به نام خدا

فصلنامهٔ

پژوهش‌های تجربی حسابداری

سال هفتم، شمارهٔ ۲۶، زمستان ۱۳۹۶

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

اثر گرایش‌های احساسی سرمایه‌گذاران بر قیمت سهام با توجه به سطح شفافیت شرکتی..... ۱
جواد شکرخواه، قاسم بولو، عاصم حضرتی

رقابت بازار محصول و حق الزحمه حسابرسی: با تأکید بر نقش حاکمیت شرکتی....۳۳
محمد مرادی، فاطمه محقق

تأثیر کاربرد ارزش منصفانه در گزارش‌های مالی در بهبود ارتباط ارزشی اطلاعات حسابداری.....۵۳
سمیرا حاجی کرمانی، محمود معین الدین، فروغ حیرانی

بررسی ارتباط دارایی‌های نامشهود با گزارشگری سرمایه انسانی: شواهد تجربی از شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران.....۷۳
الهام حسنی آذر، علی رحمانی

نرخ موثر مالیاتی نقدی معیار سنجش اجتناب مالیاتی یا مدیریت سود افزایشی ؟.....۹۳
فریدون رهنمای رودپشتی، زهرا دیانتی دیلمی، فاطمه سادات فخاری

آزمون رابطه مدیریت سود واقعی و رتبه اعتباری شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران..... ۱۱۷
صابر شعری آناقیز، میثم احمدوند، ریحانه لاریجانی

بررسی تأثیر بیش اطمینانی مدیریتی بر خطای پیش‌بینی سود..... ۱۴۷
ساسان مهرانی، منصور طاهری

مدل‌سازی و پیش‌بینی شاخص‌های اقتصادی با استفاده از سودهای کل حسابداری و پیش‌بینی شده توسط مدیران..... ۱۶۵
سجاد نقدی، غلامحسین اسدی، محمد نوفرستی، علیرضا فضل‌زاده

رابطهٔ جریان‌های نقدی عملیاتی مدل۵ بخشی وجریان‌های نقدی بازده سرمایه‌گذاری‌های مبتنی بر مدل ۴ بخشی صورت جریان وجوه نقد با پایداری سود..... ۱۹۱
یداله تاری‌وردی، احمدرضا مددپور

بررسی تأثیرنظام راهبری شرکتی بر ارتباط بین جریان نقدی آزاد و بازده سهام شرکت..... ۲۱۳
غلامرضا کردستانی، رامین قربانی، نیکو خوانساری

پژوهش‌های تجربی حسابداری

سال هفتم، شماره ۲۶، زمستان ۱۳۹۶، صص ۱ - ۳۱

اثر گرایش‌های احساسی سرمایه‌گذاران بر قیمت سهام با توجه به سطح شفافیت شرکتی

جواد شکرخواه*، قاسم بولو، عاصم حضرتی*****

تاریخ ۹۵/۰۷/ ۱۳

تاریخ ۹۵/۱۰/ ۲۸

چکیده

پژوهش حاضر به دنبال پاسخ به این سوال است که آیا سطح شفافیت شرکتی (اندازه‌گیری شده به وسیله مجموعه ای از معیارها شامل مدیریت سود مبتنی بر اقلام تعهدی، اظهارنظر حسابرسی، کیفیت موسسات حسابرسی، مالکیت دولتی و معاملات با اشخاص وابسته) بر میزان خوش‌بینی و بدبینی سرمایه‌گذاران نسبت به قیمت سهام که معمولا به علت مشکل در ارزش‌گذاری شرکت‌ها رخ می‌دهد تأثیر دارد یا نه؟ برای مشخص کردن اهمیت شفافیت شرکتی در تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاران، پنج فرضیه مورد آزمون قرار گرفته و برای این منظور داده‌های ماهانه ۷۰ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی دوره زمانی ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۳ از طریق تحلیل سری زمانی بررسی شده است. یافته¬های این پژوهش حاکی از تأیید فرضیات اول، دوم، چهارم و پنجم تحقیق مبنی بر بیشتر بودن اثر گرایش‌های احساسی سرمایه‌گذاران یا به عبارتی تصمیم‌گیری‌های مبتنی بر قضاوت‌های ذهنی در شرکت‌هایی با مدیریت اقلام تعهدی بیشتر، گزارش حسابرسی غیرمقبول، شرکت‌های تحت کنترل دولتی و معاملات با اشخاص وابسته بیشتر به ترتیب نسبت به شرکت‌هایی با مدیریت اقلام تعهدی کمتر، گزارش حسابرسی مقبول، شرکت‌های تحت کنترل بخش خصوصی و معاملات با اشخاص وابسته کمتر می‌باشد. همچنین در خصوص فرضیه سوم تحقیق که مورد تأیید قرار نگرفت یافته‌های پژوهش نشان می‌دهد که تفاوت میان اثر گرایش‌های احساسی سرمایه‌گذاران بر قیمت سهام در شرکت‌های حسابرسی شده به وسیله سازمان حسابرسی نسبت به شرکت‌های حسابرسی شده توسط سایر موسسات، معنی‌دار نمی‌باشد. در مجموع یافته‌های این پژوهش اهمیت شفافیت شرکتی در کاهش تأثیر گرایش‌های احساسی سرمایه‌گذاران بر قیمت سهام را مورد تأیید قرار می‌دهد.

واژه‌های کلیدی: گرایش احساسی سرمایه‌گذار، قیمت سهام، شفافیت شرکتی.

طبقه‌بندی موضوعی: G14

DOI: 10.22051/jera.2017.12034.1458

* عضو هیئت علمی دانشگاه علامه طباطبائی (ره)، نویسنده مسئول، (j_shekarkhah@yahoo.com)،

** عضو هیئت علمی دانشگاه علامه طباطبائی (ره)، (bolo_gh@yahoo.com)،

*** کارشناس ارشد حسابداری، دانشگاه علامه طباطبائی (ره)، (hazraty.asem@yahoo.com).

مقدمه

در تحولات اقتصـــادی کشـــورها، بورس‌های اوراق بهادار همواره نقشـــی غیر قابل انکار برعهده داشته و دولت‌ها نتیجه تصمیمات اتخاذ شده تیم مدیریتی خود را در پنجره بازارهای مالی رهگیری می‌کنند. در فضای کنونی حاکم بر بازار سرمایه ایران و جهان (شرایط بحران و نااطمینانی)، تجزیه و تحلیل عوامل تأثیرگذار روانی و احســاســی از درجه اهمیت بالایی برخوردار می‌باشد و در این بین باید به شاخص‌هایی همچون میزان تأثیرگذاری احساسات در بورس اوراق بهادار نیز توجه کرد .

از طرفی دیدگاه ســنتی بازده ســهام اعتقاد دارد که تغییرات قیمت ســهام به تغییرات ســیســتماتیک در ارزش‌های بنیادی شــرکت مربوط اســت. در حالی که تحقیقات اخیر (برای مثال، بیکر و وگلر[1]، ۲۰۰۶؛ وو و همکاران[2]، ۲۰۱۰) نشـــان می‌دهد گرایش‌های احســـاســـی ســـرمایه‌گذاران نقش مهمی در تعیین قیمت‌ها و تبیین ســـری‌های زمانی بازده ایفا می‌نمایند، به‌ویژه برای سهم‌هایی که از ارزیابی ذهنی بالاتری برخوردارند (حیدرپور و همکاران، ۱۳۹۲).

در اکثر کشــورها، شــناخت فرآیند تصــمیم‌گیری مشــارکت‌کنندگان در بورس، همواره موضوعی مهم برای سرمایه‌گذاران در بازار بوده است. در این کشورها، محققان تلاش‌های قابل توجهی جهت مطالعه و درک رفتار سرمایه‌گذاران و به دنبال آن تاثیرپذیری این عوامل از افشــای اطلاعات و شــفافیت اطلاعات مالی داشــته‌اند، زیرا رفتارهای متاثر از شــفافیت اطلاعات مالی از اهمیت ویژه‌ای برخوردارند (یوسـفی و شـهرآبادی، ۱۳۸۸) و توجه به این موضوع که رفتار سرمایه‌گذاران از عوامل گوناگون متاثر می‌گردد نیز حایز اهمیت بسیاری می‌باشد. این عوامل به وجودآورنده ابهامات رفتاری در رفتار سرمایه‌گذاران است و یکی از علل اصلی این ابهامات رفتاری، موضوع عدم اطمینان و عدم شفافیت اطلاعات مالی است که تحلیل‌های نادرست و گمراه‌کننده‌ای به همراه خواهد داشت.

بیان مسئله و اهمیت آن

دو دلیل اســاســی برای دشــواری ارزشــیابی یک شــرکت وجود دارد. اولین دلیل مربوط به عوامل بنیادی شامل عدم قطعیت محیط کسب و کار می‌باشد. دلیل مهم دوم، سطح شفافیت شرکتی پایین (شرکت‌هایی با گزارش حسابرسی غیر مقبول، مدیریت سود اقلام تعهدی بالا،

مالکیت دولتی، معاملات با اشخاص وابسته بالا و حسابرسی شده توسط موسساتی غیر از موسسات بزرگ[۳]) است. در بازارهای مالی توسعه یافته مانند ایالات متحده که شفافیت شرکتی بالا و نسبتا یکنواختی در میان شرکت‌ها وجود دارد، مشکلات ارزش‌گذاری عمدتا ناشی از عدم قطعیت محیط کسب و کار می‌باشد، در حالی که در بازارهای نوظهور که سرمایه‌گذاران به اندازه کافی اطلاعات درون شرکتی قابل اتکا ندارند، شفافیت شرکتی پایین، ممکن است مهم‌ترین عامل در به وجود آمدن مشکلات ارزش‌گذاری باشد (فرث و همکاران[۴]، ۲۰۱۵).

شفافیت شرکتی پایین، عرضه درست و بی‌عیب اطلاعات درون شرکتی را کاهش و عدم تقارن اطلاعاتی بین سرمایه‌گذاران و شرکت را افزایش می‌دهد. چنین محیط اطلاعاتی توانایی سرمایه‌گذاران در ارزیابی دقیق پارامترهای ارزش‌گذاری که منجر به شکل‌گیری قیمت سهام می‌شود را محدود می‌کند. اطلاعات قابل اتکای کمتر باعث می‌شود که سرمایه‌گذاران و دیگر شرکت‌کنندگان در بازار در تصمیم‌گیری‌هایشان بر قضاوت‌های ذهنی خود تکیه کنند که نتیجه آن اتکای زیاد بر گرایش‌های احساسی سرمایه‌گذاران است. اخبار اوج و حضیض‌های هیجانی قیمت سهام در بورس اوراق بهادار تهران به طور ضمنی شواهدی را در مورد این موضوع فراهم می‌کند که بازده سهام علاوه بر عوامل خاص شرکت، تحت تأثیر گرایش‌های احساسی سرمایه‌گذاران نیز، قرار می‌گیرد. در واقع صف‌های خرید و فروش در بورس تهران سبب می‌شوند معامله‌گران فارغ از ارزنده بودن یا نبودن قیمت یک سهم به تبعیت از رفتار سایر فعالان بازار اقدام به قرار گرفتن در این صف‌ها کنند که این موضوع خود عاملی برای تحریک و تشدید هیجان در زمان رونق و رکود بازار است. این گونه رفتارهای غیرعقلایی، باعث ناکارایی بازار و همچنین قیمت‌گذاری نادرست اوراق بهادار خواهد شد و در صورت تشدید و تداوم آن، موجبات بی‌اطمینانی و فرار سرمایه‌گذاران از بازار را فراهم خواهد نمود. با این حال تاکنون اثر گرایش‌های احساسی سرمایه‌گذاران بر قیمت سهام با توجه به سطح شفافیت شرکتی به صورت تجربی بررسی نشده است. با توجه به موارد فوق این سوال در بازار سرمایه کشور ما که در مسیر توسعه قرار دارد مطرح می‌گردد که آیا گرایش‌های احساسی سرمایه‌گذاران با توجه به سطح شفافیت شرکتی، بر قیمت سهام تأثیرگذار است یا خیر. برای یافتن پاسخی به این پرسش تحقیق حاضر در دستور کار قرار گرفته است.

مبانی نظری تحقیق

گرایش‌های احساسی سرمایه‌گذاران

طبق تعریف حیدرپور و همکاران (۱۳۹۲) گرایش‌های احساسی سرمایه‌گذاران، میزان خوش‌بینی و بدبینی سهامداران نسبت به یک سهام می‌باشد و معمولا به علت مشکل در ارزش‌گذاری شرکت‌ها رخ می‌دهد که منجر به تصمیم‌گیری‌های مبتنی بر قضاوت‌های ذهنی می‌شود.

از مهم‌ترین روش‌های اندازه‌گیری گرایش‌های احساسی سرمایه‌گذاران می‌توان به شاخص ترکیبی ارائه شده توسط بیکر و وگلر (۲۰۰۶) اشاره نمود. این شاخص بر مبنای تغییرات متداول در ۵ متغیر اساسی موثر بر گرایش‌های احساسی سرمایه‌گذاران محاسبه می شود. این متغیرها عبارتند از: نرخ کسر صندوق‌های سرمایه‌گذاری با درآمد ثابت[۵] (CEFD)، گردش مالی بازار[۶] (TURN)، تعداد عرضه‌های اولیه سهام[۷] ((NIPO، بازده اولین روز عرضه‌های اولیه سهام[۸] (RIPO)، سهم سهام منتشره در تامین مالی جدید نسبت به کل سهام منتشره و بدهی بلندمدت[۹] (Eshare). نکته قابل ذکر این‌که، مطالعات بیکر و وگلر (۲۰۰۶) بر مبنای شرکت‌های آمریکایی بود که بازاری توسعه یافته دارند در حالی که مطالعه ما در مورد شرکت‌های فعال در بازارهای نوظهور می‌باشد. فرث و همکاران (۲۰۱۵) با در نظر گرفتن این نکته، با اضافه کردن دو مولفه رشد حساب‌های سرمایه‌گذاری[۱۰] (NACT)و رشد سپرده‌های پس‌انداز[۱۱] (DSG) اقدام به بسط مدل مزبور نمودند. در ذیل به توضیح هر یک از مولفه‌های مذکور می‌پردازیم:

نرخ کسر صندوق‌های سرمایه‌گذاری با درآمد ثابت: بر اساس تحقیقات بیکر و وگلر (۲۰۰۶)، ارتباط مثبت و معناداری بین نرخ کسر صندوق‌های سرمایه‌گذاری با درآمد ثابت و گرایش‌های احساسی سرمایه‌گذاران وجود دارد. نتایج تحقیق ایشان نشان داد که صندوق‌های سرمایه گذاری با درآمد ثابت در دوره های رونق بورس با نرخی کمتر از خالص ارزش دارایی‌های هر واحد معامله می‌گردد. با این حال، با توجه به این‌که در بازار سرمایه ایران، قیمت صدور و ابطال صندوق‌های سرمایه‌گذاری با درآمد ثابت، با نرخ خالص ارزش دارایی‌های هر واحد برابر می‌باشد، در پژوهش حاضر اثر مولفه مذکور حذف گردیده است.

گردش مالی بازار: طبق تحقیقات بیکر و وگلر (۲۰۰۶)، در بازارهایی با عدم شفافیت اطلاعاتی، خوش‌بینی سرمایه‌گذاران غیرمنطقی منجر به نقدینگی اضافی و در نتیجه ارزش‌گذاری بیشتر از واقع سهام می‌گردد.

تعداد عرضه‌های اولیه سهام و بازده اولین روز عرضه‌های اولیه سهام: طبق تحقیقات ریتر[۱۲] (۱۹۹۱)، عرضه‌های اولیه سهام اغلب به عنوان معیاری برای سنجش میزان اشتیاق سرمایه‌گذاران به‌شمار می‌رود. بیکر و وگلر (۲۰۰۶) دریافتند در بازارهایی با تعداد بالای عرضه‌های اولیه و بازده بالای اولین روز عرضه‌های اولیه سهام، اشتیاق سرمایه‌گذاران بالا می‌باشد و بالعکس. در نتیجه ایشان از دو مولفه مذکور به عنوان معیارهایی برای سنجش گرایش‌های احساسی سرمایه‌گذاران استفاده نمودند.

سهم سهام منتشره در تامین مالی جدید نسبت به کل سهام منتشره و بدهی بلندمدت: طبق تحقیقات بیکر و وگلر (۲۰۰۰)، بازده بازار یک سال بعد از این‌که شرکت‌ها، بر تامین مالی از طریق انتشار سهام نسبت به انتشار اوراق بدهی و اخذ تسهیلات مالی تمرکز نمودند، بیشتر می‌باشد. در نتیجه ایشان در سال ۲۰۰۶، از نسبت مذکور به عنوان معیاری برای محاسبه شاخص گرایش‌های احساسی سرمایه‌گذاران استفاده نمودند.

رشد حساب‌های سرمایه‌گذاری: فرث و همکاران (۲۰۱۵) دریافتند کشورهای در حال توسعه در مقایسه با کشورهای توسعه یافته دارای بازار سرمایه‌ای نوپا و سرمایه‌گذارانی تازه وارد به بازار سهام می‌باشند. از آن‌جا که سرمایه‌گذاران جدید دارای تجربه کمی می‌باشند یا اصلا تجربه ندارند ممکن است به جای تکیه بر بررسی های منطقی و اصولی در تصمیم‌گیری‌های مربوط به مشارکت و سرمایه‌گذاری، بیش از اندازه بر شرایط احساسی بازار تکیه کنند. به علاوه گرین‌وُد و ناگِل[۱۳] (۲۰۰۹) در تحقیقات خود نشان دادند این سرمایه‌گذاران بی‌تجربه که هنوز تجربه کافی کسب نکرده‌اند، بیش از اندازه خوشبین هستند و می‌توانند به عنوان محرکی برای به‌وجود آمدن حباب قیمتی عمل کنند .بنابراین می‌توان از سرعت نرخ ورود سرمایه گذاران تازه وارد به بازار سرمایه به عنوان یک مولفه برای محاسبه گرایش‌های احساسی سرمایه‌گذاران استفاده نمود.

رشد سپرده‌های پس‌انداز: فرث و همکاران (۲۰۱۵) دریافتند به خاطر ماهیت توسعه نیافته بازارهای مالی و کنترل‌های سرمایه در بازارهای نوظهور، سرمایه‌گذاران اغلب پول خود را بین

بانک و بازار سرمایه جابه‌جا می‌کنند. زمانی که آن‌ها جذب بازار سهام می‌شوند به شدت از شیوه‌های سنتی سپرده‌گذاری در بانک دوری می‌کنند. به همین علت در مدل خود از میزان رشد سپرده‌های پس انداز به عنوان مولفه‌ای برای بدست آوردن شاخص گرایش‌های احساسی سرمایه‌گذاران استفاده نمودند.

شفافیت شرکتی

اطلاعات جزء جدایی‌ناپذیر فرآیند تصمیم‌گیری است و هر چه شفاف‌تر و قابل دسترس‌تر باشد، می‌تواند به اتخاذ تصمیمات صحیح‌تری در زمینه تخصیص بهینه منابع منجر گردد و در نهایت باعث کارایی تخصیصی و شفافیت بازار شود که هدف نهایی بازار سرمایه است . نقصان اطلاعات شفاف در بازار موجب افزایش هزینه معاملات و شکست بازار خواهد شد. به همین دلیل، در بسیاری از شکست‌های اخیر بازار سرمایه، فقدان شفافیت به عنوان یکی از عوامل تأثیرگذار قلمداد شده است (دیپازا و اکلس[۱۴]، ۲۰۰۲).

در پژوهش حاضر با توجه به معیارهای پیشنهادی مدل "بوشمن، پیوتروسکی و اسمیت[۱۵]" از مولفه‌های ارائه شده توسط فرث و همکاران (۲۰۱۵) به شرح ذیل برای سنجش شفافیت شرکتی استفاده شده است.

مدیریت سود مبتنی بر اقلام تعهدی: مدیریت سود زمانی رخ می‌دهد که مدیران، قضاوت خویش را در گزارش‌گری مالی و در نحوه ثبت و گزارش‌های مالی به‌صورتی وارد نمایند که تغییر در محتوای گزارش‌های مالی، دیدگاه برخی سهامداران را نسبت به عملکرد اقتصادی و ارقام حسابداری گزارش شده، تغییر دهد (کارول و کریستین[۱۶]، ۲۰۰۴). از آن‌جایی که این رفتار مداخله‌گرایانه (مدیریت سود) ممکن است بر کیفیت اطلاعات افشا شده و مفید بودن آن‌ها برای تصمیمات سرمایه‌گذاری اثر داشته باشد، احتمال دارد اعتماد سرمایه‌گذاران به فرآیند گزارشگری مالی را تقلیل داده و گذشته از این، ممکن است موجب تخصیص نادرست منابع کمیاب اقتصادی به سمت سرمایه‌گذاری‌ها با کارایی اندک گردد.

اظهار نظر حسابرسی: چوی و جتر[۱۷] (۱۹۹۲) دریافتند اظهارنظر حسابرسی مشروط، واکنش بازار سهام به اطلاعیه‌های بعدی در مورد سود شرکت را کاهش می‌دهد. این یافته‌ها نشان می‌دهند که اظهار نظر مشروط سطح عدم قطعیت یا اخلال[۱۸] نسبت به اعداد سود آینده و حال

شـرکت را افزایش می‌دهد که این امر توانایی بازار در اسـتنباط جریان‌های نقدی حال و آینده شرکت را با توجه به اطلاعات مالی محدود می‌کند.

کیفیت موسسات حسابرسی: دی‌فوند و همکاران[۱۹] (۲۰۰۰) نشان دادند شرکت‌هایی که توسط حسابرسان مستقل‌تر و بزرگ‌تری حسابرسی می‌شوند، اطلاعات معتبرتر و با کیفیت‌تری افشـا می‌کنند که این امر سـبب کاهش عدم تقارن اطلاعاتی می‌شـود. زمانی که عدم تقارن اطلاعاتی در رابطه با سـهام یک شـرکت افزایش یابد، ارزش ذاتی آن با ارزشـی که سـرمایه‌گذاران در بازار برای سـهام مورد نظر قایل می‌شـوند، متفاوت خواهد بود و در نتیجه، ارزش واقعی سهام شرکت‌ها با ارزش مورد انتظار سهامداران تفاوت خواهد داشت (هامیلتون[۲۰]، ۱۹۷۸).

مالکیت دولتی: دو دلیل اصـلی برای توضـیح این‌که چرا شـرکت‌های دولتی شـفافیت اطلاعاتی کمتری نسبت به شرکت‌های خصوصی دارند وجود دارد. اولین دلیل طبق تحقیقات بوشـمن و همکاران[۲۱] (۲۰۰۴)، بال و همکاران[۲۲] (۲۰۰۰) این اسـت که شـرکت‌های دولتی، انگیزه‌های کمتری برای مدیریت اطلاعات قابل ارائه به بازار نسبت به شرکت‌های خصوصی دارند. شـلیفر و ویشـنی[۲۳] (۱۹۹۴) اسـتدلال کردند که مالکان دولتی برای ارزیابی شـرکت و عملکرد مدیریت به جای اتکا بر اطلاعات حسـابداری و قیمت سـهام، بر کانال‌های اطلاعاتی خاص و شبکه‌های سیاسی خود اتکا می‌کنند. دومین دلیل طبق تحقیق شلیفر و ویشنی (۱۹۹۴) این است که شرکت‌های دولتی ممکن است برای کسب کمک‌های دولتی و تبعیض‌آمیز اقدام به ارائه گزارشات مالی غیر شفاف کنند.

معاملات با اشخاص وابسته[۲۴] (RPT): دو دلیل اصلی برای توضیح این قضیه وجود دارد که چرا شـرکت‌هایی با معاملات با اشـخاص وابسـته بیشـتر، نسـبت به شـرکت‌هایی با معاملات با اشخاص وابسته کمتر، شفافیت کمتری دارند. اولین دلیل این‌که قیمت‌های استفاده شده برای معاملات با اشخاص وابسته، ضرورتا مبتنی بر اصل ارزش منصفانه نمی‌باشد. دومین دلیل این است که معاملات با اشخاص وابسته، می‌تواند به عنوان و سیله‌ای برای انتقال منابع با ارزش به شـرکت‌های وابسـته به‌کار گرفته شـود (لو و همکاران[۲۵]، ۲۰۱۰). به دلایل مذکور و با توجه به این‌که معاملات با اشخاص وابسته یکی از نشانه‌های حسابداری متهورانه[۲۶] است (گوردن و هنری[۲۷]، ۲۰۰۵)، نگرانی در خصـوص اسـتفاده هدفمند از این معاملات و عدم افشـا یا کافی

نبودن افشـــای آن‌ها در میان ســـرمایه‌گذاران، ممکن اســـت بر ارزیابی اســـتفاده‌کنندگان صورت‌های مالی از عملیات واحد تجاری، شامل ارزیابی ریسک و فرصت‌های پیش روی واحد تجاری، تأثیر بگذارد.

پیشینه تحقیق

فلاح شـــمس لیاســـتانی و رمضـــانی (۱۳۹۵) در تحقیقی تحت عنوان "بررســـی نوســـانات غیرمتعارف بر بروز رفتار توده‌وار در بورس اوراق بهادار تهران" به بررســـی رفتار توده‌واری و انحراف غیرمتعارف نرخ ارز پرداختند. نتایج تحقیق نشان داد که رفتار توده‌وار در بورس اوراق بهادار وجود دارد همچنین انحرافات غیرمتعارف نرخ ارز با رفتار توده‌واری رابطه معناداری دارد.

تقی پوریان گیلانی و همکاران (۱۳۹۴)، در تحقیقی تحت عنوان "اثر آگاهی سرمایه‌گذار و نگرش به ریســـک درک شـــده بر رفتار ســـرمایه‌گذاران بورس اوراق بهادار تهران"، در قالب جمع‌آوری اطلاعات پرسش‌نامه‌ای به بررسی این موضوع پرداختند که آیا آگاهی سرمایه‌گذار و میزان درک او از ریســـک معاملات می‌تواند پیش‌بینی کننده‌ی رفتار وی در زمان انجام معاملات باشـــد یا خیر. نتایج به‌دســـت‌آمده از این پژوهش حاکی از آن اســـت که تصـــمیم‌گیری‌های ســـرمایه‌گذاران در بازار ســـهام متأثر از عوامل آگاهی مالی، یادگیری اجتماعی، شـناخت و تعصـبات روانشـناسـی اسـت. همچنین هر چه میزان آگاهی سـرمایه‌گذار بیشـتر باشـد، درک سـرمایه‌گذار از شـرایط عدم قطعیت بالاتر اسـت و احتمال سـرمایه‌گذاری بیشـتر اسـت اما اگر سـرمایه‌گذار درک درسـتی از ریسـک یک معامله نداشـته باشـد، تمایل کمتری به سرمایه‌گذاری در آن معامله دارد.

جمشـیدی و عطری (۱۳۹۳) در تحقیقی تحت عنوان "بررســی میزان اهمیت عوامل موثر بر رفتار سـرمایه‌گذاران سـهام عادی در تالار بورس اوراق بهادار قم و مقایسـه تطبیقی آن با رفتار سرمایه‌گذاران سهام عادی در تالار بورس اوراق بهادار تهران"، در قالب جمع‌آوری اطلاعات پرسـش‌نامه‌ای به شـناسـایی عوامل موثر بر رفتار سـرمایه‌گذاران سـهام عادی و مقایسـه تطبیقی عوامل موثر بر رفتار سرمایه‌گذاران سهام عادی در تالارهای بورس قم و تهران پرداختند. نتایج تحقیق نشـــان داد که رابطه مثبت و معناداری بین هر یک از متغیرهای میزان ســـودآوری شرکت‌ها، صحت، کیفیت و سرعت انتشار اطلاعات، قدرت نقدشوندگی سهام عادی، وجود

عوامل فرهنگی خاص و میزان ریسک در سودآوری شرکت‌ها با رفتار خریداران در بورس اوراق بهادار قم وجود دارد. همچنین نتایج تحقیق نشان می‌دهد نقش عوامل موثر بر رفتار خریداران سهام عادی در بورس قم و تهران یکسان است.

حیدرپور و همکاران (۱۳۹۲) اثر گرایش‌های احساسی بر بازده سهام را با توجه به مولفه‌های عدم قطعیت تجاری (شامل اندازه شرکت، نسبت ارزش دفتری به بازار و نسبت مالکیت نهادی) بررسی کردند. در این تحقیق برای محاسبه گرایش‌های احساسی سرمایه‌گذاران از شاخص گرایش‌های احساسی بازار سرمایه[۲۸] (EMSI) استفاده گردید و نتایج این تحقیق حاکی از وجود رابطه مثبت و معنی‌دار گرایش‌های احساسی سرمایه‌گذاران با بازده سهام در شرکت‌های دارای کمترین اندازه، نسبت ارزش دفتری به بازار و نسبت مالکیت نهادی می‌باشد.

سینایی و داودی (۱۳۸۸)، در تحقیقی تحت عنوان "بررسی رابطه شفاف‌سازی اطلاعات مالی و رفتار سرمایه‌گذاران در بورس اوراق بهادار تهران" به بررسی اثر شفاف‌سازی اطلاعات مالی بر رفتار سرمایه گذاران پرداختند. در این تحقیق با توجه به مدل استاندارد اند پورز از معیارهای ساختار مالکیت و ترکیب سهامداران، افشاء اطلاعات مالی و شفافیت ساختار هیات مدیره برای سنجش شفاف سازی اطلاعات استفاده گردیده است. ابزار به کار گرفته شده در این پژوهش پرسش نامه‌ایی است. نتایج تحقیق آن‌ها نشان می‌دهد که بین هر سه معیار شفاف سازی ساختار مالکیت و افشای اطلاعات مالی و شفاف سازی ساختار هیئت مدیره با متغیر وابسته رفتار سرمایه گذار رابطه معناداری وجود دارد.

فرث و همکاران (۲۰۱۵) در تحقیقی تحت عنوان "شفافیت شرکتی و اثر گرایش های احساسی سرمایه‌گذاران بر قیمت سهام" به بررسی اثر گرایش‌های احساسی سرمایه‌گذاران بر قیمت سهام با توجه به معیارهای شفافیت شرکتی شامل مدیریت سود مبتنی بر اقلام تعهدی، کیفیت موسسات حسابرسی، اظهار نظر حسابرسی، معاملات با اشخاص وابسته و مالکیت دولتی پرداختند. نتایج تحقیق نشان داد که اثر گرایش‌های احساسی سرمایه‌گذاران بر قیمت سهام در شرکت‌هایی با شفافیت شرکتی کمتر نسبت به شرکت‌هایی با شفافیت شرکتی بیشتر، بالاتر می‌باشد.

وو و همکاران (۲۰۱۰) در تحقیقی تحت عنوان" اثر گرایش‌های احساسی و روزهای هفته بر بازده سهام" برای اولین بار اثر روزهای هفته و بازده سهام را با گرایش‌های احساسی سرمایه‌گذاران مرتبط کردند. تخمین‌های تجربی حاکی از آن است که اثر روزهای هفته بر بازده، مشابه اثر گرایش‌های احساسی سرمایه گذاران بر بازده است و متعلق به سهم‌هایی با ارزیابی ذهنی بالاست. به عنوان مثال سهم‌هایی با ارزش بازار پایین در زمانی که اثر روزهای هفته قوی‌تر است، بیشتر تحت تأثیر گرایش های احساسی قرار می‌گیرند. همچنین در این تحقیق، ارتباط بالایی بین گرایش‌های احساسی و بازده کشف شد .

بیکر و وگلر (۲۰۰۶) در تحقیقی تحت عنوان "گرایش های احساسی و بازده مقطعی سهام"چگونگی تأثیر گرایش‌های احساسی سرمایه‌گذاران بر بازده مقطعی سهام را مورد مطالعه قرار دادند. بر اساس یافته‌های آن‌ها هنگامی که شاخص گرایش‌های احساسی در سطح بالا باشد، سهام شرکت‌های کوچک، تازه تأسیس، پرنوسان، غیر سودده، فاقد سود تقسیمی، مستعد رشد و دچار بحران های مالی، بیشتر (کمتر) از واقع قیمت‌گذاری می‌شود.

هیسو[۲۹] (۲۰۰۶) در تحقیقی با عنوان" اثر شفاف‌سازی اطلاعات مالی بر رفتار سهامداران در بورس اوراق بهادار تایوان" به بررسی نقش ابعاد شفاف‌سازی اطلاعات مالی در افزایش میزان سرمایه‌گذاری در بازار بورس پرداخت. نتایج تحقیق وی نشان داد که رابطه مثبت و معناداری در ادراک سرمایه گذاران بورس از ابعاد شفاف‌سازی اطلاعات مالی و رفتار آن‌ها وجود دارد.

فرضیات تحقیق

فرضیه اول: اثر گرایش‌های احساسی سرمایه‌گذاران بر قیمت سهام در شرکت‌هایی با مدیریت اقلام تعهدی بیشتر نسبت به شرکت‌هایی با مدیریت اقلام تعهدی کمتر، بیشتر است.

فرضیه دوم: اثر گرایش‌های احساسی سرمایه‌گذاران بر قیمت سهام در شرکت‌هایی با گزارش حسابرسی غیرمقبول نسبت به شرکت‌هایی باگزارش حسابرسی مقبول، بیشتر است.

فرضیه سوم: اثر گرایش‌های احساسی سرمایه‌گذاران بر قیمت سهام در شرکت‌های حسابرسی شده به وسیله سازمان حسابرسی نسبت به شرکت‌های حسابرسی شده توسط سایر موسسات، کمتر است.

فرضیه چهارم: اثر گرایش‌های احساسی سرمایه‌گذاران بر قیمت سهام در شرکت‌های تحت کنترل دولتی نسبت به شرکت‌های تحت کنترل خصوصی، بیشتر است.

فرضیه پنجم: اثر گرایش‌های احساسی سرمایه‌گذاران بر قیمت سهام در شرکت‌هایی با معاملات با اشخاص وابسته بیشتر نسبت به شرکت‌هایی با معاملات با اشخاص وابسته کمتر، بیشتر است.

روش تحقیق

این تحقیق از جنبه هدف، از نوع تحقیقات کاربردی بوده و از بعد نحوه استنباط در خصوص فرضیه‌های پژوهش، در گروه تحقیقات همبستگی قرار می‌گیرد. همچنین، از آن‌جایی‌که از طریق آزمایش داده‌های موجود به استنتاج می‌پردازد، جزء تحقیقات اثباتی به شمار می‌رود. در این پژوهش ابتدا از روش‌های آمار توصیفی (میانگین، میانه و..) و سپس از آمار استنباطی (تحلیل سری زمانی و تحلیل گرسیون حداقل مربعات معمولی) برای تجزیه و تحلیل داده‌ها استفاده شده است.

جامعه و نمونه آماری

جامعه مطالعاتی تحقیق در برگیرنده شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران و قلمرو زمانی تحقیق از ابتدای سال ۱۳۸۸ تا پایان سال۱۳۹۳، به مدت ۶ سال می‌باشد .برای انتخاب نمونه آماری این تحقیق، محدودیت‌های زیر بر روی شرکت‌های جامعه آماری اعمال می‌شود:

۱. شرکت‌های مورد نظر از ابتدای سال ۱۳۸۸ تا پایان سال ۱۳۹۳ عضو بورس اوراق بهادار تهران باشند. ۲. به منظور رعایت قابلیت مقایسه‌پذیری، سال مالی آن‌ها منتهی به ۲۹ اسفندماه باشد. ۳. صورت‌های مالی و اطلاعات آن‌ها در دسترس باشند. ۴. جزء شرکت‌های فعال در صنعت بیمه، بانک و سرمایه‌گذاری نباشند. ۵. طی دوره مورد بررسی، به طور فعال، سهام آن‌ها در بورس معامله شده باشد. ۶. طی دوره مورد بررسی، تغییر فعالیت یا تغییر سال مالی نداده باشند.

در تحقیق حا ضر به منظور تعیین نمونه، ابتدا فهر ستی از شرکت‌های حا ضر در بورس اوراق بهادار تهیه شـد و سـپس شـرکت‌های دارای شـرایط فوق انتخاب گردیدند. بدین ترتیب ۷۰ شرکت به عنوان نمونه نهایی تحقیق تعیین شد.

ابزارهای گردآوری اطلاعات و داده‌ها

جهت گردآوری اطلاعات در خصـوص تبیین ادبیات تحقیق، از روش کتابخانه‌ای (مطالعه کتب، مقالات، پایان‌نامه‌ها و...) ا ستفاده شده ا ست و برای د ستیابی به داده‌های مورد نظر برای پردازش فرضـیات تحقیق، از آمار و اطلاعات موجود در نرم‌افزار ره‌آورد نوین، سـایت بانک مرکزی، بولتن ماهانه بورس اوراق بهادار و صـورت‌های مالی شـرکت‌های پذیرفته شـده در بورس اوراق بهادار تهران با مراجعه به سـایت رسـمی بورس اوراق بهادار تهران، اسـتفاده شـده است.

مدل آزمون فرضیه‌های تحقیق

در این تحقیق بر اساس روش‌شناسی فاما و فرنچ (۱۹۹۳)، و با توجه به مدل ارائه شده توسط فرث و همکاران (۲۰۱۵)، آزمون‌ها در سطح پرتفوی و بر اساس مدل (۱) انجام می‌شود.

$$R_{pt} = \beta_0 + \beta_1 SENT_t + \beta_2 EP_t + \beta_3 RF_t + \beta_4 INF_t + \beta_5 MKT_t + \beta_6 SMB_t + \beta_7 HML_t + \varepsilon_i \quad \text{مدل (۱)}$$

برای آزمون فر ضیات اول و پنجم تحقیق، سهام شرکت‌های نمونه در هر سال بر ا ساس معیار مربوطه (مدیریت سود مبتنی بر اقلام تعهدی، معاملات با اشخاص وابسته) در پایان سال t مرتب و سپس در پنج پرتفوی مساوی از کوچک به بزرگ طبقه‌بندی شده‌اند. به طوری که پرتفوی شماره ۱ شامل شرکت‌هایی با بیشترین مقدار معیار مورد نظر و پرتفوی شماره ۵ شامل شرکت‌هایی با کمترین مقدار معیار در آن سال باشد. سپس میانگین موزون بازده ماهانه هر پرتفوی بر ا ساس بازده ماهانه و ارزش بازار هر شرکت محا سبه خواهد شد و در آخر با اجرای روش رگرسیون سری زمانی بر روی مدل، ضرایب مربوطه تخمین زده خواهد شد. در خصوص هریک از فر ضیات مذکور در صورت معنی‌دار بودن مدل و ضرایب، اگر قدرمطلق

اثر گرایش‌های احساسی سرمایه‌گذاران در پرتفوی با بیشترین معیار مورد نظر از پرتفوی با کمترین معیار موردنظر بیشتر باشد، فرضیه تأیید می‌شود.

برای آزمون فرضیات دوم، سوم و چهارم تحقیق، سهام شرکت‌های نمونه در هر سال بر اساس معیار مربوطه (اظهارنظر حسابرسی، کیفیت موسسات حسابرسی و مالکیت دولتی) بر اساس متغیر مجازی در پایان سال t مرتب و سپس در دو پرتفوی طبقه‌بندی می‌شوند. به طوری که پرتفوی شماره ۱ شامل شرکت‌های فاقد معیار مورد نظر (شرکت‌هایی با گزارش حسابرسی غیر مقبول، حسابرسی شده توسط سایر موسسات حسابرسی و مالکیت دولتی) و پرتفوی شماره ۲ شامل شرکت‌های دارای معیار موردنظر (شرکت‌هایی با گزارش حسابرسی مقبول، حسابرسی شده توسط سازمان حسابرسی و مالکیت بخش خصوصی) باشد. سپس میانگین موزون بازده ماهانه هر پرتفوی بر اساس بازده ماهانه و ارزش بازار هر شرکت محاسبه خواهد شد و در آخر با اجرای روش رگرسیون سری زمانی بر روی مدل، ضرایب مربوطه تخمین زده خواهد شد. در خصوص هر یک از فرضیات مذکور در صورت معنی‌دار بودن مدل و ضرایب، اگر قدرمطلق اثر گرایش‌های احساسی سرمایه‌گذاران در پرتفوی فاقد معیار مورد نظر از پرتفوی دارای معیار مورد نظر بیشتر باشد، فرضیه تأیید می‌شود.

متغیر مستقل تحقیق

گرایش‌های احساسی سرمایه‌گذاران: در مطالعه حاضر به منظور اندازه‌گیری گرایش‌های احساسی سرمایه‌گذاران طبق روش ترکیبی ارائه شده توسط بیکر و وگلر (۲۰۰۶)، در ابتدا هر یک از مولفه‌های اساسی ارائه شده توسط ایشان و فرث و همکاران (۲۰۱۵) را با توجه به داده‌های ماهانه سال‌های ۸۶ الی ۹۳، به شرح ذیل محاسبه می‌نماییم:

گردش مالی بازار (TURN): عبارت است از لگاریتم طبیعی حجم معاملات تقسیم بر ارزش بازار در هر ماه. تعداد عرضه‌های اولیه سهام(NIPO)): عبارت است از تعداد عرضه‌های اولیه سهام در هر ماه. بازده اولین روز عرضه‌های اولیه سهام (RIPO): به خاطر محدودیت نوسان در بازار ایران، برای محاسبه این مولفه، از میانگین موزون بازده هفته اول عرضه‌های اولیه سهام در هر ماه استفاده شده است (عادل آذر و همکاران، ۱۳۹۲). سهم سهام منتشره در تامین مالی جدید نسبت به کل سهام منتشره و بدهی بلندمدت (Eshare): عبارت است از مجموع ارزش عرضه‌های اولیه و افزایش سرمایه از محل آورده نقدی و مطالبات تقسیم بر کل

ارزش بازار سهام و بدهی بلندمدت در هر ماه. رشد حساب‌های سرمایه گذاری (NACT): عبارت است از لگاریتم طبیعی کدهای معاملاتی جدید در هر ماه. رشد سپرده‌های پس‌انداز (DSG): عبارت است از لگاریتم طبیعی سپرده‌های پس‌انداز در هر ماه.

سپس با استفاده از روش آماری تحلیل عاملی[۳۰]، شاخص گرایش‌های احساسی سرمایه‌گذاران را ایجاد و با توجه به شاخص مذکور، گرایش‌های احساسی سرمایه‌گذاران را طی دوره تحقیق محاسبه می‌نماییم.

متغیر وابسته تحقیق

بازده: طبق تعریف، بازده شامل تغییر در اصل سرمایه (قیمت سهام) و سود نقدی می‌باشد. در نتیجه در تحقیق حاضر از بازده سهام به عنوان معیاری جهت نشان دادن تغییرات در قیمت سهام استفاده گردیده است. متغیر وابسته این تحقیق برابر است با بازده پرتفوی‌های مرتب شده بر اساس هریک از معیارهای مالکیت دولتی، معاملات با اشخاص وابسته، مدیریت سود مبتنی بر اقلام تعهدی، اظهار نظر حسابرسی و کیفیت موسسات حسابرسی. در تحقیق حاضر، بازده پرتفوی (R_{pt}) به صورت ماهانه و بر اساس رابطه ۱ محاسبه خواهد شد:

$$R_{pt} = \frac{\sum_{i=1}^{N_p} M_{it} R_{it}}{\sum_{i=1}^{N_p} M_{it}}$$ رابطه ۱)

که در آن:

N_p = تعداد شرکت‌های تشکیل‌دهنده‌پرتفوی؛

M_{it} = ارزش بازار شرکت i در ماه t؛

R_{it} = بازده ماهانه شرکت i در ماه t، مستخرج از نرم‌افزار ره آورد نوین.

متغیرهای تعدیل‌کننده

مدیریت سود مبتنی بر اقلام تعهدی: در پژوهش حاضر از اقلام تعهدی اختیاری برای اندازه‌گیری مدیریت سود استفاده می شود. بر اساس این روش جمع اقلام تعهدی، به اقلام تعهدی اختیاری و غیراختیاری تفکیک می‌شود .مدل جونز (۱۹۹۱) و مدل تعدیل شده‌ی جونز (دیچو[۳۱] و همکاران، ۱۹۹۵)، فراگیرترین مدل‌هایی هستند که برای این جداسازی به‌کار

می‌روند. در اینجا از مدل تعدیل شـده جونز اسـتفاده می‌شـود. قبل از تخمین اقلام تعهدی اختیاری، اقلام تعهدی کل از رابطهٔ ۲ محاسبه می‌شود:

رابطـه ۲)
$$TAC_{it} = (\Delta CA_{it} - \Delta Cash_{it}) - (\Delta CL_{it} - \Delta LTD_{it} - \Delta ITP_{it}) - DPA_{it}$$

که در آن:

TAC_{it}	مجموع اقلام تعهدی شرکت i در سال t؛
ΔCA_{it}	تغییر در دارایی‌های جاری شرکت i بین سال‌های t و $t-1$؛
$\Delta Cash_{it}$	تغییر در مانده وجه نقد شرکت i بین سال‌های t و $t-1$؛
ΔCL_{it}	تغییر در بدهی‌های جاری شرکت i بین سال‌های t و $t-1$؛
ΔLTD_{it}	تغییر در حصـه‌ی جاری بدهی‌های بلندمدت شـرکت i بین سـال‌های t و $t-1$؛
ΔITP_{it}	تغییر در مالیات بر درآمد پرداختنی شرکت i بین سال‌های t و $t-1$؛
DPA_{it}	هزینه استهلاک دارایی‌های ثابت و نامشهود شرکت i در سال t.

سـپس با اسـتفاده از مدل تعدیل‌شـده‌ی جونز (۱۹۹۵)، اقلام تعهدی کل به دو بخش اقلام تعهدی اختیاری و غیر اختیاری تجزیه می‌شود (مدل ۱). با استفاده از مدل ۱، مقادیر α، β و γ به صورت مقطعی برآورد می‌شود.

مدل ۱)
$$\frac{TAC_{it}}{TA_{it-1}} = \alpha_{it}\left(\frac{1}{TA_{it-1}}\right) + \beta_{it}\left(\frac{\Delta REV_{it}}{TA_{it-1}}\right) + \gamma_{it}\left(\frac{PPE_{it}}{TA_{it-1}}\right) + \varepsilon_i$$

که در آن:

TAC_{it}	مجموع اقلام تعهدی شرکت i در سال t؛
TA_{it-1}	مجموع دارایی شرکت i در پایان سال $t-1$؛
ΔREV_{it}	تغییرات فروش خالص شرکت i بین سال‌های t و $t-1$؛
PPE_{it}	ناخالص دارایی‌ها، ماشین‌آلات و تجهیزات شرکت i در سال t؛
$\alpha.\beta.\gamma$	پارامترهای برآوردی مختص هر شرکت؛
ε_i	میزان خطا.

مقدار α، β و γ محاسبه شده، در مدل ۲ جای‌گذاری شده و سپس مقدار NDAC محاسبه می‌شود. مدل محاسبه اقلام تعهدی غیراختیاری به صورت زیر است.

مدل (۲)
$$NDAC = \alpha_{it}\left(\frac{1}{TA_{it-1}}\right) + \beta_{it}\left(\frac{\Delta REV_{it} - \Delta REC_{it}}{TA_{it-1}}\right) + \gamma_{it}\left(\frac{PPE_{it}}{TA_{it-1}}\right) + \varepsilon_i$$

که در آن:

ΔREC_{it} : تغییرات حساب‌های دریافتنی شرکت i بین سال‌های t و $t-1$.

در نتیجه اقلام تعهدی اختیاری نیز از رابطه ۴ به‌دست می‌آید.

رابطه (۳)
$$DACC = TAC - NDAC$$

و در نهایت طبق تحقیقات هوتون[۳۲] و همکاران (۲۰۰۹)، از معیار ابهام به عنوان متغیری برای نشان دادن میزان ابهام در گزارشگری مالی ناشی از مدیریت سود مبتنی بر اقلام تعهدی شرکت i در سال t به شرح رابطه ۴ استفاده می‌کنیم.

رابطه (۴)
$$OPAQUE = rank(|DACC_{t-1}|) + rank\,(|DACC_{t-2}|)$$

که در آن:

$rank(|DACC_{t-1}|)$ = رتبه شرکت i از نظر مدیریت سود اقلام تعهدی اختیاری در سال $t-1$ تقسیم بر کل مشاهدات

$rank\,(|DACC_{t-2}|)$ = رتبه شرکت i از نظر مدیریت سود اقلام تعهدی اختیاری در سال $t-2$ تقسیم بر کل مشاهدات

اظهارنظر حسابرسی: این متغیر، یک متغیر مجازی است که با مقادیر صفر و یک نشان داده می‌شود. مقدار یک برای گزارش حسابرسی مقبول و مقدار صفر درصورتی که گزارش غیرمقبول باشد استفاده می‌شود.

کیفیت موسسات حسابرسی: این متغیر، یک متغیر مجازی است که با مقادیر صفر و یک نشان داده می‌شود.. در صورتی که حسابرس شرکت صاحبکار در طی دوره پژوهش، سازمان حسابرسی بوده است، مقدار متغیر مجازی برابر با یک و در غیر این صورت مقدار آن برابر با صفر در نظر گرفته می‌شود.

مالکیت دولتی: در این نوع مالکیت بیش از ۵۰ درصد سهام شرکت متعلق به دولت و یا بخش‌های دولتی دیگر می‌باشد. این متغیر، یک متغیر مجازی است که با مقادیر صفر و یک نشان داده می شود. مقدار یک برای شرکت‌هایی با مالکیت دولتی و مقدار صفر برای سایر شرکت‌ها استفاده می‌شود.

معاملات با اشخاص وابسته: در پژوهش حاضر برای سنجش معاملات با اشخاص وابسته، مطابق با شاخص به‌کار گرفته‌شده‌ی کوآن و همکاران[۳۳] (۲۰۱۰)، از جمع کل مبالغ معاملات با اشخاص وابسته‌ی افشاشده در یادداشت‌های همراه صورت‌های مالی سالانه‌ی شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران، تقسیم بر مجموع دارایی‌های ابتدای دوره‌ی شرکت، استفاده شده است.

متغیرهای کنترلی

EP_{it}= نسبت سود به قیمت در سطح بازار در ماه t؛

Rf_t= نرخ بازده بدون ریسک در ماه t که برای محاسبه آن از نرخ سود سپرده سرمایه‌گذاری کوتاه‌مدت استفاده می‌شود؛

$INFL_t$= نرخ تورم در ماه t؛

MKT_t= عامل بازار در ماه t که برابر است با تفاضل نرخ بازده بازار و نرخ بازده بدون ریسک؛

SMB_t= عامل اندازه در ماه t که از تفاوت بین بازده سهام شرکت‌های بزرگ و سهام شرکت‌های کوچک بدست می‌آید (نمونه مورد بررسی، از لحاظ لگاریتم دارایی‌ها به سه دسته طبقه‌بندی می شود و شرکت‌های حاضر در یک سوم بالا به عنوان شرکت‌های بزرگ و شرکت‌های حاضر در یک‌سوم پایین به‌عنوان شرکت‌های کوچک شناسایی می‌شوند)؛

HML_t= عامل نسبت ارزش دفتری به بازار در ماه t که از تفاوت بین بازده سهام شرکت‌های با نسبت بالای ارزش دفتری به بازار و بازده سهام شرکت‌های با نسبت پایین ارزش دفتری به بازار بد ست می‌آید (نمونه مورد برر سی، از لحاظ نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار سهام به سه د سته طبقه‌بندی می شود و شرکت‌های حاضر در یک سوم بالا به عنوان شرکت‌های دارای نسبت بالای ارزش دفتری به ارزش بازار سهام و شرکت‌های حاضر در یک سوم پایین به‌عنوان شرکت‌های دارای نسبت پایین ارزش دفتری به ارزش بازار سهام شناسایی می‌شوند).

یافته‌های تحقیق

نگاره (۱)، خلاصه کمیت‌های آماری متغیرهای تحقیق را نشان می‌دهد:

نگاره (۱): آمار توصیفی متغیرهای پژوهش

نام متغیر	نماد	تعداد	میانگین	میانه	حداکثر	حداقل	انحراف معیار
بازده سهام در شرکت‌های با مدیریت سود کمتر	MAMI	۷۰	۰/۰۵۷۲	۰/۰۵۶	۰/۳۲۶	-۰/۱۸	۰/۱۳۰۷
بازده سهام در شرکت‌های با مدیریت سود بیشتر	MAMA	۷۰	۰/۰۸۸۱	۰/۰۳۵	۰/۵۲۸	-۰/۱۶	۰/۱۷۳۴
بازده سهام در شرکت‌های با اظهارنظر غیر مقبول	CC	۷۰	۰/۰۹۳۸	۰/۰۷۱	۰/۶۱۱	-۰/۱۳	۰/۱۴۸۳
بازده سهام در شرکت‌های با اظهارنظر مقبول	UNCC	۷۰	۰/۰۸۶۸	۰/۰۵۵	۰/۳۸۳	-۰/۰۹	۰/۱۲۳۹
بازده سهام در شرکت‌های با کیفیت حسابرسی پایین	AON	۷۰	۰/۰۸۲۷	۰/۰۹۰	۰/۲۹۷	-۰/۱۰	۰/۰۹۵۳
بازده سهام در شرکت‌های با کیفیت حسابرسی بالا	AOY	۷۰	۰/۰۹۶۸	۰/۰۲۲	۰/۶۳۰	-۰/۱۵	۰/۱۷۹۶
بازده سهام در شرکت‌های با مالکیت خصوصی	GOMI	۷۰	۰/۱۱۸۰	۰/۱۰۹	۰/۷۶۳	-۰/۱۹	۰/۱۷۳۹
بازده سهام در شرکت‌های با مالکیت دولتی	GOMA	۷۰	۰/۰۷۳۳	۰/۰۶۷	۰/۳۵۳	-۰/۱۲	۰/۱۰۲۸
بازده سهام در شرکت‌های با معاملات با اشخاص وابسته کمتر	RETMI	۷۰	۰/۰۳۶۳	۰/۰۱۹	۰/۳۰۲	-۰/۱۵	۰/۱۰۱۵
بازده سهام در شرکت‌های با معاملات با اشخاص وابسته بیشتر	RETMA	۷۰	۰/۰۸۹۷	۰/۰۵۱	۰/۴۱۸	-۰/۲۰	۰/۱۴۹۸
گرایش‌های احساسی سرمایه‌گذاران	SENT	۷۰	۱۹/۸۷۲	۱۹/۷۸	۲۱/۵۱	۱۸/۰۹	۰/۸۱۱۴

نام متغیر	نماد	تعداد	میانگین	میانه	حداکثر	حداقل	انحراف معیار
نسبت سود به قیمت سهام	EP	۷۰	۰/۱۶۷۹	۰/۱۵۸	۰/۳۵۴	۰/۰۴۵	۰/۰۶۸۹
نرخ بازده بدون ریسک	RF	۷۰	۰/۰۱۳	۰/۰۱۳	۰/۰۱۴	۰/۰۱۱	۰/۰۰۱۲
نرخ تورم ماهانه	INFL	۷۰	۰/۰۱۵	۰/۰۱۳	۰/۰۳۴	۰/۰۰۳	۰/۰۰۷۳
عامل بازار یا صرف ریسک بازار	MKT	۷۰	۱/۳۷۵۸	۱/۳۵۸	۱۱/۲۹	-۷/۰۵	۴/۸۸۶۷
عامل اندازه پرتفوی	SMB	۷۰	۰/۰۴۰۴	۰/۰۴۳	۰/۲۱۹	-۰/۱۲	۰/۰۸۰۹
عامل ارزش پرتفوی	HML	۷۰	-۰/۰۵۹	-۰/۰۶	۳/۸۵۷	-۳/۲۵	۱/۱۳۸۸

با توجه به تحلیل عاملی مؤلفه‌های اساسی، شاخص گرایش‌های احساسی سرمایه‌گذاران به صورت زیر مدل‌سازی می‌شود:

$$SENT = 0.3\ Eshare + 0.847\ NIPO + 0.687\ RIPO + 0.129\ TURN + 0.783\ DSG + 0.87\ NACT$$

نتایج تحلیل مؤلفه‌های اساسی نشان می‌دهد که این شش عامل می‌توانند تقریباً ۶۰. ۲۸٪ درصد از تغییرپذیری (واریانس) متغیرها را توضیح دهند. همانطور که در مدل فوق مشاهده می‌گردد مولفه‌های رشد حساب‌های سرمایه‌گذاری (NACT)، تعداد عرضه‌های اولیه (NIPO)، رشد سپرده‌های پس انداز (DSG)، بازده هفته اول عرضه‌های اولیه سهام (RIPO)، سهم سهام منتشره در تامین مالی جدید نسبت به کل سهام منتشره و بدهی بلندمدت (Eshare) و گردش مالی بازار (Turn) به ترتیب بیشترین سهم را در توضیح‌دهندگی شاخص گرایش‌های احساسی سرمایه‌گذاران دارند.

نتایج آزمون فرضیات پژوهش

فرضیه اول: با توجه به نگاره ۲، چون مقدار احتمال آماره F در هر دو گروه شرکت‌ها (شرکت‌های دارای مدیریت سود اقلام تعهدی کمتر و بیشتر) کمتر از ۰/۰۵ است، مدل اول و دوم در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنی دار است. مقدار آماره دوربین واتسون به ترتیب ۱/۸۷۶ و ۲/۰۶۲ می‌باشد که این مقدار، عدم وجود خود همبستگی را نشان می‌دهد. در حالت کلی نتایج بدست آمده از نگاره (۲) نشان می‌دهد که، قدر مطلق ضریب متغیر گرایش‌های احساسی سرمایه‌گذاران در شرکت‌های با مدیریت اقلام تعهدی کمتر و بیشتر، به ترتیب ۰/۰۲۳۲ و ۰/۰۴۸۹۷ می‌باشد. با توجه به این‌که آماره t ضریب متغیر گرایش‌های احساسی سرمایه‌گذاران در هر دو گروه از شرکت‌ها معنادار می‌باشد، می‌توان در سطح اطمینان ۹۵٪ فرضیه اول پژوهش

را تأیید کرد. این موضوع نشان دهنده این است که، اثر گرایش‌های احساسی سرمایه‌گذاران بر بازده سهام در شرکت‌هایی با مدیریت اقلام تعهدی بیشتر نسبت به شرکت‌هایی با مدیریت اقلام تعهدی کمتر، بیشتر است.

نگاره (۲): نتایج تخمین مدل‌های اول و دوم

$$R_{pt} = \beta_0 + \beta_1 SENT_t + \beta_2 EP_t + \beta_3 RF_t + \beta_4 INF_t + \beta_5 MKT_t + \beta_6 SMB_t + \beta_7 HML_t + \varepsilon_{it}$$

متغیر	متغیر وابسته: بازده سهام در شرکت‌های با مدیریت سود اقلام تعهدی کمتر				متغیر وابسته: بازده سهام در شرکت‌های با مدیریت سود اقلام تعهدی بیشتر			
	ضریب برآوردی	خطای استاندارد	آماره t	احتمال	ضریب برآوردی	خطای استاندارد	آماره t	احتمال
C	-۱/۰۱۷	۰/۴۲۵۵	-۲/۳۹	۰/۱۹۸	۰/۲۴۶۴	۴/۱۰۱۶	۰/۰۶	۰/۹۵۲۳
SENT	۰/۰۲۳۲	۰/۰۰۵۸	۳/۹۴۵	۰/۰۰۰۱	۰/۷۰۴۸۹	۰/۰۱۱۴	۴/۲۹۰۱	۰/۰۰۰
EP	-۰/۲۶۵	۰/۵۷۵۹	-۰/۴۶	۰/۶۴۶۴	۰/۵۴۳۹	۲/۰۰۹	۰/۲۷۰۷	۰/۷۸۷۵
RF	۳/۲۱۳۲۰	۱۲/۹۴۳	۲/۳۳۴۳	۰/۰۲۲۷	-۹۰/۹۹۵	۹۰/۰۸۳	-۱/۰۱	۰/۳۱۶۲
INFL	۰/۰۷۶۴	۱/۵۵۶۵	۰/۰۴۹۱	۰/۹۶۱۰	۲/۵۹۱۲	۲۰/۰۴۹	۰/۱۲۹۲	۰/۸۹۷۶
MKT	۰/۰۱۳۲	۰/۰۰۵۹	۲/۲۱۰۱	۰/۰۳۰۷	۰/۰۸۲۳	۰/۰۱۸۷	۴/۳۹۷۳	۰/۰۰۰
SMB	۰/۷۸۵۸	۰/۲۲۰۹	۳/۵۵۶۶	۰/۰۰۰۷	۰/۳۸۲۵	۰/۰۵۵۵	۶/۸۸۸۱	۰/۰۰۰
HML	-۰/۰۰۳	۰/۰۰۰۸	-۴/۳۳۴	۰/۰۰۰۱	-۰/۰۰۴۹	۰/۰۰۱۷	-۲/۷۶	۰/۰۰۶۳
ضریب تعین تعدیل شده	٪ ۲۷/۳۲				٪ ۳۱/۵۴			
دوربین واتسون	۱/۸۷۶				۲/۰۶۲			
آماره F	۴/۸۱۲۸				۲۲/۱۲۷۳			
احتمال (آماره F)	۰/۰۰۰۲				۰/۰۰۰			

فرضیه دوم: با توجه به نگاره ۳، چون مقدار احتمال آماره F در هر دو گروه شرکت‌ها (شرکت‌های دارای اظهار نظر غیرمقبول و مقبول) کمتر از ۰/۰۵است، مدل سوم و چهارم معنی‌دار است. مقدار آماره دوربین واتسون به ترتیب ۱/۸۶۷ و ۲/۱۳۹ می‌باشد که این مقدار، عدم وجود خود همبستگی را نشان می‌دهد. در حالت کلی نتایج بدست آمده از نگاره (۳) نشان می‌دهد که، ضریب متغیر گرایش‌های احساسی سرمایه‌گذاران در شرکت‌های با اظهار

نظر غیرمقبول و اظهار نظر مقبول، به ترتیب ۰/۰۲۶۲۲ و ۰/۰۲۰- می‌باشد. با توجه به این‌که آماره t ضریب متغیر گرایش‌های احساسی سرمایه گذاران در هر دو گروه از شرکت‌ها معنادار می‌باشد، می‌توان در سطح اطمینان ۹۵٪ فرضیه دوم پژوهش را تأیید کرد. این موضوع نشان‌دهنده این است که، اثر گرایش‌های احساسی سرمایه‌گذاران بر بازده سهام در شرکت‌هایی با گزارش حسابرسی غیرمقبول نسبت به شرکت‌هایی با گزارش حسابرسی مقبول، بیشتر است.

نگاره (۳): نتایج تخمین مدل‌های سوم و چهارم

$$R_{pt} = \beta_0 + \beta_1 SENT_t + \beta_2 EP_t + \beta_3 RF_t + \beta_4 INF_t + \beta_5 MKT_t + \beta_6 SMB_t + \beta_7 HML_t + \varepsilon_{it}$$

متغیر	متغیر وابسته: بازده سهام در شرکت‌های با اظهارنظر غیرمقبول				متغیر وابسته: بازده سهام در شرکت‌های با اظهارنظر مقبول			
	ضریب برآوردی	خطای استاندارد	آماره t	احتمال	ضریب برآوردی	خطای استاندارد	آماره t	احتمال
C	-۰/۶۷۳۶	۰/۳۱۸	-۲/۱۱	۰/۰۳۸	-۰/۰۳۳	۰/۳۱۷۵۱	-۰/۱۰۶۲	۰/۹۱۵
SENT	۰/۰۲۶۲۲	۰/۰۱۱۸	۲/۲۱۳	۰/۰۲۷	-۰/۰۲۰	۰/۰۰۷۰۱	-۲/۹۰۱۰	۰/۰۰۳۹
EP	۰/۳۸۳۶۴	۰/۲۷۳۵	۱/۴۰۲	۰/۱۶۵۶	-۰/۱۹۲	۰/۱۵۵۵	-۱/۲۳۵۸	۰/۲۲۱۰
RF	۱۵/۰۱۱۰	۸/۷۶۵۸	۱/۷۱۲	۰/۰۹۱	۱۵/۹۲۲	۶/۹۷۳۶	۲/۲۸۳۲	۰/۰۲۵۷
INFL	-۲/۹۰۰۹	۱/۹۰۱۳	-۱/۵۲۵	۰/۱۳۲	۰/۲۹۷۲	۱/۵۵۲۱	۰/۱۹۱۵	۰/۸۴۸۷
MKT	۰/۰۱۶۸۶	۰/۰۰۳۸	۴/۳۶۲	۰/۰۰۰	۰/۰۱۳۳	۰/۰۰۳۱	۴/۱۹۸۷	۰/۰۰۰۱
SMB	۱/۱۵۵۱۲	۰/۲۳۲۱	۴/۹۷۶	۰/۰۰۰	۰/۴۴۰۵	۰/۱۴۷۹	۲/۹۷۷۳	۰/۰۰۴۱
HML	-۰/۰۰۲۸	۰/۰۰۰۷	-۳/۶۷۹	۰/۰۰۰۵	۰/۰۰۱۳	۰/۰۰۱۳	۱/۰۲۰۳	۰/۳۱۱۴
ضریب تعین تعدیل شده	٪ ۵۲/۲۹				٪ ۳۶/۷۳			
دوربین واتسون	۱/۸۶۷				۲/۱۳۹			
آماره F	۱۲/۱۲۰۹				۰/۸۸۸۱			
احتمال (آماره F)	۰/۰۰۰				۰/۰۰۰			

فرضیه سوم :با توجه به نگاره ۴، چون مقدار احتمال آماره F در هر دو گروه شرکت‌ها (شرکت‌های حسابرسی شده توسط سازمان حسابرسی و شرکت‌های حسابرسی شده توسط سایر موسسات) کمتر از ۰/۰۵ است، مدل پنجم و ششم معنی‌دار است. مقدار آماره دوربین واتسون به ترتیب ۱/۷۱۷ و ۱/۹۵۰ می‌باشد که این مقدار، عدم وجود خود همبستگی را نشان می‌دهد. در حالت کلی نتایج بدست آمده از نگاره (۴) نشان می‌دهد که، ضریب متغیر

گرایش‌های احساسی سرمایه‌گذاران در شرکت‌های حسابرسی شده به وسیله سازمان حسابرسی و شرکت‌های حسابرسی شده به وسیله سایر موسسات حسابرسی، به ترتیب ۰/۰۰۸۴ و ۰/۰۰۷۷- می‌باشد. ولی با توجه به این‌که آماره t ضریب متغیر گرایش‌های احساسی سرمایه گذاران در هیچ یک از دو گروه از شرکت‌ها معنادار نمی‌باشد، نمی‌توان در سطح اطمینان ۹۵٪ فرضیه سوم پژوهش را تأیید کرد. این موضوع نشان دهنده این است که، تفاوت اثر گرایش های احساسی سرمایه‌گذاران بر بازده سهام در شرکت‌های حسابرسی شده به وسیله سازمان حسابرسی نسبت به شرکت‌های حسابرسی شده توسط سایر موسسات، از لحاظ آماری معنادار نیست.

