلیل اطلاعات نامتقارن) وتئوری مشروعیت (به دلیل نیاز به تداوم فعالیت کسب محبوبیت اجتماعی)، درصدد است تا به بررسی اثر تعدیل‌کنندگی گزارش حسابرسی بر ارتباط بین گزارش ضعف کنترل‌های داخلی و عدم تقارن بپردازد.

همچنین بازنگری ادبیات مالی نشان می‌دهد که برای اندازه‌گیری سطح عدم تقارن اطلاعاتی در بازار معیارهای متعددی وجود دارد. و از آنجائی‌که که سطح عدم تقارن اطلاعاتی بطور مستقیم قابل مشاهده نیست از این رو محققین از برخی از متغیرهای جایگزین (نماینده) برای سنجش آن استفاده نموده‌اند. یکی از پر کاربردترین این معیارها دامنه قیمت پیشنهادی خرید و فروش سهام می‌باشد، که به شیوه‌های مختلف قابل محاسبه است از همین رو در این تحقیق نیز از این معیار برای سنجش عدم تقارن اطلاعاتی استفاده شده است. معیار ما در این تحقیق برای اندازه گیری عدم تقارن بر گرفته از تحقیق فخاری وفلاح محمدی در سال (۱۳۸۸) می‌باشد.

فرضیه پژوهش

برای دستیابی به اهداف پژوهش و مطابق پیشینه پژوهش (جی و همکاران، ۲۰۱۴) اشبوق و همکاران، ۲۰۰۷؛ بنیش (۲۰۰۸)، ایتونن (۲۰۱۰)، دابری (۲۰۱۱) و پورحیدری و همکاران (۱۳۹۴) فرضیه‌های پژوهش به شرح زیر ارائه شده است:

۱- افشای گزارش ضعف کنترل‌های داخلی بر عدم تقارن اطلاعاتی موثر است.

۲- گزارش حسابرس اثر تعدیل‌کننده‌ای بر ارتباط بین افشای ضعف کنترل‌های داخلی و عدم تقارن اطلاعاتی دارد.

روش پژوهش

جامعه آماری این تحقیق شامل کلیه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران می‌باشد.

برای تعیین نمونه مورد مطالعه، به طور هدفمند شرکت‌هایی از جامعه آماری یاد شده، انتخاب شده‌اند که دارای این ویژگی‌ها باشند:

با توجه به الزامی شدن تهیه گزارش ضعف کنترل‌های داخلی از سال ۱۳۹۱، لذا نیمی از نمونه، شرکت‌هایی بودندکه با توجه به محدودیت انتشارگزارش‌ها، در طی چهار سال اخیر در بورس معامله شده وگزارش ضعف کنترل‌های داخلی آنها در دسترس بوده باشد و نیمی ازنمونه، شرکت‌هایی بودندکه در طی چهار سال اخیر در بورس معامله شده اما گزارش ضعف کنترل‌های داخلی آنها منتشر نشده است.

همچنین معاملات این شرکت‌ها در طول سال‌های ۱۳۹۱ الی ۱۳۹۴ در بورس، دچار وقفه نشده باشد و در صورت وقفه، طول آن نباید بیشتر از سه ماه باشد. درج این محدودیت به خاطر وجود متغیرهای کنترلی انحراف معیار بازده سهام شرکت‌ها بوده است. لذا با توجه به محدودیت‌های فوق تعداد کل سال شرکت‌ها ۶۲۸ مورد است که شامل ۱۵۷ شرکت پذیرفته در بورس اوراق بهادار در دوره زمانی ۱۳۹۱ تا ۱۳۹۴به عنوان نمونه می‌باشند.

برای جمع‌آوری اطلاعات مربوط به مبانی نظری پژوهش، از منابع کتابخانه‌ای شامل کتب، انتشارات مراکز تحقیقاتی و پژوهشی، سازمان‌ها و نهادهای اجرایی، پایان‌نامه‌های تحصیلی و رساله‌های پژوهشی مرتبط و جستجو در پایگاه‌های الکترونیک اطلاعات از قبیل اینترنت استفاده شده است. بعبارتی برای جمع‌آوری اطلاعات مورد نیاز جهت آزمون فرضیه‌های مورد نظر این پژوهش، از روش اسناد کاوی بهره گرفته شده است. همچنین داده‌های مورد نیاز با مراجعه به سازمان بورس اوراق بهادار، استفاده از صورت‌های مالی، یادداشت‌های همراه صورت‌های مالی، صورت جلسات مجمع و گزارش افشای ضعف کنترل داخلی و گزارش حسابرس مستقل به دست آمده است .

این پژوهش از نظر جمع‌آوری داده‌ها پژوهشی توصیفی-همبستگی تلقی شده و از بعد هدف از د سته پژوهش‌های کاربردی به شمار می‌رود. در این پژوهش اطلاعات مالی مربوط به چهار سال (۱۳۹۱ تا ۱۳۹۴) شرکت‌ها به روش تحلیلی ترکیبی رگر سیونی چند متغیره مورد برر سی قرار گرفت. محاســبه اولیه بر روی داده‌ها با نرم افزار Excel و تجزیه وتحلیل نهایی داده‌ها با استفاده از نرم افزارEviews7 در دو بخش توصیفی و استنباطی انجام شده است .

متغیرهای پژوهش و شیوه اندازه‌گیری آن

با توجه به مبانی نظری و پژوهش‌های انجام شده در زمینه تأثیر گزارش حسابر سی بر ارتباط بین افشــای ضــعف کنترل داخلی و عدم تقارن اطلاعاتی (جی و همکاران، ۲۰۱۴؛ آشــبوق و همکاران، ۲۰۰۷؛ بنیش (۲۰۰۸) و ایتون (۲۰۱۰) و دابری (۲۰۱۱) در این پژوهش با اســتفاده از مدل رگرسیون چند متغیره به بررسی فرضیه‌های مطرح شده پرداخته شده است.

مدل تجربی پژوهش

$$\text{BID-ASK SPREAD}_{it} = \alpha_1 + \beta_1 \text{DISWEAK}_{it} + \beta_2 \text{BRDSIZE}_{it} + \beta_3 \text{BRDIND}_{it} + \beta_4 \text{DUALITY}_{it} + \beta_5 \text{G-OWNER}_{it} + \beta_6 \text{B-OWNER}_{it} + \beta_7 \text{IN-OWNER}_{it} + \beta_8 \text{ROA}_{it} + \beta_9 \text{SIZE}_{it} + \beta_{10} \text{LEV}_{it} + \beta_{11} \text{GROWTH}_{it} + \epsilon_{it} \quad (۱)$$

$$\text{BID-ASK SPREAD it} = \alpha 1 + \alpha 1 \text{ DISWEAK it} + \alpha 2 \text{ DISAUDITit} + \alpha 3 \text{ DISAUDITit} * \text{DISWEAK it} + \alpha 4 \text{ ROAit} + \alpha 5 \text{ LOSSit} + \alpha 6 \text{ CFOit} + \alpha 7 \text{ SIZEit} + \alpha 8 \text{ LEVit} + \alpha 9 \text{ AGEit} + \epsilon it \quad (۲)$$

متغیر مستقل: افشای ضعف کنترل داخلی

افشـای ضـعف کنترل داخلی (DISWEAK): دریافت گزارش ضـعف کنترل‌های داخلی اســت، به این معنی که در صــورت وجود گزارش ضــعف کنترل‌های داخلی برابر یک در غیر این صورت برابر صفر است (دانگ جی و همکاران، ۲۰۱۴).

متغیر وابسته: عدم تقارن اطلاعاتی (BID-ASK SPREAD)

این متغیر نشان دهنده عدم تقارن اطلاعاتی است (فخاری و فلاح محمدی، ۱۳۸۸)

$$\text{SPREADit} = \frac{(AP-BP)}{(AP+BP)/2} \times 100 \quad (۳)$$

i = نمونه مورد بررسی

t= دوره مورد بررسی

SPREAD: دامنه تفاوت قیمت پیشنهادی خرید و فروش سهام

AP: عبارت است از میانگین قیمت پیشنهادی فروش سهام شرکت i در سالt ؛

BP: عبارت است از میانگین قیمت پیشنهادی خرید سهام شرکت i در سالt ؛

متغیر تعدیل‌کننده: گزارش حسابرسی (DISAUDIT)

به منظور بررسی بیشتر این موضوع که آیا گزارش حسابرسی می‌تواند رابطه بین افشای ضعف کنترل‌های داخلی و عدم تقارن اطلاعاتی را کاهش دهد یا خیر، از متغیر ساختگی (DISAUDIT) استفاده شده است که اگر به ضعف گزارش کنترل‌های داخلی در گزارش حسابرس اشاره شده باشد، برابر یک و در غیر این صورت مقدار آن برابر صفر است.

متغیرهای کنترلی

متغیرهای کنترلی نیز به دو بخش تقسیم شده است؛

مبتنی بر ادبیات پژوهش، ویژگی‌های شرکتی و درجه رعایت حاکمیت شرکتی می‌تواند بر میزان عدم تقارن اطلاعاتی شرکت تأثیر گذارد (مکیان، ۱۳۹۳ و حیدری، ۱۳۹۵، دانگ جی و همکاران، ۲۰۱۵).

لذا مستند به این مبانی عواملی که در این پژوهش به عنوان عوامل موثر بر عدم تقارن بیان کنترل شده‌اند با توجه به پیشینه پژوهش تحت دو طبقه کلی ارائه گردیده‌اند که در ادامه به آن‌ها پرداخته می‌شود.

سایر ویژگی‌های شرکت

بازده دارایی‌ها (ROA): سودخالص پس از کسر مالیات تقسیم بر کل دارایی ابتدای دوره است (دانگ وجی، ۲۰۱۴).

شاخص سود وزیان (LOSS): شاخصی است که اگر سود و زیان خالص شرکت نشان دهنده زیان باشد عدد ۱ در غیر این صورت برابر صفر است (وکیلی فرد وهمکاران، ۱۳۹۲).

جریان نقدی عملیاتی (CFO): جریان نقدی حاصل از فعالیت‌های عملیاتی/دارایی‌های ابتدای دوره (پنگ وهمکاران، ۲۰۱۱).

اندازه شرکت (SIZE): لگاریتم کل دارایی شرکت (مکیان و رئیسی، ۱۳۹۳).

عمر فعالیت‌های شرکت (AGE): ln تعداد سال فعالیت شرکت در بورس (رایس و وبر، ۲۰۱۲).

اهرم مالی (LEV): کل بدهی تقسیم بر کل دارایی (حاجیها و همکاران، ۱۳۹۴).

رشد فروش (GROWTH): بر اساس تغییرات درآمد فروش تقسیم بر کل درآمد فروش (ژانگ و همکاران، ۲۰۰۷).

حاکمیت شرکتی

اندازه هئیت مدیره (BRDSIZE): تعداد اعضای هیئت مدیره (احمد پور وهمکاران ۱۳۹۲؛).

اعضای غیر موظف در هئیت مدیره (BRDIND): اعضای غیرموظف تقسیم بر تعداد کل اعضای هیئت مدیره (چو و ریو، ۲۰۰۹).

دوگانگی وظایف مدیرعامل (DUALITY): اگر مدیر عامل شرکت، رئیس هیئت مدیره باشد، عدد یک غیر این صورت برابر صفر (ژی آو و یانگ، ۲۰۰۷).

سهامداران دولتی) G-OWNER (: درصد سهامی که متعلق به دولت یا شرکت‌ها و نهادهای وابسته به آن می‌باشد. (هو و همکاران، ۲۰۱۲). برای محاسبه این متغیر از طریق ردیابی نوع مالکیت به سطوح بالاتر، درصد مالکیت دولت مشخص شد.

سهامداران عمده (B- OWNER): درصد سهام متعلق به سهامداران عمده، سهامدار عمده به سهامدارای اطلاق می‌شود که حداقل مالکیت ۵٪ از سهام در جریان شرکت را در اختیار داشته باشد (پیتروسکی و همکاران، ۲۰۱۳).

سهامداران نهادی (IN OWNER): درصد سهام متعلق به سهامداران نهادی، مطابق با تعریف؛ صندوق‌های تعاونی، صندوق‌های بازنشستگی، بانک‌ها، موسسات بیمه و تامین اجتماعی، شرکت‌های سرمایه‌گذاری و سایر نهادهایی که مالکیت سهام سایر شرکت‌ها را در اختیار دارند، مالکان نهادی نامیده می‌شوند. سهامداران نهادی از طریق تقسیم درصد سهام شرکت (که توسط نهادهای سرمایه‌گذاری نگهداری می شود) به کل سهام منتشره به دست می‌آید (اشبوق و همکاران، ۲۰۰۷).

یافته‌های پژوهش

نگاره (۱) مربوط به شاخص‌های مرکزی و پراکندگی متغیرهای پژوهش می‌باشد. تعداد کل سال شرکت‌ها ۶۲۸ مورد است. در نگاره (۲) به توصیف متغیرهای دو وجهی (صفر و یک) با استفاده از مقادیر درصد فراوانی و شاخص مد یا نما پرداخته شده است.

نتایج آمار توصیفی نگاره (۱) نشان می‌دهد که میانگین عدم تقارن اطلاعاتی شرکت‌ها ۰/۴۳ نشان می‌دهد که عدم تقارن اطلاعاتی شرکت‌ها نسبتا بالاست بنابراین شرکت‌های نمونه محیط اطلاعاتی ضعیفی دارند. میانگین اندازه هیئت مدیره در این شرکت‌ها ۵ نفر می‌باشد. تقریبا ۶۰ درصد اعضای هیئت مدیره را افراد غیرموظف تشکیل می‌دهد. ساختار مالکیت شرکت‌های نمونه نشان می‌دهد ۷۲ درصد از سهام شرکت‌ها در اختیار سهامداران عمده می‌باشد. ۵۴ درصد مالکیت شرکت‌ها در اختیار سهامداران نهادی می‌باشد. ۲۷ درصد مالکیت نیز دولتی می‌باشد. بنابراین ساختارمالکیت شرکت‌ها در اختیار سهامدان نهادی می‌باشد.

همچنین به طور متوسط ۱۰٪ دارایی‌های شرکت‌های نمونه مورد بررسی از محل بدهی‌ها تامین مالی شده‌اند. متوسط بازده دارایی‌های شرکت‌ها نیز حدودا ۱۲٪ می‌باشد. میانگین اندازه شرکت نیز نشان می‌دهد که اندازه شرکت‌های نمونه، کوچک است.

نگاره (۱). نتایج آمارهای توصیفی

شاخص ها / متغیرها		میانگین	میانه	بیشینه	کمینه	انحراف معیار	حجم نمونه
متغیرهای کنترلی ۱) حاکمیت شرکتی	اندازه هیئت مدیره	۵/۱۲	۵	۷	۵	۰/۵۰۴	۶۲۸
	اعضای غیر موظف هیئت مدیره	۳/۲۸۵	۳	۷	۰	۱/۲۰۷	۶۲۸
	سهامداران عمده	۷۲٪/۰۳	۷۶/۵۳	۹۹٪/۴۹	۶/۲۰	۱۹/۳۴	۶۲۸
	سهامداران دولتی	۲۷٪/۳۳	۱۶٪/۰۱	۹۸/۰۵	۰	۲۸/۲۵	۶۲۸
	سهامداران نهادی	۵۴٪/۳۷	۶۰٪/۸۷	۹۸٪/۲۶	۰	۳۲/۰۸	۶۲۸
۲) ویژگی‌های شرکت	بازده داراییها	۰/۱۲۲	۰/۰۹۷	۱/۳۶۱	−۰/۷۸۹	۰/۱۵۷	۶۲۸
	لگاریتم اندازه شرکت	۶/۲۷۱	۶/۱۳۶	۸/۷۳۰	۴/۵۵۶	۰/۸۰۶	۶۲۸
	اهرم مالی	۰/۵۸۸	۰/۶۰۱	۱/۷۳۱	۰/۰۱۲	۰/۳۱۲	۶۲۸
	جریان نقدی عملیاتی	۰/۱۲۷	۰/۱۲۰	۰/۶۸۶	−۰/۶۴۴	۰/۴۴۱	۶۲۸
	عمر شرکت	۳/۵۰۴	۳/۶۶۳	۴/۱۵۸	۱/۹۴۵	۰/۴۶۴	۶۲۸
	رشد	۰/۳۹۴	۰/۱۵۸	۲۸/۸۹۳	−۰/۹۹۵	۱/۷۲۴	۶۲۸
عدم تقارن اطلاعاتی		۰/۴۳۴	۰/۴۲۹	۰/۹۹۴	−۰/۹۱۰	۰/۴۰۴	۶۲۸

نتایج یافته‌های توصیفی در نگاره (۲) نشان می‌دهد که در ۱۸ درصد شرکت‌های نمونه مدیرعامل عضو هیئت مدیره نیز می‌باشد و بر اساس میانگین شاخص سود وزیان، تنها ۱۱/۱ درصد شرکت‌ها گزارش زیان داشته‌اند. به عبارتی ۸۸/۹ درصد سودآور بوده‌اند.

مقادیر محاسبه شده برای گزارش حسابرسی نشان می‌دهد ۶۱/۱ درصد از گزارشات ضعف کنترل‌های داخلی شرکت‌ها توسط حسابرس گزارش شده است.

در صدهای بد ست آمده برای افشای ضعف کنترل داخلی (DISWEAK) نشان می‌دهد ۵۰/۳ درصد از شرکت‌ها گزارش ضعف کنترل داخلی را گزارش دادند و ۴۹/۷ درصد گزارش ضعف کنترل داخلی را گزارش نکرده‌اند.

نگاره (۲). شاخص‌های درصد فراوانی و نما (مد) برای متغیرهای مرتبط دو وجهی

متغیر		درصد مقدار صفر	درصد مقدار ۱	مد	حجم نمونه
حاکمیت شرکتی	دوگانگی وظایف مدیرعامل	۸۲٪/۲	۱۷٪/۸	۰	۶۲۸
متغیرهای کنترل	شاخص سود وزیان	۸۸٪/۹	۱۱٪/۱	۰	۶۲۸
گزارش حسابرسی	DISAUDIT	۳۸٪/۹	۶۱٪/۱	۱	۶۲۸
افشا ضعف کنترل‌های داخلی	DISWEAK	۴۹٪/۷	۵۰٪/۳	۱	۶۲۸

آزمون مدل پژوهش

جهت آزمون فرضیه‌های پژوهش از تکنیک رگرسیون خطی چند متغیره استفاده شده است. و در گام نخست به آزمون فروض مدل کلاسیک یا رگرسیون خطی پرداخته شده است.

آزمون نرمال بودن متغیر وابسته: عدم تقارن اطلاعاتی

آماره جارک -برا در این پژوهش برای متغیر عدم تقارن اطلاعاتی برای مدل۱ برابر ۱/۰۶۷ وسطح معناداری ۰/۵۸۸ می‌باشد و برای مدل۲ برابر ۵/۷۶۹ وسطح معناداری ۰/۰۵۶ می‌باشد. با توجه به اینکه مقدار سطح معناداری ۰/۰۵۶ بیشتر از ۵٪ است، بنابراین فرض صفر یعنی نرمال بودن متغیر تایید می‌شود. بنابراین متغیر عدم تقارن اطلاعاتی از توزیع نرمال برخوردار می‌باشد.

فرآیند انتخاب نوع مدل

در این پژوهش از روش تحلیل داده‌های ترکیبی استفاده شده که برای تعیین نوع پردازش داده‌های ترکیبی (تلفیقی یا تابلویی) از آزمون چاو و آماره F لیمر استفاده شده است. برای مشاهداتی که احتمال آزمون آنها بیشتر از ۵٪ باشد یا به عبارتی دیگر آماره آزمون آن‌ها کمتر از آماره نگاره باشد، از روش تلفیقی استفاده می شود و برای مشاهداتی که احتمال آزمون آنها کمتر از ۵٪ است، برای تخمین مدل از روش تابلویی استفاده خواهد شد. روش تابلویی خود با استفاده از دو مدل "اثرات تصادفی" و "اثرات ثابت" می‌تواند انجام گیرد. برای تعیین این‌که از کدام روش استفاده شود، از آزمون هاسمن استفاده شده است. که برای مشاهداتی که احتمال آماره آنها کمتر از ۵٪ است از مدل اثرات ثابت و مشاهداتی که احتمال آزمون آنها بیشتر از ۵٪ است از مدل اثرات تصادفی برای تخمین مدل استفاده می‌شود.

آزمون‌های تشخیصی در داده‌های ترکیبی

برای تعیین مدل مورد استفاده در داده‌های ترکیبی از آزمون اِف لیمر و هاسمن استفاده شده است که نتایج آزمون در نگاره ۳ گزارش شده است.

نگاره (۳). آماره F لیمر برای فرضیه پژوهش و انتخاب روش‌های ترکیبی یا تلفیقی

	فرضیه صفر	احتمال F ((Prob	F (۱۵۶و۴۵۲)	نتیجه آزمون
فرضیه۱	اثرات مقطعی و زمانی معنی دار نیستند	./۰۰۰۰	۶/۴۷۹	فرض صفر رد می‌شود
فرضیه۲	اثرات مقطعی و زمانی معنی دار نیستند	./۰۰۰۰	۶/۵۱۱	فرض صفر رد می‌شود

همان طور که نتایج نگاره بالا نشـــان می‌دهد، نتایج آزمون چاو نشـــان می‌دهد که احتمال به دست آمده برای آماره F کمتر از ۵ درصد است، پس برای آزمون مدل‌ها، داده‌ها به روش پنل بررسی می‌شوند. بدین معنا که چون مقدار احتمال آماره F از ۵ درصد کمتر است.

آزمون هاسمن

جهت تعیین این که برای تخمین پارامترهای مدل، از مدل اثرات ثابت یا تصـــادفی اســـتفاده شود از آزمون هاسمن استفاده شد که نتایج این آزمون در نگاره ۴ گزارش شده است.

نگاره (۴). آزمون هاسمن برای تعیین اثرات ثابت یا تصادفی

	فرضیه صفر	آماره آزمون	احتمال F ((Prob	نتیجه آزمون
فرضیه۱	استقلال از مدل اثرات تصادفی	۹۹/۱۲۶	۰/۰۰۰۰	فرض صفر رد می‌شود
فرضیه۲	استقلال از مدل اثرات تصادفی	۱۰۸/۹۱۸	۰/۰۰۰۰	فرض صفر رد می‌شود

مطابق با نتایج بد ست آمده و سطح احتمال بد ست آمده‌ی که کمتر از مقدار ۰۵/. و برابر با ۰/۰۰۰۰ بدست آمده است، نتیجه گرفته می‌شود که فرضیه صفر پژوهش رد می‌شود و هم‌چنین برای تخمین پارامترهای معادله‌های رگر سیون پژوهش، باید از مدل اثرات ثابت ا ستفاده شود.

نتایج نشان از این دارد که اثرات تصادفی ناسازگار است و باید جهت برآورد در این قسمت از تخمین به روش اثرات ثابت استفاده شود.

آزمون مانایی

وجود ناایستایی در سری‌های مورد استفاده در یک مدل می‌تواند موجب استنباط‌های غلط آماری و در نتیجه رگرسیون کاذب شود (مهرگان و رضایی، ۱۳۹۰). لذا در این بخش به بررسی وضعیت ایستایی یا مانایی سری‌ها پرداخته شده است و از آزمون لوین، لین و چو (Levin,Lin,Chu) جهت بررسی مانایی متغیرها استفاده شده است که نتایج در نگاره ۵ گزارش شده است. چنانچه سطح معنی‌داری آزمون کمتر از ۰۵/. باشد (Prob< ۰۵/.)، به معنای تایید مانایی متغیرهاست.

نگاره (۵). آزمون لوین، لین و چو جهت بررسی ایستایی متغیرها (آزمون‌های مانایی)

نام متغیر	آزمون لوین، لین و چو	
	آماره	Prob
افشا ضعف کنترل‌های داخلی	-۱/۵۳۹	۰/۰۲۹
گزارش حسابرس	۱/۹۶	۰/۰۲۴
افشا *گزارش حسابرس	-۲/۲۳۵	۰/۰۰۹۸
بازده دارایی ها	-۸۱/۴۷۴	۰/۰۰۰
سود /زیان	-۲/۰۳۷	۰/۰۲۸
جریان نقدی عملیاتی	-۴۵/۶۵۰	۰/۰۰۰
عمرشرکت	۱۰۶/۰۳۱	۰/۰۰۰۰
لگاریتم اندازه شرکت	-۹۷/۰۶۶	۰/۰۰۰
اهرم مالی	-۶۲/۱۴۳	۰/۰۰۰
دوگانگی وظایف مدیرعامل	-۲/۵۷۶	۰/۰۵۱
اعضای غیر موظف هیئت مدیره	-۴/۳۸۵	۰/۰۰۰
سهامداران عمده	-۳۷۵/۸۲۱	۰/۰۰۰
سهامداران دولتی	-۱۳۴/۵۰۰	۰/۰۰۰
سهامداران نهادی	-۱۳۹۵۸/۶	۰/۰۰۰

بر اســاس نتایج نگاره ۵ و براســاس آزمون لوین، لین و چو، می‌توان گفت تمامی متغیرهای اصــلی در ســطح احتمال ۹۵ درصــد مانا هســتند. مقادیر معنی داری بدســت آمده برای تمامی متغیرها با آزمون لوین، لین و چو نشان از این دارد که متغیرهای پژوهش مانا یا ایستا هستند.

برآورد مدل

پس از مشخص شدن نوع روش برآورد (آزمون F لیمر و آزمون ها سمن) و برر سی مانایی، تخمین مدل انجام شد.

نگاره (۶). خلاصه نتایج تخمین مدل۱ با استفاده از روش پانل دیتا

	ضرایب	خطای استاندارد	آماره- t	سطح معناداری
عرض از مبدأ	۳۱۳/۲۴۱	۳۵/۵۹۷	۸/۷۹۹	۰/۰۰۰
افشا ضعف کنترل‌های داخلی	۳/۳۵۱	۱/۹۵۸	۱/۷۱۱	۰/۰۸۷
بازده داراییها	-۱/۸۵۶	۰/۶۰۴	-۳/۰۷۱	۰/۰۰۲۳
اندازه شرکت	-۴۳/۵۴۲	۵/۱۶۲	-۸/۴۳۴	۰/۰۰۰
اهرم مالی	-۵/۴۳۸	۳/۵۸۷	-۱/۵۱۶	۰/۱۳۰
رشد	۰/۶۹۳	۰/۴۱۹	۱/۶۵۲	۰/۰۹۹
اندازه هیئت مدیره	-۱/۸۷۹	۲/۶۱۴	-۰/۷۱۸	۰/۴۷۱
اعضای غیر موظف هئیت مدیره	-۱/۶۱۴	۱/۱۵۹	-۱/۳۹۱	۰/۱۶۴
دوگانگی رئیس هیئت مدیره ومدیر عامل	-۱۵/۲۷۶	۴/۶۲۴	-۳/۳۰۳	۰/۰۰۱
مالکیت دولتی	۰/۱۰۵	۰/۱۰۴	۱/۰۰۲	۰/۳۱۶
سهامداران عمده	۰/۱۶۲	۰/۰۸۸	۱/۸۴۵	۰/۰۶۵
۰سهامداران نهادی	۰/۱۴۲	۰/۰۷۰	۲/۰۰۸	۰/۰۴۵
ضریب تعیین	۰/۶۹۴	آماره-F		۶/۲۴۲
ضریب تعیین تعدیل شده	۰/۵۸۲	سطح معناداری		۰/۰۰۰۰
دوربین واتسون	۲/۴۲۵			

منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج حاصــل از تخمین مدل نشــان می‌دهد که احتمال آماره t برای ضــریب ثابت و ضــرایب متغیرهای اندازه شــرکت، دوگانگی وظایف مدیرعامل، ســهامداران نهادی بر عدم تقارن اطلاعاتی کمتر از ۵٪ است. از این رو ضریب برآوردی متغیرهای فوق در سطح ۵ و ۱۰ درصد

معنادار می‌باشد واحتمال آماره t برای متغیرهای افشای ضعف کنترل داخلی، اهرم مالی، رشد، اندازه هیئت‌مدیره، درصد اعضای غیر موظف هئیت مدیره، مالکیت دولتی و سهامداران عمده بر عدم تقارن اطلاعاتی بیشتر از ۵٪ است. از این رو ضریب برآوردی متغیر فوق از لحاظ آماری معنی‌دار نمی‌باشد. در توضیح معنادار نبودن بعضی از متغیرهای حاکمیت شرکتی و ویژگی‌های شرکتی لازم به توضیح است اگر چه بر اساس ادبیات انتظار ارتباط این متغیرها و عدم تقارن پیش بینی شده بود، ولی به نظر می‌آید که بازار ایران دارای شرایط مختص به خود است که باعث بی معنا شدن ارتباط این ویژگی‌ها با عدم تقارن شده است. اگرچه جهت اهرم نشان دهنده ارتباط معکوس بین درجه اهرم و عدم تقارن است ولی این رابطه در نمونه های مورد بررسی معنی‌دار نبوده است. در مورد بی‌معنا شدن ارتباط بین مالکیت دولتی با عدم تقارن ممکن است دلیل این امر به ساختار مشابه و دولتی شرکت‌های بورسی مربوط باشد. همچنین از آنجا که میانگین تعداد اعضای هیات مدیره شرکت‌های ایرانی در نمونه مورد بررسی نزدیک به ۳ نفر بوده، لذا هیچ گونه ارتباطی بین متغیرهای مذکور بدست نیامده است و احتمال آماره tبرای متغیرهای بازده دارایی‌ها، اندازه شرکت، سهامداران نهادی و دوگانگی وظایف مدیر عامل از ۰/۰۵کمتر است ودر مدل معنی‌دار می‌باشد. ضریب تعیین، قدرت توضیح‌دهندگی متغیرهای مستقل را نشان می‌دهد که قادر به توضیح ۶۹/۳ درصد از تغییرات متغیر وابسته می‌باشند. با توجه به مقدار آماره دوربین واتسون ۲/۴۲۵ که بین ۱/۵۰ و ۲/۵۰ می‌باشد، استقلال خطاها تایید می‌شود وخود همبستگی بین متغیرها وجود ندارد. با توجه به مقدار سطح معنی‌داری به دست آمده برای آماره F ۰/۰۰۰که کوچکتر از ۵٪ است بیانگر این است که کل مدل از لحاظ آماری معنی‌دار می‌باشد. باتوجه به عدم ارتباط افشای ضعف کنترل داخلی وعدم تقارن اطلاعاتی بنابراین فرض H0 رد می‌شود؛ یعنی بین افشای ضعف کنترل داخلی و عدم تقارن اطلاعاتی رابطه معنی‌داری در سطح ۵٪ وجود ندارد، اگرچه در سطح ۱۰٪ این رابطه معنی‌دار می‌باشد. در هر حال یافته‌های این پژوهش نشان می‌دهد که این گزارش‌ها دارای محتوی اطلاعاتی موثر بر بازار می‌باشند. لذا طبق نگاره فوق می‌توان معادله خطی مدل۱ را به صورت رابطه زیر برآورد نمود:

$$BIDASK_{it} = 313/241 - 15/276 * DUALITY + 0/142 * INOWNER - 43/542 * SIZE - 1/856 * ROA$$

نگاره (۷). خلاصه نتایج تخمین مدل ۱ با استفاده از روش پانل دیتا

	ضرایب	خطای استاندارد	آماره- t	سطح معناداری
عرض از مبدأ	۴۸۱/۲۲۰	۴۹/۱۶۱	۹/۷۸۸	۰/۰۰۰
افشا ضعف کنترل‌های داخلی	۴/۴۶۴	۱/۹۴۷	۲/۲۹۲	۰/۰۲۲
گزارش حسابرس	۱/۱۲۴۲	۲/۹۹۰۵	۰/۳۷۵۹	۰/۷۰۷۲
افشا *گزارش حسابرس	-۱۰/۵۰۸	۳/۵۶۵	-۲/۹۴۷	۰/۰۰۳۴
بازده داراییها	۱/۹۹۵	۲/۱۸۱	۰/۹۱۴	۰/۳۶۰
سود /زیان	۲/۸۸۳	۲/۷۳۵	۱/۰۵۴	۰/۲۹۲
جریان نقدی عملیاتی	۰/۵۴E -۰۷	۲/۱۱E -۰۷	-۳/۰۹۵	۰/۰۰۲۱
شرکت عمر	-۶۸/۰۵۳	۱۶/۲۹۱	-۴/۱۷۷	۰/۰۰۰
اندازه شرکت	-۳۱/۴۷۹	۵/۷۷۵	-۵/۴۵۰	۰/۰۰۰
اهرم مالی	-۰/۵۳۲	۰/۲۸۴	-۱/۸۶۸	۰۶۲۳ .۰
ضریب تعیین	۰/۷۰	-Fآماره		۶/۵۱۵
ضریب تعیین تعدیل شده	۰/۵۷۹	سطح معناداری		۰/۰۰۰۰
دوربین واتسون	۲/۳۵۲			

منبع: یافته‌های محقق

نتایج حاصل از تخمین نشان می‌دهد که احتمال آماره t برای ضریب ثابت و ضرایب متغیرهای اندازه شرکت و گزارش ضعف کنترل داخلی و تأثیر متقابل گزارش ضعف کنترل داخلی وگزارش حسابرس، جریان نقدی عملیاتی، اندازه شرکت، عمر شرکت بر عدم تقارن اطلاعاتی کمتر از ۵٪ است. از این رو ضریب برآوردی متغیرهای فوق در سطح ۵ درصد معنادار می‌باشد و احتمال آماره t برای متغیرهای افشای ضعف کنترل داخلی، گزارش حسابرس، بازده دارایی‌ها، اهرم مالی، گزارش سود و زیان بر عدم تقارن اطلاعاتی بیشتر از ۵٪ است. از این رو ضریب برآوردی متغیر فوق از لحاظ آماری معنی‌دار نمی‌باشد. بنابراین با اطمینان ۹۵٪ این متغیر در مدل رگرسیونی بی معنی است. ضریب تعیین، قدرت توضیح‌دهندگی متغیرهای مستقل را نشان می‌دهد که قادر است به میزان حدودا ۷۰٪ تغییرات متغیر وابسته را توضیح دهند. با توجه به مقدار آماره دوربین واتسون۲/۳۵۲ که بین ۱/۵۰ و ۲/۵۰ می‌باشد استقلال خطاها تایید می‌شود وخود همبستگی بین متغیرها وجود ندارد. با توجه به مقدار سطح معنی‌داری به دست آمده برای آماره F که کوچکتر از ۵٪ است، بیانگر این است

که کل مدل از لحاظ آماری معنی‌دار می‌باشد. باتوجه به تأثیر متقابل گزارش حسابرس بر افشای ضعف کنترل داخلی برعدم تقارن اطلاعاتی فرض H0 رد شده و فرضیه۲، اثر تعدیل‌کننده گزارش حسابر سی بر ارتباط افشای ضعف کنترل داخلی و عدم تقارن اطلاعاتی درسطح ۵٪ و ۱۰٪ تایید می‌شود. لذا مدل نهایی برآوردی با توجه به معناداری متغیرها به صورت زیر خواهد بود.