نگاره (۴): نتایج تخمین مدل‌های پنجم و ششم

$$R_{pt} = \beta_0 + \beta_1 SENT_t + \beta_2 EP_t + \beta_3 RF_t + \beta_4 INF_t + \beta_5 MKT_t + \beta_6 SMB_t + \beta_7 HML_t + \varepsilon_{it}$$

متغیر	متغیر وابسته: بازده سهام در شرکت‌های حسابرسی شده به وسیله سازمان حسابرسی				متغیر وابسته: بازده سهام در شرکت‌های حسابرسی شده به وسیله سایر موسسات حسابرسی			
	ضریب برآوردی	خطای استاندارد	آماره t	احتمال	ضریب برآوردی	خطای استاندارد	آماره t	احتمال
C	-۰/۰۸۰	۰/۲۰۲۹	-۰/۳۹۶	۰/۶۹۳	-۱/۱۴۳	۱/۳۲۸۹	-۰/۸۶	۰/۳۹۲
SENT	۰/۰۰۸۴	۰/۰۰۹۱	۰/۹۲۸	۰/۳۵۶	-۰/۰۰۷	۰/۰۸۵	-۰/۰۹۱	۰/۹۲۷
EP	۰/۰۴۳۶	۰/۱۳۳۴	۰/۳۲۷	۰/۷۴۴	۰/۱۹۲	۰/۷۵۲۱	۰/۲۵۵	۰/۷۹۸
RF	-۲/۵۹۲	۶/۷۸۱۶	-۰/۳۸۲	۰/۷۰۳	۱۱۶/۸۸	۶۴/۴۸۳	۱/۸۱۲	۰/۰۷۴
INFL	-۰/۹۱۳	۱/۷۶۹	-۰/۵۱۶	۰/۶۰۷	-۹/۸۶۹	۵/۱۴۰۴	-۱/۹۱۹	۰/۰۵۹
MKT	۰/۰۰۹۸	۰/۰۰۲۲	۴/۳۴۱	۰/۰۰۰	۰/۰۱۹	۰/۰۱۸۸	۱/۰۲۹	۰/۳۰۷
SMB	۰/۷۸۵۸	۰/۲۷۳۵	۲/۸۷۲	۰/۰۰۵	-۱/۶۰۲۳	۰/۷۲۶۶	۲/۲۰۵	۰/۰۳۱
HML	۰/۰۰۰۲	۰/۰۰۰۴	۰/۶۴۴	۰/۵۲۱	-۰/۰۱۱	۰/۰۰۴۵	-۲/۴۷۷	۰/۰۱۵
ضریب تعین تعدیل شده	٪ ۴۷/۵۹				٪ ۲۱/۰۸			
دوربین واتسون	۱/۷۱۷				۱/۹۵۰			
آماره F	۱۰/۲۱۰۵				۳/۷۰۸۸			
احتمال (آماره F)	۰/۰۰۰				۰/۰۰۱۹			

فرضیه چهارم: با توجه به نگاره ۵، چون مقدار احتمال آماره F در هر دو گروه شرکت‌ها (شرکت‌های با مالکیت خصوصی و مالکیت دولتی) کمتر از ۰/۰۵ است، مدل هفتم و هشتم معنی‌دار است. مقدار آماره دوربین واتسون به ترتیب ۲/۱۲۱و ۲/۲۵۷ می‌باشد که این مقدار، عدم وجود خود همبستگی را نشان می‌دهد. در حالت کلی نتایج بدست آمده از نگاره (۵) نشان می‌دهد که، ضریب متغیر گرایش‌های احساسی سرمایه‌گذاران در شرکت‌های با مالکیت خصوصی و دولتی، به ترتیب ۰/۰۲۹- و ۰/۰۳۲۷۷ می‌با شد. با توجه به این‌که آماره t ضریب متغیر گرایش‌های احساسی سرمایه گذاران در هر دو گروه از شرکت‌ها معنادار می‌باشد، می‌توان در سطح اطمینان ۹۵٪ فرضیه چهارم پژوهش را تأیید کرد. این موضوع نشان دهنده این است که، اثر گرایش‌های احساسی سرمایه‌گذاران بر بازده سهام در شرکت‌های تحت کنترل دولتی نسبت به شرکت‌های تحت کنترل بخش خصوصی، بیشتر است.

نگاره (۵): نتایج تخمین مدل‌های هفتم و هشتم

$$R_{pt} = \beta_0 + \beta_1 SENT_t + \beta_2 EP_t + \beta_3 RF_t + \beta_4 INF_t + \beta_5 MKT_t + \beta_6 SMB_t + \beta_7 HML_t + \varepsilon_{it}$$

متغیر	متغیر وابسته: بازده سهام در شرکت‌های با مالکیت بخش خصوصی				متغیر وابسته: بازده سهام در شرکت‌های با مالکیت دولتی			
	ضریب برآوردی	خطای استاندارد	آماره t	احتمال	ضریب برآوردی	خطای استاندارد	آماره t	احتمال
C	۰/۱۲۳	۱/۰۶۹۹	۰/۱۱۵	۰/۹۰۸	-۰/۴۶۴۲	۰/۲۷۹۹	-۱/۶۵۸	۰/۱۰۲
SENT	-۰/۰۲۹	۰/۰۰۷۷	-۳/۷۶	۰/۰۰۰	۷۰/۰۳۲۷	۰/۰۰۵۹	۵/۴۹۹۹	۰/۰۰۰
EP	۰/۵۱۵	۰/۷۴۴۹	۰/۶۹۱	۰/۴۹۱	۰/۰۲۸۹	۰/۱۳۷۱	۰/۲۱۱	۰/۸۳۳
RF	۶/۷۵۳	۱۸/۶۸۴	۰/۳۶۱	۰/۷۱۹	۴/۰۲۲۵	۶/۱۴۹۱	۰/۶۵۴۱	۰/۵۱۵
INFL	-۵/۶۵	۳/۵۶۳۷	-۱/۵۸۶	۰/۱۱۷	-۰/۳۲۵۳	۱/۳۶۸۶	-۰/۲۳۷	۰/۸۱۲
MKT	۰/۰۰۶	۰/۰۰۸۴	۰/۸۲	۰/۴۱۵	۰/۰۱۳۶	۰/۰۰۲۸	۴/۸۶۱۲	۰/۰۰۰
SMB	۱/۷۱۳	۰/۵۷۲۷	۲/۹۹۱	۰/۰۰۳	۰/۸۱۳۴	۰/۱۳۰۴	۶/۲۳۴۵	۰/۰۰۰
HML	۰/۰۰۰	۰/۰۰۱۲	-۳/۱۴	۰/۰۰۲	۰/۰۰۰۶۲	۰/۰۰۱۱	۰/۵۴۴۵	۰/۵۸۸
ضریب تعین تعدیل شده	٪ ۱۹/۷۳				٪ ۵۵/۲۵			
دوربین- واتسون	۲/۱۲۱				۲/۲۵۷			
آماره F	۳/۴۹۳۴				۱۳/۵۲۴۱			
احتمال (آماره F)	۰/۰۰۳۱				۰/۰۰۰			

فرضـــیه پنجم: با توجه به نگاره ۶، چون مقدار احتمال آماره F در هر دو گروه شـــرکت‌ها (شرکت‌های دارای معاملات با اشخاص وابسته کمتر و بیشتر) کمتر از۰/۰۵ است، مدل نهم و دهم معنی‌دار اســت. مقدار آماره دوربین واتســون به ترتیب ۱/۹۸۶ و ۲/۰۶۲ می‌باشــد که این مقدار، عدم وجود خود همبستگی را نشان می‌دهد. در حالت کلی نتایج بد ست آمده از نگاره (۶) نشان می‌دهد که، ضریب متغیر گرایش‌های احساسی سرمایه‌گذاران در شرکت‌های دارای معاملات با اشخاص وابسته کمتر و بیشتر، به ترتیب ۰/۰۴۴- و ۰/۰۸۰۱ می‌باشد.

نگاره (۶): نتایج تخمین مدل‌های نهم و دهم

$$R_{pt} = \beta_0 + \beta_1 SENT_t + \beta_2 EP_t + \beta_3 RF_t + \beta_4 INF_t + \beta_5 MKT_t + \beta_6 SMB_t + \beta_7 HML_t + \varepsilon_{it}$$

متغیر	متغیر وابسته: بازده سهام در شرکت‌های با معاملات با اشخاص وابسته کمتر				متغیر وابسته: بازده سهام در شرکت‌های با معاملات با اشخاص وابسته بیشتر			
	ضریب برآوردی	خطای استاندارد	آماره t	احتمال	ضریب برآوردی	خطای استاندارد	آماره t	احتمال
C	۰/۸۱۲	۰/۸۹۶۲	۰/۹۰۶۶	۰/۳۶۸۰	-۰/۰۳۴	۴/۰۹۲۱	-۰/۰۰۸	۰/۹۹۳۳
SENT	-۰/۰۴۴	۰/۰۱۹۸	-۲/۲۶۰	۰/۰۲۴۸	۰/۰۸۰۱	۰/۰۳۳۸	۲/۳۶۷	۰/۰۱۸۸
EP	-۰/۴۰	۰/۴۳۸	-۰/۹۱۹	۰/۳۶۱۱	۰/۵۲۳۷	۲/۰۰۴۴	۰/۲۶۱۲	۰/۷۹۴۷
RF	۳۸/۹۰	۱۹/۶۸۳	۱/۹۷۶۵	۰/۰۵۲۴	۷۳/۵۳۴	۲۱/۹۰۴	۳/۳۵۷	۰/۰۰۰۸
INFL	-۰/۳۰	۴/۳۸۱	-۰/۰۶۹	۰/۹۴۴۴	-۲/۶۹	۲۰/۰۰۳	-۰/۱۳۴	۰/۸۹۳۴
MKT	۰/۰۱۴	۰/۰۰۶۹	۲/۰۰۸	۰/۰۴۵۲	۰/۰۴۴۵	۰/۰۴۱۰۶	۱/۰۸۴	۰/۲۸۲۴
SMB	۰/۵۹۵	۰/۱۸۸	۳/۱۶۷۷	۰/۰۰۱۶	۰/۵۵۷۴	۰/۱۸۴۸	۳/۰۱۵	۰/۰۰۲۶
HML	۰/۰۰۴	۰/۰۰۱۵	۳/۰۹۰۵	۰/۰۰۲۱	۰/۰۰۵۵	۰/۰۰۱۸۳	۳/۰۲۳	۰/۰۰۲۶
ضریب تعین تعدیل شده	٪ ۳۷/۶۹				٪ ۳۶/۸۷			
دوربین واتسون	۱/۹۸۶				۲/۰۶۲			
آماره F	۵/۸۸۲۲				۵/۹۰۱۴			
احتمال (آماره F)	۰/۰۰۰				۰/۰۰۰			

با توجه به این‌که آماره t ضریب متغیر گرایش‌های احساسی سرمایه گذاران در هر دو گروه از شرکت‌ها معنادار می‌باشد، می‌توان در سطح اطمینان ۹۵٪ فرضیه پنجم پژوهش را تأیید کرد این موضوع نشان دهنده این است که، اثرگرایش‌های احساسی سرمایه‌گذاران بر بازده سهام در شرکت‌هایی با معاملات با اشخاص وابسته بیشتر نسبت به شرکت‌هایی با معاملات با اشخاص وابسته کمتر، بیشتر است.

بحث و نتیجه‌گیری

نتایج بدست آمده از تجزیه و تحلیل آماری داده‌ها در خصوص هریک از فرضیه‌های تحقیق به شرح زیر می‌باشد:

تحلیل نتیجه آزمون فرضیه اول: نتایج حاصل از آزمون فرضیه اول که مورد تأیید قرار گرفت نشان داد اثر گرایش‌های احساسی سرمایه‌گذار بر قیمت سهام در شرکت‌هایی با مدیریت اقلام تعهدی بیشتر نسبت به شرکت‌هایی با مدیریت اقلام تعهدی کمتر، بیشتر است. همان‌طور که در مبانی نظری تحقیق بیان شد، بازی با ارقام مالی (مدیریت سود) می‌تواند تأثیر کاملا منفی، در هنگام کشف شدن برجا گذارد و تصور سایرین نسبت به عملکرد شرکت را تغییر دهد. به عبارتی هنگامی که دستکاری در ارقام مالی کشف می‌شود، شرکت ممکن است اطمینان بازار را از دست دهد و این امر باعث کاهش شدید قیمت اوراق بدهی و سرمایه شرکت در نتیجه واکنش‌های احساسی سرمایه‌گذاران شود. نتیجه این تحقیق با نتایج تحقیق‌های مافورد و کومیسکی (۲۰۰۲) و فرث و همکاران (۲۰۱۵) مطابقت دارد.

تحلیل نتیجه آزمون فرضیه دوم: نتایج حاصل از آزمون فرضیه دوم که مورد تأیید قرار گرفت نشان داد اثر گرایش‌های احساسی سرمایه‌گذاران بر قیمت سهام در شرکت‌هایی با گزارش حسابرسی غیرمقبول نسبت به شرکت‌هایی با گزارش حسابرسی مقبول، بیشتر است. به عبارت دیگر اظهار نظر غیرمقبول سطح عدم قطعیت یا جنجال نسبت به اعداد سود آینده و حال شرکت را افزایش می‌دهد که این امر توانایی بازار در استنباط جریان‌های نقدی حال و آینده شرکت را با توجه به اطلاعات مالی محدود می‌کند. و منجر به تصمیم‌گیری‌های مبتنی بر قضاوت‌های ذهنی می‌گردد. نتیجه این تحقیق با نتایج تحقیق چوی و جتر (۱۹۹۲) و فرث و همکاران (۲۰۱۵) مطابقت دارد.

تحلیل نتیجه آزمون فرضیه سوم: نتایج حاصل از آزمون فرضیه سوم که مورد تأیید قرار نگرفت نشان داد تفاوت میان اثر گرایش‌های احساسی سرمایه‌گذاران بر قیمت سهام در شرکت‌های حسابرسی شده به وسیله سازمان حسابرسی و شرکت‌های حسابرسی شده توسط سایر موسسات، معنادار نمی‌باشد. علت این امر وجود دیگر موسسات حسابرسی بزرگ (بر اساس معیارهایی از قبیل رتبه، درآمد و..) علاوه بر سازمان حسابرسی در میان موسسات حسابرسی معتمد بورس اوراق بهادار تهران می‌باشد. همچنین در نمونه مورد بررسی به طور

متوسط بیشتر از نصف شرکت‌هایی که توسط سازمان حسابرسی، حسابرسی شده‌اند، دولتی می‌باشند. بنابراین با توجه به یافته پنجم پژوهش حاضر مبنی بر بیشتر بودن اثر گرایش‌های احساسی سرمایه‌گذاران بر قیمت سهام شرکت‌های با مالکیت دولتی نسبت به شرکت‌های با مالکیت خصوصی و همچنین ادبیات نظری تحقیق می‌توان بیان داشت که شرکت‌های حسابرسی شده به‌وسیله سازمان حسابرسی الزاما شرکت‌های با شفافیت شرکتی بیشتر نمی‌باشند. نتیجه این تحقیق مغایر با نتایج تحقیق فرث و همکاران (۲۰۱۵) می‌باشد.

تحلیل نتیجه آزمون فرضیه چهارم: نتایج حاصل از آزمون فرضیه چهارم که مورد تأیید قرار گرفت نشان داد اثر گرایش‌های احساسی سرمایه‌گذاران بر قیمت سهام در شرکت‌های تحت کنترل دولتی نسبت به شرکت‌های تحت کنترل بخش خصوصی، بیشتر است. طبق ادبیات تحقیق، شرکت‌های دولتی انگیزه‌های مبتنی بر بازار و مبتنی بر مدیریت کمتری برای ارائه اطلاعات حسابداری معتبر به بازار نسبت به آنچه که شرکت‌های خصوصی انجام می‌دهند دارند. همچنین از آن‌جا که شرکت‌های دولتی ممکن است برای کسب کمک‌های دولتی و تبعیض‌آمیز اقدام به ارائه گزارشات مالی غیر شفاف کنند. این نگرانی در خصوص ارائه اطلاعات غیرشفاف در میان سرمایه‌گذاران می‌تواند واکنش‌های غیرمنطقی ایشان را به همراه داشته باشد. نتیجه این تحقیق با نتایج تحقیق حیدرپور و همکاران (۱۳۹۲)، اعتمادی و همکاران (۱۳۸۸) و فرث و همکاران (۲۰۱۵) مطابقت دارد.

تحلیل نتیجه آزمون فرضیه پنجم: نتایج حاصل از آزمون فرضیه پنجم که مورد تأیید قرار گرفت نشان داد اثر گرایش‌های احساسی سرمایه‌گذاران بر قیمت سهام در شرکت‌هایی با معاملات با اشخاص وابسته بیشتر نسبت به شرکت‌هایی با معاملات با اشخاص وابسته کمتر، بیشتر است. مطابق با ادبیات تحقیق، قیمت‌های استفاده شده برای معاملات با اشخاص وابسته، ضرورتا مبتنی بر اصل ارزش منصفانه نمی‌باشد و شرکت‌ها از معاملات با اشخاص وابسته، به عنوان وسیله‌ای برای انتقال منابع با ارزش به شرکت‌های وابسته استفاده می‌نمایند و با توجه به این‌که معاملات با اشخاص وابسته یکی از نشانه‌های حسابداری متهورانه است، نگرانی در خصوص استفاده هدفمند از این معاملات و عدم افشا یا کافی نبودن افشای آن‌ها در میان سرمایه‌گذاران وجود دارد. که این امر می‌تواند تصمیم‌گیری‌های مبتنی بر قضاوت‌های ذهنی سرمایه‌گذاران را به همراه داشته باشد. نتیجه این تحقیق با نتایج تحقیق لو و همکاران (۲۰۱۰) و فرث و همکاران (۲۰۱۵) مطابقت دارد.

پیشنهادهای کاربردی

نتایج تحقیق حاضر نشان داد که شفافیت شرکتی می‌تواند نقش مهمی را در تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاران ایفا نماید. بر مبنای نتایج بدست آمده از تحقیق حاضر به استفاده‌کنندگان صورت‌های مالی از جمله سرمایه‌گذاران پیشنهاد می‌گردد که با توجه به نقش شفافیت شرکتی در اتخاذ تصمیات مبتنی بر قضاوت‌های ذهنی و منطقی سهامداران و اهمیت آن در تغییرات قیمت سهام، قبل از اتخاذ تصمیمات مربوط به سرمایه‌گذاری در سهام شرکت‌ها، به معیارهای شفافیت شرکتی و شاخص گرایش‌های احساسی سرمایه‌گذاران به عنوان یک عامل تغییرات در بازارهای مالی، که در این تحقیق مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفت، توجه بیشتری مبذول دارند.

پیشنهاد برای تحقیقات آتی

در تحقیقات آتی محققان می‌توانند اثر گرایش‌های احساسی سرمایه‌گذاران بر قیمت سهم را با توجه به معیارهای دیگر از قبیل کارایی بازار، شاخص‌های کلان اقتصادی، سیاست‌های پولی، فرهنگ و... مورد بررسی قرار دهند. همچنین به بررسی نقش گرایش‌های احساسی سرمایه‌گذاران در ایجاد حباب‌های قیمتی بپردازند.

محدود یت‌ها

۱. با توجه به روش نمونه‌گیری مورد استفاده در این پژوهش، بسیاری از شرکت‌های عضو جامعه‌ی آماری به دلیل نداشتن برخی ویژگی‌های موردنظر از نمونه‌ی آماری حذف شده‌اند لذا در تعمیم نتایج حاصل از پژوهش به کلیه‌ی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، باید احتیاط لازم به عمل آید.

۲. تعداد کم اعضاء جامعه و نمونه تحقیق که ممکن است نتایج تحقیق را تحت تأثیر قرار دهد.

۳. به دلیل محاسبات در دستیابی به رقم نهایی یک متغیر، از خطای موجود محاسباتی نیز به عنوان یکی از عوامل محدود کننده می‌توان نام برد.

۴. با توجه به محدود بودن قلمرو زمانی به سال‌های ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۳، در تعمیم نتایج به بازه‌ی زمانی قبل و بعد از دوره مذکور باید احتیاط لازم عمل شود.

پی‌نوشت‌ها

۱	Baker &Wurgler	۲	Wu & Et. al.
۳	Big 4	۴	Firth et al.
۵	Closed-end fund discounts	۶	market turnover
۷	The number of initial public offerings	۸	IPO first-day returns
۹	The share of equity issues in new financing	۱۰	the growth of investment accounts
۱۱	the growth of savings deposits	۱۲	Ritter
۱۳	Greenwood and Nagel	۱۴	Samual Dipiazza and Robert Eccles
۱۵	Bushman, piotroski and smith	۱۶	Carol & Christine
۱۷	Choi and Jeter	۱۸	Noise
۱۹	Defond et al.	۲۰	Hamilton
۲۱	Bushman et al.	۲۲	Ball et al.
۲۳	Shleifer and Vishny	۲۴	Related-Party Transactions
۲۵	Lo et al.	۲۶	Aggressive accounting
۲۷	Gordon & Henry	۲۸	Equity Market Sentiment Index
۲۹	Hsiu J. F.	۳۰	Factor Analysis
۳۱	Dechow	۳۲	Hutton
۳۳	Kuan et al.		

منابع

آذر، عادل؛ رستمی، محمدرضا و محمد صفری. (۱۳۹۲). تحلیل مقایسه‌ای عوامل مؤثر در قیمت‌گذاری زیر ارزش ذاتی در عرضه عمومی اولیه سهام شرکت‌های دولتی و غیردولتی؛ مطالعه موردی: شرکت‌های پذیرفته در بورس اوراق بهادار تهران در سال‌های ۱۳۸۰ تا ۱۳۸۸. *دو فصلنامه اندیشه مدیریت راهبردی، سال هفتم، شماره اول*، صص ۱۸۵-۱۵۷.

تقی پوریان گیلانی، یوسف؛ سیدمحمدرضا رئیس زاده و محبوبه زره داریان. (۱۳۹۴). اثر آگاهی سرمایه‌گذار و نگرش به ریسک درک شده بر رفتار سرمایه‌گذاران بورس اوراق بهادارتهران، کنفرانس بین المللی دست آوردهای نوین پژوهشی مدیریت حسابداری اقتصاد، تهران، موسسه

آموزش عالی نیکان، https: //www. civilica. com/Paper-ACONF01-ACONF01_074. html

حیدرپور، فرزانه؛ تاری وردی، یداله و مریم محرابی. (۱۳۹۲). تأثیر گرایش‌های احساسی سرمایه گذاران بر بازده سهام. *فصلنامه دانش مالی تحلیل اوراق بهادار، دوره ۶، شماره ۱*، صص ۱۳-۱.

خالقی مقدم، حمید و علیرضا خالق. (۱۳۸۸). شفافیت شرکتی در ایران و عوامل موثر بر آن. *مطالعات تجربی حسابداری مالی، شماره ۲۱*، صص ۳۱-۶۰.

رهنمای رودپشتی، فریدون؛ حاجی‌ها، زهره و علی زارعی سودانی. (۱۳۸۷). کارکرد مالی رفتاری در تبیین پایگاه علمی برای تجزیه و تحلیل سهام. *فصلنامه تولید علم، سال سوم، شماره ۷، تابستان.*

سینایی، حسنعلی و عبدالله داودی. (۱۳۸۸). بررسی رابطه شفاف‌سازی اطلاعات مالی و رفتار سرمایه-گذاران در بورس اوراق بهادار تهران. *دوفصلنامه تحقیقات مالی، دوره ۱۱، شماره ۲۷*، صص ۶۰-۴۳.

عطری، حسن و معصومه جمشیدی. (۱۳۹۳). بررسی میزان اهمیت عوامل موثر بر رفتار سرمایه‌گذاران سهام عادی در تالار بورس اوراق بهادار قم و مقایسه تطبیقی آن با رفتار سرمایه‌گذاران سهام عادی در تالار بورس اوراق بهادار تهران. پایان‌نامه کارشناسی ارشد حسابداری، دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران مرکزی.

فلاح شمس لیاستانی، میرفیض و راضیه رمضانی. (۱۳۹۵). بررسی نوسانات غیرمتعارف بر بروز رفتار توده‌وار در بورس اوراق بهادار تهران. پایان‌نامه کارشناسی ارشد حسابداری، دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران مرکزی.

یوسفی، راحله و ابوالفضل شهرآبادی. (۱۳۸۸). بررسی و آزمون رفتار توده‌وار سرمایه‌گذاران در بورس اوراق بهادار. *فصلنامه مدیریت توسعه و تحول، پیش‌شماره دوم*، صص ۶۴-۵۷.

Atri , H. , Jamshidi , M. (2015). Investigating the Importance of Factors Affecting the Behavior of Common Stock Investors in Qom Stock Exchange, And Comparing It With the Behavior of Common Stock Investors In Tehran Stock Exchange, MSc. Islamic Azad University, Central Tehran Branch. (In Persian)

Azar, A. , Rostami, M. R. , and Safari, M. (2014). A Comparative Analysis of Determinants of the Underpricing IPOs of Governmental and Non-governmental Companies; A Case Study of Accepted Governmental and Non-governmental Companies in Tehran Stock Exchange in 2002-2010. *Semi-Annully Strategic Management Thought (Management Thought) , 7 (1)* , 157-185. (In Persian)

Baker M, Wurgler J (2006) Investor sentiment and the cross-section of stock returns. *J. Financ,e* 61: 1645–1680.

Ball R, Kothari SP, Robin A. (2000). The effect of international institutional factors on properties of accounting earnings. *J. Accounting Econom*, 29: 151.

Bushman R. M. , O. Chen, E. Engle and A. Smith. (2004). Financial accounting information, organizational complexity and corporate governance system, Working Paper, University of North Carolina.

Bushman RM, Piotroski JD, Smith AJ. (2004). What determines corporate transparency. *J. Accounting Res, 42*: 207–252.

Carol A. Marquardt and Christine I. wide man. (2004). the effect of earning management on the valve relevance of accounting information. *journal of business finance and accounting, 31 (3) & (4):* 297- 332.

Choi SK. , Jeter DC.) 1992 (. The effects of qualified audit opinion on earnings response coefficients. *Journal of Accounting and Economics, 15 (2):* 229-248.

Dechow Patricia, Sloan Richard and Sweeney Amy P. (1995). Detecting earnings management. *The Accounting Review, 70, 2*: 193–225.

Defond, M. L. , T. J. Wong and S. Li. (2000). The impact of improved auditor independence on audit market concentration in Chian. *Journal of Accounting and Economics, 28*: 269-305.

Dipiazza, S. and Eccles, R. (۲۰۰۲). Building Public Trust, The future of Corporate Reporting John wiley & sons .

Fallahshams , M. , Ramezani , R. (2017). Investigating Unconventional Fluctuations on Massive Behavior In Tehran Stock Exchange, MSc. Islamic Azad University, Central Tehran Branch. (In Persian)

Fama EF, French KR. (1993). Common risk factors in the returns on stocks and bonds. *J. Financial Econom, 33*: 3–56.

Firth, M. , Wong, K. P. , & Wong, S. M. L. (2015). Corporate transparency and the impact of investor sentiment on stock prices. *Management Science, 61 (7)* , 1630-1647.

Gordon, E. A. and Henry, E. (2005). Related Party Transactions and Earnings Management. Retrieved from http: //papers. ssrn. com/sol3/ papers. Cfm abstract_id=612234&rec=1&srcabs=993532&alg=1& pos = 1 .

Greenwood R, Nagel S. (2009). Inexperienced investors and bubbles. *J. Financial Economic, 93*: 239–258.

Hamilton, J. (1978). Marketplace organization and marketability: NASDAQ, the stock exchange and the national market system. *Journal of Finance, Vol. 33*: 487-503.

Heidarpoor, F. , Tariverdi, Y. , and Mehrabi, M. (2014). The Impact of Investor Sentiment on The Stock Returns. *Quarterly Financial*

Knowledge of Security Analysis (Financial Studies) , 6 (1) , 1-13. (In Persian)

Hsiu J. F. (2006). Effect of Financial Information Transparency on Investor Behavior in Taiwan Stock Market. *ProQuest Database, 16 (3)* , 6- 22.

Hutton AP, Marcus AJ, Tehranian H. (2009). Opaque financial reports, r2, and crash risk. *J. Financial Econo, 94*: 67–86.

Khaleghi Moghaddam, H. , Khalegh, A. (2010). Corporate Transparency in Iran and Its Influential Factors. *Empirical Studies in Financial Accounting Quarterly, 6 (21)* , 31-60. (In Persian)

Kuan, L, Tower, G. , Rusmin, R. , J-L. W. Mitchell Van der Zahn. (2010). Related Party Transactions and Earnings Management. *Journal Akuntansi & Auditing Indonesia, 14 (2):* 93–115.

Lo AWY, Wong RMK, Firth M. (2010). Tax, financial reporting, and tunneling incentives for income shifting: An empirical analysis of the transfer pricing behavior of Chinese-listed companies. *J. Amer. Taxation Assoc, 32 (2):* 1–26.

Rahnamarodposhti , F. , Hajiha , Z. , and zareisodani , A. (2009). The Financial-Behavioral Function in Explaining The Scientific Base For Analyzing Stocks. *Quarterly Science Productin, 3 (7).* (In Persian)

Ritter, J. (1991). The long-run performance of initial public offerings. *Journal of Finance, 46*, 3-27.

Sinaei , H. , Davodi , A. (2010). Financial Information Transparency and Investor Behavior in Tehran Stock Exchange. *Semi-Annually Financial Research, 11 (27).* (In Persian)

Taghipouryan, Y. , Raiiszadeh, S. , and zarehdarian, M. (2016). The Impacts of Investor's Perception and Perceived Risk Perception on The investors Behavior of The Companies Listed in Tehran Stock Exchange. The International Conference on New Research in Management, Accounting and Economy, https: //www. civilica. com/PaperACONF01ACONF01_074. html. (In Persian)

Wu,Yanran. Han, Liyan. Tao, Ke. & Zhang, Zhongyuan. (2010). Investor Sentiment and the Day-of-the-Week Effect of Cross-Sectional Return. Available at www. ssrn. com

Yosefi, R. , Shahrabadi , A. (2010). Investigating and Testing the Massive Behavior of Investors in The Stock Exchange. *Quarterly Journal of Development & Evolution Management, 1388 (2)* , 57-64. (In Persian)

پژوهش‌های تجربی حسابداری

سال هشتم، شماره ۲۶، زمستان ۱۳۹۶ صص ۳۳ - ۵۲

رقابت بازار محصول و حق الزحمه حسابرسی: با تأکید بر نقش حاکمیت شرکتی

محمد مرادی*، فاطمه محقق**

تاریخ دریافت: ۹۵/۰۷/۲۳

تاریخ پذیرش: ۹۵/۱۱/۰۴

چکیده

هدف این پژوهش، بررسی رابطه بین رقابت بازار محصول و میزان حق الزحمه حسابرسی با در نظر گرفتن نقش حاکمیت شرکتی می‌باشد. در واقع پژوهش حاضر بر آزمون تجربی اثر حاکمیت شرکتی بر رابطه رقابت بازار محصول و میزان حق الزحمه حسابرسی متمرکز شده است. برای طراحی شاخصی که متغیر حاکمیت شرکتی را اندازه گیری کند از روش تاپسیس استفاده شده است. در این شاخص از شش معیار اندازه هیات مدیره، استقلال هیات مدیره، دوگانگی وظایف مدیرعامل، مالکیت نهادی، تمرکز مالکیت و حسابرس مستقل به عنوان ورودی استفاده می‌شود. نمونهٔ پژوهش، شرکتهای پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران و فرابورس ایران بین سال های ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۳ است. یافته‌های پژوهش حاکی از آن است که بین رقابت بازار محصول و میزان حق الزحمه حسابرسی رابطه مثبت و معناداری وجود دارد و ساز وکارهای حاکمیت شرکتی، بر این رابطه به صورت معکوس، اثرگذار بوده و از شدت این رابطه می‌کاهند.

واژه‌های کلیدی: رقابت بازار محصول، حق الزحمه حسابرسی، حاکمیت شرکتی.

طبقه‌بندی موضوعی: M41

DOI: 10.22051/jera.2017.12157.1469

*استادیار گروه حسابداری دانشکده مدیریت دانشگاه تهران، نویسنده مسئول، (moradimt@ut.ac.ir).

**دانشجوی دکتری حسابداری، دانشکده مدیریت و حسابداری، پردیس فارابی دانشگاه تهران، (mohaghegh71@ut.ac.ir).

مقدمه

وظیفه اصلی حسابرس، اعتباربخشی به صورت‌های مالی است. وی در مقابل ارائه این خدمت، منافعی از صاحبکار طلب می‌کند. این منافع از طریق حق‌الزحمه حاصل از انعقاد قرارداد با صاحبکار کسب می شود (خشوئی، رجبی؛ ۱۳۸۷). حسابر سان جهت قیمت‌گذاری خدمات حسابرسی از عوامل گوناگونی استفاده می‌کنند. یکی از عوامل موثر بر میزان حق‌الزحمه حسابرس، رقابت بازار محصول می‌باشد (دیانتی و همکاران، ۱۳۹۴).

منظور از رقابتی بودن بازار محصول این است که شرکت‌های مختلف در تولید و فروش کالا ر قابت تنگاتنگی دار ند و کالا های آن ها نسبت به دیگری برتری چندانی ندارد. (خدامی‌پور، برزایی؛ ۱۳۹۲). در شرایط رقابتی بازار محصول، هر شرکت تمام تلاش خود را به کار می گیرد تا بهترین عملکرد را از خود به نمایش گذا شته و از سایر رقبای خود پیشی گیرد. گذشت زمان و گسترش ارتباطات منجر به افزایش اهمیت میزان رقابت بازار محصول شده است.

با توجه به نتایج متناقض مطالعات پیشین، ارتباط بین رقابت بازار محصول و میزان حق الزحمه حسابرسی با استفاده از دو دیدگاه کاملا متفاوت توجیه می‌شود. بر اساس دیدگاه اول، با توجه به نظریه نمایندگی، تضاد منافع بالقوه‌ای بین مدیر و مالک وجود دارد (جنسن و مک لینگ، ۱۹۷۶). به همین سبب مدیران در شرایط رقابتی بازار محصول، برای کاهش این تضاد منافع و حضور در صحنه رقابت، تمام تلاش خود را به کار گرفته و شفافیت اطلاعاتی را تا حد امکان افزایش می‌دهند (هارت، ۱۹۸۳). افزایش شفافیت اطلاعاتی منجر به کاهش ریسک حسابرسی و به تبع آن سبب کاهش حق الزحمه حسابرسی می‌شود (کلاگ، ۱۹۸۴).

بر اساس دیدگاه دوم، وجود رقابت در بازار محصول، ریسک ورشکستگی و نقدینگی شرکت را افزایش می‌دهد (نیوتن، ۱۹۹۸). در این شرایط ریسک تجاری شرکت با توجه به افزایش احتمال ریسک ورشکستگی و نقدینگی در سطح بالایی مورد ارزیابی قرار گرفته و منجر به افزایش ریسک حسابرسی و میزان حق‌الزحمه خواهد شد (بل و همکاران، ۲۰۰۱).

از طرفی سازوکارهای حاکمیت شرکتی می‌تواند از طریق اعمال کنترل و نظارت بر مدیریت باعث حفظ منافع ذینفعان شده و تضاد منافع بالقوه بین مدیر و مالک را کاهش دهند و به دنبال آن ریسک حسابرسی نیز کاهش می‌یابد (آنگ و همکاران، ۲۰۰۰ مک نایت و ویر، ۲۰۰۹؛

سینگ و دیویدسون، ۲۰۰۳؛ کراچی و همکاران، ۱۹۹۹؛ روستن استین و ویات، ۱۹۹۰؛ فلورایکس، ۲۰۰۸). همچنین سازوکارهای حاکمیت شرکتی، نقش مهمی در کاهش ریسک ورشکستگی ایفا می‌کنند (لاکشان و همکاران، ۲۰۱۲). با توجه به این موضوع که ریسک ورشکستگی تابعی از ریسک تجاری و ریسک مالی است می‌توان نتیجه گرفت سازوکارهای حاکمیت شرکتی در کاهش ریسک تجاری موثر خواهند بود. بر اساس مطالب پیش گفته، حاکمیت شرکتی از طریق اثرگذاری بر دو مولفه ریسک تجاری و ریسک حسابرسی باعث تعدیل رابطه بین رقابت بازار محصول و میزان حق الزحمه حسابرسی خواهد شد.

ارتباط بین رقابت بازار محصول و میزان حق الزحمه حسابرسی در ادبیات پژوهش از جهات گوناگون مورد بررسی قرار گرفته است (وانگ، چویی؛ ۲۰۱۵. دیانتی و همکاران، ۱۳۹۴). لیکن با توجه به مبانی پیش گفته، اثر حاکمیت شرکتی بر این رابطه به شکل تجربی برای اولین بار در این پژوهش مورد بررسی قرار گرفته است.

مبانی نظری و پیشینه پژوهش

رقابت بازار محصول و حق الزحمه حسابرسی

بر اساس ادبیات موضوع، دو دیدگاه کاملاً متفاوت درباره رابطه بین رقابت بازار محصول و میزان حق الزحمه حسابرسی وجود دارد: نظریه نمایندگی و نظریه ریسک تجاری. بر اساس نظریه نمایندگی، با پیچیده‌تر شدن و گسترش روزافزون حجم فعالیت شرکت‌ها، مالکان به تنهایی قادر به اداره شرکت خود نبوده و در نتیجه، اداره امور را به مدیران تفویض می‌کنند. این تفویض اختیار، یک رابطه نمایندگی بین مدیر و مالک، شکل می‌دهد. با ایجاد رابطه نمایندگی، هر یک از طرفین در پی به حداکثر رساندن منافع شخصی خود می‌باشند. مسئله مهم آن است که الزاماً تابع مطلوبیت مدیر مشابه تابع مطلوبیت مالک نیست، از این رو تضاد منافع بالقوه‌ای بین طرفین قرارداد شکل می‌گیرد که این تضاد منافع باعث ایجاد هزینه نمایندگی می‌شود (جنسن و مک لینگ، ۱۹۷۶). مدیران در شرایط رقابتی بازار محصول، برای حضور در صحنه رقابت، صورت‌های مالی با قابلیت اتکای بیشتری ارائه می‌کنند (هارت، ۱۹۸۳). به سبب وجود شفافیت اطلاعاتی، هزینه نمایندگی ایجاد شده، کاهش یافته (ستایش و همکاران، ۱۳۸۹) و به دنبال آن ریسک حسابرسی کمتری توسط حسابرسان مورد ارزیابی قرار می‌گیرد. کاهش ریسک حسابرسی شناسایی شده از سوی حسابرسان، منجر به کاهش ماهیت، زمانبندی

اجرا و حدود روش‌های حسابرسی می‌شود. چنانچه حسابرس زمـــان انجـــام کـــار را کمتر از انـدازه بـرآورد کند، حق الزحمه کمتری را طلب خواهد کرد (باغی، ۱۳۹۴).

پژوهش‌های مختلفی وجود دارند که به صورت مستقیم و یا غیرمستقیم استدلال نموده‌اند که رقابت بازار محصول از طریق کاهش ریسک حسابرسی باعث کاهش میزان حق‌الزحمه خواهد شد. کریستی و زیمرمن (۱۹۹۴)، بر این باورند مدیرانی که برای شرکت ارزش افزوده مناسبی ایجاد نکرده‌اند، انگیزه بیشـتری برای دسـتکاری اطلاعات حسـابداری و پنهان کردن عملکرد نامطلوب خود دارند. نتایج حا صل از پژوهش گریفین و لونت (۲۰۱۱) حاکی از آن بود که در شرایط رقابتی بازار محصول به دلیل کاهش هزینه نمایندگی، میزان حق الزحمه حسابر سی نیز کاهش می‌یابد. جـاگی و ژول (۲۰۰۵)، نشـان دادنـد کـه افـزایش ریسـک حسابرسی و افزایش تلاش‌ها در نتیجه چنـین ریسـکی موجـب افـزایش حق الزحمه حسابرسـی می‌شود . برایان و همکاران (۲۰۱۶) در پژوهش خود به این نتیجه ر سیدند که بین مدیریت سود از طریق بازخرید ســهام و حق الزحمه حســابرســی رابطه مثبت و معناداری وجود دارد. بدین ترتیب می توان اسـتدلال نمود که افزایش احتمال مدیریت سـود از طریق افزایش سـطح ریسـک حسابرسی، میزان حق الزحمه درخواستی از سوی حسابرس را افزایش خواهد داد.

در نظریه ریســک تجاری، شــرکتی که در یک بازار رقابتی قرار دارد به میزان بیشــتری در معرض ریسک نقدینگی و ریسک ور شکستگی قرار می گیرد (نیوتن، ۱۹۹۸). در این شرایط حسابرس، ریسک تجاری صاحبکار را در سطح بالایی ارزیابی می کند. افزایش ریسک تجاری صاحبکار نیز منجر به افزایش ریسک حسابر سی می شود. ریسک حسابر سی ارزیابی شده از سوی حسابرسان، منجر به افزایش کار حسابرسی شده و میزان حق الزحمه حسابرسی را افزایش خواهد داد (بل و همکاران، ۲۰۰۱).

در این زمینه نیز پژوهش‌هایی صورت گرفته که به صورت مستقیم و یا غیرمستقیم ا ستدلال فوق را مورد تأیید قرار می‌دهد. اومالی (۱۹۹۳) بیان می کند که هرگاه فردی متحمل زیان مالی شــده باشــد، حتی در صــورت عدم وجود هر گونه تحریف با اهمیت در صــورت‌های مالی، می‌تواند از حســابرســان شــرکت شــکایت کند. پالمورس (۱۹۸۷) به وجود رابطه مســتقیم و معناداری بین ور شکستگی و دعاوی حقوقی علیه حسابر سان پی برد. بل و همکاران (۲۰۰۱) به این نتیجه ر سیدند که حق‌الزحمه حسابر سی برای صاحبکاران پرریسک، بالاتر می‌باشد. علاوه

بر این مورگان و استاکن (۱۹۹۸) دریافتند که میزان حق الزحمه حسابرسی با افزایش سطح ریسک تجاری افزایش می‌یابد. اشمیت (۱۹۹۷) در پژوهش خود بر این باور بود که رقابت بازار محصول، احتمال انحلال شرکت را افزایش می‌دهد. اوکیف و همکاران (۱۹۹۴) در پژوهش خود ادعا کردند که شرکت‌های موجود در صنایع رقابتی نسبت به سایر شرکت‌ها، ریسک تجاری (صاحبکار) بیشتری دارند. که این ریسک تجاری صاحبکار نیز به نوبه خود بر ریسک تجاری حسابرس تأثیر می‌گذارد. وانگ و همکاران (۲۰۱۵) در پژوهش خود به بررسی رابطه بین رقابت بازار محصول و حق الزحمه حسابرسی پرداختند. نتایج حاصل شده حاکی از وجود رابطه مثبت و معنادار بین رقابت بازار محصول و میزان حق الزحمه حسابرسی بود.

اثر حاکمیت شرکتی بر رابطه رقابت بازار محصول و حق الزحمه حسابرسی

سازوکارهای حاکمیت شرکتی شامل سازوکارهای درون سازمانی و برون سازمانی، ابزاری است که از طریق آن می‌توان شفافیت شرکتی را بهبود بخشید (حساس یگانه، ۱۳۹۵). طبق مطالعات نظری (آنگ و همکاران، ۲۰۰۰؛ مک نایت و ویر، ۲۰۰۹؛ سینگ و دیویدسون، ۲۰۰۳؛ کراچی و همکاران، ۱۹۹۹؛ رو ستن ا ستین و ویات، ۱۹۹۰؛ فلورایکس، ۲۰۰۸) شماری از سازوکارهای حاکمیت شرکتی وجود دارد که در صورت وجود منجر به کاهش هزینه نمایندگی می‌شوند. ذینفعان شرکت به وسیله این سازوکارها می‌توانند بر مدیران و اعضای هیئت‌مدیره به گونه‌ای اعمال کنترل نمایند که منافع آن‌ها حفظ شود. به عبارت دیگر حاکمیت شرکتی ابزاری ا ست که بر مبنای آن ذینفعان مختلف با اعمال قوانین خا صی که در چارچوب مقررات و آیین نامه شرکت گنجانده می شود، بر شرکت اعمال کنترل می کنند (جنسن، مک لینگ؛ ۱۹۷۶). حفظ منافع ذینفعان و اعمال کنترل بر عملکرد شرکت از طریق سازوکارهای حاکمیت شرکتی منجر به کاهش تضاد منافع بین مالکان و مدیران و هزینه نمایندگی خواهد شد. همچنین دیلمی و همکاران (۱۳۹۵) در پژوهش خود به این نتیجه ر سیدند که بین شاخص ترکیب هیأت‌مدیره (به عنوان یکی از سازوکارهای حاکمیت شرکتی) و نوسان بازده سهام، رابطه منفی و معناداری وجود دارد. کارکرد اصلی هیات‌مدیره، نظارت بر عملکرد مدیران، کاهش هزینه نمایندگی و حفاظت از منافع سهامداران است. لذا می‌توان بر اساس نتایج حاصل از این پژوهش استدلال نمود ترکیب مناسب هیأت‌مدیره از طریق کاهش هزینه نمایندگی می‌تواند بر رابطه بین رقابت بازار محصول و حق‌الزحمه حسابرسی اثرگذار باشد.

همچنین سازوکارهای حاکمیت شرکتی از طریق اعمال کنترل بر شرکت می‌توانند نقش مناسبی در کاهش ریسک ورشکستگی ایفا کنند (لاکشان و همکاران، ۲۰۱۲). ریسک ورشکستگی تابعی از ریسک تجاری و ریسک مالی است؛ یعنی ترکیبی از این دو نوع ریسک می‌تواند شرکت را به ورشکستگی بکشاند.

بنابراین یکی از عوامل موثر بر ریسک تجاری و ریسک ورشکستگی، وجود سازوکارهای حاکمیت شرکتی است. یافته‌های حاصل پژوهش لاکشان و همکاران (۲۰۱۲) نشان داد، حاکمیت شرکتی با احتمال وقوع ورشکستگی رابطه منفی دارد. نتایج پژوهش ایلیزر و همکاران (۲۰۰۸) حاکی از آن است که شرکت‌های با درصد بالای اعضای غیرموظف هیئت مدیره و مالک – مدیران، کمتر در معرض ورشکستگی قرار دارند. برانو و همکاران (۲۰۰۸) نشان دادند، شرکت‌های با حاکمیت شرکتی قوی‌تر، هزینه بدهی کمتر و اعتبار بیشتری داشته و احتمال ورشکستگی آن‌ها در سطح پایین‌تری ارزیابی می‌شود. گاپتا و همکاران (۲۰۱۶) نیز در پژوهش خود به این نتیجه رسیدند در شرکت‌هایی با رقابت شدید، سازوکارهای حاکمیت شرکتی از اهمیت کمتری برخوردار هستند. حساس‌یگانه (۱۳۹۵) در پژوهش خود استدلال نمود که سازوکارهای حاکمیت شرکتی منجر به کاهش مدیریت سود واقعی شده و بدین طریق ریسک تجاری شرکت نیز کاهش می‌یابد. نتایج پژوهش ستایش و همکاران (۱۳۹۳) نیز نشان داد که در صد مدیران غیرموظف هیأت مدیره یکی از دلایل ورشکستگی شرکت‌ها به شمار می‌رود.

بر اساس مطالب پیش گفته می‌توان نتیجه گرفت که سازوکارهای حاکمیت شرکتی از طریق اعمال کنترل بر شرکت می‌توانند "رابطه نمایندگی" و همچنین "ریسک تجاری" (که توجیه‌کننده رابطه بین رقابت بازار محصول و حق الزحمه حسابرس هستند) را تحت تأثیر قرار دهند و طبعاً رابطه بین متغیرهای مذکور را تعدیل کنند.

فرضیه‌های پژوهش

با توجه به مبانی نظری و پیشینه بیان شده، فرضیه‌های پژوهش به شرح ذیل ارائه می‌گردد:

فرضیه ۱: بین رقابت بازار محصول و میزان حق الزحمه حسابرسی رابطه معناداری وجود دارد.

فرضیه ۲: وجود سازوکارهای حاکمیت شرکتی بر رابطه بین رقابت بازار محصول و میزان حق الزحمه حسابرسی موثر است.

روش پژوهش

این پژوهش بر اساس شیوه جمع‌آوری داده‌ها در حوزه تحقیقات توصیفی حسابداری قرار داشته و از جنبه هدف، کاربردی و از نظر روش از نوع همبستگی – تحلیل رگرسیون می‌باشد. در این پژوهش از صورت‌های مالی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس و اوراق بهادار تهران و سامانه اطلاع رسانی ناشران کدال و نرم‌افزار ره‌آورد نوین برای تأیید درستی یا نادرستی فرضیه‌های مطرح شده، استفاده شده است. شایان ذکر است، تجزیه‌تحلیل نهایی داده‌ها به کمک نرم افزارهای Stata وEViews انجام گرفته است.

مدل پژوهش و نحوه اندازه گیری متغیرها

مدل پژوهش به صورت زیر ارائه می گردد:

$$Laf_{ijt} = a_0 + \beta_1 Hindex_{jt} + \beta_2 Hindex_{jt} \times CG_{it} + \beta_3 CG_{it} + \beta_4 Size_{ijt} + \beta_5 Current_{ijt} + \beta_6 Quick_{ijt} + \beta_7 Roa_{ijt} + \beta_8 Lev_{ijt} + \beta_9 Loss_{ijt} + \beta_{10} Switch_{ijt} + \beta_{11} IPO_{ijt} + \varepsilon_{ijt}$$ مدل (۱)

که در این مدل متغیرها به شرح زیر تعریف عملیاتی می‌شوند:

Laf_{ijt}: لگاریتم طبیعی میزان حق‌الزحمه حسابرسی

$Hindex_{jt}$: لگاریتم طبیعی شاخص هرفیندال هریشمن برای محاسبه رقابت بازار محصول

CG_{it}: شاخص حاکمیت شرکتی i در دوره t

Size: لگاریتم طبیعی کل دارایی‌های شرکت

ROA: نسبت سود قبل از بهره و مالیات به کل دارایی‌ها

Current: نسبت دارایی جاری به کل بدهی‌های جاری

Quick: نسبت دارایی‌های جاری به جز موجوی کالا به بدهی جاری

IPO: در صورت عرضه اولیه سهام برابر با (۱) و در غیر این صورت (۰) خواهد بود.

Lev: بدهی بلندمدت نسبت به کل دارایی‌ها

Loss: در صورت وجود زیان خالص برابر با (۱) و در غیر این صورت (۰) خواهد بود.

Switch: اگر موسسه حسابرسی تغییر کند برابر با (۱) و در غیر این صورت (۰) خواهد بود .

ε: خطای برآورد

متغیرهای پژوهش

حق‌الزحمه حسابرس: در این پژوهش متغیر وابسته، حق‌الزحمه حسابرس است که به صورت لگاریتم طبیعی حق الزحمه حسابرسی در مدل وارد می‌شود.

رقابت بازار مح صول: متغیر مستقل نیز رقابت بازار محصول می‌باشد. برای اندازه گیری میزان رقابت بازار محصول از شاخص هرفیندال هیر شمن استفاده شده است. هدف اصلی این شاخص محاسبه وضعیت رقابتی (انحصار) در بازار محصول می‌باشد. این شاخص به صورت مجموع مربعات درصد سهام بازار تعریف می‌گردد.

$$Herfindahl - index = \sum_{i=1}^{N} (\frac{S_i}{S})^2$$

در این شاخص N نشان دهنده تعداد شرکت مورد بررسی است. درآمد فروش شرکت i ام با نماد s_i نشان داده شده است و S نشان دهنده کل درآمد فروش در صنعت می‌باشد. هر چقدر این شاخص بزرگتر باشد بدین معنی است که صنعت متمرکزتر است (هو و رابینسون، ۲۰۰۶). برای کنترل چولگی نسبت تمرکز، این متغیر به صورت لگاریتم طبیعی شاخص هرفیندال-هیرشمن وارد مدل می‌شود.

حاکمیت شرکتی: متغیر تعدیل‌کننده پژوهش، شاخص حاکمیت شرکتی می‌باشد. با استفاده از روش تاپسیس، شاخصی به منظور رتبه بندی شرکت‌های نمونه بر اساس حاکمیت شرکتی ساخته شده است. مهرانی، نوروزی (۱۳۹۴) نیز در پژوهش خود برای سنجش شاخص حاکمیت شرکتی از این روش استفاده کرده‌اند. شاخص مزبور از شش معیار اندازه هیأت

مدیره، اســتقلال هیأت مدیره، دوگانگی وظایف مدیرعامل، مالکیت نهادی، تمرکز مالکیت و حسابرس مستقل تشکیل شده است.

مدل تاپسـیس توسـط هوانگ و یون در سـال ۱۹۸۱ پیشـنهاد شـد. این مدل یکی از بهترین مدل‌های تصـمیم‌گیری چند شـاخصـه اسـت و از آن اسـتفاده زیادی می‌شـود. در این روش m گزینه بو سیله n شاخص، مورد ارزیابی قرار می‌گیرد. ا ساس این تکنیک بر این مفهوم ا ستوار اسـت که گزینه انتخابی باید کمترین فاصـله را با راه‌حل ایده‌آل مثبت (بهترین حالت ممکن) و بیشترین فاصله را با راه حل ایده‌آل منفی (بدترین حالت ممکن) داشته باشد. فرض بر این است که مطلوبیت هر شاخص، بطور یکنواخت افزایشی یا کاهشی است.

معیارهای مورد ا ستفاده در سنجش شاخص حاکمیت شرکتی به شرح زیر تعریف عملیاتی می‌شوند:

- اندازه هیأت‌مدیره: تعداد اعضای هیأت‌مدیره
- استقلال هیأت‌مدیره: استقلال هیأت‌مدیره به صورت تعداد اعضای غیرموظف (مستقل) در ترکیب هیأت‌مدیره تقسیم بر تعداد کل اعضای هیات‌مدیره تعریف عملیاتی می‌شود.
- دوگانگی وظایف مدیرعامل: برای شـرکت‌هایی که مدیرعامل رئیس هیأت‌مدیره اسـت مقدار این معیار عدد (۱) و برای سایر شرکت‌ها (۰) در نظر گرفته شده است.
- مالکیت نهادی: منظور از مالکیت نهادی در صدی از سهام یک شرکت سهامی ا ست که متعلق به بانک‌ها، بیمه‌ها، صندوق‌های بازنشستگی، شرکت‌های سرمایه‌گذاری، سازمان‌ها و... می‌باشد.
- تمرکز مالکیت: تمرکز مالکان نهادی به وسیله شاخص هرفیندال هریشمن محاسبه می‌شود.
- نوع حسابرس مستقل: اگر امتیاز کنترل کیفیت حسابرس الف باشد، عدد (۱) و در غیر این صورت عدد (۰) اختصاص می‌یابد.

شـرکت‌هایی که بر اسـاس این شـاخص رتبه حاکمیت شـرکتی بزرگتر و نزدیک به یک دارند، نسـبت به سـایر شـرکت‌ها از مکانیسـم‌های حاکمیت شـرکتی مطلوب تری برخوردار می‌باشند.

اندازه شرکت: یکی از عوامل موثر بر میزان حق‌الزحمه حسابرسی، اندازه صاحبکار می‌باشد (سیمونیک، ۱۹۸۰) که به صورت لگاریتم طبیعی کل دارایی‌های شرکت مورد سنجش قرار گرفته است.

بازده دارایی‌ها: با توجه به اینکه هر چه بازده دارایی‌ها بیشتر باشد، ریسک ورشکستگی در سطح پایین‌تری مورد ارزیابی قرار می‌گیرد، ضریب منفی برای این متغیر، پیش بینی می‌گردد (وانگ، چویی؛ ۲۰۱۵).

نسبت جاری: این نسبت به هر میزان، بیشتر باشد، ریسک ورشکستگی در سطح پایین‌تری مورد ارزیابی قرار می‌گیرد (گریفین، لونت؛ ۲۰۱۱).

نسبت آنی: به سبب آنکه مقدار بالای این متغیر به کاهش ریسک ورشکستگی دلالت دارد، انتظار می‌رود دارای ضریب منفی باشد (وانگ، چویی؛ ۲۰۱۵).

عرضه اولیه سهام: با توجه به اینکه حسابرسان در سال اولیه عرضه سهام، متحمل کار و هزینه بیش از حد معمول خواهند شد، به همین دلیل تمایل دارند حق الزحمه بیشتری را به صاحبکار اعمال کنند (ونکاتارامن و همکاران، ۲۰۰۸).

نسبت بدهی: افزایش در نسبت بدهی به علت تأکید بر رابطه نمایندگی بین مدیریت و اعتباردهندگان، تقاضا برای خدمات حسابرسی و میزان حق الزحمه را افزایش خواهد داد (خشوئی، رجبی؛ ۱۳۸۷).

زیان خالص: انتظار می‌رود ضریب متغیر زیان خالص، مثبت باشد. زیرا ریسک دعوی حقوقی در سال‌های زیان‌ده بیشتر بوده و تلاش بیشتر حسابرسی مورد نیاز خواهد بود (وانگ، چویی؛ ۲۰۱۵).

تغییر موسسه حسابرسی: گریفین، لونت (۲۰۱۱) در پژوهش خود به این نتیجه رسیدند که تغییر موسسه حسابرسی به صورت معناداری بر میزان حق الزحمه حسابرسی اثرگذار می‌باشد.

جامعه، نمونه، دوره زمانی پژوهش

جامعه آماری پژوهش، شامل کلیه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران و فرابورس ایران در بازه زمانی ۱۳۸۸ لغایت ۱۳۹۳ است. در انتخاب نمونه آماری شرایط زیر اعمال شده است:

۱. از سال ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۳ در بورس اوراق بهادار تهران حضور داشته باشند.

۲. شرکت‌ها نباید جزء شرکت‌های واسطه‌گری مالی شامل شرکت‌های سرمایه‌گذاری، بانک ها، بیمه‌ها و... باشند.

۳. اطلاعات مورد نیاز شرکت در دسترس باشد.

با اعمال شرایط فوق، تعداد نمونه آماری برابر ۹۵ شرکت معادل ۵۷۰ سال-شرکت گردید. برای کاهش اثر داده‌های پرت بر کل متغیرها، مشاهدات خارج از دامنه سه انحراف معیار نسبت به میانگین حذف شدند و تعداد کل مشاهدات به ۵۵۷ سال-شرکت رسید.

یافته‌های پژوهش

آمار توصیفی

خلاصه وضعیت آمار توصیفی متغیرهای پژوهش به شرح نگاره (۱) ارائه شده است.

نگاره (۱) نشان می‌دهد بازده دارایی‌های شرکت‌های نمونه به طور میانگین ۱۳/۱۷ درصد است. نسبت بدهی به طور متوسط ۶۰ درصد است. مجموع دارایی‌های جاری شرکت‌های نمونه ۱/۳۵ برابر بدهی‌های جاری است. همچنین دارایی‌های جاری به غیر از موجودی کالا نیز ۸۱ درصد بدهی جاری را تشکیل می‌دهد. میانگین تغییر موسسه حسابرسی (۰/۱۸) نشان دهنده آن است که تعداد کمی از شرکت‌های نمونه در دوره پژوهش تمایل به تغییر موسسه حسابرسی خود داشته‌اند. میانگین متغیر زیان خالص نیز (۰/۰۷) نشان دهنده آن است که بخش عمده شرکت‌های نمونه در طول دوره پژوهش در زمره شرکت‌های سودده قرار داشته اند.

نگاره (۱): آمار توصیفی

متغیر	میانگین	انحراف معیار	کشیدگی	چولگی	کمینه	میانه	بیشینه
لگاریتم طبیعی حق الزحمه	۱۹/۹۷	۰/۸۲	۰/۱۸	۴/۶۸	۱۶/۵۲	۱۹/۹۱	۲۳/۷۱
لگاریتم طبیعی رقابت بازار محصول	-۳/۷۴	۱/۹۹	-۱/۲۲	۴/۴۴	-۹/۸۱	-۳/۵۴	-۰/۴۸
لگاریتم طبیعی شاخص حاکمیت شرکتی	-۱/۳۱	۰/۳	۰/۴۵	۷/۳۹	-۱/۳۱	-۰/۱۱	-۲/۶۱
لگاریتم طبیعی رقابت در حاکمیت شرکتی	-۴/۹۷	۲/۲۱	-۰/۷۸	۴/۱۱	-۴/۸۶	-۰/۱۱	-۱۱/۱۶
اندازه شرکت	۲۰/۴	۱/۴۸	-۰/۲	۴/۰۶	۱۳/۴۸	۲۰/۴۴	۲۴/۴۹
نسبت جاری	۱/۳۵	۰/۶۵	۱/۳۵	۵/۶	۰/۲۲	۱/۲۳	۴/۲۶
نسبت آنی	۰/۸۱	۰/۴۵ .	۱/۳۳	۶/۳۵	۰/۰۷	۰/۷۸	۲/۸۹
بازده دارایی ها	۱۳/۱۷	۱۱/۹۲	۰/۴۷	۴/۰۵	-۲۸/۲۶	۱۱/۶۴	۵۹/۲۲
نسبت بدهی	۰/۶	۰/۱۹	۰/۱۶	۳/۱۸	۰/۱۱	۰/۶۱	۱/۱۷
تغییر موسسه حسابرسی	۰/۱۸	۰/۳۹	۱/۶۲	۳/۶۳	۰	۰	۱
زیان خالص	۰/۰۷	۰/۲۶	۳/۲۷	۱۱/۶۶	۰	۰	۱
عرضه اولیه سهام	۰/۰۱	۰/۱	۹/۴۸	۹۰/۸۴	۰	۰	۱

و در نهایت با توجه به رقم میانگین مربوط به متغیر عر ضه اولیه سهام می‌توان ا ستدلال نمود که بخش بسیار کمی از شرکت‌ها در طول دوره پژوهش، سهام خود را برای اولین بار عر ضه نموده اند. سه متغیر تغییر موسسه حسابرسی، زیان خالص و عرضه اولیه سهام نیز از جمله متغیرهای دوگانه در این پژوهش در نظر گرفته شده اند.

آزمون فرضیه‌های پژوهش

در این پژوهش برای آزمون "خودهمبستگی سریالی اجزای خطا"، "همخطی" و "ناهمسانی واریانس اجزای خطا" به ترتیب از "آماره دوربین واتسون"، "عامل تورم واریانس (VIF) " و "آزمون وایت" استفاده شده است. همچنین به منظور انتخاب روش برآورد مدل به صورت ترکیبی یا تلفیقی از آزمون F لیمر و به منظور انتخاب رویکرد اثرات ثابت یا تصادفی از آزمون هاسمن بهره گرفته شده است.

در ارتباط با آزمون خود همبستگی سریالی (استقلال) اجزای خطا با توجه به میزان آماره دوربین واتسون (۰/۷۸) فرضیه عدم وجود خود همبستگی سریالی بین اجزای خطا رد می‌شود. برای رفع خودهمبستگی سریالی خطا یک جزء جدید تحت عنوان AR به سمت راست معادله اضافه شده است. این عمل منجر به بهبود آماره دوربین واتسون مدل مورد بررسی خواهد شد. در نهایت با اضافه کردن جزء AR با مرتبه (۲)، آماره دوربین واتسون به عدد ۱/۹۳ ارتقا یافته و مشکل مدل برطرف گردید.

به منظور بررسی هم‌خطی بین متغیرهای مستقل از معیار عامل تورم واریانس (VIF)استفاده شده است. با توجه به اینکه مقادیر آماره VIF برای سه متغیر اصلی مدل (شاخص هرفیندال هیرشمن، رقابت بازار محصول در شاخص حاکمیت شرکتی و شاخص حاکمیت شرکتی) بسیار بیشتر از ۱۰ می‌باشد، از این رو هم خطی شدیدی بین متغیرهای مذکور وجود دارد. با عنایت به وجود متغیر تعدیل کننده در مدل، وجود هم خطی دور از انتظار نیست. به منظور برطرف کردن همخطی ایجاد شده در مدل از روش متمرکزسازی استفاده شده است. در این روش متغیر تعدیل کننده، حول محور میانگین متمرکز شده است. مطابق با نتایج نمایش داده شده در نگاره (۲) همخطی بین متغیرهای مستقل پژوهش از طریق متمرکزسازی متغیر تعدیل کننده، برطرف شده است.

نگاره (۲): آزمون همخطی توسط آماره VIF قبل و بعد از متمرکزسازی

متغیرهای مستقل	عامل تورم واریانس قبل از متمرکزسازی	عامل تورم واریانس بعد از متمرکزسازی
لگاریتم طبیعی رقابت بازار محصول	۳۸۴۷۴۸/۶	۱/۳۵
رقابت بازار محصول و شاخص حاکمیت شرکتی	۴۳۵۹۷۸/۹	۱/۰۴
شاخص حاکمیت شرکتی	۶۴۷۲/۱۴	۱/۳۹
اظهارنظر حسابرس	۱/۰۷	۱/۰۸
نسبت جاری	۱/۳۲	۱/۳۲
عرضه اولیه سهام	۱/۰۳	۱/۰۳
اهرم مالی	۱/۸۶	۱/۸۷
زیان	۱/۳۳	۱/۳۳
نسبت آنی	۱/۶۷	۱/۶۸
بازده دارایی	۱/۶۸	۱/۶۸
اندازه شرکت	۱/۱۵	۱/۱۵
تغییر حسابرس	۱/۰۴	۱/۰۴

بر اساس نتایج آزمون وایت، مقدار احتمال آماره F از ۰/۰۵ کمتر می‌باشد که نشان دهنده عدم رد ناهمسانی واریانس است. به منظور برطرف ساختن ناهمسانی واریانس در این پژوهش از روش تخمین GLS استفاده شده است.

نتایج حاصل از آزمون F لیمر و آزمون هاسمن در نگاره (۳) درج گردیده است.

نگاره (۳): نتایج آزمون لیمر و هاسمن مدل

نوع آزمون	آماره آزمون	مقدار آماره آزمون	درجه آزادی	معناداری
آزمون F لیمر	F	۱۷/۶۶	(۳/۵۵)	۰
آزمون هاسمن	χ^2	۲۱/۵۱	۱۲	۰

با توجه به نتایج فوق، در برآورد مدل باید از روش داده های ترکیبی استفاده شود .همچنین با توجه به آزمون هاسمن رویکرد مورد استفاده در برآورد مدل روش اثرات ثابت خواهد بود. در نگاره (۴) نتایج حاصل از برآورد مدل مورد بررسی ارائه گردیده است.

نگاره (۴): نتایج برآورد مدل

متغیر	ضریب متغیر	آماره t	معناداری
ضریب ثابت	۱۵/۷۸	۲۶/۲۴	۰
لگاریتم طبیعی رقابت بازار محصول	-۰/۰۵	-۴/۲۸	۰
رقابت بازار محصول و شاخص حاکمیت شرکتی	-۰/۰۵	-۲/۰۶	۰/۰۴
شاخص حاکمیت شرکتی	۰/۳۹	۳/۴۸	۰
نسبت جاری	-۰/۳۳	-۲/۴۱	۰/۰۲
عرضه اولیه سهام	۰/۲۷	۱/۵۵	۰/۱۲
اهرم مالی	۰/۳۸	۲/۳۲	۰/۰۲
زیان خالص	-۰/۱۸	-۱/۴۲	-۰/۱۶
نسبت آنی	-۰/۱۷	-۱/۷۵	۰/۰۸
بازده دارایی‌ها	-۰/۰۱	-۳/۱۳	۰
اندازه شرکت	۰/۲۴	۸/۷۵	۰
تغییر حسابرس	-۰/۰۲	-۰/۲۷	۰/۷۸
جزء اضافه شده (۱)	۱	۱۳/۰۷	۰
جزء اضافه شده (۲)	-۰/۵۲	-۵/۵۲	۰
آماره :F ۴۳/۲۶		ضریب تعیین تعدیل شده: ۰/۶۶	

با توجه به آماره احتمال F مدل (۴۳/۳۶) معنادار بودن کل مدل تایید می شود. ضریب تعیین تعدیل شده مدل نیز حاکی از آن است که ۶۶ درصد از تغییرات حق الزحمه حسابرس، توسط متغیرهای توضیح دهنده در مدل تبیین می شود .بر اساس نتایج ارائه شده در نگاره (۵) سطح معناداری آماره t مربوط به متغیر رقابت بازار محصول (۴/۲۸-)، کوچکتر از ۰/۰۵ می‌باشد. بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که در سطح معنی داری ۹۵ در صد رابطه مثبت و معنی داری بین رقابت بازار محصول و حق الزحمه حسابرسی وجود دارد. همچنین با توجه به اینکه سطح معنی‌داری آماره t مربوط به متغیر رقابت بازار محصول در شاخص حاکمیت شرکتی (۳. ۴۸) نیز کوچکتر از ۰/۰۵ می‌باشد. بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که در سطح معنی‌داری ۹۵ درصد، حاکمیت شرکتی بر رابطه بین رقابت بازار محصول و حق الزحمه حسابرس به صورت معکوس اثرگذار است.

همچنین یک رابطه منفی و معنی‌داری بین نسبت جاری شرکت و بازده دارایی‌ها با میزان حق الزحمه حسابرسی وجود دارد. علاوه براین، متغیر اهرم مالی و اندازه شرکت، رابطه مثبت و معنی‌داری با میزان حق الزحمه حسابرسی دارند. لازم به ذکر است که ضرایب برآورد شده برای متغیرهای مذکور در این مدل و ضرایب پیش بینی شده در مبانی نظری و پیشینه پژوهش یکسان می‌باشد.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

نتایج حاصل از این پژوهش حاکی از وجود یک رابطه معکوس بین میزان انحصار (تمرکز) در صنعت و میزان حق الزحمه حسابرسی است. به بیان دیگر در صنایعی که از انحصار بالاتری برخوردارند و در نتیجه میزان رقابت کمتری در آن‌ها مشاهده می‌شود، میزان حق‌الزحمه حسابرسی کمتری از سوی حسابرسان طلب خواهد شد در نتیجه بین رقابت بازار محصول و میزان حق الزحمه حسابرسی یک رابطه مثبت و معنادار وجود دارد. این نتیجه در راستای دیدگاه نظریه ریسک تجاری می‌باشد. بر اساس نظریه ریسک تجاری، شرکتی که در یک بازار رقابتی قرار دارد، در معرض ریسک ورشکستگی بالاتری قرار می‌گیرد. به همین سبب حسابرس، ریسک تجاری صاحبکار را در سطح بالایی ارزیابی و به تبع آن ریسک حسابرسی افزایش می‌یابد. افزایش ریسک حسابرسی منجر به افزایش ماهیت، زمانبندی اجرا و حدود روش‌های حسابرسی شده و در نهایت میزان حق الزحمه حسابرسی را افزایش می‌دهد. نتایج

حاصـــل از برآورد این مدل، مطابق یافته های نیوتون و همکاران (۱۹۹۸)، بل و همکاران، (۲۰۰۱)، اومالی (۱۹۹۳)، پالمورس (۱۹۸۷)، مورگان و اســـتاکن (۱۹۹۸)، اشـــمیت (۱۹۹۷)، اوکیف و همکاران، (۱۹۹۴) وانگ و همکاران (۲۰۱۵) می‌باشد.

همچنین یافته‌های تحقیق نشان می‌دهد ساز و کارهای حاکمیت شرکتی، بر رابطه بین رقابت بازار محصول و میزان حق الزحمه حسابرسی به صورت معکوس، اثرگذار هستند. به عبارت دیگر در شـرایط رقابتی بازار محصـول، به دلیل بالا بودن میزان ریسـک تجاری و به دنبال آن ریسک حسابرسی ارزیابی شده از سوی حسابرسان، میزان حق الزحمه بالاتری از سوی آن‌ها درخواسـت می‌گردد. حال در شـرایطی که شـرکت صـاحبکار دارای سـازوکارهای حاکمیت شرکتی مطلوب و مناسبی باشد، اثر رقابت بازار محصول بر میزان حق الزحمه حسابرسی تعدیل خواهد شد و افزایش حق الزحمه حسابرسی به سبب وجود رقابتی بودن بازار محصول به میزان کمتری خواهد بود.

بدین ترتیب نتایج حاصـــله، مطابق یافته‌های آنگ و همکاران (۲۰۰۰)، مک نایت و ویر (۲۰۰۹)، سـینگ و دیویدسـون (۲۰۰۳)، کراچی و همکاران (۱۹۹۹)، روسـتن‌اسـتین و ویات (۱۹۹۰)، فلورایکس (۲۰۰۸)، دیلمی و همکاران (۱۳۹۵)، لاکشان و همکاران (۲۰۱۲)، ایلیزر و همکارانش (۲۰۰۸)، برانو و همکاران (۲۰۰۸)، حساس یگانه (۱۳۹۵) می‌باشد.

با توجه به نتایج حاصل از این پژوهش، به موسسات حسابرسی پیشنهاد می‌گردد که برای تعیین میزان حق‌الزحمه حسـابرسـی به رقابتی بودن صـنعت مورد نظر توجه نموده و با توجه به عامل مذکور حق الزحمه بهینه‌ای را پیشـنهاد دهند. از طرفی شـرکت‌های صـاحبکار نیز، برای حداقل نمودن میزان حق الزحمه پرداختی به حســابرســان می‌توانند میزان رقابت موجود در صـــنعت و روش‌های کاهش اثرات حاصـــل از آن را مورد توجه و تجزیه‌تحلیل قرار دهند. در حال حاضـر مکانیسـم‌های حاکمیت شـرکتی در کشـور ایران به گونه‌ای مناسـب نهادینه نشـده اسـت، و پژوهش‌های مرتبط با این موضـوع می‌تواند توجه شـرکت‌ها و نهادهای مختلف را به این موضوع جلب کند. با توجه به اینکه در این پژوهش اثر مکانیسم‌های حاکمیت شرکتی به صـورت غیرمسـتقیم بر حق الزحمه حسـابرسـی تشـریح شـد، می‌توان در پژوهش‌های آتی اثر مستقیم مکانیسم‌های حاکمیت شرکتی بر میزان حق‌الزحمه حسابرسی را مورد سنجش قرار داد. همچنین پیشـنهاد می‌شـود، جهت سـنجش رقابت بازار محصـول علاوه بر شـاخص هرفیندال

هیرشمن، از شاخص‌های دیگری نظیر، شاخص لرنر، و لرنر تعدیل شده نیز استفاده گردد تا اثر آن‌ها بر نتایج مدل ارزیابی گردد.

منابع

حساس یگانه، یحیی. (۱۳۹۵). تأثیر سازوکارهای حاکمیت شرکتی بر کیفیت حسابرسی و مدیریت سود واقعی. *پژوهش‌های تجربی حسابداری، شماره ۲۰*، ۲۳-۴۵.

خدامی پور، احمد؛ برزایی، یونس. (۱۳۹۲). بررسی رابطه رقابت بازار محصول با ساختار هیأت مدیره و کیفیت افشا. *دانش حسابداری، شماره ۱۴*. ۵۱-۶۶.

دیانتی دیلمی، زهرا؛ بیاتی، مرتضی. (۱۳۹۴). رابطه بین رقابت بازار محصول و حق الزحمه حسابرس مستقل. *پژوهشنامه حسابداری مالی و حسابرسی، شماره ۲۷*، ۲۳-۳۸.

دیلمی، صفیه؛ صفری گرایلی، مهدی (۱۳۹۵). بررسی رابطه کیفیت حاکمیت شرکتی و نوسان بازده سهام. *پژوهش‌های تجربی حسابداری، شماره (۲۱)*، ۱۲۶-۱۱۵.

رشیدی باغی، محسن. (۱۳۹۴). بررسی چسبندگی حق الزحمه حسابرسی. *بررسی‌های حسابداری و حسابرسی، شماره ۸۴*، ۴۴۸-۴۳۱.

ستایش، محمد حسین؛ منصوری، شعله (۱۳۹۳). بررسی مقایسه‌ای سازوکارهای حاکمیت شرکتی در شرکت‌های درمانده و غیر درمانده مالی پذیرفته شده در بورس و اوراق بهادار تهران. *فصلنامه تحقیقات مالی دانشگاه تهران، دوره ۱۶، شماره ۱*، ۹۹-۱۱۲.

ستایش، محمدحسین؛ کاظم نژاد، مصطفی (۱۳۸۹). افشا در حسابداری. *حسابدار، شماره ۲۲۷*، ۶۹-۶۶.

محمدی خشوئی، حمزه؛ رجبی، روح الله (۱۳۸۷). هزینه‌های نمایندگی و قیمت گذاری خدمات حسابرسی مستقل. *بررسی‌های حسابداری و حسابرسی، شماره ۵۳*، ۳۵-۵۲.

مهرانی، ساسان؛ نوروزی، سونا (۱۳۹۴). بررسی اثر حاکمیت شرکتی بر ارتباط بین ارزش شرکت و مدیریت سود. *دانش حسابداری مالی، سال دوم، شماره ۳*، ۱۰۵-۱۲۲.

Ang, J. , Cole, R. & Lin, J. (2000). Agency costs and ownership structure. *The Journal of finance, 55 (1)* , 81–106.

Bell, T. , W. Landsman, and D. Shackelford. (2001). Auditors' perceived business risk and audit fees: Analysis and evidence. *Journal of Accounting Research, 39:* 35–43.

Bruno Funchal, Fernando Caio Galdi, Alexsandro BroedelLopes. (2008). Interactions between Corporate Governance, Bankruptcy Law and Firms' Debt Financing: the Brazilian Case" .

Bryan, David B. , and Mason, Terry (2016). The influence of earnings management conducted through the use of accretive stock repurchases on audit fees. *Advances in Accounting, 34*, 99-109.

Christie, A. A. , and J. Zimmerman. (1994). Efficient and opportunistic choices of accounting procedures: Corporate control contests. *The Accounting Review. 69*, 539–566.

Crutchley, C. E. , Jensen, M. R. H. , JarheadJar, J. S. and Raymond, J. E. (1999). Agency problems and the simultaneity of financial decision making: The role of institutional ownership. *International Review of financial Analysis, 8 (2):* 177-197.

Daylami, S. , safari, M. (2016). The Relation between Corporate Governance Quality and Stock Return Volatility. *Empirical Research in Accounting, 6 (1)* , 115-136. (In Persian)

Dianati Deylami, Z. , Bayati, M. (2015). The relationship between product market competition and independent auditor fees. *Quarterly journal of financial accounting and auditing research. 7 (27)* , 23-38. (In Persian)

Eliezer M. Fich Æ Steve L. Slezak. (2008). Can corporate governance save distressed firms from bankruptcy? An empirical analysis Rev. *Quant Finan Acc, 30:* 225– 251.

Florackis, C. (2008). Agency costs and corporate Governance mechanisms: Evidence for UK Firms. *International Journal of Managerial Finance, 4 (1):* 37-59.

Griffin, Paul A. and David H. Lont. (2011). Audit fees around dismissals and resignations: Additional evidence. *Journal of Contemporary Accounting & Economics, 7*, PP. 65–81.

Gupta, A. and Misra, L. (2016). Product-market competitiveness and investor reaction to corporate governance failures. *International Review of Economics & Finance, 48:* 134-147.

Hart, O. 1983. The market mechanism as an incentive scheme. Bell Journal of Economics 14: 366–382.

Hasas Yeganeh, Y. (2016). The Impact of Corporate Governance Mechanisms on Audit Quality and Real Earnings Management. *Empirical Research in Accounting, 5 (4)* , 23-45. (In Persian)

Hou, K. , and D. Robinson. (2006). Industry concentration and average stock returns. *The Journal of Finance, 4:* 1927–1956.

Jaggi, B. , and F. Gul. (2005). Evidence of accruals management: A test of the free cash flow and debt monitoring hypotheses. Working paper (The State University of New Jersey, Newark, NJ).

Jensen, M. & Meek ling, W. (1976). Theory of the firm: Managerial behavior, Agency costs and Ownership Structure. *Journal of financial Economics, 3 (4):* 305-360.

Kellogg, R. (1984). Accounting activities, securities, security prices, and class action lawsuits. *Journal of Accounting & Economics 6:* 185–204.

Khodami Pour, A. , Barzaee, Y. (2013). Investigation on the Relationship between Product Market Competition with Board Structure and Disclosure Quality. *Journal of accounting knowledge, 4 (14)* , 51-66. (In Persian)

Lakshan, A. m. I, W. m. H. N. Wijeksoon. (2012). corporate governance and corporate failure. *Procedia Economics and Finance, 2 (1):* 191-198.

McKnight, F. , Weir, C. (2009). Agency costs, corporate governance mechanisms and ownership structure in large UK publicly quoted companies: A panel data analysis. *The Quarterly Review of Economics and finance, 49 (2):* 139–158.

Mehrani, S. , noruzi, S. (2015). Examining the effect of corporate governance on the relationship between firm value and earnings management. *Accounting Empirical Research of Financial, 2 (3)* , 105-122. (In Persian)

Mohammadi Khashuee, H. , Rajabi, R. (2009). Agency Costs & Independent Audit Services Pricing. *Journal of the accounting and auditing review, 15 (4)* , 35-52. (In Persian)

Morgan, J. , and P. Stocken. (1998). the effects of business risk on audit pricing. *Review of Accounting Studies. 3:* 365–385.

Newton, G. W. (1998). Bankruptcy insolvency Accounting practice and procedure 1: Wiley, pp21. 41.

O'Keefe, T. , D. Simunic, and M. Stein. (1994). the production of audit services: Evidence from a major public accounting firm. *Journal of Accounting Research, 32:* 241–261.

O'Malley, S. (1993). Legal liability is having a chilling effect on the auditor's role. *Accounting Horizons, 7:* 82–87.

Palmrose, Z. -V. (1987). Litigation and independent auditors: The role of business failures and management fraud. *Auditing: A Journal of Practice & Theory, 6:* 90–102.

Rashidi Baqhi, M. (2015). Review Audit Fee Stickiness. *Journal of the accounting and auditing review. 21 (4)* , 431-448. (In Persian)

Rosenstein, S. and Wyatt, J. C. (1990). Outside directors, board independence and shareholder wealth. *Journal of financial economics, 26 (2):* 175-91.

Schmidt, K. (1997). Managerial incentives and product market competition. *Review of Economic Studies, 64:* 191–213.

Setayesh, M. , Kazemnejad, M. (2010). Disclosure in accounting. *Hesabdar, 227,* 66-69. (In Persian)

Setayesh, M. , Mansouri, S. (2014). The comparative investigation of corporate governance mechanisms in financial distressed and non financial distressed listed companies of Tehran Stock Exchange. *Financial Research, 16 (1)* , 99-112. (In Persian)

Simunic, D. (1980). The pricing of audit services: Theory and evidence. *Journal of Accounting Research, 18 (1):* 161–190.

Singh, M. & Davidson, W. N. (2003). Agency costs, ownership structures and corporate governance mechanisms. *Journal of Banking and Finance, 27 (5):* 793-816.

Venkataraman, R. , J. Weber, and M. Willenborg. (2008). Litigation risk, audit quality, and audit fees: Evidence from initial public offering. *The Accounting Review. 83:* 1315–1345.

Wang, Y. , and Chui, A. (2015). Product Market Competition and Audit Fees. *A journal of practice and theory*, 139-156.

پژوهش‌های تجربی حسابداری

سال هفتم، شماره ۲۶، زمستان ۱۳۹۶، صص ۵۳-۷۱

تأثیر کاربرد ارزش منصفانه در گزارش‌های مالی در بهبود ارتباط ارزشی اطلاعات حسابداری

سمیرا حاجی کرمانی[*]، محمود معین الدین[**]، فروغ حیرانی[***]

تاریخ دریافت: ۹۵/۰۳/ ۲۷

تاریخ پذیرش: ۹۵/۰۷/ ۱۰

چکیده

هدف تحقیق حاضر تعیین تفاوت ارتباط ارزشی اطلاعات حسابداری در شرکت‌هایی که از روش ارزش منصفانه استفاده نموده‌اند و شرکت‌هایی که از نظام بهای تمام‌شده استفاده نموده‌اند، می‌باشد. تحقیق حاضر از نظر هدف کاربردی است، به لحاظ شیوه اجرا، توصیفی – همبستگی و از نظر ماهیت، پس رویدادی و کمی است. قلمرو زمانی این تحقیق سال‌های ۱۳۸۷ الی ۱۳۹۳ می‌باشد که در میان شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران بر روی نمونه آماری مشتمل بر ۹۵ شرکت که با روش حذفی سیستماتیک انتخاب گردید، انجام پذیرفته است. پس از جمع‌آوری اطلاعات و محاسبه متغیرهای اصلی تحقیق، با استفاده از آزمون رگرسیون خطی ساده و چند گانه مبتنی برداده‌های پنلی فرضیه‌های تحقیق مورد آزمون قرارگرفته‌اند. نتایج این تحقیق نشان می‌دهد که ارتباط ارزشی سود هر سهم عادی و نیز ارتباط ارزشی همزمان سود هر سهم عادی و ارزش دفتری در شرکت‌هایی که از ارزش منصفانه استفاده نموده‌اند بیشتر از شرکت‌هایی است که از نظام بهای تمام‌شده استفاده نموده‌اند.

واژه‌های کلیدی: ارزش منصفانه، بهای تمام‌شده تاریخی، گزارش‌های مالی، ارتباط ارزشی اطلاعات حسابداری.

طبقه‌بندی موضوعی: M41

DOI: 10.22051/jera.2017.10363.1307

[*] کارشناس ارشد حسابداری، دانشگاه آزاد اسلامی یزد، نویسنده مسئول، (kermanisamira@yahoo.com).

[**] دانشیار و عضو هیئت‌علمی، دانشگاه آزاد اسلامی یزد، (mahmoudmoein@gmail.com).

[***] استادیار و عضو هیئت‌علمی، دانشگاه آزاد اسلامی یزد، (heiranyforough@gmail.com).

مقدمه

امروزه توجه به ساختار مالی واحدهای اقتصادی یکی ازنکات اولیه اقتصادهای موفق است و این موفقیت در شرایطی حاصل می شود که ارزش و مبلغ دارایی‌های واحدهای اقتصادی واقعی باشد. استفاده‌کنندگان صورت‌های مالی سعی می‌کنند تا با کسب اطلاعات نسبت به خرید ویا فروش سهام اقدام کنند؛ بنابراین اطلاعات مربوط و شفاف نقش تعیین‌کننده‌ای برای آن‌ها ایفا خواهد کرد .هدف اصلی پژوهش‌های حوزه ارتباط ارزشی، افزایش سطح آگاهی استفاده کنندگان صورت‌های مالی نسبت به ویژگی‌های کیفی «مربوط بودن» و «قابل اتکاء بودن » اطلاعات حسابداری منعکس‌شده در ارزش بازار حقوق مالکان است . ویژگی‌های کیفی مذکور، دو معیار اصلی هیئت‌های تدوین استاندارد برای انجام بهترین انتخاب از میان گزینه‌های پیش روی و آزمون ارتباط ارزشی بیانگر نوعی رویکرد جهت عملیاتی کردن تعاریف ویژگی‌های کیفی پیش گفته به شمار می‌آید (ثقفی و باغومیان، ۱۳۸۸).

یکی از راه‌های مربوط نمودن اطلاعات حسابداری در این جریان، بازنگری در بهای تمام‌شده دارایی‌های ثابت می‌باشد. طبق اصل بهای تمام‌شده تاریخی، مبادلات حسابداری در تاریخ وقوع به بهای تمام‌شده در دفاتر ثبت می‌گردند. منظور از بهای تمام‌شده هر دارایی ارزش مبادله‌ای نقدی آن در تاریخ تحصیل است. پرداخت‌های اضافی به علت خریدهای نسیه و مدت‌دار جزء بهای تمام‌شده دارایی محسوب نمی‌شود. از آنجایی که ارزش دارایی‌ها به بهای تمام شده تاریخی سبب می شود ارزش جاری دارایی‌های شرکت‌ها باارزش دفتری آن‌ها تفاوت قابل‌ملاحظه‌ای داشته باشد، تجدید ارزیابی دارایی‌ها می‌تواند به شفافیت و مربوط بودن صورت‌های مالی کمک نماید. به مرور زمان که ارزش دارایی‌ها تغییر می‌کند، این تغییر ارزش در بهای ثبت شده دارایی بی‌اثر است .عیب اصلی مبنای بهای تمام شده تاریخی، مربوط نبودن ظاهری آن با وضعیت جاری فعالیت تجاری است. بدین لحاظ، یک ترازنامه مبتنی بر بهای تمام‌شده تاریخی، مادام که دارایی‌ها (و احیاناً بدهی‌ها) را به مبالغی منعکس کند که بیان‌گر قیمت‌های جاری بازار نمی‌باشند، تصویر دقیقی از وضعیت مالی جاری به دست نمی‌دهد، به گونه‌ای مشابه، یک صورت سود و زیان مبتنی بر بهای تمام‌شده تاریخی، درآمد حاصل از نگهداری دارایی ها را در ز مان تحقق و نه در ز مان وقوع، گزارش می‌کند. این امر باعث می‌شود که صورت مزبور بین درآمدهای تحصیل شده در دوره‌های قبل که در دوره جاری

تحقق‌یافته‌اند و درآمدهایی که در دوره جاری هم تحصیل شده و هم تحقق‌یافته‌اند تفاوتی قائل نشود. در نظام بهای تمام‌شده تاریخی، حقوق صاحبان سرمایه (مشتمل بر آورده پولی صاحبان سرمایه به علاوه سایر اقلام از قبیل سود تقسیم‌نشده و سایر درآمدها و هزینه‌های شناسایی‌شده که اندازه‌گیری آن‌ها مبتنی بر بهای تمام‌شده تاریخی است)، بر حسب واحد پول تاریخی اندازه‌گیری می‌شود. برای اندازه‌گیری کل سود یا زیان یک دوره، مبلغ پولی آغاز دوره حقوق صاحبان سرمایه با مبلغ پولی آخر دوره آن مقایسه می‌گردد و در این مقایسه، هیچ‌گونه تعدیلی از بابت تورم صورت نمی‌گیرد. نزدیک کردن ارزش ثبت‌شده دارایی‌های عملیاتی استهلاک‌پذیر به ارزش جاری موجب می‌شود که هزینه استهلاک و در نتیجه بهای تمام‌شده تولیدات به واقعیت نزدیک‌تر شده و از این طریق از اعلام و توزیع سود واهی و یا ارائه نکردن زیان واقعی جلوگیری شود، به عبارت دیگر، با دارایی‌های عملیاتی تجدید ارزیابی‌شده، اندازه‌گیری سود درست و امکان تصمیم‌گیری برای حفظ سرمایه یا در واقع توان تولیدی بهتر می‌شود (نمازیان، ۱۳۸۹).

از طرفی در شرایط تورمی نیز به طور متوسط سود اسمی شرکت‌ها پس از مدت زمانی، بدون اینکه افزایش واقعی سودآوری را به عهده داشته باشد، افزایش می‌یابد. وقتی سود اسمی افزایش یابد، قیمت اسمی سهام نیز بالا می‌رود که موجب کاهش ارزش ذاتی سهام می شود؛ بنابراین، افزایش نرخ تورم، کیفیت واقعی سود شرکت‌ها را پایین می‌آورد (نمازی و رضایی، ۱۳۹۱).

هم چنین فقدان شفافیت و کیفیت نامناسب سود حسابداری افشا شده به شرایطی منجر می‌شود که می‌توان بازدهی بیش از بازده عادی شرکت به دست آورد. به عبارت دیگر، غیر شفاف و مبهم بودن سود حسابداری به بازده غیرعادی سهام منجر خواهد شد (حقیقت و علوی، ۱۳۹۲).

بنابراین استفاده از روش ارزش منصفانه می‌تواند راهی جهت گشودن افق روشنی در جهت این بازنگری باشد. در مواقعی که ارزش دارایی‌ها کاهش پیدا می‌کنند، گزارش ارزش منصفانه تعدیلات مالی، «تبدیل سود سهام به جای زیان‌ها و تعویض تزریق‌های مالی به جای برداشت از درآمد جاری را تقویت می‌کند» (نوریاکی، ۲۰۱۴).

یکی از دلایل ظهور حسابداری ارزش منصفانه در حسابداری مالی، این است که بازارهای مالی کارآ هستند و قیمت عمومی آن‌ها معیار قابل‌اتکایی برای سنجش است. هیئت استانداردهای حسابداری مالی برقراری توازن بین دو ویژگی اصلی حسابداری یعنی «قابلیت اتکا» و «مربوط بودن» را به رسمیت می شناسد و افزایش استفاده از حسابداری ارزش منصفانه را با بحث در مورد افزایش مربوط بودن حسابداری توجیه می‌کند (رامانا، ۲۰۱۳).

بعضی از نقاط قوت ارزش منصفانه را می‌توان بدین شرح معرفی کرد:

الف) بهبود صورت‌های مالی و ترازنامه، حداقل فایده تجدید ارزیابی است.

ب) کمک به بقای شرکت‌ها می‌باشد.

ج) محاسبه هزینه استهلاک نیز به نفع نقدینگی شرکت است.

د) رشد اعتباری شرکت‌ها نزد بانک‌ها افزایش می‌یابد.

ه) سود بادآورده از ارزش ناپیدای شناسایی‌شده برای سهام‌دار را سبب می‌شود.

و) انگیزه جدید برای تداوم شرکت‌های زیان ده را به دنبال دارد (شمشیری، ۱۳۹۳).

سال‌هاست کارشناسان به دنبال راهی برای کمک به اتخاذ تصمیم‌های بهتر و موفق‌تر سرمایه‌گذاران جهت مناسبت‌های مالی هستند، به همین دلیل این تحقیق بر پایه این ادعا که استفاده از روش ارزش منصفانه می‌تواند به این مهم، کمک شایانی نماید طراحی و انجام یافته است. امید است در آینده و با افزایش تحقیقات بیشتر، بر جامعیت این ادعا افزوده شود. متغیرهای مستقل این تحقیق سود خالص هر سهم و ارزش دفتری و متغیر وابسته آن قیمت هر سهم می‌باشد. این تحقیق بر اساس الگوی اولسون انجام یافته است و هدف اصلی این تحقیق تعیین تفاوت ارتباط ارزشی اطلاعات در شرکت‌هایی که از ارزش منصفانه استفاده نموده‌اند، با شرکت‌هایی که از نظام بهای تمام شده استفاده نموده‌اند می‌باشد. بقیه بخش‌های این مقاله به این ترتیب است؛ در بخش دوم مطالعات انجام‌شده پیشین در زمینه بررسی تحقیقات ارتباط ارزشی مرور می شود، در بخش سوم روش گردآوری و طبقه‌بندی در این تحقیق تشریح می شود، در بخش چهارم بررسی تحلیلی مطالعات پیشین انجام می شود و بخش پایانی به نتیجه‌گیری اختصاص دارد .

مروری بر تحقیقات پیشین

تحقیقات وسیعی در رابطه با ارتباط ارزشی اطلاعات اما نه چندان وسیع در استفاده از روش ارزش منصفانه در داخل و خارج از کشور انجام شده است و نتایجی به همراه داشته است به عنوان نمونه؛ نتایج تحقیقات انجام‌یافته توسط کولین و همکاران (۱۹۹۷) در خصوص ارتباط بین ارزش دفتری و سود هر سهم با قیمت سهام در کشور آمریکا در طی یک دوره ۴۰ ساله (۱۹۵۴– ۱۹۹۳) نشان می‌دهد که ارتباط ترکیبی بین ارزش دفتری و سود باارزش شرکت در طی دوره مورد مطالعه تغییر قابل‌توجهی نداشته است، اما در طی دوره مورد بررسی درحالی‌که افزایش قدرت توضیح دهندگی ارزش دفتری در تبیین قیمت سهام دیده می‌شود ارتباط بین سود باارزش شرکت پیوسته کاهش یافته است.

تحقیقات توسط برگر و همکاران (۱۹۹۶) و برگستالر و همکاران (۱۹۹۷) در برخی موارد حاکی از این است که قدرت توضیح دهندگی ارزش دفتری در تبیین قیمت سهام بیش از قدرت توضیح دهندگی سود است.

پژوهش گرانی چون لو، زاروین (۱۹۹۹)، براون و همکاران (۱۹۹۹)، کُرو همکاران (۲۰۰۳)، دنتوو همکاران (۲۰۰۴)، گو (۲۰۰۷) وال حقَیل (۲۰۰۷) در بررسی روند ارتباط ارزشی اطلاعات حسابداری ادعا کرده‌اند ارتباط ارزشی اطلاعات حسابداری شامل سود هر سهم و ارزش دفتری نسبت به قیمت سهام در نظام بهای تمام شده (ارزش گذاری سنتی) طی زمان کاهش یافته است (ثقفی و باغومیان، ۱۳۸۸).

اقبال (۱۳۸۳) به بررسی دیدگاه مدیران و اساتید دانشگاه نسبت به شیوه تجدید ارزیابی دارایی‌ها پرداخت و نتایج حاصله از آزمون فرضیات تحقیق مبین این نکات می‌باشد که تجدیدارزیابی دارایی‌ها ضرورت دارد و ارزش آن‌ها پس از تجدیدارزیابی افزایش خواهد یافت. همچنین مشخص شد تجدیدارزیابی با نیت افزایش ارزش شرکت توسط مدیران انجام می‌شود و پس از تجدیدارزیابی به دلیل افزایش ارزش دارایی‌ها نسبت بدهی ریسک کمتر و با منصفانه شدن ارزش منابع مالی شرکت نسبت قیمت به درآمد، شاخص بهتری را نشان می‌دهد .مهتدی (۱۳۸۴) به بررسی ارتباط بین متغیرهای حسابداری جریان نقد عملیاتی، سود عملیاتی، سود سهام و سود انباشته با قیمت سهام شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران پرداخته است. نتایج نشان داد که میان سود سهام با قیمت سهام در مقایسه با

متغیرهای مورد بررسی بیش‌ترین همبستگی وجود دارد، به طوری که ۶۰ درصد تغییرات قیمت سهام را می‌توان با سود سهام توضیح داد. سعیدی، قادری (۱۳۸۶) به بررسی توان پیش‌بینی کنندگی ارزش دفتری، سود خالص، گردش وجوه نقد عملیاتی و سرمایه‌گذاری به عنوان نماینده اطلاعات حسابداری در رابطه باارزش بازار شرکت‌ها پرداخته‌اند. نتایج تحقیق نشان داد که ارزش دفتری و سود حسابداری اقلام مربوط تری هستند و وارد نمودن گردش وجوه نقد (عملیاتی و سرمایه‌گذاری) در قدرت توضیح دهندگی مدل‌ها افزایش معنی‌داری ایجاد نمی‌کند.

همچنین پژوهش ثقفی، باغومیان (۱۳۸۸) که از منظر ارزش‌گذاری (ارزش‌گذاری سنتی) و بر اساس استدلال‌هایی که ارائه کرده است، ادعا کرده‌اند ارتباط ارزشی اطلاعات حسابداری شامل سود هر سهم و ارزش دفتری نسبت به قیمت سهام در نظام بهای تمام‌شده (ارزش‌گذاری سنتی) طی زمان کاهش یافته است و همچنین اثر اندازه‌گیری حسابداری (ارزش منصفانه) در پژوهش آن‌ها نشان داد که روند مذکور طی زمان افزایشی بوده است .

ربیعی و همکاران (۱۳۹۲) تحقیقی به نام بررسی ارتباط ارزشی اطلاعات حسابداری در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران را انجام داده‌اند که در این پژوهش ارتباط ارزشی اطلاعات حسابداری با استفاده از الگوهای مبتنی بر قیمت و الگوهای مبتنی بر بازده مورد تحلیل قرار گرفت (بازده‌های سهام هم به صورت انباشته و هم به صورت خرید و نگهداری محاسبه‌شده‌اند). نتایج به دست آمده از مدل‌های بازده، نشان‌گر وجود رابطه‌ای مثبت میان اطلاعات سودهرسهم با انواع بازده سهام می‌باشد و ارتباط ارزشی اطلاعات حسابداری را تأیید می‌کند. نتایج حاصل از مدل قیمت، نشان‌گر ارتباط مثبت میان سودهرسهم دوره جاری و ارزش دفتری سهام باارزش بازار سهام است. همچنین مدل قیمت، ارتباط ارزشی بسیار بیشتری نسبت به مدل‌های بازده دارد .طبق یافته‌های مومن زاده و همکاران (۱۳۹۲) در ایران در سال‌های گذشته با تصویب قوانین مقطعی و برای اهدافی خاص، مازاد تجدید ارزیابی از معافیت مالیاتی برخوردار شده و در نتیجه شرکت‌ها نسبت به انجام آن تمایل بیش تری داشته‌اند. در سال‌های اخیر به دلیل تحریم‌های اقتصادی و نوسانات نرخ ارز، ارزش روز دارایی‌ها باارزش دفتری آن‌ها تفاوت اساسی دارد، از این رو سیاست‌های به کار گرفته‌شده در خصوص نحوه برخورد با مازاد تجدید ارزیابی بر بازارهای مالی می‌تواند تأثیرات بااهمیتی داشته باشد. این رویکرد که ارتباط ارزشی سود حسابداری در طول زمان کاهش و درمقابل

ارتباط ارزشی اطلاعاتی چون ارزش دفتری افزایش‌یافته، توسط تمام پژوهش گران مورد تأیید قرار نگرفته است. این همه در حالی می‌باشد که بازنگری نتایج تحقیقات انجام‌شده در زمینه روند تغییرات ارتباط ارزشی متغیر ترکیبی (سود و ارزش دفتری)، حاکی از ناسازگاری یافته‌های پژوهشی با یکدیگر است.

رامانا (۲۰۱۳)، در پژوهشی تحت عنوان «چرا ارزش منصفانه حاکم است» نتیجه می‌گیرد که انگیزه‌های افرادی که به خدمات مالی مشغول هستند، برای حمایت از حسابداری ارزش منصفانه، بسیار پیچیده و متعدد است او معتقد است اول اینکه، موسسات سرمایه‌گذاری به استفاده از روش ارزش منصفانه در کسب‌وکار خود عادت کرده‌اند تا از طریق آن بتوانند ترازنامه‌هایی خاصِ مدیریت باهدف مدیریت ریسک تهیه کنند و این روش موجب شکل‌دهی به عملکرد آن‌ها در قالب استانداردهای گزارش گری مالی عمومی می‌شود. دوم اینکه سود در اصول عمومی پذیرفته شده حسابداری بیشتر بر مبنای ارزش منصفانه تعریف شده است تا بهای تمام‌شده تاریخی و این امر شناسایی سود را به خصوص در زمان افزایش قیمت دارایی‌ها، تسریع می‌بخشد و تا زمانی که پاداش‌های مدیریتی بر مبنای اعداد سود اصول عمومی پذیرفته‌شده حسابداری هستند، مدیران مالی نیز در نظام ارزش منصفانه، پاداش‌های بیشتری کسب می‌کنند. سوم اینکه، استفاده از ارزش منصفانه به منظور تعیین زیان سرقفلی ناشی از ادغام و تحصیل (به جای رویکرد مستهلک کردن بر مبنای بهای تمام‌شده تاریخی) به طور میانگین، منجر به سود کمتری می‌شود، بنابراین موجب افزایش فعالیت‌های مربوط به ادغام و تحصیل که یک منبع درآمد عمده برای موسسات سرمایه‌گذاری است، می‌شود.

در ایران تاکنون چنین تحقیقاتی درباره تأثیرکاربرد ارزش منصفانه حداقل در گزارش‌های مالی شرکت‌های تولیدی انجام نشده است .بنابراین، این پژوهش از جمله اولین مطالعات در این زمینه محسوب می‌شود .

روش تحقیق

پژوهش حاضر به دلیل استفاده از نتایج آن توسط استفاده‌کنندگان از لحاظ هدف از نوع کاربردی است، به لحاظ شیوه اجرا توصیفی – همبستگی است و هم چنین این تحقیق از نظر ماهیت داده‌ها پس رویدادی (از طریق اطلاعات گذشته) و کمی است. در راستای تحقق هدف اصلی تحقیق فرضیه‌هایی به شرح زیر طراحی گردیده‌اند:

فرضیه ۱: ارتباط ارزشی سود هر سهم عادی در شرکت‌هایی که از ارزش منصفانه استفاده نموده‌اند با شرکت‌هایی که از نظام بهای تمام‌شده استفاده نموده‌اند متفاوت است.

فرضیه ۲: ارتباط ارزشی همزمان سود هر سهم عادی و ارزش دفتری دارایی‌ها در شرکت‌هایی که از ارزش منصفانه استفاده نموده‌اند با شرکت‌هایی که از نظام بهای تمام شده استفاده نموده‌اند متفاوت است.

با توجه به فرضیه‌های مطرح شده، شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۸۷ الی ۱۳۹۳ که امکان دسترسی به اطلاعات آن‌ها وجود داشته است به عنوان جامعه آماری در نظر گرفته‌شده‌اند و به لحاظ ماهیت خاص تحقیق از دو نمونه متفاوت در این تحقیق استفاده شده است .

الف) نمونه اول شامل شرکت‌هایی است که حداقل ۳ سال از تاریخ تجدید ارزیابی آن‌ها گذشته باشد، با توجه به محدودیت فوق تنها ۲۵ مقوله انتخاب شدند.

ب) بخش دوم جهت گسترش بررسی‌ها، نمونه‌ای از شرکت‌هایی که از تجدید ارزیابی استفاده ننموده بودند نیز انتخاب گردید. در این مرحله سعی بر این شد که در صنایعی که شرکت‌های گروه اول (تجدید ارزیابی کننده) انتخاب شده‌اند نمونه بزرگ تری انتخاب گردد که این تعداد ۷۰ مورد بوده است. به این ترتیب نمونه آماری به ۹۵ شرکت رسید، که از این تعداد، شرکت‌های تولیدی با تنوعی در حوزه صنایع شیمیایی، صنایع کشاورزی، صنایع غذایی، کاشی و سرامیک، مواد دارویی، ماشین‌افزار و قطعات صنعتی، سیمان، کانی و معدنی، صنایع لاستیک، خودروسازی، فراورده‌های نفتی و پالایشگاهی و شرکت‌هایی در حوزه خدماتی ومالی انتخاب شدند. در نهایت این که به منظور آزمون فرضیه‌های تحقیق از تکنیک رگرسیون ساده و چند متغیره مبتنی بر داده‌های پنلی استفاده شده است. همچنین برای درک تفاوت آماری بین مدل‌های رگرسیونی از آزمون Z کرامر استفاده شده است.

متغیرها و مدل‌های پژوهش

متغیر وابسته این تحقیق قیمت هر سهم می‌باشدکه ارزش سهم شرکت را نشان می‌دهد و از سایت متعلق به بورس اوراق بهادار تهران استخراج شده است.

متغیرهای مستقل شامل:

الف) سود هر سهم عادی که سودآوری شرکت را در سال مورد نظر نشان می‌دهد و مستقیما از صورت سود و زیان قابل‌استخراج است.

ب) ارزش دفتری که میزان خالص دارایی به ازای هر سهم را نشان می‌دهد و از تقسیم حقوق صاحبان سهام که از ترازنامه قابل‌استخراج است بر تعداد سهام به دست می‌آید.

تجزیه و تحلیل داده‌ها

جهت آزمون فرضیه‌ها از روش همبستگی بین متغیرها و معادلات رگرسیون ساده و چند متغیره از طریق روش پانل دیتا استفاده شده است. آزمون‌های آماری این پژوهش با استفاده از نرم‌افزار آماری،ای ویوز ۷انجام و به دلیل وجود داده‌های پنلی از آزمون چاو استفاده شده است.

بعد از انجام آزمون چاو و انتخاب مدل اثرات مقطعی برای انتخاب روش آزمون داده‌ها از بین دو روش اثرات ثابت واثرات تصادفی از آزمون هاسمن استفاده شده است؛ که با توجه به احتمال مربوط به آزمون که کوچک‌تر از ۰/۰۱ می‌باشد بنابراین در سطح اطمینان ۹۹٪ اثرات تصادفی رد شده و اثرات ثابت برای هردو گروه پذیرفته شده است که به دلیل رعایت اختصار از درج جداول آن‌ها خودداری شده است. مدل کاربردی این تحقیق به صورت زیر می‌باشد:

$$P_{it} = \alpha_i + \alpha_1 EPS_{it} + \varepsilon_{i,t}$$

فرضیه اول، در خصوص بررسی تفاوت ارتباط ارزشی سود هر سهم عادی در شرکت‌هایی که از ارزش منصفانه استفاده نموده با شرکت‌هایی که از نظام بهای تمام‌شده استفاده نموده مطرح و با استفاده از مدل زیر مورد آزمون قرار می‌گیرد:

$$P_{it} = \alpha_i + \alpha_1 EPS_{it} + \varepsilon_{i,t} \qquad \text{مدل (۱)}$$

نتایج مربوط به آزمون فرضیه اول در نگاره (۱-۱) ارائه شده است

نگاره (۱): تجزیه و تحلیل فرضیه اول

ارزش منصفانه						نظام بهای تمام‌شده					
Cross-section fixed (dummy variables)						Cross-section fixed (dummy variables)					
ضریب تعیین تعدیل‌شده	۰/۹۳					ضریب تعیین تعدیل‌شده	۰/۷۳				
آماره F	۴۲/۲۳۷					آماره F	۱۳/۸۹۶				
احتمال	۰					احتمال	۰				
آماره دوربین- واتسون	۲/۰۰۹					آماره دوربین- واتسون	۲/۰۶۲				
متغیر توضیحی	ضریب	خطای استاندارد	آماره t	احتمال	سطح اطمینان	متغیر توضیحی	ضریب	خطای استاندارد	آماره t	احتمال	سطح اطمینان
سود هر سهم عادی	۰/۵۸۲	۰/۱۹۰	۳/۰۵۳	۰/۰۰۳	۹۹٪	سود هر سهم عادی	-۲/۴۱E-۰۵	۲/۲۰E-۰۵	-۱/۰۹۴	۰/۲۷	بدون معنی
C	۳۰۱۸/۵۹	۷۸/۱۵۸	۳۸/۶۲	۰	۹۹٪	C	۷۰۰۱/۹۳	۸۵/۹۷	۸۱/۴۳	۰	۹۹٪

با توجه به آماره F و احتمال مربوط به آن‌ها می‌توان نتیجه گرفت که در سطح اطمینان ۹۹٪ معادله‌های رگرسیون معنی‌دار است. نتایج مربوط به آماره دوربین- واتسون (عدم خود همبستگی جملات خطا) برای مدل‌ها نشان از استقلال نسبی داده‌ها دارد.

ضریب تعیین تعدیل‌شده مدل بیان‌کننده میزان مربوط بودن متغیر مستقل با متغیر وابسته (قیمت سهام) می‌باشد. مطابق با نگاره (۱) ضریب تعیین تعدیل‌شده مدل در روش ارزش منصفانه ۰/۹۳ می‌باشد؛ بنابراین به طور متوسط ۹۳٪ تغییرات متغیر وابسته توسط این مدل تبیین می‌شود؛ اما ضریب تعیین تعدیل‌شده مدل در نظام بهای تمام‌شده ۰/۷۳ می‌باشد .بنابراین به طور متوسط ۷۳٪ تغییرات متغیر وابسته توسط این مدل تبیین می‌شود. با توجه به احتمال مربوط به متغیرها در ارزش منصفانه متغیر سود هر سهم دارای احتمال کمتر از ۰/۰۱ می‌باشد؛ بنابراین

این متغیر در سطح اطمینان ۹۹٪ در مدل معنی‌دار می‌با شد در نتیجه بین سود هر سهم با قیمت سهام رابطه معنادار وجود دارد اما برای نظام بهای تمام شده متغیر سود هر سهم دارای احتمال بیشتر از ۰/۰۵ و در سطح اطمینان ۹۵٪ در مدل معنی‌دار نمی‌با شد در نتیجه بین سود هر سهم با قیمت سهام رابطه معنادار وجود ندارد. ضریب تعیین تعدیل شده در روش ارزش منصفانه ۰/۹۳ و در نظام بهای تمام شده ۰/۷۳ حاکی از بالاتر بودن ضریب تعیین تعدیل شده در روش ارزش منصفانه نسبت به نظام بهای تمام‌شده می‌باشد .حال برای بررسی معنادار بودن اختلاف در ضرایب تعیین تعدیل شده از آزمون Z کرامر استفاده می شود. نتایج آزمون Z کرامر در نگاره (۲) نشان داده شده است:

نگاره (۲): نتایج آزمون Z کرامر فرضیه اول

گروه	ضریب تعیین تعدیل‌شده	آماره Z کرامر	احتمال
روش ارزش منصفانه	۰/۹۳	۸/۴۶۷	۰/۰۰۴
نظام بهای تمام‌شده	۰/۷۳		

آماره آزمون در سطح اطمینان ۹۹٪ برای دو گروه معنادار می‌با شند؛ بنابراین می‌توان نتیجه گرفت اختلاف در ضرایب تعیین تعدیل شده حاصل از برآورد مدل‌ها برای نظام روش ارزش منصفانه و نظام بهای تمام شده معنادار می‌با شد لذا می‌توان ادعا نمود ارتباط ارز شی سود هر سهم عادی در شرکت‌هایی که از روش ارزش منصفانه ا ستفاده نموده با شرکت‌هایی که از نظام بهای تمام‌شده استفاده نموده متفاوت و در شرکت‌هایی که از ارزش منصفانه استفاده نموده *بیشتر است*؛ بنابراین اولین فرضیه پژوهش تأیید می گردد .

فرضیه دوم در خصوص بررسی تفاوت ارتباط ارزشی همزمان سود هر سهم و ارزش دفتری در شرکت‌هایی که از ارزش منصفانه ا ستفاده نموده با شرکت‌هایی که از نظام بهای تمام شده استفاده نموده مطرح و با استفاده از مدل زیر مورد آزمون قرار می گیرد:

$$P_{it} = \alpha_i + \alpha_1 EPS_{it} + \alpha_2 BV_{it} + \varepsilon_{i,t}$$ مدل (۲)

نتایج مربوط به آزمون فرضیه دوم در نگاره (۳) ارائه شده است:

نگاره (۳): تجزیه و تحلیل فرضیه دوم

روش ارزش منصفانه						نظام بهای تمام‌شده					
Cross-section fixed (dummy variables)						Cross-section fixed (dummy variables)					
ضریب تعیین تعدیل شده	۰/۹۳					ضریب تعیین تعدیل شده	۰/۷۴				
آماره F	۳۹/۶۶					آماره F	۱۲/۴۲				
احتمال	۰					احتمال	۰				
آماره دوربین – واتسون	۲/۰۱۰					آماره دوربین – واتسون	۲/۱۳۵				
متغیر توضیحی	ضریب	خطای استاندارد	آماره t	احتمال	سطح اطمینان	متغیر توضیحی	ضریب	خطای استاندارد	آماره t	احتمال	سطح اطمینان
سود هر سهم عادی	۰/۵۹	۰/۲۲	۲/۶۳	۰/۰۱۱	۹۵٪	سود هر سهم عادی	۰/۰۰	۰/۰۰	۱/۰۴۳	۰/۲۹	بدون معنی
ارزش دفتری	-۰/۰۰	۰/۰۱	-۰/۰۷	۰/۹۳	بدون معنی	ارزش دفتری	-۰/۰۰	۹/۴۵E-۰۵	-۱/۲۰۱	۰/۲۳	بدون معنی
C	۳۰۱۸/۳۳	۴۸/۸۳	۶۱/۸۱	۰	۹۹٪	C	۷۰۰۳/۴۴	۱۰۹/۰۲۱۰	۶۴/۲۳	۰	۹۹٪

با توجه به آماره F و احتمال مربوط به آن‌ها می‌توان نتیجه گرفت که در سطح اطمینان ۹۹٪ معادله‌های رگرسیون معنی‌دار است. نتایج مربوط به آماره دوربین- واتسون (عدم خود همبستگی جملات خطا) برای مدل‌ها نشان از استقلال نسبی داده‌ها دارد. ضریب تعیین تعدیل‌شده مدل بیان‌کننده میزان مربوط بودن متغیر مستقل با متغیر وابسته (قیمت سهام) می‌باشد. مطابق با نگاره (۳) ضریب تعیین تعدیل‌شده مدل در روش ارزش منصفانه ۰/۹۳ می‌با شد؛ بنابراین به طور متو سط ۹۳٪ تغییرات متغیر وابسته تو سط این مدل تبیین می شود؛ اما ضریب تعیین تعدیل‌شده مدل در نظام بهای تمام‌شده ۰/۷۴ می‌باشد؛ بنابراین به طور متوسط

٪۷۴ تغییرات متغیر وابسته توسط این مدل تبیین می‌شود. با توجه به احتمال مربوط به متغیرها در روش ارزش منصفانه متغیر سود هر سهم دارای احتمال کمتر از ۰/۰۵ می‌باشد؛ بنابراین، این متغیر در سطح اطمینان ۹۵٪ در مدل معنی‌دار می‌باشد؛ اما متغیر ارزش دفتری هر سهم دارای احتمال بیشتر از ۰/۰۵ و در سطح ۹۵٪ در مدل معنی‌دار نمی‌باشد در نتیجه بین سود هر سهم با قیمت سهام رابطه معنادار وجود دارد اما بین ارزش دفتری هر سهم با قیمت سهام رابطه معنادار وجود ندارد برای نظام بهای تمام‌شده متغیر سود هر سهم و ارزش دفتری هر سهم دارای احتمال بیشتر از ۰/۰۵ و در سطح اطمینان ۹۵٪ در مدل معنی‌دار نمی‌باشد در نتیجه بین سود هر سهم و ارزش دفتری هر سهم با قیمت سهام رابطه معنادار وجود ندارد. ضریب تعیین تعدیل‌شده در روش ارزش منصفانه ۰/۹۳ ودرنظام بهای تمام‌شده ۰/۷۴ حاکی از بالاتر بودن ضریب تعیین تعدیل شده در روش ارزش منصفانه نسبت به نظام بهای تمام شده می‌باشد حال برای بررسی معنادار بودن اختلاف در ضرایب تعیین تعدیل‌شده از آزمون Z کرامر استفاده می‌شود. نتایج آزمون Z کرامر در نگاره (۴) نشان داده شده است:

نگاره (۴): نتایج آزمون Z کرامر فرضیه دوم

گروه	ضریب تعیین تعدیل‌شده	آماره Zکرامر	احتمال
روش ارزش منصفانه	۰/۹۳	۶/۸۶۹	۰/۰۱۱
نظام بهای تمام‌شده	۰/۷۴		

آماره آزمون در سطح اطمینان ۹۵٪ برای دو گروه معنادار می‌باشند. بنابراین می‌توان نتیجه گرفت اختلاف در ضرایب تعیین تعدیل‌شده حاصل از برآورد مدل‌ها برای روش ارزش منصفانه و نظام بهای تمام شده معنادار می‌باشد لذا می‌توان ادعا نمود ارتباط ارزشی همزمان سود هر سهم و ارزش دفتری در شرکت‌هایی که از ارزش منصفانه استفاده نموده با شرکت‌هایی که از نظام بهای تمام شده استفاده نموده متفاوت و در شرکت‌هایی که از ارزش منصفانه استفاده نموده بیشتر است؛ بنابراین دومین فرضیه پژوهش نیز تأیید می‌گردد.

بحث و نتیجه‌گیری

نتایج پژوهش نشان می‌دهد، در فرضیه اول «ارتباط ارزشی سود هر سهم عادی در شرکت‌هایی که از ارزش منصفانه استفاده نموده‌اند با شرکت‌هایی که از نظام بهای تمام شده استفاده کرده‌اند متفاوت است.» بررسی و به مقایسه آن‌ها پرداخته شد و نتایج حاصل از

برر سی آماری این فر ضیه نشان دادند که در روش ارزش منصفانه بین سود هر سهم با قیمت سهام رابطه معناداری وجود دارد اما برای نظام بهای تمام شده بین سود هر سهم با قیمت سهام رابطه معنادار وجود ندارد. هم چنین نتیجه آزمون کرامر جهت مقایسه نشان می‌دهد، آماره آزمون برای هر دو گروه معنادار می‌با شد. بنابراین می‌توان نتیجه گرفت اختلاف در ضرایب تعیین تعدیل‌شده حاصل از برآورد مدل‌ها برای روش ارزش منصفانه و نظام بهای تمام‌شده معنادار می‌با شد لذا می‌توان ادعا نمود ارتباط ارز شی سود هر سهم عادی در شرکت‌هایی که از روش ارزش منصفانه استفاده نموده‌اند با شرکت‌هایی که از نظام بهای تمام‌شده استفاده نموده‌اند متفاوت بوده و در شرکت‌هایی که از ارزش منصفانه استفاده نموده‌اند بیشتر است. هر چه قدرت تبیین (ضریب تعیین تعدیل شدهٔ رابطهٔ همبستگی پیش گفته) اطلاعات حسابداری بیشتر با شد، نقش آن در ارزش‌گذاری حقوق مالکان پررنگ تر و یا به عبارت بهتر، ارتباط ارز شی آن بیشتر خواهد بود. نتایج تحقیقات انجام‌یافته تو سط کولین و همکاران (۱۹۹۷) در خصوص ارتباط بین ارزش دفتری و سود هر سهم با قیمت سهام در کشور آمریکا در طی یک دوره ۴۰ ساله (۱۹۵۴ – ۱۹۹۳) که نشان می‌دهد ارتباط بین سود باارزش شرکت پیو سته کاهش یافته است و همچنین نتیجه یافته‌های پژوهش گران چون لو و زاروین (۱۹۹۹)، براون و همکاران (۱۹۹۹)، کُرو همکاران (۲۰۰۳)، دنتو و همکاران (۲۰۰۴)، گو (۲۰۰۴) و ال حقَیل (۲۰۰۷) و نتیجه تحقیق ثقفی، باغومیان (۱۳۸۸)، که ادعا کرده‌اند ارتباط ارزشی اطلاعات حسابداری شامل سود هر سهم و ارزش دفتری نسبت به قیمت سهام در نظام بهای تمام‌شده (ارزش‌گذاری سنتی) طی زمان کاهش یافته است. با بخش دوم این فرضیه در استفاده از نظام بهای تمام‌شده در یک راستا می‌باشد.

در فر ضیه دوم «ارتباط ارز شی همزمان سود هر سهم عادی و ارزش دفتری در شرکت‌هایی که از ارزش منصفانه استفاده نموده‌اند با شرکت‌هایی که از نظام بهای تمام‌شده استفاده کرده‌اند متفاوت است. » بررسی و به مقایسه آن‌ها پرداخته شد و نتایج حاصل از بررسی آماری این فر ضیه نشان داد که در روش ارزش منصفانه بین سود هر سهم با قیمت سهام رابطه معنادار وجود دارد اما بین ارزش دفتری با قیمت سهام را به طه معنادار وجود ندارد اما در نظام بهای تمام شده بین سود هر سهم و هم چنین ارزش دفتری با قیمت سهام رابطه معنادار وجود ندارد. هم چنین نتیجه آزمون کرامر جهت مقایسه نشان می‌دهد، آماره آزمون برای دو گروه معنادار می‌باشد. بنابراین می‌توان نتیجه گرفت اختلاف در ضرایب تعیین تعدیل‌شده حاصل از

برآورد مدل‌ها برای روش ارزش منصفانه و نظام بهای تمام‌شده معنادار می‌باشد لذا می‌توان ادعا نمود ارتباط ارزشی همزمان سود هر سهم عادی و ارزش دفتری در شرکت‌هایی که از روش ارزش منصفانه استفاده نموده با شرکت‌هایی که از نظام بهای تمام شده استفاده نموده متفاوت و در شرکت‌هایی که از ارزش منصفانه استفاده نموده بیشتر است. در این رابطه تحقیق وون (۲۰۰۹)، در استفاده از نظام بهای تمام‌شده هم راستا با بخش دوم فرضیه تحقیق حاضر می‌باشد که نشان می‌دهد وقتی شرکت‌ها سوددهی منفی و مدیریت سوددهی دارند، ترکیب اطلاعات ارزشی سوددهی و ارزش دفتری در ارتباط با قیمت‌های تضمینی کاهش می‌یابد (نوروزی، ۱۳۹۳). در این رابطه طبق یافته‌های پور حیدری و همکاران (۱۳۸۴)، اهمیت جزء ارزش دفتری عامل پیش گفته در ارزش‌گذاری حقوق مالکان، در ایران پررنگ نمی‌باشد . این در حالی است که شاید بتوان دلیل این امر را به استفاده از اصل بهای تمام شده توسط شرکت‌ها نسبت داد، زیرا بالا بودن نرخ تورم و عدم تجدید ارزیابی دارایی‌ها توسط شرکت‌ها، تفاوت قابل‌توجهی میان ارزش دفتری و ارزش بازار ایجاد کرده است .

همچنین پژوهش ثقفی، باغومیان (۱۳۸۸) که از منظر ارزش‌گذاری و بر اساس استدلال‌هایی ارائه شده است، نتایج مشابهی را ارایه داد که روند کاهشی شدت رابطهٔ میان قیمت بازار و متغیرهای مالی سود و ارزش دفتری (ارتباط ارزشی اطلاعات حسابداری) را می‌توان در این عامل نیز در نظر گرفت که اثر اندازه‌گیری حسابداری، نتیجهٔ ناتوانی الگوی فعلی گزارش گری مالی (نظام بهای تمام شده) در بازنمایی کامل ارزش بنیادی شرکت است و هم چنین اثر اندازه‌گیری حسابداری (ارزش منصفانه) در پژوهش آن‌ها نشان داد که می‌توان ادعا کرد که روند مذکور طی زمان افزایشی بوده است؛ که هم راستا با بخش اول فرضیه تحقیق حاضرمی باشد (در شرکت‌هایی که از روش ارزش منصفانه استفاده کرده‌اند).

بنابراین در پایان با توجه به نتایج حاصل از این پژوهش پیشنهادات کاربردی به شرح زیر مطرح می‌گردد:

با توجه به جنبه کاربردی ارزش‌گذاری سهام شرکت‌ها و اهمیت فوق‌العاده قیمت سهام، با توجه به اینکه در استفاده از روش ارزش منصفانه در ارزشیابی دارایی‌های ثابت قدرت توضیح دهندگی سود و هم چنین همزمان سود و ارزش دفتری نسبت به استفاده از نظام بهای تمام‌شده بیشتر می‌باشد بنابراین به مدیران و دست اندر کاران بازار سرمایه پیشنهاد می‌گردد جهت کمک به تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاران در بازارهای مالی، تسریع جایگزینی یا افزایش استفاده

از روش اندازه‌گیری ارزش منصفانه با نظام بهای تمام‌شده را در شرکت‌های مختلف مد نظر قرار دهند و در ایجاد و تسهیل ساز و کارهای لازم کوشا باشند. هم چنین با توجه به این که ارزش اطلاعاتی ارقام مبتنی بر ارزش بازار بیشتر از ارزش بهای تمام شده است لذا به تحلیل گران بورس و سرمایه‌گذاران بالفعل و بالقوه، توجه بیشتر به ارزش اطلاعاتی ارقام حسابداری مبتنی بر ارزش بازار توصیه می‌گردد. هم چنین به پژوهشگران علاقه‌مند به این حوزه نیز پیشنهاد می‌گردد در تحقیقات آتی دوره زمانی پژوهش‌های آینده را با توجه به گذشت زمان و در دسترس بودن داده‌های بیشتر در مورد شرکت‌های تجدید ارزیابی کننده، افزایش و شرکت‌های بیشتری را در نمونه آماری خود قرار دهند و هم چنین آزمون فرضیه‌ها را در سطح هر صنعت انجام دهند و با توجه به اینکه در این تحقیق از ارتباط ارزشی سود هر سهم و ارزش دفتری، با قیمت سهام ا ستفاده شده ا ست لذا می‌توان از دیگر اطلاعات ارقام حسابداری مثل فعالیت‌های سرمایه‌گذاری، بازده سرمایه‌گذاری و مالیات و... استفاده نمایند و اینکه، با توجه به این مطلب که در این تحقیق از صورت‌های مالی سالانه استفاده شده است لذا محققان آتی می‌توانند از صورت‌های مالی میان‌دوره‌ای جهت انجام تحقیق مشابه استفاده نمایند.

منابع

اقبال، مریم. (۱۳۸۳). بررسی دیدگاه مدیران نسبت به شیوه تجدید ارزیابی دارایی‌ها. رساله جهت اخذ درجهٔ کارشناسی ارشد از دانشگاه تهران، دانشکدهٔ مدیریت دانشگاه تهران، تهران.

پور حیدری، امید؛ سلیمانی امیری، غلامرضا؛ صفا جو، محسن. (۱۳۸۴). بررسی میزان ارتباط سود و ارزش دفتری باارزش بازار سهام شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران. *بررسی‌های حسابداری و حسابرسی، شماره ۴۲، صص ۳ – ۱۹.*

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

ربیعی، حامد؛ امینی، ولی اله؛ ایزدی نیا، ناصر. (۱۳۹۲). بررسی ارتباط ارزشی اطلاعات حسابداری در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس و اوراق بهادار تهران. *پژوهش‌های تجربی حسابداری، سال دوم، شماره ۸، صص ۱۰۱ – ۱۲۳.*

سعیدی، علی؛ قادری، احسان. (۱۳۸۶). بررسی مربوط بودن سود حسابداری، ارزش دفتری و گردش وجوه نقد عملیاتی و سرمایه‌گذاری در مدل های ارزشیابی مبتنی بر قیمت. *بررسی‌های حسابداری و حسابرسی، دوره ۱۴، شماره ۵.*

شمشیری، محسن. (۱۳۹۳). افزایش سرمایه از طریق مازاد تجدید ارزیابی دارایی‌های شرکت‌ها و بانک‌ها بر اساس قانون بودجه عمومی. تاریخ انتشار ۱۶ شهریور، (خبر اقتصادی) کد خبر ۲۸۰۴۰. منابع: *آیین‌نامه افزایش سرمایه بودجه سالانه، آیین‌نامه افزایش سرمایه از محل مازاد تجدید ارزیابی دارایی، مصوبه ۱۸ تیر ۱۳۹۲، هیئت‌وزیران، قانون بودجه سال (۱۳۹۱).*

علوی، سید مصطفی؛ حقیقت، حمید. (۱۳۹۲). بررسی رابطه بین شفافیت سود حسابداری و بازده غیرعادی سهام در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران. *مجله پژوهش‌های حسابداری مالی، سال پنجم، شماره اول، شماره پیاپی (۱۵)*، بهار ۹۲.