BIDASK $_{it}$= 481/220+ 4/464 DISWEAK -10/508* DISAUDITDISWEAK+0/0654*CFO -31. 47905*SIZE-68. 05338* AGE

نتیجه‌گیری

در پژوهش حاضر، تأثیر افشای ضعف کنترل داخلی بر عدم تقارن اطلاعاتی وهمچنین تأثیر گزارش حسابرسی بر ارتباط بین افشای ضعف کنترل داخلی بر عدم تقارن اطلاعاتی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران مورد مطالعه قرارگرفته است. تخمین مدل‌ها نتایج ذیل را درپی داشت:

فرضیه اول پژوهش مبنی بر ارتباط بین افشای ضعف کنترل داخلی وعدم تقارن با استفاده از مدل رگرسیون چند متغیره نشان داد که بین افشای ضعف کنترل داخلی و عدم تقارن اطلاعاتی رابطه معنی‌داری در سطح ۵٪ وجود ندارد ولی در سطح ۱۰٪ رابطه معنی‌دار است. بنابراین فرضیه پژوهش با ۹۰ درصد اطمینان تایید شده است که این نتیجه با پژوهش‌های خواجوی وهمکاران (۱۳۹۳)، وکیلی فرد وهمکاران (۱۳۹۲) همسو می‌باشد و فرضیه دوم پژوهش نشان داد که‌گزارش حسابر سی اثر تعدیل کننده‌ای بر ارتباط بین افشای ضعف کنترل‌های داخلی و عدم تقارن اطلاعاتی دارد. همچنین از بین متغیرهای کنترلی، متغیرهای سن فعالیت‌های شرکت (عمر شرکت)، جریان نقدی عملیاتی و اندازه شرکت بر عدم تقارن اطلاعاتی تأثیر گذار است، بنابراین فرضیه پژوهش با ۹۵ درصد اطمینان تایید شده است. در تبیین این نتیجه می‌توان گفت که یافته‌ها نشان می‌دهد به طور متوسط عدم تقارن موجود در مورد نمونه‌های مورد بررسی ۴۸۱/۴ واحد می‌باشد وگزارش ضعف کنترل‌های داخلی و همچنین گزارش ضعف کنترل‌های داخلی همراه با گزارش حسابرسی منتشر بر عدم تقارن تأثیر داشته و مقدار عدم تقارن به میزان ۱۰ واحد کاهش می‌یابد. این یافته‌ها با تئوری‌های نمایندگی و مشروعیت همسو بوده و نشان می‌دهد که گزارش‌های مذکور همراه با اظهار نظر حسابرسی مورد توجه استفاده‌کنندگان قرار

می‌گیرد. به طور خلاصه در توضیح این یافته‌ها می‌توان چنین گفت که گزارشات حسابرسی، کیفیت افشای مربوط به ضعف کنترل‌های داخلی را افزایش می‌دهد و باعث اعتماد بیشتر شده ودر نهایت از عدم تقارن می‌کاهد.

نتایج این پژوهش تا حدودی با نتیجه پژوهش بنی مهد و همکاران (۱۳۹۲)، چن و همکاران (۲۰۱۱)، کینی و شپاردسون (۲۰۱۱)، آیلیو (۲۰۱۰)، اشبوق وهمکاران (۲۰۰۹)، وردی (۲۰۰۶) همسو می‌باشد. آن‌ها دریافتند که اطلاعات حسابرسی شده موجود در گزارش‌های مالی می‌تواند عدم تقارن اطلاعاتی و تضاد نمایندگی را کاهش دهد و موجب کاهش مدیریت سود شود. با توجه به جدید بودن موضوع تحقیق پژوهشی که مستقیما مربوط به موضوع فوق بوده باشد وجود ندارد و این انطباق به طور غیر مستقیم انجام شده است.

در نهایت انتظار می‌رود یافته‌های پژوهش حاضر علاوه بر غنا بخشیدن به ادبیات تحقیقات حسابداری بتواند تاکید مجددی بر نقش اعتباردهی حسابرسی بر گزارش‌های تهیه شده توسط شرکت‌ها باشد. هم‌چنین می‌توان گفت که این یافته‌ها نشان داد که گزارش‌های مالی ناشی از سیستم حسابداری همچنان دارای محتوی اطلاعاتی بوده و بر رفتار سرمایه‌گذاران خرد تأثیر می‌گذارند.

به طور خلاصه یافته‌های تحقیق حاضر نشان داد که گزارش ضعف کنترل‌های داخلی مفید بوده و هنگامی‌که در گزارش حسابرسی به آن اشاره می‌شود، می‌تواند بر عدم تقارن تأثیر مثبت‌تری داشته باشد.

این یافته‌ها می‌تواند برای سرمایه‌گذاران از نظر توجه به این گزارش‌ها درانتخاب سبد سرمایه‌گذاری مفید باشد. همچنین می تواند از جهت الزام به تهیه آن‌ها توسط شرکت‌ها و حسابرسی آنها مورد تاکید سیاست‌گذاران بورس قرار گیرد.

منابع

بنی مهد، بهمن. علی احمدی سعید. (۱۳۹۲). بررسی تحلیلی سودمندی گزارش های حسابرسی در بازار سرمایه. *فصلنامه علمی پژوهشی دانش حسابداری و حسابرسی مدیریت، سال دوم، شماره ششم.*

بهبهانی پریسا، جواد معصومی. (۱۳۹۵). نقش کیفیت حسابرسی در کاهش عدم تقارن اطلاعاتی. *مجله دانش حسابداری مالی، شماره ۴ دوره ۳.* صفحه ۹۳-۱۰۶.

پورحیدری، امید. افشار، مجتبی. (۱۳۹۴). بررسی تأثیر کیفیت حسابرسی بر هزینه حسابرسی وقیمت گذاری کمتر از واقع در عرضه‌های اولیه، *فصلنامه علمی پژوهشی حسابداری مالی، سال ۷، شماره ۲۶*.

حاجیها زهره. محمد حسین نژاد، سهیلا. (۱۳۹۴). عوامل تأثیرگذار بر نقاط ضعف با اهمیت کنترل داخلی. *پژوهش های حسابداری مالی و حسابرسی، سال ۷، شماره. ۲۶*

حیدری مهدی. (۱۳۹۵). اثر کیفیت حسابرسی بر هزینه نمایندگی وعدم تقارن با استفاده از معادلات ساختاری، *بررسی‌های حسابداری شماره ۳، دوره ۲۳*، صفحه۳۵۳-۳۷۷.

رویایی، رمضانعلی، ابراهیمی، محمد. (۱۳۹۴). بررسی تأثیر ویژگی‌های کمیته ی حسابرسی بر سطح افشای داوطلبانه اخلاق. *فصلنامه علمی پژوهشی حسابداری مالی، سال ۷، شماره۲*.

فخاری، حسین و فلاح محمدی، نرگس. (۱۳۸۸). بررسی تأثیر افشای اطلاعات بر نقد شوندگی سهام، *تحقیقات حسابداری، سال اول، شماره چهار*.

مکیان سید نظام الدین. رئیسی مهین. (۱۳۹۳). تأثیر حاکمیت شرکتی بر عدم تقارن اطلاعاتی بازار بورس اوراق بهادار تهران. *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی. سال چهاردهم، شماره. ۴*

وکیلی فرد حمیدرضا. (۱۳۹۲). رابطه بین ضعف کنترل‌های داخلی و ریسک سیستماتیک. *مطالعات کمّی در مدیریت، سال چهارم، شماره دوم*.

Ashbaugh-Skaife, H. , Collins, D. W. , Kinney, W. R. , Jr. , & Lafond, R. (2009). The effect of SOX internal control deficiencies on firm risk and cost of equity. *Journal of Accounting Research, 47 (1)* , 1–43.

Banimahd, bahman, Ali ahmmadi, saeid. (2013). An Anlitical Investigation about usefulness of Audit report in Capital Market. *Journal of accounting knowledge and management auditing No 6, (2)* , pp (13-29). (in persian)

Behbahani, parisa Sadat, Masomi javad. (2016). the role of auditing quality in information asymmetry reduction. *Journal of financial accounting knowledge, No. 4, (3)* , pp (93-106). (In Persian)

Beneish, M. , Billings, M. , Hodder, L. (2008). Internal control weaknesses and information uncertainty. *The Accounting Review*, 83 (3) , 665-703.

Chen, F. , Hope, O. K. , Li, Q. and Wang, X. (2011). Financial reporting quality and investment efficiency of private firms in emerging markets. *The Accounting Review, 86 (4) ,* 1255-1288 .

Dobre, M. , (2011). Stock investors' response to disclosures of material weaknesses in internal control. *Accounting and Management Information Systems*, 10 (3) , 397-423.

Dobre, M. , (2011). Stock investors' response to disclosures of material weaknesses in internal control. *Accounting and Management Information Systems*, 10 (3) , 397-423.

Dong Ji, Wei Lu, Wen Qu. (2015). Determinants and economic consequences of voluntary disclosure of internal control weaknesses in China. *Journal of Contemporary Accounting & Economics.*

Fakhari Hossein, Fallah mohammadi Narges. (2009). the effect of disclosure on the stock liquidity. *Accounting research journal, no 4 (1)* pp (163-148). (In Persian)

Greg Clincha, Donald Stokesb, Tingting Zhu. (2012). Audit quality and information asymmetry between traders Accounting and Finance 52 (2012) 743–765.

Hajiha, Zohreh, MohammadHossien Nejad Sohila.. (2015). effective factors on internal control weakness. *Financial accounting and auditing research, No26, (7)* , pp (119-137). (In Persian)

Healy, P. M. , Palepu, K. G. , (2001). Information asymmetry, corporate disclosure, and the capital markets: A review of the empirical disclosure literature. *Journal of Accounting and Economics, 31 (1-3)* , 405-440.

Heidari, Mehdi, et al. (2016). The Effect of Audit Quality on Agency Costs and Information Asymmetry: Structural Equation Modeling Approach. *Iranian Accounting review, No 3, (23)* , pp353-377. (In Persian)

Iliev, P. (2010). The effect of SOX Section 404: Costs, earnings quality and stock prices. *Journal of Finance, 65:* 1163–1196.

Ittonen, K. , (2010). Investor reactions to disclosures of material internal control weakness. *Managerial Auditing Journal, 25 (3) ,* 259-268.

Kinney, Jr. , Shepardson, Marcy L. (2010). Do Control Effectiveness Disclosures Require SOX 404 (b) Internal Control Audits? A Natural Experiment with Small U. S. Public Companies. *Journal of Accounting Research*, Forthcoming. Available at SSRN: http: //ssrn. com/abstract=1533527 .

Leftwich, R. , (1983). Accounting information in private markets: evidence from private lending agreements. *The Accounting Review 58 (1)* , 23–43.

Makiyan Saied nezamedin, raesii. The Effect of Corporat Governance on Asymmetric Information. (2014) , *Economic researches, No 4, (14)* pp (1-22). (In Persian)

Peng, W. Q, Wei, K. C. , Yang, Z. , (2011). Tunnelling or propping: Evidence from connected transactions. in China. *Journal of Corporate Finance*, *17*, 306-325.

Pourhidari, omid, et al, (2015). Investigating the effect of audit quality on audit fee and Underpricing of IPOs. *Quarterly financial accounting journal, 7 (26)* ,pp (31-51). (In Persian)

Rice, S. C. , Weber, D. P. , (2012). How effective is internal control reporting under SOX 404? Determinants of the (non-) disclosure of existing material weakness. *Journal of Accounting Research*, 50 (3) , 811-843.

Royaii Ramezan Ali, Ebrahimi Mohammad. (2015). the effect of audit characteristic on voluntary etic disclosure. *Quarterly financial accounting journal, No25, (7)* , pp (88-71). (In Persian)

Tzu Ching Weng1, Hsin-Yi Chi2 and Guang-Zheng. (2015). Internal Control Weakness and Information Quality. *Journal of Applied Finance & Banking*, vol. 5, no. 5, pp, 135-169 ISSN: 1792-6580 (print version) , 1792-6599 (online) Scienpress Ltd.

Vakili Fard hamidreza. (2013). Internal Control Weakness and Systematic Risk. *Quantative Study in Management, No 2 (4)* , pp (117-134). (In Persian)

Verdi, R. (2006). Financial Reporting Quality and Investment Efficiency. Unpublished PhD Dissertation, Faculties of the University of Pennsylvania in Partial Fulfillment, OR Working paper, Available at SSRN: http: //www. ssrn. com

پژوهش‌های تجربی حسابداری

سال هفتم، شماره ۲۷، بهار ۱۳۹۷، صص ۱۷۳ - ۱۹۷

ارتباط ارزشی اطلاعات حسابداری در دوران نوسانات اساسی بورس و اوراق بهادار تهران

زهرا فرهادی*، غلامرضا سلیمانی امیری**

تاریخ دریافت:۹۵/۱۰/۱۴

تاریخ پذیرش:۹۶/۰۱/۱۹

چکیده

تحقیق حاضر به بررسی ارتباط ارزشی در بازار سهام ایران و مقایسه ارتباط ارزشی معیارهای حسابداری در دوران نوسانات اساسی بورس اوراق بهادار تهران پرداخته است. جامعه آماری، شامل کلیه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس و اوراق بهادار تهران به‌استثناء بانک‌ها، شرکت‌های سرمایه‌گذاری، بیمه‌ها و لیزینگ‌ها و روش انتخاب نمونه، روش حذف سیستماتیک می‌باشد. در تحقیق فعلی، از مدل اولسان (۱۹۹۵) طی سال‌های ۱۳۸۴ تا ۱۳۹۴، روش داده‌های ترکیبی و نرم‌افزارهای ایویوز و استاتا استفاده شده است. یافته‌های تحقیق نشان می‌دهد که، در دوران نوسانات اساسی افزایشی و دوران نوسانات اساسی کاهشی، ارتباط ارزشی ارزش دفتری و ارتباط ارزشی جریانات نقدی عملیاتی کمتر از ارتباط ارزشی سودخالص است. همچنین، در دوران نوسانات غیراساسی، ارتباط ارزشی ارزش دفتری و ارتباط ارزشی جریانات نقدی عملیاتی تفاوت معناداری با ارتباط ارزشی سود خالص ندارند.نوآوری تحقیق فعلی این است که، ارتباط ارزشی اطلاعات حسابداری را در دوران نوسانات اساسی بورس اوراق بهادار تهران بررسی نموده است.

واژه‌های کلیدی: ارتباط ارزشی، اطلاعات حسابداری، نوسانات اساسی.

طبقه‌بندی موضوعی: M41, G14.

DOI: 10.22051/jera.2017.13450.1565

* دانشجوی دکتری حسابداری دانشگاه الزهراء (س) و عضو هیات علمی دانشگاه بجنورد، نویسنده مسئول (farhadi_1370@yahoo.com).

** دانشیار حسابداری دانشگاه الزهراء (س) (gh_soleimany@yahoo.com).

مقدمه

هدف اصلی حسابداری تامین نیازهای بازار سرمایه است. به‌عبارت دیگر، هدف اصلی حسابداری فراهم نمودن اطلاعات درست و منصفانه از وضعیت مالی و عملکرد شرکت‌هاست. صورت‌های مالی حاصل از گزارشگری مالی و سیستم حسابداری، به‌عنوان مهمترین منبع اطلاعاتی شرکت‌ها هستند؛ بنابراین، ارزیابی سودمندی (یا ارتباط ارزشی به‌عنوان اصطلاحی مناسب‌تر در دهه‌های اخیر) اطلاعات حسابداری در ارزشگذاری حقوق صاحبان سهام به یک پارادایم مهم در تحقیقات حسابداری مالی تبدیل شده است. تحقیقات ارتباط ارزشی بخش مهمی از تحقیقات حسابداری مالی مبتنی بر بازار هستند که فرض می‌کنند ارقام حسابداری، اطلاعاتی را برای سرمایه‌گذاران فراهم می‌کنند. تمرکز اصلی این تحقیقات، رابطه بین بازارهای سرمایه و صورت‌های مالی است و تغییرات در قیمت‌های سهام به‌عنوان معیاری عینی از سودمندی اطلاعات حسابداری مورد استفاده قرار می‌گیرد.

برای اینکه اطلاعات مالی مربوط باشند، به‌عبارت دیگر ارتباط ارزشی داشته باشند، ارقام حسابداری باید با ارزش جاری شرکت ارتباط داشته باشند. اگر ارتباطی بین ارقام حسابداری و ارزش شرکت وجود نداشته باشد، اطلاعات حسابداری مربوط نبوده و بنابراین، گزارش‌های مالی قادر نخواهند بود که یکی از اصلی‌ترین اهداف گزارشگری مالی و حسابداری را برآورده نمایند. وجود برخی از عوامل مانند نرخ تورم بالا در کشور و... می‌تواند منجر به کاهش ارتباط ارزشی اطلاعات حسابداری شده و در نتیجه سودمندی اطلاعات حاصل از گزارشگری مالی می‌تواند مورد سوال واقع شود.

اخیراً تعداد روبه‌رشدی از تحقیقات بیان کرده‌اند که صورت‌های مالی ارتباط ارزشی خود را از دست داده‌اند. این تحقیقات دلیل کاهش ارتباط ارزشی اطلاعات حسابداری را حرکت به سمت اطلاعات غیرمالی بیان کرده‌اند. نتایج این پژوهش‌ها نشان دهنده این است که زمانی که استفاده از اطلاعات غیرمالی جهت انجام مبادلات افزایش می‌یابد، ضریب تعیین رگرسیون قیمت سهام و اطلاعات حسابداری کاهش می‌یابد که نشان‌دهنده کاهش ارتباط بین اطلاعات حسابداری با ارزش بازار سهام است (دانتو، رازاکریشنان و رونن، ۲۰۰۷).

بنابراین، با توجه به متفاوت بودن نتایج تحقیقات کشورهای مختلف درباره ارتباط ارزشی اطلاعات حسابداری به‌دلیل تفاوت در اقتصاد، نهادهای حسابداری و استانداردهای حسابداری

در کشورهای مختلف و همچنین، جهت بررسی اثر نوسانات اساسی بورس اوراق بهادار تهران بر این ارتباط ارزشی (آیا در شرایط مختلف بازار سهام مانند دوران نوسانات، اطلاعات حسابداری در تعیین ارزش بازار سهام سهمی دارند؟ در شرایط مختلف بازار سهام مانند دوران نوسانات، اطلاعات حسابداری تولید شده نسبت به سایر اطلاعات چقدر نقش دارند؟)، مساله اصلی در این پژوهش، بررسی ارتباط اطلاعات حسابداری (ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام، سودخالص، جریانات نقدی عملیاتی، دارایی‌های مشهود و دارایی‌های نامشهود) با ارزش بازار حقوق صاحبان سهام (ارتباط ارزشی) در بازار سهام ایران و مقایسه ارتباط ارزشی این معیارهای حسابداری در دوران نوسانات اساسی بورس اوراق بهادار تهران می‌باشد.

مروری بر پیشینه

با توجه به اینکه این تحقیق در دوران نوسانات اساسی بورس اوراق بهادار تهران انجام شده و از این لحاظ دارای نوآوری می‌باشد؛ لذا، علی‌رغم جستجوهای فراوان تحقیق مشابهی در مورد این دوران، در داخل و خارج از ایران مشاهده نشد. بنابراین، در این قسمت تحقیقاتی که بیشترین شباهت را با تحقیق حاضر داشتند، مورد مطالعه و بررسی قرار گرفتند. نتایج حاصل از مطالعه مونگلی، باباجی، مارایه، سیتاه و رامژانی (۲۰۱۶)، بیانگر این است که هم سود هر سهم و هم خالص ارزش دارایی به‌صورت معناداری با قیمت سهام ارتباط دارند. نتایج حاصل از پژوهش بیس لند (۲۰۱۳)، حاکی از این است که در زمان بحران، ارزش دفتری بیشترین تغییرات مقطعی در قیمت‌های سهام را تبیین می‌نماید و ضریب واکنش سود به قیمت به‌صورت قابل‌ملاحظه‌ای در زمان بحران افزایش می‌یابد.

نتایج پژوهش آندریان‌تومو و یودیانتی (۲۰۱۳) نشان می‌دهد که: ۱- ارزش دفتری و سود همراه با هم، اطلاعات مربوطی در تبیین نوسانات قیمت سهام هستند، ۲- ارزش دفتری و سود به‌صورت جداگانه در تبیین نوسانات قیمت‌های سهام مربوط هستند و ۳- ارتباط ارزشی ارزش دفتری بیشتر از ارتباط ارزشی سود است. نتایج تحقیق آبیدان (۲۰۱۲)، نشان‌دهنده این است که ارتباط ارزشی سود بیشتر از ارتباط ارزشی ارزش دفتری است.

در تحقیق بی‌پاری (۲۰۱۲)، اثر بحران مالی جهانی بر ارتباط ارزشی ارزش دفتری، سود، جریانات نقدی عملیاتی، دارایی‌های مشهود، دارایی‌های نامشهود و سرقفلی آزمون شده است. یافته‌های حاصله بیانگر این است که در دوران بحران مالی در مقایسه با دوران بدون بحران،

ارتباط ارزشی ارزش دفتری و جریانات نقدی عملیاتی کاهش و ارتباط ارزشی سود افزایش می‌یابد. همچنین، نتایج نشان می‌دهند که ارتباط ارزشی نسبی سود هم در دوران بحران و هم در دوران بدون بحران بالاتر از ارتباط ارزشی ارزش دفتری و جریانات نقدی عملیاتی است.

نتایج حاصل از تحقیق نادال (۲۰۱۰)، نشان می‌دهند که ارزش دفتری و سود ارتباط ارزشی دارند ودر طول دوره بحران ارتباط ارزشی کل افزایش پیدا می‌کند. همچنین، نتایج بیانگر این است که در طول دوره بحران ارتباط ارزشی ارزش دفتری افزایش و ارتباط ارزشی سود کاهش یافته است. نتایج پژوهش کاروناراسنه و همکاران (۲۰۰۹)، بیانگر این است که از بین متغیرهای سود خالص، ارزش دفتری و جریانات نقدی، سود هر سهم بیشترین ارتباط ارزشی را دارد. هو، لیو و سان (۲۰۰۱)، در مطالعه‌ای به این نتیجه رسیدند که در شرکت‌های کره‌ای در زمان بحران نسبت به دوران قبل از بحران، ارتباط ارزشی سود حسابداری به‌صورت قابل‌ملاحظه‌ای کاهش یافته است.

یافته‌های حاصل از پژوهش فدایی‌نژاد و کامل‌نیا (۱۳۹۵)، نشان می‌دهدکه بازدهی آتی سهم ارتباطی به عملکرد مالی شرکت ندارد، در حالی که بازده آتی به صورت بسیار قوی با بازده نامشهود گذشته ارتباط معکوس دارد. نتایج حاصل از مطالعه محمدیان و مهتری (۱۳۹۴)، نشان داد که اگر چه سود ویژه نسبت به جریان نقد عملیاتی دارای ارتباط ارزشی بیشتری است؛ اما، اندازه شرکت و محیط اطلاعاتی، به‌صورت جداگانه و به‌طور هم‌زمان، تأثیر قابل‌ملاحظه‌ای بر ارتباط ارزشی سود ویژه نسبت به جریان نقد عملیاتی ندارد. در پژوهش ایزدی‌نیا، امینی و ربیعی (۱۳۹۲)، ارتباط ارزشی اطلاعات حسابداری با استفاده از الگوهای مبتنی بر قیمت و الگوهای مبتنی بر بازده مورد تحلیل قرار گرفته‌اند. نتایج نشان می‌دهد که در مدل بازده، رابطه‌ای مثبت میان اطلاعات سودهر سهم با انواع بازده سهام وجود دارد و ارتباط ارزشی اطلاعات حسابداری را تایید می‌کند .نتایج حاصل از مدل قیمت، نشانگر ارتباط مثبت میان سود هر سهم دوره‌ی جاری و ارزش دفتری سهام با ارزش بازار سهام است. همچنین، مدل قیمت، ارتباط ارزشی بسیار بیشتری نسبت به مدل‌های بازده دارد .یافته‌های تحقیق رحمانی و اسماعیلی (۱۳۹۳)، حاکی از وجود ارتباط ارزشی دارایی‌های نامشهود در طی دوره مذکور است.

نتایج حاصل از تحقیق برزگری‌خانقاه، محمد، حسن و سوری (۲۰۱۱)، بیانگر این است که اطلاعات حسابداری در ایران دارای ارتباط ارزشی بوده و ارتباط ارزشی سود هر سهم بیشتر از ارتباط ارزشی ارزش دفتری هر سهم است. یافته‌های تحقیق پورحیدری، سلیمانی امیری و صفاجو (۱۳۸۴)، نشان می‌دهد که بخش قابل‌توجهی از تغییرات ارزش شرکت به وسیله سود تبیین می‌شود.

ادبیات نظری

ارتباط ارزشی

ارتباط ارزشی به‌عنوان توانایی ارقام حسابداری مشمول در صورت‌های مالی در توضیح معیارهای بازار سرمایه است. داده‌های حسابداری مانند سود هر سهم، در صورتی ارتباط ارزشی دارند که به‌صورت قابل‌ملاحظه‌ای با متغیر وابسته (قیمت سهام، بازده سهام یا بازده غیرعادی سهام) ارتباط داشته باشند (تیتیلایو، ۲۰۱۱). ارتباط ارزشی یعنی اینکه با استفاده از اطلاعات حسابداری می‌توان ارزش بازار سهام شرکت‌ها را پیش بینی نمود و یا اینکه می‌توان تغییرات مقطعی در قیمت‌های سهام را تبیین نمود. این تعریف با بیانیه اهمیت ارتباط ارزشی اطلاعات حسابداری مربوط به چارچوب تهیه و ارائه صورت‌های مالی مطابقت دارد (IASC، ۱۹۸۹).

اطلاعات حسابداری

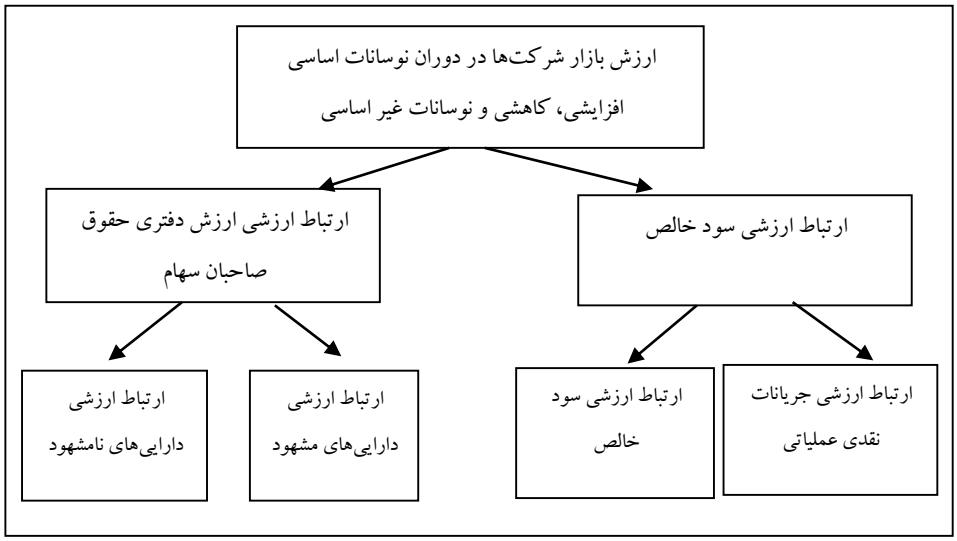
اطلاعات مشمول در صورت‌های مالی شرکت‌ها که بوسیله سیستم حسابداری و گزارشگری مالی شرکت‌ها تهیه می‌شوند را اطلاعات حسابداری می‌گویند. هدف اصلی اطلاعات حسابداری فراهم کردن اطلاعات مفید درباره وضعیت مالی و عملکرد شرکت برای استفاده کنندگان مختلف درون‌سازمانی و برون‌سازمانی است. ارزش و کیفیت اطلاعات حسابداری به میزان تامین نیازهای استفاده‌کنندگان توسط این اطلاعات بستگی دارد. اطلاعات حسابداری که در این تحقیق مورد استفاده قرار گرفتند، عبارتند از: ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام، سودخالص، جریانات نقدی عملیاتی، دارایی‌های مشهود و دارایی‌های نامشهود.

نوسانات اساسی

با توجه به اینکه در کشورهای متفاوت (کشورهای با بازارهای سهام توسعه‌یافته و کشورهای با بازارهای سهام نوظهور)، فاکتورهای مختلفی مانند وضعیت اقتصادی، اثرات سیاسی، قوانین و... بر بازار سهام تأثیرگذارهستند؛ لذا، نمی‌توان مقدار مشخصی کاهش یا افزایش در شاخص‌های سهام را به‌عنوان تعریف بحران تلقی نمود (پاتل و سرکار، ۱۹۹۸). با توجه به تعاریف فوق و با درنظر گرفتن اینکه در پژوهش بی‌پاری (۲۰۱۲) نیز، از تغییرات شاخص سهام برای تعریف بحران مالی استفاده شده است؛ در این پژوهش، برای تعریف نوسانات اساسی از تغییرات شاخص کل بورس و اوراق بهادار تهران استفاده شده است. بنابراین، با توجه به تعریف فوق و وجود عوامل متفاوت تأثیرگذار بر بازار سهام در کشورهای مختلف، نمی‌توان مقدار مشخصی کاهش یا افزایش در شاخص‌های سهام را به‌عنوان تعریف نوسانات اساسی نیز، مطرح نمود. یکی از شاخص‌های وضعیت اقتصادی هرکشور نرخ تورم آن است و براساس نتایج پژوهش نجارزاده؛ آقایی خوندابی و رضاپور (۱۳۸۸)؛ عباسی‌نژاد؛ محمدی و ابراهیمی (۱۳۹۶) و نورآذر برخو و صفری (۱۳۹۳) بین نرخ تورم و شاخص کل بورس و اوراق بهادار تهران رابطه معناداری وجود دارد؛ بنابراین، در این پژوهش از نرخ تورم به‌عنوان مبنایی برای تعریف نوسانات اساسی بورس اوراق بهادار تهران استفاده شده است. لازم به ذکر است که میانگین نرخ تورم طی سال‌های مورد مطالعه این پژوهش، براساس نرخ‌های تورم سالانه اعلام شده توسط بانک مرکزی کشور، ۱۸/۵ درصد می‌باشد؛ از این‌رو، در این پژوهش، نوسانات بیش از ۱۸/۵درصد در شاخص کل بورس و اوراق بهادار تهران به‌عنوان نوسانات اساسی تعریف شده و بنابراین، سال‌هایی که در آن، شاخص کل بورس و اوراق بهادار تهران افزایش بیش از ۱۸/۵در صد داشته است را به‌عنوان نوسانات اساسی افزایشی؛ سال‌هایی که در آن، شاخص کل بورس و اوراق بهادار تهران کاهش بیش از ۱۸/۵درصد داشته است را به‌عنوان نوسانات اساسی کاهشی و سال‌هایی که در آن، شاخص کل بورس و اوراق بهادار تهران تغییرات کمتر از ۱۸/۵درصد داشته است را به‌عنوان نوسانات غیراساسی تعریف می‌نماییم. لازم به ذکر است که اطلاعات مربوط به شاخص کل بورس و اوراق بهادار تهران از سایت بورس و اوراق بهادار تهران استخراج شده است.