مومن زاده، محمدمهدی؛ زارع بهنمیری، محمدجواد؛ مومن زاده، محمدهادی. (۱۳۹۲). بررسی تطبیقی سیاست‌های تجدید ارزیابی دارایی‌ها و مقررات تجدید ارزیابی دارایی‌ها در ایران (با تأکید بر شرایط تحریم اقتصادی).

مهتدی، اعظم. (۱۳۸۴). ارزیابی ارتباط متغیرهای حسابداری با قیمت سهام شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران. پایان‌نامه کارشناسی ارشد حسابداری، دانشگاه الزهرا (س).

نمازی، محمد؛ رضایی، حمیدرضا. (۱۳۹۱). تأثیر نرخ تورم بر کیفیت سود شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران. *پژوهش‌های تجربی حسابداری، سال دوم، شماره ۵، پاییز ۹۱، صص ۶۷ – ۹۱.*

نمازیان، علی. (۱۳۸۹). ارزیابی تأثیر تجدید ارزیابی دارایی شرکت‌ها بر افشای دارایی‌ها و مالیات بر درآمد شرکت‌ها. هیأت علمی دانشگاه آزاد اسلامی، واحد رفسنجان.

نوروزی، مریم. (۱۳۹۳). بررسی رابطه ارزش اطلاعاتی جریان‌های نقدی و اقلام تعهدی جاری و غیر جاری و ارزش بازار سهام در بازار سرمایه ایران. پایان‌نامه کارشناسی ارشد حسابداری، دانشگاه آزاد اسلامی یزد.

Alavi, S. M and Haqiqat, H. (۲۰۱۳). Investigating the Relationship between Transparency of Accounting Earnings and Abnormal Stock Returns in Companies Listed in Tehran Stock Exchange. *Journal of Financial Accounting Research, Fifth year, No. 1, Serial No. (15)* , Spring. (In Persian)

Al-Hogail, A. A. (2004). The valuation Effect of Investor Behavior on the Relevance of Financial information, Unpublished PhD Dissertation, *Department of Accountancy, Case Western Reserve University, Cleveland, OH, USA.*

Berger, P. Ofek E. and Swary I. (1996). Investor valuation of Abandonment Option, *Journal of Financial Economics*, *Vol. 42*, 257-258.

Brown, S. K. Lo, and T. Lys (1999). Use of R^2 in Accourding Research: Measuring Changes in Value Relevance over the Last Four Decades, *Journal of Accounting and Economics, Vol. 28, Issue 2 (Dec):* 83 – 115.

Burgstahler, D. and Dichev, I. (1997). Earnings, Adaption and Equity Value, *The Accounting Review, Vol. 72*, 187-215.

Collins, D. W. Maydew, E. L. and Weiss, I. S. (1997). Changes in the Value-Relevance of Earnings and Book Value Over the Past Forty Years, *Journal of Accounting and Economics,Vol. 24*, 39-67.

Core, J. W. Guay, and Buskirk, A. (2003). Market Valuations in the New Economy: An Investigation of What has changed. *Journal of Accounting and Economics*, Vol, 34, Issue 1-3 (Jan): 43-67.

Dontoh, A. Radhakrishnan, s. and J. Ronen (2004). The Declining of Value-Relevance of Accounting information and Non- Information-Based Trading: *An Empirical Analysis, Contemporary Accounting Research, Vol. 21, Issue 4 (Winter*): 795-812.

Gu, z. (2007). Across-Sample Incomparability of R^2 s and Additional Evidence on Value Relevance Changes Over Time, *Journal of Business Finance and Accounting,Vol. 34*, Issue 7-8 (Sep): 1073-1098.

Iqbal, M. (2004). Investigating the managers' view relative to the method of revaluation of assets. Treatise for MSc degree from Tehran University, Faculty of Management of University of Tehran, Tehran. (In Persian)

Lev, B. and Zarowin, p. (1999). Boundaries of Financial Reporting and How to Extend them, *Journal of Accounting Research, Vol. 37, Issue 2 (Autumn):* 353-385.

Mehtadi, A. (2005). Evaluation of relevance between accounting variables and stock prices of companies listed in Tehran Stock Exchange. MSc Thesis for Accounting, Al-Zahra University (S). (In Persian)

Momen Zadeh, M. M. and Zare Behnemiri, M. J. and Momen Zadeh, M. H. (2013). A comparative study of assets revaluation policies and assets revaluation rules in Iran. (with emphasis on economic sanctions conditions). (In Persian)

Namazi, M. and Rezaei, H. (2012). Impact of inflation on earnings quality of companies listed in Tehran Stock Exchange. *Accounting Empirical Researches, Second Year, No. 5*, pp. 67-91. (In Persian)

Namazian, A. (2010). Evaluation of the impact of companies' asset revaluation on companies Disclosure of Assets and income taxes. Faculty Member of Islamic Azad University of Rafsanjan.

Noriaki, O. (2014). Fair value accounting from a distributed cognition. Ryutsu Keizai University. *Department Of Economics, 120ryugasaki, japan. GModel, AACCFOR*-296: No. of pages1.

Noroozi, M. (2014). Investigation the Relationship of the Information Value of Cash Flows and Current and Non-Current Accruals and the

Value of Stock Market in Iran's Capital Market. MSc Thesis in Accounting, Islamic Azad University of Yazd. (In Persian)

Poor Heydari, O. and Soleymani amiri, Q. and Safajoo, M. (2006). Investigating the relationship between earnings and book value with the stock market value of companies listed in Tehran Stock Exchange. *Accounting and Auditing Reviews*, *No. 42*, pp. 3-19. (In Persian)

Rabiei, H. and Amini, V. and Eizadinia, N. (2013). Investigating the Value Relevance of Accounting Information in the Companies listed in Tehran Stock Exchange. *Accounting Empirical Researches*, *Second Year, No. 8,* pp. 101-123. (In Persian)

Ramanna, K. (2013). Why Fair Value Is the Rule, *Harvard Bussiness Review* - Scott Pirie, Malcolm Smith, (2008) , Stock Prices and Accounting Information: Evidence from Malaysia, *Asian Review of Accounting*, *Vol. 16 Iss: 2*, 109 – 133.

Saeidi, A. and Qaderi, E. (2009). Investigation the relevance of accounting profit and book value and operating cash flow and investment in price-based valuation models. *Accounting and auditig reviews*, *Vol. 14, NO. 5.* (In Persian).

Saqafi, A. and Baqoomian, R. (2009). Determining the Value relevance of Accounting Information in Measurement and Behavioral Perspectives. *Accounting Quarterly Studies*, *No. 25,* pp. 1- 52. (In Persian)

Shamshiri, M. (2014). Increase in capital through surplus revalued assets of companies and banks in according to general budjet law. Publication date 16th of september (Economic News) , News Code 28040 (Sources: Regulation on Increasing Capital of Annual Budjet, Regulation for Increasing Capital from the Place of Extra Revaluation of Assets, July, 1392, Cabinet of Ministers, Budget Law,1391). (In Persian)

پژوهش‌های تجربی حسابداری

سال هفتم، شماره ۲۶، زمستان ۱۳۹۶، صص ۷۳ - ۹۱

بررسی ارتباط دارایی‌های نامشهود با گزارشگری سرمایه انسانی: شواهد تجربی از شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران

الهام حسنی آذر*، علی رحمانی**

تاریخ دریافت: ۹۵/۰۷/۱۶

تاریخ پذیرش: ۹۵/۱۱/۲۵

چکیده

در فضای اقتصادی کنونی، شرکت‌ها سرمایه انسانی را به‌عنوان یکی از عمده‌ترین منابع مزیت رقابتی خود به شمار می‌آورند و گزارشگری سرمایه انسانی، یک سیستم گزارشگری شرکت است که اطلاعاتی راجع به دانش، توانایی، قابلیت‌ها و انگیزه کارکنان ارائه می‌کند. در این مطالعه، برای نخستین بار، ارتباط گزارشگری سرمایه انسانی با دارایی‌های نامشهود شرکت‌ها مورد آزمون قرار می‌گیرد. نمونه مورد استفاده دربرگیرنده ۱۳۱ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۸۹ تا ۱۳۹۳ است و برای پردازش و آزمون فرضیه‌ها از روش رگرسیون داده‌های ترکیبی استفاده شده است. نتایج بررسی‌ها نشان داد که ارتباط معکوس بین دارایی‌های نامشهود و گزارشگری سرمایه انسانی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران برقرار است. به‌عبارت دیگر، افشای داوطلبانه اطلاعات مالی و غیرمالی درباره سرمایه‌گذاری در سرمایه انسانی، جایگزینی برای شناسایی دارایی‌های نامشهود در گزارشگری مالی است. براین اساس، بین افشای اجباری دارایی‌های نامشهود و افشای داوطلبانه سرمایه انسانی ارتباط معکوس وجود دارد، به این معنا که افشای داوطلبانه نقش جایگزین برای افشای اجباری را ایفا می‌کند.

واژه‌های کلیدی: دارایی‌های نامشهود، سرمایه انسانی، گزارشگری سرمایه انسانی.

طبقه‌بندی موضوعی: G34, M41

DOI: 10.22051/jera.2017.12066.1461

* دانشجوی دکترای حسابداری و مدرس دانشگاه الزهراء (س)، نویسنده مسئول، (hasaniazar@yahoo.com)،

** استاد گروه حسابداری دانشگاه الزهراء (س)، .(rahmani.ali@gmail.com)

مقدمه

امروزه مدل جدیدی از دارایی‌ها در عرصه سازمانی مطرح شده و به‌طور کلی، دارایی‌های سازمان‌ها را به دو دسته دارایی‌های ملموس (مشهود) و ناملموس (نامشهود) تقسیم می‌کنند. شرکت مایکروسافت در سال ۲۰۰۱ حدود ۵۵ میلیارد دلار دارایی داشت، در حالی که در همان زمان ارزش سهام این شرکت در بازار بورس (حاصلضرب تعداد سهام در ارزش هر سهم) به حدود ۳۰۰ میلیارد دلار بالغ می‌شد. یعنی شرکتی که اگر همه دارایی خود را در یک مزایده می‌فروخت، ۵۵ میلیارد دلار درآمد کسب می‌کرد، از نظر ناظران بیرونی ۳۰۰ میلیارد دلار (بیش از ۵ برابر ارزش واقعی مشهود خود) می‌ارزید. لذا تفاوت حدود ۲۵۰ میلیارد دلاری به چشم می‌خورد (دائوم جرگن، ۲۰۰۳). دانش انجام کار یک شرکت، تحت عناوین متفاوتی نام‌گذاری می‌شود که در این بین نام‌های مشترکی که به چشم می‌خورد عناوین دارایی‌های نامشهود و سرمایه فکری است. به‌دلیل کاربردهای زیاد این دو واژه، در حال حاضر بسیاری از صاحب‌نظران، آن‌ها را هم‌معنی می‌دانند (عالم تبریز و همکاران، ۱۳۸۸). از دیدگاه حسابداری، دارایی‌های غیرجاری را می‌توان به دو گروه مشهود و نامشهود تقسیم کرد. دارایی مشهود «عینیت» دارد ولی دارایی نامشهود فاقد عینیت است (تیموری و گودرزی، ۱۳۸۹). دارایی نامشهود به یک دارایی غیرپولی و فاقد ماهیت عینی اطلاق می‌شود (استانداردهای حسابداری ایران، ۱۳۸۹) که به لحاظ حقوقی و مزایایی که مالکیت بر آن فراهم می‌آورد، دارای ارزش است (نصیری، ۱۳۸۹). شناسایی دارایی‌های نامشهود، همواره با مشکلاتی همراه بوده است (شیمان و همکاران، ۲۰۱۵). با این حال سرمایه‌های فکری دارای اهمیت اقتصادی قابل توجهی برای بسیاری از شرکت‌ها می‌باشند و اثرات ناشناخته آن‌ها هنوز هم در موضوعات حسابداری مورد بحث و بررسی می‌باشد (ماری و بارث، ۱۹۹۹).

یکی از مهمترین و قابل توجه‌ترین دارایی‌های نامشهود شرکت‌ها، سرمایه فکری نامیده می‌شود. اختلاف در حال افزایش بین ارزش دفتری و ارزش بازار شرکت‌ها که همان سرمایه فکری خوانده می‌شود، باعث افزایش اهمیت سرمایه فکری شده است. سرمایه فکری را می‌توان اساسی‌ترین دارایی یک سازمان دانست و سه جزء اصلی آن که اغلب محققین بر آن اتفاق نظر دارند، عبارت‌اند از سرمایه انسانی، سرمایه ساختاری و سرمایه مشتری. از سال ۱۹۹۰ با تغییر روند ارزشیابی شرکت‌ها، چالش بزرگی ایجاد و ارزش بیشتری برای دارایی‌های نامشهود همانند مهارت و دانش کارکنان، نام تجاری، سیستم‌ها و مواردی از این دست در نظر

گرفته شد. در این میان، سرمایه فکری از مهم‌ترین دارایی‌های نامشهود سازمان است و آن را ابزاری ارزشمند برای توسعه دارایی‌های کلیدی سازمان می‌دانند. سرمایه فکری، زاده عرصه علم و دانش است و می‌تواند نقش بسیار مؤثری را در راستای بهبود عملکرد و موفقیت مستمر سازمان ایفا نماید (احمدیان و همکاران، ۱۳۹۲). از طرفی، در یک دهه اخیر مدیریت سازمان‌ها تشخیص داده‌اند که در دستیابی به مزیت رقابتی پایدار و اثربخش، سرمایه انسانی از بالاترین اهمیت برخوردار است. در دنیایی که دانش و ارتباط با مشتریان بیش از پیش اهمیت یافته است، سرمایه انسانی که نشان‌دهنده حجم دانش، مهارت‌های فنی، خلاقیت و تجربه سازمان می‌باشد اهمیت فزاینده‌ای می‌یابد و به‌همین نحو نیروی کار نه به‌عنوان دارایی‌های هزینه‌بردار بلکه به‌عنوان دارایی‌های مولد تلقی می‌شوند (هندریکس، ۲۰۰۲). سرمایه انسانی را می‌توان به‌عنوان توان بالقوه شرکت برای موفقیت با توجه به کارکنان آن، توانایی و ظرفیت کارگران آن و قابلیت های کارمندان آن، تعریف نمود (گامرسلگ و مولر، ۲۰۱۱). این سرمایه، دربرگیرنده دانش و قابلیت‌های کارکنان شرکت به‌همراه انگیزه آنان برای استفاده از آن شایستگی‌ها و قابلیت هاست (حساس‌یگانه و همکاران، ۱۳۹۳).

گزارشگری سرمایه انسانی را می‌توان به‌عنوان یک سیستم گزارشگری شرکت تعریف نمود که اطلاعاتی راجع به دانش، توانایی، قابلیت‌ها و انگیزه کارکنان ارائه می‌کند. گزارشگری جامع، دریافت‌کنندگان این‌گونه اطلاعات را قادر می سازد که دیدی بهتر نسبت به خاصیت‌ها و توان بالقوه سرمایه انسانی پیدا کنند. از این‌رو، گزارشگری سرمایه انسانی، ارزیابی جایگاه شرکت در بازار و ارزیابی دقیق توان بالقوه شرکت برای خلق ارزش را تسهیل می‌کند (کپلان و نورتون، ۲۰۰۴a؛ گامرسلک و مولر، ۲۰۱۱).

در مطالعه حاضر تلاش می‌شود که با استفاده از داده‌های شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، به بررسی ارتباط شناسایی دارایی‌های نامشهود با افشای داوطلبانه اطلاعات سرمایه انسانی پرداخته شود.

مبانی نظری

طی سال‌های گذشته، دارایی‌های نامشهود در موارد بسیار نادری در صورت‌های مالی شرکت‌ها قرار داده می‌شدند. به بیان شیمان و همکاران (۲۰۱۵)، از جمله مهمترین علل این موضوع این است که حقوق کنترل دارایی‌های نامشهود شفاف و مشخص نیست، سودهای آتی

ناشی از دارایی‌های نامشهود قطعی نیست و ارزش واقعی دارایی‌های نامشهود اغلب مبتنی بر عوامل ناشناخته است. به این ترتیب، شناسایی و ارزشگذاری دارایی‌های نامشهود با مشکلات متعددی همراه است. متعاقباً گزارشگری سرمایه فکری و به تبع آن گزارشگری سرمایه انسانی، بسیار نامتقارن است. توضیح این‌که سرمایه فکری تنها زمانی به‌عنوان یک دارایی نامشهود در ترازنامه قابل شناسایی و ارزش‌گذاری است که خریداری شود (حقوق مالکیت شفاف باشند و بهای خرید، برآوردی بی‌طرفانه است از ارزش دارایی نامشهود)، اما زمانی‌که در داخل شرکت ایجاد شود، قابل شناسایی و ارزیابی نیست.

تحت این شرایط، ممکن است دو شرکت با سرمایه انسانی کاملاً مشابه، ارقام متفاوتی برای دارایی‌های نامشهود گزارش نمایند. این موضوع امکان دارد شرکت‌ها را ترغیب نماید که فقط بخش اندکی از سرمایه انسانی خود را در ترازنامه شناسایی و گزارش کنند و به این ترتیب، افشای داوطلبانه بیشتری داشته باشند. به این ترتیب، باتوجه به عدم شفافیت و متعاقباً قابلیت اتکای پایین اطلاعات ارائه شده درباره دارایی‌های نامشهود در ترازنامه، این امکان وجود دارد که شرکت تلاش کند قابلیت اتکا و مربوط بودن مقادیر گزارش شده را از طریق گزار شگری داوطلبانه اطلاعات اضافی درباره ارزش‌گذاری سرقفلی، بهبود بخشد که به این ترتیب، ارتباطی مستقیم بین دارایی‌های نامشهود گزارش شده در صورت‌های مالی و افشای داوطلبانه اطلاعات سرمایه فکری (شیمان و همکاران، ۲۰۱۵) و متعاقباً سرمایه انسانی، انتظار می‌رود.

از سویی دیگر برخی ادبیات حسابداری این‌طور استدلال می‌کنند که افشای داوطلبانه اطلاعات مالی و غیرمالی درباره سرمایه‌گذاری در سرمایه فکری، جایگزینی برای شناسایی دارایی‌های نامشهود در گزارشگری مالی است (برای مثال؛ باسو و وایمیر، ۲۰۰۸). براین اساس، انتظار می‌رود بین افشای اجباری دارایی‌های نامشهود و افشای داوطلبانه سرمایه فکری ارتباط منفی وجود داشته باشد، به این معنا که افشای داوطلبانه نقش جایگزین برای افشای اجباری را ایفا می‌کند. در مجموع، گرچه اکثر پژوهش‌های تحلیلی از وجود ارتباط معنادار بین آن‌ها خبر داده‌اند، اما جهت ارتباط بین افشای داوطلبانه و اجباری درهم‌آمیخته بوده است (بانگلی و واتز، ۲۰۰۷).

علاوه بر این، گزارشگری سرمایه انسانی می‌تواند باعث شهرت شرکت گردد، زیرا گزارشگری ابعاد انسانی با سایر فعالیت‌های اجتماعی و افشای اطلاعات اجتماعی شرکت

مرتبط است. ارتباط شرکت با کارکنان آن، اهمیت فراوانی پیدا کرده است و توسط اعضای جامعه به کرات مورد مشاهده و توجه قرار می‌گیرد. زیرا این گزارشگری نشانگر چگونگی ارتباط شرکت با کارکنان آن است. گزارشگری سرمایه انسانی می‌تواند تصویر و شهرت شرکت را از طریق ارتباط هدفمند با ذی‌نفعان کلیدی، بهبود دهد - برای نمونه، مشتریان، سرمایه‌گذاران، کارکنان و کارکنان آتی. علاوه براین، امکان دارد کارکنان چند نقش ایفا کنند و بنابراین می‌توانند به‌صورت مثبت بر شهرت شرکت اثر گذارند (گامرسلگ و مولر، ۲۰۱۱).

پژوهش‌های خارجی

بلیر و والمن (۲۰۰۰) در مطالعه خود به طبقه بندی دارایی‌های نامشهود پرداختند. آن‌ها در این تحقیق دارایی‌های نامشهود را به سه دسته زیر تقسیم‌بندی نمودند:

۱. آن دسته از دارایی‌های نامشهود که شرکت به طور شفاف دارای حق مالکیت آنها بوده و دارای بازار خرید و فروش می‌باشند. در این گروه دو نمونه از دارایی‌های نامشهود قابل تفکیک شدن است:

الف- دارایی‌هایی از قبیل کپی رایت، نام تجاری، حق اختراع.

ب- قراردادهای تجاری، لیسانس و پایگاه‌های داده.

۲. دارایی‌های نامشهودی که تحت کنترل شرکت هستند اما تعریف درستی از آنها در دست نیست و ممکن است حق مالکیت قانونی برای آنها وجود نداشته باشد. همچنین برای آنها یا بازاری وجود ندارد و یا دارای بازار غیرفعال و ضعیف هستند. مثال‌هایی از این قبیل دارایی‌ها شامل: مخارج تحقیق و توسعه، اعتبار تجاری، سیستم‌های مدیریت اموال و فرایندهای تجاری است.

۳. دارایی‌های نامشهودی که شرکت کنترل کمی برآنها دارد و بازار فعال برای آنها وجود ندارد. این دارایی‌ها به نیروی انسانی شرکت مربوط می‌باشند. مثال‌هایی از این قبیل شامل دارایی‌های سرمایه انسانی، دارایی‌های سازمان یافته و سرمایه فکری می‌باشد.

اشتون (۲۰۰۵) در مطالعه خود نشان داد که خط مشی بلیر و والمن در طبقه بندی دارایی‌های نامشهود در ارتباط با دشواری در اثبات مالکیت و حق کنترل و به طور کلی دشواری در

اندازه‌گیری این دارایی‌ها می‌باشد؛ لذا در طبقه‌بندی آنها سومین طبقه دارایی‌های نامشهود مشکلات حسابداری زیادی را نسبت به دو طبقه قبل پدید آورده است که دلیل این امر را می‌توان دشواری در اندازه‌گیری دارایی‌های این طبقه دانست.

آبی سکرا (۲۰۰۸) در مطالعه‌ای به بررسی رویه‌های افشای سرمایه فکری و تفاوت‌های افشای آن در بین شرکت‌های کشور سریلانکا و سنگاپور با استفاده از روش تحلیل محتوا و تعیین روند افشای اطلاعات سرمایه فکری در گزارش‌های مالی طی سال‌های ۱۹۹۸ تا ۲۰۰۰ پرداخته است. نتایج آزمون‌های اجرا شده نشان می‌دهد که در سنگاپور، سرمایه انسانی و در سریلانکا، سرمایه خارجی نسبت به سایر گروه‌ها بیشتر افشا می‌شوند. نتایج پژوهش وی تفاوت‌های افشای سرمایه فکری بین شرکت‌های سریلانکا و سنگاپور را مشخص نموده و بیان می‌کند که این تفاوت‌ها ناشی از تفاوت در نگرش کشورهاست، و نیاز به ارائه روش شناسی یکنواخت در چارچوب افشای سرمایه فکری برای اجرای رویه‌های یکنواخت افشا را بیان نموده است.

ورما و دئو (۲۰۰۸) در مطالعه‌ای استنتاج نمودند که اکثر مدیران، اندازه‌گیری منابع انسانی را برای سازمان خود مهم ارزیابی می‌کنند. اما تعداد اندکی از آنان برنامه مشخصی برای به‌کارگیری آن در سال‌های آتی دارند.

حبیب‌الزمان خان و رشیدالزمان خان (۲۰۱۰) به بررسی گزارشگری سرمایه انسانی در شرکت‌های برتر بنگلادش پرداختند. آنان در نهایت بیان نمودند که گزارشگری این شرکت‌ها وضعیت نامطلوبی ندارد و وضعیت این گزارشگری در سال‌های ۲۰۰۹ و ۲۰۱۰ بهبود داشته است.

گامرسلگ و مولر (۲۰۱۱) بیان نمودند از آنجا که سرمایه‌گذاران علاقمند به عملکرد مالی آتی شرکت هستند، ارتباطی مثبت بین اطلاعات مالی گزارش شده و ارزیابی بازار سرمایه از ارزش شرکت وجود خواهد داشت.

شیمان و همکاران (۲۰۱۵) گزارش نمودند که میزان دارایی نامشهود شناسایی شده با کمیت و کیفیت افشای داوطلبانه سرمایه فکری، دارای ارتباط منفی قابل توجهی است. آنان نشان دادند که این ارتباط عمدتاً از حسابداری سرقفلی حاصل می‌گردد.

پژوهش‌های داخلی

نمازی و جامعی (۱۳۸۹) در مطالعه‌ای با عنوان "نقش اطلاعات حسابداری (هزینه‌یابی) منابع انسانی روی سازه‌های سیستم ارزیابی متوازن شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران"، یافتند که بین اطلاعات هزینه یابی منابع انسانی و سازه‌های سیستم ارزیابی متوازن (با لحاظ اندازه و نوع شرکت، تحصیلات و تجربه مدیران منابع) هم در سطح کلیه شرکت‌ها و هم در سطح شاخص‌ها، رابطه مثبت و معناداری وجود دارد.

زنجیرچی و همکاران (۱۳۹۰) به ارائه مدلی جهت ارزیابی کارایی دارایی‌های نامشهود سازمان‌ها پرداختند. آنان در این پژوهش ضمن بررسی اجمالی روش‌های اندازه‌گیری دارایی‌های نامشهود، مدلی جهت ارزیابی کارایی این نوع سرمایه‌ها ارائه نمودند.

ایمانی پور و همکاران (۱۳۹۳) به بررسی و رتبه بندی موانع پیاده سازی حسابداری منابع انسانی در مجتمع مس سرچشمه (به عنوان یکی از شرکت های پیشرو در استفاده از سیستم ERP در ایران) پرداخت. یافته های این پژوهش نشان می‌دهد، فقدان آشنایی و شناخت کافی استفاده کنندگان از اطلاعات حسابداری و تهیه کنندگان این اطلاعات از حسابداری منابع انسانی، کاربردها و اهمیت اطلاعات حاصل از آن است و همچنین فقدان ارائه آموزش کافی در جهت معرفی و گسترش این سیستم، اهداف و طبقه بندی نکردن منبع انسانی به عنوان دارایی موجب شده است تا سیستم حسابداری منابع انسانی پیاده سازی و اجرا نگردد.

حساس یگانه و همکاران (۱۳۹۳) به این نتیجه رسیدند که گزارشگری سرمایه انسانی بر عملکرد مالی شرکت تأثیری ندارد و در عین حال، قیمت سهام و ارزش بازار شرکت را افزایش می‌دهد. همچنین نتایج پژوهش بیانگر اثر تعدیلی مثبت اندازه شرکت بر ارتباط بین گزارشگری سرمایه انسانی با قیمت سهام و ارزش بازار شرکت است. ضمناً نتیجه‌گیری شد که اهرم مالی و ساختار سررسید بدهی تأثیری مثبت بر گزارشگری سرمایه انسانی دارند.

میرسپاسی و همکاران (۱۳۹۴) به بررسی امکان‌سنجی حسابداری منابع انسانی سازمان مورد مطالعه: موسسه مطالعات بین المللی انرژی (وابسته به وزارت نفت جمهوری اسلامی ایران) " پرداختند. نتایج به دست آمده حاکی از آن است که جو سازمانی در موسسه مطالعات بین‌المللی آمادگی لازم را برای استقرار سیستم حسابداری منابع انسانی دارد. همچنین، از بین

سه مدل مورد بررسی در این موسسه، مدل بهای تمام شده تاریخی امکان بیش‌تری برای استقرار دارد.

سهیلی انارکی و همکاران (۱۳۹۵) به برر سی نقش حسابداری منابع انسانی بر بهره وری در سازمان‌ها پرداخته اند. در این پژوهش با تکیه بر نقش حسابداری منابع انسانی در سازمان، تأثیر آن بر بهره وری مورد توجه قرار گرفته و جنبه های مختلف اثر گذاری آن بر عملکرد منابع انسانی و بهره وری آن و همچنین بهره وری کل سازمان بررسی شده است. نتایج حاصل از این پژوهش نشان دهنده نقش پررنگ حسابداری منابع انسانی بر اهداف یاد شده می‌باشد که می‌توان با به کارگیری صحیح این نوع حسابداری، گام‌های بلندی در جهت تعالی منابع انسانی و مجموعه سازمان برداشته و آینده روشن تری را برای سازمان رقم زد.

فرضیه پژوهش

با توجه به مطالب مذکور، فرضیه مطالعه به صورت زیر تبیین می‌شود:

شناسایی دارایی‌های نامشهود دارای ارتباطی معنادار با گزارشگری سرمایه انسانی است.

روش پژوهش

از آنجا که نتایج حاصل از این پژوهش می‌تواند در تصمیمات مدیران، سرمایه‌گذاران، تحلیل‌گران و فعالان بازار سرمایه، سازمان بورس و اوراق بهادار و حسابرسان مورد استفاده قرار گیرد، از جنبه هدف پژوهش، از نوع پژوهش‌های کاربردی به شمار می‌رود. همچنین از جنبه نحوه استنباط در خصوص فرضیه‌های پژوهش، در گروه پژوهش‌های توصیفی- همبستگی قرار می‌گیرد، زیرا جهت کشف روابط بین متغیرهای پژوهش، از تکنیک‌های رگرسیون و همبستگی استفاده خواهد شد که به این ترتیب، از نظر استدلالی، استدلال استقرایی است. همچنین، از آنجا که از طریق آزمایش داده‌های موجود، نتیجه‌گیری خواهیم کرد، این پژوهش در گروه تئوری‌های اثباتی قرار خواهد گرفت.

مدل و متغیرهای تحقیق

برای آزمون فرضیه تحقیق از مدل زیر استفاده می‌شود:

$$HumanCapitalReporting_{i,t} = \beta_0 + \beta_1\ IntangibleAssets_{i,t} +$$

β_2 Profitability$_{i,t}$ + β_3 Leverage$_{i,t}$ + β_4 Liquidity$_{i,t}$ +

β_5 Market-to-book ratio$_{i,t}$ + $\varepsilon_{i,t}$ (۱) مدل

که در آن:

متغیر وابسته

HumanCapitalReporting$_{i,t}$ = گزارشگری سرمایه انسانی شرکت i در سال t که به پیروی از رویکرد حساس یگانه و همکاران (۱۳۹۳)، از شش شاخص آموزش و تمرین، سن، تجربه کاری، سطح تحصیلات، تعداد کارکنان بخش های مختلف و عملیات رفاهی برای کارکنان (سلامت) برای اندازه‌گیری میزان افشای اطلاعات سرمایه انسانی استفاده شد. هرچند اطلاعات مذکور به‌صورت کیفی ارائه می‌شوند اما می‌توان با کدگذاری آن‌ها را در معادله رگرسیونی به کار برد. به این ترتیب که در صورت ارائه اطلاعات درباره هرکدام، عدد یک منظور می شود و در غیر این صورت عدد صفر لحاظ می‌گردد. پس از کدگذاری جداگانه هر یک از معیارها، حاصل جمع آن‌ها به‌عنوان وضعیت گزارشگری سرمایه انسانی مورد استفاده قرار می‌گیرند. بنابراین دامنه اعداد منظور شده برای گزارشگری سرمایه انسانی از صفر تا شش خواهد بود.

متغیر مستقل

IntangibleAssets$_{i,t}$ = دارایی‌های نامشهود شرکت i در سال t که برابر است با نسبت دارایی‌های نامشهود به کل دارایی‌ها.

متغیرهای کنترلی

براساس ادبیات موجود از قبیل تحقیق حساس یگانه و همکاران (۱۳۹۳) از تعدادی از متغیرهای کنترل به شرح ذیل در این تحقیق استفاده می‌شود:

Profitability$_{i,t}$ = سودآوری شرکت i در سال t که برابر است با نسبت سودخالص به دارایی‌ها.

Leverage$_{i,t}$ = اهرم مالی شرکت i در سال t که برابر است با نسبت بدهی‌ها به دارایی‌ها.

$Liquidity_{i,t}$ = نسبت جاری شرکت i در سال t که برابر است با نسبت دارایی‌های جاری به بدهی‌های جاری.

$Market\text{-}to\text{-}book\ ratio_{i,t}$ = فرصت‌های رشد شرکت i در سال t که برابر است با نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام.

جامعه آماری و نمونه آماری

جامعه آماری این پژوهش، شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۸۹ تا ۱۳۹۳ می‌باشد. نمونه مورد استفاده نیز از طریق روش حذف سیستماتیک از جامعه آماری انتخاب خواهد شد، به این ترتیب که نمونه، متشکل از کلیه شرکت‌های موجود در جامعه آماری است که حائز معیارهای زیر باشند:

۱. در طول دوره پژوهش، تغییر در دوره مالی نداشته باشند.

۲. جزء شرکت‌های فعال در حوزه فعالیت‌های مالی، از جمله شرکت‌های سرمایه‌گذاری، بانک‌ها، بیمه‌ها و موسسات مالی نباشند. به‌دلیل این‌که این موسسات از لحاظ ماهیت فعالیت، متفاوت بوده و درآمد اصلی آن‌ها حاصل از سرمایه‌گذاری است و وابسته به فعالیت سایر شرکت‌ها هستند، لذا ماهیتاً با سایر شرکت‌ها متفاوت می‌باشند و بنابراین، از نمونه مورد بررسی حذف خواهند شد.

۳. داده‌های مورد نیاز جهت متغیرهای تحقیق، در طول دوره زمانی ۱۳۸۹ الی ۱۳۹۳، موجود باشند.

۴. دوره مالی آن‌ها منتهی به ۱۲/۲۹ هر سال باشد تا بتوان داده‌ها را در کنار یکدیگر و در صورت نیاز، به صورت پانلی به‌کار برد.

باتوجه به شرایط تعیین شده، تعداد ۱۳۱ شرکت به‌عنوان نمونه نهایی برگزیده شدند.

پردازش یافته‌های پژوهش

داده‌های مربوط به ۱۳۱ شرکت عضو نمونه آماری پژوهش، طی سال‌های ۱۳۸۹ تا ۱۳۹۳، از بانک‌های اطلاعاتی موجود استخراج شده و به نرم‌افزار Excel منتقل گشت. پس از انجام محاسبات لازم برای متغیرهای مستقل و وابسته، اطلاعات لازم برای آزمون آماری مورد نیاز،

در پرونده‌های مناسب ذخیره شد و در نرم افزار Eviews9 پردازش شد. آمار توصیفی متغیرهای پژوهش در نگاره یک ارائه شده است.

نگاره (۱): آمار توصیفی متغیرها

متغیر	میانگین	میانه	بیشینه	کمینه	انحراف معیار
گزارشگری سرمایه انسانی	۳/۴۷۷	۴/۰۰۰	۶/۰۰۰	۰/۰۰۰	۱/۸۱۷
دارایی‌های نامشهود	۰/۰۰۵	۰/۰۰۲	۰/۰۵۵	۰/۰۰۰	۰/۰۰۸
سودآوری	۰/۱۱۸	۰/۰۹۷	۰/۶۳۱	-۰/۲۴۷	۰/۱۳
اهرم مالی	۰/۵۹۳	۰/۶۱۴	۰/۹۸۶	۰/۰۶۵	۰/۱۹۷
نسبت جاری	۱/۴۰۵	۱/۲۴۳	۴/۶۵	۰/۱۴۸	۰/۶۷۲
فرصت‌های رشد	۲/۳۱۹	۱/۹۷۱	۷/۴۱۷	۰/۱۷۹	۱/۴۶

همان‌طور که در نگاره شماره یک مشهود است، مقادیر میانگین و میانه متغیر گزارشگری سرمایه انسانی به ترتیب برابر ۳/۴۷۷ و ۴ می‌باشند. نزدیک بودن مقادیر میانگین و میانه این متغیر، نشان‌دهنده این است که پراکندگی متغیر مذکور دارای وضعیت مناسب و نزدیک به توضیح نرمال است. مشخصات سایر متغیرها نیز در نگاره مذکور مشهود است.

نگاره (۲): آزمون همبستگی پیرسون متغیرها

متغیر	گزارشگری سرمایه انسانی	دارایی‌های نامشهود	سودآوری	اهرم مالی	نسبت جاری	فرصت‌های رشد
گزارشگری سرمایه انسانی	۱	-۰/۰۸۹ ۰/۰۲۷	۰/۰۳۱ ۰/۴۳۴	۰/۱۰۳ ۰/۰۱	-۰/۰۸۵ ۰/۰۳۴	-۰/۰۱۳ ۰/۷۴۵
دارایی‌های نامشهود		۱	۰/۰۰۵ ۰/۸۹۱	۰/۰۸ ۰/۰۴۸	-۰/۱۶۲ ۰/۰۰۰	۰/۰۸۵ ۰/۰۳۴
سودآوری			۱	-۰/۵۸۸ ۰/۰۰۰	۰/۴۶۹ ۰/۰۰۰	۰/۲۵ ۰/۰۰۰
اهرم مالی				۱	۰/۶۴۸ ۰/۰۰۰	۰/۱۰۹ ۰/۰۰۶
نسبت جاری					۱	۰/۰۵۳ ۰/۱۸۸
فرصت‌های رشد						۱

نتایج آزمون همبستگی پیرسون متغیرهای پژوهش در نگاره شماره دو ارائه شده است. بنابر نتایج ارائه شده در نگاره شماره دو، همبستگی معکوس و معنادار بین گزارشگری سرمایه انسانی و دارایی‌های نامشهود برقرار است. این در حالی است که متغیرهای اهرم مالی و نسبت جاری، به ترتیب دارای همبستگی مستقیم و معنادار و معکوس و معنادار با گزارشگری سرمایه انسانی می‌باشند. از دیگر نکات قابل توجه در نگاره شماره دو، عدم وجود همبستگی بسیار قوی بین متغیرهای مستقل و کنترلی (آماره همبستگی کوچکتر از ۰/۸) است و لذا مشکل همخطی قابل توجهی در تخمین مدل مربوطه وجود نخواهد داشت.

پیش از تجزیه و تحلیل داده‌های پژوهش، پایایی متغیرها باید بررسی شود. پایایی متغیرهای پژوهش به این معنا است که میانگین و واریانس متغیرها در طول زمان و کواریانس متغیرها بین سال‌های مختلف ثابت بوده است. در نتیجه، استفاده از این متغیرها در مدل، باعث به‌وجود آمدن رگرسیون کاذب نمی شود. به این منظور، از آزمون ایم، پسران و شین استفاده شد که نتایج این آزمون مطلوب بوده و سطح معناداری برای همه متغیرها کمتر از ۰/۰۵ است و بنابراین، همه متغیرهای پژوهش در دوره مورد بررسی، در سطح پایا هستند (نگاره شماره سه).

نگاره (۳): آزمون پایایی متغیرها

متغیر	آماره t	سطح معناداری
گزارشگری سرمایه انسانی	-۷/۸۲۲	۰/۰۰۰
دارایی‌های نامشهود	-۱۱/۲۵۸	۰/۰۰۰
سودآوری	-۱۳/۰۸	۰/۰۰۰
اهرم مالی	-۱۰/۳۰۳	۰/۰۰۰
نسبت جاری	-۱۳/۸۳۶	۰/۰۰۰
فرصت‌های رشد	-۱۶/۶۴۷	۰/۰۰۰

آزمون بعدی که مورد استفاده قرار می‌گیرد، آزمون همخطی است. همخطی وضعیتی است که نشان می‌دهد یک متغیر مستقل تابعی خطی از سایر متغیرهای مستقل است. به‌منظور محاسبه همخطی از شاخص عامل تورم واریانس استفاده شده است. هر چقدر عامل تورم واریانس افزایش یابد، باعث می‌شود واریانس ضرایب رگرسیون افزایش یابد. مقدار مطلوب برای عامل تورم واریانس، کمتر از ده است. گفتنی است مقادیر عامل تورم واریانس برای تمامی متغیرها کاملاً مطلوب بوده است (نگاره شماره چهار).

نگاره (۴): عامل تورم واریانس

متغیر	VIF
گزارشگری سرمایه انسانی	-
دارایی‌های نامشهود	۱/۰۴۱
سودآوری	۱/۸۲۱
اهرم مالی	۲/۳۷۷
نسبت جاری	۱/۸۳۶
فرصت‌های رشد	۱/۲۲۱

در ادامه، ابتدا برای تعیین روش به‌کارگیری داده‌های ترکیبی و تشـــخیص همگن یا ناهمگن بودن آن‌ها از آزمون چاو و آماره F لیمر ا ستفاده شده ا ست. فر ضیه‌های آماری این آزمون به شرح زیر است:

H_0=Pooled Data

H_1=Panel Data

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

در صورتی‌که نتایج این آزمون، مبنی بر به‌کارگیری داده‌ها به صورت داده‌های پانلی شود، می‌بایست برای تخمین مدل پژوهش از یکی از مدل‌های اثرات ثابت (FEM) یا اثرات تصادفی (REM) استفاده شود. برای انتخاب یکی از این دو مدل باید آزمون هاسمن اجرا شود.

H_0=Random Effect

H_1=Fixed Effect

فرض صـــفر هاســـمن مبنی بر مناســـب بودن مدل اثرات تصـــادفی برای تخمین مدل‌های رگر سیونی داده‌های تابلویی ا ست. بر ا ساس تو ضیحات ارائه شده، در را ستای برآورد ضرایب مدل مربوط به آزمون فرضـــیه پژوهش، ابتدا برای تعیین روش داده‌های ترکیبی و تشـــخیص

همگن یا ناهمگن بودن آن‌ها، از آزمون چاو و آماره F لیمر استفاده می‌گردد. نتایج این آزمون در نگاره شماره پنج آمده است.

نگاره (۵): نتایج آزمون چاو

فرضیه صفر	آماره F	سطح معناداری	نتیجه آزمون چاو
استفاده از مدل داده‌های تلفیقی	۴۲/۷۰۶	۰/۰۰۰	فرض صفر رد می‌شود

مطابق آنچه در نگاره شماره پنج دیده می شود، نتیجه آزمون چاو، نشان می‌دهد که احتمال به دست آمده برای آماره F کمتر از ۵ درصد است، بنابراین برای آزمون این مدل، داده‌ها به صورت تابلویی مورد استفاده قرار می‌گیرند. در ادامه در نگاره شماره شش، با اجرای آزمون هاسمن، ضرورت استفاده از روش اثرات ثابت یا تصادفی، بررسی می‌گردد.

نگاره (۶): نتایج آزمون هاسمن

فرضیه صفر	آماره کای‌اسکوئر	سطح معناداری	نتیجه آزمون چاو
استفاده از مدل اثرات تصادفی	۶/۶۲۲	۰/۲۵	فرض صفر رد نمی‌شود

با توجه به نگاره شماره شش، سطح معناداری آزمون هاسمن بیشتر از ۰/۰۵ است، لذا برای برآورد ضرایب مدل مذکور، باید از مدل اثرات تصادفی استفاده نمود. نتیجه آزمون مدل مذکور با استفاده از مدل اثرات تصادفی و روش حداقل مربعات تعمیم یافته برآوردی (EGLS) در نگاره شماره هفت ارائه شده است.

نگاره (۷): آزمون فرضیه

متغیر	ضریب	خطای استاندارد	آماره t	معناداری
ضریب ثابت	۲/۶۸۴	۰/۵۰۸	۵/۲۷۷	۰/۰۰۰
دارایی‌های نامشهود	-۲۲/۲۹۷	۸/۳۵۱	-۲/۶۷	۰/۰۰۷
سودآوری	۲/۷۸۵	۰/۷۸۷	۳/۵۳۹	۰/۰۰۰
اهرم مالی	۱/۸۰۲	۰/۵۸۶	۳/۰۷	۰/۰۰۲
نسبت جاری	-۰/۱۷۹	۰/۱۴۶	-۱/۲۲۹	۰/۲۱۹
فرصت‌های رشد	-۰/۰۸۵	۰/۰۵۴	-۱/۵۵۹	۰/۱۱۹
آماره F = ۱۵/۲۷۴			ضریب تعیین = ۰/۴۴۲	
سطح معناداری F = ۰/۰۰۰			ضریب تعیین تعدیل شده = ۰/۴۳۴	
آماره دوربین واتسون = ۲/۱۳۹				

نتایج نگاره شماره هفت نشان می‌دهد که آماره t متغیر دارایی‌های نامشهود بزرگتر از ۱/۹۶۵- و سطح معناداری آن کوچکتر از ۰/۰۵ است که به این ترتیب، ارتباطی معکوس و معنادار بین دارایی‌های نامشهود و گزارشگری سرمایه انسانی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران برقرار است. لذا فرضیه مطرح شده در مطالعه حاضر مبنی بر این‌که "شناسایی دارایی‌های نامشهود دارای ارتباطی معنادار با گزارشگری سرمایه انسانی است"، مورد تأیید قرار می‌گیرد.

علاوه براین، باتوجه به این‌که آماره t متغیر سودآوری بزرگتر از ۱/۹۶۵+ و سطح معناداری آن کوچکتر از ۰/۰۵ است، ارتباطی مستقیم و معنادار بین سودآوری و گزارشگری سرمایه انسانی شرکت‌های مورد بررسی، وجود دارد. شرایط مشابهی برای متغیر اهرم مالی نیز برقرار است. این در حالی است سطح معناداری متغیرهای نسبت جاری و فرصت‌های رشد، بزرگتر از ۰/۰۵ است و به این ترتیب، متغیرهای مذکور، ارتباطی معنادار با گزارشگری سرمایه انسانی ندارند.

گفتنی است آماره دوربین- واتسون مدل ۲/۱۳۹ است که بین ۱/۵ و ۲/۵ قرار دارد. ضمناً سطح معناداری آماره F نیز ۰/۰۰۰ است که پایین‌تر از ۰/۰۵ بوده و نشان از معناداری مدل دارد. دیگر نکته قابل توجه در نگاره شماره هفت، ضریب تعیین تعدیل شده مدل است. مقدار ضریب تعیین تعدیل شده مدل مورد استفاده حدود ۴۳ درصد می‌باشد که نشان می‌دهد حدود ۴۳درصد از تغییرات متغیر وابسته به‌وسیله متغیرهای مستقل و کنترلی قابل توضیح است که مقدار قابل قبولی است. لازم به ذکر است که استفاده از روش حداقل مربعات تعمیم‌یافته برآوردی، منجر به رفع اثرات ناهمسانی واریانس احتمالی گردیده است.

نتیجه‌گیری

رقابتی شدن بازار و سازمان‌ها و به خصوص بازار اشتغال و استخدام، تغییرات در نیروی انسانی را به مسیری رهنمون ساخته است که از نیروی انسانی و افراد به‌عنوان سلاح برتر استراتژیک و مهم‌ترین عامل رسیدن به مزیت رقابتی یاد می‌شود. چنانچه سازمانی ممکن است در عین داشتن منابع غنی، صرفاً به‌خاطر نداشتن نیروی انسانی کارآمد در عرصه کسب و کار، حرفی برای گفتن نداشته باشد و در مقابل، سازمان‌های دیگر فقط و فقط با تکیه بر نیروی انسانی متخصص و کارای خود و با بکارگیری منابع اندک، گوی سبقت را از دیگر رقبا ربوده

با شند. در یک دهه اخیر، مدیریت سازمان‌ها تشخیص داده‌اند که در د ستیابی به مزیت رقابتی پایدار و اثربخش، سرمایه انسانی از بالاترین اهمیت برخوردار است.

گر چه شـــر کت ها تما یل ز یادی به ارائه اطلاعاتی تفصـــیلی به اعضـــای جامعه درباره سرمایه‌گذاری‌های خود در دارایی‌های مشهود و مالی دارند، اکثر آن‌ها نسبت به ارائه اطلاعاتی پرمعنا درباره ارزش نیروی کار خود، بی‌اعتنا هســـتند. تقریباً تمام تمرکز گزارشـــگری برون ســـازمانی بر داده‌های مالی قرار دارد و مقادیر نامشـــهودی چون ســـرمایه انســـانی به مقدار کافی درنظر گرفته نشده‌اند. بنابراین، بخش بزرگی از منابع شرکت در ترازنامه ظاهر نمی‌شوند. یکی از دلایل بی‌توجهی به ارائه این‌گونه اطلاعات این اســـت که امکان دارد ســـود بالقوه ناشـــی از منابع نامشـــهود قابل رویت نباشـــد. با این وجود، موفقیت مالی آتی عمدتاً مبتنی بر این‌گونه ارزش‌های نامشـــهود اســـت. در این مطالعه تلاش شـــد تا ارتباط گزارشـــگری ســـرمایه انســـانی با دارایی‌های نامشهود شرکت‌ها مورد برر سی قرار گیرد. به این منظور از داده‌های ۱۳۱ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۸۹ تا ۱۳۹۳ استفاده گردید.

نتایج بررسی‌ها نشان داد که ارتباطی معکوس بین دارایی‌های نامشهود و گزارشگری سرمایه انسانی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران برقرار است. نتیجه مذکور، بیانگر این مطلب است که افشای داوطلبانه اطلاعات مالی و غیرمالی درباره سرمایه‌گذاری در سرمایه انسانی، جایگزینی برای شناسایی دارایی‌های نامشهود در گزارشگری مالی است. براین اساس، بین افشای اجباری دارایی‌های نامشهود و افشای داوطلبانه سرمایه انسانی ارتباط معکوس وجود دارد، به این معنا که افشـای داوطلبانه نقش جایگزین برای افشـای اجباری را ایفا می‌کند. نتیجه مذکور را می‌توان در انطباق با نتایج و اسـتدلال‌های باسـو و وایمیر (۲۰۰۸) و شـیمان و همکاران (۲۰۱۵) دانست.

پیشنهادات برای پژوهش‌های آتی

- بررســی ارتباط دارایی‌های نامشـهود با گزارشـگری سـرمایه انسـانی به تفکیک صـنعت و مقایسه نتایج حاصل.
- بررسی رابطه گزارشگری سرمایه انسانی و ارزش شرکت.
- بررسی تأثیر حاکمیت شرکتی و اندازه شرکت بر گزارشگری سرمایه انسانی.

- بررسی تأثیر افشای سرمایه انسانی بر کیفیت گزارشگری مالی.

منابع

احمدیان، مجید و قربانی، رحیم. (۱۳۹۲). بررسی رابطه بین سرمایه فکری و عملکرد سازمانی: مورد مطالعه وزارت امور اقتصادی و دارایی. *مجله اقتصادی، ۱۱ و ۱۲*، ۱۳۰-۱۱۱.

ایمانی پور، عزت و فاضل یزدی، علی. (۱۳۹۳). بررسی و رتبه بندی موانع پیاده سازی حسابداری منابع انسانی (مطالعه موردی: مجتمع مس سرچشمه). *فصلنامه دانش حسابداری و حسابرسی مدیریت، ۱۱*، ۱۷ -۲۷.

حساس یگانه، یحیی؛ رحیمیان، نظام‌الدین و توکل‌نیا، اسماعیل. (۱۳۹۳). ارزش آفرینی گزارشگری سرمایه انسانی. *حسابداری مدیریت، ۷ (۲۰)*، ۳۴-۱۱.

زنجیرچی، محمود؛ طباطبایی، محمد و هادیان، حسام‌الدین. (۱۳۹۰). ارائه مدلی جهت ارزیابی کارایی دارایی‌های نامشهود سازمان‌ها. سومین همایش ملی تحلیل پوششی داده‌ها، دانشگاه آزاد اسلامی واحد فیروزکوه.

سهیلی انارکی، راضیه و حاتمی فر، بهنام. (۱۳۹۵). بررسی نقش حسابداری منابع انسانی بر بهره وری در سازمان ها. پنجمین کنفرانس بین المللی حسابداری و مدیریت و دومین کنفرانس کارآفرینی و نوآوری‌های باز. پژوهشگاه نیرو.

عالم تبریز، اکبر؛ رجبی فرد، ایمان و حاجی بابا، علی. (۱۳۸۸). سرمایه فکری: اندازه‌گیری، افشاء، مدیریت. انتشارات مرکز آموزش و تحقیقات صنعتی ایران، تهران، چاپ اول.

میرسپاسی، ناصر؛ حیدرپور، فرزانه و ابراهیمی، رقیه. (۱۳۹۴). امکان‌سنجی حسابداری منابع انسانی سازمان مورد مطالعه: موسسه مطالعات بین المللی انرژی (وابسته به وزارت نفت جمهوری اسلامی ایران). *حسابداری مدیریت، ۸ (۲۴)*، ۱۱-۲۳.

نصیری، احمد. (۱۳۸۹). مدیریت سرمایه شرکت‌ها: مبانی تأمین، ساختاردهی و تخصیص سرمایه شرکت‌ها، مرکز مطالعات تکنولوژی دانشگاه صنعتی شریف، انتشارات دانش پژوهان جوان، تهران، چاپ اول.

نمازی، محمد و جامعی، رضا. (۱۳۸۹). نقش اطلاعات حسابداری (هزینه‌یابی) منابع انسانی روی سازه‌های سیستم ارزیابی متوازن شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، *مجله پژوهش‌های حسابداری مالی، ۴ (۶)*، ۴۴-۲۱.

Ahmadian, M. and Ghorbani, R. (1392). Investigating the relationship between intellectual capital and organizational performance: case study of the ministry of economic affairs and finance. *Economics Journal, 11 and 12*, 130-111. (In Persian)

Alam Tabriz, A. , Rajabi Fard, I. and Haji Baba, A. (1388). Intellectual capital: measurement, disclosure, management. Publication of Iran's Industrial Research and Training Center, First Edition. (In Persian)

Ashton, R. H. , (2005). Intellectual capital and value creation: A review. *Journal of accounting literature, Vol. 24*, 53-134.

Bagnoli, M. and Watts, S. G. (2007). Financial reporting and supplemental voluntary disclosure. *Journal of Accounting Research, 45 (5) ,* 885-913.

Basu, S. and Waymire, G. (2008). Has the importance of intangibles really grown? And if so, why? *Accounting & Business Research, 38 (3) ,* 171-190.

Blair, M. M. and Wallman, S. M. H. (2000). Unseen wealth: Report of the Brookings task force on understanding intangibles sources of value, Washington, DC: The Brookings Institution Press.

Daum Juergen, H. (2003). Intangible assets and value creation. John Wiley & Sons Ltd.

Gamerschalg, R. , and Moeller, K. (2011). The Positive effects of human capital reporting. *Corporate Reputation Review, 14 (2) ,* 145–155.

Habib-Uz-Zaman Khan, M. , and Rashidozzaman Khan, M. (2010). Human capital disclosure practices of top Bangladeshi companies. *Journal of Human Resource Costing & Accounting, 14 (4) ,* 329-349.

Hassasyeganeh, Y. , Rahimian, N. and Tavakolnia, I. (1393). Value creation of human capital reporting. *Management Accounting, 7 (20) ,* 11-34. (In Persian)

Hendricks, L. (2002). How important is human capital for development. *American Economic Review, 92 (1) ,* 198-219.

Imanipour, E. and Fazel Yazdi, A. (1393). Assessment and evaluation of human resource accounting implementation barriers (Case Study: Sarcheshmeh Copper Complex). *Journal of Accounting and Audit Management Knowledge, 11,* 27-17. (In Persian)

Kaplan, R. S. and Norton, D. P. (2004a). Measuring the strategic readiness of intangible assets. *Harvard Business Review, 82 (2) ,* 52–63.

Mary E. and Barth, R. (1999). Share repurchases and intangible assets. *Journal of Accounting and Economics, 28,* 211-241.

Mirspasi, N. , Heidarpour, F. and Ebrahimi, R. (1394). Feasibility study of human resources accounting of the studied organization: Institute for International Energy Studies (affiliated to the Ministry of Oil of the Islamic Republic of Iran). *Management Accounting, 8 (24) ,* 11-23. (In Persian)

Namazi, M. and Jamei, R. (1389). The Role of accounting information (Costing) of Human Resources on the constituents of the balanced scorecard of the Companies Accepted in the Tehran Stock Exchange. *Journal of Financial Accounting Research, 4 (6) ,* 21-44. (In Persian)

Nasiri, A. (1389). Corporate capital management: Fundamentals of supply, structuring and allocation of companies capital, Center for Technology Studies, Sharif University of Technology, Young Scientists' Publishing House, Tehran, First Edition. (In Persian)

Shiemann, F. , Richter, K. and Günther, T. (2015). The relationship between recognised intangible assets and voluntary intellectual capital disclosure. *Journal of Applied Accounting Research, 16 (2)* , 240 – 264.

Soheili Anaraki, R. and Hatamifar, B. (1395). Investigating the Role of HR Accounting on Productivity in Organizations. The 5th International Accounting and Management Conference and the 2nd Conference on Entrepreneurship and Innovations. Power Research Institute. (In Persian)

Verma, S. and Dewe, P. (2008). Valuing human resources: perceptions and practices in UK organizations. *Journal of Human Resource Costing & Accounting, 12 (2)* , 102-123.

Zanjirchi, M. , Tabatabai, M. and Hadian, H. (1390). Providing a model for assessing the efficiency of intangible assets of organizations. Third National Conference on Data Envelopment Analysis, Islamic Azad University, Firoozkooh Branch. (In Persian)

پژوهش‌های تجربی حسابداری

سال هشتم، شماره ۲۶، زمستان ۱۳۹۶ صص ۴۳ - ۱۱۵

نرخ موثر مالیاتی نقدی معیار سنجش اجتناب مالیاتی یا مدیریت سود افزایشی ؟

فریدون رهنمای رودپشتی*، زهرا دیانتی دیلمی، فاطمه سادات فخاری*****

تاریخ دریافت:۹۴/۰۲/۰۵

تاریخ پذیرش:۹۴/۰۶/۱۵

چکیده

هدف از پژوهش حاضر محاسبه کارایی هزینه و سود بانک‌های تجاری ایران و بررسی رابطه بین کارایی هزینه و سود با متغیرهای اندازه، نسبت کفایت سرمایه، نسبت هزینه به سود و سودآوری است. این پژوهش در دو مرحله انجام شد. در مرحله نخست با استفاده از تکنیک تحلیل پوششی داده‌ها، کارایی هزینه و سود ۱۰ بانک در دوره زمانی ۱۳۸۵-۱۳۹۲ مورد محاسبه قرار گرفت و در مرحله دوم با بهره‌گیری از رگرسیون داده‌های ترکیبی (پانلی) به بررسی رابطه میان کارایی هزینه و سود با متغیرهای پیش گفته پرداخته شد. در مرحله نخست بانک‌های مورد بررسی به طور نسبی در دو گروه کارا و غیر کارا از لحاظ هزینه و سود طبقه‌بندی گردید و مشخص شد که بانک های مورد بررسی از لحاظ کسب سود و کسب منافع کارایی بیشتری نسبت به صرف یا هزینه کردن منابع دارند. همچنین، از دیگر یافته‌های این مرحله از پژوهش، ارائه راهکاری برای بانک‌های ناکارا به منظور حرکت به سمت مرز کارایی بود. در حقیقت، تکنیک تحلیل پوششی داده‌ها، واحدهای مرجع (از میان بانک‌های کارا) را برای بانک های ناکارا هدف از این تحقیق بررسی این موضوع است که آیا نرخ موثر مالیاتی نقدی معیار مناسبی برای اندازه‌گیری اجتناب مالیاتی است؟ به منظور بررسی این موضوع، نمونه‌ای متشکل از ۱۰۲ شرکت (مشتمل بر ۷۱۴ مشاهده شرکت-سال) پذیرفته شده در بورس و اوراق بهادار که دارای سود قبل از مالیاتی مثبت بوده‌اند، برای دوره ۱۳۸۴ تا ۱۳۹۱ انتخاب شده‌اند. با استفاده از داده‌های ترکیبی و بکارگیری روش پانل دیتا به منظور آزمون فرضیه ها، نتایج حکایت از آن دارد که، نرخ موثر مالیاتی نقدی معیار مناسبی برای اندازه گیری اجتناب مالیاتی نیست. چرا که این نرخ، دو اثر متمایز اجتناب مالیاتی و مدیریت سود افزایشی را به صورت هم‌زمان منعکس می کند. دلیل این امر وجود سود قبل از مالیات در مخرج کسر این نرخ است که می‌تواند تحت تأثیر فعالیت‌های مربوط به مدیریت سود قرار گیرد. استفاده از این نرخ برای اندازه‌گیری اجتناب مالیاتی در تحقیقاتی که مدیریت سود نیز بر موضوع مورد بررسی آن‌ها نیز اثر گذار است ممکن است موجب تحریف نتایج گردد.

واژه‌های کلیدی: اجتناب مالیاتی، نرخ موثر مالیاتی نقدی، نرخ موثر مالیاتی جریان نقد عملیاتی، مدیریت سود افزایشی.

طبقه‌بندی موضوعی: G34

DOI: 10.22051/jera.2017.2802

*استاد تمام گروه مالی و حسابداری، واحد علوم و تحقیقات، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران، (rahnama.roodposhti@gmail.com)،

**دانشیار گروه حسابداری، دانشگاه خوارزمی، (diana@tikhu.ac.ir)،

***کارشناسی ارشد حسابداری، دانشگاه خوارزمی، نویسنده مسئول، (fatimafsf2010@yahoo.com).

مقدمه

در شرکت‌ها مالیات بر درآمد از مهم‌ترین عوامل کاهنده سود به مثابه هزینه‌ها است. از این رو بسیاری از شرکت‌ها با استفاده از برخی تمهیدات سعی در کاهش و به تعویق انداختن مالیات بر درآمد خود دارند. اجتناب مالیاتی، فرار مالیاتی، مدیریت سود، محافظه‌کاری از جمله ابزارهایی است که شرکت‌ها ممکن است در صورت لزوم و بسته به شرایط از آنها استفاده کنند .به عبارتی ساده به هر نوع اقدام غیرقانونی جهت عدم پرداخت صحیح مالیات از قبیل حساب سازی، عدم ارائه دفاتر، انجام فعالیت اقتصادی بدون رسم و نشان و امثالهم فرار مالیاتی، و انجام اقدامات قانونی به منظور کاهش بدهی مالیاتی، اجتناب مالیاتی اطلاق می‌شود (زهی و محمد خانلی، ۱۳۸۹).

نکته قابل توجه و چالش برانگیز نبود تعریف و یا سازه‌ها و ابزارهای پذیرفته شده در خصوص اجتناب مالیاتی است. تعاریف و عباراتی که در این خصوص بکار برده می شود با توجه به شرایط و جوامع متفاوت است. به هرحال ناتوانی در تعریف و تعیین اجتناب مالیاتی نباید مانع اجرا تحقیقات در این حوزه شود؛ چرا که موضوعات متعددی در حسابداری وجود دارند که در خصوص ماهیت و موضوع آن هنوز اجماع وجود ندارد. کیفیت سود یکی از این موارد است که علی‌رغم تحقیقات متعدد صورت گرفته در این خصوص هنوز هم تعریف دقیق و روشنی از آن ارائه نگردیده است (هانلون و هیتزمن، ۲۰۱۰).

درمطالعات صورت گرفته در حوزه‌ی اجتناب مالیاتی برای انعکاس اجتناب مالیاتی و اثرات آن از معیارهای مختلفی استفاده می‌شود که از جمله این معیارها می‌توان به پناهگاه مالیاتی[۱]، سپر مالیاتی۲، مزایای مالیاتی شناخته نشده[۳]، نرخ موثر مالیاتی نقدی۴، نرخ موثر مالیاتی جریان نقد عملیاتی[۵]، نرخ موثر مالیاتی استاندارد[۶]، تغییرات حاشیه مالیات۷ و تفاوت دفتری مالیات [۸] اشاره کرد. نرخ های موثر مالیاتی از پرکاربردترین معیارهای اندازه‌گیری اجتناب مالیاتی می‌باشند که در تحقیقات مختلف از آنها استفاده شده‌است. معیارهای نرخ موثر مالیاتی بسیاری وجود دارند. نرخ موثر مالیاتی نقدی یکی از معیارهای اندازه‌گیری اجتناب مالیاتی است .

این نرخ اولین بار توسط دیرنگ و همکاران (۲۰۰۸) پیشنهاد شده‌است. در بسیاری از تحقیقات مانند مک گویر و همکاران (۲۰۱۴) درستی این نرخ مورد تردید واقع شده‌است. افزون بر این، بسیاری از تحقیقات مانند زیمرمن (۱۹۸۳)، عمر و همکاران (۱۹۹۱)، ویلکی و

لیمبرگ (۱۹۹۰)، شـولین و پورتر (۱۹۹۲)، گوپتا و نیوبری (۱۹۹۷) بیان کردند که اسـتفاده از سـود قبل از مالیات در مخرج کسـر نرخ‌های موثر مالیاتی می‌تواند تحت تأثیر انتخاب‌های حسابداری قرار گیرد. بسیاری از این مطالعات به این مسئله که ممکن است نرخ موثر مالیاتی به اندازه اجتناب مالیاتی، مدیریت سود را نیز منعکس کند، توجه نشان داده اند. برای مثال، دسای و دارماپالا (۲۰۰۵) از تفاوت دفتری مالیات (تفاوت سود مشمول مالیات قطعی و سود مشمول مالیات ابرازی) به عنوان معیاری از اجتناب مالیاتی استفاده کردند، اما با استفاده از خارج کردن کل اقلام تعهدی، اثر مدیریت سـود روی این معیار را حذف کردند. از طرفی دیگر، برخی تحقیقات مانند لو و نیسـیم (۲۰۰۴) از نرخی مشـابه این نرخ به عنوان معیاری برای اندازه‌گیری کیفیت پایین سود ناشی از مدیریت سود افزایشی استفاده کرده‌اند.

در صـورتی که نرخ موثر مالیاتی نقدی معیاری مختلط از اجتناب مالیاتی و مدیریت سـود افزایشـی باشـد، در این صـورت در تحقیقاتی که این نرخ به عنوان معیار اندازه‌گیری اجتناب مالیاتی ا ستفاده می شود و مدیریت سود افزایشی نیز بر مو ضوع مورد برر سی اثر گذار با شد، نتایج حاصل از آن تحقیق که به اجتناب مالیاتی نسبت داده می‌شود مورد تردید واقع می گردد.

به هر ترتیب هیچ پژوهشـی به طور جامع بررسـی نکرده اسـت که تا چه میزان نرخ‌های موثر مالیاتی، و به ویژه نرخ موثر مالیاتی نقدی برگرفته از مدیریت سود به جای اجتناب مالیاتی است (یا علاوه بر اجتناب مالیاتی چه میزان مدیریت سود را نشان می‌دهد). هدف این تحقیق بررسی نرخ موثر مالیاتی نقدی و بررسی احتمال انعکاس مدیریت سود افزایشی به جای اجتناب مالیاتی توسط این نرخ و همچنین معرفی نرخ موثر مالیاتی جریان نقد عملیاتی به عنوان معیاری مناسب برای اندازه گیری اجتناب مالیاتی می‌باشد.

مبانی نظری و مروری بر پیشینه پژوهش

مفهوم اجتناب مالیاتی

تعاریف متعددی برای اجتناب مالیاتی در تحقیقات مختلف بیان شده‌ا ست. هانلون و هیتزمن (۲۰۱۰)، اجتناب مالیاتی را کاهش آشـکار مالیات به ازای هر دلار از سـود قبل از مالیات یا جریان‌های نقدی، تعریف کردند. دیوان عدالت اروپا۹ (ECJ) اجتناب مالیاتی را تمهیدات

ساختگی با هدف دور زدن قانون مالیات تعریف کرده است و فعالیت‌های اجتناب مالیاتی را در قالب چهار تکنیک اساسی زیر بیان کرده است:

- معوق کردن پرداخت‌های مربوط به بدهی مالیاتی،
- شناسایی یک قلم از درآمد که مشمول مالیات در نرخ‌های پایین تر باشد،
- حذف دائمی بدهی مالیاتی و
- انتقال درآمد از شخصی که مالیات بسیار زیادی بر او وضع شده به شخصی که مالیات کمتری باید بپردازد.

به دلیل اینکه عدم پرداخت مالیات به وسیله ابزارهای مختلفی همچون محافظه کاری، مدیریت سود، اجتناب مالیاتی و فرار مالیاتی صورت می‌پذیرید انتخاب معیاری مناسب برای اندازه‌گیری اجتناب مالیاتی اهمیت ویژه‌ای می یابد. انتخاب معیاری که تنها منعکس کننده اجتناب مالیاتی باشد و تحت تأثیر دیگر رویدادهای ذکر شده قرار نگیرد. به دلیل اینکه میزان مالیات شرکت‌ها از سود قبل از مالیات آن‌ها به دست می‌آید، امکان اثرگذاری دیگر رویدادهای موجود در سود مانند مدیریت سود بر نتایج تحقیقات مربوط به اجتناب مالیاتی وجود دارد، به ویژه در تحقیقاتی که از معیارهای غیر مستقیم مانند تفاوت دفتری مالیات و نرخ‌های موثر مالیاتی جهت اندازه گیری اجتناب مالیاتی استفاده می‌کنند، چرا که در اغلب این معیارها از سود قبل از مالیات جهت اندازه گیری آن‌ها استفاده می‌شود.

دسای و دارماپالا (۲۰۰۵) اشاره کردند که در تحقیقات حسابداری به خصوص در سال‌های اخیر بر پدیده‌ای به نام مدیریت سود تأکید شده‌است. دسای و دارماپالا (۲۰۰۵) از تفاوت دفتری مالیات (تفاوت سود مشمول مالیات قطعی و سود مشمول مالیات ابرازی) به عنوان معیاری از اجتناب مالیاتی استفاده کردند، اما با حذف اثر اقلام تعهدی، تأثیر مدیریت سود روی این معیار را به شرح زیر، حذف کردند:

$$BT_{i,t} = \beta_1 TA_{i,t} + \mu_i + \epsilon_{i,t}$$

$BT_{i,t}$ (Book-Tax gap) ؛ عبارت است از تفاوت سود مشمول مالیات و سود ابرازی برای شرکت i در سال t تقسیم بر دارایی‌های ابتدای دوره.

$TA_{i,t}$ (Total Accruals)؛ عبارت است از مجموع اقلام تعهدی برای شرکت i در سال t تقسیم بر دارایی‌های ابتدای دوره.

μ_i؛ عبارت است از میانگین باقی مانده برای شرکت i در طول دوره‌ی مورد بررسی.

$\epsilon_{i,t}$؛ عبارت است از انحراف از میانگین باقی مانده‌ی شرکت i (μ_i) مربوط به سال t.

باقی مانده‌ی این مدل به عنوان معیاری از فعالیت‌های سپر مالیاتی (Tax Sheltering Activity) در نظر گرفته می‌شود و در واقع این معیار شامل موارد زیر می‌باشد :

$$TS_{i,t} = \mu_i + \epsilon_{i,t}$$

بسیاری از تحقیقات اخیر به دنبال تعریفی از نرخ موثر مالیاتی که متناسب با ساختار مورد نظر تحقیقشان باشد، بودند. بسیاری از این مطالعات به این مسئله که ممکن است نرخ موثر مالیاتی به اندازه اجتناب مالیاتی، مدیریت سود را نیز منعکس کند، توجه نشان داده اند. به عنوان مثال تحقیقاتی مانند دیرنگ، هانلون و میدو (۲۰۱۰)؛ مک گویر و همکاران (۲۰۱۴) و گانتر و همکاران (۲۰۱۴) بیان کردند که ممکن است نرخ موثر مالیاتی نقدی تحت تأثیر مدیریت سود باشد و از جریان‌های نقدی عملیاتی به جای سود قبل از مالیات در مخرج کسر نرخ موثر مالیاتی استفاده کردند. افزون بر این دیگر تحقیقات مانند لو و نیسیم (۲۰۰۴) و هانلون (۲۰۰۵) از معیارهایی استفاده کرده‌اند که مشابه یا مرتبط با نرخ موثر مالیاتی نقدی هستند و بیان می کنند در صورتی که سطح هزینه مالیات معیاری از سود مشمول مالیات در نظر گرفته شود، این معیارها حاوی اطلاعات مهمی درباره مدیریت سود است. به این معنی که سود مشمول مالیات اجازه تشخیص کمتری را نسبت به سود مندرج در صورت‌های مالی می‌دهد، بنابراین تفاوت‌های بین سود دفتری و سود مشمول مالیات اطلاعاتی را درباره ی تلاش‌های صورت گرفته برای مدیریت سود فراهم می کند (هانلون ۲۰۰۵؛ هانلون و هیتزمن ۲۰۱۰). با ثابت نگه داشتن مالیات‌ها، میزان بالاتر سود قبل از مالیات نشان دهنده ی این است که شرکت در حال شناسایی درآمدهایی است که در سود مشمول مالیات شناسایی نمی‌شود و بنابراین سود درحال مدیریت شدن است. بر اساس مباحث مطرح شده، تحقیقات موجود دریافتند که شرکت‌های با سود دفتری بیشتر نسبت به سود مشمول مالیات؛ رشد سود آتی کمتر (لو و نیسیم۲۰۰۴)، پایداری سود کمتر (هانلون۲۰۰۵) و نسبت‌های بازگشت سود کمتری (جوس، پرت و یانگ ۲۰۰۰) دارند. اگر مالیات‌ها ثابت نگه داشته شده باشند، سود بیشتر نشان دهنده مدیریت سود

افزایشی است، در حالی که اگر سود ثابت نگه داشته شده باشد، مالیات‌های کمتر نشان دهنده ی اجتناب مالیاتی بیشتر است، بنابراین نرخ موثر مالیاتی پایین می‌تواند به عنوان علامتی مبنی بر این که شرکت درحال انجام مدیریت سود یا اجتناب مالیاتی یا هر دو است، تفسیر گردد.

بررسی نرخ موثر مالیاتی نقدی در تحقیقات مختلف

نرخ موثر مالیاتی نقدی یکی از معیارهایی ا ست که به طور گسترده در بسیاری از تحقیقات صورت پذیرفته در حوزه‌ی اجتناب مالیاتی به عنوان معیاری برای انعکاس اجتناب مالیاتی مورد ا ستفاده قرار گرفته ا ست. نرخ موثر مالیاتی نقدی نسبتی ا ست، که صورت کسر آن وجه نقد پرداخت شده برای مالیات‌ها در طول دوره‌ای مشخص، و مخرج آن سود قبل از مالیات برای همان دوره است. نرخ موثر مالیاتی نقدی پایین به عنوان معیاری برای اجتناب مالیاتی در نظر گرفته شده‌است چرا که، با ثابت نگه داشتن درآمد، شرکت‌هایی که اجتناب از مالیات بیشتری دارند وجه نقد کمتری را برای مالیات، نسبت به شرکت‌هایی که اجتناب از مالیات کمتری دارند، پرداخت خواهند کرد.

در بسیاری از تحقیقات مانند مک گویر و همکاران (۲۰۱۴) درستی این نرخ مورد تردید واقع شده‌است. افزون بر این، بسیاری از تحقیقات مانند زیمرمن (۱۹۸۳) و گوپتا و نیوبری (۱۹۹۷) بیان کردند که استفاده از سود قبل از مالیات در مخرج کسر نرخ‌های موثر مالیاتی می‌تواند تحت تأثیر انتخاب‌های حسابداری قرار گیرد. بسیاری از این مطالعات به این مسئله که ممکن است نرخ موثر مالیاتی به اندازه اجتناب مالیاتی، مدیریت سود را نیز منعکس کند، توجه نشان داده اند. بنابراین، اگر نرخ موثر مالیاتی نقدی به عنوان معیاری از اجتناب مالیاتی مورد استفاده قرار گیرد در مواردی که مدیریت سود هم می‌تواند در نتایج اثر گذار باشد، نتایج به دست آمده از آزمون‌های تجربی ممکن است اشتباه گردد و ترکیبی از هر دو موضوع اجتناب مالیاتی و مدیریت سود باشد. با توجه به این موضوع، دیرنگ و همکاران (۲۰۰۸)، مطرح کردند که ممکن است نرخ موثر مالیاتی نقدی مدیریت سود را نیز منعکس نماید. در معرفی این معیار، نویسندگان به محدودیت‌هایی برای این معیار اذعان می‌کنند و یاد آور می شوند که ممکن است مخرج کسر این نرخ تحت تأثیر فعالیت‌های طراحی شده‌ای برای مدیریت سود قبل از مالیات قرار گیرد که بر روی مالیات‌های پرداختی اثری ندارند. از سویی دیگر ویلسون (۲۰۰۹) در تحقیقات خود از سپر مالیاتی به عنوان یکی از مهمترین معیارهای اجتناب مالیاتی

اســتفاده کرده و رابطه‌ی آن با معیارهای مختلف اجتناب مالیاتی را مورد بررســی قرار داده و یکی از نتایج به دست آمده از تحقیق وی این است که ضریب متغیر نرخ موثر مالیاتی نقدی ارتباط معناداری با سپر مالیاتی ندارد و در نتیجه این نرخ نمی‌تواند به عنوان سنجه‌ای مناسب برای اجتناب مالیاتی در نظر گرفته شود.

علاوه بر همه موارد ذکر شده در مورد نرخ موثر مالیاتی نقدی، لو و نیسیم (۲۰۰۴) معیاری مشابه با این نرخ را به عنوان معیاری از کیفیت پایین سود نا شی از مدیریت سود افزایشی ارائه می‌دهند که صورت آن هزینه مالیات‌های جاری به عنوان معیاری از سود مشمول مالیات و مخرج آن سود است. آنها استدلال می‌کنند که این نسبت می‌تواند با رشد سود آتی مرتبط باشد چرا که این نسبت مدیریت سود افزایشی که پایدار نیست را منعکس می‌کند. در صورتی که شرکتی سود جاری خود را بیشتر از واقع نشان دهد، مبنای محا سبه‌ی ر شد سود آتی آن افزایش می‌یابد و در نتیجه رشد سود آتی کاهش خواهد یافت و به صورت هم زمان نیز در پی ارائه مبالغ بیش از واقع سودهای آتی هم در نهایت کمتر از واقع نشان داده خواهند شد. علاوه بر این، آن‌ها مطرح می‌کنند که بسیاری از اقلام تعهدی که برای بیشتر نشان دادن سود مورد استفاده قرار می‌گیرند اقلامی هستند که در قوانین مالیاتی عموما قابل قبول نیستند و بنابراین سود مشمول مالیات چندان تحت تأثیر مدیریت سود نخواهد بود.

همچنین، هانلون و هیتزمن (۲۰۱۰) یادآور می‌شوند که معیارهای معمول اجتناب مالیاتی، مانند نرخ موثر مالیاتی، نرخ موثر مالیاتی نقدی، تفاوت سود ابرازی و قطعی و تفاوت‌های غیر عادی سود ابرازی و قطعی تنها "اجتناب مالیاتی نامنطبق۱۰" را نشان می‌دهند؛ اجتناب مالیاتی نا منطبق نوعی از اجتناب مالیاتی ا ست که در آن تفاوت‌هایی بین سود دفتری (ابرازی) و سود مشمول مالیات (قطعی) وجود دارد، در واقع اجتناب مالیاتی نا منطبق شامل فعالیت‌هایی است که باعث کاهش یافتن سود مشمول مالیات می‌گردند اما الزاما تأثیری بر روی سود دفتری ندارند اما "اجتناب مالیاتی منطبق۱۱" شامل فعالیت‌هایی است که هم سود مشمول مالیات و هم سود دفتری را کاهش می‌دهند. آن‌ها نشان می‌دهند که نسبت مالیات نقدی پرداختی به جریان‌های نقد ناشی از فعالیت‌های عملیاتی معیاری است که هر دو نوع اجتناب مالیاتی (منطبق و نا منطبق) را به دست آورده و نشان می‌دهد، همان معیاری که بعدها گانتر و همکاران (۲۰۱۴) به عنوان نرخ موثر مالیاتی جر یان نقد عملیاتی معرفی کردند. گانتر و همکاران همچنین در تحقیق خود به مقایسه نرخ موثر مالیاتی نقدی و نرخ موثر مالیاتی جریان نقد عملیاتی پرداختند

و برای این کار به بررسی میزان همبستگی بین نرخ‌ها با معیارهای مستقیم سنجش اجتناب مالیاتی از جمله پناهگاه مالیاتی، سپر مالیاتی و مزایای مالیاتی شناخته نشده پرداختند و به این نتیجه دست یافتند که نرخ موثر مالیاتی جریان نقد عملیاتی همبستگی بیشتری را با دیگر معیارها نشان می‌دهد. در بسیاری از تحقیقات دیگر نیز به مناسب بودن نرخ موثر مالیاتی جریان نقد عملیاتی پرداخته شده‌است مانند دیرنگ، هانلون و میدو (۲۰۱۰)؛ و مک گویر و همکاران (۲۰۱۴). این تحقیقات اشاره میکنند که به دلیل وجود جریان‌های نقد عملیاتی در مخرج کسر این نسبت که قابل مدیریت کردن نمی‌باشد اثر انتخاب‌های حسابداری و مدیریت سود وجود ندارد بنابراین استفاده از این معیار جهت اندازه گیری اجتناب مالیاتی از قابلیت اتکای بالاتری برخوردار خواهد بود. با این حال، هیچ پژوهشی به طور رسمی برر نکرده است که تا چه میزان نرخ‌های موثر مالیاتی، و به ویژه نرخ موثر مالیاتی نقدی برگرفته از مدیریت سود به جای اجتناب مالیاتی است (یا علاوه بر اجتناب مالیاتی چه میزان مدیریت سود را نشان می‌دهد).

در بسیاری از تحقیقات برای انعکاس اجتناب مالیاتی از نرخ موثر مالیاتی نقدی استفاده شده‌است و همانطور که در قسمت‌های پیشین نیز اشاره شد اگر این نرخ تحت تأثیر مدیریت سود نیز باشد در مواردی که به بررسی رابطه ی بین اجتناب مالیاتی و دیگر موضوعات می‌پردازیم و از این نرخ به عنوان معیار اجتناب مالیاتی استفاده می‌کنیم، در صورتی که مدیریت سود نیز در این موضوعات اثر گذار باشد ممکن است نتایج تجربی به دست آمده مختلط باشد و تحت تأثیر پیامدهای مدیریت سود نیز قرار بگیرد و پیامدهای اصلی اجتناب مالیاتی را به اشتباه بیان کند. بنابراین انتخاب معیار مناسب جهت اندازه گیری اجتناب مالیاتی اهمیت ویژه‌ای خواهد یافت.

گانتر و همکاران (۲۰۱۴)، در مطالعه‌ای تحت عنوان" آیا تنها شرکت‌های اجتناب کننده از مالیات سود خود را متورم می‌سازند" به بررسی رابطه بین نرخ موثر مالیاتی نقدی با مدیریت سود در شرکت‌های بورسی آمریکایی پرداختند و دریافتند که این نرخ همبستگی زیادی را با مدیریت سود افزایشی نشان می‌دهد. همچنین با بررسی رابطه‌ی بین نرخ موثر مالیاتی نقدی و جریان نقد عملیاتی با معیارهای مستقیم اندازه گیری اجتناب مالیاتی دریافتند که نرخ موثر مالیاتی جریان نقد عملیاتی تحت تأثیر مدیریت سود نیست و آن را به عنوان معیاری مناسب جهت اندازه گیری اجتناب مالیاتی معرفی نمودند.

گوان و پورجلالی (۲۰۱۰)، در پژوهشـــی تحـت عنوان اثر محیط فرهنگی و مقررات حسابداری بر مدیریت سود، به بررسی رابطه بین نرخ مؤثر مالیات و مدیریت سود پرداختند . نمونه نهایی در این پژوهش، مشاهدات۸۴۷۴۸ شرکت در بین ۲۷ کشور طی سا لهای ۱۹۸۷ تا ۲۰۰۱ می‌با شد .در این پژوهش از مدل جونز تعدیل یافته برای اندازه گیری اقلام تعهدی اختیاری و هم چنین از رگر سیون مقطعی، ا ستفاده شده‌است .از آن جا که تعیین نرخ واقعی مالیات (تعیین نرخ مالیات بدون در نظرگرفتن مدیریت ســـود) امکان پذیر نمی‌باشـــد، از میانگین نرخ مؤثر مالیاتی که براسـاس کل مالیات پرداختنی شـرکت و کل درآمد مشـمول مالیات شرکت محاسبه می‌شود، استفاده شده‌است .نتایج نشان می‌دهدکه هرچه این نرخ بالاتر باشد، تمایل به استفاده از روش های کاهنده سود، توسط مدیران شرکت‌ها بیشتر می‌شود .

لو و نیســـیم (۲۰۰۴) و هانلون (۲۰۰۵) نیز در مطالعات خود به این نتیجه رســـیدند که به طور متوسـط تفاوت مالیات دفتری و ابرازی، ارتباط معناداری با پایداری و به موقع بودن سـود دارد. بنابراین، اطلا عات محتوی گزارش های اصـــلاحی مالیات دفتری و یادداشـــت های همراه صـــورت های مالی در خصـــوص مالیات، می‌تواند به ذینفعان (برای مثال، تحلیل گران، بسـتانکاران) در ارزیابی عملکرد شـرکت کمک کند. لو و نیسـیم (۲۰۰۴) دریافتند که نسـبت مالیات به سود دفتری رشد سود تا پنج سال پیش رو را پیش بینی می کند و به این نتیجه رسیدند که افزایش شکاف بین سود دفتری و سود مشمول مالیات علامتی از کیفیت پایین سود برای سرمایه گذاران خواهد بود و هانلون (۲۰۰۵) نشان می‌دهد که تفاوت‌های دفتری مالیاتی بزرگ نشـانه‌ای مهم برای پایین بودن پایداری سـود هسـتند و به این نتیجه رسـیدند که تفاوت سـود دفتری زیاد نشان دهنده کیفیت پایین سود است.

نوروش و همکاران (۱۳۸۴) در پژوهشی تحت عنوان بررسی مدیریت سود در شرکتهای پذیرفته شـده در بورس تهران رابطه بین نرخ مؤثر مالیات و مدیریت سـود را تحت یکی از فرضیه های پژوهش مورد آزمون قرار دادند .جامعه آماری پژوهش آن ها، کلیه شرکت‌های پذیرفته شـده در بورس اوراق بهادار تهران طی سـال های ۱۳۷۵ تا ۱۳۸۲ می‌باشـد .آنها به منظور بررسـی مدیریت سـود در شـرکتهای ایرانی از روش جونز اسـتفاده کرده اند .یافته‌ها نشـــان می‌دهد که مدیران شـــرکت‌های بزرگ از اقلام تعهدی برای کمتر کردن مالیات شرکت‌هایشان ا ستفاده می‌نمایند و لذا فرضیه آن‌ها مبنی بر تمایل به مدیریت سود منفی در صورت افزایش نرخ مؤثر مالیات مورد تأیید قرار گرفت .

فرضیه‌های پژوهش

با توجه به تردیدهای ذکر شده درباره مناسب بودن نرخ موثر مالیاتی نقدی و اینکه تعدادی از تحقیقات مانند گانتر و همکاران (۲۰۱۴) بیان نمودند که این نرخ معیاری دوگانه از مدیریت سود و اجتناب مالیاتی می‌باشد و به طور هم زمان این دو اثر متمایز را منعکس می‌نماید بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که این نرخ برای اندازه گیری اجتناب مالیاتی معیار مناسبی نمی‌باشد. در نتیجه فرضیه اصلی تحقیق به شکل زیر مطرح می‌گردد:

"فرضیه اصلی تحقیق: نرخ موثر مالیاتی نقدی معیار مناسبی برای اندازه گیری اجتناب مالیاتی نیست."

برای آزمون این فرضیه دو فرضیه فرعی ایجاد می‌گردد. با توجه به تحقیق لو و نیسیم در صورتی که نرخ موثر مالیاتی نقدی معیاری از کیفیت پایین سود ناشی از مدیریت سود افزایشی باشد در این صورت باید این نرخ با عملکرد آتی رابطه مثبتی را نشان دهد. چرا که پایین بودن نرخ موثر مالیاتی نقدی به دلیل وجود سود در مخرج آن می‌تواند نشان دهنده مدیریت سود افزایشی باشد و در نتیجه موجب پایین آوردن عملکرد آتی شرکت گردد. بنابر این استدلال فرضیه فرعی اول به شکل زیر مطرح می‌گردد:

"فرضیه فرعی ۱: بین نرخ موثر مالیاتی نقدی با عملکرد آتی رابطه مثبت و معنی دار وجود دارد. "

اگر این رابطه تأیید گردد نمی‌توان نتیجه گرفت که اجتناب مالیاتی با کیفیت سود ارتباط دارد چرا که ممکن ا ست دلیل وجود این رابطه وجود مدیریت سود افزایشی در مخرج کسر نرخ موثر مالیاتی باشد، به این ترتیب با توجه به این رابطه و تأیید این فرضیه به دو نتیجه متفاوت می‌توان رسید. این نتایج عبارتند از اینکه: ۱) نرخ موثر مالیاتی نقدی تحت تأثیر مدیریت سود افزایشی می‌باشد و معیاری از مدیریت سود افزایشی یا معیاری دوگانه از مدیریت سود افزایشی و اجتناب مالیاتی به صورت توامان می‌با شد. ۲) شرکت‌هایی که اجتناب مالیاتی می‌کنند سود کم کیفیتی دارند و به طور هم زمان سود خود را به صورت افزایشی مدیریت می‌کنند. برای رسیدن به نتیجه قطعی نیاز به آزمون فرضیه فرعی دوم وجود دارد که به شرح زیر مطرح می‌گردد:

"فرضیه فرعی ۲: بین نرخ موثر مالیاتی جریان نقد عملیاتی با عملکرد آتی رابطه ی معنی داری وجود ندارد. "

دلیل نحوه نگارش فرضیه فرعی دوم نیز در نظر گرفتن نرخ موثر مالیاتی نقدی به عنوان معیار کیفیت پایین سود ناشی از مدیریت سود افزایشی در فرضیه فرعی اول است. چرا که اگر دلیل رابطه نرخ موثر مالیاتی نقدی با عملکرد آتی مدیریت سود افزایشی باشد نرخ موثر مالیاتی جریان نقد عملیاتی به دلیل تأثیر ناپذیری از مدیریت سود چنین رابطه‌ای را نشان نخواهد داد. در صورتی که چنین اتفاقی بیفتد می‌توان نتیجه گرفت که نرخ موثر مالیاتی نقدی بیش از اجتناب مالیاتی تحت تأثیر اثرات مدیریت سود بوده و معیار مناسبی جهت اندازه گیری اجتناب مالیاتی نمی‌باشد و بنابراین فرضیه اصلی تحقیق تأیید می‌گردد. اما در صورتی که روابط دو معیار متفاوت نقدی و جریان نقد عملیاتی با عملکرد آتی ماهیتا هم سو باشند در این صورت فرضیه اصلی رد شده و این نتیجه حاصل می‌گردد که شرکت‌های اجتناب کننده از مالیات سود کم کیفیتی دارند و سود خود را به صورت افزایشی مدیریت میکنند که این موضوع نشان دهنده این است که شرکت‌ها اجتناب مالیاتی نا منطبق دارند. همانطور که دسای و دارماپالا (۲۰۰۹) اشاره می‌کنند چنین اتفاقی در شرکت‌هایی مانند زیراکس، انرون و تیکو مشاهده گردیده است.

روش شناسی پژوهش

به دلیل اینکه نتایج حا صل از پژوهش میتواند در تو سعه دانش کاربردی پیرامون معیارهای مورد استفاده جهت اندازه گیری اجتناب مالیاتی استفاده شود، این پژوهش از لحاظ هدف کاربردی است. همچنین، این پژوهش از لحاظ ماهیت توصیفی-همبستگی است. در این پژوهش به منظور تجزیه و تحلیل داده‌ها و استخراج نتایج پژوهش، از نرم افزارهای Excel، Eviews و Spss استفاده شده‌است.

سطح اطمینان مورد ا ستفاده برای آزمون فر ضیه‌ها و برر سی فروض کلاسیک رگر سیون ۹۵ درصد است. همچنین، به منظور آزمون فرضیه ها، از روش داده های ترکیبی استفاده شده‌است .در داده های ترکیبی به منظور انتخاب بین داده های تابلویی و تلفیقی از آزمون چاو یا F لیمر استفاده شده‌است و بر اساس این آزمون، داده‌های تابلویی (panel) برای آزمون فرضیات انتخاب گردید. همچنین برای انتخاب روش تخمین داده‌های تابلویی به دو طریق اثرات ثابت و تصادفی از آماره آزمون هاسمن استفاده شد و بر اساس این آزمون روش مناسب جهت آزمون فر ضیات داده‌های تابلویی با اثرات ثابت ا ست. به منظور نرمال بودن پسماندها به

کمک نمودار جعبه‌ای داده‌های پرت حذف گردید و با گرفتن لگاریتم از متغیر وابسته داده‌ها نرمال گردید. به منظور تشخیص وجود خود همبستگی بین باقیمانده‌ها، از آزمون دوربیت واتسون (DW) استفاده شد. مقدار این آماره برای مدل های پژوهش، نشان دهندهٔ نبود خود همبستگی بین باقیمانده‌ها است .

در خصوص بررسی هم خطی نیز قابل ذکر است که با اینکه استفاده از داد ه های ترکیبی، که خود یکی از روش های جلوگیری از بروز هم خطی است، اما برای بررسی وجود احتمالی هم خطی از روش برر سی نسبت‌های R^2 و t (R^2 بالا، اما آماره‌های t بی معنی با شند) ا ستفاده شده‌است. بررسی‌ها نشان داد که بین باقیمانده مدل های مورد آزمون، هم خطی وجود ندارد .

برای مشخص شدن معناداری الگوی رگرسیون از آماره آزمون فیشر (F) می‌باشد. این آماره نباید از آماره فیشر محاسبه شده از طریق نگاره کمتر باشد تا بتوان معنادار بودن مدل رگرسیون را تأیید کرد. این آماره باید از سطح خطای (۵٪=α) در نظر گرفته شده برای مدل کمتر با شد. آماره مربوط به تعیین معناداری ضرایب، آماره t می‌باشد. پس از تأیید معناداری ضرایب، از ضرایب محا سبه شده در ستون Coefficient، جهت و میزان اثر متغیر مستقل بر متغیر وابسته تعیین می‌شود. در صورتی که مقدار آماره t بزرگتر از ۲ باشد معناداری ضرایب مورد تأیید قرار می گیرد.

جامعه آماری این پژوهش کلیه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در سال‌های ۱۳۸۴ تا ۱۳۹۱ می‌باشد که حائز معیارهای خاصی باشند که عبارتند از:

۱. شرکت‌ها قبل از شروع سال ۱۳۸۰ در بورس اوراق بهادار تهران پذیرفته شده با شد و تا پایان سال ۱۳۹۱ نیز از بورس خارج نشده باشند.

۲. به منظور قابل مقایسه بودن اطلاعات، پایان سال مالی آن‌ها منتهی به ۲۹ اسفند باشد.

۳. شرکت‌های مورد مطالعه جزء بانک‌ها و مؤ سسات مالی (شرکت‌های سرمایه گذاری و واسطه گری مالی) و نیز صنایع همگانی نباشند

۴. به دلیل شرایط محاسبه معیار نرخ مؤثر مالیاتی بلندمدت (۵ ساله)، شرکت‌هایی در نمونه قرار می‌گیرند که سود قبل از مالیات آنها در طی ۵ سال مثبت باشد. زیرا نرخ مؤثر مالیاتی شرکت‌هایی که در طی این دوره زیان ده هستند، تحریف شده و به سختی قابل تفسیر است.

۵. به منظور معناداری تحلیل‌ها نمونه تنها شامل شرکت‌هایی خواهد بود که هم مخرج کسر آن‌ها مثبت باشد و هم اینکه هر دو نوع نرخ موثر مالیاتی آن‌ها بین ۰ و ۱ باشد.

۶. به دلیل محاسبه میزان سود آوری هر شرکت برای سال آینده که باید مثبت باشد سود قبل از مالیات برای همه ی سال‌های نمونه باید مثبت باشد.

۷. به دلیل شرایط محاسبه معیار نرخ مؤثر مالیاتی جریان نقد عملیاتی (۵ ساله)، شرکت‌هایی در نمونه قرار می‌گیرند که جریان‌های نقد عملیاتی آنها در طی ۵ سال مثبت باشد.

۸. اطلاعات مربوط به متغیرهای این تحقیق در سال‌های ۱۳۸۰ تا ۱۳۹۱ در دسترس باشد.

۹. در دوره مورد بررسی تغییر فعالیت یا دوره مالی نداده باشند.

پس از اعمال محدودیت‌های فوق، تعداد ۱۰۲شرکت در دوره زمانی ۱۳۸۴ تا ۱۳۹۱، شرایط فوق را دارا بوده و به این ترتیب تعداد کل مشاهدات شامل ۷۱۴ سال- شرکت می‌باشد.

مدل‌های پژوهش و متغیرهای آن

در این تحقیق، برای بررسی رابطه ی نرخ‌های موثر مالیاتی با کیفیت پایین سود ناشی از مدیریت سود افزایشی مطابق با تحقیق لو و نیسیم (۲۰۰۴)، پیش بینی‌ها بوسیله ی بررسی رابطه ی بین سودهای آتی و سودهای جاری، مورد آزمون قرار می‌گیرند. سودهای آتی را مانند بازده قبل از مالیات دارایی‌ها در یک سال پیش رو آزمون خواهیم کرد. بنابراین مدل مورد استفاده برای آزمون فرضیه اول به صورت زیر می‌باشد:

$$PT\_ROA_{i,t+1} = \beta_0 + \beta_1 ETR\_Maesure_{it} + \beta_2 PT\_ROA_{i,t} + \beta_3 size_{i,t} + \beta_4 Book\_to\_Market_{i,t} + \beta_5 Discretionary\_Accruals_{i,t} + \varepsilon_{it} \quad (۱)$$

متغیر وابسته

در این مدل متغیر وابسته بازده دارایی ها ست؛ (PT-ROA) که به عنوان معیاری برای سود آوری و عملکرد آتی در نظر گرفته شـــده‌اســـت و به دلیل نرمال بودن از لگاریتم طبیعی آن استفاده می شود؛ سود قبل از مالیات شرکت i تقسیم بر جمع دارایی‌های ابتدای دوره در سال $t+1$. طبق تحقیقات انجام شـــده در این حوزه مانند فراز مند و همکاران (۱۳۸۶) ســـود قبل از مالیات برای محاسبه بازده دارایی‌ها باید مثبت باشد.

متغیر مستقل

لازم به ذکر اسـت که مدل مطرح شـده برای آزمون هر دو فرضـیه فرعی یکسـان می‌باشـد و تنها متغیرهای مســـتقل متفاوتند که یک بار با نرخ موثر مالیاتی نقدی و یک بار با نرخ موثر مالیاتی جریان نقد عملیاتی مورد آزمون قرار می گیرد.

نرخ موثر مالیاتی نقدی ($Cash\ ETR_{i,t}$) متغیرمســـتقل این مدل برای آزمون فرضـــیه فرعی اول می‌باشـــد، که برابر اســـت با نســـبت مجموع مالیات‌های نقدی پرداختی در طول یک دوره زمانی پنج ساله، بر مجموع سود قبل از مالیات همان دوره که به شرح زیر می‌باشد:

$$CashETR_{i,t} = \frac{\sum_{t-4}^{t} Cash\ Taxes\ Paid_{i,t}}{\sum_{t-4}^{t} PreTaxIncome_{i,t}} \quad (2)$$

نرخ موثر مالیاتی جریان نقد عملیاتی ($CFO\ ETR_{i,t}$) متغیرمســـتقل این مدل برای آزمون فرضیه فرعی دوم می‌باشد، که برابر است با نسبت مجموع مالیات‌های نقدی پرداختی در طول یک دوره زمانی پنج ســاله، بر مجموع جریان‌های نقد عملیاتی قبل از مالیات همان دوره، که به شرح زیر می‌باشد:

$$CFO\ ETR_{i,t} = \frac{\sum_{t-4}^{t} Cash\ Taxes\ Paid_{i,t}}{\sum_{t-4}^{t} Pretax\ Operating\ Cash\ flows_{i,t}} \quad (3)$$

برای به دست آوردن مالیات‌های نقدی پرداخت شده، به صورت جریان وجوه نقد رجوع َده است و به دلیل فاصله یک ساله اعلام مالیات‌های پرداختی برای هر دوره، مالیات پرداختی آن سال، مالیات پرداختی مندرج در صورت جریان وجه نقد یک سال بعد آن خواهد بود.

متغیرهای کنترلی

Size؛ اندازه شرکت عبارت است از لگاریتم ارزش بازار حقوق صاحبان سهام؛ که منظور از ارزش بازار حقوق صاحبان سهام، قیمت بازار هر سهم ضرب در کل سهام منتشره ی عادی در پایان دوره مورد نظر می‌باشد.

Book To Market؛ معیار ر شد، ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام به ارزش بازار حقوق صاحبان سهام در نظر گرفته شده‌ا ست، به این معنی که اگر این نرخ کمتر با شد فر صت ر شد آتی شرکت بیشتر خواهد بود.

ROA؛ عملکرد جاری می‌با شد که همان متغیر وابسته برای سال جاری ا ست، در واقع سود قبل از مالیات تقسیم بر دارایی‌های ابتدای دوره می‌باشد.

Discretionary accruals؛ اقلام تعهدی اختیاری معیاری برای کیفیت سود می‌با شد، که از طریق روش تعد یل شـــده ی جونز (دیچوو همکاران ۱۹۹۵) با رو رویکرد جر یان نقدی (کالینز و هریبار۲۰۰۲) با تعد یل کارایی (کو تاری و همکاران ۲۰۰۵)، تخمین زده می‌شـــود. اقلام تعهدی اختیاری باقی مانده‌ای از مدل زیر می‌باشد:

$$TA_{i,t} = \alpha_0 + \frac{\alpha_1}{Asset_{i,t-1}} + \alpha_2\left(\Delta Sales_{i,t} - \Delta Receivables_{i,t}\right) + \alpha_3 PPE_{i,t} + \alpha_4 ROA_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (۴)$$

اقلام تعهدی اختیاری *Total Accruals (TA)*، ســود قبل از اقلام غیر مترقبه منهای جریان وجه نقد نا شی از فعالیت‌های عملیاتی منهای اقلام متوقف شده و غیر مترقبه موجود در صورت جریان وجه نقد می‌باشد که با تقسیم بر دارایی‌ها ی ابتدای دوره استاندارد سازی شده‌است.

تغییرات در فروش (Δ Sales) تقســیم بر کل دارایی های ســال قبل منهای تغییرات در حسابهای دریافتنی تجاری(Δ Receivables) تقسیم بر دارایی‌های ابتدای دوره.

خالص اموال ماشـــین آلات و تجهیزات((property, plant and equipment (PPE) تقسیم بر کل دارایی‌های ابتدای دوره.

بازده داریی‌ها (ROA) Return On Asset)) عبارت است از سود قبل از مالیات تقسیم بر کل دارایی‌های ابتدای دوره.

اقلام تعهدی اختیاری معیاری برای اندازه گیری مدیریت سود افزایشی می‌باشد و هر چه میزان اقلام تعهدی اختیاری بیشتر باشد نشان دهنده ی بالاتر بودن سطح مدیریت سود است. در نتیجه هر چه اندازه این متغیر بیشتر باشد عملکرد آتی ضعیف تر می‌شود. بنابراین مهمترین متغیر کنترلی این آزمون اقلام تعهدی اختیاری برای کنترل مدیریت سود افزایشی در نرخ‌های موثر مالیاتی می‌باشد.

نتایج پژوهش

آمار توصیفی متغیرهای پژوهش

نگاره (۱) آمار توصیفی مربوط به متغیر های پژوهش را نشان می‌دهد. بر این اساس مشاهده می‌شود که میانگین و میانه متغیرهای نرخ مؤثر مالیاتی نقدی و نرخ موثر مالیاتی جریان نقد عملیاتی به عنوان معیارهای اندازه گیری اجتناب مالیاتی، به ترتیب برای نرخ موثر مالیاتی نقدی ۰/۱۵۳ و ۰/۱۵۱و برای نرخ موثر مالیاتی جریان نقد عملیاتی ۰/۱۷۸ و ۰/۱۶۳ می‌باشند. بنابراین به طور متوسط مالیات پرداختی شرکت‌ها ۱۷٪ وجوه نقد عملیاتی و ۱۵٪ سود آن‌ها می‌باشد و بیشتر شرکت‌های نمونه دارای نرخ مؤثر مالیاتی کمتر از نرخ قانونی (۲۲٪/۵) برای سال‌های قبل از ۱۳۸۹ و همچنین کمتر از حداقل نرخ قانونی (۲۰٪) برای سال ها ی ۱۳۸۹ به بعد می‌باشند.

نگاره (۱): آمار توصیفی مدل های نهایی

	بازده دارایی ها	نرخ مالیاتی نقدی	نرخ مالیاتی جریان نقد عملیاتی	اقلام تعهدی اختیاری	رشد شرکت	اندازه شرکت
تعداد	۷۱۴	۷۱۴	۶۵۷	۷۱۴	۷۱۴	۷۱۴
میانگین	۰/۱۹۹	۰/۱۵۳	۰/۱۷۸	۰/۰۵۷	۰/۶۹۰	۵/۵۰۱
میانه	۰/۱۵۱	۰/۱۵۱	۰/۱۶۳	۰/۰۳۵۱	۰/۵۷۷	۵/۴۳۶
کمترین مقدار	-۰/۱۳۷	۰/۰۰	۰/۰۰۰	-۰/۴۸۸	-۰/۴۶۱	۳/۹۳۴
بیشترین مقدار	۱/۲۱۵	۰/۶۷۲	۰/۷۲۰	۵/۱۵۷	۳/۴۵۴	۷/۴۷۲
انحراف معیار	۰/۱۷۷۹	۰/۰۸۳۸	۰/۱۱۲	۰/۲۳۱	۰/۴۷۴	۰/۶۶۴

آزمون فرضیه اصلی پژوهش

به منظور تأیید و یا رد فرضیه اصلی پژوهش ابتدا فرضیه‌های فرعی ۱ و ۲ آزمون می‌شوند سپس به نتیجه گیری درباره فرضیه اصلی پرداخته خواهد شد.

آزمون فرضیه فرعی اول

فرضیه فرعی اول این پژوهش بدین صورت است که "بین نرخ موثر مالیاتی نقدی با عملکرد آتی رابطه مثبت و معنی دار وجود دارد ." نگاره (۲) نتایج حاصل از آزمون این فرضیه را با استفاده از روش رگرسیون و داده های تابلویی با اثرات ثابت نشان می‌دهد.

نگاره (۲): برآورد ضرایب رگرسیونی و نتایج نهایی مدل رگرسیون چند متغیره در فرضیه اول

متغیرها	نماد ضریب	ضرایب	خطای استاندارد	آماره t	سطح معناداری	نتیجه آزمون (نوع رابطه)
ضریب ثابت	β_0	۱/۰۹۲۲	۱/۱۲۵	۰/۹۷۰۸	۰/۳۳۲	
نرخ موثر مالیاتی نقدی	β_1	۰/۹۰۷	۰/۲۳۵	۳/۸۵	۰/۰۰۰	مستقیم و معنادار
بازده دارایی‌های سال t	β_2	۱/۵۸۵	۰/۲۶۳	۶/۰۲۵	۰/۰۰۰	مستقیم و معنادار
اندازه شرکت	β_3	-۰/۶۱۷	۰/۱۹۵۹	-۳/۱۵۳	۰/۰۰۱۷	معکوس و معنادار
ارزش دفتری به بازار حقوق صاحبان سهام	β_4	-۰/۳۳۴	۰/۱۰۱۸	-۳/۲۵۳	۰/۰۰۱۱	معکوس و معنادار
اقلام تعهدی اختیاری	β_5	-۰/۴۲۱	۰/۱۳۳۵	-۳/۱۵۲۷	۰/۰۰۱۷	معکوس و معنادار
نتایج کلی مدل		ضریب تعیین		۰/۶۲۰۸	آماره F	۹/۳۳
		آماره دوربین واتسون		۱/۶۶۵	سطح معناداری	۰/۰۰
		آزمون لیمر (سطح معناداری)		۳/۹۱۲ (۰/۰۰۰)	آزمون هاسمن (سطح معناداری)	۹۶/۴۴ (۰/۰۰۰)

مدل رگرسیونی:

$$PT\_ROA_{i,t+1} = 1.0922 + 0.907 * Cash_{it} + 1.585 * PT\_ROA_{i,t} - 0.617 * size_{i,t} - 0.334 * Book\_to\_Market_{i,t} - 0.421 * Discretionary\_Accruals_{i,t} + \varepsilon_{it}$$

نتایج نشـان می‌دهد که آماره فیشـر ($F_{df_1=4,df_2=618}$ =۹/۳۳) و بیشـتر از آماره متناظر در نگاره فیشر است. لذا مدل برازش داده شده معنادار بوده و از کارایی قابل قبول برخوردار است (P_value=۰/۰۰<۰/۰۵) همچنین سطح معناداری آزمون لیمر و آزمون هاسمن کمتر از ۰/۰۵ می‌باشد بنابراین روش تخمینی داده‌های تابلویی با تأثیرات ثابت می‌باشد. ضریب تعیین در مدل مذکور نشـان می‌دهد که ۶۲/۰۸ ٪ تغییرات عملکرد آتی شـرکت بر اثر تغییرات نرخ موثر مالیاتی نقدی و متغیرهای کنترل مدل مذکور می‌با شد. با عنایت به اطلاعات جمع آوری شده، فرضـیه فرعی اول پژوهش مبنی بر اینکه "بین نرخ موثر مالیاتی نقدی با عملکرد آتی رابطه مثبت و معنی دار وجود دارد. " با اطمینان ۰/۹۵ پذیرفته می‌شود.

بررسـی آزمون‌های مربوط به فرضـیه فرعی اول پژوهش نشـان می‌دهد که نرخ موثر مالیاتی نقدی رابطه‌ای مثبت و معنادار را با عملکرد آتی نشـان می‌دهد. تنها با توجه به نتایج به دسـت آمده از این فرضـیه نمی‌توان نتیجه گرفت که اجتناب مالیاتی با عملکرد آتی و مدیریت سـود رابطه دارد. چرا که پایین بودن نرخ موثر مالیاتی نقدی مطابق با تحقیق لو و نیسـیم (۲۰۰۴)، می‌تواند نشـان دهنده مدیریت سـود افزایشـی باشـد که موجب کاهش سـودآوری شـرکت درآینده می‌گردد. این نرخ می‌تواند تحت تأثیر مخرج کسـر خود که سـود قبل از مالیات می‌باشد قرار گیرد و این احتمال را به وجود می‌آورد که این نتیجه ممکن است در اثر مدیریت سـود افزایشـی در مخرج این نرخ حاصـل شـده باشـد، که با آزمون فرضـیه فرعی دوم وجود یا عدم وجود این احتمال روشن می‌گردد.

آزمون فرضیه فرعی دوم

فرضـیه فرعی دوم این پژوهش بدین صـورت اسـت که "بین نرخ موثر مالیاتی جریان نقد عملیاتی با عملکرد آتی رابطه معنی داری وجود ندارد ." نگاره (۳) نتایج حاصـل از آزمون این فرضیه را با استفاده از روش رگرسیون و داده های تابلویی با اثرات ثابت نشان می‌دهد.

نتایج حاکی از آن است که آماره فیشر ($F_{df_1=4,df_2=618}$ = ۹/۳۷۳) و بیشتر از آماره متناظر در نگاره فیشر است لذا مدل برازش داده شده معنادار بوده و از کارایی قابل قبول برخوردار است (P_value=۰/۰۰<۰/۰۵) همچنین سطح معناداری آزمون لیمر و آزمون هاسمن کمتر از ۰/۰۵ می‌باشد بنابراین روش تخمینی داده‌های تابلویی با تأثیرات ثابت می‌باشد. ضریب تعیین در مدل مذکور نشان می‌دهد که ۶۳/۱ ٪ تغییرات عملکرد آتی شرکت بر اثر تغییرات نرخ موثر مالیاتی جریان نقد عملیاتی و متغیرهای کنترل مدل مذکور می‌باشد. با عنایت به اطلاعات جمع آوری شده، فرضیه فرعی دوم پژوهش

مبنی بر اینکه "بین نرخ موثر مالیاتی جریان نقد عملیاتی با عملکرد آتی رابطه ی معنی داری وجود ندارد" با توجه به نتیج ارائه شده در نگاره (۳) با اطمینان ۰/۹۵ پذیرفته می‌شود.

نگاره (۳): برآورد ضرایب رگرسیونی و نتایج نهایی مدل رگرسیون چند متغیره در فرضیه فرعی دوم

متغیرها	نماد ضریب	ضرایب	خطای استاندارد	آماره t	سطح معناداری	نتیجه آزمون (نوع رابطه)
ضریب ثابت	β_0	۱/۲۷۶	۱/۰۸۹۷	۱/۱۷۱۷	۰/۲۴۱۸	
نرخ موثر مالیاتی جریان نقد عملیاتی	β_1	-۰/۰۰۵۱۵	۰/۰۰۳۵۶	-۱/۴۴۵	۰/۱۴۸۸	بی معنا
بازده دارایی‌های سال t	β_2	۱/۵۲۲	۰/۲۶۴	۵/۷۵۷	۰/۰۰۰	مستقیم و معنادار
اندازه شرکت	β_3	-۰/۶۲۱	۰/۱۹۳۷	-۳/۲۰۹	۰/۰۰۱۴	معکوس و معنادار
ارزش دفتری به بازار حقوق صاحبان سهام	β_4	-۰/۳۶۴	۰/۱۰۳۱	-۳/۵۳۸	۰/۰۰۰۴	معکوس و معنادار
اقلام تعهدی اختیاری	β_5	-۰/۴۱۶۸	۰/۱۳۳۳	-۳/۱۲۵	۰/۰۰۱۹	معکوس و معنادار
نتایج کلی مدل		ضریب تعیین		۰/۶۳۱	آماره F ۹/۳۷۳	
		آماره دوربین واتسون		۱/۶۸۶	سطح معناداری ۰/۰۰	
		آزمون لیمر (سطح معناداری)		۳/۹۴۱ (۰/۰۰۰)	آزمون هاسمن (سطح معناداری) ۹۳/۲۲ (۰/۰۰)	

نتایج حاصل از آزمون فرضیه فرعی دوم نشان دهنده عدم وجود رابطه بین نرخ موثر مالیاتی جریان نقد عملیاتی و عملکرد آتی است لذا می‌توان نتیجه گرفت که به دلیل عدم وجود رابطه بین نرخ موثر مالیاتی جریان نقد عملیاتی به عنوان معیاری از اجتناب مالیاتی که تحت تأثیر مدیریت سود نمی‌باشد، احتمال اینکه اجتناب مالیاتی با کیفیت سود رابطه دارد رد می شود و رابطه نرخ موثر مالیاتی نقدی با عملکرد آتی تحت تأثیر فعالیت‌های مربوط به مدیریت سود افزایشی بوده است نه اجتناب مالیاتی و شرکت‌های اجتناب کننده از مالیات الزاما سود کم

کیفیتی نخواهند داشت و در مدیریت سود درگیر نمی‌باشند چرا که چنین رابطه‌ای برای نرخ موثر مالیاتی جریان نقد عملیاتی مشاهده نگردیده است.

با عنایت به اطلاعات جمع آوری شده و یافته‌های پژوهش در فرضیه‌های فرعی اول و دوم با اطمینان ۰/۹۵ نتیجه می‌گیریم که فرضیه اصلی تحقیق مبنی بر اینکه "نرخ موثر مالیاتی نقدی معیار مناسبی برای اندازه گیری اجتناب مالیاتی نمی‌باشد" تأیید می‌گردد. به بیان دیگر می‌توان گفت نرخ موثر مالیاتی نقدی به دلیل وجود سود در مخرج کسر آن تحت تأثیر فعالیت‌های مدیریت سود افزایشی می‌باشد چرا که حتی در یک دوره پنج ساله نیز با وجود کنترل اقلام تعهدی، مخرج نرخ موثر مالیاتی نقدی می‌تواند مدیریت سود افزایشی که ارتباطی با مالیات‌ها ندارد را منعکس نماید. افزون بر این رابطه‌ای که برای این نرخ مشاهده گردید برای نرخ موثر مالیاتی جریان نقد عملیاتی به عنوان معیاری که در بسیاری از تحقیقات به قابلیت اتکای بیشتر آن برای اندازه گیری اجتناب مالیاتی اشاره گردیده بود، مشاهده نشد.

نتیجه‌گیری و بحث

این پژوهش با ارائه شواهد تجربی، یکی از معیارهای معمول اندازه گیری اجتناب مالیاتی به نام نرخ موثر مالیاتی نقدی که توسط دیرنگ و همکاران (۲۰۰۸) ارائه شده‌است، را با استفاده از اطلاعات مربوط به شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران مورد بررسی قرار می‌دهد و با توجه به مبانی نظری و پیشینه مطرح شده مربوط به تردیدهای موجود در رابطه با درستی نرخ موثر مالیاتی نقدی برای اندازه گیری اجتناب مالیاتی و احتمال انعکاس دهندگی مدیریت سود افزایشی توسط این نرخ، این پرسش را مطرح می‌نماید که همانطور که این نرخ، اجتناب مالیاتی را منعکس می‌نماید تا چه حد منعکس کننده ی کیفیت پایین سود ناشی از مدیریت سود افزایشی نیز می‌باشد.

نتایج این پژوهش نشان داد که نرخ موثر مالیاتی نقدی تحت تأثیر فعالیت مربوط به مدیریت سود که در مخرج آن تأثیر می‌گذارد می‌باشد و همانطور که لو و نیسیم (۲۰۰۴) بیان کردند شرکت‌هایی که سود قبل از مالیات خود را مدیریت می‌کنند نرخ موثر مالیاتی نقدی پایینی خواهند داشت که ممکن است به اشتباه به عنوان نشانه‌ای از اجتناب مالیاتی تفسیر شود. در این پژوهش معیاری جایگزین که در تعدادی از تحقیقات پیشین برای اندازه گیری اجتناب مالیاتی مورد استفاده قرار گرفته است و در مخرج کسر آن از جریان‌های نقد عملیاتی استفاده

شده‌ا ست و نرخ موثر مالیاتی جریان نقد عملیاتی نام دارد را مورد برر سی و ا ستفاده قرار داده است. تحقیقات پیشین مانند گانتر و همکاران (۲۰۱۴) نشان دادند که این نرخ با دیگر معیارهای مستقیم اندازه گیری اجتناب مالیاتی نیز همبستگی مناسبی دارد و معیار مناسبی برای اندازه گیری اجتناب مالیاتی نیز می‌باشد. افزون بر این به دلیل وجود جریان‌های نقدی در مخرج کسر آن، این نرخ کمتر تحت تأثیر انتخاب‌های حسابداری و مدیریت سود قرار می‌گیرد. استفاده از معیار جایگزین در تحقیقات می‌تواند مانع از حصول نتایج اشتباه گردد. چرا که علاوه بر اجتناب مالیاتی راه‌های دیگری همچون فرار مالیاتی، محافظه کاری و مدیریت سود نیز برای عدم پرداخت و به تعویق انداختن مالیات‌ها وجود دارد. لذا انتخاب معیاری مناسب که تحت تأثیر این رویدادها نبا شد می‌تواند اجتناب مالیاتی را به در ستی انعکاس داده و پیامدهای واقعی مربوط به اجتناب مالیاتی و نه هیچ رویداد دیگری را شناسایی نماید و با قابلیت اتکای بالایی به اجتناب مالیاتی نسبت داده شود.

پی‌نوشت

۱ Tax haven
۲ Tax shelter
۳ Unrecognized tax benefits (UTB)
۴ Cash effective tax rate (Cash ETR)
۵ Cash flows from operation effective tax rate (CFO ETR)
۶ GAAP effective tax rate
۷ Tax Cushion
۸ Book-Tax Differences (BTD)
۹ The European Court of Justice
۱۰ non-conforming
۱۱ Conforming

منابع

زهی، نقی؛ محمد خانلی، شهرزاد. (۱۳۸۹). بررسی عوامل موثر بر فرار مالیاتی (مطالعه موردی استان، آذربایجان شرقی). *پژوهش نامه مالیات، شماره ۹*، صص ۲۵- ۶۰.

فرازمند، حسن؛ سجادی، سید حسین؛ دستگیر، محسن و محمودی، وحید. (۱۳۸۶). عوامل مؤثر بر سودآوری شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. *تحقیقات اقتصادی، دوره ۴۲، شماره ۳*، صص ۴۹-۷۳.

نوروش، ایرج؛ سپاسی، سحر؛ نیک بخت، محمدرضا. (۱۳۸۴). بررسی مدیریت سود در شرکتهای پذیرفته شده در بورس تهران. *مجله علوم اجتماعی و انسانی دانشگاه شیراز، دوره بیست و دوم، شماره دوم*، صص ۱۶۵-۱۷۷ .

Atwood, R. Drake, M. Myers, L. (2010). Book-tax conformity, earnings persistence and the association between earnings and future cash flows. *Journal of Accounting & Economics, 50*, 111-125.

Cazier, R. Rego, S. Tian, X. Wilson, R. (2009). Early evidence on the determinants of unrecognized tax benefits. Unpublished working paper. Texas Christian University.

Collins, D. W. , P. Hribar. (2002). Errors in estimating accruals: Implications for empirical Research. *Journal of Accounting Research, 40*, 105-134.

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

Desai, AM & Dharmapala, D. (2005). Earning Management and Corporate Tax Shelters. JEL Codes G30; H25; H26; J33.

Desai,M. and Dharmapala, D. (2009). Corporate Tax Avoidance and Firm Value. *Review of Economics and Ststistics, 91*,537-546.

Dyreng, S. , M. Hanlon, E. Maydew. (2008). Long-run corporate tax avoidance. *The Accounting Review, 83*, 61-82.

Farazmand, Hassan. Sajadi, Seyed Hossein. Dastgir, Mohsen. Mahmoodi, Vahid. (2007). Factors Effect on Profitability of Firms listed in Tehran Stock Exchange. *Journal of Economic research of Tehran University, 42, 3,* 49-73. (In Persian)

Frank, M. M, L. Lynch, S. Rego. (2009). Tax reporting aggressiveness and its relation to aggressive financial reporting. *The Accounting Review, 84*, 63-97.

Guan, L. and Pourjalali, H. (2010). Effect of Cultural Environmental and Accounting Regulation on Earnings Management: A Multiple Year-Country Analysis. *Asia Pacific Journal of Accounting and Economics, 17 (2)* , pp. 99-127.

Guenther, D. Krull, L. and Williams, B. (2014). Are tax aggressive firms just inflating earnings?. Working paper, University of Oregon.

Gupta, S. , K. Newberry. (1997). Determinants of the variability in corporate effective tax rates: Evidence from longitudinal data. *Journal of Accounting and Public Policy, 16*, 134.

Hanlon, M. (2005). The persistence and pricing of earnings, accruals, and cash flows when firms have large book-tax differences. *The Accounting Review, 80*, 137-166.

Hanlon, M. Heitzman, Sh. (2010). A review of tax research. *Journal of Accounting and Economics, 50*, 127-178.

Kothari, S. P. , A. J. Leone, C. E. Wasley. (2005). Performance matched discretionary accrual Measures. *Journal of Accounting and Economics, 39*, 163-197.

Lev, B. , D. Nissim. (2004). Taxable income, future earnings, and equity values. *The Accounting Review, 79*, 1039-1074.

McGuire, Sean T. Wang, Dechun. Wilson, Ryan J. (2014). Dual Class Ownership and Tax Avoidance. *The Accounting Review, 89*, 1487-1516.

Noravesh, Iraj. Sepasi, Sahar. Nikbakht, Mohammadreza. (2005). earnings management in Firms listed in the Tehran Stock Exchange, Journal of Social Sciences and Humanities of Shiraz University , 22, 2, 165-177. (In Persian)

Omer, T. , K. Molloy, D. Ziebart. (1991). Measurement of effective tax rates using financial statement information. *Journal of the American Taxation Association, 13,* 57-72.

Shevlin, T. , S. Porter. (1992). the corporate tax comeback in 1987: Some further evidence. *Journal of the American Taxation Association, 14,* 58-79.

Wilkie, P. J. , S. Limberg. 1990. The relationship between firm size and effective tax rate: A reconciliation of Zimmerman (1983) and Porcano. (1986). *Journal of the American Taxation Association, 11,* 76-91.

Wilson, R. J. (2009). An examination of corporate tax shelter participants. *The Accounting Review, 84*, 969-999.

Zehi, Naghi. Mohammadkhanli, Shahrzad. (2011). A study on Factors affecting tax evasion (A case study of East Azerbaijan Province). *Journal of Tax Research, 9,* 25-60. (In Persian)

Zimmerman, J. (1983). Taxes and firm size. *Journal of Accounting and Economics, 5*, 119-149.

پژوهش‌های تجربی حسابداری

سال هفتم، شماره ۲۶، زمستان ۱۳۹۶ صص ۱۱۷ - ۱۴۶

آزمون رابطه مدیریت سود واقعی و رتبه اعتباری شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران

صابر شعری آناقیز*، میثم احمدوند، ریحانه لاریجانی*****

تاریخ دریافت:۹۴/۰۸/۱۸

تاریخ پذیرش:۹۴/۱۱/۲۷

چکیده

هدف از نگارش مقاله پیش‌رو، بررسی رابطه مدیریت سود واقعی و رتبه اعتباری نمونه‌ای متشکل از ۷۶ شرکت پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۸۷ تا ۱۳۹۳ است. با توجه به عدم فعالیت مؤسسات رتبه‌بندی اعتباری بین‌المللی در بازار مالی ایران، در این پژوهش ابتدا با استفاده از مدل امتیاز بازار نوظهور، رتبه اعتباری شرکت‌های موردبررسی محاسبه می‌گردد. در مرحله بعد، یک مدل رگرسیون چندمتغیره به‌کار گرفته می‌شود که در آن متغیر وابسته؛ رتبه اعتباری تعیین‌شده از طریق مدل امتیاز بازار نوظهور بوده و متغیرهای مستقل؛ جریان‌های نقدی عملیاتی غیرعادی، هزینه‌های تولید غیرعادی و مخارج اختیاری غیرعادی (به‌عنوان معیارهای مدیریت سود واقعی) هستند. این پژوهش از نظر دسته‌بندی بر مبنای هدف، کاربردی و به‌لحاظ نحوه گردآوری داده‌ها نیز یک پژوهش توصیفی (غیرآزمایشی) از نوع پس‌رویدادی تلقی می‌شود که بر اساس تجزیه و تحلیل داده‌های مشاهده‌ای انجام می‌گیرد. نتایج پژوهش پیش‌رو نشان می‌دهد بین جریان‌های نقدی عملیاتی غیرعادی و رتبه اعتباری رابطه معنی‌داری وجود ندارد، اما هزینه‌های تولید غیرعادی و مخارج اختیاری غیرعادی در سطح اطمینان ۹۵ درصد، رابطه منفی و معنی‌داری با رتبه اعتباری شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران دارند.

واژه‌های کلیدی: رتبه‌بندی اعتباری، مدل امتیاز بازار نوظهور، مدیریت سود واقعی، مخارج اختیاری غیرعادی.

طبقه‌بندی موضوعی: G24، G33

DOI: 10.22051/jera.2017.7329.1060

* دانشیار و عضو هیئت علمی دانشگاه علامه طباطبائی (ره) (accountingsheri@yahoo.com)،

** دانشجوی دکتری مدیریت مالی دانشگاه علامه طباطبائی (ره)، نویسنده مسئول، (maysam.21989@gmail.com)،

*** دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه تبریز (larijani.r@gmail.com).

مقدمه

یکی از مهم‌ترین موضوعات مطروحه در ادبیات مالی و حسابداری، چگونگی تفسیر صورت‌های مالی و استفاده از اطلاعات حسابداری توسط بازیگران مختلف بازار است. صورت‌های مالی مهمترین منبع اشخاص برون سازمانی جهت دستیابی به اطلاعات موردنیاز می‌باشد. در این بین، صورت سود و زیان با ارائه اطلاعات مفید درباره توان سودآوری بنگاه‌های اقتصادی، توجه بسیاری از بازیگران بازار را به خود جلب نموده است. با این حال، اعمال قضاوت شخصی مدیران در تهیه صورت‌های مالی، نگرانی‌هایی را در مورد قابلیت اتکا سود حسابداری ایجاد کرده است. چنان‌چه مدیران از طریق اعمال اختیارات خود در زمینه گزینش‌های حسابداری در گزارشگری مالی، انگیزه‌هایی برای گمراه کردن کاربران صورت‌های مالی داشته باشند، احتمال دستکاری یا مدیریت سود قوت می‌گیرد (سعیدی و همکاران، ۱۳۹۲). از سوی دیگر، محیط در حال رشد و بسیار رقابتی پیرامون بنگاه‌های اقتصادی، آنها را وادار می‌سازد برای ادامه حیات با عوامل متعددی در سطح ملی و بین‌المللی رقابت کرده و فعالیت‌های خود را از طریق سرمایه‌گذاری‌های جدید گسترش دهند. بنگاه‌های اقتصادی برای سرمایه‌گذاری به منابع مالی نیاز دارند، اما آنچه در این بین اهمیت دارد، مفهوم انعطاف‌پذیری مالی است. به‌عبارت دیگر، تصمیم‌های امروز مدیران بنگاه‌های مزبور نباید به‌گونه‌ای باشد که تأمین مالی آینده و یا فرصت‌های رشد و پیشرفت آن را به خطر اندازد. عدم توجه به این مفهوم در تصمیم‌های تأمین مالی، وضعیت پرمخاطره‌ای را برای بنگاه اقتصادی به‌وجود خواهد آورد؛ زیرا اگر بنگاه در موقع نیاز نتواند منابع لازم را از بازار مالی تأمین کند، مجبور به چشم‌پوشی از فرصت‌های سرمایه‌گذاری مناسب خواهد شد (محمودآبادی و غیوری مقدم، ۱۳۹۰). بنابراین، بنگاه‌های اقتصادی عموماً از دو جنبه نگران وضعیت اعتباری خود هستند: اول اینکه مبادا در پرداخت اصل و فرع بدهی‌هایشان ناتوان، و با بحران مالی رو به رو شوند؛ در ثانی مبادا تصمیم‌های اعتباری امروز بنگاه، انعطاف‌پذیری مالی فردای آن را با خطر مواجه کند. بحث مربوط به وضعیت اعتباری، نه‌تنها برای بنگاه‌های اقتصادی که برای سایر ذینفعان آنها از جمله بستانکاران و سرمایه‌گذاران فعلی نیز بااهمیت است. همچنین اعتباردهندگان و سرمایه‌گذاران بالقوه از وضعیت اعتباری بنگاه‌های اقتصادی غافل نخواهند شد (محمودآبادی و غیوری مقدم، ۱۳۹۰). با توجه به این مطالب، نیاز به اطلاعاتی مناسب و خلاصه شده احساس می‌گردد که وضعیت اعتباری بنگاه‌های اقتصادی را

تشریح کند. چنین اطلاعاتی را می‌توان از طریق رتبه‌بندی اعتباری[۱] استخراج نمود. مؤسسات رتبه‌بندی اعتباری، گروه مهمی از بازیگران بازار هستند که به‌رغم نقش تأثیرگذارشان در اقتصاد، به‌طور عام، و در بازارهای مالی نوین، به‌طور خاص، در مطالعات و پژوهش‌های قبلی کمتر مورد توجه قرار گرفته‌اند (گیزلر، ۲۰۱۴). این مؤسسات با استفاده از اطلاعات فراهم‌شده توسط مدیریت و صورت‌های مالی، سعی می‌کنند الگوهایی را برای پیش‌بینی دورنمای کلی بنگاه‌های اقتصادی ارائه داده و از عدم اطمینان پیش‌روی سرمایه‌گذاران و سایر ذینفعان هنگام اتخاذ تصمیم‌های مالی بکاهند. در واقع، رتبه‌بندی اعتباری، اظهارنظری رسمی و تکنیکی در مورد درجه نسبی ریسک عدم بازپرداخت به‌موقع اصل و بهره یک ابزار بدهی بوده که صلاحیت اعتباری نهاد ناشر آن را پیش‌بینی می‌کند (مجموعه مقررات مقام ناظر بر بازار اوراق بهادار اتحادیه اروپا[۲]، ۲۰۱۳).