تحقیقات بازار سرمایه یکی از شاخه‌های مهم تحقیقات حسابداری است. این تحقیق در شاخه اثباتی تحقیقات بازار سرمایه است. در این تحقیق رابطه بین متغیرهای مستقل و وابسته

(ارزش بازار حقوق صاحبان سهام شرکت به‌عنوان متغیر وابسته و معیارهای حسابداری به‌عنوان متغیرهای مستقل) آزمون خواهد شد. این تحقیق در تحقیقات بازار سرمایه در حوزه تئوری حسابداری اثباتی قرار دارد. نمودار (۱) چارچوب نظری مورد استفاده جهت تدوین فرضیه‌ها و آزمون تجربی آن‌ها را به تصویر کشیده است.



نمودار (۱). چارچوب نظری تدوین فرضیه‌ها (بی‌پاری، ۲۰۱۲)

فرضیه‌ها

۱. ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام و ارزش بازار حقوق صاحبان سهام ارتباط دارند.

۲. سود خالص و ارزش بازار حقوق صاحبان سهام ارتباط دارند.

۳. جریانات نقدی حاصل از عملیات و ارزش بازار حقوق صاحبان سهام ارتباط دارند.

۴. در دوران نوسان اساسی کاهشی شاخص سهام، ارتباط ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام با ارزش بازار حقوق صاحبان سهام بیشتر از ارتباط سودخالص با ارزش بازار حقوق صاحبان سهام است.

۵. در دوران نوسان اساسی افزایشی شاخص سهام، ارتباط سودخالص با ارزش بازار حقوق صاحبان سهام بیشتر از ارتباط ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام با ارزش بازار حقوق صاحبان سهام است.

۶. در دوران نوسان غیراساسی شاخص سهام، ارتباط سودخالص با ارزش بازار حقوق صاحبان سهام بیشتر از ارتباط ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام با ارزش بازار حقوق صاحبان سهام است.

۷. در دوران نوسان اساسی کاهشی شاخص سهام، ارتباط جریانات نقدی حاصل از عملیات با ارزش بازار حقوق صاحبان سهام بیشتر از ارتباط سودخالص با ارزش بازار حقوق صاحبان سهام است.

۸. در دوران نوسان اساسی افزایشی شاخص سهام، ارتباط سودخالص با ارزش بازار حقوق صاحبان سهام بیشتر از ارتباط جریانات نقدی حاصل از عملیات با ارزش بازار حقوق صاحبان سهام است.

۹. در دوران نوسان غیراساسی شاخص سهام، ارتباط سودخالص با ارزش بازار حقوق صاحبان سهام بیشتر از ارتباط جریانات نقدی حاصل از عملیات با ارزش بازار حقوق صاحبان سهام است.

۱۰. دارایی‌های مشهود با ارزش بازار حقوق صاحبان سهام ارتباط دارند.

۱۱. دارایی‌های نامشهود با ارزش بازار حقوق صاحبان سهام ارتباط دارند.

قلمرو تحقیق

قلمرو مکانی این تحقیق شامل کلیه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس و اوراق بهادار تهران، و دوره زمانی انجام تحقیق، دوره زمانی ده ساله، بین سال‌های ۱۳۸۴ تا ۱۳۹۴ می‌با شد. این دوره زمانی برا ساس نو سانات شاخص کل بورس و اوراق بهادار تهران در هر سال، به سه دوره تقسیم شده است که به شرح ذیل است:

الف) دوران نوسانات اساسی افزایشی: در این دوره، شاخص کل بورس و اوراق بهادار تهران در هر سال، بیش از ۱۸/۵ در صد افزایش دا شته ا ست. این دوره شامل سال‌های ۱۳۸۸ (افزایش ۵۸ درصدی)، ۱۳۸۹ (افزایش ۸۵ درصدی)، ۱۳۹۱ (افزایش ۴۴ درصدی)، ۱۳۹۲ (افزایش ۱۰۴ درصدی) و ۱۳۹۴ (افزایش ۲۷/۵ درصدی) می‌باشد.

ب) دوران نوسانات اساسی کاهشی: در این دوره، شاخص کل بورس و اوراق بهادار تهران در هر سال، بیش از ۱۸/۵ درصد کاهش داشته است. این دوره شامل سال‌های ۱۳۸۴ (کاهش ۲۲ درصدی)، ۱۳۸۷ (کاهش ۲۱ درصدی) و ۱۳۹۳ (کاهش ۲۱ درصدی) می‌باشد.

ج) دوران نوسانات غیراساسی: در این دوره، شاخص کل بورس و اوراق بهادار تهران در هر سال، کمتر از ۱۸/۵ درصد تغییر داشته است. این دوره شامل سال‌های ۱۳۸۵ (افزایش ۳ درصدی)، ۱۳۸۶ (افزایش ۳ درصدی) و ۱۳۹۰ (افزایش ۹ درصدی) می‌باشد.

جامعه و نمونه آماری

جامعه آماری در این تحقیق شامل کلیه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس و اوراق بهادار تهران به‌استثناء بانک‌ها، شرکت‌های سرمایه‌گذاری، بیمه‌ها و لیزینگ‌ها در بورس و اوراق بهادار تهران است. نمونه آماری در این تحقیق شامل کلیه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس و اوراق بهادار تهران به‌استثناء بانک‌ها، شرکت‌های سرمایه‌گذاری، بیمه‌ها و لیزینگ‌ها (به‌دلیل ماهیت متفاوت عملیات آنها) است که داده‌های مالی آن‌ها در دسترس بوده و در بورس اوراق بهادار تهران در فاصله سال‌های ۱۳۸۴ تا ۱۳۹۴ پذیرفته شده‌اند. روش انتخاب نمونه در این مطالعه روش حذف سیستماتیک می‌باشد؛ بنابراین، شرکت‌هایی که داده‌های مربوط به برخی از متغیرهای مورد نیاز پژوهش مانند ارزش بازار حقوق صاحبان سهام و... را نداشتند، شرکت‌هایی که پایان سال مالی آنها ۱۲/۲۹ نبود و شرکت‌های با ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام منفی از نمونه حذف شدند.

پس از اعمال موارد فوق، تعداد مشاهدات در دوران نوسانات اساسی افزایشی ۹۵۵ مورد، در دوران نوسانات اساسی کاهشی ۵۰۱ مورد و در دوران نوسانات غیر اساسی ۴۷۷ مورد می‌باشد.

روش‌های گردآوری اطلاعات

ارزش بازار حقوق صاحبان سهام از اطلاعات سایت بورس و اوراق بهادار تهران و اطلاعات حسابداری از گزارش‌های سالانه شرکت‌ها و نرم‌افزار ره‌آوردنوین و سایت کدال استخراج شده است .همچنین، جهت جمع‌آوری مبانی نظری از منابع کتابخانه‌ای و سایت‌های علمی استفاده شده است.

روش تحقیق و تجزیه و تحلیل اطلاعات و آزمون فرضیه‌ها

تحقیقات ارتباط ارزشی رابطه بین معیارهای خاص حسابداری و ارزش بازار حقوق صاحبان سهام شرکت یا بازده‌های سهام را بررسی می‌کنند. معمولاً تحقیقات ارتباط ارزشی تحلیل رگرسیون را برای مستندسازی رابطه بین متغیرهای مستقل و وابسته استفاده می‌کنند. زمانی یک معیار حسابداری خاص دارای ارتباط ارزشی می‌باشد که ضریب برآوردی آن در رگرسیون از لحاظ آماری مهم باشد و تغییرات مقطعی در قیمت‌های سهام را تبیین نماید. هدف از این پژوهش نیز، بررسی رابطه بین ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام هر سهم، سود (زیان) خالص هر سهم، جریانات نقدی عملیاتی هر سهم، دارایی‌های مشهود هر سهم و دارایی‌های نامشهود هر سهم با ارزش بازار حقوق صاحبان سهام شرکت‌ها می‌باشد.

با بررسی تحقیقات گذشته مشخص شد که بیشتر تحقیقات ارتباط ارزشی مدل تعدیل شده اولسان (۱۹۹۵) را استفاده نموده و آن را با توجه به اهداف خاص تحقیق تعدیل کرده‌اند (بی‌پاری، ۲۰۱۲). مدل اولسان (۱۹۹۵) به‌صورت زیر است:

$$\alpha_{it} + \beta_1 BV_{it} + \beta_2 E_{it} + \varepsilon_{it} \quad MV_{it} =$$

در پژوهش‌های الیویرا و همکاران (۲۰۱۰)، الجیفری و سیترون (۲۰۰۹)، بوگاجی و گالری (۲۰۰۶)، لو و زاروین (1999) و فرانسیس و شیپر (۱۹۹۹) از این مدل استفاده شده است. بنابراین، به منظور انجام این پژوهش، پس از بررسی مطالعات انجام شده در این زمینه و به‌طور خاص تحقیق بی‌پاری (۲۰۱۲)، مدل‌ها، متغیرها و روش‌های آماری آزمون فرضیه‌ها، مطابق نگاره‌های ۱ تا ۳ مورد استفاده قرار گرفتند.

نگاره (۱). مدل‌های پژوهش

مدل (۱) $\alpha_{it} + \beta_1 BV_{it} + \varepsilon_{it} MV_{it} =$	مدل (۴) $\alpha_{it} + \beta_4 T_{it} + \varepsilon_{it} MV_{it} =$
مدل (۲) $\alpha_{it} + \beta_2 E_{it} + \varepsilon_{it} MV_{it} =$	مدل (۵) $\alpha_{it} + \beta_5 INT_{it} + \varepsilon_{it} MV_{it} =$
مدل (۳) $\alpha_{it} + \beta_3 CFO_{it} + \varepsilon_{it} MV_{it} =$	

نگاره (۲). متغیرهای پژوهش

نام متغیر	تعریف عملیاتی
MV	ارزش بازار حقوق صاحبان سهام هر سهم
BV	ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام هر سهم
E	سود (زیان) خالص هر سهم
CFO	جریانات نقدی عملیاتی هر سهم
T	ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام هر سهم منهای دارایی‌های نامشهود هر سهم که بیان‌کننده دارایی‌های مشهود هر سهم است
INT	دارایی‌های نامشهود هر سهم

نگاره (۳). روش‌های آماری آزمون فرضیه‌ها

فرضیه	روش آماری آزمون فرضیه
۱، ۲، ۳، ۱۰و۱۱	در دوران نوسانات اساسی افزایشی، کاهشی و نوسانات غیراساسی: در مدل‌های ۱تا ۵، β_1 ,β_2 ,β_3 , β_4 و β_5 ≠۰ و معنادار باشند.
۴	در دوران نوسانات اساسی کاهشی: ۱. β_1 ,β_2 ≠۰ و معنادار باشند و ۲. R^2 تعدیل‌شده مدل (۱) < R^2 تعدیل‌شده مدل (۲) و تفاوت بین R^2ها معنادار باشد.
۵و۶	در دوران نوسانات اساسی افزایشی و نوسانات غیراساسی: ۱. β_1 ,β_2 ≠۰ و معنادار باشند و ۲. R^2 تعدیل‌شده مدل (۲) < R^2 تعدیل‌شده مدل (۱) و تفاوت بین R^2ها معنادار باشد.
۷	در دوران نوسانات اساسی کاهشی: ۱. β_2 ,β_3 ≠۰ و معنادار باشند و ۲. R^2 تعدیل‌شده مدل (۳) < R^2 تعدیل‌شده مدل (۲) و تفاوت بین R^2ها معنادار باشد.
۸و۹	در دوران نوسانات اساسی افزایشی و نوسانات غیراساسی: ۱. β_2 ,β_3 ≠۰ و معنادار باشند و ۲. R^2 تعدیل‌شده مدل (۲) < R^2 تعدیل‌شده مدل (۳) و تفاوت بین R^2ها معنادار باشد.

در این تحقیق، ابتدا پس از بررسی گزارش‌های مالی شرکت‌های موجود در نمونه آماری، داده‌های موردنظر با استفاده از نرم‌افزار اکسل گردآوری شده و سپس برای تجزیه و تحلیل اطلاعات و آزمون فرضیه‌ها از روش رگرسیون داده‌های ترکیبی در نرم‌افزارهای استاتا ۱۲ و ایویوز۹ استفاده شده است. در این پژوهش از آزمون اف لیمر جهت تخمین مدل داده‌های ترکیبی (مدل تجمیعی یا تلفیقی)، آزمون هاسمن جهت تخمین مدل با اثرات ثابت یا تصادفی، آزمون تخمین مدل با اثرات ثابت زمانی یا مقطعی، آزمون وایت برای بررسی وجود ناهمسانی واریانس، آزمون اف جهت بررسی معنادار بودن مدل، آزمون تی جهت بررسی معناداری متغیرهای مستقل و آزمون وونگ جهت مقایسه ضریب تعیین تعدیل شده استفاده شده است. لازم به ذکر است که تمامی آزمون‌های آماری در سطح اطمینان ۹۵ درصد می‌باشند.

در تحقیق حاضر به‌دلیل اینکه دوره زمانی در هریک از دوره‌های نوسانات اساسی افزایشی (۵ سال)، کاهشی (۳ سال) و نوسانات غیر اساسی (۳ سال) کمتر از ۱۰ سال است و همچنین تعداد دوره زمانی بسیار کمتراز تعداد شرکت‌ها می‌باشد؛ لذا، آزمون مانایی انجام نشده است.

همچنین، زمانی‌که سایر فروض کلاسیک برقرارند و حجم مشاهدات بالاست، با وجود عدم برقراری فرض نرمال بودن خطاها، ضرایب مدل، کارا بوده و از حداقل واریانس برخوردارند. لذا، می‌توان به نتایج برآورد مدل، اتکا نمود. برای دستیابی به بسیاری از نتایج در رگرسیون، نیازی به برقراری فرض نرمال بودن خطاها نیست. نرمال بودن خطاها غالباً به‌عنوان یک متمم زاید و احتمالاً نامناسب برای مدل رگرسیون، در نظر گرفته می‌شود (گرین، ۲۰۰۵، ص۱۷). زمانی که از داده‌های ترکیبی استفاده می‌شود و حجم نمونه آماری نیز بزرگ (یعنی بیشتر از ۳۰ مشاهده) است، توزیع جملات اخلال به توزیع نرمال نزدیک می‌شود (افلاطونی، ۱۳۹۴). لذا، در این تحقیق به‌دلیل اینکه تعداد نمونه‌ها بیشتر از ۳۰ مشاهده است، فرض بر این است که داده‌ها نرمال بوده و آزمون نرمال بودن انجام نشده است.

یافته‌ها

تجزیه و تحلیل داده‌ها در دوران نوسانات اساسی افزایشی

یافته‌های حاصل از تجزیه و تحلیل مدل‌های ارائه شده در نگاره (۱)، در نگاره‌های زیر نشان داده شده است:

نگاره (۴). نتایج تجزیه و تحلیل مدل‌ها

سطح معناداری آزمون وایت	سطح معناداری آزمون اثرات ثابت		سطح معناداری آزمون هاسمن	سطح معناداری آزمون F لیمر	مدل
	مقطعی	زمانی			
۰	۰	۰	۰	۰	مدل (۱)
۰/۰۱۹۱	–	تصادفی	۰/۹۶۹۸	۰	مدل (۲)
۰/۰۵۸۵	۰	۰	۰	۰	مدل (۳)
۰	۰	۰	۰	۰	مدل (۴)
۰/۲۹۴۷	–	تصادفی	۰/۵۷۴۶	۰	مدل (۵)

نگاره (۵). ضرایب مدل‌ها

مدل	سطح معناداری مدل	سطح معناداری متغیرمستقل	ضریب متغیرمستقل	سطح معناداری c	ضریب c	R^2 تعدیل‌شده
مدل (۱)	۰	۰	۲/۳۳	۰/۰۳	۱۵۸۷	۶۷
مدل (۲)	۰	۰	۵/۵	۰	۱۵۹۹	۷۴/۶
مدل (۳)	۰	۰	۱/۴	۰	۵۱۴۸	۵۷/۶
مدل (۴)	۰	۰	۲/۳	۰/۰۰۰۱	۱۷۳۴	۶۶/۶
مدل (۵)	۰	۰	۱۵/۴۴	۰	۵۷۸۶	۵/۸

نگاره (۶). نتایج آزمون وونگ

متغیرها	سطح معناداری آزمون وونگ
مقایسه ارزش دفتری هر سهم با سود خالص هر سهم	۰
مقایسه جریانات نقدی عملیاتی هر سهم با سود خالص هر سهم	۰

براساس اطلاعات نگاره‌های فوق، می‌توان فرضیه‌های ۱، ۲، ۳، ۵، ۸، ۱۰ و ۱۱ را بررسی نمود. با توجه به اطلاعات نگاره۴، سطح معناداری آزمون اف لیمر برای تمامی مدل‌ها، صفر است که یعنی همه مدل‌ها، مدل تلفیقی هستند. همچنین، سطح معناداری آزمون هاسمن برای مدل‌های ۱، ۳ و ۴، صفر است که یعنی این مدل‌ها، مدل با اثرات ثابت می‌باشند. علاوه بر این، سطح معناداری آزمون اثرات ثابت زمانی و مقطعی برای این مدل‌ها، صفر است که یعنی در این مدل‌ها، هم اثرات ثابت زمانی و هم مقطعی وجود دارد. اما، سطح معناداری آزمون هاسمن برای مدل‌های ۲ و ۵، به‌ترتیب ۰/۹۶۹۸ و ۰/۵۷۴۶ است که یعنی این مدل‌ها، مدل با اثرات تصادفی می‌باشند و با توجه به اینکه در این پژوهش تعداد مقاطع بیشتر از تعداد دوره‌های زمانی است، یعنی اثرات تصادفی زمانی وجود دارد. همچنین، سطح معناداری آزمون وایت برای مدل‌های ۱، ۲ و ۴ کمتر از ۵ درصد است که یعنی ناهمسانی واریانس در این مدل‌ها وجود دارد و باید از رگرسیون حداقل مربعات تعمیم یافته (موزون) استفاده نمود. اما، سطح معناداری آزمون وایت برای مدل‌های ۳ و ۵ بیشتر از ۵ درصد است که یعنی ناهمسانی واریانس در این مدل‌ها وجود ندارد و باید از رگرسیون حداقل مربعات معمولی استفاده نمود.

با توجه به اطلاعات نگاره ۵، می‌توان مشاهده نمود که سطح معناداری مدل و متغیر مستقل در تمامی مدل‌ها، صفر می‌باشد که چون کمتراز ۵ درصد است، بنابراین مدل‌ها معنادار بوده و متغیر مستقل نیز در تمامی مدل‌ها معنادار می‌باشد؛ لذا، فرضیه‌های ۱، ۲، ۳، ۱۰ و ۱۱ تایید می شوند و به‌عبارت دیگر، در دوران نو سانات ا سا سی افزایشی، ارزش دفتری، سود خالص، جر یانات نقدی عملیاتی، دارایی های مشهود و دارایی های نامشهود با ارزش بازار حقوق صاحبان سهام ارتباط دارند. مدل‌های استخراج شده از اطلاعات نگاره۵، به‌شرح زیر می‌باشند:

مدل (۱) $MV_{it} = ۱۹۰۵ + ۲/۵۵BV_{it}$

مدل (۲) $MV_{it} = ۲۵۹۶ + ۴/۹۶ E_{it}$

مدل (۳) $MV_{it} = ۶۶۹۹ + ۰/۹۵ CFO_{it}$

مدل (۴) $MV_{it} = ۲۰۳۱ + ۲/۵۴۶ T_{it}$

مدل (۵) $MV_{it} = ۷۰۳۸ + ۱۲/۸۸ INT_{it}$

همانطور که در نگاره ۵ مشاهده می‌شود، ضریب تعیین تعدیل‌شده ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام، جریانات نقدی حاصل از عملیات و سود خالص، به‌ترتیب ۶۷، ۵۷/۶ و ۷۴/۶ می‌باشد که یعنی در دوران نوسان اساسی افزایشی، ارتباط ارزشی سود خالص بیشتر از ارتباط ارزشی ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام و جریانات نقدی حاصل از عملیات است؛ اما، جهت بررسی این‌مورد که آیا این تفاوت معنادار است یا نه، از آزمون وونگ استفاده شده است. با توجه به اطلاعات نگاره ۶، می‌توان مشاهده نمود که، سطح معناداری آزمون وونگ برای مقایسه ارتباط ارزشی ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام با سود خالص و همچنین جهت مقایسه ارتباط ارزشی جریانات نقدی حاصل از عملیات با سود خالص، صفر می‌باشد ؛ که چون در هر دو مورد، کمتر از ۵ درصد است، به معنی آن است که تفاوت بین ضریب تعیین تعدیل شده دو متغیر معنادار می‌با شد؛ لذا، فر ضیه‌های ۵ و ۸ تایید می شوند. به‌عبارت دیگر، در دوران نو سان ا سا سی افزایشی شاخص سهام، ارتباط ارز شی سودخالص، به صورت معناداری بیشتر از ارتباط ارزشی ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام و ارتباط ارزشی جریانات نقدی حاصل از عملیات است.

تجزیه و تحلیل داده‌ها در دوران نوسانات اساسی کاهشی

یافته‌های حاصل از تجزیه و تحلیل مدل‌های ارائه شده در نگاره (۱)، در نگاره‌های زیر نشان داده شده است:

نگاره (۷). نتایج تجزیه و تحلیل مدل‌ها

سطح معناداری آزمون وایت	سطح معناداری آزمون اثرات ثابت		سطح معناداری آزمون هاسمن	سطح معناداری آزمون F لیمر	مدل
	مقطعی	زمانی			
۰	۰	۰	۰	۰	مدل (۱)
۰	–	تصادفی	۰/۳۰۶۶	۰/۰۰۳۹	مدل (۲)
۰	–	تصادفی	۰/۱۰۹۵	۰	مدل (۳)
۰/۲۹۵۸	–	تصادفی	۰/۸۵۴۰	۰	مدل (۴)
۰/۸۰۰۳	۰	۰	۰/۰۲۷۷	۰	مدل (۵)

نگاره (۸). ضرایب مدل‌ها

R^2 تعدیل‌شده	ضریب c	سطح معناداری c	ضریب متغیرمستقل	سطح معناداری متغیرمستقل	سطح معناداری مدل	مدل
۵۸/۶	۱۲۸۳/۶۳	۰/۱۴	۱/۸۹۸	۰	۰	مدل (۱)
۶۶/۷	۱۰۵۶/۸۶	۰/۰۰۰۳	۴/۸۸	۰	۰	مدل (۲)
۳۲	۳۰۷۵	۰	۲/۹۲	۰	۰	مدل (۳)
۲۰	۱۴۶۶	۰/۰۰۲۰	۱/۸۸۲	۰	۰	مدل (۴)
۴۵/۶	۵۱۱۵	۰	۹/۶۲	۰. ۱۵۱۱	۰	مدل (۵)

نگاره (۹). نتایج آزمون وونگ

سطح معناداری آزمون وونگ	متغیرها
۰	مقایسه ارزش دفتری هر سهم با سود خالص هر سهم
۰	مقایسه جریانات نقدی عملیاتی هر سهم با سود خالص هر سهم

براساس اطلاعات نگاره‌های فوق، می‌توان فرضیه‌های ۱، ۲، ۳، ۴، ۷، ۱۰ و ۱۱ را بررسی نمود. با توجه به اطلاعات نگاره ۷، سطح معناداری آزمون اف لیمر برای تمامی مدل‌ها، کمتر از ۵ درصداست که یعنی همه مدل‌ها، مدل تلفیقی هستند. همچنین سطح معناداری آزمون

هاسمن برای تمامی مدل‌ها به‌ترتیب ۰، ۰/۳۰۶۶، ۰/۱۰۹۵، ۰/۸۵۴۰ و ۰/۰۲۷۷ است که یعنی مدل‌های ۱ و۵، مدل با اثرات ثابت و مدل‌های ۲، ۳ و۴ مدل با اثرات تصادفی می‌باشند و با توجه به اینکه در این پژوهش تعداد مقاطع بیشتر از تعداد دوره‌های زمانی است، یعنی اثرات تصادفی زمانی وجود دارد. سطح معناداری آزمون اثرات ثابت زمانی و مقطعی برای مدل‌های ۱ و ۵، صفر است که یعنی در این دو مدل، هم اثرات ثابت زمانی و هم مقطعی وجود دارد. همچنین سطح معناداری آزمون وایت برای همه مدل‌ها، به‌ترتیب ۰، ۰، ۰، ۰/۲۹۵۸ و ۰/۸۰۰۳ است که یعنی در مدل‌های ۴ و۵ ناهمسانی واریانس وجود ندارد و در مدل‌های ۱، ۲و ۳ ناهمسانی واریانس وجود دارد.

با توجه به اطلاعات نگاره ۸، می‌توان مشاهده نمود که سطح معناداری مدل در تمامی مدل‌ها، صفر می‌باشد که چون کمتراز ۵ درصد است، بنابراین مدل‌ها معنادار می‌باشند. همچنین سطح معناداری متغیر مستقل در مدل‌های ۱ تا ۴، صفر می‌با شد که کمتراز ۵ در صد است؛ بنابراین متغیر مستقل نیز در این مدل‌ها معنادار می‌باشد. اما، سطح معناداری متغیر مستقل در مدل۵، برابر با ۰/۱۵۱۱ می‌باشد که یعنی متغیر مستقل در این مدل معنادار نمی‌باشد؛ لذا، فرضیه‌های ۱، ۲، ۳ و ۱۰ تایید می‌شوند و فرضیه ۱۱ رد می‌شود. به‌عبارت دیگر، در دوران نو سانات ا سا سی کاهشی، ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام، سود خالص، جریانات نقدی حاصل از عملیات و دارایی‌های مشهود با ارزش بازار حقوق صاحبان سهام ارتباط دارند و دارایی‌های نامشهود با ارزش بازار حقوق صاحبان سهام ارتباط ندارند. مدل‌های استخراج شده از اطلاعات نگاره ۸، به شرح زیر می‌باشند:

$$MV_{it} = ۱/۹\ BV_{it}$$ مدل (۱)

$$MV_{it} = ۱۰۵۷ + ۴/۸۸\ E_{it}$$ مدل (۲)

$$MV_{it} = ۳۰۷۵ + ۲/۹۲\ CFO_{it}$$ مدل (۳)

$$MV_{it} = ۱۴۶۶ + ۱/۸۸\ T_{it}$$ مدل (۴)

همانطور که در نگاره ۸ مشاهده می‌شود، ضریب تعیین تعدیل‌شده ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام، جریانات نقدی حاصل از عملیات و سود خالص، به‌ترتیب ۵۸/۶، ۳۲ و ۶۶/۷ می‌باشد که یعنی در دوران نوسان اساسی کاهشی، ارتباط ارزشی سود خالص بیشتر از ارتباط ارزشی ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام و جریانات نقدی حاصل از عملیات است؛ اما، جهت بررسی این‌مورد که آیا این تفاوت معنادار است یا نه، از آزمون وونگ استفاده شده

است. با توجه به اطلاعات نگاره ۹، می‌توان مشاهده نمود که، سطح معناداری آزمون وونگ برای مقایسه ارتباط ارزشی ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام با سود خالص و همچنین، جهت مقایسه ارتباط ارزشی جریانات نقدی حاصل از عملیات با سود خالص، صفر می‌باشد؛ که چون در هر دو مورد، کمتر از ۵ درصد است، به معنی آن است که تفاوت بین ضریب تعیین تعدیل‌شده دو متغیر معنادار می‌باشد؛ لذا، فرضیه‌های ۴ و ۷ رد می‌شوند. به‌عبارت دیگر، در دوران نوسان اساسی کاهشی، ارتباط ارزشی ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام و نیز، ارتباط ارزشی جریانات نقدی حاصل از عملیات، به‌صورت معناداری کمتر از ارتباط ارزشی سودخالص است.

تجزیه و تحلیل داده‌ها در دوران نوسانات غیراساسی

یافته‌های حاصل از تجزیه و تحلیل مدل‌های ارائه شده در نگاره (۱)، در نگاره‌های زیر نشان داده شده است:

نگاره (۱۰). نتایج تجزیه و تحلیل مدل‌ها

مدل	سطح معناداری آزمون f لیمر	سطح معناداری آزمون هاسمن	سطح معناداری آزمون اثرات ثابت		سطح معناداری آزمون وایت
			زمانی	مقطعی	
مدل (۱)	۰	۰/۰۰۲۰	۰/۳۴	۰	۰/۰۰۱۲
مدل (۲)	۰	۰	۰/۲۶	۰	۰
مدل (۳)	۰	۰	۰/۰۴۰۲	۰	۰/۰۰۲۶
مدل (۴)	۰	۰/۰۰۲۹	۰/۳۵۹۸	۰	۰/۰۰۱۲
مدل (۵)	۰	۰/۰۰۰۲	۰/۰۷۰۲	۰	۰/۷۱۶۹

نگاره (۱۱). ضرایب مدل‌ها

مدل	سطح معناداری مدل	سطح معناداری متغیرمستقل	ضریب متغیرمستقل	سطح معناداری c	ضریب c	R^2 تعدیل‌شده
مدل (۱)	۰	۰/۰۰۰۲	۱/۷۵	۰/۰۱۳	۲۱۵۱	۷۴
مدل (۲)	۰	۰	۲/۶۲	۰	۳۱۱۰/۹	۷۵
مدل (۳)	۰	۰/۰۰۳۸	۰/۸۷	۰	۴۵۶۱	۷۲
مدل (۴)	۰	۰/۰۰۰۲	۱/۷۵	۰/۰۰۹۲	۲۱۹۰	۷۴
مدل (۵)	۰	۰/۰۳۶۲	-۹/۴۲	۰	۵۵۰۶	۶۹

نگاره (۱۲). نتایج آزمون وونگ

متغیرها	سطح معناداری آزمون وونگ
مقایسه ارزش دفتری هر سهم با سود خالص هر سهم	۰/۲۹
مقایسه جریانات نقدی عملیاتی هر سهم با سود خالص هر سهم	۰/۶

براساس اطلاعات نگاره‌های فوق، می‌توان فرضیه‌های ۱، ۲، ۳، ۶، ۹، ۱۰ و ۱۱ را بررسی نمود. با توجه به اطلاعات نگاره ۱۰، سطح معناداری آزمون اف لیمر و آزمون هاسمن برای تمامی مدل‌ها، کمتر از ۵ درصداست که یعنی همه مدل‌ها، مدل تلفیقی از نوع مدل با اثرات ثابت هستند. همچنین، سطح معناداری آزمون اثرات ثابت زمانی مدل‌ها، به‌ترتیب۰/۳۴، ۰/۲۶، ۰/۰۴۰۲، ۰/۳۵۹۸ و ۰/۰۷۰۲می‌باشد و بدین معنی است که مدل ۳، مدل با اثرات ثابت زمانی و سایر مدل‌ها، مدل بدون اثرات ثابت زمانی هستند. همچنین سطح معناداری آزمون اثرات ثابت مقطعی برای همه مدل‌ها کمتر از ۵ درصدبوده که بدین معنی است که در همه مدل‌ها اثرات ثابت مقطعی وجود دارد. همچنین سطح معناداری آزمون وایت برای همه مدل‌ها، به‌ترتیب ۰/۰۰۱۲، ۰، ۰/۰۰۲۶، ۰/۰۰۱۲ و ۰/۷۱۶۹ است که یعنی در مدل ۵ ناهمسانی واریانس وجود ندارد و در مدل‌های ۱تا ۴ ناهمسانی واریانس وجود دارد.