با عنایت به اهمیت موضوع، این پژوهش قصد دارد رابطه کیفیت اطلاعات حسابداری و رتبه اعتباری شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران را بررسی نماید. برای ارزیابی کیفیت اطلاعات حسابداری از مفهوم مدیریت سود واقعی[۳] استفاده می‌شود. جریان‌های نقدی عملیاتی غیرعادی[۴]، هزینه‌های تولید غیرعادی[۵] و مخارج اختیاری غیرعادی[۶] سه معیار متداول برای اندازه‌گیری مدیریت سود واقعی هستند (روچادهیری، ۲۰۰۶) که در پژوهش حاضر به‌عنوان متغیرهای مستقل مورد استناد قرار می‌گیرند. رتبه اعتباری نیز با استفاده از یک سیستم رتبه‌بندی اعتباری تحت عنوان مدل امتیاز بازار نوظهور[۷]، محاسبه و به‌عنوان متغیر وابسته لحاظ می‌گردد.

ساختار مقاله در ادامه به این صورت است: در بخش دوم، ادبیات موضوع و مهمترین پژوهش‌های انجام‌شده در زمینه مدیریت سود و رتبه‌بندی اعتباری ارائه می‌شود. در بخش سوم، روش پژوهش توصیف می‌شود. بخش چهارم به تجزیه و تحلیل داده‌ها پرداخته و در بخش پنجم و پایانی خلاصه پژوهش و نتیجه‌گیری ذکر می‌گردد.

ادبیات موضوع و پیشینه پژوهش

مدیریت سود

مدیران شرکت‌ها برای دستکاری سود از دو روش مدیریت سود مبتنی بر اقلام تعهدی[۸] و مدیریت سود واقعی استفاده می‌کنند. در حالت اول، مدیریت از طریق دستکاری اقلام تعهدی به آرایش ارقام حسابداری مطابق با اهداف مطلوب خود می‌پردازد. در این روش، مدیر به‌وسیله تسریع در شناخت درآمدها و تأخیر در شناخت هزینه‌ها، به‌منظور ارائه عملکردی بهتر در دوره جاری، اقدام به مدیریت سود می‌کند. اما در حالت دوم، مدیریت با اتخاذ برخی تصمیم‌های عملیاتی و به‌عبارت دیگر، دستکاری رویدادهای واقعی به مدیریت سود روی آورده و به سود موردنظر خویش دست می‌یابد (سعیدی و همکاران، ۱۳۹۲). مطالعاتی نظیر هیلی و والن (۱۹۹۹)، فادنبرگ و تیرول (۱۹۹۵)، دیچو و اسکینر (۲۰۰۰) و روچادهیری (۲۰۰۶) به روش‌هایی نظیر تسریع فروش از طریق اعطای تخفیفات، تغییر نگاره ارسال کالا، کاهش مخارج اختیاری نظیر هزینه‌های تحقیق و توسعه و تولید بیش از اندازه به‌عنوان روش‌های مدیریت سود واقعی اشاره می‌نمایند. روچادهیری (۲۰۰۶) مدیریت سود واقعی را این‌گونه تعریف می‌کند: انحراف از فعالیت‌های عادی عملیاتی توسط مدیران به‌منظور گمراه کردن برخی از ذینفعان درباره اینکه اهداف گزار شگری مالی در روند عادی عملیات برآورده شده است. این انحراف اگرچه مدیریت را قادر به برآورده ساختن اهداف گزارشگری می‌کند، لزوماً ارزش شرکت را افزایش نمی‌دهد. نتایج مطالعه گراهام و همکاران (۲۰۰۵) نشان می‌دهد مدیران اجرایی تمایل به تحقق اهداف سود نظیر سود سال گذشته و پیش‌بینی تحلیل‌گران از طریق دستکاری فعالیت‌های واقعی دارند، در حالی‌که این دستکاری‌ها به‌طور بالقوه می‌تواند ارزش شرکت را کاهش دهد، زیرا دستکاری فعالیت‌های واقعی در دوره جاری به‌منظور افزایش سود، ممکن است بر جریان‌های نقدی دوره آتی تأثیر منفی داشته باشد.

با وجود هزینه‌های مرتبط با دستکاری فعالیت‌های واقعی، بعید است که مدیران تنها به دستکاری اقلام تعهدی جهت مدیریت سود اکتفا کنند. یافته‌های برنز و مرچنت (۱۹۹۰) و گراهام و همکاران (۲۰۰۵) حاکی از آن است که تمایل مدیران اجرایی به مدیریت سود از طریق دستکاری فعالیت‌های واقعی نسبت به اقلام تعهدی شدیدتر است، زیرا اولاً مدیریت

سود مبتنی بر اقلام تعهدی بیشتر در کانون توجه حسابرسان و قانون‌گذاران قرار دارد، ولی مدیریت سود واقعی اغلب شبیه تصمیم‌های عادی واحد تجاری بوده و تشخیص آن مشکل‌تر است؛ ثانیاً، دستکاری اقلام تعهدی همراه با ریسک است، زیرا احتمال می‌رود مقدار سودی که برای دستکاری موردنیاز است فراتر از اقلام تعهدی اختیاری موجود باشد. در نتیجه، اگر از اقلام تعهدی اختیاری در پایان سال استفاده شود، ممکن است اهداف مرتبط با سود برآورده نشود. این ملاحظات، مدیریت سود مبتنی بر اقلام تعهدی را با محدودیت مواجه می‌سازد. معذلک، دستکاری فعالیت‌های واقعی کمتر در معرض این محدودیت‌ها قرار می‌گیرد. اگرچه مدیریت سود مبتنی بر اقلام تعهدی جریان‌های نقدی را مستقیماً تحت تأثیر قرار نمی‌دهد، مدیریت سود واقعی، بر جریان‌های نقدی شرکت اثر مستقیم دارد (لی، ۲۰۱۰). این روش، وجوه نقد را قربانی سود تعهدی می‌کند، بنابراین مهمترین کاستی آن، از بین رفتن ارزش شرکت به‌دلیل کاهش جریان‌های نقدی دوره‌های آتی است (سعیدی و همکاران، ۱۳۹۲). در ادامه برخی از مطالعات انجام‌شده در زمینه مدیریت سود مرور می‌شود.

مطالعه چپمن (۲۰۱۱) نشان می‌دهد شرکت‌ها در سه ماه پایانی سال، از طریق دستکاری فعالیت‌های واقعی نظیر کاهش قیمت به‌منظور تسریع موقتی فروش اقدام به تحقق سود هدف می‌کنند. همچنین، شرکت‌ها در موقعیت‌های رقابتی انگیزه قوی‌تری برای مدیریت سود دارند. کوهن و زاروین (۲۰۱۰) با بررسی هر دو نوع مدیریت سود دریافتند که مدیران در زمان عرضه فصلی سهام، اغلب درگیر مدیریت سود واقعی هستند و کاهش عملکرد در زمان عرضه فصلی سهام بیشتر در نتیجه مدیریت سود از طریق دستکاری فعالیت‌های واقعی است تا مدیریت سود از طریق دستکاری اقلام تعهدی، چراکه دستکاری فعالیت‌های واقعی نتایج اقتصادی واقعی به همراه دارد. گانی (۲۰۱۰) در پژوهشی متوجه شد که شرکت‌ها اغلب درگیر مدیریت سود از طریق دستکاری فعالیت‌های واقعی هستند. نتایج بررسی‌های وی نشان می‌دهد بین کاهش هزینه‌های تحقیق و توسعه و تولید بیش از اندازه با سودی که در نتیجه دستکاری فعالیت‌های واقعی تحصیل می‌شود، یک رابطه مثبت برقرار است. جی و کیم (۲۰۱۰) از وجود رابطه منفی و معنی‌دار بین هزینه انتشار اوراق قرضه و معیارهای مدیریت سود واقعی نظیر تولید بیش از اندازه و کاهش هزینه‌های اختیاری خبر می‌دهند. نتایج پژوهش روچادهیری (۲۰۰۶) در خصوص مدیریت سود واقعی نشان می‌دهد شرکت‌ها برای جلوگیری از گزارش زیان و ارائه حاشیه سود بهتر، از فعالیت‌هایی نظیر اعطای تخفیفات

قیمتی به‌منظور افزایش فروش، تولید بیش از اندازه برای کاهش بهای تمام‌شده کالای فروش‌رفته و کاهش هزینه‌های اختیاری استفاده می‌کنند، در حالی‌که این فعالیت‌ها باعث افزایش ارزش شرکت در بلندمدت نمی‌شود؛ البته وجود سهامداران نهادی احتمال استفاده از این‌گونه فعالیت‌ها را کاهش می‌دهد. سعیدی و همکاران (۱۳۹۲) با مطالعه بر روی ۱۲۳ شرکت پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران طی یک بازه زمانی ۹ ساله، وجود یک رابطه منفی و معنی‌دار را بین معیارهای مدیریت سود واقعی و عملکرد آتی گزارش می‌دهند. یافته‌های مجتهدزاده و ولی‌زاده لاریجانی (۱۳۸۹) نشان از آن دارد که تأثیر مدیریت سود واقعی بر بازده دارایی‌ها و جریان‌های نقدی عملیاتی شرکت در آینده، قابل‌ملاحظه نمی‌باشد. میلود (۲۰۱۴) با انجام مطالعه‌ای در بورس اوراق بهادار یورونکست – پاریس نشان می‌دهد بین عملکرد عرضه‌های عمومی اولیه و مدیریت سود از طریق دستکاری اقلام تعهدی رابطه منفی و معنی‌داری وجود دارد. دِنگ و اُنگ (۲۰۱۴) از وجود رابطه منفی بین نقدشوندگی و مدیریت سود واقعی خبر می‌دهند، با این حال نتایج پژوهش هوآنگ و همکاران (۲۰۱۶) حاکی از آن است که با افزایش نقدشوندگی، مدیریت سود از طریق دستکاری اقلام تعهدی شدت می‌گیرد. پورزمانی و پویان‌راد (۱۳۹۱) نشان می‌دهند مدیریت سود واقعی در شرکت‌های توانمند از نظر مالی نسبت به شرکت‌های درمانده مالی بیشتر است، اما بین مدیریت سود از طریق دستکاری اقلام تعهدی و ناتوانی مالی رابطه معنی‌داری وجود ندارد.

رتبه‌بندی اعتباری

بازیگران بازارهای مالی به‌منظور تصمیم‌گیری در مورد سرمایه‌گذاری‌های بالقوه خود غالباً علاقمند به اندازه‌گیری ریسک شرکت‌ها یا کشورها هستند .از جمله ریسک‌های موردتوجه، ریسک اعتباری است که با موضوع برآورده کردن تعهدات مالی در قبال وام‌دهنده ارتباط دارد. ریسک اعتباری را می‌توان به‌عنوان احتمال نکول یک ناشر که به عدم پرداخت بهره و یا اصل بدهی از سوی وی منجر می‌شود، در نظر گرفت. شواهد نشان می‌دهد از دهه ۱۹۸۰ میلادی، تقاضا برای اطلاعات مرتبط با تحلیل ریسک اعتباری به‌شکل چشمگیری در بازارهای مالی بین‌المللی افزایش یافته است (مارسیا و همکاران، ۲۰۱۴). رتبه‌های منتشرشده توسط مؤسسات رتبه‌بندی اعتباری عقیده آنها را در مورد توانایی و تمایل یک ناشر به برآورده کردن کامل و به‌موقع تعهدات خود منعکس می‌نماید (جورین و همکاران، ۲۰۰۵؛ اس اند پی،

۲۰۱۱). از این رهگذر، رتبه اعتباری را می‌توان به‌عنوان یک معیار نسبی اندازه‌گیری ریسک اعتباری در نظر گرفت که بر مبنای تجزیه و تحلیل متغیرهای کمّی و کیفی به‌دست می‌آید (مارسیا و همکاران، ۲۰۱۴). یافته‌های چوی و همکاران (۲۰۰۶) حاکی از وجود یک رابطه واضح بین رتبه‌های اعتباری و احتمال نکول در آینده است، یعنی هرچه رتبه اعتباری اولیه بالاتر باشد، احتمال نکول کمتر خواهد بود و بالعکس.

توجه به این نکته ضروری است که اهمیت رتبه اعتباری را می‌توان از نقطه نظر ناشران، سرمایه‌گذاران، نهادهای ناظر یا حتی از منظر کلیت بازار تحلیل نمود. از دیدگاه ناشر، یک رتبه اعتباری از اهمیت کاربردی بالایی برخوردار است، زیرا هزینه بدهی، ساختار مالی و حتی توانایی شرکت در تداوم فعالیت را تحت تأثیر قرار می‌دهد. از نقطه‌نظر سرمایه‌گذاران، رتبه‌های اعتباری، منبع اصلی اطلاعات در مورد کیفیت و قابلیت عرضه اوراق بدهی مختلف در بازار هستند، زیرا مؤسسات رتبه‌بندی به اطلاعات محرمانه‌ای که در بازار افشا نمی‌شود، دسترسی دارند (جورین و همکاران، ۲۰۰۵). نهادهای ناظر به‌مانند سرمایه‌گذاران، از رتبه‌های اعتباری برای ذخیره منابعی که در غیر این صورت باید به ارزیابی اعتباری تخصیص می‌دادند، استفاده می‌نمایند (پاپی‌کانومو، ۲۰۱۰). نهایتاً اینکه، با افزایش تخصص مؤسسات رتبه‌بندی اعتباری در کسب و پردازش اطلاعات مرتبط با ریسک اعتباری، هزینه‌های جمع‌آوری اطلاعات توسط وام‌دهندگان کاهش یافته و عملیات بازار اوراق بهادار تسهیل می‌گردد (کریتون و همکاران، ۲۰۰۷). در ادامه برخی از پژوهش‌های پیشین در زمینه رتبه‌بندی اعتباری مرور می‌شود.

بوزوایتا و یونگ (۱۹۹۸) با بررسی شرکت‌های بیمه آمریکایی که توسط مؤسسه‌ای ام بست[۹] بین سال‌های ۱۹۸۹ تا ۱۹۹۲ رتبه‌بندی شده‌اند، از سودآوری، رشد ذخایر بیمه‌ای، اهرم، تنوع رشته‌های بیمه‌ای، نقدینگی، اندازه و ساختار سازمانی به‌عنوان عوامل مؤثر بر رتبه اعتباری یاد می‌کنند. آدامز و همکاران (۲۰۰۳) معتقدند که بین توانگری مالی، کفایت سرمایه، سودآوری، نقدینگی، رشد، اندازه، بیمه اتکایی، ساختار سازمانی و فعالیت تجاری با رتبه اعتباری شرکت‌های بیمه بریتانیایی رابطه معنی‌داری وجود دارد. بوجراج و سنگوتا (۲۰۰۳) از وجود ارتباط بین مالکیت نهادی، نسبت اعضای مستقل هیئت مدیره، مالکیت متمرکز، نسبت بدهی به حقوق صاحبان سهام، حاشیه سود، مجموع دارایی‌ها و نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری سهام با رتبه اعتباری شرکت‌های صنعتی ناشر اوراق قرضه که بین سال‌های ۱۹۹۱ تا

۱۹۹۶ رتبه‌بندی اعتباری شده‌اند، خبر می‌دهد. داما سنو و همکاران (۲۰۰۸) با بررسی سی و نه شرکت برزیلی نشان می‌دهند نسبت مجموع بدهی‌ها به مجموع دارایی‌ها و بازده دارایی‌ها رابطه معنی‌داری با رتبه اعتباری دارند. نتایج مطالعه ماتوسک و استوارت (۲۰۰۹) بر روی ششصد و هشتاد و یک بانک بین‌المللی حاکی از آن است که نسبت حقوق صاحبان سهام به مجموع دارایی‌ها، نقدینگی، اندازه، حاشیه بهره خالص[۱۰]، نسبت هزینه‌های عملیاتی به سود عملیاتی و بازده دارایی‌ها عوامل اثرگذار بر رتبه اعتباری هستند. مارسیا و همکاران (۲۰۱۴) عقیده دارند که بین اهرم مالی، فعالیت در عرصه بین‌المللی، عملکرد در بازار مالی، سودآوری و رشد با رتبه اعتباری رابطه معنی‌داری حاکم است. گِری و همکاران (۲۰۰۶) در پژوهشی به بررسی تأثیر متغیرهای مالی و صنعتی موردا ستفاده مؤسسه اس اند پی بر روی رتبه اعتباری شرکت‌های استرالیایی پرداختند. این پژوهشگران با استفاده از الگوی پروبیت[۱۱] نشان دادند نسبت‌های پوشش بهره و اهرمی بیشترین تأثیر را بر رتبه اعتباری دارند. کمپر و راوو (۲۰۱۳) دریافتند که از نظر مدیران مالی، رتبه اعتباری دومین فاکتور اثرگذار بر خط‌مشی بدهی شرکت‌ها است. مطابق یافته‌های کیسجن (۲۰۰۶)، رتبه اعتباری مقوله مهمی است که در تصمیم‌گیری مدیران راجع به ساختار سرمایه شرکت مدنظر قرار می‌گیرد. یافته‌های گیزلر (۲۰۱۴) بیانگر آن است که: بین کیفیت اقلام تعهدی و رتبه اعتباری رابطه مثبت و معنی‌داری وجود دارد؛ استقلال کمیته حسابرسی نقش تعیین‌کننده‌ای در رتبه اعتباری ندارد؛ تأثیر تصدی همزمان مدیریت عامل و ریاست هیئت مدیره بر رتبه اعتباری، مثبت و معنی‌دار است؛ اندازه هیئت مدیره و استقلال آن رابطه مثبت و معنی‌داری با رتبه اعتباری دارد؛ بین اندازه شرکت و سلامت مالی آن با رتبه اعتباری، رابطه مثبت و معنی‌داری حاکم است. وظیفه‌دوست و همکاران (۱۳۹۵) نشان می‌دهند از بین عوامل حاکمیت شرکتی شامل حقوق سهامداران و ذینفعان، هیئت مدیره و کمیته‌های آن، حسابرسی، و افشا عمومی و شفاف‌سازی، صرفاً عوامل مرتبط با حقوق سهامداران و ذینفعان رابطه مثبت و معنی‌داری با رتبه اعتباری شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران دارد.

مدیریت سود و رتبه اعتباری

کیم و همکاران (۲۰۱۳) با استفاده از داده‌های شرکت‌های آمریکایی طی سال‌های ۱۹۹۰ تا ۲۰۱۱ دریافتند که بین ارتقای رتبه اعتباری و مدیریت سود واقعی رابطه مثبت و معنی‌داری حاکم است، اما بین تنزل رتبه اعتباری و مدیریت سود واقعی رابطه‌ای مشاهده نمی‌گردد.

لی و همکاران (۲۰۰۴) با به‌کارگیری مدل پروبیت منظم به بررسی رابطه مابین رتبه اعتباری و مدیریت سود در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تایوان، طی بازه زمانی ۲۰۰۲-۱۹۹۷، پرداخته و نتیجه گرفتند که با بالا رفتن رتبه اعتباری تمایل شرکت‌ها به مدیریت سود از طریق دستکاری اقلام تعهدی بلندمدت افزایش می‌یابد. آنها همچنین نشان دادند بین رتبه اعتباری و مدیریت سود از طریق دستکاری اقلام تعهدی جاری رابطه منفی و معنی‌داری وجود دارد.

دمیتراس و همکاران (۲۰۱۳) از وجود رابطه مثبت و معنی‌دار بین مدیریت سود از طریق دستکاری اقلام تعهدی جاری و رتبه اعتباری، پس از کنترل متغیرهای مرتبط با ریسک نکول[۱۲]، خبر می‌دهند.

لین و شن (۲۰۱۵) معتقدند که، پس از کنترل اثر ریسک خاص[۱۳]، بین رتبه اعتباری و مدیریت سود از طریق دستکاری اقلام تعهدی، رابطه منفی و معنی‌دار، و بین رتبه اعتباری و مدیریت سود واقعی، رابطه مثبت و معنی‌داری وجود دارد.

گیزلر (۲۰۱۴) نشان می‌دهد افزایش هزینه‌های تولید غیرعادی و مخارج اختیاری غیرعادی (دو معیار مدیریت سود واقعی) موجب تنزل رتبه اعتباری شرکت می‌شود.

روش پژوهش

پژوهش پیش‌رو از نظر دسته‌بندی بر مبنای هدف، کاربردی است، زیرا با بررسی عواملی در بورس اوراق بهادار تهران، سعی در رد یا قبول فرضیه‌هایی دارد و نتایج آن می‌تواند مورد استفاده اشخاص حقیقی و حقوقی قرار گیرد. به‌لحاظ نحوه گردآوری داده‌ها نیز یک پژوهش توصیفی (غیرآزمایشی) از نوع پس‌رویدادی تلقی می‌شود که بر اساس تجزیه و تحلیل داده‌های مشاهده‌ای انجام می‌گیرد.

داده‌ها و نمونه آماری

جامعه آماری پژوهش، شامل شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران در سال‌های ۱۳۸۷ تا ۱۳۹۳ است. در این پژوهش، برای نمونه‌گیری از روش حذف نظام‌مند استفاده می‌شود. به عبارت دیگر، کل شرکت‌های عضو جامعه آماری (به جز بانک‌ها، مؤسسات مالی اعتباری، شرکت‌های بیمه، سرمایه‌گذاری، هلدینگ و لیزینگ) که دارای ویژگی‌های زیر باشند، به‌عنوان نمونه انتخاب شده‌اند: ۱) قبل از سال ۱۳۸۷ در بورس اوراق بهادار تهران پذیرفته شده باشند، ۲) سال مالی آنها منتهی به ۲۹ اسفند باشد، ۳) در اطلاع‌رسانی و گزارشگری ضعیف نبوده و داده‌های موردنیاز برای محاسبه ارزش متغیرهای پژوهش را به‌طور کامل ارائه داده باشند. به این ترتیب داده‌های سالانه نمونه‌ای متشکل از ۷۶ شرکت پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران مورد بررسی قرار می‌گیرد.

دلیل حذف شرکت‌های پذیرفته شده در صنعت مالی این است که خصوصیات نامتعارف ساختار سرمایه و شیوه متفاوت گزارشگری آنها (اسماعیل‌زاده مقری و همکاران، ۱۳۹۴- آبینزانو و همکاران، ۲۰۱۴) می‌تواند داده‌های مرتبط با رتبه اعتباری و معیارهای مدیریت سود واقعی را منحرف نماید.

داده‌های سالانه موردنیاز برای محاسبه متغیر وابسته و متغیرهای مستقل پژوهش همگی از گزارش حسابرس مستقل و صورت‌های مالی حسابرسی شده شرکت اصلی، گزارش هیئت مدیره به مجمع و وب‌سایت مدیریت فن‌آوری بورس اوراق بهادار تهران استخراج می‌گردد. برای طبقه‌بندی و تحلیل داده‌های پژوهش از برنامه‌های نرم‌افزاری Excel 2010 و نسخه ۸ Eviews استفاده می‌شود.

تشریح مدل امتیاز بازار نوظهور و فرآیند رتبه‌بندی اعتباری شرکت‌ها

مدل امتیاز بازار نوظهور نخست با استفاده از یک رویکرد ریسک کمّی، وضعیت مالی شرکت را به‌صورت جامع و بنیادی مرور کرده، سپس براساس ارزیابی‌های به‌عمل‌آمده از ریسک‌های اعتباری خاص در بازار نوظهور، به یک رتبه تعدیل‌شده نهایی[۱۴] دست می‌یابد (آلتمن و هاچکیس، ۲۰۰۵). در این مدل، ابتدا امتیاز بازار نوظهور و مقدار معادل رتبه اعتباری[۱۵] استخراج می‌گردد. پس از این مرحله، رتبه معادل امتیاز بازار نوظهور بر اساس سه

فاکتور کلیدی تعدیل می‌شود: (۱) آسیب‌پذیری شرکت در مقابل کاهش ارزش ناشی از نوسانات نرخ ارز[۱۶] (۲) میزان امنیت اعتباری صنعت مربوطه آن و (۳) توان رقابتی شرکت در صنعت. در مواردی که رتبه‌بندی اعتباری وجود ندارد، رتبه تعدیل‌شده می‌تواند به‌عنوان ابزاری جهت ارزیابی کیفیت اعتباری انواع شرکت‌ها اعم از سهامی عام، سهامی خاص، تولیدی، غیرتولیدی، آمریکایی و غیرآمریکایی و محاسبه ارزش نسبی اوراق بدهی آنها توسط اعتباردهندگان مورد استفاده قرار گیرد (آلتمن و هاچکیس، ۲۰۰۵). امتیاز بازار نوظهور با استفاده از مدل زیر اندازه‌گیری می‌شود (همان):

$$\text{EMS} = 3.25 + 6.56X_1 + 3.26X_2 + 6.72X_3 + 1.05X_4$$ مدل (۱)

جایی‌که:

X_1: سرمایه در گردش / مجموع دارایی‌ها

X_2: سود انباشته / مجموع دارایی‌ها

X_3: سود قبل از بهره و مالیات / مجموع دارایی‌ها

X_4: ارزش دفتری مجموع حقوق صاحبان سهام / ارزش دفتری مجموع بدهی‌ها

پس از محاسبه امتیاز بازار نوظهور، رتبه اعتباری معادل آن با استفاده از نگاره (۱) به‌دست می‌آید (همان).

نگاره (۱): امتیاز بازار نوظهور و رتبه‌های اعتباری معادل

رتبه اعتباری معادل	امتیاز بازار نوظهور	
AAA	≥ ۸/۱۵	منطقه سلامت مالی
AA+	۷/۶۰– ۸/۱۵	
AA	۷/۳۰– ۷/۶۰	
AA-	۷/۰۰– ۷/۳۰	
A+	۶/۸۵– ۷/۰۰	
A	۶/۶۰– ۶/۸۵	
A-	۶/۴۰– ۶/۶	
BBB+	۶/۲۵– ۶/۴۰	
BBB	۵/۸۵– ۶/۲۵	
BBB-	۵/۶۵– ۵/۸۵	
BB+	۵/۲۵– ۵/۶۵	منطقه تردید
BB	۴/۹۵– ۵/۲۵	
BB-	۴/۷۵– ۴/۹۵	
B+	۴/۵۰– ۴/۷۵	
B	۴/۱۵– ۴/۵۰	
B-	۳/۷۵– ۴/۱۵	
CCC+	۳/۲۰– ۳/۷۵	منطقه درماندگی مالی
CCC	۲/۵ – ۳/۲۰	
CCC-	۱/۷۵ – ۲/۵۰	
D	≤ ۱/۷۵	

برگرفته از: آلتمن و هاچکیس (۲۰۰۵)

سپس رتبه معادل امتیاز بازار نوظهور در سه مرحله به ترتیب زیر تعدیل می‌شود (همان).

مرحله اول – تعدیل رتبه اعتباری معادل بر ا ساس آ سیب‌پذیری در مقابل نو سانات نرخ ارز: در این مرحله، رتبه اعتباری معادل بر اساس آسیب‌پذیری شرکت در مقابل نوسانات نرخ ارز و بروز مشکل در بازپرداخت بدهی‌های ارزی تعدیل می‌شود. آسیب‌پذیری با توجه به رابطه سود ارزی (درآمدهای ارزی منهای هزینه‌های ارزی) با هزینه بهره بدهی‌های ارزی، و درآمدهای ارزی با بدهی های ارزی مورد ارز یابی قرار می گیرد. در آخر نیز میزان نقدینگی موجود با حجم بدهی‌های کوتاه‌مدتی که در سال آینده سررسید می‌شوند، مقایسه می گردد. اگر شرکت

موردنظر ضعیف بوده و آسیب‌پذیری بالایی داشته باشد، یعنی اگر درآمدهای ارزی نداشته یا نسبت درآمدهای ارزی به بدهی‌های ارزی آن خیلی پایین باشد و یا حجم قابل‌ملاحظه‌ای بدهی‌های ارزی نزدیک به سررسید و نقدینگی اندکی داشته باشد، در این‌صورت رتبه اعتباری معادل آن به اندازه سه درجه تنزل پیدا می‌کند؛ مثلاً از $+BB$ به $+B$ می‌رسد. اگر آسیب‌پذیری شرکت در وضعیت خنثی باشد، کاهش یک درجه‌ای در رتبه اعتباری معادل رخ می‌دهد (مثلاً از $+BB$ به BB) و در صورتی‌که ریسک کاهش ارزش ناشی از نوسانات نرخ ارز برای شرکت ناچیز باشد، تغییری در رتبه اعتباری معادل آن ایجاد نمی‌شود.

نگاره (۲): میانگین رتبه امنیت اعتباری صنعت

صنعت	میانگین رتبه امنیت اعتباری	صنعت	میانگین رتبه امنیت اعتباری
مخابرات	A+	انرژی	A-
سرمایه‌گذاری‌ها	A+	محصولات کاغذی	BBB
استخراج نفت و گاز	A+	بیمه و بازنشستگی	BBB
دستگاه‌های برقی	A+	رایانه	BBB
حمل‌ونقل	A+	وسایل ارتباطی	BB+
مواد غذایی	A	قطعات خودرو	BB+
قند و شکر	A	منسوجات	BB+
محصولات دارویی	A	هتل و رستوران	BB
بانک‌ها	A-	انبوه‌سازی	BB
چندرشته‌ای صنعتی	A-	سیمان	BB
لیزینگ	A-	کانه‌های فلزی	BB
خودرو	A-	کانه‌های غیرفلزی	BB
محصولات شیمیایی	A-	کاشی و سرامیک	BB
فرآورده‌های نفتی	A-	فلزات اساسی	B+

برگرفته از: آلتمن و هاچکیس (۲۰۰۵)

مرحله دوم – تعدیل رتبه اعتباری معادل بر اساس صنعت: در این مرحله، رتبه اعتباری معادل با میانگین رتبه امنیت اعتباری صنعت مربوطه نگاره (۲) مقایسه می‌گردد. به ازای اختلاف یک تا سه درجه‌ای بین دو رتبه مذکور، رتبه اعتباری معادل تعدیل شده در مرحله اول به اندازه یک درجه تغییر می‌کند. به‌عنوان مثال، اگر رتبه اعتباری معادل BBB و رتبه صنعت $-BBB$، $+BB$

یا BB باشد، در این صورت رتبه اعتباری معادل محاسبه‌شده در مرحله اول به اندازه یک درجه تعدیل منفی می‌یابد. اگر اختلاف بیش از سه و کمتر از شش درجه باشد، یک تعدیل دو درجه‌ای در رتبه اعتباری معادل محاسبه‌شده در مرحله اول رخ می‌دهد. در صورت وجود اختلاف شش درجه‌ای و بیشتر، رتبه مزبور به اندازه سه درجه تعدیل (مثبت یا منفی) می‌گردد. به این ترتیب، محیط صنعت کشور نوظهور موردبررسی در تحلیل کیفیت اعتباری شرکت لحاظ می‌گردد.

مرحله سوم - تعدیل رتبه اعتباری معادل بر اساس توان رقابتی: در این مرحله، به توان رقابتی شرکت توجه شده و بسته به پاسخ این سؤال که آیا شرکت در صنعت خود غالب و برجسته بوده یا از نظر اندازه، نفوذ سیاسی و کیفیت مدیریت یک قدرت داخلی محسوب می‌شود یا خیر، رتبه اعتباری مرحله دوم یک درجه تغییر می‌کند. همچنین ممکن است توان رقابتی شرکت خنثی باشد که در این صورت تغییری در رتبه اعتباری آن اعمال نمی‌گردد.

پس از طی مراحل فوق، رتبه اعتباری تعدیل‌شده نهایی به‌دست می‌آید که به‌عنوان متغیر وابسته وارد مدل پژوهش خواهد شد.

رتبه‌بندی اعتباری شرکت‌های نمونه

در این مقاله، جهت تعدیل رتبه اعتباری معادل بر اساس آسیب‌پذیری در مقابل نوسانات نرخ ارز (مرحله اول)، تأثیر تغییرات نرخ ارز بر فعالیت‌های تأمین مالی شرکت که در صورت جریان وجوه نقد منعکس می‌شود و همچنین میزان نقدینگی در مقایسه با مجموع بدهی‌های جاری آن، مدنظر قرار گرفته است؛ برای اعمال تعدیل بر اساس امنیت اعتباری صنعت (مرحله دوم)، به نگاره (۲) رجوع شده و در نهایت به‌منظور تعدیل رتبه اعتباری معادل بر اساس توان رقابتی (مرحله سوم)، سهم بازار شرکت و میزان شهرت و قدرت سهامدار (سهامداران) عمده آن مبنای تصمیم‌گیری قرار گرفته است. برای مشخص شدن سهم بازار شرکت، نسبت فروش شرکت به مجموع فروش صنعت در هر سال در طول قلمرو زمانی پژوهش به‌دست آمده و مدنظر قرار می‌گیرد.

در نگاره (۳)، با استفاده از امتیاز بازار نوظهور، رتبه اعتباری معادل اولیه برای یکی از شرکت‌های موجود در نمونه (شرکت معادن بافق) محاسبه و پس از تعدیل آن در سه مرحله،

رتبه اعتباری نهایی و وضعیت مالی شرکت مزبور مشخص گردیده است. این فرآیند برای ۷۶ شرکت حاضر در نمونه طی شده است.

نگاره (۳): امتیاز بازار نوظهور، رتبه اعتباری تعدیل‌شده نهایی و وضعیت مالی برای شرکت معادن باقق

	۱۳۸۷	۱۳۸۸	۱۳۸۹	۱۳۹۰	۱۳۹۱	۱۳۹۲	۱۳۹۳
امتیاز بازار نوظهور	۹/۶۲	۱۱/۸۵	۱۵/۳۲	۱۶/۱۴	۱۵/۰۷	۲۳/۸۱	۲۲/۱۸
رتبه اعتباری معادل اولیه	AAA	AAA	AAA	AAA	AAA	AAA	AAA
تعدیل براساس آسیب-پذیری در مقابل نوسانات نرخ ارز	AA+	AA+	AA+	AA+	AA+	AA+	AA+
تعدیل براساس صنعت	A+	A+	A+	A+	A+	A+	A+
تعدیل براساس توان رقابتی	A	A	A	A	A	A	A
رتبه اعتباری تعدیل‌شده نهایی	A	A	A	A	A	A	A
وضعیت مالی	سلامت مالی	سلامت مالی	سلامت مالی	سلامت مالی	سلامت مالی	سلامت مالی	سلامت مالی

بررسی اعتبار مدل امتیاز بازار نوظهور

به‌دلیل عدم فعالیت مؤسسات رتبه‌بندی اعتباری در بازار مالی ایران، امکان مقایسه رتبه‌های اعتباری تعدیل شده نهایی شرکت‌های موجود در نمونه با رتبه‌های اعتباری منتشر شده توسط مؤسسات مذکور وجود ندارد. به همین دلیل به ماده ۱۴۱ اصلاحیه قانون تجارت رجوع شد. طبق این ماده، اگر بر اثر زیان‌های وارده حداقل نصف سرمایه شرکت از میان برود، شرکت باید اعلام ورشکستگی نماید. روش کار به این شکل است که در هر یک از سال‌های دوره زمانی پژوهش، با محاسبه نسبت زیان انباشته به سرمایه، شرکت‌های مشمول ماده ۱۴۱ اصلاحیه قانون تجارت که طبعاً در وضعیت درماندگی مالی به سر می‌برند، شناسایی می شود. سپس با استفاده از مدل امتیاز بازار نوظهور، رتبه اعتباری معادل و وضعیت مالی شرکت‌های مزبور پیش‌بینی و تعیین می‌گردد. مقایسه این اطلاعات با یکدیگر و محاسبه درصد پیش‌بینی صحیح توسط مدل امتیاز بازار نوظهور، درجه اعتبار آن را مشخص خواهد کرد. بر اساس نتایج حاصله، مدل مزبور توانسته است ۱۰۰ درصد موارد درماندگی مالی در سال‌های ۱۳۸۷، ۱۳۸۸،

۱۳۸۹، ۱۳۹۰؛ ۹۳. ۳۳ درصد موارد درماندگی مالی در سال ۱۳۹۱؛ ۸۷. ۵۰ درصد موارد درماندگی مالی در سال ۱۳۹۲؛ و ۹۱. ۵۰ درصد موارد درماندگی مالی در سال ۱۳۹۳ را به‌طور صحیح پیش‌بینی نماید. بنابراین می‌توان گفت که مدل امتیاز بازار نوظهور به‌طور متوسط درماندگی مالی بیش از ۹۶ درصد شرکت‌های ایرانی را با موفقیت پیش‌بینی کرده است.

تدوین فرضیه‌های پژوهش

با توجه به ادبیات موضوع، در این پژوهش جهت آزمون رابطه مدیریت سود واقعی و رتبه اعتباری شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، از سه متغیر جریان‌های نقدی عملیاتی غیرعادی، هزینه‌های تولید غیرعادی و مخارج اختیاری غیرعادی به‌عنوان معیارهای مدیریت سود واقعی استفاده و سه فرضیه به‌شرح ذیل تدوین می‌گردد.

H_1: بین جریان‌های نقدی عملیاتی غیرعادی و رتبه اعتباری رابطه معنی‌داری وجود دارد.

H_2: بین هزینه‌های تولید غیرعادی و رتبه اعتباری رابطه معنی‌داری وجود دارد.

H_3: بین مخارج اختیاری غیرعادی و رتبه اعتباری رابطه معنی‌داری وجود دارد.

مدل پژوهش، متغیرها و نماگرها

رتبه های اعتباری که بر حسب طبقات (AAA، AA و غیره) گزارش می‌شوند، از نوع متغیرهای ترتیبی گسسته بوده و می‌توان آنها را به‌عنوان برآمد یک مقیاس پیوسته به نام «توان بازپرداخت تعهدات بدهی» در نظر گرفت. تعدادی از پژوهشگران به‌منظور استفاده از اطلاعات در رگرسیون‌های رتبه‌بندی، رتبه‌های اعتباری را به مقادیر عددی تبدیل کرده‌اند. با انجام این کار، یک متغیر ترتیبی گسسته به‌دست می‌آید. تبدیل رتبه‌های اعتباری به مقادیر عددی، بین رتبه‌های منتشرشده توسط مؤسسات گوناگون توازن برقرار می‌سازد. در برخی از مطالعات گذشته امتیازهای تخصیص‌یافته به رتبه‌های اعتباری در هفت طبقه جای گرفته‌اند (مارسیا و همکاران، ۲۰۱۴). در تحقیق حاضر نیز از همین طبقه‌بندی استفاده شده است (نگاره (۴)).

نگاره (۴): امتیازات تخصیص‌یافته به رتبه‌های اعتباری

امتیاز	رتبه اعتباری	
۷	AAA	سطح سرمایه‌گذاری خوب (منطقه سلامت مالی)
۶	AA+	
۶	AA	
۶	AA-	
۵	A+	
۵	A	
۵	A-	
۴	BBB+	
۴	BBB	
۴	BBB-	
۳	BB+	سطح سرمایه‌گذاری پایین (منطقه تردید)
۳	BB	
۳	BB-	
۲	B+	
۲	B	
۲	B-	
۱	CCC+	سطح سوداگرانه (بنجل) (منطقه درماندگی مالی)
۱	CCC	
۱	CCC-	
۱	D	

برگرفته از: اشباسکیف و همکاران (۲۰۰۶)

متغیرهایی که با استفاده از یک مقیاس ترتیبی اندازه‌گیری می شوند (مثل رتبه‌های اعتباری)، مقدار واقعی خود را به‌صورت مطلق نشان نمی‌دهند، یعنی با این شیوه صرفاً ترتیب مقادیر مشخص می‌گردد نه اختلاف بین آنها. بنابراین، نمی‌توان وضعیت اعتباری شرکت دارای رتبه $AA+$ که مقدار عددی ۶ به آن اختصاص پیدا می‌کند را دو برابر بهتر از موقعیت شرکت دارای رتبه $BB+$ که مقدار عددی آن روی مقیاس ۳ است، در نظر گرفت. در مورد داده‌های ترتیبی، اختلاف بین مقادیر ۶ و ۷ با اختلاف بین مثلاً مقادیر ۲ و ۳ یکسان تلقی نمی‌شود. لذا می توان چنین استنباط نمود که در صورت افزایش مقدار عددی مربوط به رتبه شرکت

موردنظر، رشد یکنواختی در کیفیت اعتباری آن رخ می‌دهد. گفتنی است، متغیر وابسته، رتبه اعتباری، در مقیاس اس اند پی از ۲۲ و در مقیاس مودیز از ۲۱ سطح تشکیل شده است (مارسیا و همکاران، ۲۰۱۴).

معادله زیر، مدل رگرسیون چندمتغیره مورداستفاده در پژوهش پیش‌رو را نشان می‌دهد.

$$CR_{it} = \alpha + \beta\, X_{it} + \varepsilon_{it} \quad \text{مدل (۲)}$$

جایی که:

CR_{it}: *متغیر مجازی و پنهانی که امتیاز تخصیص‌یافته به رتبه اعتباری را نشان می‌دهد؛ مقدار این متغیر برای شرکت‌هایی که دارای رتبه* AAA *هستند عدد ۷، برای شرکت‌هایی که دارای رتبه‌های* +AA *یا* AA *یا* -AA *هستند عدد ۶، برای شرکت‌هایی که دارای رتبه‌های* +A *یا* A *یا* -A *هستند عدد ۵، برای شرکت‌هایی که دارای رتبه‌های* +BBB *یا* BBB *یا* -BBB *هستند عدد ۴، برای شرکت‌هایی که دارای رتبه‌های* +BB *یا* BB *یا* -BB *هستند عدد ۳، برای شرکت‌هایی که دارای رتبه‌های* +B *یا* B *یا* -B *هستند عدد ۲، و برای شرکت‌هایی که در منطقه درماندگی مالی قرار دارند (رتبه‌های* +CCC، CCC، -CCC، D*) عدد ۱ است؛*

X_{it}: *متغیرهای مستقل شامل جریان‌های نقدی* عملیاتی غیرعادی، هزینه‌های تولید غیرعادی و مخارج اختیاری غیرعادی؛

β: ضرایب متغیرهای مستقل؛

ε_{it}: عبارت خطای تصادفی نرمال.

قبل از اجرای مدل فوق لازم است که متغیرهای مستقل پژوهش به صورت جداگانه محاسبه شوند.

الف) اندازه‌گیری جریان‌های نقدی عملیاتی غیرعادی: در این پژوهش، مطابق با پژوهش کوهن و زاروین (۲۰۱۰)، از پسماند مدل (۳) برای برآورد جریان‌های نقدی عملیاتی غیرعادی استفاده می‌شود.

$$\frac{CFO_{it}}{TA_{it-1}} = \alpha_0 \frac{1}{TA_{it-1}} + \alpha_1 \frac{Sales_{it}}{TA_{it-1}} + \alpha_2 \frac{\Delta Sales_{it}}{TA_{it-1}} + \varphi_{it} \quad \text{مدل (۳)}$$

جایی که:

CFO_{it}: جریان‌های نقدی عملیاتی شرکت i در پایان سال t؛

TA_{it-1}: مجموع دارایی‌های شرکت i در پایان سال $t-1$؛

$Sales_{it}$: فروش شرکت i در طول سال t؛

$\Delta Sales_{it}$: تغییرات فروش شرکت i در پایان سال t که برابر است با فروش در سال t منهای فروش در سال $t-1$؛

φ_{it}: پسماند مدل.

ب) اندازه‌گیری هزینه‌های تولید غیرعادی: همراستا با پژوهش کوهن و زاروین (۲۰۱۰)، از پسماند مدل (۴) برای برآورد هزینه‌های تولید غیرعادی استفاده می‌شود.

$$\frac{\mathrm{PROD_{it}}}{\mathrm{TA_{it-1}}} = \alpha_0 \frac{1}{\mathrm{TA_{it-1}}} + \alpha_1 \frac{\mathrm{Sales_{it}}}{\mathrm{TA_{it-1}}} + \alpha_2 \frac{\Delta\mathrm{Sales_{it}}}{\mathrm{TA_{it-1}}} + \alpha_3 \frac{\Delta\mathrm{Sales_{it-1}}}{\mathrm{TA_{it-1}}} + \delta_{\mathrm{it}} \quad \text{مدل (۴)}$$

جایی‌که:

$PROD_{it}$: هزینه‌های تولید شرکت i در پایان سال t که برابر است با بهای تمام‌شده کالای فروش‌رفته به‌اضافه تغییرات موجودی کالا؛

$\Delta Sales_{it-1}$: تغییرات فروش شرکت i در پایان سال $t-1$ که برابر است با فروش در سال $t-1$ منهای فروش در سال $t-2$؛

δ_{it}: پسماند مدل.

ج) اندازه‌گیری مخارج اختیاری غیرعادی: طبق پژوهش کوهن و زاروین (۲۰۱۰)، پسماند مدل (۵) برای برآورد مخارج اختیاری غیرعادی مورد استفاده قرار می‌گیرد.

$$\frac{\mathrm{DISEXP_{it}}}{\mathrm{TA_{it-1}}} = \alpha_0 \frac{1}{\mathrm{TA_{it-1}}} + \alpha_1 \frac{\mathrm{Sales_{it}}}{\mathrm{TA_{it-1}}} + \gamma_{\mathrm{it}} \quad \textit{مدل (۵)}$$

جایی‌که:

$DISEXP_{it}$: مخارج اختیاری شرکت i در پایان سال t که برابر است با هزینه‌های اداری، عمومی و فروش؛

γ_{it}: پسماند مدل.

تجزیه و تحلیل داده‌ها

همان‌گونه که پیشتر بیان شد، در این پژوهش، به‌منظور آزمون رابطه مدیریت سود واقعی و رتبه اعتباری تعدیل شده نهایی شرکت‌های موردبررسی، یک مدل رگرسیون چندمتغیره مورد استفاده قرار می‌گیرد. متغیر وابسته پژوهش، امتیاز تخصیص‌یافته به رتبه اعتباری و متغیرهای مستقل آن عبارتند از: جریان‌های نقدی عملیاتی غیرعادی، هزینه‌های تولید غیرعادی و مخارج اختیاری غیرعادی.

آمار توصیفی متغیرهای مدل رگرسیون

در نگاره (۵) آمار توصیفی متغیرهای مستقل ارائه شده است.

نگاره (۵): آمار توصیفی متغیرهای مستقل

متغیر	تعداد	حداقل	حداکثر	میانگین	انحراف استاندارد	میانه	چولگی	کشیدگی
ABCASH	۵۳۲	-۴/۳۴	۳/۷۸	-۰/۰۳۵	۰/۹۱	۰/۰۲۰	-۰/۵۱	۰/۶۸
ABCOST	۵۳۲	-۲/۷۷	۳/۱۹	۰/۰۲۳	۰/۴۴	۰/۰۱۳	۰/۴۵	۴/۱۲
ABEXP	۵۳۲	-۵/۲۱	۴/۷۸	-۰/۰۱۱	۰/۹۶	۰/۰۲۹	-۱/۵۷	۶/۵۷

ABCASH: جریان‌های نقدی عملیاتی غیرعادی

ABCOST: هزینه‌های تولید غیرعادی

ABEXP: مخارج اختیاری غیرعادی

همان‌طور که در نگاره فوق مشاهده می‌شود، مقادیر حداقل، حداکثر، میانگین، انحراف استاندارد، میانه، چولگی و کشیدگی برای سه متغیر مستقل پژوهش محاسبه گردیده است. نگاره (۶) نیز توزیع فراوانی متغیر وابسته پژوهش را به تصویر می‌کشد.

قسمت عمده رتبه‌های اعتباری تعدیل‌شده نهایی شرکت‌های تشکیل‌دهنده نمونه آماری پژوهش به سطح سرمایه‌گذاری خوب تعلق دارد، معادل ۵۹/۶ درصد طبق نگاره (۴). افزون بر این، مشاهده می‌شود که ۱۸ درصد از رتبه‌های اعتباری، در سطح سرمایه‌گذاری پایین و ۲۲/۴ درصد باقیمانده در سطح سوداگرانه جای می‌گیرند.

نگاره (۶): توزیع فراوانی متغیر وابسته

امتیاز تخصیص‌یافته به رتبه اعتباری	تعداد	درصد
۷	۱۵۸	۲۹/۷
۶	۶۷	۱۲/۶
۵	۵۱	۹/۶
۴	۴۱	۷/۷
۳	۳۲	۶/۰
۲	۶۴	۱۲/۰
۱	۱۱۹	۲۲/۴
مجموع	۵۳۲	۱۰۰

آزمون پایایی (مانایی)

به‌منظور بررسی پایایی (مانایی) متغیرهای سری زمانی، از آزمون فیلیپس و پرون استفاده می‌شود.

نگاره (۷): نتایج آزمون فیلیپس و پرون

متغیر	آماره آزمون	سطح معنی‌داری
CR	۱۶۶/۵۴۳	۰/۰۱۶
ABCASH	۲۰۳/۲۱۳	۰/۰۰۰
ABCOST	۱۸۷/۵۶۴	۰/۰۰۲
ABEXP	۲۹۵/۰۴۸	۰/۰۳۳

CR: امتیاز تخصیص‌یافته به رتبه اعتباری

نگاره (۷) نشان می‌دهد سطح معنی‌داری متغیر وابسته و متغیرهای مستقل پژوهش همگی کوچکتر از مقدار خطای در نظرگرفته‌شده برای آزمون (۰/۰۵) است، بنابراین فرض ریشه واحد داشتن متغیرها رد و پایایی (مانایی) آنها تأیید می‌شود.

آزمون تشخیص نوع مدل

برای بررسی و تشخیص نوع مدل (پولینگ یا پانل)، از آزمون F لیمر استفاده می‌گردد.

نگاره (۸): نتایج آزمون F لیمر

آماره F لیمر	سطح معنی‌داری
۷/۶۸	۰/۰۲۲

با توجه به نگاره (۸)، از آنجاکه سطح معنی‌داری (۰/۰۲۲) کوچکتر از مقدار خطای در نظرگرفته شده برای آزمون (۰/۰۵) است، لذا مدل پانل برای برآورد رگرسیون انتخاب شده و مدل پولینگ قابل استفاده نیست.

انتخاب اثرات ثابت یا تصادفی در برآورد مدل پانل

برای گزینش بین اثرات ثابت و تصادفی، از آزمون هاسمن استفاده می‌شود (نگاره (۹)).

نگاره (۹): نتایج آزمون هاسمن

سطح معنی‌داری	آماره کای دو
۰/۳۱	۲/۶۷

با توجه به اینکه سطح معنی‌داری (۰/۳۱) بیشتر از مقدار خطای در نظرگرفته‌شده برای آزمون (۰/۰۵) است، بنابراین مدل اثرات تصادفی با اطمینان ۹۵ درصد پذیرفته می‌شود.

آزمون معنی‌دار بودن رگرسیون

نتایج حاصل از برآورد رگرسیون در نگاره (۱۰) ارائه شده است. همان‌طور که در این نگاره مشاهده می‌شود، نتیجه آزمون معنی‌دار بودن معادله رگرسیون بیانگر آن است که با توجه به مقدار و سطح معنی‌داری آماره F فیشر به‌دست‌آمده (به ترتیب، ۷/۴۶۵ و ۰/۰۰۵)، فرض بی‌معنی بودن کل مدل (صفر بودن تمام ضرایب) رد می‌شود و می‌توان گفت که مدل پژوهش معنی‌دار است. در این مدل ضریب تعیین تعدیل شده ($Adjusted\text{-}R^2$) معادل ۶۹ درصد و بالا می‌باشد. بنابراین، می‌توان گفت که مدل خوب است.

نگاره (۱۰): نتایج برآورد مدل به روش اثرات تصادفی

متغیر	ضریب	آماره t	سطح معنی‌داری
جریان‌های نقدی عملیاتی غیرعادی ($ABCASH$)	۰/۲۴	۰/۷۸	۰/۴۱
هزینه‌های تولید غیرعادی ($ABCOST$)	-۰/۰۹	-۳/۴۲	۰/۰۰۹
مخارج اختیاری غیرعادی ($ABEXP$)	-۰/۱۳	-۲/۷۴	۰/۰۱۱
مقدار ثابت (C)	۲/۲۵	۵۶/۵۷	۰/۰۰۰
ضریب تعیین ($\boldsymbol{R^2}$) = ۰/۷۶			
ضریب تعیین تعدیل‌شده ($Adjusted\text{-}\boldsymbol{R^2}$) = ۰/۶۹			
آماره F فیشر= ۷/۴۶۵ سطح معنی‌داری= ۰/۰۰۵			
آماره دوربین- واتسون= ۱/۸۶			

آزمون استقلال خطاها

برای بررسی استقلال خطاها مجدداً به نگاره (۱۰) مراجعه می‌شود. در این نگاره، مقدار آماره دوربین- واتسون برابر با ۱/۸۶ است که در دامنه ۱/۵ تا ۲/۵ قرار می‌گیرد. بنابراین وجود همبستگی بین خطاها رد شده و می‌توان از مدل رگرسیون استفاده کرد.

بررسی معنی‌دار بودن ضرایب و نتایج آزمون فرضیه‌های پژوهش

یک‌بار دیگر به نگاره (۱۰) رجوع می‌شود. مقدار آماره آزمون و سطح معنی‌داری برای متغیر جریان‌های نقدی عملیاتی غیرعادی (*ABCASH*) به ترتیب برابر با ۰/۷۸ و ۰/۴۱ است که اولی از مقدار t نگاره (۱/۹۶) کمتر و دومی از مقدار خطای ۰/۰۵ بیشتر است. بنابراین فرض صفر بودن ضریب این متغیر در مدل پذیرفته می‌شود و این نشان می‌دهد بین جریان‌های نقدی عملیاتی غیرعادی و رتبه اعتباری رابطه معنی‌داری وجود ندارد و در نتیجه فرضیه اول تحقیق تأیید نمی‌شود.

مقدار آماره آزمون و سطح معنی‌داری برای متغیر هزینه‌های تولید غیرعادی (*ABCOST*) به ترتیب برابر با ۳/۴۲- و ۰/۰۰۹ است که اولی از مقدار t نگاره (۱/۹۶) بیشتر و دومی از مقدار خطای ۰/۰۵ کمتر است. بنابراین فرض صفر بودن ضریب این متغیر در مدل پذیرفته نمی‌شود و این بدان مفهوم است که بین هزینه‌های تولید غیرعادی و رتبه اعتباری رابطه منفی و معنی‌داری وجود دارد و در نتیجه فرضیه دوم تحقیق تأیید می‌شود.

مقدار آماره آزمون و سطح معنی‌داری برای متغیر مخارج اختیاری غیرعادی (*ABEXP*) به ترتیب برابر با ۲/۷۴- و ۰/۰۱۱ است که اولی از مقدار t نگاره (۱/۹۶) بیشتر و دومی از مقدار خطای ۰/۰۵ کمتر است. بنابراین فرض صفر بودن ضریب این متغیر در مدل پذیرفته نمی‌شود و این بدان مفهوم است که بین مخارج اختیاری غیرعادی و رتبه اعتباری رابطه منفی و معنی‌داری وجود دارد و در نتیجه فرضیه سوم تحقیق تأیید می‌شود.

در نگاره (۱۱) نتایج آزمون فرضیه‌های پژوهش به‌طور اجمالی ارائه شده است.

نگاره (۱۱): یافته‌های پژوهش

فرضیه‌های پژوهش	نتایج آزمون فرضیه
(۱) بین جریان‌های نقدی عملیاتی غیرعادی و رتبه اعتباری رابطه معنی‌داری وجود دارد.	تأیید نمی‌شود
(۲) بین هزینه‌های تولید غیرعادی و رتبه اعتباری رابطه معنی‌داری وجود دارد.	تأیید می‌شود
(۳) بین مخارج اختیاری غیرعادی و رتبه اعتباری رابطه معنی‌داری وجود دارد.	تأیید می‌شود

خلاصه پژوهش و نتیجه‌گیری

مؤسسات رتبه‌بندی اعتباری، گروه مهمی از بازیگران بازار هستند که با استفاده از اطلاعات فراهم‌شده توسط مدیریت و صورت‌های مالی، سعی می‌کنند الگوهایی را برای پیش‌بینی دورنمای کلی بنگاه‌های اقتصادی ارائه داده و از عدم اطمینان پیش‌روی سرمایه‌گذاران و سایر ذینفعان هنگام اتخاذ تصمیم‌های مالی بکاهند. با این حال، همواره این نگرانی وجود دارد که مدیریت با اعمال قضاوت شخصی در تهیه صورت‌های مالی و استفاده از اختیارات خود در زمینه گزینش‌های حسابداری در گزارشگری مالی، کاربران صورت‌های مالی را از طریق دستکاری یا مدیریت سود، به گمراهی کشاند. یکی از روش‌های مدیریت سود، دستکاری رویدادهای واقعی با اتخاذ برخی تصمیم‌های عملیاتی است. مدیریت سود واقعی این‌گونه تعریف شده است: انحراف از فعالیت‌های عادی عملیاتی توسط مدیران شرکت‌ها به‌منظور گمراه کردن برخی از ذینفعان درباره اینکه اهداف گزارشگری مالی در روند عادی عملیات برآورده شده است. این انحراف اگرچه مدیریت را قادر به برآورده ساختن اهداف گزارشگری می‌کند، لزوماً ارزش شرکت را افزایش نمی‌دهد. بنابراین مسأله حائزاهمیت این است که آیا مؤسسات رتبه‌بندی اعتباری می‌توانند انحراف مذکور را در شرکت کشف کنند و اثر آن را در رتبه‌های اعتباری ارائه‌شده نمایان سازند.

با توجه به اهمیت موضوع، این پژوهش به بررسی رابطه کیفیت اطلاعات حسابداری و رتبه اعتباری شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران پرداخت. به‌دلیل عدم فعالیت مؤسسات رتبه‌بندی اعتباری در بازار مالی ایران، رتبه اعتباری از طریق مدل امتیاز بازار نوظهور، محاسبه و به‌عنوان متغیر وابسته پژوهش لحاظ گردید. برای ارزیابی کیفیت اطلاعات حسابداری از مفهوم مدیریت سود واقعی، و به‌منظور اندازه‌گیری آن از سه معیار جریان‌های نقدی عملیاتی

غیرعادی، هزینه‌های تولید غیرعادی و مخارج اختیاری غیرعادی، به‌عنوان متغیرهای مستقل پژوهش، استفاده شد.

یافته‌های پژوهش پیش‌رو در نمونه‌ای متشکل از ۷۶ شرکت پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۸۷ تا ۱۳۹۳، از تأثیر منفی و معنی‌دار هزینه‌های تولید غیرعادی و مخارج اختیاری غیرعادی بر رتبه اعتباری خبر می‌دهد. این موضوع بیانگر آن است که تولید بیش از اندازه برای کاهش بهای تمام‌شده کالای فروش‌رفته، همین‌طور کاهش هزینه‌های فروش، عمومی و اداری، تبلیغات و تحقیق و توسعه موجب تنزل رتبه اعتباری می‌شود. یافته فوق همراستا با نتایج مطالعه گیزلر (۲۰۱۴) در ایالات متحده آمریکا بین سال‌های ۱۹۹۹ تا ۲۰۱۳، و برخلاف یافته‌های لین و شن (۲۰۱۵) است.

این پژوهش از نخستین مطالعاتی است که رابطه بین مدیریت سود واقعی و رتبه اعتباری شرکت‌های ایرانی را آزمون می‌کند. از آنجاکه رتبه اعتباری؛ هزینه بدهی، شروط قراردادهای وام[۱۷] و بالطبع ارزش شرکت را دستخوش تغییر قرار می‌دهد، بنابراین درک تأثیر بالقوه مدیریت سود واقعی بر رتبه اعتباری، موضوع حائزاهمیتی برای ناشران، ارزیابان، حسابرسان و نهادهای ناظر به شمار می‌رود. همچنین توصیه می شود سرمایه‌گذاران حقیقی و حقوقی جهت انتخاب شرکت‌ها، علاوه بر معیارهای متعارف مانند بازده دارایی‌ها، بازده حقوق صاحبان سهام، نسبت قیمت به سود هر سهم و ارزش افزوده اقتصادی[۱۸]، به رتبه اعتباری آنها نیز توجه ویژه مبذول دارند.

با عنایت به حجم پایین مطالعات انجام‌شده در خصوص رتبه‌بندی اعتباری در ایران، محققان در پژوهش‌های آتی می‌توانند با انتخاب نمونه آماری بزرگ‌تر و قلمرو زمانی طولانی‌تر، رابطه رتبه اعتباری را با متغیرهای دیگری نظیر مدیریت سود مبتنی بر اقلام تعهدی، حاکمیت شرکتی و نقدشوندگی بررسی نمایند. همچنین پیشنهاد می‌شود تأثیر ارزش افزوده بازار[۱۹]، ارزش افزوده نقدی[۲۰]، ارزش افزوده اقتصادی و مؤلفه‌های جدیداً معرفی‌شده آن یعنی شکاف[۲۱] و نیروی حرکت ارزش افزوده اقتصادی[۲۲] بر رتبه اعتباری شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران مورد آزمون قرار گیرد.

پی‌نوشت

۱	Credit Rating	۱۲	Default Risk
۲	European Securities and Markets Authority (ESMA)	۱۳	Idiosyncratic Risk
۳	Real Activities Earnings Management	۱۴	Final Modified Rating
۴	Abnormal Cash Flows from Operations	۱۵	Rating Equivalent
۵	Abnormal Production Costs	۱۶	Currency Devaluation
۶	Abnormal Discretionary Expenditures	۱۷	Debt Covenant
۷	Emerging Market Score Model (EMS)	۱۸	Economic Value Added
۸	Accrual-based Earnings Management	۱۹	Market Value Added
۹	A. M. Best	۲۰	Cash Value Added
۱۰	Net Interest Margin	۲۱	Economic Value Added Spread
۱۱	Probit Model	۲۲	Economic Value Added Momentum

منابع

اسماعیل‌زاده مقری، علی؛ محمودی، محمد؛ هادیان، سید امین و برگ بید، احمد. (۱۳۹۴). تأثیر ساختار مالکیت بر رابطه بین جریان وجه نقد آزاد و مدیریت استفاده بهینه از دارایی‌ها. *پژوهش‌های حسابداری مالی و حسابرسی، سال هفتم، شماره ۲۸*، صص ۲۳-۴۱.

پورزمانی، زهرا و پویان‌راد، مهدی (۱۳۹۱). ارتباط بین مدیریت سود و ناتوانی مالی شرکت‌ها. *فصلنامه عملی پژوهشی تحلیل اوراق بهادار، دوره پنجم، شماره ۱۶*، صص ۷۷-۸۸.

سعیدی، علی؛ حمیدیان، نرگس و ربیعی، حامد (۱۳۹۲). رابطه بین فعالیت‌های مدیریت سود واقعی و عملکرد آتی شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران. *فصلنامه علمی پژوهشی حسابداری مدیریت، سال ششم، شماره ۱۷*، صص ۴۵-۵۸.

مجتهدزاده، ویدا و ولی‌زاده لاریجانی، اعظم (۱۳۸۹). رابطه مدیریت سود و بازده آتی دارایی‌ها و جریان‌های نقد عملیاتی آتی. *تحقیقات حسابداری، سال دوم، شماره ۶*، صص ۲۲-۳۵.

محمودآبادی، حمید و غیوری‌مقدم، علی (۱۳۹۰). رتبه‌بندی اعتباری از لحاظ توان مالی پرداخت اصل و فرع بدهی‌ها با استفاده از شیوه تحلیل پوششی داده‌ها (مورد مطالعه: شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران). *مجله دانش حسابداری، سال دوم، شماره ۴*، صص ۱۲۵-۱۴۵.

وظیفه‌دوست، حسین؛ احمدوند، میثم و ساده‌وند، محمدجواد (۱۳۹۵). آزمون تأثیر عوامل حاکمیت شرکتی بر رتبه اعتباری در قالب مدل امتیاز بازار نوظهور (مورد مطالعه: بورس اوراق بهادار تهران). *دانش مالی تحلیل اوراق بهادار، دوره نهم، شماره ۳۰*، صص ۹۵-۱۱۳.

Abinzano, I. , Muga, L. and Santamaria, R. (2014). Is Default Risk the Hidden Factor in Momentum Returns? Some Empirical Results. *Accounting & Finance, 54 (3):* 671-698.

Adams, M. , Burton, B. and Hardwick, P. (2003). The Determinants of Credit Ratings in the United Kingdom Insurance Industry. *Journal of Business Finance & Accounting, 30 (4):* 539-572.

Altman, E. And Hotchkiss, E. (2005). *Corporate Financial Distress and Bankruptcy: Predict and Avoid Bankruptcy, Analyze and Invest in Distressed Debt* (3rd Ed.). New York: John Wiley and Sons.

Ashbaugh-Skaife, H. , Collins, D. and LaFond, R. (2006). The Effects of Corporate Governance on Firms' Credit Ratings. *Journal of Accounting and Economics, 42 (1):* 203-243.

Bhojraj, S. and Sengupta, P. (2003). Effect of Corporate Governance on Bond Ratings and Yields: The Role of Institutional Investors and Outside Directors. *The Journal of Business, 76 (3):* 455-476.

Bouzouita, R. and Young, A. (1998). A Probit Analysis of Best Ratings. *Journal of Insurance Issues, 21 (1):* 23-34.

Bruns, W. and Merchant, K. (1990). The Dangerous Morality of Managing Earnings. *Management Accounting, 72:* 22-25.

Chapman, C. J. (2011). *The Effects of Real Earnings Management on the Firm, Its Competitors and Subsequent Reporting Periods*. Retrieved from: http: //papers. ssrn. com/sol3/papers. cfm?abstract_id=1747151.