با توجه به اطلاعات نگاره۱۱، می‌توان مشاهده نمود که سطح معناداری مدل در تمامی مدل‌ها، کمتراز ۵ درصد است، بنابراین مدل‌ها معنادار می‌باشند. همچنین، سطح معناداری متغیر مستقل در همه مدل‌ها، کمتراز ۵ در صد ا ست، بنابراین متغیر مستقل نیز در این مدل‌ها معنادار

می‌با شد؛ لذا، فر ضیه‌های ۱، ۲، ۳، ۱۰ و ۱۱ تایید می شوند. به‌عبارت دیگر، در دوران نو سانات غیراساسی، ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام، سود خالص، جریانات نقدی حاصل از عملیات، دارایی‌های مشهود و دارایی‌های نامشهود با ارزش بازار حقوق صاحبان سهام ارتباط دارند. مدل‌های استخراج شده از اطلاعات نگاره۱۱، به شرح زیر می‌باشند:

مدل (۱) $MV_{it} = ۲۱۵۱ + ۱/۷۵\ BV_{it}$

مدل (۲) $MV_{it} = ۳۱۱۱ + ۲/۶۲\ E_{it}$

مدل (۳) $MV_{it} = ۴۵۶۱ + ۰/۸۷\ CFO_{it}$

مدل (۴) $MV_{it} = ۲۱۹۰ + ۱/۷۵\ T_{it}$

مدل (۵) $MV_{it} = - ۵۵۰۶\ ۹/۴۲\ INT_{it}$

همانطور که در نگاره ۱۱ مشاهده می‌شود، ضریب تعیین تعدیل‌شده ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام، جریانات نقدی حاصل از عملیات و سود خالص، به‌ترتیب ۷۴، ۷۲ و ۷۵ می‌باشد ؛ که یعنی در دوران نوسان غیراساسی، ارتباط ارزشی سود خالص بیشتر از ارتباط ارزشی ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام و جریانات نقدی حاصل از عملیات است؛ اما، جهت برر سی این‌مورد که آیا این تفاوت معنادار ا ست یا نه، از آزمون وونگ ا ستفاده شده ا ست. با توجه به اطلاعات نگاره ۱۲، می‌توان مشاهده نمود که، سطح معناداری آزمون وونگ برای مقایسه ارتباط ارزشی ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام با سود خالص، ۰/۲۹ و جهت مقایسه ارتباط ارزشی جریانات نقدی حاصل از عملیات با سود خالص، ۰/۶ می‌باشد ؛ که چون در هر دو مورد، بیشتر از ۵ درصد است، به معنی آن است که تفاوت بین ضریب تعیین تعدیل‌شده دو متغیر معنادار نمی‌باشد؛ لذا، فرضیه ۶ و ۹ رد می‌شوند. به‌عبارت دیگر، در دوران نوسان غیراساسی، ارتباط ارزشی ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام و ارتباط ارزشی جریانات نقدی حاصل از عملیات، تفاوت معناداری با ارتباط ارزشی سودخالص ندارند.

به‌دلیل اینکه این تحقیق در دوران نوسانات اساسی بورس اوراق بهادار تهران انجام شده و از این لحاظ دارای نوآوری می‌باشد و تحقیق مشابهی در مورد این دوران، در داخل و خارج از ایران انجام نشده و تحقیقات خارج از ایران فقط به بحث ارتباط ارزشی در زمان بحران مالی پرداخته‌اند؛ لذا، امکان مقایسه نتایج این تحقیق با تحقیقات مشابه وجود ندارد و فقط شاید بتوان نتایج این تحقیق را در دوران نو سانات ا سا سی کاهشی، با نتایج تحقیقات مشابه در زمان بحران مالی در خارج از کشور مقایسه نمود. نتایج تحقیق در دوران نو سانات ا سا سی کاهشی

در مورد ارزش دفتری، سود خالص و جریانات نقدی عملیاتی مشابه با یافته‌های پژوهش بی‌پاری (۲۰۱۲) است که بیان نمود ارتباط ارزشی نسبی سود در دوران بحران بالاتر از ارتباط ارزشی ارزش دفتری و جریانات نقدی عملیاتی است. همچنین، این نتایج، مشابه با یافته‌های پژوهش آبیدان (۲۰۱۳) می‌باشد که نشان داد ارتباط ارزشی سود بیشتر از ارتباط ارزشی ارزش دفتری است. علاوه براین، نتایج تحقیق در دوران نوسانات اساسی کاهشی مشابه با نتایج تحقیق کارونا راسنه و همکاران (۲۰۰۹) است که بیان نمودند سود هر سهم بیشترین ارتباط ارزشی را دارد. لازم به ذکر است، شاید بتوان نتایج این تحقیق در دوران نوسانات اساسی کاهشی را با نتایج تحقیق محمدیان و مهتری (۱۳۹۴) که بیان نمودند ارتباط ارزشی سود هر سهم بیشتر از ارتباط ارزشی جریانات نقدی عملیاتی هر سهم است و نیز، نتایج تحقیقات برزگری و همکاران (۲۰۱۱) و پورحیدری و همکاران (۱۳۸۴) که نشان دادند ارتباط ارزشی سود هر سهم بیشتر از ارتباط ارزشی ارزش دفتری هر سهم است، مشابه دانست. همچنین، نتایج تحقیق در دوران نوسانات اساسی کاهشی در مورد ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام، مغایر با نتایج تحقیق بیس‌لند (۲۰۱۳) می‌باشد که نشان داد در زمان بحران، ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام بیشترین تغییرات مقطعی در قیمت‌های سهام را تبیین می‌نماید، به‌عبارت دیگر بیشترین ارتباط ارزشی را دارا می‌باشد. علاوه براین، نتایج تحقیق در مورد ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام و سودخالص مغایر با نتایج مطالعه نادال (۲۰۱۰) و هو و همکاران (۲۰۰۱) می‌باشد که به این نتیجه دست یافتند که در طول دوره بحران مالی، ارتباط ارزشی ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام افزایش و ارتباط ارزشی سود کاهش یافته است. همچنین، این نتایج مغایر با نتایج تحقیق آندریان‌تومو و یودیانتی (۲۰۱۳) می‌باشد که بیان نمودند ارتباط ارزشی ارزش دفتری بیشتر از ارتباط ارزشی سود است.

شاید بتوان دلیل تناقض بین نتایج تحقیق فعلی و یافته‌های تحقیق محققان در کشورهای غربی را این‌گونه بیان نمود که در کشورهای غربی به‌دلیل پایین بودن نرخ تورم، اختلاف قابل‌ملاحظه‌ای بین ارزش دفتری دارایی‌ها و ارزش روز آن‌ها وجود ندارد و در نتیجه، ارزش دفتری هرسهم بخش قابل‌توجهی از ارزش بازار شرکت‌ها را بر اساس مدل اولسان (۱۹۹۵) تبیین می‌نماید. اما، به‌دلیل بالابودن نرخ تورم در کشور ما، تفاوت قابل‌ملاحظه‌ای بین ارزش دفتری دارایی‌ها و ارزش روز آن‌ها وجود دارد؛ لذا، ارزش دفتری هرسهم نمی‌تواند بخش

مهمی از ارزش بازار شرکت‌ها را تبیین نماید. بنابراین، سرمایه‌گذاران و سایر استفاده‌کنندگان، به‌جای ارزش دفتری هر سهم از معیار سود هر سهم استفاده می‌نمایند.

نتیجه‌گیری

تحقیق حاضر به بررسی ارتباط اطلاعات حسابداری با ارزش بازار حقوق صاحبان سهام (ارتباط ارزشی) در بورس اوراق بهادار تهران و مقایسه ارتباط ارزشی این معیارهای حسابداری در دوران نوسانات اساسی بورس اوراق بهادار تهران پرداخته است. یافته‌های تحقیق حاکی از این است که، در دوران نوسانات اساسی افزایشی، ارزش دفتری هر سهم، سود (زیان) خالص هر سهم، جریانات نقدی عملیاتی هر سهم، دارایی‌های مشهود هر سهم و دارایی‌های نامشهود هر سهم ارتباط ارزشی دارند. همچنین، ارتباط ارزشی سود (زیان) خالص، به‌صورت معناداری بیشتر از ارتباط ارزشی ارزش دفتری و ارتباط ارزشی جریانات نقدی عملیاتی است. در دوران نوسانات اساسی کاهشی، ارزش دفتری، سود خالص، جریانات نقدی عملیاتی و دارایی‌های مشهود دارای ارتباط ارزشی هستند و دارایی‌های نامشهود ارتباط ارزشی ندارند. علاوه براین، ارتباط ارزشی ارزش دفتری و ارتباط ارزشی جریانات نقدی عملیاتی کمتر از ارتباط ارزشی سودخالص است. در دوران نوسانات غیراساسی، ارزش دفتری، سود خالص، جریانات نقدی عملیاتی، دارایی‌های مشهود و دارایی‌های نامشهود دارای ارتباط ارزشی هستند. همچنین، ارتباط ارزشی ارزش دفتری و ارتباط ارزشی جریانات نقدی عملیاتی تفاوت معناداری با ارتباط ارزشی سود خالص ندارد.

پیشنهادها برای تحقیقات آتی

با توجه به نتیجه‌گیری‌های به عمل‌آمده و همچنین با درنظرگرفتن محدودیت‌های موجود در این تحقیق، می‌توان پیشنهادهای کاربردی را برای جهت‌دهی تحقیقات آتی پژوهشگران حوزهٔ حسابداری به شرح زیر ارائه نمود:

۱. انجام تحقیقی مشابه با تحقیق فعلی با استفاده از داده‌های مربوط به بورس اوراق بهادار کشورهای توسعه‌یافته که دارای حجم نمونه بالاتری هستند و مقایسه یافته‌های آن تحقیق با نتایج تحقیق حاضر.

۲. انجام تحقیقی مشـابه با تحقیق فعلی در بورس اوراق بهادار تهران و با اسـتفاده از داده‌های مربوط به دورهٔ زمانی طولانی‌تر و مقایسه یافته‌های آن تحقیق با نتایج تحقیق حاضر.

۳. انجام تحقیقی مشـابه با تحقیق فعلی در بورس اوراق بهادار تهران و با اسـتفاده از داده‌های مربوط به صنایع مختلف و مقایسه یافته‌های آن تحقیقات با نتایج تحقیق حاضر.

منابع

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

ایزدی‌نیا، ناصر؛ امینی، ولی‌اله و ربیعی، حامد. (۱۳۹۲). بررسی ارتباط ارزشی اطلاعات حسابداری در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. پژوهش‌های تجربی حسابداری، سال دوم، شماره۸، صص: ۱۰۱-۱۲۳.

پورحیدری، امید؛ سلیمانی امیری، غلامرضا و صفاجو، محسن. (۱۳۸۴). بررسی میزان ارتباط سود و ارزش دفتری با ارزش بازار سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. بررسی‌های حسابداری و حسابرسی، شماره۴۲، صص: ۳-۱۹.

رحمانی، علی و اسماعیلی، غریبه. (۱۳۹۳). دارایی‌های نامشهود در شرکت‌های بورسی و تأثیر آن بر ارتباط ارزشی سود. فصلنامه مطالعات تجربی حسابداری مالی، شماره ۴۳، صص: ۱- ۲۳.

عباسی‌نژاد، حسین؛ محمدی، شاپور و ابراهیمی، سجاد، (۱۳۹۶)، پویایی‌های رابطهٔ متغیرهای کلان و شاخص بازار سهام، مدیریت دارایی و تامین مالی، (۱) ۵، ۶۱- ۸۲.

فدایی‌نژاد، محمداسماعیل و کامل‌نیا، مجتبی. (۱۳۹۵). واکنش بازار به اطلاعات مشهود و نامشهود در بورس اوراق بهادار تهران. فصلنامه مدیریت دارایی و تأمین مالی، سال ۴، شماره12 ، صص: ۱۹-۳۶.

محمدیان، محمد و مهتری، زینب. (۱۳۹۴). بررسی اثر هم زمان اندازه شرکت و محیط اطلاعاتی بر ارتباط ارزشی سود ویژه و جریان نقد عملیاتی. فصلنامه پژوهش‌های حسابداری مالی، شماره ۲۵، صص: ۳۷- ۶۰.

نجارزاده، رضا؛ آقایی خوندابی، مجید و رضایی‌پور، محمد، (۱۳۸۸)، بررسی تأثیر نوسانات شوک‌های ارزی و قیمتی بر شاخص قیمت سهام بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از رهیافت خود رگرسیون برداری، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی، (۱) ۹، ۱۴۷- ۱۷۵.

نورآذر برخو، مریم و صفری، امیر، (۱۳۹۳)، متغیرهای موثر بر تغییرات شاخص بورس اوراق بهادار تهران با تاکید بر تغییرات سال‌های ۱۳۹۱-۲، پایان نامه کارشناسی ارشد، قم، دانشکده مدیریت و اقتصاد .

Abbasinejad, H. ; Mohammadi, Sh. & Ebrahimi, S. (2017). Dynamics of the relation between macroeconomic variables and stock market index, Asset Management & Financing, 5 (1) , 61- 82. (In Persian)

Abiodun, B. Y.. (2012). Significance of accounting information on corporate values of firms in Nigeria. *Research Journal in Organizational Psychology & Educational Studies, 1 (2)* , 105-113.

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

Al-jifri, K. & Citron D.. (2009). The value-relevance of financial statement recognition versus note disclosure: evidence from goodwill accounting. *European Accounting Review, 18 (1)* , 123- 140.

Andriantomo & Yudianti, F. N. (2013). The Value Relevance of Accounting Information at Indonesia Stock Exchange. *International Conference on Business, Economics, and Accounting 20 – 23 March, Bangkok – Thailand*, 1- 14.

Barzegari, J. ; Mohamad, Sh. ; Hassan, T. & Sori, Z. M. (2011). The impact of reforms on the value relevance of accounting information: Evidence from Iran. *African Journal of Business Management*, *5 (1)* , 96-107.

Beisland, L. A.. (2013). The value relevance of accounting information during the global financial crisis: evidence from Norway. *International journal of economics and accounting, 4 (3).*

Bepari, Md Kh.. (2012). value relevance of accounting information during a financial crisis: an empirical analysis of Australian companies. *Thesis of degree of Doctor of philosophy, Dhaka university*, 1-275.

Bugeja, M. & Gallery, N. (2006). Is older goodwill value relevant? *Accounting and Finance*, *46 (4)* , 519- 535.

Dontoh, A. ; Radhakrishnan, S. & Ronen, J.. (2007). The Declining Value Relevance of Accounting Information and Non-Information-Based Trading: An Empirical Analysis. *Contemporary Accounting Research*, 1-19.

Fadaei Nejad, M. E. & Kamelniya, M. (2016). Market Reaction to Tangible and Intangible Information in Tehran Stock Exchange. *Asset Management & Financing*, *4 (1)* , 19- 36. (In Persian)

Francis, J. & Schipper, K. (1999). Have financial statements lost their relevance. *Journal of Accounting Research*, *37 (2)* , 319- 352.

Green, W. H. (2005). *Econometric Analysis*, Prentice Hall, New Jersey.

Ho, L. J. , Liu, Ch. & Sohn, P.. S (2001). the value relevance of accounting information around the 1997 Asian financial crisis—the case of South Korea. *Asia-Pacific Journal of Accounting & Economics, 8 (2)* , 83- 107.

International Accounting Standards Committee (IASC). (1989). *Framework for the Preparation and Presentation of Financial Statements.*

Izadinia, N. ; Amini, V. & Rabiee, H. (2013). Value Relevance of Accounting Information in the Companies Listed in Tehran Stock Exchange. *Journal of Empirical Research in Accounting, 2 (4)* , 101-123. (In Persian)

Karunarathne, W. et all. (2009). The Value Relevance of statements' information: with special reference to the listed companies in Colombo stock exchange, 1- 20.

Lev, B. & Zarowin, P. (1999). The boundaries of financial reporting and how to extend them. *Journal of Accounting Research,37 (2)* , 353- 385.

Mohammadian, M. & Mehtari, Z. (2015). Investigating Interactive Effect of Firm Size and Information Environment on Value Relevance of Net Income and Operating Cash Flow. *Financial Accounting Researches, 7 (3)* , 37 – 60. (In Persian)

Mungly, Y. ; Babajee, R. B. ; Maraye, N. P. ; Seetah, K. & Ramdhany, N. G. (2016). A Study on Corporate Governance and Value Relevance of Accounting Information: Evidence from Listed Companies in Mauritius. *Proceedings of the Fifth Asia-Pacific Conference on Global Business, Economics, Finance and Social Sciences (AP16Mauritius Conference)* , Port Louis, Mauritius, 21-23 January, Paper ID: M629.

Najjarzadeh, R. ; Aghaei, M. & Rezaeepour, M. (2009). The Impact of Price and Exchange Rate Fluctuations on Stock Price Index in Tehran Stock Market: Using a Vector Auto-Regression Method. *The Economic Research (scientific research quarterly)* , 9 (1) , 147- 175. (In Persian)

Navdal, R.. (2010). Value Relevance of Accounting Information: Emphasis on the Financial Crisis in 2008. *thesis of degree of Master of Business Administration , University of Agder*, 1- 69.

Nourazar, M. and Safari, A. (2014). Effective variables on changes in Tehran Stock Exchange index with emphasis on changes in 2012-2013, *Master's Thesis*, Qom, Faculty of Management and Economics. (In Persian)

Ohlson, J. A. (1995). Earning book values, & dividends in equity valuation. *Contemporary Accounting Research, 11 (2)* , 661- 687.

Oliveira, L. ; Rodrigues, L. L. & Craig, R. (2010). Intangible assets and value relevance: evidence from the Portuguese stock exchange. *The British Accounting Review, 42 (4)* , 241- 252.

Patel, S. & Sarkar, A.. (1998). Stock Market Crises in Developed and Emerging Markets , 261- 285.

Pourheidari, O. ; Soleimany Amiri, Gh. & Safajoo, M. (2006). A study of the relationship between earnings and book value to market value of companies listed in Tehran Stock Exchange. *Journal of the Accounting and Auditing Review, 12 (4)* , 3 – 19 (in Persian).

Rahmani, A. & Esmaili, Gh. (2014). The Intangible Assets in Listed Companies in Tehran Stock Exchange and Their Impact on the Value

Relevance. *Empirical Studies in Financial Accounting* Quarterly,11 (43) , 1-23. (in Persian).

Titilayo, O.. (2011). Value Relevance of Accounting Information in the Nigerian stock market. *thesis in the department of accounting, submitted to the school of postgraduate studies, covenant university, Ota, Nigeria,* 1-200.

پژوهش‌های تجربی حسابداری

سال هفتم، شماره ۲۷، بهار ۱۳۹۷، صص ۱۹۹ - ۲۲۵

بررسی تأثیر سازوکارهای حاکمیت شرکتی بر رابطه بین احساسات سرمایه‌گذار و تصمیمات سرمایه‌گذاری شرکت‌ها

سیدعباس هاشمی*، سیدمحمد مشعشعی**

تاریخ دریافت: ۹۵/۰۴/۲۰

تاریخ پذیرش: ۹۵/۰۸/۰۸

چکیده

هدف این پژوهش بررسی اثر حاکمیت شرکتی بر رابطه بین احساسات سرمایه‌گذار و تصمیمات سرمایه‌گذاری شرکت‌ها است. برای این منظور، نمونه‌ای شامل ۱۰۶ شرکت پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۸۸ الی ۱۳۹۳ مورد آزمون قرار گرفتند. در این پژوهش برای متغیر حاکمیت شرکتی از شاخص حاکمیت شرکتی مستخرج از یک چک‌لیست شامل بیست‌ویک سؤال استفاده شده است. به منظور تجزیه‌وتحلیل داده‌ها و آزمون فرضیه‌ها، الگوی رگرسیون چندمتغیره برمبنای داده‌های ترکیبی مورد استفاده قرار گرفته است. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که احساسات سرمایه‌گذار دارای اثر معناداری بر سطح سرمایه‌گذاری جدید و بیش‌سرمایه‌گذاری شرکت‌ها است. هم‌چنین، شاخص حاکمیت شرکتی دارای اثر معناداری بر رابطه بین احساسات سرمایه‌گذار و سرمایه‌گذاری جدید و بیش‌سرمایه‌گذاری است. به عبارتی، در شرکت‌هایی با سطح حاکمیت شرکتی بالاتر، اثر احساسات سرمایه‌گذار بر تصمیمات سرمایه‌گذاری شرکت، بهبود می‌یابد.

واژه‌های کلیدی: حاکمیت شرکتی، احساسات سرمایه‌گذار، تصمیمات سرمایه‌گذاری، بیش‌سرمایه‌گذاری.

طبقه‌بندی موضوعی: M41، G10

DOI: 10.22051/jera.2017.10751.1349

* دانشیار گروه حسابداری دانشکده علوم اداری و اقتصاد دانشگاه اصفهان، اصفهان، ایران، نویسنده مسئول (a.hashemi@ase.ui.ac.ir).

** دانشجوی دکتری حسابداری دانشکده علوم اداری و اقتصاد دانشگاه اصفهان، اصفهان، ایران (Mohammad.moshashaee@gmail.com).

مقدمه

بنگاه‌های اقتصادی، بازیگران اصلی اقتصاد هر کشور محسوب می‌شوند که نقش مهمی در شکل‌گیری و رشد اقتصادی آن ایفا می‌کنند. برای دست‌یابی به اهداف مورد نظر، شرکت‌ها باید منابع مالی خود را به‌درستی مدیریت کنند (فدائی‌نژاد و همکاران، ۱۳۹۳). سرمایه‌گذاری شرکت‌ها به عنوان مولد جریان‌های نقدی، نقش بسزایی در عملکرد بلندمدت، ارزش آتی شرکت‌ها و توسعه کشورها دارد. از این رو، اتخاذ تصمیمات سرمایه‌گذاری و شناخت محرک‌های سرمایه‌گذاری در شرکت‌ها از اهمیت بالایی برخوردار است (پاکیزه و بشیری جویباری، ۱۳۹۲).

بیان فرآیند سرمایه‌گذاری در یک حالت منسجم، مستلزم تجزیه و تحلیل ماهیت اصلی تصمیم‌های سرمایه‌گذاری است. در این حالت، فعالیت‌های مربوط به فرآیند تصمیم‌گیری، تجزیه شده و عوامل مهم در محیط فعالیت سرمایه‌گذاری که بر روی تصمیم‌گیری آن‌ها تأثیر می‌گذارد، مورد بررسی قرار می‌گیرد. به‌طور کلی سرمایه‌گذاری به عنوان فرآیند تبدیل وجوه مالی به یک یا چند نوع دارایی که برای مدتی در زمان آتی نگهداری خواهد شد، تعریف می‌شود. سرمایه‌گذار مستلزم مطالعه فرآیند سرمایه‌گذاری و مدیریت ثروت سهامداران است و فرآیند سرمایه‌گذاری در یک حالت منسجم، مستلزم تجزیه و تحلیل ماهیت اصلی تصمیمات سرمایه‌گذاری است (جونز، ۱۹۹۶).

تئوری مالی سنتی بیان می‌کند که قیمت سهام، ارزش بنیادی سهام را نشان می‌دهد و منعکس کننده ارزش جریان‌های نقدی آتی می‌باشد. بر پایه فرضیه بازار کارا، سرمایه‌گذاران رفتار عقلایی دارند به این معنی که همه اطلاعات موجود و در دسترس را پردازش کرده و به دنبال حداکثر کردن مطلوبیت مورد انتظار هستند. بنابراین، در این حالت هیچ گونه رابطه‌ای بین قیمت سهام و تصمیمات سرمایه‌گذاری شرکت‌ها متصور نیست. بر اساس دیدگاه مالی رفتاری[1]، برخی از تغییرات قیمت اوراق بهادار، هیچ دلیل بنیادی نداشته و گرایش احساسی سرمایه‌گذار، نقش مهمی در تعیین قیمت‌ها بازی می‌کند (حیدرپور و همکاران، ۱۳۹۲). از این رو، احساسات سرمایه‌گذاران می‌تواند یکی از عوامل اثرگذار بر تصمیمات سرمایه‌گذاری شرکت‌ها باشد؛ به‌عنوان نمونه، اگر سرمایه‌گذاران، خوش‌بین باشند، مدیران می‌توانند با اتخاذ تصمیمات خاص، قیمت سهام را تحت تأثیر قرار داده و به حداکثر برسانند. از طرف دیگر،

طبق مسأله تئوری نمایندگی، همواره مدیران در جهت منافع سهامداران و مالکان گام بر نمی‌دارند و اغلب به‌دنبال حداکثر کردن منافع خود هستند، به همین دلیل ممکن است اثر احساسات سرمایه‌گذاران بر تصمیمات سرمایه‌گذاری شرکت، نامطلوب باشد.

مسأله تئوری نمایندگی، باتوجه به روند روبه‌رشد جدایی مالکیت و کنترل در شرکت‌های سهامی امروزی منجر به افزایش بیشتر تضاد منافع بین مدیران و ذی‌نفعان شرکت ازجمله سرمایه‌گذاران شده است. به همین دلیل مالکان با توسل به راه‌کارهای گوناگون قصد نظارت بر مدیران شرکت را دارند (اسدی و همکاران، ۱۳۹۲). یکی از این راه‌کارها، مکانیزم‌های حاکمیت شرکتی است که می‌تواند منجر به کاهش هزینه نمایندگی شود. استقرار مکانیزم‌های حاکمیت شرکتی مناسب، می‌تواند در کاهش مسأله نمایندگی و بهبود عمکرد آتی شرکت و هم‌چنین افزایش ثروت سهامداران نقش مهم و محوری ایفا کند (کر و همکاران، ۲۰۰۶).

بنابراین، این پژوهش درصدد پاسخ به این سؤال است که آیا سازوکارهای حاکمیت شرکتی می‌تواند بر شدت اثر احساسات سرمایه‌گذاران بر تصمیمات سرمایه‌گذاری شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران تأثیرگذار باشد؟ ادامه این پژوهش به این صورت سازمان‌دهی شده است که در بخش دوم به بیان مبانی نظری پژوهش پرداخته می‌شود، در بخش سوم، مروری بر پیشینه پژوهش انجام می‌شود؛ در بخش چهارم، فرضیه‌های پژوهش بیان می شود؛ در بخش پنجم، روش انجام پژوهش و مدل‌های رگرسیونی از نظر خواهد گذشت و در نهایت یافته‌های پژوهش و نتیجه‌گیری به‌طور کامل ارائه و تشریح می‌شود.

مبانی نظری پژوهش

در تئوری مالی سنتی فرض می‌شود که سرمایه‌گذاران کاملاً عقلایی رفتار می‌کنند و همواره به‌دنبال حداکثر کردن مطلوبیت مورد انتظار هستند. در این تئوری که نظریه بازار کارا از درون آن استخراج شده است، جایی برای احساسات انسانی در تصمیم‌گیری‌های سرمایه‌گذاران درنظر نمی‌گیرد. بر این اساس، تغییرات قیمت سهام به تغییرات سیستماتیک در ارزش‌های بنیادی شرکت مربوط است و رفتار بی‌خردانه سرمایه‌گذار تأثیری بر بازده ندارد، حتی اگر بعضی از سرمایه‌گذاران با معاملات بی‌خردانه در عرضه و تقاضا شوک ایجاد کنند، دیگر آربیتراژگران منطقی، اثر این شوک‌ها را خنثی می‌کنند. بنابراین قیمت سهام در سطح بنیادی خواهد ماند. شناخت آثار همین احساسات و خطاها در پژوهش‌های مالی و روندهای قیمت و

بازدهی در بازارهای مختلف، منجر به ایجاد جریانی در مدیریت مالی و سرمایه‌گذاری شد که به مالی رفتاری شهرت یافت (حیدرپور و همکاران، ۱۳۹۲). به بیان دیگر، مالی رفتاری اشاره به این موضوع دارد که برخی پدیده‌های مالی را می‌توان در قالب مدل‌هایی تبیین کرد که در آن‌ها، سرمایه‌گذاران کاملاً عقلایی نیستند. مالی رفتاری سعی نمی‌کند نشان دهد رفتار عقلایی نادرست است، بلکه در تلاش است که کاربرد فرآیندهای تصمیم‌گیری شناختی را در شناخت و پیش‌بینی بازارهای مالی نشان دهد (تلنگی، ۱۳۸۳).

مطالعات حوزه مالی رفتاری نشان می‌دهد که عوامل عاطفی و احساسی، سرمایه‌گذاران را به سمت تصمیم‌گیری اشتباه سوق می‌دهد و حضور سرمایه‌گذاران احساسی منجر به قیمت‌گذاری نادرست سهام شرکت و درنتیجه اتخاذ تصمیمات سرمایه‌گذاری نادرست توسط مدیران شرکت می‌شود (پاکیزه و بشیری جویباری، ۱۳۹۲).

احساسات سرمایه‌گذار و تصمیمات سرمایه‌گذاری شرکت

برخلاف تئوری مالی سنتی که هیچ نقشی برای احساسات سرمایه‌گذار در تعیین سرمایه‌گذاری شرکت قائل نیست، استین (۱۹۹۶) معتقد است اگر بازده یک سهم، بازتابی از ریسک بنیادی آن سهم نباشد، بازتاب احساسات سرمایه‌گذار خواهد بود، برای نمونه، زمانی که برآورد یک سرمایه‌گذار از بازده آتی یک سهم بیش از حد باشد، تصمیمات سرمایه‌گذاری منوط به احساسات سرمایه‌گذار خواهد بود (استین، ۱۹۹۶).

زمانی که سرمایه‌گذاران خوش‌بین باشند، اطلاعات منفی را نادیده می‌گیرند و به اطلاعات مثبت واکنش شدید نشان می‌دهند، در نتیجه قیمت سهام را بیش‌ازحد ارزشیابی می‌کنند؛ برعکس، زمانی که سرمایه‌گذاران بدبین هستند، اطلاعات مثبت را نادیده گرفته و به اطلاعات منفی واکنش شدید نشان می‌دهند و قیمت سهام را کمتر از حد واقعی ارزشیابی می‌کنند. بنابراین احساسات سرمایه‌گذاران موجب قیمت‌گذاری نادرست سهام می‌شوند و بر سطح سرمایه‌گذاری شرکت‌ها اثر می‌گذارند (بیکر و همکاران، ۲۰۱۲).

کینز معتقد است که قیمت سهام شامل عنصر مهم غیرعقلایی بودن است و تصمیمات تأمین مالی و سرمایه‌گذاری شرکت را تحت تأثیر قرار می‌دهد. زمانی که سهام یک شرکت بیش ازحد قیمت‌گذاری می شود، هزینه حقوق صاحبان سهام پایین‌تر است. طبق تئوری زمان‌بندی

بازار[۲]، مدیران به منظور کسب منابع مالی، سهام منتشر می‌کنند و پس از کسب منابع مالی کافی، سرمایه‌گذاری شرکت را افزایش می‌دهند. اگر مدیران بدون ارزیابی دقیق، اقدام به سرمایه‌گذاری نمایند، ممکن است منابع خود را صرف پروژه‌هایی کنند که ارزش فعلی خالص منفی دارند، که به این پدیده، بیش‌سرمایه‌گذاری[۳] گفته می‌شود. اگر قیمت سهام شرکت کمتر از حد قیمت‌گذاری شود، هزینه حقوق صاحبان سهام شرکت بالاتر خواهد بود. دراین حالت، مدیران اقدام به انتشار سهام نمی‌کنند و ممکن است از سرمایه‌گذاری در پروژه‌هایی با ارزش فعلی خالص مثبت دست بکشند که به این حالت، کم سرمایه‌گذاری[۴] اطلاق می شود. بنابراین قیمت‌گذاری نادرست، به‌طور مستقیم یا مثبت با سطح سرمایه‌گذاری و بیش‌سرمایه‌گذاری شرکت در ارتباط است (بیکر و همکاران، ۲۰۱۲). البته این رابطه، در مورد شرکت‌هایی که به تأمین مالی از طریق حقوق‌صاحبان‌سهام وابستگی دارند، مصداق بیشتری دارد. شرکت‌هایی که ظرفیت تأمین مالی از طریق منابع داخلی یا استقراض را دارند، به‌منظور سرمایه‌گذاری، نیازی به تأمین مالی از طریق بازار سهام ندارند. به عبارت دیگر، تصمیمات سرمایه‌گذاری آن‌ها مستقل از نوسانات قیمت سهام در بازار سرمایه است. اما بسیاری از محققین اعتقاد دارند که حتی در چنین شرکت‌هایی نیز تصمیمات سرمایه‌گذاری به قیمت‌سهام، قیمت‌گذاری نادرست و احساسات سرمایه‌گذاران ارتباط دارد و نمی‌توان تفاوتی بین شرکت‌ها قائل شد. استدلال این گروه این است که زمانی که سرمایه‌گذار خوش‌بین باشد اما مدیر از سرمایه‌گذاری در پروژه‌های سودآور و موردنظر سرمایه‌گذار امتناع کند، سرمایه‌گذاران ممکن است سهام شرکت را به فروش برسانند و موجب فروریختن ارزش سهام شرکت در بازار شوند. بنابراین مدیران تصمیم می‌گیرند نحوه سرمایه‌گذاری شرکت را تغییر دهند تا بتوانند در کوتاه‌مدت قیمت سهام شرکت را افزایش داده و آشفتگی قیمت را کاهش دهند (پولک و ساپینزا، ۲۰۰۹؛ یوشان و چیجن، ۲۰۱۵).

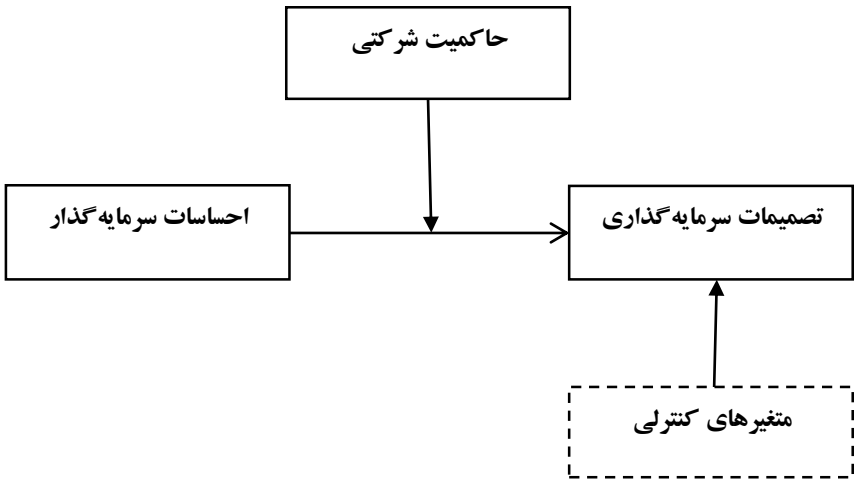
نقش تعدیل کننده حاکمیت شرکتی

تصمیمات سرمایه‌گذاری یکی از مهم‌ترین تصمیمات شرکت است که معمولاً شامل مبالغ هنگفتی است. مسأله نمایندگی زمانی رخ می‌دهد که مدیران، تصمیمات سرمایه‌گذاری اتخاذ می‌کنند که در راستای منافع سهام‌داران نیست اما منافع خود را در این تصمیم درنظر می‌گیرند. بیش سرمایه‌گذاری زمانی اتفاق می‌افتد که مدیران در جهت حداکثر کردن ثروت سهام‌داران،

اقدام به سرمایه‌گذاری نمی‌کنند، بلکه منافع خود مانند شهرت اجتماعی یا سایر مزایا را ملاک سرمایه‌گذاری قرار می‌دهند. حاکمیت شرکتی یکی از سازوکارهای تخفیف مسأله نمایندگی است (مشایخ و اسماعیلی، ۱۳۸۵).

پایه و اساس مطالعات حاکمیت شرکتی، تئوری نمایندگی است و مسائل نمایندگی نیز ناشی از تفکیک مالکیت از کنترل است. حاکمیت شرکتی، مجموعه سیاست‌ها، روش‌ها و اقداماتی است که برای تأمین منافع ذی‌نفعان شرکت‌ها تدوین یافته و به اجرا گذاشته می‌شود. هدف حاکمیت شرکتی، افزایش ضریب اطمینان فعالیت‌های شرکت و سیاست‌های مدیریت در راستای منافع سهامداران و تمام ذی‌نفعان است (سجادی و زارع‌زاده‌مهریزی، ۱۳۹۰). به‌عبارت دیگر، حاکمیت شرکتی به سازوکارهایی مربوط است، که شرکت‌ها در چارچوب آن فعالیت می‌کنند و کنترل می‌شوند. مکانیزم‌های حاکمیت شرکتی این اطمینان را پدید می‌آورد، که شرکت‌ها سرمایه خود را به‌طور مؤثر به کار گرفته‌اند. به‌علاوه، این اطمینان را پدید می‌آورد که شرکت‌ها دامنه وسیعی از گروه‌های ذینفع و هم‌چنین کل جامعه را در نظر گرفته و هیأت مدیره در برابر سهامداران و شرکت پاسخ‌گو است. چنین مکانیزم‌هایی به نوبه خود این اطمینان را ایجاد می‌کند که شرکت‌ها در کل در جهت منافع جامعه فعالیت می‌کنند و موجب جلب اطمینان سرمایه‌گذاران و جذب سرمایه‌های بلندمدت می‌شوند. سرمایه‌گذاران خوش‌بین را درنظر بگیرید که شرکت‌ها مبالغ قابل توجهی را با حضور آن‌ها در بازار سرمایه، تأمین مالی کرده است؛ در این حالت انتظار می‌رود شرکت‌هایی که از مکانیزم‌های حاکمیت شرکتی بهتر و منسجم‌تری برخوردارند، مدیران خود را تشویق و وادار به اتخاذ تصمیمات سرمایه‌گذاری مناسب می‌کنند و از وقوع بیش‌سرمایه‌گذاری در پروژه‌های با ارزش فعلی خالص منفی جلوگیری می‌نمایند (هوانگ و همکاران، ۲۰۱۱).

باتوجه به مطالب بیان شده، مدل مفهومی پژوهش در شکل ۱ به تصویر کشیده شده است.



شکل (۱). مدل نظری پژوهش

هدف پژوهش حاضر، بررسی تأثیر سازوکارهای حاکمیت شرکتی بر رابطه بین احساسات سرمایه‌گذار و تصمیمات سرمایه‌گذاری شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران است. به عبارت دیگر، مقاله در صدد بررسی و پاسخ به این سؤال است که آیا سازوکارهای حاکمیت شرکتی بر شدت اثر احساسات سرمایه‌گذاران بر تصمیمات سرمایه‌گذاری شرکت‌ها اثرگذار است یا خیر؟

پیشینه پژوهش

گراندی و لی (۲۰۱۰) به بررسی ارتباط بین احساسات سرمایه‌گذار، پاداش مدیران و سطح سرمایه‌گذاری شرکت پرداختند. نتایج پژوهش آن‌ها نشان می‌دهد که خوش‌بینی به‌طور مثبت و معناداری با سطح سرمایه‌گذاری رابطه دارد اما پاداش مدیران با سطح سرمایه‌گذاری ارتباط معناداری ندارد.

دانگ (۲۰۱۱) به بررسی حساسیت سرمایه‌گذاری شرکت‌ها نسبت به ارزشیابی نادرست با استفاده از رویکرد تجزیه نسبت کیوتوبین پرداخت. جامعه آماری پژوهش شامل شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار لندن و دوره زمانی پژوهش از سال ۱۹۹۱ تا ۲۰۰۸ است. هم‌چنین، نمونه آماری پژوهش شامل ۲۸۷۵ شرکت و تعداد مشاهدات برای تجزیه و تحلیل،

۱۹۹۹۰ سال-شرکت است. نتایج پژوهش رابطه معناداری بین سرمایه‌گذاری شرکت‌ها و اجزای ارزشیابی نادرست در هردو سطح شرکت و صنایع نشان می‌دهد (چن، ۲۰۱۳).

هوانگ و همکاران (۲۰۱۱) به بررسی رابطه بین عملکرد شرکت و مخارج سرمایه‌ای پرداختند. نمونه آماری آن‌ها، ۲۶۷ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تایوان بود. آن ها نقش حاکمیت شرکتی را نیز به عنوان متغیر تعدیل کننده درنظر گرفتند. نتایج پژوهش آن‌ها نشان می‌دهد که حاکمیت شرکتی می‌تواند سرمایه‌گذاران را به سمت سرمایه‌گذاری بهتر سوق دهد و مانع مسأله بیش‌سرمایه‌گذاری شود.

رینوفا و ترینگائو (۲۰۱۱) براساس نمونه‌ای از ۱۴۲ شرکت بورسی کشور مالزی طی دوره زمانی ۲۰۰۳ تا ۲۰۰۷، نقش ارزشیابی نادرست را بر روی رفتار سرمایه‌گذاری و ساختار سرمایه شرکت‌ها بررسی کردند. نتایج پژوهش آن‌ها نشان می‌دهد که ارزشیابی نادرست بازار تأثیری مثبت بر روی رفتار سرمایه‌گذاری شرکت‌ها دارد.

ژائوهوی و ون شنگ (۲۰۱۳) به بررسی رابطه بین احساسات سرمایه‌گذار و سرمایه‌گذاری شرکت پرداختند. آن‌ها شرکت‌های پذیرفته در بورس اوراق بهادار چین طی سال‌های ۲۰۰۳ الی ۲۰۱۰ را مورد آزمون قرار دادند. نتایج پژوهش آن‌ها نشان می‌دهد که بین احساسات سرمایه‌گذار و انواع سرمایه‌گذاری‌ها از جمله سرمایه‌گذاری در دارایی ثابت ارتباط معنادار وجود دارد.

چن (۲۰۱۳) به بررسی اثر احساسات سرمایه‌گذاران بر تصمیمات سرمایه‌گذاری شرکت‌ها پرداخت. جامعه آماری پژوهش وی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تایوان در طی سال‌های ۲۰۰۳ تا ۲۰۱۰ بوده است. او به این نتیجه رسید که احساسات سرمایه‌گذار دارای اثر منفی و معنادار بر تصمیمات سرمایه‌گذاری است و حاکمیت شرکتی موجب تعدیل این اثر می‌شود.

مک‌لین و ژائو (۲۰۱۴) در پژوهشی با عنوان " چرخه تجاری، احساسات سرمایه‌گذار و تأمین مالی خارجی گران" به بررسی ارتباط میان این متغیرها پرداختند. نتایج پژوهش آن‌ها نشان می‌دهد که میان احساسات سرمایه‌گذار و هزینه تأمین مالی خارجی رابطه منفی و معنادار وجود دارد.

هانگ و همکاران (۲۰۱۶) به بررسی رابطه بین احساسات سرمایه‌گذار و کارایی سرمایه‌گذاری پرداختند. آن‌ها نقش متغیر تأمین مالی اعتباری را به عنوان مکانیزم میانجی مورد بررسی قرار دادند. نتیجه پژوهش آن‌ها در بازار بورس شانگهای نشان داد که احساسات سرمایه‌گذار از طریق تأمین مالی اعتباری بر بیش‌سرمایه‌گذاری شرکت‌های با مالکیت دولتی و نیز بر کم‌سرمایه‌گذاری شرکت‌های با مالکیت خصوصی اثر می‌گذارد. همچنین نتایج این پژوهش نشان داد که احساسات سرمایه‌گذار بر بیش‌سرمایه‌گذاری شرکت‌های خصوصی اثر معناداری ندارد.

افشاری و همکاران (۱۳۹۱) بررسی تأثیر اهرم مالی بر تصمیمات سرمایه‌گذاری در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۸۴ تا ۸۸ را مورد مطالعه قرار دادند. آن‌ها شرکت‌ها را براساس ارزش بازار به سه گروه شرکت‌های کوچک، متوسط و بزرگ طبقه‌بندی کردند. نتایج تحقیق آن‌ها نشان می‌دهد که هیچ رابطه خطی بین اهرم مالی و سرمایه‌گذاری شرکت‌ها در هیچ حالتی وجود ندارد.

حیدرپور و همکاران (۱۳۹۲) به برر سی تأثیر گرایش‌های احسا سی سرمایه‌گذاران بر بازده سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. آن‌ها در این پژوهش ابتدا بازده ماهانه هر پرتفوی را بر اساس بازده ماهانه هر شرکت و با استفاده از رویکرد وزن برابر محاسبه کرده و در آخر با اجرای روش رگرسیون چند متغیره به صورت سری زمانی بر روی مدل، ضرایب مربوطه را تخمین زدند. در این پژوهش به این نتیجه رسیدند که بین گرایش‌های احساسی سرمایه‌گذاران با بازده سهام شرکت‌های دارای کم‌ترین اندازه، رابطه مثبت و معنادار وجود دارد.

پاکیزه و بشیری‌جویباری (۱۳۹۲) با ا ستفاده از روش رگر سیونی حداقل مربعات تعمیم یافته با اثرهای ثابت به برر سی اثرات ارز شیابی نادر ست بر ت صمیمات سرمایه‌گذاری شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران پرداختند و به این نتیجه ر سیدند که عامل غیربنیادی قیمت سهام شرکت‌ها تأثیر مثبت و معناداری بر میزان سرمایه‌گذاری شرکت‌ها دارد.

فدائی‌نژاد و همکاران (۱۳۹۳) اثرات جریان‌های نقدی بر تصمیمات سرمایه‌گذاری شرکت‌ها را مورد برر سی قرار دادند. آن‌ها با ا ستفاده از تحلیل رگر سیونی، شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی ۱۳۸۹-۱۳۸۰ را مورد آزمون قرار دادن و به این نتیجه رسیدند

که اثر جریان‌های نقدی بر تصمیمات سرمایه‌گذاری در بازار سرمایه ایران مثبت و معنادار است.

احمدپور و پاکدلان (۱۳۹۵) به بررسی نقش فرصت‌های رشد در تعدیل رابطه بین اهرم مالی وتصمیمات سرمایه‌گذاری شرکت‌ها پرداختند. جامعه آماری پژوهش آن‌ها، شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۸۱ الی ۱۳۹۰ بوده است. آن‌ها برای سنجش اهرم مالی از دو شاخص نسبت بدهی بر دارایی و نسبت بدهی بلندمدت بر دارایی استفاده کردند و به این نتیجه رسیدند که شاخص اول مورد استفاده با سرمایه‌گذاری رابطه منفی و معنادار و شاخص دوم با سرمایه‌گذاری رابطه مثبت و معنادار دارد. هم‌چنین، نتایج پژوهش آن‌ها نشان داد رابطه منفی شاخص اول اهرم مالی با سرمایه‌گذاری در شرکت‌های با فرصت رشد کمتر قوی‌تر از شرکت‌های با فرصت رشد بیشتر است.

فرضیه‌های پژوهش

با توجه به مبانی نظری، فرضیه‌های این پژوهش به صورت زیر بیان می‌شود:

فرضیه اول: احساسات سرمایه‌گذار بر سطح سرمایه‌گذاری جدید شرکت‌ها تأثیر دارد.

فرضیه دوم: احساسات سرمایه‌گذار بر بیش‌سرمایه‌گذاری شرکت‌ها تأثیر دارد.

فرضیه سوم: شاخص حاکمیت شرکتی بر رابطه بین احساسات سرمایه‌گذار و سرمایه‌گذاری جدید شرکت‌ها اثرگذار است.

فرضیه چهارم: شاخص حاکمیت شرکتی بر رابطه بین احساسات سرمایه‌گذار و بیش‌سرمایه‌گذاری اثر گذار است.

روش‌شناسی پژوهش

این پژوهش از نظر هدف از نوع پژوهش های کاربردی و از نظر ماهیت و روش از نوع پژوهش‌های توصیفی-علّی محسوب می‌شود و در قلمرو موضوعات مالی رفتاری قرار می‌گیرد. هم‌چنین از آنجا که از داده‌های گذشته شرکت‌ها و اطلاعات صورت‌های مالی آن‌ها استفاده می‌شود، در زمره پژوهش‌های پس‌رویدادی قرار می‌گیرد. به‌منظور تجزیه و تحلیل داده‌ها و آزمون فرضیه‌ها از مدل رگرسیونی چندمتغیره مبتنی بر داده‌های ترکیبی استفاده شده

اســـت. برای انتخاب بین روش داده‌های تابلویی و تلفیقی از آزمون F لیمر و به منظور انتخاب بین روش اثرات ثابت و اثرات تصادفی از آزمون هاسمن استفاده شده است (رضایی و گرکز، ۱۳۹۲). هم‌چنین برای بررســی معناداری کل رگرســیون، آماره F فیشــر و معناداری ضــرایب متغیرها، آماره t استیودنت مورد استفاده قرار گرفته است.

جامعه آماری این پژوهش، شــرکت‌های پذیرفته شــده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۳ می‌باشد. برای تعیین نمونه آماری پژوهش از روش 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. صورت‌های مالی حسابرسی شده و یادداشت‌های همراه در طی دوره مورد بررسی در دسترس باشد؛

۲. دوره مالی آن‌ها به پایان اسفندماه ختم شود و طی دوره پژوهش، سال مالی خود را تغییر نداده باشد؛

۳. معاملات ســهام آن‌ها طی دوره پژوهش، بیش از ســه ماه در بورس اوراق بهادار تهران متوقف نشده باشد؛

۴. جزو شرکت‌های سرمایه‌گذاری و واسطه‌گری مالی (بانک‌ها، لیزینگ‌ها و...) نباشد.

در نهایت پس از اعمال محدودیت‌های مذکور، ۱۰۶ شــرکت به عنوان نمونه آماری انتخاب شــدند. در این پژوهش برای گردآوری اطلاعات در بخش مبانی نظری و پیشــینه پژوهش، از روش کتابخانه‌ای از قبیل مراجعه به کتاب‌ها و مجلات اســتفاده شــده اســت. هم‌چنین برای گردآوری داده‌های مورد نیاز برای آزمون فرضیه‌ها از روش اسنادکاوی استفاده شده است و داده‌های موردنیاز به صورت سالانه از صورت‌های مالی حسابرسی شده و بانک‌های اطلاعاتی موجود در این زمینه از قبیل نرم افزار تدبیر پرداز جمع‌آوری شــده اســت. به‌منظور آماده‌ســازی متغیرهای پژوهش، از نرم‌افزار اکســل و برای انجام تجزیه و تحلیل داده‌ها از نرم‌افزار Eviews و Stata استفاده شده است.

مدل‌ها و متغیرهای پژوهش

برای تجزیه و تحلیل داده‌ها و آزمون فرضیه‌ها، بر اساس پژوهش چن (۲۰۱۳) از مدل‌های رگرسیونی چندمتغیره بر مبنای داده‌های ترکیبی به صورت رابطه‌های ۱ الی ۴ استفاده شده است:

رابطه (۱)

$$NEWINVST_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 SENTI_{i,t} + \beta_2 CF_{i,t} + \beta_3 GROW_{i,t-1} + \beta_4 SIZE_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

در صورتی که در رابطه (۱)، ضریب برآوردی β_1 معنادار باشد، فرضیه اول رد نمی‌شود.

رابطه (۲)

$$OVERINVEST_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 SENTI_{i,t} + \beta_2 CF_{i,t} + \beta_3 GROW_{i,t-1} + \beta_4 SIZE_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

در صورتی که در رابطه (۲)، ضریب برآوردی β_1 معنادار باشد، فرضیه دوم رد نمی‌شود.

رابطه (۳)

$$NEWINVEST_{it} = \beta_0 + \beta_1 SENTI_{it} + \beta_2 CGI_{it} + \beta_3 SENTI_{it} \times CGI_{it} + \beta_4 CF_{it} + \beta_5 GROW_{it-1} + \beta_{62} SIZE_{it} + \varepsilon_{it}$$

در صورتی که در رابطه (۳)، ضریب برآوردی β_3 معنادار باشد، فرضیه سوم رد نمی‌شود.

رابطه (۴)

$$OVERINVEST_{it} = \beta_0 + \beta_1 SENTI_{it} + \beta_2 CGI_{it} + \beta_3 SENTI_{it} \times CGI_{it} + \beta_4 CF_{it} + \beta_5 GROW_{it-1} + \beta_{62} SIZE_{it} + \varepsilon_{it}$$

در صورتی که در رابطه (۴)، ضریب برآوردی β_3 معنادار باشد، فرضیه چهارم رد نمی‌شود.

متغیرهای وابسته

در این پژوهش مطابق با پژوهش چن (۲۰۱۳) از دو متغیر سرمایه‌گذاری جدید و بیش سرمایه‌گذاری به عنوان معیارهای متغیر تصمیمات سرمایه‌گذاری شرکت‌ها استفاده شده است. دلیل استفاده از مفهوم بیش‌سرمایه‌گذاری به عنوان متغیر وابسته، نوع روش به‌کار رفته در محاسبه احساسات سرمایه‌گذار و ارزیابی کارایی سرمایه‌گذاری می‌باشد.

الف) سرمایه‌گذاری جدید (NEWINVST)

سرمایه‌گذاری جدید، متغیر وابسته مدل‌های اول و سوم است که به صورت میزان خالص جریان‌های نقدی حاصل از فعالیت‌های سرمایه‌گذاری از بخش فعالیت‌های سرمایه‌گذاری صورت جریان وجوه نقد شرکت‌ها محاسبه می‌شود.

ب) بیش‌سرمایه‌گذاری (OVERINVEST)

برای دست‌یابی به داده‌های این متغیر که به‌عنوان متغیر وابسته مدل‌های دوم و چهارم معرفی شده است، ابتدا بر اساس پژوهش هوانگ و همکاران (۲۰۱۱) و ریچاردسون (۲۰۰۶)، مدل بیش‌سرمایه‌گذاری که به صورت رابطه شماره ۵ است، برآورد می‌شود.

رابطه (۵)

$$NEWINVEST_{it} = \beta_0 + \beta_1 GROW_{it-1} + \beta_2 LEV_{it-1} + \beta_3 CASH_{it-1} + \beta_4 AG_{it-1} + \beta_5 SIZE_{it-1} + \beta_6 RETURN_{it-1} + \beta_1 NEWINVEST_{it-1} + \varepsilon_{it}$$

در رابطه فوق:

NEWINVST: سرمایه‌گذاری‌های جدید شرکت که از قسمت خالص جریان‌های نقدی حاصل از فعالیت‌های سرمایه‌گذاری در صورت جریان وجوه نقد شرکت‌ها استخراج می‌شود.

GROW: فرصت‌های رشد شرکت که از طریق نرخ رشد درآمد فروش و به صورت زیر محاسبه شده است:

$$SGR = \frac{S_t - S_{t-1}}{S_{t-1}}$$

LEV: اهرم مالی شرکت که از طریق تقسیم کل بدهی‌ها بر کل دارایی‌ها محاسبه شده است.

CASH: موجودی نقد شرکت که از طریق لگاریتم طبیعی مجموع وجوه نقد و سرمایه‌گذاری در اوراق بهادار کوتاه‌مدت محاسبه شده است.

AGE: سال‌هایی که نماد شرکت در بورس اوراق بهادار تهران ثبت شده است.

SIZE: اندازه شرکت که از طریق لگاریتم طبیعی فروش شرکت محاسبه شده است.

RETURN: بازده سالانه سهام شرکت که از نرم‌افزار تدبیر پرداز استخراج شده است.

ε: جزء اخلال.

ابتدا داده‌های مربوط به شرکت‌های نمونه جمع‌آوری می‌شود و رابطه شماره ۵ برآورد می‌شود. در این رابطه، اگر جزء اخلال مثبت باشد به معنی بیش‌سرمایه‌گذاری و اگر منفی باشد به معنی کم‌سرمایه‌گذاری است.

متغیر مستقل

احساسات سرمایه‌گذار (SENTI)

قیمت واقعی سهام شرکت‌ها، بازتاب کاملی از ارزش بنیادی و ذاتی آن نیست بلکه عواملی مانند احساسات سرمایه‌گذار بر آن تأثیر می‌گذارد (رینافو و ترینگائو، ۲۰۱۱). در این پژوهش احساسات سرمایه‌گذار براساس تفاوت بین ارزش بازار با ارزش واقعی شرکت محاسبه می‌شود. ارزش بازار شرکت‌ها باید انعکاسی از عوامل ذاتی شرکت‌ها در بازار سرمایه باشد، اما به علت وجود برخی از عوامل مانند احساسات سرمایه‌گذار، این ارزش ممکن است از ارزش واقعی شرکت‌ها متفاوت شود. بر اساس پژوهش رینافو و ترینگائو (۲۰۱۱)، رابطه ۶ ارزش واقعی شرکت را پیش‌بینی می‌کند.

رابطه ۶:

$$MB_{pre} = \beta_0 + \beta_1 EPS_{it-1} + \beta_2 PER_{it-1} + \beta_3 ROE_{it-1} + \beta_4 ROA_{it-1} + \beta_5 DPR_{it-1} + \beta_6 PS_{it-1} + \beta_1 PFCF_{it-1} + \varepsilon$$

دراین رابطه:

EPS: سودهرسهم شرکت

PER: نسبت قیمت به سودهرسهم

ROE: نرخ بازده حقوق صاحبان سهام

ROA: نرخ بازده دارایی‌های شرکت

DPR: سود تقسیمی هرسهم شرکت

PS: نسبت قیمت هرسهم به فروش در ازای هر سهم

PFCF: نسبت قیمت به جریان نقدی آزاد هرسهم

پس از پیش‌بینی معادله بالا، احساسات سرمایه‌گذار براساس تفاوت بین ارزش بازار (MB_{act}) با ارزش برآوردی از ارزش واقعی شرکت (MB_{pre}) محاسبه می‌شود.

متغیرهای کنترلی

الف) جریان وجه نقد عملیاتی (CF): از صورت جریان وجوه نقد شرکت‌ها استخراج می‌شود.

ب) فرصت رشد دوره مالی قبل ($GROW_{t-1}$): از طریق نرخ رشد فروش شرکت و به روشی که در بخش قبل گفته شد محاسبه می‌شود.

ج) اندازه شرکت (SIZE): که به دلیل درنظر گرفتن سطح عمومی قیمت‌ها، از لگاریتم طبیعی فروش شرکت استفاده می‌شود.

متغیر تعدیل کننده

شاخص حاکمیت شرکتی (CGI): این متغیر براساس پژوهش دریائی (۱۳۸۸) و طیق چک‌لیستی که توسط گری و گونزالز (۲۰۰۸) مورد استفاده قرار گرفت، محاسبه شده است. این چک‌لیست از هشت طبقه و بیست‌ویک سؤال تشکیل شده است. این هشت طبقه شامل افشا، اخلاق تجاری، آموزش، رعایت الزامات قانونی، حسابرسی، مالکیت، ساختار هیأت مدیره و مدیریت دارایی‌ها و نقدینگی است. به هر سؤال یک نمره تعلق گرفته است و هر شرکتی که جمع نمرات آن بیشتر باشد از سطح حاکمیت شرکتی مناسب‌تری برخوردار است.

یافته‌های پژوهش

در این پژوهش از داده‌های ترکیبی استفاده شده است، بنابراین به‌منظور انتخاب بین روش داده‌های تابلویی و تلفیقی از آزمون F لیمر استفاده شده است. مطابق با نگاره شماره ۱، سطح معناداری حاصل از این آزمون نشان می‌دهد که در مدل‌های اول و سوم، روش داده‌های تابلویی و در مدل‌های دوم و چهارم روش داده‌های تلفیقی مناسب‌تر است. سپس به‌منظور انتخاب بین روش اثرات ثابت و اثرات تصادفی برای مدل‌هایی با روش داده‌های تابلویی، از

آزمون هاسمن استفاده شده است. سطح معناداری حاصل از این آزمون مؤید آن است که در هر دو مدل اول و سوم، روش اثرات ثابت مناسب می‌باشد.

نگاره (۱). نتایج آزمون F لیمر و آزمون هاسمن

مدل پژوهش	آزمون F لیمر		آزمون هاسمن		نتیجه
	آماره	P-Value	آماره	P-Value	
مدل اول	۹/۴۵۱	۰/۰۰۰۰	۱۱/۱۰۹	۰/۰۰۸	داده‌های تابلویی با اثرات ثابت
مدل دوم	۱/۱۱۸	۰/۵۱۱۲	–	–	داده‌های تلفیقی
مدل سوم	۹/۱۷۲	۰/۰۰۰۰	۱۴/۹۰۱	۰/۰۰۰	داده‌های تابلویی با اثرات ثابت
مدل چهارم	۱/۲۲۸	۰/۴۳۶۷	–	–	داده‌های تلفیقی

ازطرف‌دیگر، قبل از تخمین مدل، بررسی فروض کلاسیک رگرسیون خطی، حائز اهمیت اساسی است. در مواردی که از داده‌های ترکیبی استفاده می‌شود، از فروض کلاسیک رگرسیون، فقط فرض همسان بودن وار یانس ها و وجود یا عدم وجود خودهمبستگی موضوعیت پیدا می‌کند (هاشمی و همکاران، ۱۳۹۱). ازاین‌رو، ابتدا فرض همسان بودن واریانس‌ها مورد بررسی قرار گرفت که در این پژوهش از آزمون بروش-پاگان استفاده شده است. در صورتی‌که مدل دچار ناهمسانی وارانس باشد، برای رفع آن از روش حداقل مربعات تعمیم‌یافته (GLS) استفاده می‌شود و درغیراین‌صورت، روش حداقل مربعات معمولی (OLS) برای تخمین مدل به‌کار می‌رود (سوری، ۱۳۹۳). هم‌چنین برای بررسی خودهمبستگی، از آزمون دوربین-واتسون استفاده شده است که نتایج مربوط به آن، در قسمت نتایج آزمون هر فرضیه گزارش می شود. نتایج حاصل از آزمون بروش-پاگان برای برر سی همسانی واریانس در نگاره شماره ۲ گزارش شده است.

نگاره (۲). نتایج بررسی همسانی واریانس با استفاده از آزمون بروش-پاگان

مدل پژوهش	آماره آزمون	احتمال	روش تخمین مدل
مدل اول	۸۵/۲۳۶	۰/۰۰۰۰	روش حداقل مربعات تعمیم‌یافته (GLS)
مدل دوم	۸۴/۹۱۸	۰/۰۰۰۰	روش حداقل مربعات تعمیم‌یافته (GLS)
مدل سوم	۸۵/۱۷۲	۰/۰۰۰۰	روش حداقل مربعات تعمیم‌یافته (GLS)
مدل چهارم	۸۴/۹۲۸	۰/۰۰۰۰	روش حداقل مربعات تعمیم‌یافته (GLS)

آزمون فرضیه اول

در نگاره شماره۳ نتایج حاصل از آزمون فرضیه اول ارائه شده است. همان‌طور که در مقدمه این بخش بیان شد، طبق آزمون F لیمر و آزمون هاسمن، مدل داده‌های تابلویی با اثرات ثابت برای تخمین مدل اول جهت آزمون فرضیه شماره یک انتخاب شد. هم‌چنین طبق آزمون بروش-پاگان، به‌دلیل ناهمسانی واریانس از روش حداقل مربعات تعمیم‌یافته برای این مدل استفاده شده است. با توجه به آماره F مندرج در نگاره شماره ۳ و P-Value، بیانگر معنادار بودن مدل در سطح ۹۵ درصد است. علاوه‌براین، با توجه به مقدار آمار دوربین‌واتسون که برابر با ۲/۱۲ است، وجود خودهمبستگی در اجزای اخلال رگرسیون را رد می‌کند. مقدار ضریب‌تعیین تعدیل‌شده بیانگر این است که می‌توان ۵۳ درصد از تغییرات متغیر وابسته را به‌وسیله متغیرهای مستقل و کنترلی توضیح داد. با توجه به ضریب و سطح معناداری متغیر احساسات سرمایه‌گذار (SENTI)، این متغیر بر سرمایه‌گذاری جدید (NEWINVST) شرکت‌ها دارای اثر مثبت و معنادار است؛ بنابراین فرضیه اول رد نمی‌شود. هم‌چنین، اطلاعات نگاره شماره ۳ حاکی از آن است که جریان وجه‌نقد (CF) دارای اثر مثبت و معنادار بر سرمایه‌گذاری جدید است اما ارتباط معناداری بین متغیرهای اندازه شرکت (SIZE) و فرصت رشد در سال قبل ($GROW_{t-1}$) با سرمایه‌گذاری جدید مشاهده نشد.