Choy, E. , Gray, S. and Ragunathan, V. (2006). Effect of Credit Rating Changes on Australian Stock Returns. *Accounting and Finance, 46 (5):* 755-769.

Cohen, D. and Zarowin, P. (2010). Accrual-based and Real Earnings Management Activities around Seasoned Equity Offerings. *Journal of Accounting and Economics, 50:* 2-19.

Creighton, A. , Gower, L. and Anthony, J. R. (2007). The Impact of Rating Changes in Australian Financial Markets. *Pacific-Basin Finance Journal, 15 (1):* 1-17.

Damasceno, D. L. , Artes, R. and Minardi, A. M. C. F. (2008). Estimating Credit Rating of Brazilian Companies Using Accounting Ratios. *Journal of Management, 43 (4):* 344-355.

Dechow, P. M. and Skinner, D. J (2000). Earnings Management: Reconciling the Views of Accounting Academics, Practitioners and Regulators. *Accounting Horizons, 14:* 235-250.

Demirtas, K. O. and Cornaggia, K. R. (2013). Initial Credit Ratings and Earnings Management. *Review of Financial Economics, 22:* 135-145.

Deng, X. and Ong, S. E. (2014). *Real Earnings Management, Liquidity and REITs SEO dynamics.* AREUEA-ASSA annual meeting, Philadelphia, PA.

European Securities and Markets Authority (ESMA). (2013). *Credit Rating Agencies*. Annual Report.

Fudenberg, D. and Tirole, J. (1995). A Theory of Income and Dividend Smoothing Based on Incumbency Rents. *Journal of Political Economy, 103:* 75-93.

Ge, W. and Kim, J. (2010). *Real Earnings Management and Cost of Debt*. CAAA Annual Conferenc.

Geiszler, M. (2014). *The Effect of Accrual Quality, Real Activities Earnings Management and Corporate Governance on Credit Ratings*. Ph. D. Thesis, Kent State University, USA.

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

Gray, S. , Mirkovic, A. and Ragunathan, V. (2006). The Determinants of Credit Ratings: Australian Evidence. *Australian Journal of Management, 31 (2):* 333-354.

Gunny, K. (2010). The Relation between Earnings Management Using Real Activities Manipulation and Future Performance: Evidence from Meeting Earnings Benchmarks. *Contemporary Accounting Research, 27 (3):* 8558-88.

Healy, P. and Wahlen, J. (1999). A Review of the Earnings Management Literature and its Implications for Standard Setting. *Accounting Horizons, 17:* 365-383.

http: //areas. kenan-flagler. unc. edu/Accounting/Documents/JBFA2016.

Huang, K. , Lao, B. and McPhee, G. (2016). *Does Stock Liquidity Affect Accrual-based Earnings Management*? Retrieved from:

Ismailzadeh Moghari, A. ,Mahmoodi, M. , Hadian, S. A. and Bargbid, A. (2016). The Effect of Ownership Structure on the Relationship between Free Cash Flow and Efficient Utilization of Assets. *The Financial Accounting and Auditing Research, 7 (28):* 23-41. (In Persian)

Jorion, P. , Liu, Z. and Shi, C. (2005). Informational Effects of Regulation FD: Evidence from Rating Agencies. *Journal of Financial Economics, 76 (2):* 309-330.

Kemper, K. and Rao, R. (2013). Do Credit Ratings Really Affect Capital Structure? *Financial Review, 48 (4):* 573–595.

Kim, Y. S. , Kim, Y. and Roy, K. (2013). Credit Rating Changes and Earnings Management. *Asia- Pacific Journal of Financial Studies, 42 (1):* 109-140.

Kisgen, D. (2006). Capital Ratings and Capital Structure. *The Journal of Finance, 61:* 1035-1072.

Lee, T. H. , Ku, Y. F. and Wang, C. F. (2004). *A Study of the Relationships between Credit Ratings and Earnings Management*. 12th Conference on the Theories and Practices of Securities and Financial Markets, Kaohsiung, Taiwan.

Li, X. (2010). *Real Earnings Management and Subsequent Stock Returns*. Retrieved from: http: //papers. ssrn. com /sol3/papers. cfm? abstract_id= 1679832.

Lin, Y. M. and Shen, C. A. (2015). Family Firms' Credit Rating, Idiosyncratic Risk, and Earnings Management. *Journal of Business Research, 68:* 872-877.

Mahmoud Abadi, H. and Ghayouri Moghaddam, A. (2011). Credit Rating in Terms of Financial Ability to Pay the Principle and Interest on Debts, Using Data Envelopment Analysis Techniques (Case Study: Companies Listed on Tehran Stock Exchange). *Journal of Accounting Knowledge, 2 (4):* 125-145. (In Persian)

Matousek, R. and Stewart, C. (2009). A Note on Ratings of International Banks. *Journal of Financial Regulation and Compliance, 17 (2):* 146-155.

Miloud, T. (2014). Earnings Management and Initial Public Offerings: an Empirical Analysis. *The Journal of Applied Business Research, 30 (1):* 117-134.

Mojtahedzadeh, V. and Valizadeh Larijani, A. (2011). The Relationship between Earnings Management, Future Returns of Assets and Future Operating Cash Flows. *Quarterly Journal of Accounting Research, 2 (6):* 22-35. (In Persian)

Murcia, F. C. S. , Fernando, D. M. , Suliani, R. and José, A. B. (2014). *The Determinants of Credit Rating: Brazilian Evidence*. Retrieved from: http: //www. anpad. org. br/bar.

Papaikonomou, V. L. (2010). Credit Rating Agencies and Global Financial Crisis: Need for a Paradigm Shift in Financial Market Regulation. *Studies in Economics and Finance, 27 (2):* 161-174.

Pourzamani, Z. and Pouyanrad, M. (2012). The Relationship between Earnings Management and Insolvency. *Financial knowledge of Security Analysis, 5 (16):* 77-88. (In Persian)

Roychowdhury, S. (2006). Earnings Management through Real Activities Manipulation. *Journal of Accounting and Economics, 42:* 335-370.

Saeedi, A. , Hamidian, N. and Rabiee, H. (2013). The Relationship between Real Activities Earnings Management and Future Performance of Firms Listed on Tehran Stock Exchange. *Management Accounting, 6 (17):* 45-58. (In Persian)

Standard & Poor's Ratings Services. (2011). *Guide to Credit Rating Essentials: What Are Credit Ratings and How Do They Work*?.

Retrieved from: http: //img. en25. com/Web /StandardandPoors /SP_CreditRatingsG uide. pdf.

Vazifehdust, H. , Ahmadvand, M. And Sadehvand, M. J. (2016). Examining the Effect of Corporate Governance Indicators on Credit Ratings with Regard to the EMS Model (Case Study: Tehran Stock Exchange). *Financial knowledge of Security Analysis*, *9 (30):* 95-113. (In Persian)

پژوهش‌های تجربی حسابداری

سال هفتم، شماره ۲۶، زمستان ۱۳۹۶، صص ۱۴۷ - ۱۶۳

بررسی تأثیر بیش اطمینانی مدیریتی بر خطای پیش‌بینی سود

ساسان مهرانی*، منصور طاهری**

تاریخ دریافت: ۹۴/۰۹/۰۲

تاریخ پذیرش: ۹۵/۰۱/۲۵

چکیده

در ادبیات حسابداری دقت سود پیش‌بینی شده همواره مورد توجه استفاده‌کنندگان اطلاعات مالی بوده است. عوامل متعددی بر پیش بینی سود توسط مدیران تأثیر می‌گذارند که از جمله آن‌ها می‌توان به اطمینان بیش از حد مدیران اشاره نمود. با توجه به این موضوع، در این پژوهش تأثیر اطمینان بیش از حد مدیران بر خطای پیش بینی سود توسط آن‌ها مورد بررسی قرار گرفت. برای اندازه گیری اطمینان بیش از حد با توجه به ادبیات از دو معیار CAPEX و Over-Invest که مرتبط با سرمایه گذاری می‌باشند، استفاده گردید. نمونه آماری پژوهش شامل ۱۱۲ شرکت طی سال‌های ۱۳۸۶ تا ۱۳۹۲ بوده است. نتایج حاکی از آن است بین هر دو معیار مذکور با خطای پیش بینی رابطه مستقیمی وجود دارد. به عبارتی دیگر می‌توان گفت مدیرانی که دارای اطمینان بیش از حد هستند، سود را بیش از مقدار واقعی آن پیش بینی می‌کنند.

واژه‌های کلیدی: پیش بینی سود، اطمینان بیش از حد، اطلاعات مالی

طبقه‌بندی موضوعی: M41، M49

DOI: 10.22051/jera.2017.7386.1072

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

**کارشناس ارشد دانشگاه تهران، نویسنده مسئول، (Mansourtaheri50@gmail.com).

مقدمه

هدف اصلی گزارشگری مالی ارائه اطلاعات مناسب برای تصمیم‌گیری استفاده‌کنندگان اطلاعات مالی است. یکی از رسالت‌های اصلی مدیریت، تهیه و ارائه اطلاعات مربوط برای استفاده‌کنندگان می‌باشد. مدیران از طریق افشای اطلاعات در قالب گزارشگری مالی این رسالت را ایفا می‌نمایند. بسیاری از اطلاعات ارائه شده به وسیله گزارشگری مالی در برگیرنده پیش‌بینی در خصوص عملیات آینده می‌باشد. از آنجایی که این پیش بینی‌ها بر اساس برآوردهای مدیریت قرار دارند، با خطا همراه می‌باشند. در میان اطلاعات افشا شده در قالب گزارش‌های مالی، سود یکی از اقلام مهم و اصلی می‌باشد که توجه استفاده کنندگان صورت‌های مالی را به خود جلب می‌کند. سرمایه گذاران، اعتبار دهندگان، مدیران، کارکنان شرکت، تحلیلگران، دولت و دیگر استفاده کنندگان صورت‌های مالی از سود به عنوان مبنایی جهت اتخاذ تصمیمات سرمایه گذاری، اعطای وام، سیاست پرداخت سود، ارزیابی شرکت‌ها، محاسبه مالیات و سایر تصمیمات مربوط به شرکت استفاده می‌کنند (مشایخ و شاهرخی، ۱۳۸۶). مدیران شرکت‌ها در هرسال اقدام به پیش بینی سود سال آتی می‌کنند. سود پیش بینی شده توسط مدیران یکی از مهمترین اطلاعات است که در حقیقت منعکس کننده پیش بینی مدیریت درباره چشم انداز آتی شرکت می‌باشد، لذا استفاده کنندگان اطلاعات مالی توجه خاصی به آن دارند. سودهای پیش بینی شده توسط مدیریت در بسیاری از کشورها در زمره افشای داوطلبانه اطلاعات قرار دارند. در آمریکا کمیسیون بورس اوراق بهادار در اوایل سال ۱۹۷۳ برای اولین بار به شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اجازه افشای پیش بینی‌های سود را داد و دو سال بعد شرکت‌ها را ملزم به انتشار چنین اطلاعاتی کرد .در آوریل سال۱۹۷۶، این الزام به دلیل مخالفت زیاد، برداشته شد و سرمایه گذاران جزء ناچار بودند به تحلیلگران مالی اتکا کنند (مشایخ و شاهرخی، ۱۳۸۶). در ایران نیز، بر اساس ردیف ۷ بند (ج) تعهدنامه مدیران شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، شرکت‌ها موظف هستند که پیش بینی درآمد متعلق به هر سهم خود را به صورت سه ماهه و یک ساله برآورد و حداکثر ۲۰ روز بعد از پایان دوره سه ماهه به مدیریت نظارت بر شرکت‌های سازمان بورس اوراق بهادار تهران ارسال نمایند.

سود پیش‌بینی شده توسط مدیریت محتوای اطلاعاتی داشته و مبنای بسیاری از تصمیمات اتخاذ شده توسط استفاده کنندگان می‌باشد (براکمن و سیکون، ۲۰۰۸؛ هرست و همکاران،

۲۰۰۸). عوامل متعددی بر پیش بینی‌های مدیریت تأثیرگذار هستند (هریبر و یانگ، ۲۰۱۳؛ لطفی و حاجی پور، ۱۳۸۹). از جمله مهمترین عواملی که بر پیش بینی های مدیر یت تأثیر می‌گذارد، جانبداری‌های روانشناختی مدیران می‌باشد. از میان جانبداری‌های روانشناختی، اطمینان بیش از حد در بسیاری از پژوهش‌ها مورد توجه قرار گرفته است (هیلاری و سو، ۲۰۱۱؛ مالمندیر و تیت، ۲۰۰۵). مدیرانی که اطمینان بیش از حد به خود دارند، توانایی‌های خود را بیش از واقع ارزیابی می‌کنند (شراند و زچمن، ۲۰۱۲؛ هیلاری و سو، ۲۰۱۱). تحقیقات نشان داده‌اند که این جانبداری روانشناختی (اطمینان بیش از حد[۲]) تصمیمات و پیش بینی‌های مدیران را تحت تأثیر قرار داده و باعث می‌شود که مدیران در گزارشگری مالی دچار اشتباه شوند (شراند و زچمن، ۲۰۱۲). با توجه به مطالب مطرح شده، این موضوع مطرح می‌گردد که آیا اطمینان بیش از حد مدیران، سود پیش بینی شده توسط آن‌ها را تحت تأثیر قرار می‌دهد یا خیر. لذا در این پژوهش به بررسی تأثیر اطمینان بیش از حد مدیران بر سودپیش بینی شده پرداخته می‌شود.

مبانی نظری و پیشینه پژوهش

هدف اصلی گزارشگری مالی ارائه اطلاعات مناسب، صحیح و مربوط برای تصمیم‌گیری استفاده کنندگان اطلاعات مالی است. یکی از ویژگی‌های لازم برای مربوط بودن اطلاعات مالی و اقتصادی، سودمندی در پیش بینی است. پیش بینی به سرمایه گذاران کمک می‌کند تا فرآیند تصمیم گیری خود را بهبود بخشند و ریسک تصمیم‌های خود را کاهش دهند (مرادزاده فرد، ۱۳۹۲). پیش بینی سودهای آتی توسط مدیریت یکی از مهمترین اقلام در گزارشگری مالی می‌باشد. مدیران سود را پیش بینی می‌کنند تا اطلاعاتی را در مورد سودهای مورد انتظار آتی یک شرکت فراهم آورند. در واقع مدیران با این پیش بینی بر انتظارات بازار اثر می‌گذارند (هرست و همکاران ۲۰۰۸؛ بیر و همکاران، ۲۰۱۰). تحقیقات نشان می‌دهند که پیش بینی‌های مدیریت از جمله سود پیش بینی شده، قیمت سهام، نقدینگی بازار سهام و پیش بینی تحلیلگران را تحت تأثیر قرار می‌دهد (براکمن و سیکون، ۲۰۰۸؛ هرست و همکاران، ۲۰۰۸). این نتایج حاکی از آن است که سود پیش بینی شده توسط شرکت‌ها دارای محتوای اطلاعاتی بوده و از این جهت اهمیت پیش بینی سود حسابداری به دلیل نقش و تأثیر آن در

تصمیم گیری‌های استفاده کنندگان به خصوص سرمایه گذاران بارزتر می شود. سودهای پیش بینی شده می‌تواند در موارد زیر مفید واقع گردد:

- کمک به ارزیابی قدرت سودآوری واحد تجاری
- تعیین ارزش جاری سهام یا ارزش کل شرکت
- برآورد ریسک سرمایه گذاری در واحد تجاری
- برآورد ریسک وام اعطایی به واحد تجاری (هندریکسن و ون بردا، ۱۹۹۲)

تحقیقات صورت گرفته در مورد تصمیمات و پیش بینی‌های مدیران نشان می‌دهد که اطمینان بیش از حد یکی از فراگیرترین جانبداری‌های روانشناختی می‌باشد و این جانبداری تصمیمات و پیش بینی‌های آن‌ها را تحت تأثیر قرار می‌دهد (هیلاری و سو، ۲۰۱۱؛ هریبر و یانگ، ۲۰۱۳). تحقیقات نشان داده‌اند که تصمیم‌های سرمایه‌گذاری شرکت حاوی اطلاعاتی درباره میزان اطمینان بیش از حد مدیریتی می باشد (مالمندیر و تیت، ۲۰۰۵؛ بن دیوید و همکاران، ۲۰۱۰؛ کمپل و همکاران، ۲۰۱۱). مدیرانی که اطمینان بیش از حد دارند، کیفیت پروژه‌های سرمایه‌گذاری خود را بیشتر از واقع ارزیابی می‌کنند، در نتیجه آن‌ها بیشتر سرمایه گذاری انجام می‌دهند (مالمندیر و تیت، ۲۰۰۵). هیتون (۲۰۰۲) نشان داد که اطمینان بیش از حد، انگیزه مدیران برای سرمایه‌گذاری بیش از حد را افزایش می‌دهد. بن دیوید و همکاران (۲۰۱۰) اثر بیش اطمینانی مدیران بر تصمیمات سرمایه‌گذاری را مورد بررسی قرار دادند. آن‌ها به این نتیجه رسیدند که این جانبداری روانشناختی تصمیمات سرمایه گذاری را تحت تأثیر قرار داده و منجر به افزایش بیش از حد در سرمایه گذاری‌های شرکت می‌شود.

در زمان پیش بینی سود، مدیران به صورت ذهنی به ارزیابی این موضوع می‌پردازند که اقدامات و تصمیمات آن‌ها چگونه تحقق سودهای آتی را تحت تأثیر قرار می‌دهد. بنابراین خطای پیش بینی[۳] سود می‌تواند به دلیل بیش از واقع برآورد کردن احتمال و اثرات رویدادهای مطلوب آتی و کمتر از واقع برآورد کردن احتمال و اثرات رویدادهای نامطلوب آتی به وجود آید. مدیرانی که توانایی خود را بیش از واقع ارزیابی کرده و بیش از حد نسبت به رویدادهای مطلوب آتی خوش بین هستند، دارای اطمینان بیش از حد هستند و لذا احتمال بیشتری وجود دارد که پیش بینی‌های آن‌ها با خطا همراه باشد (لو، ۲۰۱۰). شراند و زچمن (۲۰۱۲) می‌گویند

که اطمینان بیش از حد باعث خواهد شد که احتمال گزارشگری اشتباه افزایش یابد. احتمال بیشتری وجود دارد مدیرانی که اطمینان بیش از حد دارند پیش بینی‌های خود از سود را با خوش بینی بیشتری ارائه دهند، زیرا آن‌ها معمولا نسبت به آینده شرکت خوش بین هستند و همچنین توانایی خود را در مورد تأثیر گذاری بر سود بیش از واقع ارزیابی کرده و احتمال رویدادهای غیرمنتظره را کمتر از حد برآورد می‌کنند. هیلاری و سو (۲۰۱۱) به بررسی این موضوع پرداختند که آیا اطمینان بیش از حد بر پیش بینی مدیران از سودهای آتی تأثیر می‌گذارد یا خیر. آن‌ها شواهدی ارائه کردند مبنی بر اینکه سودهای پیش بینی شده مدیران دارای اطمینان بیش از حد، کمتر صحیح هستند و با خطای پیش بینی رو به بالا (سود پیش بینی شده بیشتر از سود واقعی است) همراه می‌باشند. هریبر و یانگ (۲۰۱۳) نیز بیان می‌دارند که مدیران دارای اطمینان بیش از حد، در پیش بینی‌های خود از سود دچار اشتباه شده و سودهای پیش بینی شده آن‌ها بیش از سود تحقق یافته می‌شد.

پیشینه پژوهش

خارجی

هریبر و یانگ (۲۰۱۳) در پژوهش خود با عنوان "اطمینان بیش از حد مدیران و پیش بینی‌های آن‌ها" تأثیر اطمینان بیش از حد مدیران بر پیش بینی سود توسط آن‌ها را مورد بررسی قرار دادند. یافته‌های پژوهش حاکی از آن است که بین اطمینان بیش از حد مدیران و خطای پیش بینی سود، رابطه مثبت وجود دارد. به عبارتی دیگر، سود پیش بینی شده توسط مدیران دارای اطمینان بیش از حد با خطای بیشتری همراه خواهد بود.

هیلاری و سو (۲۰۱۱) به بررسی تأثیر اطمینان بیش از حد مدیران بر سود پیش بینی شده توسط آن ها پرداختند. آن ها بر این باور بود ند که مدیران دارای اطمینان بیش از حد، توانایی‌های خود را بیش از واقع ارزیابی کرده و این موضوع باعث می‌شود تا پیش بینی‌های آن‌ها از سود با خطا همراه باشد. نتایج پژوهش در جهت تأیید فرضیه آن‌ها یعنی وجود رابطه مثبت و معنادار بین اطمینان بیش از حد مدیران و خطای پیش بینی سود رو به بالا بود. به عبارتی دیگر، مدیران دارای اطمینان بیش از حد، سود را بیش از واقع پیش بینی می‌کنند.

سو (۲۰۰۹) نشان داد که رابطهٔ مثبتی بین توالی خطای پیش بینی وجود دارد که این مطلب بیانگر آن است که مدیران در هنگام پیش بینی آینده، اطلاعات مربوط به سودهای گذشته را کمتر از واقع ارزیابی می‌کنند. او همچنین دریافت که ارزیابی کمتر از واقع اطلاعات قبلی در بین شرکت‌ها همگون نیست. به طور مشخص در زمان‌هایی که پیش بینی مدیران دارای بازه زمانی طولانی تری باشد، اطلاعات مربوط به خطا در پیش بینی‌های قبلی مدیران تا حدود زیادی، کمتر از واقع ارزیابی می‌شود.

فانگ (۲۰۰۹) در پژوهشی به بررسی رابطه میان نقش دقت پیش بینی مدیران بر خطای پیش بینی آن‌ها پرداخت. فرضیه پژوهش وی به این صورت بود که خطای پیش بینی به طور منفی با دقت پیش بینی ارتباط دارد. وی با بررسی ۷۳۷۶ سال- شرکت بین سال‌های ۱۹۹۶ تا ۲۰۰۶ به این نتیجه رسید که رابطه میان دقت پیش بینی و خطای پیش بینی منفی و معنادار است.

داخلی

خدامی پور و همکاران (۱۳۹۴) به بررسی تأثیر اطمینان بیش از حد مدیریت بر محافظه کاری[۴] با در نظر گرفتن نظارت بیرونی پرداختند. برای اندازه گیری اطمینان بیش از حد، از دو مقیاس مازاد سرمایه گذاری و مازاد نسبت بدهی به حقوق صاحبان سهام استفاده شده است. نمونه پژوهش شامل ۱۹۷ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۸۳ تا ۱۳۹۱ می‌باشد. نتایج نشان می‌دهد هر یک از مقیاس‌های به کار رفته برای اطمینان بیش از حد مدیریت، بر هر دو نوع محافظه کاری مشروط و نا مشروط اثر منفی معنادار می‌گذارد. همچنین برخی سازوکارهای نظارت بیرونی می‌تواند اثر منفی اطمینان بیش از حد مدیریت بر محافظه کاری نامشروط را کاهش دهد.

فروغی و نخبه فلاح (۱۳۹۳) در پژوهش خود تأثیر اطمینان بیش از حد مدیریتی بر محافظه کاری شرطی و غیر شرطی را مورد بررسی قرار دادند. برای این منظور نمونه‌ای متشکل از ۷۷ شرکت از بین شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۸۰ تا ۱۳۸۹ انتخاب گردید. نتایج حاصل از پژوهش نشان می‌دهد که اثر اطمینان بیش از حد مدیریتی بر محافظه کاری شرطی و غیرشرطی منفی و معنی دار است، به عبارتی دیگر وجود اطمینان بیش از حد در مدیران ارشد، سبب کاهش محافظه کاری در فرآیند گزارشگری مالی می‌شود.

مشایخ و بهزادپور (۱۳۹۳) در تحقیق خود تأثیر بیش اطمینانی مدیران بر سیاست تقسیم سود شـــرکت‌های پذیرفته شـــده در بورس اوراق بهادار تهران را در نظر گرفتند. نمونه شـــامل ۵۶ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در بازه زمانی ۱۳۸۶ تا ۱۳۹۱ می‌باشد. نتایج تحقیق حاکی از آن است که بین بیش اطمینانی مدیران و تقسیم سود شرکت ارتباط منفی و معناداری وجود دارد، به گونه‌ای که مدیران بیش اطمینان تقسیم سود کمتری دارند.

کردستانی و لطفی (۱۳۹۰) ارتباط بین خطای پیش بینی سود و اقلام تعهدی[۵] در طی دوره زمانی ۱۳۷۸ الی ۱۳۸۷ بر اساس نمونه‌ای متشکل از ۵۴۵ سال -شرکت از میان شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران مورد بررسی قرار دادند. یافته‌های حاصل از تحقیق نشان دهنده ارتباط مثبت بین اقلام تعهدی و خطای پیش بینی مدیریت از سود است. همچنین نتایج حاصل از تحقیق نشان می‌دهد این ارتباط مثبت در شرکت‌هایی که دارای نوسان بیشتری در جریان‌های نقدی عملیاتی هستند، بیشتر است.

لطفی و حاجی پور (۱۳۸۹) در پژوهش خود به بررســـی تأثیر محافظه کاری بر خطای مدیریت در پیش بینی سود در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. نمونه آماری آن‌ها متشکل از ۸۸ شرکت در طی سال‌های ۱۳۷۸ تا ۱۳۸۷ بوده است. یافته‌های پژوهش نشـــان می‌دهد که در شـــرکت‌هایی که حســـابداری محافظه کارانه تری دارند، خطای مدیریت در پیش بینی سود کمتر است.

ساربان‌ها و آ شتاب (۱۳۸۷) به شنا سایی عوامل موثر بر خطای پیش بینی سود شرکت‌های جدیدالورود به بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. جامعه آماری شـــامل شـــرکت‌های تازه پذیرفته شده در بورس تهران از ابتدای سال ۱۳۷۸ تا انتهای سال ۱۳۸۵ بوده است. نتایج حاصل از پژوهش با اسـتفاده از تحلیل رگرسـیون چندگانه نشـان می‌دهد که در طی دوره مطالعه، بین نسبت سودآوری و خطای پیش بینی سود رابطه معکوس وجود دارد.

فرضیه پژوهش

با توجه به مطالب مطرح شده، فرضیه پژوهش به شرح زیر می‌باشد:

بین اطمینان بیش از حد مدیران و خطای پیش بینی سود رابطه مثبت و معنادار وجود دارد.

روش شناسی پژوهش

در این قسمت ابتدا مدل‌های مورد استفاده برای آزمون فرضیه تشریح می‌گردد. سپس نحوه اندازه گیری متغیرها بیان گردیده و نهایتا جامعه آماری، نمونه و قلمرو زمانی پژوهش، مورد بررسی قرار می‌گیرند. در این پژوهش برای اندازه گیری اطمینان بیش از حد مدیران از دو معیار CAPEX و Over-Invest استفاده می‌گردد، لذا برای آزمون فرضیه پژوهش از مدل‌های زیر استفاده می‌گردد:

$$MFE_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 OC_{i,t}(CAPEX) + \beta_2 ROA_{i,t} + \beta_3 SIZE_{i,t} + \beta_4 M/B_{i,t} + \beta_5 IO_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$ مدل (۱)

$$MFE_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 OC_{i,t}(Over\ Inv) + \beta_2 ROA_{i,t} + \beta_3 SIZE_{i,t} + \beta_4 M/B_{i,t} + \beta_5 IO_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$ مدل (۲)

MFE: خطای پیش بینی سود

OC: اطمینان بیش از حد

ROA: بازده دارایی‌ها

SIZE: اندازه شرکت

M/B: نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری هر سهم

IO: درصد مالکان نهادی

نحوه اندازه گیری متغیرها

متغیر وابسته

متغیر وابسته در این پژوهش، خطای پیش بینی سود می‌با شد. این متغیر با توجه به رابطه (۳) محاسبه می‌گردد (چن و فیرت، ۱۹۹۹):

$$MFE = \frac{AP-FP}{FP}$$ مدل (۳)

AP: سود واقعی هر سهم

FP: سود پیش بینی شده هر سهم

متغیر مستقل

متغیر مستقل در این پژوهش اطمینان بیش از حد می‌باشد. تحقیقات نشان داده‌اند که تصمیم‌های سرمایه گذاری شرکت حاوی اطلاعاتی درباره میزان اطمینان بیش از حد مدیریتی می‌باشد (کمپل و همکاران۲۰۱۱). مطابق با پژوهش احمد و دوئلمن (۲۰۱۳) برای اندازه گیری اطمینان بیش از حد از دو معیار CAPEX و Over-Invest که مرتبط با سرمایه گذاری هستند، استفاده می‌شود.

معیار اول (CAPEX): این معیار یک متغیر ساختگی بوده که در صورتی که نسبت مخارج سرمایه‌ای شرکت i در دوره مالی t بیشتر از میانه نسبت مخارج سرمایه‌ای همان دوره شرکت‌های صنعت مربوطه عضو نمونه باشد، بیانگر اطمینان بیش از حد بوده و عدد یک، و در غیر این صورت عدد صفر می‌گیرد. نسبت مخارج سرمایه‌ای هر شرکت در هر سال بر اساس رابطه (۴) و از طریق تقسیم مخارج سرمایه‌ای به کل دارایی‌های شرکت در پایان سال قبل محاسبه می‌شود.

$$\left(\frac{C}{A}\right)_{i,t} = \frac{C.E_{i,t}}{TA_{i,t-1}} \qquad \text{مدل (۴)}$$

در این رابطه CE نشان دهنده مخارج سرمایه‌ای بوده و بر اساس پژوهش لولن وبدریناس (۱۹۹۷) از تفاوت خالص ارزش دفتری دارایی‌های ثابت در ابتدا و پایان دوره به علاوه هزینه استهلاک محاسبه می‌گردد. $TA_{i.\,t-1}$ نیز نشان دهنده کل دارایی‌های هر شرکت در پایان سال قبل می‌باشد.

معیار دوم (Over-Invest): این معیار عبارت است ازمفهوم مازاد سرمایه گذاری که از رگرسیون رشد دارای‌ها نسبت به رشد فروش در سطح صنعت به شرح رابطه (۵) محاسبه می‌گردد. در صورتی که باقیمانده این رابطه برای شرکتی مثبت باشد، به این معنا است که در آن شرکت سرمایه گذاری بیش از حد انجام شده است و برای این متغیر عدد یک و در غیر این صورت عدد صفر لحاظ می‌گردد.

$$ASSET.\,GROWTH_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 SALE.\,GROWTH_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \qquad \text{مدل (۵)}$$

$ASSET.\,GROWTH_{i,t}$: رشد دارایی‌های شرکت i در سال t

$SALE.\,GROWTH_{i,t}$: رشد فروش شرکت i در سال t

رشد دارایی‌ها و رشد فروش نیز با توجه به روابط (۶) و (۷) محاسبه می‌شوند:

$$\text{ASSET. GROWTH}_{i,t} = \frac{\text{Assets}_{i,t} - \text{Assets}_{i,t-1}}{\text{Assets}_{i,t-1}}$$ مدل (۶)

$$\text{SALE. GROWTH}_{i,t} = \frac{\text{Sales}_{i.t} - \text{Sales}_{i,t-1}}{\text{Sales}_{i,t-1}}$$ مدل (۷)

متغیرهای کنترلی

در شرکت‌های بزرگ به دلیل استقرار سیستم‌های کنترلی و نظارتی دقیق، به کارگیری کارکنان و مدیران متخصص، پاسخگویی به طیف گسترده‌ای از سرمایه گذاران و بستانکاران و کارکنان، دقت در پیش بینی سود بیشتر می‌باشد. آجینکیا و همکاران (۲۰۰۵) شواهدی ارائه کردند مبنی بر اینکه خطای پیش بینی سود در شرکت‌های با درصد مالکان نهادی بیشتر، کمتر می‌باشد. هریبر و یانگ (۲۰۱۳) نیز نشان دادند که رشد (M/B) و عملکرد (ROA) شرکت با خطای پیش بینی سود رابطه معکوس دارند. لذا در این پژوهش از متغیرهای درصدمالکان نهادی، اندازه شرکت، نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری هر سهم و بازده دارایی‌ها به عنوان متغیرهای کنترلی استفاده می‌شود. نحوه اندازه گیری متغیرهای مذکور به شرح زیر می‌باشد:

در صد مالکان نهادی: در این پژوهش در صد مالکان نهادی از طریق نسبت مجموع سهام شرکت که در دست بانک‌ها، بیمه‌ها، نهادهای مالی، شرکت‌های هلدینگ، سازمان‌ها، نهادها و شرکت‌های دولتی می‌باشد، به کل سهام آن محاسبه می‌شود.

اندازه شرکت: برابر است با لگاریتم طبیعی دارایی‌های شرکت در پایان سال

نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری هر سهم: از طریق تقسیم ارزش بازار هر سهم بر ارزش دفتری آن محاسبه می‌گردد.

بازده دارایی‌ها: سود خالص تقسیم بر دارایی‌ها

جامعه آماری و نمونه پژوهش

جامعه آماری پژوهش، کلیه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران برای قلمرو زمانی ۱۳۸۶ تا ۱۳۹۲ می‌باشند. نمونه آماری پژوهش نیز با توجه به معیارهای ذیل انتخاب شده است:

از سال ۱۳۸۶ تا سال ۱۳۹۲ در بورس اوراق بهادار تهران حضور داشته باشد.

سال مالی شرکت مورد بررسی منتهی به پایان اسفند ماه باشد.

شرکت سرمایه گذاری و واسطه گری مالی نباشد.

طی دوره مورد بررسی سال مالی خود را تغییر نداده باشد.

اطلاعات مورد نیاز شرکت مورد بررسی در دسترس باشد.

با توجه به معیارهای فوق، تعداد ۱۱۲ شرکت از ۱۰ صنعت به عنوان نمونه آماری انتخاب شدند .

یافته‌های پژوهش

آمار توصیفی پژوهش حاضر که شامل حداقل، حداکثر، میانگین و انحراف معیار متغیرها است، به شرح نگاره (۱) می‌باشد.

نگاره (۱):آمار توصیفی متغیرها

نام متغیرها	نماد متغیر	میانگین	حداقل	حداکثر	انحراف معیار
خطای پیش بینی سود	MFE	-۰/۰۴۸	-۷/۷۹	۵/۳	۰/۸۶۱
اطمینان بیش از حد	OC (CAPEX)	۰/۴۷۵	۰	۱	۰/۵
اطمینان بیش از حد	OC (Over-Inv)	۰/۴۶۷	۰	۱	۰/۴۹۹
بازده دارایی ها	ROA	۰/۱۵	-۰/۲۱	۰/۹۳	۰/۱۴۹
اندازه شرکت	SIZE	۱۳/۷۳۷	۱۰/۵۵۳	۱۸/۸۱۷	۱/۲۷۱
ارزش بازار به ارزش دفتری	M/B	۲/۰۹۴	-۰/۹۴۶	۶/۶۸۲	۱/۴۵۹
درصد مالکان نهادی	IO	۰/۴۰۳	۰	۰/۹۹۱	۰/۳۳۸

به منظور برآورد مدل‌های رگرسیونی (۱) و (۲) برای آزمون فرضیه پژوهش، در ابتدا آزمون چاو انجام گرفت. سطح معناداری آزمون مورد نظر برای هر دو مدل کوچکتر از ۰/۰۵ به دست آمد. سپس آزمون هاسمن برای انتخاب روش اثرات ثابت یا روش اثرات تصادفی صورت گرفت. با توجه به نگاره (۲) سطح معناداری این آزمون نیز برای هر دو مدل کوچکتر از ۰/۰۵ به د ست آمده ا ست که این مطلب به معنای آن می‌با شد که روش منا سب برای برآورد هر دو مدل، روش اثرات ثابت می‌باشد.

نگاره (۲): نتایج آزمون چاو و هاسمن

	آزمون چاو		آزمون هاسمن	
	آماره آزمون	سطح معناداری	آماره آزمون	سطح معناداری
مدل (۱)	۱/۳۶۴۷۶۵	۰/۰۱۴۶	۱۵/۱۹۲۳۰۴	۰/۰۰۹۶
مدل (۲)	۱/۲۷۰۶۳۱	۰/۰۴۵۹	۱۶/۷۴۶۰۵۱	۰/۰۰۵

بعد از مشخص شدن روش مناسب، مدل‌های رگرسیونی برآورد گردیدند. نتایج حاصل از برآورد مدل‌ها به شرح نگاره‌های (۳) و (۴) می‌باشد:

نگاره (۳): نتایج مدل رگرسیونی (۱)

متغیر	ضریب رگرسیون	آماره t	سطح معناداری
عرض از مبدا	۰/۹۷۹۹۷۹	۰/۶۲۲۴۴۹	۰/۵۳۳۹
اطمینان بیش از حد (CAPEX)	-۰/۱۶۹۰۳۱	-۱/۹۹۶۰۴۴	۰/۰۴۶۵
بازده دارایی ها	۲/۶۷۹۴۷۲	۶/۳۸۷۴۹۹	/0000
اندازه شرکت	-۰/۰۹۱۸۲	-۰/۸۰۶۶۷۱	۰/۴۲۰۳
ارزش بازار به ارزش دفتری	-۰/۰۳۵۱۵۷	-۰/۹۸۱۳۲۵	۰/۳۲۶۹
درصد مالکان نهادی	-۰/۰۳۵۹۶۳	-۰/۱۰۶۹۶۲	۰/۹۱۴۹
آماره F	۱/۷۰۷۲۶۸	R^2	۰/۲۹
سطح معناداری	۰/۰۰۰	R^2 تعدیل شده	۰/۱۲
آماره دوربین-واتسون		۲/۴۶۵۳۲۷	

با توجه به نگاره (۳) سطح معناداری آماره F مدل ۰/۰۰۰ به دست آمده است که بیانگر مناسب بودن مدل از لحاظ معناداری می‌باشد. ضریب و سطح معناداری متغیر اطمینان بیش از حد (CAPEX) به ترتیب ۰/۱۶۹۰۳۱- و ۰/۰۴۶۵ می‌باشد که نشان دهنده معنادار بودن این ضریب است. همانگونه که بیان شد، با توجه به رابطه محاسبه خطای پیش بینی سود (رابطه ۳)، مقدار منفی نشان دهنده این است که مدیر در پیش بینی سود دچار خطای پیش بینی رو به بالا گردیده است به این معنا که سود پیش بینی شده بیش از سود واقعی بوده است. با توجه به این موضوع، از آنجایی که ضریب متغیر اطمینان بیش از حد (CAPEX) نیز منفی و معنادار به دست آمده است، لذا می‌توان بیان نمود که بین اطمینان بیش از حد (CAPEX) و خطای مدیریت در پیش بینی سود رابطه مستقیم وجود دارد. به عبارتی دیگر، اطمینان بیش از حد

باعث می‌شود تا مدیران سود را بیش از سود واقعی پیش بینی نمایند. بنابراین فرضیه پژوهش رد نمی‌شود.

معیار دوم برای اندازه‌گیری اطمینان بیش ازحد، سرمایه‌گذاری بیش از حد (Over-Invest) می‌باشد. نتایج حاصل از آزمون فرضیه فرضیه پژوهش با توجه به این معیار به شرح نگاره (۴) می‌باشد.

نگاره (۴): نتایج مدل رگرسیونی (۲)

متغیر	ضریب رگرسیون	آماره t	سطح معناداری
عرض از مبدا	۰/۳۵۶۰۰۶	۰/۲۲۷۲۷۵	۰/۸۲۰۳
اطمینان بیش از حد (Over-Inv)	-۰/۲۰۸۲۱۲	-۲/۷۸۰۹۶۹	۰/۰۰۵۶
بازده دارایی ها	۲/۵۹۷۱۵۹	۶/۳۷۳۶۰۱	۰/۰۰۰
اندازه شرکت	-۰/۰۴۳۱۰۵	-۰/۳۷۹۱۲۹	۰/۷۰۴۸
ارزش بازار به ارزش دفتری	-۰/۰۵۱۶۵۱	-۱/۴۵۷۷۲۹	۰/۱۴۵۵
درصد مالکان نهادی	۰/۰۲۹۷۹۲	۰/۰۹۲۶۹۲	۰/۹۲۶۲
آماره F	۱/۵۷۱۰۸۵	R^2	۰/۲۶
سطح معناداری	۰/۰۰۰۵	تعدیل شده R^2	۰/۰۹
آماره دوربین-واتسون		۲/۴۵۴۰۵۷	

سطح معناداری آماره F مدل ۰/۰۰۰۵ می‌باشد که نشان می‌دهد مدل از لحاظ آماری معنادار است. ضریب متغیر اطمینان بیش از حد (Over-Inv) برابر ۰/۲۰۸۲۱۲- و سطح معناداری آن برابر ۰/۰۰۵۶به دست آمده است. سطح معناداری به دست آمده حاکی از آن است که ضریب متغیر اطمینان بیش از حد (Over-Inv) معنادار می‌باشد. ضریب به دست آمده برای متغیر اطمینان بیش از حد (Over-Inv) منفی است اما همانند مطالب بیان شده در آزمون فرضیه پژوهش با استفاده از معیار (CAPEX) مبنی بر اینکه با توجه به رابطه (۳)، مقدار منفی نشان دهنده آن است که مدیر در پیش بینی سود دچار خطای پیش بینی رو به بالا گردیده است، می‌توان بیان نمود که بین اطمینان بیش از حد (Over-Inv) و خطای مدیریت در پیش بینی سود رابطه مستقیم وجود دارد. به عبارتی دیگر، می‌توان گفت که اطمینان بیش از حد (Over-Inv) باعث می‌شود تا مدیران سود را بیش از سود واقعی پیش بینی نمایند. بنابراین فرضیه پژوهش رد نمی‌شود.

نتیجه‌گیری

سود پیش بینی شده توسط مدیران یکی از مهم ترین اطلاعات ارائه شده در صورت‌های مالی می‌باشد. استفاده کنندگان اطلاعات مالی توجه خاصی به سود پیش بینی شده دارند زیرا تحقیقات نشان داده‌اند که سود پیش بینی شده دارای محتوای اطلاعاتی است و مبنای اتخاذ بسیاری از تصمیمات استفاده کنندگان اطلاعات مالی می‌باشد (براکمن و سیکون، ۲۰۰۸؛ هرست و همکاران، ۲۰۰۸). با توجه به این شرایط، دقت سود سود پیش بینی شده توسط مدیران بسیار حائز اهمیت می‌باشد. عوامل متعددی بر سود پیش بینی شده توسط مدیران تأثیر می‌گذارند که یکی از مهم ترین آن‌ها اطمینان بیش از حد مدیران می‌باشد (مالمندیر و تیت، ۲۰۰۵؛ هریبر و یانگ، ۲۰۱۳). لذا در این پژوهش به بررسی تأثیر اطمینان بیش از حد مدیران بر خطای پیش بینی سود پرداخته شد. در این پژوهش برای اندازه گیری اطمینان بیش از حد با توجه به پژوهش احمد و دوئلمن (۲۰۱۳) از دو معیار (CAPEX و Over-Inv) استفاده گردید. نتایج نشان می‌دهد بین هر دو متغیر مذکور با خطای پیش بینی رابطه مستقیمی وجود دارد. به عبارتی دیگر، مدیرانی که دارای اطمینان بیش از حد هستند، سود را بیش از مقدار واقعی آن پیش بینی می‌کنند.

در واقع می‌توان این چنین گفت که به علت وجود اطمینان بیش از حد مدیریتی و در نتیجه وجود خطا در سود پیش بینی شده، سرمایه گذاران باید در زمانی که شرکت‌ها را ارزیابی می‌کنند به این عامل یعنی بیش اطمینانی مدیران توجه کرده و میزان سود پیش بینی شده را با توجه این موضوع مورد بررسی قرار دهند، چرا که ممکن در صورت در نظر نگرفتن این عامل در سرمایه گذاری‌های خود دچار اشتباه شوند. نتایج این پژوهش را می‌توان مشابه با نتایج پژوهش‌های هیلاری و سو (۲۰۱۱) و هریبر و یانگ (۲۰۱۳) دانست.

پیشنهادهایی برای پژوهش‌های آتی

۱. در این پژوهش برای محاسبه اطمینان بیش از حد از معیارهای مرتبط با سرمایه گذاری استفاده گردید. پیشنهاد می‌شود در پژوهش‌های آتی از سایر معیارها استفاده گردد.

۲. اطمینان بیش از حد بر متغیرهای بسیاری تأثیرگذار است، از این رو پیشنهاد می‌گردد در پژوهش‌های آتی رابطه میان اطمینان بیش از حد با سایر متغیرها بررسی شود .

پی نوشت

۱ financial reporting
۲ overconfidence
۳ forecasting error
۴ conservatism
۵ accruals

منابع

خدامی پور، احمد؛ دری سده، مصطفی؛ پوراسماعیلی، آزاده. (۱۳۹۴). تأثیر اطمینان بیش از حد مدیریت بر محافظه کاری با در نظر گرفتن نظارت بیرونی. *بررسی‌های حسابداری و حسابرسی، دوره۲۲، شماره ۲*، ۱۸۳-۲۰۲.

ساربان‌ها، محمدرضا؛ آشتاب، علی. (۱۳۸۷). شناسایی عوامل موثر بر خطای پیش بینی سود شرکت‌های جدیدالورود به بورس اوراق بهادار تهران. *پژوهشنامه علوم انسانی و اجتماعی، سال هشتم، شماره بیست و هشتم*، ۵۵-۷۶.

فروغی، داریوش؛ نخبه فلاح، زهرا. (۱۳۹۳). تأثیر اطمینان بیش از حد مدیریتی بر محافظه کاری شرطی و غیرشرطی. *پژوهش‌های حسابداری مالی، سال ششم، شماره اول*، ۲۷-۴۴.

کردستانی، غلامرضا؛ لطفی، احمد. (۱۳۹۰). بررسی ارتباط بین خطای پیش بینی سود و اقلام تعهدی. *پژوهش‌های حسابداری مالی، سال سوم، شماره دوم*، ۶۳-۷۸.

لطفی، احمد؛ حاجی پور، میثم. (۱۳۸۹). تأثیر محافظه کاری بر خطای مدیریت در پیش بینی سود. *مجله حسابداری مدیریت، سال سوم، شماره چهارم*، ۱۷-۳۳.

مرادزاده فرد، مهدی؛ علیپور درویش، زهرا؛ نظری، همام. (۱۳۹۲). بررسی خطای پیش بینی سود مدیریت و محتوای اطلاعاتی اقلام تعهدی در شرکت های پذیرفته شده بورس اوراق بهادار تهران. *فصلنامه علمی پژوهشی دانش حسابداری و حسابرسی مدیریت، سال دوم، شماره هفتم*، ۱۵-۲۸.

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

مشایخ، شهناز؛ شاهرخی، سیده سمانه. (۱۳۸۶). بررسی دقت پیش‌بینی سود توسط مدیران و عوامل موثر بر آن. *بررسی‌های حسابداری و حسابرسی، دوره ۱۵، شماره ۱*، ۶۵-۸۲

Ahmed, A. S. ; Duellman, S. (2013). Managerial Overconfidence and Accounting Conservatism. *Journal of Accounting Research*, *Vol. 51, No. 1*, 1-30.

Ajinkya, B. ; Bhojraj, S. ; Sengupta, P. (2005). The association between outside directors, institutional investors and the properties of

management earnings forecast. *Journal of Accounting Research, Vol. 43*, pp. 343-376.

Ben-David, I. ; J. R. Graham; C. R. Harvey. Managerial Miscalibration. Working paper.

Beyer, A. ; D. A. Cohen; T. Z. Lys; B. R. Walther.) 2010 (. The financial reporting environment: Review of the recent literature, *Journal of Accounting and Economics*, *50*, 296–343 .

Brockman, P. ; J. Cicon. (2008). the Information Content of Management Earnings Forecasts: An Analysis of Hard versus Soft Information. *Journal of Accounting Research*.

Campbell, T. C. ; Gallmeyer, M. ; Johnson, S. A. ; Rutherford, J. ; Stanley, B. W. (2011). CEO optimism and forced turnover. *Journal of Financial Economics*, *Vol. 101, No. 3*, 695-712.

Chen, G. ; M. Firth. (1999). the Accuracy of Profit Forecasts and their Roles and Associations with IPO Firm Valuations. *Journal of International Finacial Management and Accounting*, 202-226.

Fang. w. (2009). The Role of Management Forecast Precision in Predicting Management Forecast Error. Rutgers University.

Foroghi, D. and Nokhbeh Fallah, Z. (2014). The Effect of Managerial Overconfidence on Conditional and Unconditional Conservatism. *Journal of Financial Accounting Research, Vol. 6, Issue 1*, 27-44. (In persian)

Heaton, J. B. (2002). Managerial optimism and corporate finance. *Financial Management, Vol. 31, No. 2*, 33-45.

Hendriksen, E. S. ; M. F. van Breda. (1992). Accounting Theory, 5th ed. Burr Ridge: Irwin .

Hilary, G. ; C. Hsu.) 2011 (. Endogenous overconfidence in managerial forecasts. *Journal of Accounting and Economics, 51 (3):* 300-314.

Hirst, E; Koonce, L. ; Venkatarman, S. (2008). Management Earnings Forecasts: A Review and Framworks, *Accounting Horizon,Vol. 22, No. 3* , pp. 315-338.

Hribar, P. ; H. Yang. (2013). CEO Overconfidence and Management Forecasting. Working paper.

Khodamipour, A. Dorri Sedeh, M. and Pouresmaily, A. (2015). The effect of managerial overconfidence on the conservatism with respect to the role of external monitoring. *Journal of the Accounting and Auditing Review, Volume 22, Issue 2*, 143-278. (In Persian)

Kordestani, Gh. and Lotfi, A. (2011). The Association between Management Earnings Forecast Errors and Accruals. *Journal of Financial Accounting Research*, Volume 3, Issue 2, 63-78. (In Persian)

Lewellen, W. G. ; Badrinath, S. G. (1997). On the measurement of Tobin's q. *Journal of Financial* Economics,Vol. 44, No. 1, 77-122.

Lotfi, A. Hajipour, M. (2010). The Impact of Accounting Conservatism on Earnings Management Forecasting Error. *Management Accounting, Volume 3, Number 4,* 17-34. (In Persian)

Luo, S. (2010). Essays on Earnings Forecasting Accuracy. University of Pittsburgh.

Malmendier, U. ; Tate, G. (2005). CEO overconfidence and corporate investment. *The Journal of Finance, Vol. 60, No. 6,* 2661-2700 .

Mashayekh, Sh. and Behzadpur, S. (2015). The effect of managers' overconfidence on dividend policy in the firms listed in Tehran stock market. *Journal of the Accounting and Auditing Review, Volume 21, Issue 4,* 409-540. (In Persian)

Mashayekh, Sh. And Shahrokhi, S. (2008). Review Predict of Earning Forecast by Management and Influence Factors on this Forecaste. *Journal of the Accounting and Auditing Review, Volume 15, Issue 1,* 65–82. (In Persian)

Moradzade Fard, M. Alipour Darvish, Z. and Nazari, H. (2013). Investigation of management earnings forecast errors and information content of accruals in companies listed in Tehran Stock Exchange. *Journal of Accounting Knowledge and Management Auditing, Volume 2, Number 7,* 15-28. (In Persian)

Sarebanha, M. R. and Ashtab, A. (2008). Identification of Efficient Factors in Earnings Forecast Error of Initial Public Offerings at Tehran Stock Exchange. *Journal of the Faculty of Humanities and Social Sciences, Volume 8, Number 28,* 55-76. (In Persian)

Schrand, C. ; S. Zechman. (2012). Executive overconfidence and the slippery slope to financial misreporting. *Journal of Accounting and Economics, 53 (1)* , 311-329.

Xu, W. (2009). Evidence That Management Earnings Forecasts Do Not Fully Incorporate Information in Prior Forecast Errors. *Journal of Business Finance and Accounting, 36:* 822-837

پژوهش‌های تجربی حسابداری

سال هفتم، شماره ۲۶، زمستان ۱۳۹۶، صص ۱۶۵ - ۱۹۰

مدل‌سازی و پیش‌بینی شاخص‌های اقتصادی با استفاده از سودهای کل حسابداری و پیش‌بینی شده توسط مدیران

سجاد نقدی*، غلامحسین اسدی، محمد نوفرستی***، علیرضا فضل‌زاده*****

تاریخ دریافت: ۹۶/۰۳/۰۹

تاریخ پذیرش: ۹۶/۰۷/۱۶

چکیده

سودهای حسابداری به دلیل جامعیت آن به اصطلاح آینه تمام قد از عملکرد شرکت محسوب می‌شوند. علاوه بر این یکی از مهم‌ترین رویکردهای پژوهش‌های حوزه افشای اختیاری این است که پیش‌بینی‌های مدیریت به دلیل دسترسی مدیران به برخی اطلاعات محرمانه، شاخص به موقعی در راستای ارزیابی وضعیت فعلی و آتی اقتصادی باشد، لذا در پژوهش حاضر به بررسی این نکته پرداخته شده است که آیا سودهای کل حسابداری (سود خالص و سود ناخالص) در کنار برخی از اطلاعات افشا شده توسط مدیران نظیر پیش‌بینی سود می‌تواند به عنوان شاخص پیش‌بینی کننده متغیرهای اقتصادی (نرخ تورم و نرخ بیکاری) باشند یا خیر. در همین راستا تعداد ۸۸ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در بازه زمانی ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۵ به عنوان نمونه آماری پژوهش انتخاب شده است. همچنین در راستای پاسخگوئی به سؤال پژوهش، سه مدل مبتنی بر شبکه‌های عصبی، الگوریتم ژنتیک و الگوریتم تجمع ذرات طراحی و نتایج آنها مقایسه شده است. نتایج بیانگر آن است که استفاده از الگوریتم تجمع ذرات و ژنتیک در آموزش شبکه عصبی مؤثر است. همچنین نتایج مبین آن است که سودهای کل حسابداری شاخص مؤثری در پیش‌بینی متغیرهای اقتصادی محسوب می‌شوند. این یافته نشانگر اهمیت اطلاعات حسابداری در سطح کلان اقتصادی است.

واژه‌های کلیدی: نرخ بیکاری، نرخ تورم، مدل‌های هوش مصنوعی.

طبقه‌بندی موضوعی: C02، E37، M41

DOI: 10.22051/jera.2017.15739.1688

* دانشجوی دکتری حسابداری، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران (sajad.nagdi@yahoo.com)،

** دانشیار حسابداری، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران، نویسنده مسئول، (H-Assadi@sbu.ac.ir)،

*** دانشیار اقتصاد، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران (M-noferesti@sbu.ac.ir)،

**** دانشیار حسابداری، دانشگاه تبریز، ایران، (Fazlzadeh-acc@yahoo.com).

مقدمه

نرخ بیکاری و نرخ تورم از مهم‌ترین شاخص‌های عمده اقتصادی محسوب می‌شوند. لذا پیش‌بینی این متغیرها در سال‌های اخیر، در کانون توجه پژوهشگران مختلف داخلی و خارجی نظیر نالاردی و اوگنوا، (۲۰۱۴) بوده است. اشتغال و بیکاری از مهم‌ترین مسائلی هستند که برای ایجاد جامعه مرفه باید مورد توجه قرار گیرند، زیرا اولین شرط برای رشد و توسعه هر جامعه‌ای ایجاد اشتغال است. پیش‌بینی نرخ تورم نیز در تنظیم سیاست‌های اقتصادی نقش مهمی را بازی می‌کند. در این زمینه پژوهشگران حوزه اقتصاد نظیر خجسته نژاد (۱۳۹۱) در تلاش بوده‌اند تا با استفاده از متغیرهای اقتصادی و سیاسی از قبیل قیمت طلا، نفت و سایر مؤلفه‌ها اقدام به پیش‌بینی نرخ بیکاری و نرخ تورم نمایند. این در حالی است که موج جدید پژوهش‌های حسابداری با عنوان حسابداری کلان، در چند سال گذشته در پی آن بوده است تا با استفاده از اطلاعات و داده‌های موجود در صورت‌های مالی اقدام به پیش‌بینی متغیرهای اقتصادی نمایند. پژوهشگران حوزه حسابداری کلان نظیر هانگ (۲۰۱۵) در تلاش هستند تا با استفاده از متغیرهای استخراجی از صورت‌های مالی به مدلی در ارتباط با پیش‌بینی شاخص‌های اقتصادی دست پیدا کنند. مسئله اساسی این پژوهش‌ها امکان‌سنجی پیش‌بینی شاخص‌های اقتصادی با استفاده از قدرت پیش‌بینی اطلاعات حسابداری است. راهکارها و ایده‌های متعددی در طول سال‌های اخیر به واسطه پژوهش‌های متعدد حوزه حسابداری کلان توسط پژوهشگران مختلف از قبیل کانچیتاچکی و پاتاتوکاس (۲۰۱۴) ارائه شده است. با این حال چندین مسئله در ادبیات حسابداری کلان وجود دارد که تاکنون پاسخی در ارتباط با آن‌ها ارائه نشده است. تا بدان جایی که پژوهشگر مطلع است، برخی از این مسئله‌ها که تاکنون پاسخی برای آن ارائه نشده و یا به صورت کلی در پژوهش‌های پیشین بررسی نشده است، به شرح زیر است:

۱) روابط غیرخطی میان اطلاعات حسابداری و اقتصادی: بنا به اعتقاد برخی پژوهشگران از قبیل تراسویرتا (۲۰۰۵)، روابط غیرخطی حاکم بر محیط داده‌های اقتصادی و مالی است، در نتیجه تکیه بر مدل‌های خطی نظیر رگرسیون مجموع حداقل مربعات نمی‌تواند انتخاب مدل مناسب و دقیقی باشد.

۲) تفاوت محیط اقتصادی کشورهای درحال توسعه با کشورهای توسعه یافته و ضرورت انجام پژوهش‌های مرتبط با قلمرو حسابداری کلان در کشورهای در حال توسعه نظیر ایران

۳) عدم به‌کارگیری مدل‌های هوش مصنوعی که در سال‌های اخیر بهترین عملکرد را در زمینه مدل‌سازی و طراحی مدل داشته‌اند.

ادعای نگارندگان حوزه حسابداری کلان نظیر کانچیتاچکی و پاتاتوکاس (۲۰۱۴) بر این است که در صورتی که بتوان تغییرات در متغیرهای عمده اقتصادی را بر اساس نوسانات متغیرهای حسابداری تبیین کرد، در این صورت می‌توان بر نقش و جایگاه اطلاعات حسابداری بیشتر از گذشته تأکید داشت. سؤالی که ممکن است در این زمینه برای خواننده پیش آید، این است که آیا اطلاعات حسابداری از توان لازم در پیش‌بینی متغیرهای اقتصادی برخوردار است یا خیر؟ پاسخگوئی به این سؤال نیازمند بررسی قدرت پیش‌بینی متغیرهای حسابداری در پیش‌بینی متغیرهای اقتصادی است؛ به عبارت دیگر اگر متغیرهای حسابداری قادر باشند تا اطلاعات اقتصادی را تبیین کنند، بار دیگر بعد از انبوه پژوهش‌های اثباتی حسابداری، اهمیت داده‌های حسابداری پررنگ‌تر خواهد شد. نگاه عرف به داده‌های حسابداری به عنوان اطلاعات گذشته‌نگر است. با این حال این پژوهش دنبال آن است تا نشان دهد که اطلاعات حسابداری در پیش‌بینی رویدادهای آتی اقتصادی نیز مطرح بوده و از این نگاه جدید نیز اهمیت دارند.

سؤال اصلی پژوهش حاضر امکان‌پذیری پیش‌بینی متغیرهای عمده اقتصادی (نرخ بیکاری و نرخ تورم) با استفاده از متغیرهای بنیادی حسابداری است؛ به عبارت دیگر ارقام مختلف موجود در صورت‌های مالی اعم از سود خالص و سود ناخالص به عنوان خروجی حسابداری و همچنین سودهای پیش‌بینی شده توسط مدیران تا چه میزانی توانایی پیش‌بینی مهم‌ترین شاخص‌های اقتصادی (نرخ تورم و نرخ بیکاری) را دارند. در راستای توجه به روابط غیرخطی میان متغیرهای اقتصادی و عوامل مؤثر در پیش‌بینی آن که توسط پژوهشگرانی نظیر تراسویرتا (۲۰۰۵) مورد تأکید است، در سال‌های اخیر مدل‌های هوش مصنوعی به طور گسترده‌ای در پیش‌بینی متغیرهای مالی و اقتصادی مورد استفاده قرار گرفته است. مدل‌های هوش مصنوعی برخلاف مدل‌های خطی، آثار غیرخطی و تعاملات پیچیده میان متغیرها را منعکس می‌کنند. به همین دلیل در این پژوهش از طریق ترکیب سه روش محاسباتی، الگوریتم تجمع ذرات،

الگوریتم ژنتیک و شبکه‌های عصبی از رویکرد جدیدتری در پیش‌بینی متغیرهای عمده اقتصادی استفاده شده است.

مبانی نظری

حسابداری کلان علی‌رغم توسعه در سال‌های اخیر از پشتوانه نظری مناسبی برخوردار است. به عنوان مثال می‌توان در این زمینه به نظریه‌های تقاضای سرمایه‌گذاری و تقاضای مصرف که توسط کوتاری و همکاران (۲۰۱۳) و شیواکومار و اوکتای (۲۰۱۴) ارائه شده است، اشاره کرد. این نظریه‌ها در ادامه تشریح می‌شوند.

نظریه تقاضای سرمایه‌گذاری

شیواکومار و اوکتای (۲۰۱۴) معتقد هستند که یکی از دلایل اصلی ارتباط میان سودهای حسابداری و متغیرهای اقتصادی ریشه در رفتار مدیران شرکت در اثر شوک‌های ناشی در تغییرات سود است. در صورتی که سود شرکت یک‌روند افزایشی داشته باشد، احتمال افزایش سرمایه‌گذاری شرکت بیشتر می‌شود، این موضوع از لحاظ آماری زمانی تائید شد که سودهای حسابداری این قابلیت را داشتند تا میزان سرمایه‌گذاری دوره بعدی را پیش‌بینی نمایند. حتی پژوهش‌های پیشین نیز این نکته را تائید کرده بودند. به عنوان مثال هان و همکاران (۲۰۱۵) اعتقاد دارند که در صورت افزایش روند سودآوری شرکت، میزان سرمایه‌گذاری شرکت‌ها افزایش خواهد داشت. بر اساس نظریه تقاضای سرمایه‌گذاری شوک و افزایش در سود حسابداری باعث افزایش ظرفیت شرکت در تولید کالاها و خدمات خواهد شد؛ زیرا در این صورت منابع مالی در اختیار سازمان‌ها در راستای سرمایه‌گذاری افزایش خواهد یافت. سرمایه‌گذاری سازمان‌ها در نتیجه افزایش سود به دو حالت می‌تواند رخ دهد. حالت اول سرمایه‌گذاری سازمان در موجودی مواد و کالا در راستای فروش مجدد آن‌ها خواهد بود. حالت دوم سرمایه‌گذاری سازمان‌ها در دارایی‌های مولد و ماشین‌آلات خطوط تولیدی در جهت افزایش ظرفیت تولیدی واحد تجاری است. این امر می‌تواند تأثیر مطلوبی بر آمار اشتغال داشته باشد. در نتیجه طبق این نظریه امکان تبیین نرخ بیکاری با استفاده از سودهای حسابداری وجود دارد.

نظریه تقاضای مصرف

طبق این نظریه افزایش ناگهانی در سود منجر به افزایش ثروت و درآمد سهامداران و کارکنان شرکت خواهد شد. در صورت افزایش ثروت سهامداران و کارکنان در کوتاه‌مدت سطح مصرف و سرمایه‌گذاری آن‌ها افزایش چشم‌گیری خواهد داشت. این دیدگاه مبتنی بر نظریه مصرف کینز است که در آن کینز معتقد است عوامل مختلفی بر تصمیمات مصرف تأثیرگذار بوده، اما در کوتاه‌مدت مهم‌ترین عامل تأثیرگذار، درآمد است. در نظریه تقاضای مصرف طبق دیدگاه کینز، مصرف در کوتاه‌مدت تحت تأثیر درآمد فرد خواهد بود. کارکنان، مدیران، سهامداران و در نهایت دولت نیز از افزایش سود شرکت بهره‌مند خواهند شد. هان و همکاران (۲۰۱۵) نشان دادند که در صورت افزایش سودهای شرکت، میزان پاداش، حقوق و مزایای کارکنان شرکت افزایش خواهد یافت. طبیعی است که در صورت روند مثبت سودآوری، به دلیل منابع فراوان در اختیار واحدهای تجاری، میزان حقوق و مزایای کارکنان شرکت افزایش خواهد یافت. در این صورت انتظار افزایش نرخ تورم قابل پیش‌بینی خواهد بود. کوتاری و همکاران (۲۰۱۳) معتقد هستند که می‌توان سه دلیل مختلف در ارتباط با تأثیرپذیری سطح عمومی قیمت‌ها از متغیرهای حسابداری خصوصاً سود حسابداری برشمرد: اول اینکه زمانی که سود حسابداری از رشد مناسبی برخوردار باشد، مدیران، شوک مثبت ناشی از افزایش سود را به عنوان تغییر مطلوب محیط عملیاتی شرکت تلقی کرده و با افزایش سرمایه‌گذاری در ظرفیت عملیاتی شرکت بدان پاسخ می‌دهند. دلیل دوم ریشه در قابلیت تبدیل سود حسابداری به وجه نقد و یا دیگر دارایی‌های با نقدشوندگی بالا است. این فرایند محدودیت‌های سرمایه‌گذاری شرکت‌ها را از طریق تأمین منابع داخلی از بین می‌برد. دلیل سوم ریشه در ریسک اعتباری شرکت دارد. زمانی که سود شرکت‌ها از نرخ رشد مثبتی برخوردار باشد، این رویداد باعث کاهش ریسک اعتباری شرکت شده و در نهایت فرایند وام‌گیری شرکت تسهیل می‌یابد. منابع مالی تأمین شده از طریق بانک‌ها نیز مجدداً برای سرمایه‌گذاری‌های مختلف در اختیار شرکت قرار می‌گیرد.