نگاره (۳). نتایج حاصل از آزمون فرضیه اول - روش GLS

$$NEWINVST_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 SENTI_{i,t} + \beta_2 CF_{i,t} + \beta_3 GROW_{i,t-1} + \beta_4 SIZE_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

متغیر	ضریب بتا	آماره-t	P-Value
β_0	۱۲/۳۵۸۱	۳/۸۶۱	۰/۰۰۰
SENTI	۰/۰۹۶۴	۲/۳۰۹	۰/۰۲۱
CF	۰/۰۰۸۳	۷/۱۰۴	۰/۰۰۰
$GROW_{t-1}$	۰/۰۴۶۹	۰/۶۷۱	۰/۵۰۳
SIZE	-۰/۲۹۹۲	-۰/۸۷۱	۰/۳۸۴
آماره-F	۹/۹۴	P-Value	۰/۰۰۰
ضریب تعیین تعدیل شده (Adj-R^2)	۵۳٪	آماره دوربین واتسون	۲/۱۲

آزمون فرضیه دوم

فرضیه دوم پژوهش بیان می‌کند که احساسات سرمایه‌گذار بر بیش‌سرمایه‌گذاری شرکت‌ها اثرگذار است. اطلاعات ناشی از به‌کارگیری مدل داده‌های تلفیقی و روش حداقل مربعات تعمیم یافته (GLS) برای مدل دوم و به‌منظور آزمون فرضیه دوم پژوهش در نگاره شماره ۴ ارائه شده است. همان‌طور که از نگاره قابل مشاهده است، با توجه به آماره F مندرج در نگاره شماره ۴ و P-Value، بیانگر معنادار بودن مدل در سطح ۹۵ درصد است. با توجه به مقدار آمار دوربین‌واتسون که برابر با ۱/۸۱ است، وجود خودهمبستگی در اجزای اخلال رگرسیون را رد می‌کند.. مقدار ضریب‌تعیین تعدیل‌شده بیانگر این است که می‌توان ۴۴ درصد از تغییرات متغیر وابسته را به‌وسیله متغیرهای مستقل و کنترلی توضیح داد. ضریب و سطح معناداری مربوط به متغیر احساسات سرمایه‌گذار (SENTI) نشان می‌دهد که این متغیر دارای اثر منفی و معنادار بر بیش‌سرمایه‌گذاری (OVERINVST) است. هم‌چنین از بین متغیرهای کنترلی، متغیرهای جریان وجه‌نقد و فرصت رشد در سال قبل دارای اثر مثبت و معنادار و متغیر اندازه شرکت دارای اثر منفی و معنادار با بیش‌سرمایه‌گذاری است. بنابراین فرضیه دوم پژوهش رد نمی‌شود.

نگاره (۴). نتایج حاصل از آزمون فرضیه دوم – روش GLS

$$OVERINVEST_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 SENTI_{i,t} + \beta_2 CF_{i,t} + \beta_3 GROW_{i,t-1} + \beta_4 SIZE_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

متغیر	ضریب بتا	آماره-t	P-Value
β_0	۳۱/۰۰۱۴	۸/۱۷۸	۰/۰۰۰
SENTI	-۰/۲۰۰۶	-۳/۱۷۱	۰/۰۰۲
CF	۰/۰۰۰۷	۱۵/۴۱۲	۰/۰۰۰
$GROW_{t-1}$	۳/۱۰۷۶	۵/۰۷۶	۰/۰۰۰
SIZE	-۳/۵۶۹۷	-۱۰/۳۱۷	۰/۰۰۰
آماره-F	۷/۱۲۱	P-Value	۰/۰۰۰
ضریب تعیین تعدیل شده (Adj-R^2)	۴۴٪	آماره دوربین واتسون	۱/۸۱

آزمون فرضیه سوم

طبق آزمون F لیمر و آزمون هاسمن، مدل داده‌های ترکیبی با اثرات ثابت برای تخمین مدل سوم جهت آزمون فر ضیه شماره سه انتخاب شد. هم‌چنین طبق آزمون بروش-پاگان، به‌دلیل

ناهمسانی واریانس از روش حداقل مربعات تعمیم‌یافته برای این مدل استفاده شده است. با توجه به آماره F مندرج در نگاره شماره ۵ و P-Value، بیانگر معنادار بودن مدل در سطح ۹۵ درصد است. علاوه‌براین، با توجه به مقدار آمار دوربین‌واتسون که برابر با ۲/۱۱۹ است، وجود خودهمبستگی در اجزای اخلال رگرسیون را رد می‌کند. مقدار ضریب‌تعیین تعدیل‌شده بیانگر این است که ۵۹ درصد از تغییرات متغیر وابسته به‌وسیله متغیرهای مستقل و کنترلی تبیین می‌شود. طبق نگاره، متغیر مربوط به اثر متقابل شاخص حاکمیت شرکتی و احساسات سرمایه‌گذار (SENTI * CGI) معنادار است؛ این نتیجه بدین معناست که شاخص حاکمیت شرکتی بر رابطه بین احساسات سرمایه‌گذار و سرمایه‌گذاری جدید شرکت اثر معنادار دارد. بنابراین فرضیه سوم پژوهش نیز مورد تأئید قرار می‌گیرد.

نگاره (۵). نتایج حاصل از آزمون فرضیه سوم – روش GLS

$$NEWINVST_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 SENTI_{i,t} + \beta_2 CGI_{i,t} + \beta_3 SENTI_{i,t} * CGI_{i,t} + \beta_4 CF_{i,t} + \beta_5 GROW_{i,t-1} + \beta_6 SIZE_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

متغیر	ضریب بتا	آماره-t	P-Value
β_0	-۱۶/۰۱۸۶	-۳/۰۹۱	۰/۰۰۲
SENTI	-۰/۹۹۰۸	-۳/۱۵۹	۰/۰۰۲
CGI	۰/۸۸۹۲	۵/۳۱۹	۰/۰۰۰
SENTI * CGI	۰/۰۹۹۲	۳/۳۸۹	۰/۰۰۰
CF	۰/۰۰۸۳	۱۳/۰۱۵	۰/۰۰۰
$GROW_{t-1}$	۰/۲۶۸۱	۱/۳۱۵	۰/۱۸۹
SIZE	۱/۱۷۰۴	۲/۱۸۶	۰/۰۲۹
آماره-F	۱۰/۵۰۱	P-Value	۰/۰۰۰
ضریب تعیین تعدیل شده ($Adj\text{-}R^2$)	۵۹٪	آماره دوربین واتسون	۲/۱۱۹

به‌منظور بررسی فرضیه سوم به ارزیابی اثر حاشیه‌ای[5] (اثری که هم تأثیر ساده و هم تأثیر متقابل را شامل شود) احساسات سرمایه‌گذار بر سرمایه‌گذاری جدید نیز پرداخته می‌شود. برای این منظور، لازم است از رابطه ۳ نسبت به متغیر $SENTI_{i,t}$ مشتق گرفته شود که این مشتق در رابطه ۷ به صورت زیر نشان داده می‌شود.

$$\frac{\partial NEWINVST_{i,t}}{\partial SENTI_{i,t}} = \beta_1 + \beta_3 CGI_{i,t}$$

رابطه (۷)

در رابطه ۷ با جاگذاری کردن صفر برای متغیر شاخص حاکمیت شرکتی (CGI) اثر ساده احساسات سرمایه‌گذار بر سرمایه‌گذاری جدید یعنی β_1 به‌دست می‌آید اما کل عبارت $\beta_1 + \beta_3 CGI_{i,t}$ بیانگر اثر حاشیه‌ای احساسات سرمایه‌گذار است که با توجه به مقادیر مختلف شاخص حاکمیت شرکتی (CGI)، این اثر تغییر می‌کند. لذا اثر حاشیه‌ای احساسات سرمایه‌گذار بر سرمایه‌گذاری جدید، در سطح میانگین، یک انحراف‌معیار کم‌تر و یک انحراف‌معیار بیش‌تر از میانگین شاخص حاکمیت شرکتی[۶] (CGI) محاسبه می شود که نتایج آن در نگاره ۶ نشان داده شده است.

نگاره (۶). اثر حاشیه‌ای احساسات سرمایه‌گذار بر سرمایه‌گذاری جدید

یک انحراف معیار کم‌تر از میانگین شاخص حاکمیت شرکتی (CGI)	۰/۳۰۱ = (۰/۰۹۹۲ * × ۱۳/۰۲۰) + ۰/۹۹۰۸ * −
درسطح میانگین شاخص حاکمیت شرکتی (CGI)	۰/۴۲۰ = (۰/۰۹۹۲ × ۱۴/۲۲۱) + ۰/۹۹۰۸ −
یک انحراف معیار بیش‌تر از میانگین شاخص حاکمیت شرکتی (CGI)	۰/۵۳۹ = (۰/۰۹۹۲ × ۱۵/۴۲۲) + ۰/۹۹۰۸ −

*مقادیر β_1 و β_3 از نگاره ۵ استخراج شده‌اند.

نتایج ارائه شده در نگاره شماره ۶ بیانگر این است که تأثیر احساسات سرمایه‌گذار بر سرمایه‌گذاری جدید در سطوح مختلف حاکمیت شرکتی متفاوت است. به عبارت دیگر، اثر حاشیه‌ای احساسات سرمایه‌گذار در یک انحراف‌معیار کم‌تر از میانگین (۱۳/۰۲۰)، میانگین (۱۴/۲۲۱) و یک انحراف‌معیار بیش‌تر از میانگین (۱۵/۴۲۲)، به‌ترتیب در حال افزایش است. نتایج نشان می‌دهد که هرچه شرکت‌ها از سطح حاکمیت شرکتی بیشتری برخوردار باشند، احساسات سرمایه‌گذار اثر مطلوب‌تری بر سرمایه‌گذاری شرکت خواهد داشت.

آزمون فرضیه چهارم

در فرضیه چهارم پژوهش پیش‌بینی شده است که شاخص حاکمیت شرکتی بر رابطه بین احساسات سرمایه‌گذار و بیش‌سرمایه‌گذاری شرکت‌ها، اثرگذار است. اطلاعات ناشی از به کارگیری مدل داده های تلفیقی و روش حداقل مربعات تعمیم یافته برای مدل چهارم و به‌منظور آزمون فرضیه چهارم پژوهش در نگاره شماره ۷ ارائه شده است. همان‌طور که از نگاره قابل مشاهده است، با توجه به آماره F مندرج در نگاره شماره ۷ و P-Value، بیانگر

معنادار بودن مدل در سطح ۹۵ درصد است. علاوه‌براین، با توجه به مقدار آمار دوربین‌واتسون که برابر با ۲/۲۹ است، وجود خودهمبستگی در اجزای اخلال رگرسیون را رد می‌کند. هم‌چنین، ضریب تعیین تعدیل‌شده بیانگر این است که ۳۳ درصد از تغییرات متغیر وابسته به‌وسیله متغیرهای توضیحی تبیین می‌شود. طبق نگاره، متغیر مربوط به اثر متقابل شاخص حاکمیت شرکتی و احساسات سرمایه‌گذار (SENTI * CGI) معنادار است؛ این نتیجه بدین معناست که شاخص حاکمیت شرکتی بر رابطه بین احساسات سرمایه‌گذار و بیش سرمایه‌گذاری شرکت اثر معنادار دارد. بنابراین فرضیه چهارم پژوهش نیز مورد تأئید قرار می‌گیرد.

نگاره (۷). نتایج حاصل از آزمون فرضیه چهارم – روش GLS

$$OVERINVEST_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 SENTI_{i,t} + \beta_2 CGI_{i,t} + \beta_3 SENTI_{i,t} * CGI_{i,t} + \beta_4 CF_{i,t} + \beta_5 GROW_{i,t-1} + \beta_6 SIZE_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

متغیر	ضریب بتا	آماره-t	P-Value
β_0	۱۹/۰۹۴۱	۱۱/۴۱۱	۰/۰۰۰
SENTI	-۲/۵۴۰۱	-۲/۰۰۷	۰/۰۴۵
CGI	۱/۰۹۶	۲/۷۷۱	۰/۰۰۵
SENTI * CGI	۰/۱۸۰۳	۲/۱۰۱	۰/۰۳۶
CF	۰/۰۰۲۲	۷/۸۸۱	۰/۰۰۰
$GROW_{t-1}$	۳/۸۹۰۱	۵/۳۰۱	۰/۰۰۰
SIZE	-۳/۱۹۰۸	-۱۸/۱۹۱	۰/۰۰۰
آماره-F	۷/۳۹۱	P-Value	۰/۰۰۰
ضریب تعیین تعدیل شده ($Adj\text{-}R^2$)	۳۳٪	آماره دوربین واتسون	۲/۲۹

به‌منظور بررسی فرضیه چهارم به ارزیابی اثر حاشیه‌ای احساسات سرمایه‌گذار بر بیش سرمایه‌گذاری نیز پرداخته می شود. برای این منظور، لازم است از رابطه ۴ نسبت به متغیر $SENTI_{i,t}$ مشتق گرفته شود که این مشتق در رابطه ۸ به صورت زیر نشان داده می‌شود.

$$\frac{\partial OVERINVST_{i,t}}{\partial SENTI_{i,t}} = \beta_1 + \beta_3 CGI_{i,t} \quad \text{رابطه (۸)}$$

اثر حاشیه‌ای احساسات سرمایه‌گذار بر سرمایه‌گذاری جدید، در سطح میانگین، یک انحراف‌معیار کم‌تر و یک انحراف‌معیار بیش‌تر از میانگین شاخص حاکمیت شرکتی (CGI) محاسبه می‌شود که نتایج آن در نگاره ۸ نشان داده شده است.

نگاره (۸). اثر حاشیه‌ای احساسات سرمایه‌گذار بر سرمایه‌گذاری جدید

یک انحراف معیار کم‌تر از میانگین شاخص حاکمیت شرکتی (CGI)	۰/۱۹۲- = (۱۳/۰۲۰ × ۰/۱۸۰۳ *) + ۲/۵۴۰۱-
درسطح میانگین شاخص حاکمیت شرکتی (CGI)	۰/۰۲۴ = (۱۴/۲۲۱ × ۰/۱۸۰۳) + ۲/۵۴۰۱-
یک انحراف معیار بیش‌تر از میانگین شاخص حاکمیت شرکتی (CGI)	۰/۲۴۰ = (۱۵/۴۲۲ × ۰/۱۸۰۳) + ۲/۵۴۰۱-

*مقادیر β_1 و β_3 از نگاره ۷ استخراج شده‌اند.

طبق نگاره شماره ۸، تأثیر احساسات سرمایه‌گذار بر بیش‌سرمایه‌گذاری در سطوح مختلف حاکمیت شرکتی متفاوت است. اثر حاشیه‌ای احساسات سرمایه‌گذار در یک انحراف‌معیار کم‌تر از میانگین (۱۳/۰۲۰)، میانگین (۱۴/۲۲۱) و یک انحراف‌معیار بیش‌تر از میانگین (۱۵/۴۲۲)، به‌ترتیب در حال افزایش است. نتایج نشان می‌دهد که هرچه شرکت‌ها از سطح حاکمیت شرکتی بیشتری برخوردار باشند، احساسات سرمایه‌گذار اثر مطلوب‌تری بر بیش‌سرمایه‌گذاری شرکت خواهد داشت.

نتیجه‌گیری

بر اساس دیدگاه مالی رفتاری، برخی از تغییرات قیمت اوراق بهادار، هیچ دلیل بنیادی نداشته و گرایش احساسی سرمایه‌گذار، نقش مهمی در تعیین قیمت‌ها بازی می‌کند؛ از این رو، احساسات سرمایه‌گذاران می‌تواند یکی از عوامل اثرگذار بر تصمیمات سرمایه‌گذاری شرکت‌ها باشد. این پژوهش به‌دنبال بررسی رابطه بین احساسات سرمایه‌گذار و تصمیمات سرمایه‌گذاری شرکت‌ها و تأثیرگذاری سازوکارهای حاکمیت شرکتی بر این رابطه می‌باشد. برای این منظور ۱۰۶ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در طی دوره ۱۳۸۸-۱۳۹۳ مورد بررسی قرار گرفت.

نتایج حاصل از تجزیه‌وتحلیل داده‌ها و آزمون فرضیه‌های پژوهش حاکی از تأئید همه این فرضیه‌ها است. نتایج نشان می‌دهد که احساسات سرمایه‌گذار بر سطح سرمایه‌گذاری جدید

شـرکت‌ها اثر مثبت و معنادار دارد، به این معنی که سـرمایه‌گذاران خوش‌بین که قیمت سـهام شـرکت را بیشـتر از قیمت مورد انتظار آن قیمت‌گذاری می‌کنند موجب تغییر مثبت در سـطح سرمایه‌گذاری جدید شرکت‌ها می‌شوند، این یافته با نتایج پژوهش رینافو و ترینگائو (۲۰۱۱) و پاکیزه و بشیری‌جویباری (۱۳۹۲) مطابقت دارد.

نتیجه حاصل از آزمون فرضیه دوم حاکی از آن است که احساسات سرمایه‌گذار دارای اثر منفی و معنادار با بیش‌سـرمایه‌گذاری شـرکت‌ها اسـت که این نتیجه با نتیجه پژوهش الزهرانی (۲۰۰۶) همخوانی دارد.

نتایج آزمون فرضـیه‌های سـوم و چهارم نشـان می‌دهد که شـاخص حاکمیت شـرکتی که به‌عنوان نماینده‌ای از سازوکارهای حاکمیت شرکتی است، دارای اثر معنادار و البته مطلوب بر رابطه بین احساسات سرمایه‌گذار و تصمیمات سرمایه‌گذاری شرکت‌هاست. از آنجایی‌که در اغلب شـرکت‌ها به واسـطه جدایی مدیریت از مالکیت، مسـأله تضـاد منافع موضـوعیت پیدا می‌کند، بنابراین ممکن است مدیران از منابع شرکت در جهت انجام سرمایه‌گذاری که حامی منافع سهامداران باشد، استفاده نکنند که یکی از موارد تأمین منابع مالی، قیمت‌گذاری و خرید سـهام شـرکت توسـط فعالان بازار سـرمایه اسـت. بنابراین حاکمیت شـرکتی که به‌عنوان سـازوکارهای تخفیف مسـأله نمایندگی و تضـاد منافع و هم‌چنین کنترل شـرکت و حفظ منافع سهامداران است، نقش قابل ملاحظه‌ای در ایجاد ارتباط مطلوب میان احساسات سرمایه‌گذار (سـرمایه‌گذاران خوش‌بین) و تصـمیمات سـرمایه‌گذاری شـرکت‌ها ایفا می‌کند. این یافته نیز با نتیجه پژوهش دانگ (۲۰۱۱) سـازگار اسـت. بنابراین این‌گونه می‌توان نتیجه گرفت که شـرکت‌هایی که از سـطح مناسـب‌تری از اعمال سـازوکارهای حاکمیت شـرکتی برخوردار هسـتند، منابع مالی ناشـی از احسـاسـات سـرمایه‌گذاران به نحو مطلوب‌تری بر تصـمیمات سرمایه‌گذاری این شرکت‌ها اثر می‌گذارد.

پیشنهادها

با توجه به نتایج به‌دسـت آمده از پژوهش، به سـرمایه‌گذاران پیشـنهاد می‌شـود که به عوامل بنیادین اثرگذار بر ارزش سـهام شـرکت توجه بیشـتری داشـته باشـند و سـرمایه‌گذاری در شرکت‌هایی را مدنظر قرار دهند که از سطح حاکمیت شرکتی مطلوب‌تری برخوردار هستند.

هم‌چنین به مدیران پیشنهاد می‌شود که استقرار سازوکارهای حاکمیت شرکتی در شرکت را با جدیت بیشتری دنبال کنند.

هم‌چنین، پیشنهاد می‌شود در پژوهش‌های آتی، موارد زیر مورد بررسی و آزمون قرار گیرد:

- با توجه به ویژگی‌های خاص هر صنعت، پژوهشی در خصوص اثر احساسات سرمایه‌گذار بر تصمیمات سرمایه‌گذاری در صنایع مختلف انجام شود.

- با استفاده از معیارهای دیگری برای احساسات سرمایه‌گذار و حاکمیت شرکتی، پژوهشی با همین موضوع انجام شود.

پی‌نوشت

۱ Behavioral Finance ۲ Market Timing Theory

۳ Over-Investment ۴ Under-Investment

۵ Marginal Effect ۶ میانگین این متغیر برابر با ۱۴/۲۲۱ و انحراف معیار آن ۱/۲۰۱ است.

منابع

احمدپور، احمد و پاکدلان، سعید. (۱۳۹۵). نقش فرصت‌های رشد در تعدیل رابطه اهرم مالی و تصمیمات سرمایه‌گذاری. فصلنامه پژوهش‌های تجربی حسابداری، شماره ۱۹، ۱۵-۳۱.

اسدی، غلامحسین، نیک‌روش، مهدی و نجف‌پورکردی، علیرضا. (۱۳۹۲). تأثیر محافظه‌کاری حسابداری بر تصمیمات سرمایه‌گذاری مدیران، *فصلنامه پژوهش‌های تجربی حسابداری*، ۱۰، ۸۹-۱۰۷.

افشاری، اسداله، سعیدی، علی و رشادی، الهام. (۱۳۹۱). تأثیر اهرم مالی بر تصمیمات سرمایه‌گذاری در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. *فصلنامه علمی پژوهشی حسابداری مدیریت*، *۱۳*، ۱۷-۲۹.

تلنگی، احمد. (۱۳۸۳). تقابل نظریه نوین مالی و مالی رفتاری، *فصلنامه تحقیقات مالی*، ۱۷، ۳-۲۵.

حیدرپور، فرزانه، تاری‌وردی، یداله و محرابی، مریم. (۱۳۹۲). تأثیر گرایش‌های احساسی سرمایه‌گذاران بر بازده سهام. *فصلنامه دانش مالی تحلیل اوراق بهادار*، *۱۷*، ۱-۱۳.

رضائی، نواب و گرکز، منصور. (۱۳۹۲). اثر تغییرات سرمایه در گردش بر فرصت‌های سرمایه‌گذاری، *فصلنامه مدیریت دارایی و تأمین مالی*، *۳*، ۹۹-۱۱۸.

سجادی، سیدحسین و زارع‌زاده‌مهریزی، محمدصادق. (۱۳۹۰). بررسی رابطه بین طرح‌های پاداش مدیران و معیارهای اقتصادی ارزیابی عملکرد در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. *مجله پژوهش‌های حسابداری مالی*، ۱۰، ۵۴-۴۱.

سوری، علی. (۱۳۹۳). اقتصادسنجی مقدماتی، تهران: نشر فرهنگ شناسی.

فدائی‌نژاد، محمداسماعیل، نوفرستی، محمد و اقبال‌نیا، محمد. (۱۳۹۳). بررسی اثرات جریان‌های نقدی بر تصمیمات سرمایه‌گذاری شرکت‌ها. *فصلنامه تحقیقات حسابداری و حسابرسی*، ۲۳، ۲۳-۴.

مشایخ، شهناز و اسماعیلی، مریم. (۱۳۸۵). بررسی رابطه بین کیفیت سود و برخی از جنبه‌های اصول راهبری در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس تهران. *مجله بررسی‌های حسابداری و حسابرسی*، ۴۵، ۴۴-۲۵.

هاشمی، سیدعباس، امیری، هادی و معین‌قفقازی، رویا. (۱۳۹۲). تأثیر بکارگیری هزینه سرمایه بر رابطه سود و بازده سهام. *فصلنامه مطالعات تجربی حسابداری مالی*، ۳۸، ۱۱۷-۹۱.

Afshari, A. & Saeidi, A. & Reshadi, E. (2015). The Impact of Leverage on Firms Investment Decision in Tehran Stock Exchange (TSE) , *Management Accounting, 5 (13)* , 17-29. (In Persian)

Ahmadpour, A. & Pakdelan, S. (2016). The Role of Growth Opportunities in Moderating the Relationship between Financial Leverage and Investment Decisions, *Journal of Empirical Research in Accounting, 5 (3)* , *15-32.* (In Persian)

Alzahrani, Mohammed F. , (2006). "Stock Mispricing and Corporate Investment Decisions", Ph. D Thesis, Faculty of the Graduate College of the Oklahoma State University.

Asadi, GH. & Najafpour, A. & Nikravesh, M. (2013). The Impact of Accounting Conservatism on Managers' Investment Decisions, *Journal of Empirical Research in Accounting, 3 (2)* , 89-107. (In Persian)

Baker, M. , Wurgler, J. , & Yuan, Y. (2012). Global, local, and contagious investor sentiment. *Journal of Financial Economics*, *104* (2) , 272-287.

Bashirijoibari, M. & Pakizeh, K. (2014). The impact Stock market misvaluation on firms investment decisions, *Asset Management & Financing, 1 (3)* , 81-98. (In Persian)

Chen, W. J. (2013). Can corporate governance mitigate the adverse impact of investor sentiment on corporate investment decision? Evidence from Taiwan, *Asian Journal of Finance & Accounting*, 5 (2) , 101-126.

Core, J. E. , Guay, W. R. , & Rusticus, T. O. (2006). Does weak governance cause weak stock returns? An examination of firm operating performance and investors' expectations. *The Journal of Finance, 61* (2) , 655-687.

Daryaei, A. (2009). The relationship between Corporate Governance and Financial Performance, M. A dissertation, University of Mazandaran. (In Persian)

Fadaeinejad, M. E. Noferesti, M. & Eghbalnia, M. (2015). Effects of Cash Flow on Corporate Investment Decisions, *Accounting & Auditing Research, 23,* 4-23. (In Persian)

Garkaz, M. & Rezaei, N. (2014). The effect of changes working capital on investment opportunities, *Asset Management & Financing, 1 (3)* , 99-118. (In Persian)

Grundy, B. D. , & Li, H. (2010). Investor sentiment, executive compensation, and corporate investment. *Journal of Banking & Finance, 34* (10) , 2439-2449.

Hashemi, S. A. & Amiri, H. & Moeen Ghafghazi, R. (2013). The Effects of Cost of Capital on the Relationship between Earnings and Stock Returns, *Empirical Studies in Financial Accounting, 10 (38)* , 91-117. (In Persian)

Heydarpour, F. & Tariverdi, Y. & Mehrabi, M. (2014). The impact of investor sentiment trends of stock returns, *Financial Knowledge of Securities Analysis, 6,* 1-13. (In Persian)

Hongbin Huang, Guanghui Jin, Jingnan Chen, (2016). Investor sentiment, property nature and corporate investment efficiency: Based on the mediation mechanism in credit financing, *China Finance Review International*, Vol. 6 Issue: 1, pp. 56-76.

Huang, H. H. , Huang, I. H. , & Chang, C. H. (2011). Corporate performance after substantial capital expenditure: The role of growth opportunity and corporate governance. *NTU management Review, 22* (1) , 297-325.

Jones, G. (1996). *The Evolution of International Business*, London: Routledge.

Mashayekh, Sh. & Esmaeili, M. (2006). The relation between earnings quality and corporate governance, *Journal of the Accounting & Auditing Review, 13 (3)* , 25-44. (In Persian)

McLean, R. D. and M. Zhao (2014). The business cycle, investor sentiment, and costly external finance. *The Journal of Finance 69 (3)* , 1377–1409.

Polk, C. , & Sapienza, P. (2009). The stock market and corporate investment: A test of catering theory. *The Review of Financial Studies, 22* (1) , 187-217.

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

Sajadi, S. H. & Zarezadehmehrizy, M. S. (2012). Investigation of the Relationship between Management Compensation and Economics Measures Performance Assessment of Companies listed in Tehran

Security Exchange, *Financial Accounting Research, 3 (4)* , 41-54. (In Persian)

Soori, A. (2015). Preliminary Econometrics, Tehran: Farhangshenasi Publication. (In Persian)

Stein, J. C. , 1996. Rational Capital Budgeting in an Irrational World. *Journal of Business*, 69 (4): 429-455.

Talangi, A. (2004). Contrasting modern financial theory and behavioral finance, *Journal of Financial Research, 6 (1)* , 3-25. (In Persian)

Trinugroho,I. & rinofah,R. (2011). The effect of mispricing on investment of Indonesian. firms: Do Financial Constraints Matter? , *Middle Eastern Finance and Economics*; 9 (1) , 1450-2889.

Yu-Shan C. & Chih Jen H. & Tsai-Ling L. . (2015). Over-investment, the marginal value of cash holdings and corporate governance, *Studies in Economics and Finance*, 32 (2): 204 – 221.

Zhu Zhaohui and Huang, W. (2013). Investor Sentiment and Firms' Investment: An Empirical Study Based on Catering Channel, *Journal of Applied Sciences*, 13: 1199-1205.

پژوهش‌های تجربی حسابداری

سال هفتم، شماره ۲۷، بهار ۱۳۹۷، صص ۲۲۷ - ۲۴۵

تأثیر شاخص راهبری شرکتی بر هزینه سرمایه و ریسک شرکت‌ها

محمدرضا مهربان پور*، فرزانه سادات میری چیمه[1]**

تاریخ دریافت: ۹۵/۰۵/۰۱

تاریخ پذیرش: ۹۵/۰۸/۲۶

چکیده

استقرار مناسب سازوکارهای راهبری شرکتی، اقدامی اساسی برای استفاده بهینه از منابع، ارتقای پاسخگویی، شفافیت، رعایت انصاف و حقوق همه ذینفعان شرکت‌ها است. پژوهش حاضر به بررسی تأثیر شاخص راهبری شرکتی بر هزینه سرمایه شرکت‌ها و ریسک سیستماتیک پیش‌بینی‌شده می‌پردازد. برای آزمون فرضیه‌های پژوهش، ۲۳۵ شرکت پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران در سال ۱۳۹۳ به‌عنوان نمونه انتخاب و از تحلیل ضرایب رگرسیون استفاده شد. در این پژوهش از چهار معیار راهبری شرکتی برای اندازه‌گیری شاخص راهبری شرکتی استفاده شده است. این شاخص برای اولین بار در ایران توسط سازمان بورس اوراق بهادار برای سال ۱۳۹۳ محاسبه‌شده و در این تحقیق مورد استفاده واقع شده است. نتایج حاصله حاکی از آن است که رابطه منفی و معناداری بین هزینه سرمایه شرکت با شاخص راهبری شرکتی وجود دارد که نشان می‌دهد وجود راهبری شرکتی مؤثر و قوی، موجب کاهش عدم تقارن اطلاعاتی و تضمین گزارشگری دقیق و صحیح توسط مدیریت، شفافیت بیش‌تر و جلب اعتماد ذینفعان و متعاقباً کاهش هزینه سرمایه خواهد شد. همچنین نتیجه پژوهش نشان می‌دهد که بین ریسک سیستماتیک پیش‌بینی‌شده شرکت با شاخص راهبری شرکتی رابطه مثبت و معناداری وجود دارد. این نتیجه مؤید این است که شرکت‌ها با سازوکارهای راهبری سهامدار-محور، ریسک سیستماتیک بیشتری را تحمل می‌کنند که نشان می‌دهد راهبری شرکتی خوب، احتمال دارد به‌جای ممانعت برافزودن ریسک، آن را تشویق کند و منجر به ریسک‌پذیری بالا شود.

واژه‌های کلیدی: شاخص راهبری شرکتی، هزینه سرمایه، ریسک سیستماتیک.

طبقه‌بندی موضوعی: M41

DOI: 10.22051/jera.2017.10954.1365

* استادیار حسابداری دانشگاه تهران (نویسنده مسئول) (mehrabanpour@ut.ac.ir)

**کارشناسی ارشد حسابداری دانشگاه تهران. (farzaneh.miri1989@yahoo.com)

مقدمه

توسعه پاسخگویی و مسئولیت‌های اجتماعی مدیریت شرکت‌های سهامی در ابتدای قرن بیست و یکم، منتهی به مطرح‌شدن بحث نظام راهبری شرکتی گردیده است. نظام راهبری شرکتی بر شفافیت و افشای اطلاعات و حذف اطلاعات درونی تأکید داشته و با استفاده از تمهیدات و سازوکارهایی، سعی در عدم تمرکز قدرت در شرکت‌ها و مدیریت مشکلات ناشی از تفکیک مدیریت از مالکیت داشته و در جهت رعایت صرفه و صلاح سهامداران تلاش می‌کند. از سوی دیگر، کلیه تصمیم‌های سرمایه‌گذاری در یک شرکت، تحت تأثیر هزینه سرمایه آن است. تئوری نمایندگی ثابت کرد که ساختار سرمایه توسط هزینه‌های نمایندگی که منجر به تضاد منافع می‌شود، تعیین می‌گردد. وجود راهبری شرکتی، کنترل و تعادلی بین سهامداران و مدیران فراهم می‌کند؛ پس مسائل نمایندگی را کاهش می‌دهد.

در بیان اهمیت موضوع پژوهش لازم به ذکر است که افزایش هزینه سرمایه، منجر به کاهش توان رقابتی شرکت در محیط تجاری خواهد شد. همچنین ریسک شرکت برای ادامه فعالیت و باقی ماندن درصحنه رقابت، از اهمیت زیادی برخوردار است. به‌این‌ترتیب شرکت‌ها به دنبال کاهش هزینه سرمایه و ریسک می‌باشند. شاخص راهبری شرکتی به‌عنوان نشان دهنده یکی از مهم‌ترین سازوکارهای کنترلی و نظارتی، می‌تواند عامل مهمی جهت نشان دادن وضعیت مناسب راهبری شرکت‌ها باشد. ایجاد شاخص راهبری شرکتی برای کشورهایی که قصد اجرای برنامه‌های خصوصی‌سازی به‌ویژه از طریق انتشار سهام را دارند، یک الزام است. اهمیت این موضوع در ایران زمانی افزایش می‌یابد که در سند چشم‌انداز بیست ساله توسعه کشور و ابلاغیه سیاست‌های کلی اصل چهل‌وچهار قانون اساسی که از آن به‌عنوان یک انقلاب اقتصادی و الگویی برای توسعه اقتصادی یاد می‌شود؛ عنایت ویژه‌ای به رشد و توسعه اقتصادی کشور، گسترش و تعمیق کارآمد بازار سرمایه (به‌ویژه تقویت جایگاه بورس) و فراهم آمدن امکان سرمایه‌گذاری خارجی مبذول شده است. با توجه به اهمیت این موضوع، بورس اوراق بهادار تهران، برای اولین بار اقدام به‌اندازه گیری شاخص راهبری شرکتی شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران نمود. این شاخص بر اساس چهار معیار راهبری شرکتی به شرح زیر، اندازه‌گیری شد:

۱. حقوق سهامداران و ذینفعان

۲. هیئت‌مدیره، کمیته‌های آن و تعهد به راهبری شرکتی

۳. حسابرسی

۴. افشا عمومی و شفاف‌سازی

کیفیت راهبری شرکتی نه‌تنها بر میزان دستیابی به تأمین مالی از خارج مؤثر است؛ بلکه هزینه سرمایه و ارزش شرکت را نیز متأثر خواهد کرد. از سوی دیگر، در چند سال اخیر توجه‌ها به سمت اندازه‌گیری ریسک سیستماتیک رفته است. اما به شکل تعجب‌آوری دانش ما در خصوص ویژگی‌هایی که میزان ریسک در یک شرکت خاص را تحت تأثیر قرار می‌دهد، کم است.

انجام این پژوهش ازاین‌جهت که می‌تواند درک صحیحی از ساختار بهینه سرمایه با رعایت اصول راهبری شرکتی را برای مسئولین بازار سرمایه، مدیران شرکت‌ها، اعتباردهندگان و سرمایه‌گذاران و سایر افراد ذی‌علاقه فراهم کند، ضرورت دارد. هدف از پژوهش حاضر، بررسی میزان ارتباط شاخص راهبری شرکتی و هزینه سرمایه و ریسک شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران و یافتن پاسخ سؤالات زیر است:

۱. آیا بین شاخص راهبری شرکتی با هزینه سرمایه رابطه معناداری وجود دارد؟

۲. آیا بین شاخص راهبری شرکتی با ریسک سیستماتیک پیش‌بینی‌شده رابطه معناداری وجود دارد؟

مطالعات پیشین معمولاً بر یکی از ابعاد راهبری شرکتی تمرکز داشتند. ازآنجاکه ویژگی‌های راهبری شرکتی ممکن است مکمل یا جایگزین یکدیگر باشند، استنتاج آن‌ها ممکن است متغیرهای سوگیر را حذف کند. بر این اساس، در این پژوهش، راهبری شرکتی در چندین بعد مورد بررسی و سنجش قرار گرفته است. این پژوهش برای اولین بار در ایران از متغیر شاخص راهبری شرکتی استفاده کرده و تأثیر آن بر هزینه سرمایه و ریسک سیستماتیک شرکت را مورد بررسی قرار داده است. در ادامه به برخی از مطالعات انجام‌شده در زمینه ارتباط سازوکارهای راهبری شرکتی با هزینه سرمایه و ریسک سیستماتیک شرکت‌ها اشاره می‌شود.

پیشینه پژوهش

سازوکارهای راهبری شرکتی و هزینه سرمایه

راهبری شرکتی ابعاد فراوانی دارد که می‌توان به حقوق سهامداران و ذینفعان، هیئت‌مدیره و کمیته‌های آن، حسابرسی، افشای عمومی و شفافیت اطلاعاتی اشاره کرد. در تحقیقات انجام‌گرفته قبلی، تنها به بررسی یک بعد از راهبری شرکتی و ارتباط آن با سایر متغیرهای حسابداری و مالی پرداخته‌شده است. در ادامه برخی از این پژوهش‌ها شرح داده می‌شود.

جیراپورن، کیم و کیتسابوناریت (۲۰۱۱) تحقیقی را با عنوان ارتباط بین ساختار سرمایه و کیفیت راهبری شرکتی انجام داده‌اند. در این تحقیق، برای ارزیابی راهبری شرکتی از داده‌های پایان سال بر اساس استانداردهای راهبری ارائه شده توسط مؤسسه سهامداران نهادی (ISS)، استفاده‌شده است. در این تحقیق برای تعیین تأثیر کیفیت راهبری بر اهرم از تجزیه وتحلیل رگرسیون که در آن اهرم به‌عنوان متغیر وابسته می‌باشد، استفاده شده است. اهرم به دو صورت اهرم دفتری و اهرم بازار تعریف شده است و نمره ISS (ISS_SCORE) و نمره راهبری (GOV_SCORE) به‌عنوان متغیر مستقل و نرخ دارایی ثابت، نرخ بدهی، نرخ سود قبل مالیات و بهره (EBIT)، نرخ سود تقسیمی، حسابرسی، مالکیت به عنوان متغیر کنترلی در نظر گرفته‌شده است. با به‌کارگیری شاخص راهبری شرکتی، این تحقیق به‌طور تجربی به آزمون ارتباط بین اهرم و راهبری شرکتی می‌پردازد. شواهد تجربی نشان می‌دهد که یک رابطه معکوس قوی بین کیفیت راهبری شرکتی و اهرم وجود دارد. راهبری شرکتی قوی، اهرم پایین‌تر را به ارمغان می‌آورد. نتایج حاصل از این تحقیق نشان می‌دهد که کیفیت راهبری شرکتی تأثیر قابل‌ملاحظه‌ای بر تصمیمات مهم شرکت مانند ساختار سرمایه دارد.

در مطالعه دیگری، ولاج و لاک (۲۰۱۱)، رابطه بین هزینه‌های نمایندگی، ساختار مالکیت و راهبری شرکتی را در شرکت‌های کوچک در نیوزلند با استفاده از روش برآورد GMM مورد آزمون قرار دادند. نتایج پژوهش نشان داد تمرکز مالکیت، بیش ترین اثر را بر راهبری شرکتی و هزینه‌های نمایندگی دارد. همچنین احمد پور و کاشانی پور (۱۳۸۹) به بررسی تأثیر نظام راهبری شرکتی و کیفیت حسابرسی بر هزینه تامین مالی از طریق بدهی در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار پرداختند. نتایج تحقیق آنها نشان داد که وجود سهامداران نهادی

عمده در ترکیب سهامداران و نظارت کارای آن ها، تأثیر منفی و معناداری بر هزینه بدهی شرکت‌های عضو نمونه داشته است. در حالی‌که، کیفیت حسابرسی این اثر را ندارد.

برخی از تحقیق‌های پیشین، به‌وضوح نشان دادند که راهبری شرکتی قوی موجب کاهش هزینه سرمایه شرکت می شود. در این را ستا، تران (۲۰۱۴) به برر سی تأثیر راهبری شرکتی بر هزینه بدهی و هزینه سرمایه شرکت‌های بورسی آلمان پرداخت. در این تحقیق، راهبری شرکتی در سه بعد شامل: ۱) کیفیت اطلاعات مالی ۲) ساختار مالکیت ۳) ساختار هیئت‌مدیره بررسی می شود. در آلمان از حقوق بستانکاران در مقایسه با سهامداران بهتر محافظت می شود که موجب این سؤال شده که آیا تقاضا برای راهبری شرکتی در بین این گروه‌ها متفاوت است؟ ادبیات قبلی نشان می‌دهد که راهبری شرکتی بر سطح هزینه نمایندگی ایجادشده از سوی تأمین‌کنندگان سرمایه، تأثیرگذار است. این اثر به نوبه خود، ریسک سیستماتیک، هزینه سرمایه و هزینه بدهی را تحت تأثیر قرار می‌دهد. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که شرکت‌های خانوادگی و شرکت‌هایی با سطح بالای شفافیت مالی و با طرح پاداش در معرض ریسک سیستماتیک کم‌تری هستند. هم‌چنین راهبری شرکتی بر هزینه سرمایه اثرگذار است؛ اما تفاوت در اینجا است که این تأثیر در شرکت‌هایی با مالکیت دولتی یا سایر شرکت‌ها معنادار است؛ اما در شرکت‌های خانوادگی اثر معناداری وجود ندارد. یافته‌های تحقیق نشان داده که ابعاد در نظر گرفته شده راهبری شرکتی، قادر به کاهش هزینه نمایندگی، درنتیجه کاهش هزینه سرمایه شرکت است. در مطالعه دیگری، هنزایی (۱۳۸۹) در تحقیق خود به بررسی ارتباط بین سازوکارهای راهبری شرکتی و هزینه سرمایه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران پرداخته است. در این تحقیق، رابطه یک سازوکار بیرونی و سه سازوکار درونی با هزینه سرمایه بررسی شده است. نسبت حضور اعضای غیرموظف در ترکیب هیئت‌مدیره، حسابرس داخلی، شفافیت اطلاعاتی ازجمله سازوکارهای درونی هستند و سرمایه‌گذاران نهادی نیز به‌عنوان یکی از سازوکارهای بیرونی در این تحقیق در نظر گرفته‌شده است. در این تحقیق نمونه‌ای مشتمل بر ۷۷ شرکت پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران در نظر گرفته شده است و با استفاده از روش‌های آماری فرضیه‌های تحقیق مورد تجزیه‌وتحلیل قرارگرفته است و نتایج تحقیق حاکی از این است که: بین نسبت حضور اعضای غیرموظف هیئت‌مدیره و هزینه سرمایه ارتباط معنادار و منفی وجود دارد. بین وجود حسابرس داخلی و هزینه سرمایه رابطه معناداری وجود ندارد. شفافیت اطلاعاتی رابطه معنادار و منفی با هزینه سرمایه دارد. درصد

مالکیت سرمایه‌گذاران نهادی با هزینه سرمایه رابطه معنادار و منفی دارد. نسبت حضور اعضای غیرموظف، شفافیت اطلاعات و درصد مالکیت سرمایه‌گذاران نهادی ۳۰ درصد از تغییرات هزینه سرمایه را پیش‌بینی می‌کنند.

سازوکارهای راهبری شرکتی و ریسک سیستماتیک

پس از بحران مالی سال ۲۰۰۸ بحثی میان سیاستمداران و روسای بانکها به همراه دیگر مقامات مطرح شد. آنها احتمال دادندکه بحران مالی به نحوی با نواقص راهبری شرکتی در مؤ سسات مالی در ارتباط ا ست. این بحث به نظر منطقی می‌آمد، نظر به اینکه می‌توان راهبری شرکتی را به صورت وسیع، سازوکاری برای شناسایی مشکلات موسسه و کنترل ریسک آن قلمداد کرد. حال این سوال مطرح می‌شود که آیا بحران مالی جهانی به خاطر نواقص در راهبری شرکتی مؤسسات مالی است؟ برای پاسخ به این سؤال، استروبل، واهاما و اکیوبال (۲۰۱۵) نشان دادند که رابطه مثبت و معناداری بین راهبری شرکتی و ریسک سیستماتیک وجود دارد. این موضوع بیانگر این است که مؤسسات مالی با تمرکز بر ساختار راهبری شرکتی سهامدار محور، ریسک سیستماتیک بالایی دارند. با توجه به این نتایج درمی‌یابیم که راهبری شرکتی خوب، ممکن است به‌جای کاهش ریسک سیستماتیک در مؤسسات مالی موجب افزایش آن نیز شود. درواقع در بحران مالی سال ۲۰۰۸، شکست مؤسسات مالی بر سایر مؤسسات و سیستم مالی آنها تأثیرگذار بوده است.

با توجه به این که تأثیر اندازه شرکت بر عملکرد شرکت به‌خوبی در ادبیات مستند شده ا ست، مطالعات نسبتاً کمی به صراحت به برر سی ریسک‌پذیری شرکت‌ها در ارتباط با اندازه هیئت‌مدیره پرداخته‌اند. هانگ و وانگ (۲۰۱۴) به بررسی ریسک‌پذیری شرکت‌ها در ارتباط با اندازه هیئت‌مدیره پرداخته‌اند. در این تحقیق فهرستی از داده‌های پانل شرکت‌های چینی از سال ۲۰۰۳ تا ۲۰۱۱ به عنوان نمونه انتخاب شده است. این پژوهش بر اندازه هیئت‌مدیره و انتخاب سیاست‌های شرکت‌ها در مورد پاداش مدیریت، سرمایه‌گذاری، اهرم، مدیریت سود و به‌طورکلی ریسک آتی شرکت تمرکز نموده ا ست. یافته ا صلی این پژوهش، بیان می‌دارد که شرکت‌های چینی با مالکیت متمرکز، کم‌تر احتمال دارد که در سرمایه‌گذاری پرمخاطره R&Dسرمایه‌گذاری کنند.

در مطالعه دیگری، جیراپورن، چتجاتامارد، تانگ و کیم (۲۰۱۵) به بررسی تأثیر راهبری شرکتی بر میزان ریسک‌پذیری شرکت‌ها بر روی فهرست ۷۰۱۵ شرکت گزارش شده توسط مؤسسه خدمات سهامداران پرداخته‌اند. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که رابطه معنادار و منفی بین نمره راهبری شرکتی و ریسک‌پذیری شرکت‌ها وجود دارد؛ به‌عبارت‌دیگر، شرکت‌ها با راهبری مؤثر، استراتژی‌هایی با ریسک کم‌تر را اعمال می‌نمایند. مدیران تمایل دارند که تصمیمات ریسکی اتخاذ کنند، اما راهبری شرکتی درجه ریسک‌پذیری را کاهش می‌دهد. درواقع شرکت‌ها با راهبری شرکتی قوی تمایل به استراتژی‌های با ریسک کم دارند. به نظر می‌رسد راهبری شرکتی مؤثر به کنترل ریسک‌پذیری شرکت‌ها کمک می‌کند.

در ایران، تحقیقی درزمینه بررسی تأثیر سازوکارهای راهبری شرکتی بر ریسک سیستماتیک شرکت‌ها توسط نیکبخت و طاهری (۱۳۹۲) انجام‌شده است. نتایج تحقیق آنها نشان داد که رابطه مثبت و معناداری بین درصد سهامداران نهادی و ریسک سیستماتیک وجود دارد. هم‌چنین رابطه بین درصد اعضای غیرموظف هیئت‌مدیره و ریسک سیستماتیک در شرکت‌هایی با بتای بین یک و نیم منفی و معنادار است. می‌توان این نتیجه را با برخوردار نبودن از دانش و تخصص کافی اعضای غیرموظف برای ارزیابی تصمیمات مدیران اجرایی، نداشتن انگیزه برای به چالش کشیدن این تصمیمات و قرار گرفتن اعضا تحت نفوذ مدیران اجرایی، توجیه کرد.

خلاء مطالعاتی

همان‌طور که بیان شد با وجود تحقیق‌های متعددی که در زمینه سازوکارهای راهبری شرکتی انجام شده، تاکنون مطالعه‌ای با استفاده از شاخص راهبری شرکتی در ایران صورت نگرفته است. بر این اساس، این نوشتار به بررسی رابطه بین شاخص راهبری شرکتی با هزینه سرمایه و ریسک سیستماتیک پرداخته است.

روش پژوهش

این پژوهش ازلحاظ هدف، کاربردی و ازلحاظ طرح پژوهش استقرایی، کمی و نیمه تجربی و بر اساس خصوصیات موضوع و مسئله پژوهش در حوزه تحقیقات توصیفی و همبستگی است. اطلاعات مربوط به پیشینه پژوهش و مبانی نظری، از منابع کتابخانه‌ای، پایگاه‌های علمی

و مقاله‌های داخلی و خارجی اســتخراج‌شــده اســت. همچنین داده‌های پژوهش از بانک‌های اطلاعاتی ره‌آورد نوین و صورت‌های مالی شرکت‌ها گردآوری‌شده‌اند. متغیرهای این پژوهش با نرم‌افزار Excel محاسـبه و سـپس با توجه به داده‌های به‌دسـت‌آمده، تجزیه‌وتحلیل و آزمون فرضیه‌های پژوهش، با نرم‌افزار Eviews8 انجام‌شده است .

جامعه آماری پژوهش، شـامل تمامی شـرکت‌های پذیرفته‌شـده در بورس اوراق بهادار تهران می‌باشـد. با توجه به جامعه آماری پژوهش، نمونه آماری به روش حذف سـیسـتماتیک و با در نظر گرفتن شرایط زیر انتخاب گردیده است :

۱. شرکت‌ها تا قبل از پایان سال ۱۳۹۲ در بورس اوراق بهادار پذیرفته‌شده باشند.

۲. دوره مالی شـرکت‌های پذیرفته‌شـده در بورس اوراق بهادار تهران منتهی به ۲۹ اسـفندماه باشد.

۳. شرکت‌ها طی سال ۱۳۹۳ تغییر سال مالی و توقف فعالیت نداشته باشند.

۴. شرکت موردنظر در دوره پژوهش، فعالیت مستمر داشته و سهام آن مورد معامله قرارگرفته باشد.

۵. شرکت مورد نظر به دلیل تفاوت موجود در فعالیت‌ها، جزء شرکت‌های واسطه‌گری مالی، هلدینگ و بانک و بیمه نباشد.

بدین ترتیب ۲۳۵ شرکت برای نمونه پژوهش در سال ۱۳۹۳ انتخاب‌شده است. نحوه انتخاب این تعداد در نگاره ۱ مشاهده می‌شود .

نگاره (۱). نحوه انتخاب نمونه پژوهش از جامعه آماری

شرح انتخاب نمونه	تعداد
تعداد شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران تا پایان سال ۱۳۹۳	۶۴۸
.تعداد شرکت‌هایی که در قلمرو زمانی پژوهش فاقد داده شاخص راهبری شرکتی بودند	(۲۸۴)
.شرکت‌هایی که در قلمرو پژوهش به امور سرمایه‌گذاری و واسطه‌گری مالی اشتغال دارند	(۵۸)
.تعداد شرکت‌هایی که در قلمرو زمانی پژوهش به امور بانک و بیمه اشتغال دارند	(۴۲)
.شرکت‌هایی که در قلمرو زمانی تحقیق بتا آن‌ها محاسبه نشده بود	(۲۹)
تعداد شرکت‌های انتخاب‌شده	۲۳۵

فرضیات پژوهش

به‌منظور برر سی رابطه بین شاخص راهبری شرکتی با هزینه سرمایه و ریسک شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران، دو فرضیه زیر طراحی و مورد آزمون قرار می‌گیرد.

۱. بین شاخص راهبری شرکتی و هزینه سرمایه رابطه منفی وجود دارد.

۲. بین شاخص راهبری شرکتی و ریسک سیستماتیک پیش بینی شده رابطه مثبت وجود دارد.

مدل و متغیرهای پژوهش

با استفاده از مبانی نظری موضوع، در این پژوهش از مدل‌های رگرسیونی چند متغیره استفاده گردید. همچنین از داده‌های مقطعی برای آزمون فرضیه‌ها استفاده شد که به صورت زیر می‌باشد:

برای آزمون فرضیه اول از رابطه (۱):

$$Waccj= \beta_0 + \beta_1 GOV\text{-}SCORE_Rj + \beta_2 SIZEj + \beta_3 BMj + \beta_4 LEVj + \beta_5 BETAj + \varepsilon j$$

و برای آزمون فرضیه دوم از رابطه (۲):

$$BETAFj= \beta_0 + \beta_1 GOV\text{-}SCORE_Rj + \beta_2 SIZEj + \beta_3 BMj + \beta_4 LEVj + \varepsilon j$$

استفاده شد.

در مدل‌های بالا، متغیرهای وابسته به ترتیب میانگین وزنی هزینه سرمایه (Wacc) و ریسک سیستماتیک پیش بینی شده (BETAFj) می‌باشد و متغیرهای مستقل در هر دو مدل، شاخص راهبری شرکتی (GOV–SCORE) است. هزینه سرمایه شرکت ممکن است تحت تأثیر عوامل دیگری به‌جز شاخص راهبری شرکتی قرار گیرد. بر اساس الگوی تران (۲۰۱۴)، متغیرهای کنترلی شامل اندازه شرکت (SIZE)، نسبت ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام به ارزش بازار سهام شرکت (BM) و اهرم مالی (LEV) است که مورداستفاده قرارگرفته است.

داده شاخص راهبری شرکتی به عنوان معیاری جامع از راهبری شرکتی در این مطالعه مورد استفاده قرار گرفته است. این شاخص برای اولین بار در ایران توسط شرکت بورس اوراق

بهادار تهران اندازه گیری شـــده اســـت. شـــرکت بورس اوراق بهادار تهران، مطالعه تطبیقی از روش‌های رتبه‌بندی شـــرکت‌ها در بورس‌های جهان، انجام داد. ســـپس با توجه به قوانین و مقررات نافذ بر فعالیت شرکت‌ها در ایران، چک لیست امتیازدهی به ناشران تهیه شد. این چک لیست مشتمل بر چهار قسمت اصلی است که براساس اصول کلی راهبری شرکتی می‌باشد. این چهار قسمت عبارت است از:

۱. حقوق سهامداران و ذینفعان با وزن ۲۵٪ و ۱۳ متغیر

۲. هیئت‌مدیره، کمیته‌های آن و تعهد به راهبری شرکتی با وزن ۲۵٪ و ۲۵ متغیر

۳. حسابرسی با ۱۵٪ وزن و ۶ متغیر

۴. افشای عمومی و شفاف‌سازی با ۳۵٪ وزن و ۸ متغیر

پس از اختصاص وزن به هر متغیر، برای تکمیل چک‌لیست، منشوری تهیه شد تا رویه‌ها برای سنجش سطح رعایت و امتیازدهی هر متغیر یکسان گردد؛ به‌عبارت‌دیگر تأثیر سلیقه یا تفسیر تکمیل‌کننده چک‌لیست در امتیاز نهایی حذف شد. بورس اوراق بهادار تهران بر اساس آخرین منابع در دسترس از قبیل سایت شرکت، امتیاز اطلاع‌رسانی، نتایج طبقه‌بندی بورس، گزارش کنترل داخلی هر شرکت، گزارش فعالیت هیئت‌مدیره به مجمع و اظهارنظر حسابرس نسبت به صورت‌های مالی، امتیاز راهبری هر شرکت را تعیین کرد.

نحوه محاسبه هزینه سرمایه واقعی شرکت‌ها به صورت زیر می‌باشد:

$$\mathrm{WACC} = \mathrm{r_{debt}}(1-\mathrm{T_c})\frac{\mathrm{D}}{\mathrm{V}} + \mathrm{r_{equity}}\frac{\mathrm{E}}{\mathrm{V}}$$

$$r_{equity} = \left[\frac{Div_0(1+g)}{P_0}\right] + g$$

در رابطه بالا، $\mathrm{r_{equity}}$ برابر هزینه سهام، $\mathrm{Div_0}$ برابر سود تقسیم شده دوره جاری، $\mathrm{P_0}$ برابر قیمت ســهام در پایان دوره جاری و g معادل نرخ رشــد برآورد شــده ســهام می‌باشــند. فرض می‌شــود که نرخ رشــد مورد انتظار برای بنگاه‌های باســابقه با نرخ رشــد تولید ناخالص داخلی (GDP) ادامه پیدا می‌کند. لذا برای محاســبه نرخ رشــد مورد انتظار در مدل گوردن، از نرخ تولید ناخالص داخلی در ســال ۱۳۹۳ اســتفاده شــده اســت. همچنین در این مطالعه ریســک

سیستماتیک پیش بینی شده شرکت براساس بتای محاسبه شده شرکت به صورت زیر محاسبه گردید:

$$\beta i = \frac{COV\ (Km,Ki)}{Var\ (Km)} = \frac{\sigma i}{\sigma m}\ ri,m$$

داده‌های بتای محاسبه شده وارد نرم افزار Eviwes 8 شده و براساس داده‌های موجود، داده بتای پیش بینی شده توسط نرم افزار محاسبه گردید.

یافته‌های پژوهش

قبل از آزمون فرضیه‌ها، آمار توصیفی هر یک از متغیرهای پژوهش در نگاره ۲ ارائه می‌گردد. با توجه به نگاره ۲، آمار توصیفی برای متغیرهای مدل پژوهش به تفکیک شاخص‌های مرکزی و پراکندگی مشخص گردیده است. شاخص مرکزی شامل: شاخص میانگین و میانه و شاخص‌های پراکندگی شامل: شاخص انحراف معیار و ضریب تغییرات می‌باشد. با مقایسه ضریب تغییرات متغیرهای وابسته، مستقل و کنترلی پژوهش در سطح کل شرکت‌ها، به این نتیجه می‌رسیم که متغیر شاخص راهبری شرکتی در مقایسه با متغیرهای کنترلی به‌جز اندازه شرکت دارای ضریب تغییرات و پراکندگی کم‌تر و درنتیجه ثبات و پایداری بیش‌تر در دوره پژوهش بوده است. افزون بر این، آماره میانگین نشان‌دهنده آن است که به‌طور میانگین کل شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران (موردبررسی در این پژوهش) دارای رتبه راهبری شرکتی ۴۹ هستند؛ به‌عبارت‌دیگر، شرکت‌ها به‌طور متوسط از سطح راهبری شرکتی نسبتاً مناسبی برخوردارند. همان‌طور که می‌بینیم، میانگین متغیرها تقریباً با میانه آن‌ها نزدیک است که به‌نوعی حاکی از نرمال بودن توزیع متغیرهای مدل‌های پژوهش می‌باشد .

نگاره (۲). آمار توصیفی متغیرهای تحقیق

نام متغیر	میانگین	ضریب تغییرات	انحراف معیار	حداقل	حداکثر	میانه	ضریب تغییرات
ریسک سیستماتیک	۰/۶۷	۱/۳	۰/۸۷۲	-۲/۳۶	۷/۰۳	۰/۶۲	۱/۳
نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار سهام	۰/۴۱۵	۲/۴	۱/۰۱۳	-۱۳/۵۸۵	۲/۲۳۶	۰/۴۲۸	۲/۴
شاخص راهبری شرکتی	۴۹/۴۲۵	۰/۲۱	۱۰/۸۳	۲۵	۹۰	۵۰	۰/۲۱
اهرم مالی	۰/۵۹۶	۰/۴	۰/۲۴۱	۰/۰۵۸	۲/۰۷۷	۰/۵۹۷	۰/۴
اندازه شرکت	۱۳/۹۸۸	۰/۱۱	۱/۵۶۸	۱۰/۴۹۲	۱۸/۶۱۶	۱۳/۷۴۲	۰/۱۱
هزینه سرمایه	۰/۱۶۷	۰/۴۷	۰/۰۷۹	۰/۰۳۲	۰/۹۱	۰/۱۶۷	۰/۴۷

آزمون فرضیه‌های پژوهش

برای آزمون فرضیه‌ها از روش حداقل مربعات معمولی استفاده‌شده است. داده‌های مورد استفاده از نوع داده‌های مقطعی است. فرضیه‌های پژوهش به شرح زیر آزمون شدند.

آزمون فرضیه اول پژوهش

برای آزمون فرضیه اول، رابطه (۱) را به روش حداقل مربعات معمولی برازش کرده و نتایج آن در نگاره ۳ ارائه شده است.

نگاره (۳). آمار استنباطی برای مدل فرضیه اول پژوهش

تعداد داده‌ها: ۲۳۵ شرکت			
Waccj= -۰/۰۱۳/۰۱۷GOV-SCORE_Rj+۰/۰۰۸SIZEj -۰/۰۴BMj +۰/۰۸LEVj+۰/۰۰۵BETAj+ εj			
متغیر	ضرایب	آماره t	معناداری
مقدار ثابت	۰/۰۱۷	۰/۴۳۳	۰/۶۶۵
اندازه شرکت	۰/۰۰۸	۳/۲۱۲	۰/۰۰۱۵
نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار سهام	-۰/۰۴	-۱۰/۰۴۹	۰/۰۰۰
شاخص راهبری شرکتی	-۰/۱۳	-۲/۴۴	۰/۰۱
اهرم مالی	۰/۰۸	۴/۷۰۵	۰/۰۰۰
ریسک سیستماتیک	۰/۰۰۵	۱/۱۰۸	۰/۲۶۸
۰/۴۲۴	$\bar{R}^2$	۰/۴۳۶	R^2
۰/۰۰۰	معناداری آماره F	۳۵/۴۹	آماره F
۱/۹۶۲			آماره دوربین- واتسون

همان‌طور که در نگاره ۳ ملاحظه می‌شود، نتایج حاصل از آزمون معناداری معادله رگرسیون بیانگر این است که با توجه به مقدار و سطح معناداری آماره F (۰/۰۰۰) به‌دست‌آمده، کل مدل معنادار می‌باشد، (زیر ۰/۰۵) بنابراین رگرسیون قدرت تبیین دارد. در این مدل ضریب تعیین (۰/۴۳۶) است؛ یعنی ۴۳/۶ درصد از تغییرات متغیر وابسته توسط متغیر مستقل قابل توضیح می‌باشد. همچنین منفی بودن ضریب متغیر شاخص راهبری شرکتی بیانگر وجود ارتباط معکوس بین این متغیر با هزینه سرمایه است که با توجه به مقدار احتمال (P-Value<۰/۰۵) محاسبه شده، این رابطه ازلحاظ آماری معنی‌دار است؛ بنابراین، فرضیه H_0 مبنی بر صفر بودن ضریب شاخص راهبری شرکتی رد می‌شود. به‌عبارت‌دیگر، فرضیه پژوهش پذیرفته‌شده و بین شاخص راهبری شرکتی و هزینه سرمایه رابطه معکوس و معناداری وجود دارد که نشان می‌دهد اگر شاخص راهبری شرکتی یک واحد افزایش یابد، با ثابت نگه‌داشتن سایر متغیرهای الگو، هزینه سرمایه شرکت حدود ۰/۱ واحد کاهش می‌یابد. درنتیجه شرکت‌ها با داشتن شاخص راهبری شرکتی بالاتر، هزینه سرمایه پایین‌تری را تحمل می‌کنند که این نتیجه مطابق با تئوری نمایندگی می‌باشد.

نتایج حاصل از تأثیر متغیرهای کنترلی بر هزینه سرمایه در نگاره شماره ۳ ارائه‌شده است. ضرایب مثبت متغیرهای اهرم مالی و اندازه شرکت بیانگر وجود رابطه مستقیم بین این دو متغیر و هزینه سرمایه است که با توجه به مقدار احتمال (P-Value<۰/۰۵) محاسبه شده، این روابط ازلحاظ آماری معنادار می‌باشند. به‌عبارت‌دیگر، با افزایش یک واحد اهرم مالی و اندازه شرکت، با ثابت نگه‌داشتن سایر متغیرهای الگو، هزینه سرمایه شرکت به ترتیب حدود ۰/۰۸ و ۰/۰۰۸ واحد افزایش می‌یابد. همچنین منفی بودن ضریب متغیر نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار سهام، نشان‌دهنده رابطه معکوس بین این متغیر و هزینه سرمایه است که با توجه به مقدار احتمال (P-Value<۰/۰۵) محاسبه‌شده، این رابطه معنادار است. یعنی با افزایش یک واحد متغیر نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار سهام، با ثابت نگه‌داشتن سایر متغیرهای الگو، هزینه سرمایه حدود ۰/۰۴ واحد کاهش می‌یابد؛ و درنهایت رابطه بین متغیر ریسک سیستماتیک با هزینه سرمایه با توجه به مقدار احتمال (P-Value>۰/۰۵) ازلحاظ آماری معنادار نیست.

آزمون فرضیه دوم پژوهش

فرضیه دوم پژوهش بیان می‌کند بین شاخص راهبری شرکتی و ریسک سیستماتیک پیش بینی شده شرکت رابطه مثبت و معناداری وجود دارد. برای آزمون فرضیه دوم از رابطه (۲) استفاده گردیده است. نتایج حاصل از برازش رابطه (۲) به روش حداقل مربعات معمولی در نگاره ۴ ارائه گردیده است.

نگاره (۴). آمار استنباطی مدل فرضیه دوم پژوهش

تعداد داده‌ها: ۲۳۵ شرکت			
BETAj= ۱/۶۳+۰/۰۰۵ GOV-SCORE_Rj - ۰/۰۳۵ SIZEj -۰/۱۴BMj + ۰/۳۹ LEVj +εj			
نام متغیر	ضرایب	آماره t	معناداری
مقدار ثابت	۱/۶۳	۳/۳۹	۰/۰۰۰
اندازه شرکت	-۰/۰۳۵	-۱/۳۱	۰/۰۰۰
نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار سهام	-۰/۱۴	-۵/۰۹	۰/۰۰۰
شاخص راهبری شرکت	۰/۰۰۵	۱/۰۸	۰/۰۰۰
اهرم مالی	۰/۳۹	۱/۶	۰/۰۰۰
۱	$\hat{R}^2$	۱	R^2
۰/۰۰۰	معناداری آماره F	۱/۲۹	آماره F
۱/۸۹			آماره دوربین- واتسون

همان‌طور که در نگاره ۴ ملاحظه می‌شود، نتایج حاصل از آزمون معناداری معادله رگرسیون بیانگر این است که با توجه به مقدار و سطح معناداری آماره F (۰/۰۰۰) به‌دست‌آمده، کل مدل معنادار می‌باشد، (با احتمال کمتر از ۰/۰۵) بنابراین رگرسیون قدرت تبیین دارد. در این مدل ضریب تعیین (۱) است؛ یعنی کل تغییرات متغیر وابسته توسط متغیر مستقل قابل توضیح می‌باشد. با توجه به نتایج حاصل از برازش مدل شماره دو در نگاره ۴، مثبت بودن ضریب متغیر شاخص راهبری شرکتی بیانگر وجود ارتباط مستقیم بین این متغیر با ریسک سیستماتیک (بتا) پیش بینی شده است که با توجه به مقدار احتمال (P-Value>۰/۰۵) محاسبه شده، این رابطه ازلحاظ آماری معنی‌دار است. درنتیجه طبق نتایج برازش مدل شماره دو پژوهش، فرضیه دوم پژوهش تأیید می‌گردد. می‌توان گفت نتیجه به‌دست‌آمده ناشی از این مدل بر این موضوع دلالت دارد که شرکت‌هایی با راهبری شرکتی خوب، تحت تأثیر سنت حداکثر کردن سرمایه سهامداران سعی دارند سودآوری خود را با بالا بردن میزان ریسک افزایش دهند. از طرفی

می‌توان علت معنادار بودن رابطه بین بتا پیش بینی شده و شاخص راهبری شرکتی را مکانیسم راهبری سهامدار-محور دانست که منجر به ریسک پذیری بیشتر مدیران درانتخاب استراتژی‌های کسب‌وکار می‌شود و این موضوع موجب تشدید ریسک سیستماتیک پیش بینی شده شرکت خواهد شد. همان‌طور که در نگاره ملاحظه شد متغیر اندازه شرکت و متغیر نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار سهام، رابطه معنادار و معکوس با بتای پیش بینی شده دارد. منفی بودن، نشان‌دهنده رابطه معکوس بین این متغیرها و ریسک سیستماتیک (بتا) پیش بینی شده است و مقدار احتمال (P-Value<۰/۰۵) محاسبه شده، نشانگر معنادار بودن روابط است. در واقع اگر متغیر اندازه شرکت و متغیر نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار سهام به اندازه یک واحد افزایش یابد، با ثابت نگه‌داشتن سایر متغیرهای الگو، بتای پیش بینی شده شرکت به ترتیب حدود ۰/۰۳ و ۰/۱۴ واحد کاهش می یابد. می‌توان چنین نتیجه گرفت که برای شرکت‌های کوچک و با اهرم مالی بالا ریسک سیستماتیک بیش تری پیش بینی خواهد شد؛ که نشان می‌دهد با افزایش یک واحد متغیر نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار سهام، با ثابت نگه‌داشتن سایر متغیرهای الگو، بتای پیش بینی شده حدود واحد کاهش می‌یابد. درنهایت رابطه بین متغیر اهرم مالی با ریسک سیستماتیک (بتا) پیش بینی شده مثبت و با توجه به مقدار احتمال (P-Value>۰/۰۵) ازلحاظ آماری معنادار می‌باشد که بیانگر این است.

بحث و نتیجه‌گیری

نتایج ناشی از مدل اول (رابطه ۱) برای فرضیه اول پژوهش حاکی از رابطه منفی و معنادار بین متغیرهای شاخص راهبری شرکتی و هزینه سرمایه شرکت است. درنتیجه وجود راهبری شرکتی مؤثر و قوی موجب کاهش عدم تقارن اطلاعاتی و تضمین گزارشگری دقیق و صحیح توسط مدیریت، شفافیت بیش‌تر و جلب اعتماد ذینفعان و متعاقباً کاهش هزینه سرمایه خواهد شد. با توجه به ادبیات پژوهش، تحقیق انجام‌شده توسط تران (۲۰۱۴) با عنوان «خصوصیات راهبری شرکتی و هزینه سرمایه»، اذعان داشت که شرکت‌هایی با امتیاز راهبری شرکتی بالاتر، هزینه سرمایه کم‌تری را تحمل می‌کنند که مطابق با نتایج پژوهش حاضر است. همچنین نتیجه فرضیه اول سازگار با تحقیق جیراپورن، کیم و کیستابوناریت (۲۰۱۱) با عنوان ساختار سرمایه و کیفیت راهبری شرکتی: شواهدی از مؤسسه خدمات سهامداران (ISS)، است. نتیجه این تحقیق نشان می‌دهد که بین کیفیت راهبری شرکتی و اهرم مالی شرکت رابطه معکوس و

معنادار وجود دارد. پس راهبری شـــرکتی قوی موجب کاهش اهرم مالی و درنتیجه کاهش هزینه سرمایه شرکت می‌گردد. همچنین نتایج حاصل از فرضیه اول پژوهش، سازگار با تحقیق وافی ثانی (۱۳۸۸) با عنوان تأثیر ســازوکارهای راهبری شــرکتی و هزینه نمایندگی می‌باشــد. یافته‌های این تحقیق نشان می‌دهد که با افزایش درصد مالکیت سهامداران نهادی به‌عنوان یک ســـازوکار درونی راهبری شـــرکتی، هزینه نمایندگی کاهش می‌یابد. پس با کاهش هزینه نمایندگی، شاهد هزینه سرمایه پایین‌تر هستیم. همچنین تحقیق فهیمی هنزایی (۱۳۸۹) که نشان می‌دهد بین مالکیت ســهامداران نهادی به‌عنوان یکی از ســازوکارهای راهبری شــرکتی و هزینه سرمایه رابطه منفی و معناداری وجود دارد، مؤید نتیجه فرضیه اول پژوهش است. نتایج ناشی از آزمون مدل دوم (رابطه ۲) برای بررســـی فرضـــیه دوم پژوهش، حاکی از رابطه مثبت و معنادار بین شاخص راهبری شرکتی و بتای پیش‌بینی شده سهام شرکت می‌باشد. درنتیجه فرضیه دوم پژوهش طبق این مدل (رابطه ۲) تأیید می‌گردد. این مطالعه نشـان می‌دهد که شـرکت‌های قوی با مشتری مداری بالا که از سازوکار راهبری شرکتی نیز سود می‌برند، میزان بالاتری از ریسک را تحمل کرده‌اند .با این‌حال، شـــاید شـــرکت‌ها با راهبری خوب، تحت تأثیر ســـنت حداکثر کردن ســرمایه ســهامداران، ســعی کرده باشــند ســودآوری خود را با بالا بردن میزان ریســک افزایش دهند. نتایج این تحقیق مطابق با یافته‌های مطالعه‌ای است که توسط استروبل و همکاران (۲۰۱۵) بر روی مؤسسات مالی امریکا انجام شده است. نتایج به‌دست‌آمده نشان می‌دهد که سازوکار راهبری شرکتی خوب سهامدار-محور نمی‌تواند مانع ریسک‌پذیری شرکت‌ها شود و به‌طورکلی نمی‌تواند از وقوع یک بحران مالی در آینده پیشـــگیری کند .هم‌چنین برای تأیید فرضیه دوم پژوهش، می‌توان به تحقیقی که توسط نیکبخت و طاهری (۱۳۹۳) با عنوان بررسی بین سازوکارهای راهبری شرکتی و ریسک سیستماتیک انجام‌شده است، رجوع کرد. یکی از یافته‌های این تحقیق بیان می‌کند که بین درصد سهامداران نهادی به‌عنوان یکی از سازوکارهای راهبری شرکتی و ریسک سیستماتیک رابطه مثبت و معناداری وجود دارد که این نتیجه نشان می‌دهد هر چه درصد سهامداران نهادی در شرکتی افزایش یابد، اثر نوسانات بازار بر سهام آن شرکت نیز افزایش خواهد یافت.

تجربه بین‌المللی نیز حکایت از آن دارد که برای توســـعه بازار اوراق بهادار، توجه به حقوق تمامی ذینفعان به‌ویژه ســهامداران جزء ضــروری اســت. یافته‌های تحقیق برای بازار ســرمایه نیز می‌تواند مفید واقع گردد و در جذب ســرمایه و توســعه بازار کارآمد باشــد. بدین‌صــورت که

این‌گونه نهادها با بررسی تأثیر شاخص راهبری شرکتی و پیش‌بینی وضعیت آتی شرکت‌ها می‌توانند در جلب اعتماد ذینفعان و درنتیجه گسترش بازار سرمایه مؤثر باشند. استفاده از نتایج این پژوهش توسط مدیران شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران می‌تواند در بهبود و افزایش کارایی عملیات شرکت و تعیین ساختار بهینه سرمایه و اتخاذ سیاست‌های ریسکی، تأثیرگذار باشد. همچنین نتایج این پژوهش می‌تواند به اعتباردهندگان و سرمایه‌گذاران بالقوه و بالفعل به‌عنوان نوعی از اطلاعات درباره ساختار سرمایه و ریسک مالی شرکت‌ها در اتخاذ تصمیمات اعتباری کمک کند.

به‌منظور بررسی فرضیه اول پژوهش پیشنهاد می‌گردد که در تحقیقات آتی علاوه بر متغیرهای موجود در مدل اول پژوهش، سایر متغیرهای حسابداری نظیر انحراف بازده سهام، اندازه انتشار و اندازه عرضه، نرخ سود تقسیمی، نرخ سود قبل از بهره و مالیات نظر گرفته شود. این پژوهش، تأثیر شاخص راهبری شرکتی را بر هزینه سرمایه و ریسک شرکت‌ها برای بازه زمانی یک سال موردبررسی قرار داده است. پیشنهاد می‌شود در تحقیقات آتی بازه زمانی بیش از یک سال مدنظر قرار گیرد تا نتایج پژوهش شفاف‌تر و دقیق‌تر و در سطح معناداری بالاتری به دست آید.

شرکت‌هایی با سطح اهرم مالی بالا، هزینه سرمایه بالایی دارند. همچنین در این پژوهش نشان داده شد که شاخص راهبری شرکتی با هزینه سرمایه رابطه منفی دارد پس می‌توان گفت که شرکت‌هایی با اهرم مالی بالا، شاخص راهبری شرکتی پایینی دارند. با توجه به این‌که اهرم مالی بالا در شرکت‌ها می‌تواند در برخی موارد نماد مشکلات مالی شرکت و ورشکستگی باشد، پیشنهاد می شود که در مدل‌های موجود برای پیش‌بینی ورشکستگی از متغیر شاخص راهبری شرکتی هم استفاده گردد و میزان تغییر در قدرت پیش‌بینی کنندگی مدل‌های ورشکستگی قبل از ورود متغیر شاخص راهبری شرکتی و بعد از ورود متغیر شاخص راهبری شرکتی سنجیده شود. همچنین در تحقیقات آتی می‌توان رابطه شاخص راهبری شرکتی را با هزینه سرمایه و ریسک شرکت‌ها را به تفکیک صنعت موردبررسی قرار دارد.

منابع

بدری، احمد. (۱۳۸۷). مبانی و ضرورت راهبری شرکتی. مجموعه مقالات همایش راهبری شرکتی.

پناهی، محبوب. (۱۳۹۰). بررسی رابطه بین برخی از معیارهای راهبری شرکتی و هزینه سرمایه شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران. پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشکده مدیریت دانشگاه تهران.

سلیمی، محمدجواد. (۱۳۹۰). مدلی برای رتبه‌بندی راهبری شرکتی در ایران. رساله دکتری، دانشگاه علامه طباطبائی.

فهیمی هنزایی، سعیده. (۱۳۸۹). بررسی تأثیر مکانیسم‌های نظام راهبری شرکتی بر هزینه سرمایه شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران. پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه یزد.

مجتهد زاده، ویدا و اثنی عشری، حمیده. (۱۳۹۱). رابطه خصوصی سازی، سازوکارهای نظام راهبری شرکتی و اصلاح قوانین و مقررات با هزینه‌های نمایندگی در بنگاه‌های سابقاً دولتی. *پژوهش‌های تجربی حسابداری، شماره ۵*، ص ۱-۲۰.

ملکیان، اسفندیار و پاشایی، علی. (۱۳۹۱). تأثیر نظام راهبری شرکتی بر انتخاب حسابرس در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. *پژوهش‌های تجربی حسابداری، شماره ۵*، ص ۲۱-۳۱.

مهدوی، غلامحسین و حسینی، سید مجتبی. (۱۳۹۲). تأثیر ویژگی‌های حاکمیت شرکتی بر کیفیت سود پیش بینی شده به وسیله ی مدیریت شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. *فصلنامه علمی پژوهشی حسابداری مدیریت، شماره شانزدهم*، ص ۴۳-۶۰.

نیکبخت، محمدرضا و طاهری، زهرا. (۱۳۹۳). بررسی رابطه بین سازوکارهای راهبری شرکتی و ریسک سیستماتیک. *بررسی‌های حسابداری و حسابرسی، شماره ۱*، ص ۱۰۹-۱۲۶.

Badri. A. (2008). Foundations and the necessity of corporate governance. Collection of articles corporate governance conference. (In Persian)

Hanzaei. S. (2010). The impact of corporate governance mechanisms on the cost of capital of listed companies in Tehran Stock Exchange. Master's thesis. Yazd University. (In Persian)

Huang, Y. Wang, C. (2014). Corporate governance and risk-taking of Chinese firms: The role of board size. *International Review of Economics and Finance.* 16-17.

Iqbal, J. Strobl,S. Vahamaa, S. (2015). Corporate governance and THE systemic risk of financial institutions. *Journal of Economics and Business.*

Jiraporn, P. Kim, J. Kim, Y. Kitsabunnarat, P. (2011). Capital structure and corporate governance quality: Evidence from the Institutional Shareholder Services (ISS*). International Review of Economics and Finance,* 208-210.

Jiraporna,P. Chatjuthamard,P. Tongc,S. Kimd,Y. (2015). Does corporate governance influence corporate risk-taking? Evidence from the Institutional Shareholders Services (ISS). *Finance Research Letters.*

Mahdavi. GH. hoseini. M. (2013). The impact of corporate governance characteristics on earnings quality expected *by the management of listed companies in Tehran Stock Exchange. Journal of Management Accounting.* 43-60. (In Persian)

Malekian. E. Pashaei. A. (2012). The impact of corporate governance on the auditor choice in companies listed on Tehran Stock Exchange. *Journal of Empirical Research in Accounting.* 21-31. (In Persian)

Mojtahedzadeh. V. Asnaashari. H. (2012). Regarding privatization, corporate governance mechanisms and reform of laws and regulations with the costs of representation in formerly state-owned firms. *Journal of Empirical Research in Accounting.* 1-20. (In Persian)

Nikbakht. M. Taheri. z. (2014). The relationship between corporate governance and systemic risk. *Accounting and Auditing Reviews.* 109-126. (In Persian)

Panahi. M. (2011). The relationship between certain corporate governance standards and the cost of capital of listed companies in Tehran Stock Exchange. Master's thesis. Tehran University Management. (In Persian)

Salimi. M.) 2011). Rating model for corporate governance in Iran. PhD thesis, University of Allameh Tabatabaei. (In Persian)

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

Tran, D. (2014). Multiple corporate governance attributes and the cost of capital, Evidence from Germany. *The British Accounting Review.* 179-186.

Wafisani. G. (2009). The impact of corporate governance and representation expenses. Master's thesis. Tehran University. (In Persian).

The Impact of Corporate Governance Index on Capital Cost and Systematic Risk

Mohammadreza Mehrabanpour*, Farzaneh Sadat Miri Chimeh**

Received : 2016/07/22
Approved: 2016/11/16

Abstract

Appropriate corporate governance mechanisms are essential factors for efficient use of resources, improvement of accountability and transparency, and observation of fairness and the rights of all stakeholders of firms. This study investigates the relation of corporate governance index to capital cost and systematic risk. The sample consists of 235 firms listed in Tehran Stock Exchange in 2014. This study uses regression analysis method to test the hypotheses and applies 4 corporate governance criteria to measure corporate governance index primarily calculated by SEO in 2014. The results show a significant negative relation between capital cost and corporate governance index and a significant positive relation between systemic risk and corporate governance index. Therefore, effective and strong corporate governance reduces information asymmetry and ensures accurate reporting, increases transparency and stakeholders' confidence and consequently reduces cost of capital. Also, shareholder-oriented corporate governance mechanisms have more systematic risk, thus good corporate governance may lead to higher risk instead of preventing it.

Keywords: corporate governance index, cost of capital, the systemic risk .
Jel clacification: M41

DOI: 10.22051/jera.2017.10954.1365
* Assistant Professor of accounting, Tehran University,Tehran, Iran, corresponding author, (mehrabanpour@ut.ac.ir) ,
** MSc of accounting, Tehran University,Tehran, Iran, (farzaneh.miri1989@yahoo.com) ,

Corporate Governance and the Relation between Investor Sentiment and Corporate Investment Decisions

Seyed Abbas Hashemi* , Seyed Mohammad Moshashaei**

Received : 2016/07/10
Approved: 2016/10/29

Abstract

The aim of this paper is to examine the effect of corporate governance on the relation between investor sentiment and corporate investment decisions. For this purpose, a sample of 106 firms listed in Tehran Stock Exchange during 2009 to 2014 is examined. This study uses Corporate Governance Index derived from a check list which contains twenty-one questions. To analyze data and test hypotheses, the multivariate regression model based on panel data is used. Findings show that investor sentiment has a significant effect on new investments and overinvestment level. Also, Corporate Governance Index has a significant impact on the relation of investor sentiment to new investment and overinvestment. In other words, in firms with a higher level of corporate governance, investor sentiment effect on corporate investment decisions is improved.

Keywords: Corporate Governance, Investor Sentiment, Investment Decisions, Overinvestment
Jel clacification: G10, M41.

DOI: 10.22051/jera.2017.10751.1349
* Associate prof. in Accounting, Faculty of Administrative Science & Economics, University of Isfahan, Isfahan, Iran, corresponding author, (a.hashemi@ase.ui.ac.ir)
** Ph.D Student in Accounting, Faculty of Administrative Science & Economics, University of Isfahan, Isfahan, Iran, (Mohammad.moshashaee@gmail.com).

The Value Relevance of Accounting Information during the Essential Volatility in Tehran Stock Exchange

Zahra Farhadi ∗, Gholam Reza SoleimanyAmiri ∗∗

Received : 2017/01/03
Approved: 2017/04/08

Abstract

This study examines the value relevance in the Tehran Stock Exchange and compares the value relevance of accounting measures during the essential volatility in Tehran Stock Exchange. The statistical sample includes all firms listed in Tehran Stock Exchange with the exception of banks, investment firms, insurance firms and leasing firms. The systematic omission method is used for sampling. This study uses the panel data regression method, model ohlson (1995) during the years 2005 to 2015 and Eviews and Stata software. The findings show that during an increasing essential volatility as well as a decreasing essential volatility, the value relevance of book value and operating cash flow is less than the value relevance of net income. However, during a non-essential volatility, the value relevance of book value and operating cash flow doesn't have any significant difference with the value relevance of net income. This research, as an innovation, examines the value relevance of accounting information during the essential volatility in Tehran Stock Exchange.

Keywords: value relevance, accounting information, essential volatility .
Jel clacification: M41, G14

DOI: 10.22051/jera.2017.13450.1565
∗ Accounting Ph.D. student at Al-Zahra University & Faculty member of Bojnourd University, Tehran, Iran, Corresponding author, (farhadi_1370@yahoo.com) ,
∗∗ Associate Prof. at Al-Zahra University, Tehran, Iran, (gh_soleimany@yahoo.com)

The Moderating Effect of Auditing Report on the Relation between Internal Control Weakness Disclosure and Information Asymmetry

Hosein Fakhari*, Mohammadtaghi Kabiri**

Received : 2017/06/11
Approved: 2017/09/25

Abstract

According to the agency theory, due to interest conflict between firm managers and investors, auditing report affects financial statements validity and may increase or decrease information asymmetry in capital market. Internal control weakness report is one of the reports whose reliability may be affected by audit report and may moderate information asymmetry in the capital market. So, this study is aimed to investigate the relation between disclosure report of internal controls weakness and information asymmetry and moderating effect of audit report on this relation in firms listed in TSE. To do this, the 3 years (2012 to 2014) data about internal controls weaknesses of firms listed in Tehran Stock Exchange is analyzed by panel data analysis method. The results show that there is a significant relation between disclosure of internal controls weakness and information asymmetry and also, audit report has a moderating effect on this relation. These results confirm the important role of auditing in validation of financial statements and reduction of information asymmetry.

Keywords: Auditing report, Internal control weakness disclosure, Information asymmetry.
Jel clacification: G34

DOI: 10.22051/jera.2017.15988.1704
* Associate Professor of Accounting, University of Mazandaran, corresponding author, (h733hf@yahoo.com)
** Phd. of Accounting, University of Mazandaran, (kabiri_60@yahoo.com)

Structural Equation Modeling to Study Effects of Corporate Governance on Cost of Equity Capital

Hamid Salehi[*], **Seyed Hosein Sajadi**[**], **Vali Khodadadi**[***], **Abdolrahman Rasekh**[****]

Received : 2016/04/30
Approved: 2016/08/20

Abstract

The purpose of this research is modeling the effect of corporate governance on the cost of equity capital using structural equation modeling. This study is a quantitative, causal, correlational and applied research. The sample consists of 61 firms listed in Tehran Stock Exchange during 2005-2014, elected through the systematic omission method. Partial Least Square (PLS) method and Smart PLS2 software are used for data analyzing. The results show that corporate governance has, both directly and indirectly through financial reporting quality and financial performance, a significant positive effect on the cost of equity, with the weight of the evidence favoring the indirect path as the more important.

Keywords: Structural Equation Modeling, Corporate Governance, Cost of Capital, financial reporting quality.
Jel clacification: G14

DOI: 10.22051/jera.2017.9539.1247
* Ph. D. in accounting, economic and social sience faculty, Chamran University of Ahvaz, Corresponding Author, (hxsalehi@gmail.com) ,
** Prof. of accounting, economic and social sience faculty, Chamran University of Ahvaz, (sajadi@scu.ac.ir) ,
*** Associate Prof. of accounting, economic and social sience faculty, Chamran University of Ahvaz, (v_khodadadi@hotmail.com).
**** Prof. of statistic, mathematic and statistic faculty, Chamran University of Ahvaz, (rasekh_a@scu.ac.ir)

Relation of Conditional and Non-conditional Persistence of Earning Components to Abnormal Stock Returns

Mohsen Sadeghi*, Mohsen Dastgir, Hadi Amiri*****

Received : 2017/05/11
Approved: 2017/08/30

Abstract

This study examines the relation of conditional and non-conditional persistence of earning components to abnormal returns. The conditional persistence has been calculated using the concept of investors' over-reaction towards accruals and their under-reaction towards sales revenue. The research uses multivariate regression method and the statistical sample consists of 66 firms listed in the Tehran Stock Exchange over the period from 2003 to 2016. To test the hypotheses, the panel data method and t-student test is used. The findings show a significant relation of the "the difference of conditional and non-conditional persistence of unexpected revenues" and "unexpected revenues" to "abnormal stock returns"; however, the findings indicate no relation of "differences of conditional and non-conditional persistence of unexpected revenues" and "unexpected earnings" to "abnormal stock returns". Also, the relation between "the difference of conditional and non-conditional persistence of accruals" and "accrual anomaly" is not confirmed.

Keywords: Accrual, Cash flow, Conditional persistence.
Jel clacification: G14.

DOI: 10.22051/jera.2017.18026.1851
* Phd. Student of Accounting, , Islamic Azad University, Isfahan, Iran, (mohsen_ms_sadeghi@yahoo.com) ,
** Professor of accounting, Isfahan University, Isfahan, Iran, corresponding author, (mdastgir@hotmail.com) ,
*** Assistant prof. of economic, Isfahan University, Isfahan, Iran, (amiri1705@gmail.com).

Different Feature Selection Methods and Auditors' Opinion Type Prediction

Shokralah Khajavi[*], Mostafa Kazemnezhad[**], Aliasghar Dehghani Sadi[***], Alireza Momtazian[****]

Received : 2016/07/24
Approved: 2016/11/12

Abstract

This research is aimed to investigate and compare the effects of different feature selection methods on auditors' opinion type prediction. To do so, this research compares the performance of feature selection methods (including correlation-based, t-test, stepwise discriminate analysis, relief and factor analysis). Two classifiers used in this study are support vector machine and neural networks. The sample includes 1214 firms-years listed in the Tehran Stock Exchange in the period from 2008 to 2015. The results confirm the effectiveness of feature selection methods and significant differences among their performance. In other wordsc, using the feature selection methods increases the mean of accuracy and reduces type I and type II errors. Furthermore, the results indicate that support vector machine outperforms the neural networks.

Keywords: Auditors' Opinion Type Prediction, Feature Selection Methods, Support Vector Machine, Neural Networks.
Jel clacification: M41, B40

DOI: 10.22051/jera.2017.10974.1366

* Prof. Of accounting, Shiraz University, corresponding author, (shkhajavi@shirazu.ac.ir) ,

** Phd. Of accounting, Shiraz University, (mkazemi5166@gmail.com).

*** Msc. Of accounting, Shiraz University, (ira.dehghani@gmail.com).

**** Phd. Student Of accounting, Shiraz University, (ar.momtazian@yahoo.com).

Managerial Behavior in Earnings Report: Role of Investment Inefficiency and Financial Constraints

Mohammad Hassani*, Mohsen Akbari**

Received : 2016/07/02
Approved: 2016/10/24

Abstract

This research is aimed to analyze the managerial behavior in earnings report, so it investigates the relation of investment inefficiency and financial constraints to earnings management. Earnings management is measured based on Kothari et al (2005) model and investment inefficiency is measured based on the Fazzari et al (1988), Kaplan & Zingales (1997) and Linck et al (2013) models. Financial constraints is measured based on some criteria like net financial leverage, free cash flow, interest rate, dividend payout, operational cash flow, size and age of firms. The sample consists of 260 firms listed in Tehran Stock Exchange over the period from 2009 to 2015. Hypotheses are tested based on panel multivariate regression model. The results show a significant and positive relation between investment inefficiency and earnings management; while there is no significant relation between financial constraints and earnings management.

Keywords: Accruals Earnings Management, Investment Inefficiency, Financial Constraints.
JEL Classification: M41, G14

DOI: 10.22051/jera.2017.10625.1330

*Assistant Prof. in Accounting, Head of Accounting, Auditing & Finance Department, Islamic Azad University-Tehran North Branch, Tehran, Iran, corresponding author, (m_hassani@iau-tnb.ac.ir).
**M.Sc. in Accounting, Islamic Azad University-Tehran North Branch, Tehran, Iran, (mohsenakbari61@yahoo.com).

Managerial Ability and Company Performance in Life Cycle Stages

Bita Mashayekhi*, Farzad Haji Azimi**

Received : 2016/06/11
Approved: 2016/09/12

Abstract

The effects of promotion of managerial ability on a company's performance have been considered in the financial and accounting literature. A company's longer life and its more different stages of the life cycle pave the way for managers to promote the effectiveness of their special abilities to improve operational activities of companies. This study examines the effect of managerial ability on company's performance in the growth, maturity and decline periods of some firms listed in TSE in the years from 2006 to 2014. For this purpose, the relation between managerial ability and company's performance is examined as the first hypothesis. The first hypothesis test results demonstrate a positive effect of managerial ability promotion on improvement of a company performance in form of return on investment. In addition, the second hypothesis test shows that the significant positive correlation between managerial ability and company performance is observed only in the growth and maturity periods and there is no significant relationship for firms in decline stage.

Keywords: Managerial ability, company's performance, life cycle stages.
Jel classification: M41

DOI: 10.22051/jera.2017.10264.1300
* Associate prof. of Accounting, Faculty of Management, University of Tehran, Tehran, Iran, corresponding author, (mashaykhi@ut.ac.ir).
** Phd. Student of Accounting, Faculty of Management, University of Tehran, Tehran, Iran, (farzad_azimi@ut.ac.ir).

The Mediating Effect of Financial Leverage on the Relation between Accounting Conservatism and Investment Opportunities

Hamidreza Jafari Dehkordi*

Received : 2016/05/10
Approved: 2016/08/20

Abstract

This study with the aim to determine factors influencing the investment opportunities, investigates the effects of financial leverage on the relation between accounting conservatism and investment opportunities in firms listed in Tehran Stock Exchange from 2007 to 2013. The results show a significant positive effect of accounting conservatism on financial leverage as well as a significant negative effect of financial leverage on investment opportunities. To examine the mediating effect of financial leverage on the relation between accounting conservatism and investment opportunities, the multiple regression method (Baron and Kenny) is used. The results show a significant partial mediating effect of financial leverage on the relationship between accounting conservatism and investment opportunities of firms listed in Tehran Stock Exchange. In other words, about 24% of the effect of accounting conservatism on investment opportunities is due to the financial leverage (indirect effect) and about 76% through its effect (direct effect).

Keywords: Accounting conservatism, financial leverage, investment opportunities.
Jel clacification: G14

DOI: 10.22051/jera.2018.7843.1094
* Assistant Prof. of accounting, Faculty member at Azad University of Shahrekord, corresponding author, (hamidreza.jafaridehkordi@yahoo.com) ,

Table of content

The Mediating Effect of Financial Leverage on the Relation between Accounting Conservatism and Investment Opportunities… 1
Hamidreza Jafari Dehkordi

Managerial Ability and Company Performance in Life Cycle Stages…….. 29
Bita Mashayekhi ,Farzad Haji Azimi

Managerial Behavior in Earnings Report: Role of Investment Inefficiency and Financial Constraints…….55
Mohammad Hassani ,Mohsen Akbari

Different Feature Selection Methods and Auditors' Opinion Type Prediction……81
Shokralah Khajavi ,Mostafa Kazemnezhad, Aliasghar Dehghani Sadi , Alireza Momtazian

Relation of Conditional and Non-conditional Persistence of Earning Components to Abnormal Stock Returns……..103
Mohsen Sadeghi ,Mohsen Dastgir ,Hadi Amiri

Structural Equation Modeling to Study Effects of Corporate Governance on Cost of Equity Capital……...129
Hamid Salehi ,Seyed Hosein Sajadi ,Vali Khodadadi ,Abdolrahman Rasekh

The Moderating Effect of Auditing Report on the Relation between Internal Control Weakness Disclosure and Information Asymmetry……147
Hosein Fakhari ,Mohammadtaghi Kabiri

The value relevance of accounting information during the essential volatility in Tehran Stock Exchange…….. 173
Zahra Farhadi , Gholam Reza SoleimanyAmiri

Corporate Governance and the relation between Investor Sentiment and Corporate Investment Decisions……...199
Seyed Abbas Hashemi , Seyed Mohammad Moshashaei

The Impact of Corporate Governance Index on Capital Cost and Systematic Risk…….227
Mohammadreza Mehrabanpour ,Farzaneh Sadat Miri Chimeh

Licence Holder: Alzahra University
Director: Hoseini, Seyed Ali (Assist. Prof. Alzahra University)
Editor in chief: Rahmani, Ali (Prof. Alzahra University)
Scientific and Literally Editor: Amir Mohamadi
English Editor: Ebrahimi, Elaheh
Cover Designer: Teymourian, Hedye
Lay out editor: Esfandi, Khadijeh
Journal Expert: Pakkhesal, Azam
Print and Binding: Alzahra University Publishing
Editorial Board
Ahmadpour, Ahmad, Prof. of Mazandaran University
Pourheidari, Omid, Prof. of Baahonar University
Hejazi, Rezvan, Prof. of Alzahra University
Khalifesoltani, Seyed Ahmad, Associate Prof. of Alzahra University
Rahmani, Ali, Prof. Alzahra University
Sajadi, Hosein, Prof. of Shahid Beheshti University
Soleimani Amiri, Gholamreza, Associate Prof. of Alzahra University
Mashayekh, Shahnaz, Asso. Prof. Alzahra University
Mashayekhi, Bita, Asso. Prof. Tehran University
Mehrani, Sasan, Asso. Prof. of Tehran University
Address: Alzahra University, Vanak,Tehran-Iran. P. O Box 1993891176
Tel & Fax: (+9821) 88212578
Website: http: //journals.alzahra.ac.ir/jera
Email: jera@alzahra.ac.ir

In the Name of God

Quarterly Journal of

Empirical Research in Accounting

Spring 2018, Vol 7, Number 27