این در حالی است که سودهای حسابداری تنها عواملی نیستند که قابلیت پیش‌بینی متغیرهای اقتصادی را دارند. بونسال و همکاران (۲۰۱۳) نیز معتقدند، مدیران ممکن است برخی تصمیم‌های حیاتی و مهم را بر اساس چشم‌انداز آتی خود از اقتصاد اتخاذ نمایند، لذا انتظار بر این است که برخی از متغیرهایی موجود در گزارشگری سالانه از قبیل پیش‌بینی سود توسط

مدیران که ماهیت آینده‌نگرانه دارد، این توانایی را داشته باشد تا متغیرهای عمده اقتصادی را تبیین نماید. این پژوهشگران معتقدند با توجه به اینکه مدیران باید تصمیمات عملیاتی، سرمایه‌گذاری و تأمین مالی متعددی را در سازمان بگیرند، لذا باید درک درستی از چشم‌انداز اقتصاد داشته باشند. با این حال تردیدها در این ارتباط وجود دارد که آیا مدیران شرکت از تخصص و توانایی لازم در خلق چشم‌انداز مناسب آتی اقتصاد برخوردار هستند یا خیر؟ به عنوان مثال کوتاری (۲۰۰۱) در پژوهش خود نشان داده است که عمدتاً پیش‌بینی تحلیل‌گران از سود، دقیق‌تر از پیش‌بینی سود توسط مدیران سازمان است. نتایج این پژوهش‌ها توانایی مدیران را در پیش‌بینی رویدادهای آتی را دچار تردید ساخته است. این در حالی است که بونسال و همکاران (۲۰۱۳) اعتقاد دارند حتی در صورتی که مدیریت از توانایی و تخصص کافی نیز در ارتباط با مخابره وضعیت آتی اقتصاد به بازار نیز برخوردار نباشد، همچنان پیش‌بینی‌های مدیران از سود بخشی از اطلاعات مورد نیاز در مورد وضعیت اقتصاد را به استفاده‌کنندگان مخابره می‌کند. کالای و همکاران (۲۰۱۴) معتقد هستند که یکی دیگر از دلایل اصلی افزایش بیکاری در زمان افزایش پراکندگی سود شرکت‌ها، مهاجرت کارکنان از شرکت‌های کم سود به شرکت‌های پرسود است. به عبارتی دیگر وقتی نیروی کار شرکت، با بازار کاری روبه‌رو می‌شود که در آن با فرصت‌های خوب شغلی خصوصاً از لحاظ مالی برخورد می‌کنند، طبیعی است که به سمت آن شرکت‌ها مهاجرت کنند. ولی با توجه به بروز بیکاری اصطکاکی، نرخ بیکاری در چنین شرایطی افزایش می‌یابد؛ به عبارت دیگر به دلیل بروز برخی فرایندهای قبل استخدام از قبیل آموزش، کسب تجربه و فاصله جغرافیائی، نرخ بیکاری در کوتاه‌مدت افزایش می‌یابد.

پیشینه پژوهش

بونسال و همکاران (۲۰۱۳) در پژوهش خود به بررسی این موضوع پرداختند که آیا سودهای پیش‌بینی شده توسط مدیران می‌تواند اطلاعاتی را در ارتباط با اقتصاد کلان و وضعیت آتی آن در اختیار استفاده‌کنندگان قرار دهد یا خیر. نتایج نشان داد که پیش‌بینی‌های مدیران از سود بیشتر تحت تأثیر وضعیت آتی اقتصاد قرار دارد. پیامد اصلی این پژوهش آن است که اطلاعات اختیاری افشا شده توسط مدیریت می‌تواند سیگنال‌های با ارزشی را در ارتباط با وضعیت آتی اقتصاد مخابره کند. به همین دلیل در پژوهش حاضر نیز بر قدرت توضیحی سودهای پیش‌بینی

شده توسط مدیران تأکید شده است. گالو و همکاران (۲۰۱۳) به دنبال بررسی این موضوع بودند که آیا اطلاعات به دست آمده از ارتباط میان سودهای حسابداری و وضعیت آتی اقتصاد، می‌تواند در سیاست‌گذاری توسط دولت و سایر مراجع ذی‌ربط کاربرد داشته باشد یا خیر. نتایج حاکی از این بود که متغیرهای حسابداری خصوصاً سودهای کل حسابداری توانایی پیش‌بینی و تبیین تغییرات آتی نرخ تورم و نرخ بیکاری را دارند. مدل مورد استفاده در این پژوهش نیز همانند پژوهش بونسال و همکاران (۲۰۱۳) از نوع مدل‌های خطی است. اوگنوا (۲۰۱۳) به بررسی ارتباط میان پیش‌بینی مدیریت و وضعیت آتی اقتصاد پرداخته است. وی برای این کار پژوهش بونسال و همکاران (۲۰۱۳) را الگوی پژوهش خود قرار می‌دهد. اوگنوا (۲۰۱۳) مشابه با پژوهش بونسال و همکاران (۲۰۱۳) این ایده را دارد که پیش‌بینی‌های مدیریت خصوصاً سودهای پیش‌بینی شده توسط مدیران می‌تواند در پیش‌بینی وضعیت آتی اقتصاد مفید باشد، زیرا مدیران سازمان دسترسی سریع‌تر به اطلاعات محرمانه و به موقعی دارند که نشانگر وضعیت آتی اقتصاد بوده و تاکنون در دسترس اقتصاددانان نبوده است. به اعتقاد وی هرچند شواهد تجربی بیانگر این موضوع است که می‌توان برخی اطلاعات مرتبط با اقتصاد را در دل سودهای پیش‌بینی شده توسط مدیران جست‌وجو کرد، ولی ماهیت دقیق این اطلاعات به صورت جعبه سیاه است. به همین دلیل نیاز به انجام پژوهش‌های متعددی در راستای کالبدشکافی این اطلاعات است. شیواکومار و اوکتای (۲۰۱۴) در پژوهش خود به بررسی تأثیر سودهای حسابداری بر نرخ تورم پرداخته و به این نتیجه رسیدند که نرخ رشد سودهای حسابداری قابلیت تبیین نرخ تورم را دارد. در واقع آنها نشان دادند که با افزایش سودهای حسابداری و در ادامه افزایش ثروت خانوارهایی که درآمد آنها وابسته به این شرکت‌ها است، انتظار بر این است که سطح مصرف خانوارها افزایش یابد. این افزایش به دلیل عدم کشش کالاها و خدمات در کوتاه‌مدت منجر به افزایش سطح عمومی قیمت‌ها شده و در نهایت نرخ تورم افزایش پیدا می‌کند. این پژوهشگران معتقد هستند سودهای حسابداری محتوی اطلاعاتی در ارتباط با شاخص بهای مصرف‌کننده نیستند، این در حالی است که سودهای حسابداری از قدرت توضیحی لازم در پیش‌بینی و تبیین شاخص بهای تولیدکننده برخوردار هستند. از همین رو در این پژوهش نیز از شاخص بهای تولید کننده در اندازه‌گیری نرخ تورم استفاده شده است. به منظور ایجاد شاخص مناسب در راستای انتخاب نمونه نیز پژوهشگران حوزه حسابداری کلان ایده‌هایی را ارائه داده‌اند. به عنوان مثال کانچیتاچکی و پاتاتوکاس (۲۰۱۴) به

این نتیجه رسیدند که پرتفوی متشکل از صد شرکت در بورس اوراق بهادار، استراتژی مناسبی در استخراج داده‌های حسابداری مورد نیاز در پیش‌بینی شاخص‌های اقتصادی است. لازم به توضیح است که معیار این پژوهشگران در انتخاب صد شرکت نمونه بر اساس اندازه شرکت است. در پژوهش حاضر نیز تلاش شده است تا با انتخاب حدود نود شرکت بورسی که از لحاظ ارزش بازار بزرگترین شرکت محسوب می‌شوند به پوتفلویی از شرکت‌ها دست پیدا کرد که به نوعی نبض اقتصاد کشور محسوب می‌شوند. کانچیتاچکی و پاتاتوکاس (۲۰۱۶) نیز در ادامه پژوهش‌های قبلی خود معتقد هستند که می‌توان با استفاده از اطلاعات مستخرج از صورت‌های مالی بیست و پنج شرکت بزرگ هر صنعت، به پیش‌بینی شاخص‌های اقتصادی پرداخت. نالاردی و اوگنوا (۲۰۱۷) به این نتیجه رسیدند که با در نظر گرفتن سودهای حسابداری می‌توان نرخ رشد تولید ناخالص داخلی و نرخ بیکاری را با درصد خطای کمتری پیش‌بینی کرد. علاوه بر این با توجه به اینکه کار شناسان حرفه‌ای اقتصادی در تحلیل‌های خود به ندرت ممکن است اطلاعات مرتبط با سود حسابداری را در برآورد متغیرهای عمده اقتصادی استفاده کنند، لذا می‌توان از طریق استفاده از اطلاعات حسابداری خطای پیش‌بینی اولیه در برآوردهای اولیه را توضیح و تبیین کرد.

در میان پژوهش‌های داخلی نیز تا بدان جائی که پژوهشگر مطلع است در حوزه حسابداری کلان مطالعه‌ای صورت نگرفته است. با این حال در ارتباط با روابط اقتصاد و سودهای پیش‌بینی شده توسط مدیران باغومیان و همکاران (۱۳۹۵) نشان دادند که ارتباط معناداری میان سود پیش‌بینی شده توسط مدیر و متغیرهای کلان اقتصادی وجود دارد؛ به عبارت دیگر این پژوهشگران بر این باور هستند که شرکت‌ها در یک فضای خالی فعالیت ندارند و شرایط اقتصادی بر فعالیت‌های آن‌ها تأثیرگذار است. این در حالی است که خود شرکت‌ها نیز بخش اعظمی از این اقتصاد را تشکیل داده و یک ارتباط دو طرفه میان شرایط اقتصادی و واحدهای تجاری وجود دارد.

روش‌شناسی

با توجه به هدف پژوهش که ارزیابی روابط میان پدیده‌ها و افزودن به دانش موجود در حوزه حسابداری کلان است، لذا این پژوهش از لحاظ هدف در دسته پژوهش‌های بنیادی طبقه‌بندی می‌گردد. همچنین با توجه به اینکه این پژوهش به دنبال بهبود پیش‌بینی‌های شاخص‌های

اقتصادی نیز است، پژوهش حاضر در زمره پژوهش‌های کاربردی نیز قرار دارد. این پژوهش از نوع پژوهش‌های کمی است که در آن داده‌های کمی با هدف پیش‌بینی ارزش آتی متغیر مورد نظر مورد تجزیه‌وتحلیل قرار می‌گیرد. متغیرهای سود خالص و سود ناخالص از صورت سود و زیان میان‌دوره‌ای و سالانه و سودهای پیش‌بینی شده از گزارش‌های هیئت‌مدیره و یادداشت‌های همراه صورت‌های مالی گردآوری‌شده‌اند. داده‌ها و اطلاعات مورد نیاز جهت محاسبه متغیرهای اقتصادی از منابع آماری رسمی مربوط از قبیل مرکز آمار ایران و بانک مرکزی استخراج شده است.

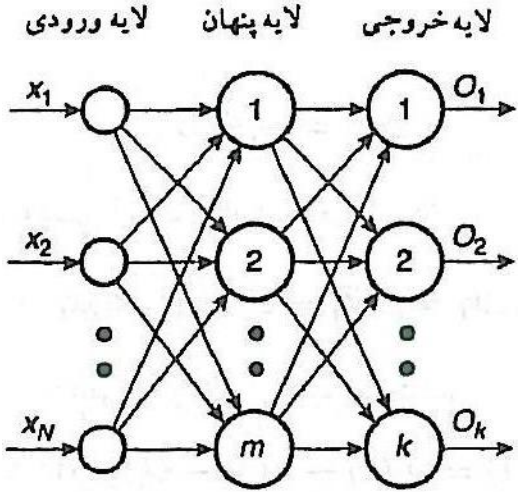
مدل‌های پژوهش

در پیش‌بینی‌های مالی و اقتصادی دغدغه اصلی پژوهشگران، استفاده از مدل‌های مناسب پیش‌بینی اطلاعات مالی است؛ زیرا برخی سری‌های زمانی مالی و اقتصادی پیچیده، غیر ایستا، همراه با اغتشاش و نامتناسب با مدل‌های خطی بوده و لذا مدل‌سازی آنها دشوار است. به همین دلیل در این پژوهش برای اولین بار با استفاده از مدل‌های غیرخطی شبکه عصبی و ترکیب آن با الگوریتم‌های ژنتیک و تجمع ذرات به پیش‌بینی متغیرهای عمده اقتصادی با استفاده از اطلاعات صورت‌های مالی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران پرداخته شده است. دلیل انتخاب این مدل‌ها نیز ریشه در برتری شبکه‌های عصبی بر سایر مدل‌های غیرخطی است که در پژوهش‌های تجربی قبلی نیز بر آن تأکید شده است (نقدی، ۱۳۹۳). در این پژوهش از معیارهای میانگین مربع خطا (MSE) میانگین قدر مطلق درصد خطا (MAE) و ضریب تعیین (R^2) استفاده شده است.

شبکه عصبی مصنوعی

ایده اصلی شبکه‌های عصبی (تا حدودی) الهام‌گرفته از شیوه کارکرد سیستم عصبی زیستی، برای پردازش داده‌ها و اطلاعات به منظور یادگیری و ایجاد دانش است. عنصر کلیدی این ایده، ایجاد ساختارهایی جدید برای سامانه پردازش اطلاعات است. این سیستم از شمار زیادی عناصر پرداز شی فوق‌العاده به هم پیوسته با نام نورون تشکیل شده که برای حل یک مسئله با هم هماهنگ عمل می‌کنند و توسط سیناپس‌ها (ارتباطات الکترومغناطیسی) اطلاعات را منتقل می‌کنند. یکی از معروف‌ترین ساختارهای شبکه عصبی مصنوعی، شبکه عصبی پرسپترون

چندلایه است. شبکه‌های پرسپترون از یک لایه ورودی، تعدادی لایه میانی (پنهان) و یک لایه خروجی تشکیل شده است (مشایخی و همکاران، ۱۳۹۳). نمای شماتیک این شبکه عصبی در نمودار (۱) نمایش داده شده است. در این شبکه نرون‌های هر لایه تماماً به نرون‌های لایه قبل متصل شده است. خروجی هر لایه پس از تأثیر گذاشتن تابع متحرک، ورودی لایه بعدی می‌گردد و این روند تا به دست آمدن خروجی شبکه ادامه می‌یابد.



شکل (۱): ساختار سلسله مراتبی

استفاده بهتر از شبکه عصبی، مستلزم بهینه‌سازی پارامترهای مورد استفاده در آن است. برای تعیین بهترین مقادیر پارامترهای شبکه‌های عصبی زمان زیادی صرف واسنجی این پارامترها به روش آزمون و خطا می‌شود. به همین منظور در اجرای آن از الگوریتم ژنتیک و الگوریتم تجمع ذرات به عنوان یک روش بهینه‌سازی که دستیابی به مقادیر مطلوب پارامترهای شبکه عصبی میسر می‌سازد، استفاده شده است.

آموزش شبکه با استفاده از الگوریتم ژنتیک

الگوریتم ژنتیک یک روش برنامه‌نویسی است که از تکامل ژنتیکی به عنوان الگوی حل مسئله استفاده می‌کند. در این روش نخست برای تعدادی ثابت که جمعیت نامیده می‌شود، مجموعه‌ای از داده‌ها و پارامترهای هدف به‌صورت اتفاقی تولید می‌شود و افراد در برابر این مجموعه از داده‌ها مورد آزمایش قرار گرفته و مناسب‌ترین آنها باقی‌مانده و نسل جدید را

شکل می‌دهند. این فرایند برای نسل‌های بعدی تا ارضای معیار همگرایی تکرار می‌شود. مراحل ترکیب و توسعه مدل تلفیقی شبکه عصبی و الگوریتم ژنتیک به شرح ذیل است.

مرحله ۱: تعداد جمعیت موجود در هر نسل و تعداد نسل حداکثر در مرحله اول مشخص می‌شود و در این مرحله یک جمعیت اولیه تصادفی به وجود می‌آید.

مرحله ۲: در این مرحله شاکله شبکه عصبی مصنوعی با استفاده از مقادیر ژن‌های موجود در هر جمعیت ایجاد شده تعیین می‌شود.

مرحله ۳: شبکه طراحی شده با استفاده از داده‌های نرمال شده ورودی آموزش می‌بیند. بعد از آموزش شبکه، مراحل اعتبارسنجی و آموزش شبکه نیز در این گام صورت می‌گیرد.

مرحله ۴: پس از انجام پیش‌بینی با استفاده از شبکه طراحی شده معیار میانگین مجذور خطا محاسبه می‌شود. با محاسبه این معیار تابع هدف مسئله که در این پژوهش حداقل کردن میانگین مربعات خطا می‌باشد، تعیین می‌شود.

مرحله ۵: به منظور ایجاد نسل بعد از عملگرهایی نظیر عملگرهای ژنتیکی و تکاملی مانند ترکیب و جهش ژنی استفاده می‌شود. در این مرحله از نخبه‌گرایی نیز استفاده می‌شود که با استفاده از آن برخی از بهترین‌های جمعیت حاضر به نسل بعد منتقل می‌شود.

مرحله ۶: در این مرحله جمعیت جدید ایجاد شده جایگزین جمعیت قبلی شده تا نسل جدید به وجود آید. در این مرحله به شماره نسل مقدار ۱ اضافه می‌شود و تا زمانی که شماره نسل به مقدار حداکثر خود برسد، مراحل فوق تکرار می‌شوند (میرفخرالدینی و همکاران، ۱۳۹۲).

آموزش شبکه با استفاده از الگوریتم تجمع ذرات

در سال‌های اخیر با توجه به محدودیت‌های موجود در روش‌های ریاضی، پژوهش‌های فراوانی در زمینه استفاده از الگوریتم‌های تکاملی در جهت بهینه‌سازی انجام شده است. یکی از کاراترین روش‌ها الگوریتم تجمع ذرات است. این الگوریتم در متون فارسی با عناوین دیگری از قبیل توده ذرات، انبوه ذرات و ازدحام ذرات نیز شناخته می‌شود. این الگوریتم برای اولین بار توسط کندی و ابرهارت (۱۹۹۵) به کار برده شد. این الگوریتم الهام گرفته از پرواز همزمان پرندگان می‌باشد که با استفاده از یک سری روابط ساده ترکیب‌بندی شده است (کندی و ابرهارت، ۱۹۹۵). مراحل اجرای الگوریتم تجمع ذرات به‌صورت ذیل می‌باشد.

۱) ایجاد جمعیت اولیه و ارزیابی آن، ۲) تعیین بهترین خاطره‌های شخصی و بهترین خاطره جمعی، ۳) به‌روزرسانی سرعت و موقعیت و ارزیابی پاسخ‌های جدید، ۴) در صورت برآورده نشدن شرایط توقف به مرحله ۲ می‌رویم، ۵) پایان

فرض کنید یک فضای D بعدی وجود دارد و i امین ذره (ذره) از گروه می‌تواند با یک بردار سرعت و یک بردار موقعیت نشان داده شود. تغییر موقعیت هر ذره با تغییر در ساختار موقعیت و سرعت قبلی امکان‌پذیر است. هر ذره اطلاعاتی شامل بهترین مقداری را که تاکنون به آن رسیده (Pbest)و موقعیت xi را دارا است. این اطلاعات از مقایسه تلاش‌هایی که هر ذره برای یافتن بهترین جواب انجام می‌دهد، به دست می‌آید. همچنین هر ذره بهترین جوابی که تاکنون از مقدار Pbest در گروه دست آمده است را می‌شناسد .(Gbest) هر ذره برای رسیدن به بهترین جواب سعی می‌کند که موقعیت خود را با استفاده از اطلاعات زیر تغییر دهد :موقعیت کنونی Xi، سرعت کنونی Vi، فاصله بین موقعیت کنونی و Pbest و فاصله بین موقعیت کنونی Gbest، بدین ترتیب سرعت ذره به صورت رابطه (۱) تغییر می‌کند :

$$V_i^{t+1} = \omega V_i^t + C_1 r_1 (Pbest_i^t - X_i^t) + C_2 r_2 (Gbest_g^t - X_i^t) \qquad \text{رابطه (۱)}$$

در رابطه (۱) Pbest بهترین مکانی است که ذره i تا به حال یافته و Gbest بهترین مکانی است که کل ذرات تاکنون به آن رسیده‌اند. ω^t ضریب اینرسی است که در طول اجرای برنامه تغییر می‌کند. C_1 و C_2 به ترتیب ضریب شناختی و ضریب اجتماعی نامیده می شود که نشان دهنده میزان اهمیت و ارجحیت بهترین نقاط پیدا شده توسط خود ذره و جمع ذرات هستند. همچنین r_1 و r_2 اعداد تصادفی در بازه $[0,1]$ هستند. موقعیت بعدی هر ذره در فضای جست‌وجو با موقعیت فعلی و سرعت بعدی آن تعیین می‌شود.؛ ه عبارت دیگر موقعیت یا مکان بعدی هر ذره (X_i^{t+1}) نیز بر اساس رابطه (۲) به دست می‌آید.

$$X_i^{t+1} = X_i^t + V_i^{t+1} \qquad \text{رابطه (۲)}$$

پارامترهای رابطه (۱) و رابطه (۲) در نگاره (۱) نمایش داده شده است.

نگاره (۱): پارامترهای معادله الگوریتم تجمع ذرات

پارامتر	شرح	پارامتر	شرح
X_i^t	موقعیت ذره i ام	$Gbest_i^t$	بهترین موقعیت تجربه شده در کل جمعیت
X_i^{t+1}	موقعیت بعدی ذره i ام	C_1	ضریب یادگیری شناختی
V_i^t	سرعت ذره i ام	C_2	ضریب یادگیری جمعی
V_i^{t+1}	سرعت ذره i ام در موقعیت بعدی	$^t\omega$	ضریب اینرسی
$Pbest_i^t$	بهترین موقعیت تجربه شده برای ذره i ام	r_2 و r_1	اعداد تصادفی با توزیع یکنواخت

آموزش شبکه با استفاده از ترکیب الگوریتم تجمع ذرات و ژنتیک

توانمندی الگوریتم تجمع ذرات و الگوریتم ژنتیک در حل مسائل پیچیده و مختلف بارها به اثبات رسیده است. به‌هرحال هرکدام از این دو روش دارای نقاط ضعف و قوتی هستند، مقایسه بین الگوریتم‌های تجمع ذرات و الگوریتم ژنتیک توسط آنجلاین (۱۹۹۸) صورت گرفته و با توجه به نتایج به دست آمده، وی پیشنهاد کرد که با ترکیب این دو الگوریتم مدل به دست آمده تبدیل به مدلی با کارایی قوی در حل مسائل و ایجاد یک فضای جستجوی خوب خواهد شد. اساس کلی این روش بدین صورت است که مزایای الگوریتم تجمع ذرات به همراه عملگرهای بسیار سودمند الگوریتم ژنتیک (جهش و تقاطع) ترکیب و الگوریتم ترکیبی به‌وجود می‌آید (آنجلاین، ۱۹۹۸). یکی از مزایای الگوریتم تجمع ذرات نسبت به الگوریتم ژنتیک ساده بودن و کم بودن پارامترهای آن نسبت به الگوریتم ژنتیک است. از مشکلات اساسی الگوریتم تجمع ذرات همگرایی زودرس آن است که این همگرایی لزوماً رسیدن به جواب بهینه نمی‌باشد، برای جلوگیری از این اتفاق، موقعیت ذرات و همچنین بهترین ذره باید تغییر کند و تغییر این موقعیت از طریق همان ترکیب با الگوریتم ژنتیک صورت می‌گیرد. عملگرهای بسیار کارآمد الگوریتم ژنتیک، عملگر جهش و تقاطع می‌باشند که با به کار گرفتن عملگر تقاطع اطلاعات بین دو ذره از جمعیت مبادله می‌شوند و بدین ترتیب ذره مورد نظر می‌تواند به یک نقطه جدید در فضای تصمیم منتقل شود. هدف از به کار بردن دومین عملگر مورد نظر (جهش) افزایش گوناگونی و ایجاد تنوع در جمعیت و نهایتاً جلوگیری از رسیدن به جواب بهینه موضعی می‌باشد. در الگوریتم ژنتیک کروموزوم‌ها به طور تصادفی برای افزایش تناسب خود اصلاح می‌شوند. دو راه‌حل اساسی برای این کار وجود دارد. اولین

راه‌حل استفاده از عملگر تقاطع است که این فرآیند بر اساس ترکیب کروموزوم‌ها در طول تولیدمثل در موجودات زنده شبیه‌سازی‌شده و دومین راه‌حل استفاده از عملگر جهش می‌باشد.

جامعه و نمونه آماری

جامعه آماری پژوهش حاضر اقتصاد کشور ایران است. به همین منظور باید تعدادی شرکت‌های منتخب از کشور انتخاب گردند که شرایط تبیین و ضعیت فعلی و آتی اقتصاد را داشته باشند. آنچه در این زمینه و باید در انتخاب شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران مدنظر قرار گیرد، بزرگ بودن شرکت از لحاظ ارزش بازار است. به گونه‌ای که شرکت های منتخب از لحاظ ارزش بازار نسبی خود در قیاس با ارزش بازار کل بورس چشم‌گیر باشند. به صورتی که تغییرات ایجاد شده در آن شرکت‌ها بتواند از لحاظ حجم اطلاعاتی تغییر محسوسی در اقتصاد کشور ایجاد نمایند. این رویکرد در بخش اعظم پژوهش های حسابداری کلان از قبیل مطالعات کانچیتاچکی و پاتاتوکاس (۲۰۱۴)، هانگ (۲۰۱۵) و کانچیتاچکی و پاتاتوکاس (۲۰۱۶) نیز دیده می‌شود. بر همین اساس و در بین سال‌های ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۵ اطلاعات ۸۸ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران انتخاب شده است. این شرکت‌ها از لحاظ ارزش بازار به صورت میانگین در طی ده سال اخیر حداقل ۸۰ درصد از بورس کشور را تشکیل می‌دهند. با توجه به محدودیت فضای مقاله از ارائه جزئیات این شرکت‌ها خودداری شده است.

متغیرهای پژوهش

نرخ بیکاری

همان‌طور که شرح آن گذشت، امکان مدل‌سازی نرخ بیکاری مطابق با نظریه تقاضای سرمایه‌گذاری و با استفاده از اطلاعات حسابداری وجود دارد. طبق تعاریف مرکز آمار ایران نرخ بیکاری عبارت است از نسبت افراد بیکار یا در جستجوی کار به جمعیت واقع در سن فعالیت که به صورت درصد بیان می‌شود. این شاخص بخشی از نیروی کار را که طی دوره زمانی مورد بررسی یا به فعالیتی اشتغال نداشته و یا شغل قبلی خود را به دلایلی از دست داده و یا اینکه در جستجوی کار است را اندازه‌گیری می‌کند. مرکز آمار ایران در نظام آمارگیری خود با معیارهای مختلفی به اندازه‌گیری نرخ بیکاری می‌پردازد. نرخ مشارکت جمعیت ده ساله

و بیشتر مربوط به مناطق شهری و روستایی مهم‌ترین معیار اندازه‌گیری آمار اشتغال و بیکاری در کشور محسوب می‌شود. لذا در پژوهش حاضر نیز بر این معیار تکیه شده است.

نرخ تورم

مطابق با پژوهش شیواکومار و اوکتای (۲۰۱۴) آنچه در این پژوهش به عنوان شاخص بها در راستای اندازه‌گیری نرخ تورم استفاده شده است، شاخص بهای تولیدکننده است. طبق گزارش بانک مرکزی و مرکز آمار ایران شاخص بهای تولیدکننده یکی از معیارهایی است که به منظور سنجش عملکرد اقتصادی، از سطح عمومی قیمت‌ها محاسبه و منتشر می‌شود. هدف از محاسبه شاخص بهای تولیدکننده، اندازه‌گیری تغییرات قیمت‌هایی است که تولیدکنندگان در ازای فروش کالاها و خدمات خود دریافت می‌کنند؛ از این رو، تأثیر قابل‌توجهی بر تصمیم‌گیری صاحبان صنایع، سرمایه‌گذاران و حتی سیاست‌مداران خواهد داشت. هدف از محاسبه شاخص بهای تولیدکننده، اندازه‌گیری تغییرات قیمت‌هایی است که تولیدکنندگان در ازای فروش کالاها و خدمات خود دریافت می‌کنند.

متغیرهای حسابداری

در پژوهش حاضر، علاوه بر سودهای پیش‌بینی شده توسط مدیر که براساس نگرش جامع مدیران شرکت‌ها در مورد وضعیت آتی اقتصاد و ادبیات نظری افشای اختیاری انتخاب شده است، دو متغیر بنیادی سود خالص و سود ناخالص به عنوان متغیرهای مؤثر در پیش‌بینی متغیرها و آمارهای عمده اقتصادی انتخاب شده‌اند. دلیل انتخاب این متغیرها بر اساس نظریه‌های تقاضای سرمایه‌گذاری و تقاضای مصرف است. طبق این نظریه‌ها و نتایج پژوهش‌های تجربی حوزه حسابداری کلان از قبیل کوتاری و همکاران (۲۰۱۳) و شیواکومار و اوکتای (۲۰۱۴) سودهای کل حسابداری مهم‌ترین و جامع‌ترین شاخص در بین متغیرهای حسابداری است که روند تغییرات آن می‌تواند سیگنال‌های باارزشی از وضعیت آتی اقتصاد به بازار ارائه دهد. نماد و نحوه اندازه‌گیری متغیرهای پژوهش در نگاره (۲) نمایش داده شده است.

نگاره (۲): متغیرهای حسابداری و نحوه محاسبه آنها

متغیر	نماد	نحوه اندازه‌گیری	
تغییرات سود ناخالص	ΔGM	$(\Delta GM = \frac{GM_2 - GM_1}{GM_1}$	GM_2= سود ناخالص دوره جاری GM_1= سود ناخالص دوره مشابه قبلی
تغییرات سود خالص	ΔNI	$(\Delta NI) = \frac{NI_2 - NI_1}{NI_1}$	NI_2= سود خالص دوره جاری NI_1= سود خالص دوره مشابه قبلی
تغییرات سود پیش‌بینی شده توسط مدیر	ΔEF	$(\Delta EF) = \frac{EF_2 - EF_1}{EF_1}$	EF_2= سود پیش‌بینی شده توسط مدیر دوره جاری EF_1= سود پیش‌بینی شده توسط مدیر دوره مشابه قبلی

نتایج حاصل از تجزیه‌وتحلیل داده‌ها

آمار توصیفی

نگاره آمار توصیفی متغیرهای حسابداری در نگاره (۳) نمایش داده شده است.

نگاره (۳): آمار توصیفی متغیرهای پژوهش

متغیرهای پژوهش	میانگین	میانه	بیشینه	کمینه
تغییرات سود خالص	۰/۲۹۴	۰/۳۸۵	۱/۳	−۰/۴۶۰
تغییرات سود ناخالص	۰/۲۱۹	۰/۲۳۵	۰/۶۲	−۰/۴۹۰
تغییرات پیش‌بینی سود	۰/۱۰۸	۰/۰۹	۰/۶۳۰	−۰/۵۶۰
تغییرات شاخص بهای تولیدکننده	۰/۲۲	۰/۲۹	۲/۳۴	−۰/۶۶
تغییرات نرخ بیکاری جمعیت ۱۰ ساله و بیشتر	۰/۱۶۶	−۰/۴۸۵	۲۰/۳۸	−۱۴/۴۹

در ارتباط با نرخ بیکاری در سال‌های اخیر تغییرات خیلی گسترده‌ای در شاخص اصلی آن ایجاد نشده است. بیشترین تغییرات نرخ بیکاری مربوط به سال ۱۳۸۹ با افزایش بالغبر ۲۰ درصد است. شاخص اصلی اندازه‌گیری نرخ تورم در پژوهش حاضر نیز تغییرات چشم‌گیری را در بازه زمانی سال ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۲ را تجربه کرده است. به طوری که بیشینه این تغییرات ۲/۳۴ برای شاخص بهای تولیدکننده در سال ۱۳۹۲ بوده است. سود خالص تجمیعی شرکت‌ها نیز در دوره

زمانی پژوهش به صورت میانگین بالغ بر ۲۹ درصد نوسان داشته است. به صورتی که اوج این تغییرات در سال ۱۳۹۰ با تغییر ۱۳۰ در صدی بوده است. پیش‌بینی‌های مدیریت از سود نیز هر سال به صورت میانگین ۱۰ درصد افزایش داشته باشد.

آزمون دقت مدل‌ها

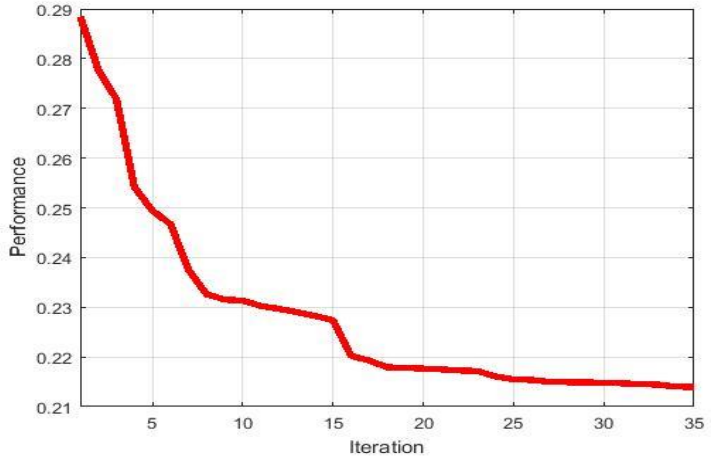
همان‌طور که شرح آن نیز گذشت، برای اندازه‌گیری نرخ بیکاری در پژوهش حاضر از شاخص نرخ بیکاری جمعیت ده ساله و بیشتر استفاده شده است. همچنین برای اندازه‌گیری نرخ تورم از شاخص بهای تولید کننده استفاده شده است. برای پیش‌بینی هرکدام از این شاخص‌ها از مدل ترکیبی شبکه عصبی و الگوریتم ژنتیک (HNNGA)، ترکیب شبکه عصبی و الگوریتم تجمع ذرات (HNNPSO) و ترکیب شبکه عصبی، الگوریتم ژنتیک و تجمع ذرات (HNNGAPSO) استفاده شده است. لذا جمعاً شش مدل طراحی و نتایج پیش‌بینی آن براساس معیارهای ارزیابی در نگاره (۴) نمایش داده‌شده است.

نگاره (۴): نتایج حاصل از مقایسه مدل‌ها

شاخص	نوع مدل	داده‌های آموزش			داده‌های آزمون		
		(MSE)	(MAE)	(R^2)	(MSE)	(MAE)	(R^2)
نرخ بیکاری	HNNGA	۰/۰۰۷۶	۰/۰۶۹۸	۰/۶۰	۰/۰۰۴۱	۰/۰۵۷۶	۰/۹۶
	HNNPSO	۰/۰۰۷۸	۰/۰۷۱۲	۰/۶۵	۰/۰۰۵۹	۰/۰۵۹۶	۰/۹۸
	HNNGAPSO	۰/۰۰۱۹	۰/۰۳۸۱	۰/۹۳	۰/۰۰۰۱۷۷	۰/۰۱۰۱	۰/۹۹
نرخ تورم	HNNGA	۰/۲۱۹۹	۰/۳۶۴۳	۰/۸۴	۰/۰۶۳۸	۰ ./۲۱۲۹	۰/۹۸
	HNNPSO	۰/۲۴۷۵	۰/۳۱۴۹	۰/۸۸	۰/۰۷۲۲	۰/۲۱۴۰	۰/۹۹
	HANGAPSO	۰/۲۴۳۹	۰/۲۹۵۷	۰/۸۷	۰/۰۵۵۷	۰/۱۷۴۹	۰/۹۹

معیارهای ارزیابی حاکی از این است که در پیش‌بینی هرکدام از شاخص‌های عمده اقتصادی (نرخ تورم و نرخ بیکاری) مدل HNNGAPSO با مقادیر خطای کمتری در قیاس با سایر مدل‌ها عمل کرده است؛ زیرا دو معیار خطای MSE و MAE در مدل HNNGAPSO کمتر از سایر مدل‌ها است، علاوه بر این به عنوان یک قاعده کلی R^2 (ضریب تعیین) بالاتر از ۹۰٪ نشانگر عملکرد بسیار رضایت‌بخش شبکه‌های عصبی است، این در حالی است که اگر R^2 مدل بین ۸۰٪ و ۹۰٪ باشد، نشانگر عملکرد قابل‌قبول و رضایت‌بخش مدل است و اگر R^2 زیر ۸۰٪ باشد، عملکرد مدل رضایت‌بخش نخواهد بود. با توجه به اینکه R^2 مدل HANGAPSO بالاتر از ۸۰٪ است؛ بنابراین می‌توان به این نتیجه رسید که نتایج مدل اصلی پژوهش بسیار

رضایت‌بخش است. روند آموزشی مدل در نمودار (۲) نمایش داده شده است. همانطور که از نتایج مشخص است تا چرخه ۱۵، میانگین مربع خطا، افت شدیدتری داشته و بعد از آن شیب تغییرات به شدت کاهش می‌یابد.



شکل (۲): روند آموزشی مدل ترکیبی شبکه عصبی و الگوریتم تجمع ذرات

تحلیل حساسیت

فرآیند تحلیل حساسیت، میزان حساسیت مدل را نسبت به متغیرهای ورودی آن را نشان می‌دهد. برای این کار روش‌های متعددی وجود دارد. به عنوان مثال می‌توان مقادیر ضریب حساسیت متغیرهای ورودی را از تقسیم نمودن خطای کل شبکه در غیاب یک متغیر بر خطای کل شبکه در حضور تمامی متغیرهای ورودی، به دست آورد. بر این اساس اگر مقدار ضریب حساسیت یک متغیر بیشتر از یک باشد، آن متغیر سهم زیادی در توضیح تغییرپذیری معیارهای ارزیابی عملکرد دارند. با این حال در پژوهش حاضر در راستای تحلیل حساسیت از روش مستقیم استفاده شده است. بدین صورت که میزان اثربخشی یا یادگیری خروجی از شبکه بر اساس وزن مؤلفه‌های ورودی ارزیابی می‌شود. نگاره (۵) نتایج تحلیل حساسیت مدل‌های مختلف به ورودی‌های شبکه را نمایش می‌دهد. طبیعی است که هرچه ضریب وزنی متغیر بیشتر باشد، آن متغیر تأثیر و وزن بیشتری در خروجی شبکه دارد.

نگاره (۵): نتایج تحلیل حساسیت ورودی‌های مدل‌های پژوهش

بخش‌های اقتصاد	نوع مدل	ΔGM	ΔNI	ΔEF
نرخ بیکاری	HNNGA	۰/۱۲۱	۰/۱۵۲	۰/۲۱۱
	HNNPSO	۰/۱۴۱	۰/۲۶۳	۰/۱۹۱
	HNNGAPSO	۰/۱۵۲۷	۰/۱۱۹۸	۰/۱۸۴
نرخ تورم	HNNGA	۰/۱۳۷۸	۰/۲۱۱۴	۰/۲۲۴
	HNNPSO	/۰۹۸۰	۰/۱۴۲	۰/۱۸۲
	HNNGAPSO	۰/۱۳۲	۰/۱۵۰	۰/۱۶۲

همان‌طور که نتایج نگاره (۵) نیز نمایش می‌دهد، در پیش‌بینی شاخص‌های اقتصادی در اکثر موارد سود پیش‌بینی شده توسط مدیر، سود خالص و سود ناخالص به ترتیب بیشترین اثرگذاری را دارند.

پیش‌بینی با در نظر گرفتن وقفه زمانی

برخی پژوهشگران نظیر هانگ (۲۰۱۵) معتقد هستند که ممکن است سودهای حسابداری کل شرکت‌ها همراه با تأخیر و وقفه زمانی، محتوای اطلاعاتی خود را در پیش‌بینی متغیرهای اقتصادی نشان دهند. در این پژوهش نیز هم‌راستا با پژوهش هانگ (۲۰۱۵) پیش‌بینی متغیرهای اقتصادی با دو وقفه شش‌ماهه در نظر گرفته شده است.

نتایج نگاره (۶) نشانگر این است که عملکرد پیش‌بینی نرخ ارز و نرخ بیکاری با وقفه رضایت‌بخش نیست؛ زیرا معیارهای ارزیابی در هر دو وقفه شش‌ماهه و دوازده ماهه مطلوب نیست. همان‌طور که مقایسه جداول نشان می‌دهد. با در نظر گرفتن وقفه زمانی، این معیارها بدتر شده‌اند. به عنوان مثال R^2 زیر ۸۰٪ نشانگر وضعیت نامطلوب مدل پیش‌بینی است.

نگاره (۶): نتایج پیش‌بینی با وقفه زمانی

نوع متغیر	وقفه	معیارهای ارزیابی		
		(MSE)	(MAE)	(R^2)
نرخ بیکاری	شش‌ماهه	۰/۰۴۵۶	۰/۱۸۳۵	۶۹٪
	دوازده ماهه	۰/۰۹۲۴	۰/۲۲۷۳	۶۱٪
نرخ تورم	شش‌ماهه	۰/۰۶۵۸	۰/۱۴۹۵	۷۲٪
	دوازده ماهه	۰/۱۰۲۰	۰/۲۲۷۳	۶۶٪

پیش‌بینی برون نمونه‌ای

در این قسمت سعی شده است تا با استفاده از ضرایب مدلی که در نتیجه استفاده از داده‌های درون نمونه‌ای ایجاد شـده اسـت به پیش‌بینی برون نمونه‌ای (داده‌های سـال ۱۳۹۵) پرداخت. به همین منظور و به دلیل محدودیت فضـای مقاله و جلوگیری از اطاله کلام تنها نتایج مدل‌سـازی شـاخص بهای تولید کننده با اسـتفاده از مدل ترکیبی شـبکه عصـبی، الگوریتم ژنتیک و تجمع ذرات در سه مرحله و به صورت زیر تشریح شده است.

مرحله اول: سه متغیر پیشنهادی الگوریتم ژنتیک و تجمع ذرات (شامل سود خالص، سود ناخالص و سودهای پیش‌بینی شده توسط مدیران) به ترتیب با سه مؤلفه x_1، x_2 و x_3 نشان داده می‌شـوند. این متغیرها تشـکیل یک ماتریس سـه در یک می‌دهند که شـامل سـه ردیف و یک ستون به صورت زیر است.

ماتریس شماره (۱)

$$[x1 \quad x2 \quad x3]$$

تعداد نورون‌های لایه ورودی شـامل سـه نورون هسـت که ماتریس وزنی پیشـنهادی شـبکه عصبی برای نورون‌های لایه ورودی در ماتریس شماره (۲) نمایش داده شده است

ماتریس شماره (۲)

$$\begin{bmatrix} -0/321 & -0/128 & 1/458 \\ 1/371 & 0/510 & 0/167 \\ 0/057 & -0/966 & -1/052 \end{bmatrix}$$

ماتریس شماره (۳) حاصل ضرب ماتریس شماره (۲) در ماتریس شماره (۱) است که وارد مرحله دوم می‌شود.

ماتریس شماره (۳):

$$[0/107 \quad -0/070 \quad 0/074]$$

مرحله دوم: تعداد نورون‌های بهینه لایه میانی سه نورون است که ماتریس وزنی پیشنهادی شبکه عصبی برای نورون‌های لایه میانی در ماتریس شماره (۴) نمایش داده شده است.

ماتریس شماره (۴):

$$\begin{bmatrix} 0/362 \\ -1/852 \\ -0/640 \end{bmatrix}$$

در نهایت حاصل‌ضرب ماتریس شماره (۳) و شماره (۴) به مرحله سوم منتقل می‌شود.

مرحله سوم: ماتریس شماره (۵) وزن پیشنهادی شبکه عصبی برای لایه خروجی است که به صورت زیر نمایش داده می‌شود.

ماتریس شماره (۵)

$$[0/952]$$

از ضرب ماتریس شماره (۵) در ماتریسی که از مرحله دوم به د ست آمده ا ست، ماتریسی به دست خواهد آمد که باید این ماتریس با ماتریس شماره (۶) که سویه نورون لایه خروجی است جمع شود تا در نهایت پیش‌بینی شاخص بهای تولیدکننده به صورت ماتریس یک‌دریک حاصل شود.

ماتریس شماره (۶)

$$[-0/045]$$

نتایج پیش‌بینی برون نمونه‌ای در نگاره (۷) نمایش داده شده است.

نگاره (۷): نتایج پیش‌بینی برون‌سازمانی

نوع آموزش	(MSE)	(MAE)	R^2
نرخ بیکاری	۰/۳۸۸۱	۰/۵۲۱۲	۶۱٪
نرخ تورم	۰/۱۱۲۹	۰/۱۰۳۶	۸۱٪

همان‌طور که از نگاره (۷) مشخص است پیش‌بینی برون نمونه‌ای نرخ تورم مطلوب و رضایت‌بخش است. این در حالی است که پیش‌بینی برون نمونه‌ای نرخ بیکاری با توجه به ضریب تعیین ۶۱ درصدی آن رضایت‌بخش نیست.

بحث و نتیجه‌گیری

همان‌طور که شرح آن گذشت، پشتوانه نظری حاکم بر ادبیات حسابداری کلان از قبیل نظریه تقاضای سرمایه‌گذاری و تقاضای مصرف ایجاب می‌کرد تا تغییرات در متغیرهای حسابداری خصوصاً سودهای حسابداری سیگنال‌های بااهمیتی را در ارتباط با وضعیت فعلی و آتی اقتصاد به بازار مخابره نماید. سؤال اصلی پژوهش حاضر مبتنی بر امکان‌سنجی مدل‌سازی پیش‌بینی نرخ بیکاری و نرخ تورم با استفاده از سودهای کل حسابداری و سودهای پیش‌بینی شده توسط مدیریت است. نتایج پیش‌بینی‌های درون نمونه‌ای و برون نمونه‌ای در قالب نگاره‌های (۴) و (۷) نشانگر این است که در پیش‌بینی درون نمونه‌ای معیارهای ارزیابی حاکی از مطلوب بودن پیش‌بینی هر دو شاخص نرخ بیکاری و نرخ تورم است. این در حالی است که در پیش‌بینی برون نمونه‌ای، تنها نتایج پیش‌بینی نرخ تورم مطلوب و رضایت‌بخش است. این امر می‌تواند ریشه در اندازه‌گیری نامناسب آمار بیکاری در جامعه باشد. همسو با نظرات بسیاری از کارشناسان اقتصادی نرخ بیکاری جمعیت ده ساله و بیشتر که به عنوان یکی از مهم‌ترین شاخص‌های نرخ بیکاری مطرح است، از دقت لازم در انعکاس نرخ بیکاری جامعه برخوردار نیست.

نتایج حاصل از مدل‌سازی نشانگر آن است که در اکثر مدل‌های ایجاد شده سود خالص متغیری با بیشترین تأثیرگذاری در آموزش مدل محسوب می‌شود. این یافته با تئوری‌های موجود و نتایج تجربی حوزه حسابداری کلان تائید می‌شود. به عنوان مثال مطابق با نظریه تقاضای سرمایه‌گذاری افزایش در سود شرکت، منجر به افزایش منابع مالی تحت اختیار شرکت در راستای سرمایه‌گذاری‌های آتی می‌گردد؛ زیرا به دلیل سرمایه‌گذاری‌ها و افزایش فروش شرکت، نیاز به استخدام نیروی کاری جدید وجود خواهد داشت. در این صورت انتظار بر کاهش نرخ بیکاری خواهد بود. این یافته با نتایج پژوهش‌های گالو و همکاران (۲۰۱۳) و نالاردی و اوگنوا (۲۰۱۵) مطابقت دارد.

همچنین مطابق با تقاضای مصرف نیز افزایش ناگهانی در سود منجر به افزایش ثروت و درآمد سهامداران و کارکنان شرکت خواهد شد. در صورت افزایش ثروت سهامداران و کارکنان در کوتاه‌مدت سطح مصرف و سرمایه‌گذاری آن‌ها افزایش چشم‌گیری خواهد داشت. در نظریه تقاضای مصرف طبق دیدگاه کینز، مصرف در کوتاه‌مدت تحت تأثیر درآمد

فرد خواهد بود. کارکنان، مدیران، سهامداران و در نهایت دولت نیز از افزایش سود شرکت بهره‌مند خواهند شد. این یافته با نتایج پژوهش کوتاری و همکاران (۲۰۱۳) و شیواکومار و اوکتای (۲۰۱۴) همخوانی دارد.

نتایج همچنین نشانگر این است که سودهای پیش‌بینی شده توسط مدیران متغیری مهم و کلیدی در مدل‌سازی شاخص‌های اقتصادی محسوب می‌شود. با توجه به اینکه مدیران باید تصمیمات عملیاتی، سرمایه‌گذاری و تأمین مالی متعددی را در سازمان بگیرند، لذا باید درک درستی از چشم‌انداز اقتصاد داشته باشند. مدیران واحدهای تجاری دارای برخی اطلاعات محرمانه در ارتباط با وضعیت آتی اقتصاد می‌باشند که می‌توانند این اطلاعات را در قالب افشای برخی اطلاعات محرمانه خصوصاً پیش‌بینی سود آتی شرکت به بازار مخابره نمایند. با این حال تردیدها در این ارتباط وجود دارد که آیا مدیران شرکت از تخصص و توانایی لازم در خلق چشم‌انداز مناسب آتی اقتصاد برخوردار هستند یا خیر؟ پاسخ پژوهش به سؤال مذکور مثبت است. در نتیجه این یافته با پژوهش بونسال و همکاران (۲۰۱۳) و اوگنوا (۲۰۱۳) مطابق دارد. در کل پیامد اصلی پژوهش مهر تأییدی بر ارتباط اطلاعات حسابداری و اقتصادی است. به هر میزانی که شرکت‌های بورسی محرک اصلی اقتصاد باشند، انتظار بر این است که این اطلاعات نشانگر وضعیت اقتصادی آتی نیز باشند. این شرایط خصوصاً در پیش‌بینی نرخ تورم در این پژوهش تائید شد.

پیشنهادها بر مبنای یافته‌های تحقیق

۱- پژوهش حاضر جزء اولین پژوهش‌هایی است که در پی آن است تا از طریق متغیرهای حسابداری به پیش‌بینی متغیرهای عمده اقتصادی بپردازد. لذا این پژوهش و دیگر پژوهش‌های مشابه قادر خواهند بود اندیشمندان حسابداری و اقتصاد را با این ایده مواجه سازد که می‌توانند به اطلاعات حسابداری از منظر اقتصاد کلان نیز بنگرند. به عنوان مثال اطلاعات حسابداری صرفاً برای بهره‌برداری در حوزه اقتصاد خرد نبوده و می‌توان از این اطلاعات در پیش‌بینی شاخص‌های اقتصاد کلان از قبیل تولید ناخالص داخلی، نرخ تورم و نرخ بیکاری استفاده کرد.

۲-اهداف سرمایه‌گذاری و توسعه بنگاه‌ها عمدتاً درگرو نتایج اقتصادی آتی کشور است. به عنوان مثال ممکن است برنامه توسعه یک سازمان به دلیل رکود اقتصادی حاکم بر کشور با شکست روبه‌رو شود. با توجه به توضیحات فوق‌الذکر مسیری که مدیران سازمان‌ها بتوانند،

روند مثبت یا منفی متغیرهای کلیدی اقتصـــادی را پیش‌بینی نمایند، بســـیار حیاتی خواهد بود. شـناسـایی و معرفی برخی متغیرهای بنیادی حسـابداری نظیر سـود ناخالص که در این پژوهش صورت گرفته است می‌تواند به مدیران بنگاه‌های تجاری کمک نماید.

پیشنهادها برای پژوهش‌های آتی

۱. با توجه به نوظهور بودن شاخه حسابداری کلان در رشته حسابداری و اهمیت این حوزه در پیشرفت حسابداری پیشنهاد می‌گردد پژوهشگران به شناسایی اطلاعات و شاخص‌هایی از حسابداری بپردازند که بتوانند وضعیت آنی اقتصاد را تبیین نمایند.

۲. در این پژوهش بر اسـاس نظریه‌های تقاضـای سـرمایه‌گذاری و تقاضـای مصـرف از دو شـاخص اقتصـادی نرخ بیکاری و نرخ تورم اسـتفاده شـده اسـت. لذا پیشـنهاد می‌گردد در پژوهش‌های آتی بر سایر متغیرهای اقتصادی تکیه گردد.

منابع

باغومیان، رافیک؛ محمدی، حجت؛ نقدی، سجاد (۱۳۹۵). نوسان متغیرهای کلان اقتصادی و پیش‌بینی سود توسط مدیران، *مطالعات تجربی حسابداری مالی*، ۱۳: ۵۷-۷۹.

خجسته نژاد. (۱۳۹۱). پیش‌بینی نرخ بیکاری با استفاده از مدل‌های غیر خطی. پایان نامه کارشناسی ارشد رشته اقتصاد، دانشگاه سیستان و بلوچستان، دانشکده علوم اقتصادی.

مشایخی، بیتا؛ بیرامی، هانیه؛ بیرامی، هانی. (۱۳۹۳). تعیین ارزش دارایی‌های ثابت نامشهود با استفاده از شبکه عصبی مصنوعی. *پژوهش‌های تجربی حسابداری، ۴ (۱۴)*، ۲۲۳ تا ۲۳۸.

میر فخرالدینی، حیدر؛ میبدی، حمید؛ علی مروتی. (۱۳۹۲). پیش‌بینی مصرف انرژی ایران با استفاده از مدل ترکیبی الگوریتم ژنتیک- شبکه عصبی مصنوعی و مقایسه آن با الگوهای سنتی، *پژوهش‌های مدیریت در ایران، ۱۷ (۲)*، ۲۲۲-۱۹۷.

نقدی، سجاد. (۱۳۹۳). پیش‌بینی سود هر سهم شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران: مقایسه مدل‌های سری زمانی، شبکه عصبی و الگوریتم ژنتیک. پایان‌نامه کارشناسی ارشد حسابداری، دانشگاه شهید بهشتی، دانشکده مدیریت و حسابداری.

Angeline, P. J. (1998 (. Evolutionary optimization versus particle swarm optimization: Philosophy and performance differences. Evolutionary Programming VII, Lecture Notes in Computer Science, 1447: 601-611.

Baghoumian, R, Mohammadi, H, Naghdi,S. (2015). Macroeconomic Variables Fluctuations and Management Earnings Forecast, *Empirical Studies in Financial Accounting Quarterly. 13 (50)* , 57-79. (In Persian)

Bonsall, S. B. , Bozanic, Z. , and Fischer, P. E. (2013). What do management earnings forecasts convey about the macro economy? *Journal of Accounting Research,* 51 (2) , 225–266.

Gallo, L,. Hann, R,. Li. C. (2013). Aggregate Earnings Surprises, Monetary Policy, and Stock Returns. The 2013 JCAE Symposium, University of Maryland.

Haung, M. (2015). Predictive Power of Aggregate Accounting Earnings Growth for Growth of Future GDP. Master Thesis. Eastern Illinois University.

Kalay, A. , S. Nallareddy, and G. Sadka. (2014). Conditional earnings dispersion and the macro economy. Working Paper, Columbia University.

Kennedy J, Eberhart RC. (1995). A new optimizer using particle swarm theory. Proceedings of the 6th international symposium on micro machine and human science. Nagoya, Japan,. 39–43.

Khojasteh Nejhad, M. (2012). Unemployment predicting with nonlinear models, Master of Accounting, university of Sistan and Balouchestan. (In Persian)

Konchitchki, Y. , Patatoukas, P. N. (2014). Taking the pulse of the real economy using financial statement analysis: Implications for macro forecasting and stock valuation. *The Accounting Review, 89 (2)* , 669–694.

Konchitchki, Y. , Patatoukas, P. N. (2016). From Forecasting to Nowcasting the Macroeconomy: A Granular-Origins Approach Using Accounting Earnings Data, Review of Accounting Studies Conference.

Kothari, K. (2001). Capital market research in accounting. *Journal of Accounting and Economics, 31,105*–231.

Kothari, S. P. , Shivacumar,L. and Urcan,O. (2013). Aggregate Earnings Surprises and Inflation Forecasts. Working paper. MIT.

Mashayekhi, B, Beirami. H. , Beirami. H. (2012). Signaling and the Valuation at IPOs, *Journal of Empirical Research in Accounting. 14 (4)* , 222-238. (In Persian)

Mirfakhraddiny, H. , Babaei Meybodi, H and Morovati, A. (2013). Forecast consumption energy of Iran using Hybrid model of artificial neural networks and genetic algorithms and Compared with traditional methodes, *Management Research in Iran*. *17 (2)* , 197-222. (In Persian)

Naghdi, S. (2014). Forecasting EPS of Iranian Listed Companies: A comparison of Time series, neural network and Genetic algorithms models. Master of Accounting, Shahid Beheshti University. (In Persian)

Nallareddy, S. , and M. Ogneva. (2017). Predicting Restatements in Macroeconomic Indicators Using Accounting Information. *The Accounting Review, 92 (2)* , 151-182.

Ogneva,M. (2013). Discussion of What Do Management Earnings Forecasts Convey About the Macro economy? *Journal of Accounting Research, 51 (2)* , 267-279.

Shivakumar. L, and Oktay. O (2014). Why do aggregate earnings shockspredict future in. ation shocks? *11th London Business School Accounting Symposium* .

Trasvirta,T. (2005). Forecasting economic variables with nonlinear models, SSE/EFI Working Paper Series in Economics and Finance. No. 598.

پژوهش‌های تجربی حسابداری

سال هشتم، شماره ۲۶، زمستان ۱۳۹۶، صص ۱۹۱ - ۲۱۲

رابطهٔ جریان‌های نقدی عملیاتی مدل ۵ بخشی وجریان‌های نقدی بازده سرمایه‌گذاری‌های مبتنی بر مدل ۴ بخشی صورت جریان وجوه نقد با پایداری سود

یداله تاری‌وردی*، احمدرضا مددپور**

تاریخ دریافت: ۹۴/۱۲/۰۶

تاریخ پذیرش: ۹۵/۰۳/۲۲

چکیده

هدف این تحقیق بررسی رابطه جریان‌های نقدی عملیاتی مدل ۵ بخشی و جریان‌های نقدی بازده سرمایه گذاری‌های مبتنی بر مدل ۴ بخشی صورت جریان وجوه نقد با پایداری سود در بازه زمانی ۱۳۸۷ تا پایان سال ۱۳۹۲ می‌باشد. به منظور بررسی این موضوع نمونه‌ای متشکل از ۱۷۱ شرکت از شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران برای دورهٔ زمانی ۶ ساله انتخاب شد. تجزیه و تحلیل داده‌ها با استفاده از نرم افزار ایویوز و با ساختار تلفیقی (پنل) و روش کمترین مربعات تعمیم یافته (GLS) و در چارچوب مقطعی توزینی و با استفاده از آثار ثابت زمانی صورت پذیرفت. نتایج آزمون فرضیات تحقیق نشان می‌دهد که هر دو متغیر جریان‌های نقدی عملیاتی مبتنی بر مدل ۵ بخشی و جریان‌های نقدی بازده سرمایه‌گذاری‌های مبتنی بر مدل ۴ بخشی بر پایداری سود تأثیر مثبت و معناداری دارد. در شرایط مقایسه‌ای، تأثیرجریان‌های نقدی بازده سرمایه‌گذاری‌های مبتنی بر مدل ۴ بخشی بر پایداری سود نسبت به جریان‌های نقدی عملیاتی مبتنی بر مدل ۵ بخشی بیشتر است. با توجه به نتایج بدست آمده، تصمیم‌گیرندگان و تحلیل گران مالی می‌توانند با ایجاد تغییرات ساده و تنها با چینش چند عنصر در کنار هم و تبدیل بخش فعالیت‌های عملیاتی مدل ۵ بخشی صورت جریان وجوه نقد به بازده سرمایه گذاری‌های مدل ۴ بخشی مانند آنچه در تعریف این متغیر در متن مقاله آمده است، پایداری سود شرکت‌ها را به نحو صحیح تری آزمون نمایند.

واژه‌های کلیدی: جریان‌های نقدی عملیاتی مدل ۵ بخشی، جریان‌های نقدی بازده سرمایه‌گذاری‌های مبتنی بر مدل ۴ بخشی، پایداری سود.

طبقه‌بندی موضوعی: M40 , M41

DOI: 10.22051/jera.2018.8865.1179

*استادیار گروه حسابداری، دانشکده اقتصاد و حسابداری دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران مرکزی، تهران، ایران، (Tariverdi76ir@yahoo.com) ،

** کارشناس ارشد حسابداری، دانشکده اقتصاد و حسابداری دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران مرکزی، تهران، ایران، نویسنده مسئول، (ahmadrezamadadpoor@yahoo.com).

مقدمه

اصول پذیرفته شده عمومی حسابداری به مدیران اجازه می‌دهد که در گزارشگری مالی به منظور انتقال اطلاعات، تشخیص و قضاوت خود را اعمال کنند. اعمال قضاوت توسط مدیران و اختیارات آنها در فرایند گزارشگری مالی، سود واحد تجاری را از موضع و رسالت اصلی دور ساخته و آن را غیر واقعی می‌نمایاند. به باور «اسکات» در شرایط غیر آرمانی (هرمانی)، حسابداری متعصبانه حکمفرماست. لذا باید قبل از بکارگیری عنصر سود در مدل‌های مختلف تصمیم، واقعی و کیفی بودن آن را راستی‌آزمایی نمود. به عبارت دیگر با تدابیر مختلف و استفاده از سنجه‌های مناسب، خوراک آلودهٔ مدل‌های تصمیم را کنترل کرد. از این رو سرمایه‌گذاران و سایر استفاده‌کنندگان صورت‌های مالی به معیارهایی نیاز دارند که به آنها اطمینان دهد سود ارائه شده با کیفیت است. پایداری سود از ثبات، تداوم و تکرارپذیری آن حکایت دارد. سودهای بدون نوسان و یا کم‌نوسان با کیفیت‌تر تلقی می‌شوند زیرا پایدارترند.

در بند یک مقدمه استاندارد حسابداری شماره ۲ ایران، صورت جریان وجوه نقد، فایده صورت جریان وجوه نقد اینگونه تشریح شده است: اطلاعات تاریخی به جریان وجوه نقد می‌تواند در قضاوت نسبت به مبلغ، زمان و میزان اطمینان از تحقّق جریانهای نقدی آتی به استفاده‌کنندگان صورت‌های مالی کمک کند. اطلاعات مزبور بیانگر چگونگی ارتباط بین سودآوری واحد تجاری و توان آن جهت ایجاد وجه نقد و در نتیجه مشخص‌کننده کیفیت سود تحصیل شده توسط واحد تجاری است (نشریه شماره ۱۶۰، ۱۳۸۸).

جریان‌های نقدی در اعتباربخشی به سود که حاوی اقلام تعهدی است بسیار مفید می‌باشد. زیرا جریان‌های نقدی به سختی قابل دستکاری است مگر اینکه شرکت عمدا شناسایی وجه نقد مربوط به درآمدها یا هزینه‌ها را معوق و یا تعجیل نماید. بنابراین جریان وجوه نقد عملیاتی گزارش شده در صورت جریان وجوه نقد معیار واقعی‌تری از عملکرد اقتصادی واحد تجاری بوده و شاخص مهمّی برای ارزیابی کیفیت سود شرکت‌ها می‌باشد.

در راستای تحقّق هدف صورت‌های مالی یعنی ارائهٔ اطلاعات تلخیص و طبقه‌بندی شده در مورد وضعیت مالی، عملکرد مالی و انعطاف‌پذیری مالی واحد تجاری جهت استفاده توسط استفاده‌کنندگان در اتّخاذ تصمیمات اقتصادی، نحوهٔ ارائه اطلاعات در صورت‌های مالی حائز اهمّیّت است (نشریه شماره ۱۶۰، ۸۲۳).

صورت جریان وجوه نقد در کشورهای آنگلوساکسون یعنی آمریکا، استرالیا، کانادا و نیوزلند (غیر از انگلستان) در برگیرنده سه بخش فعالیتهای عملیاتی، سرمایه گذاری و تأمین مالی است. بر طبق استاندارد شماره ۲ ایران، این صورت مالی علاوه بر بخش‌های پیش گفته شامل دو بخش مالیات بردرآمد و بازده سرمایه‌گذاری‌ها و سود پرداختی بابت تأمین مالی بصورت مجزا می‌باشد. در بخش فعالیتهای عملیاتی، عمدتاً اقلامی ارائه می شود که در محاسبه سود عملیاتی مدّنظر قرار می‌گیرند. در این استاندارد، جریانهای وجه نقد ناشی از فعالیتهای عملیاتی شامل جریانهای نقدی ورودی و خروجی ناشی از فعالیتهای عملیاتی و نیز آن دسته از جریانهای نقدی است که ماهیتاً بطور مستقیم با سایر طبقات جریانهای نقدی صورت جریان وجوه نقد ارتباط نداشته باشد (نشریه ی ۱۶۰، ۱۳۸۸).

مدل ۴ بخشی صورت جریان وجوه نقد که توسط تاری وردی (۱۳۸۵) معرفی و ارائه شده است از چهار بخش بازده سرمایه گذاری‌ها، سودپرداختی بابت تأمین مالی، فعالیتهای سرمایه‌گذاری و فعالیتهای تأمین مالی تشکیل شده است.

مدل چهاربخشی صورت جریان وجوه نقد برگرفته از تفکر دو بعدی است. در این تفکر اظهار می‌شود «از کجا بدست آمده و به کجا رفته است.». به طور کلی دو نوع تصمیمات اساسی در هر واحد تجاری اتخاذ می‌شود یعنی تصمیمات تأمین مالی و تصمیمات سرمایه گذاری که بازتاب آنها در تفکر دو بعدی ازکجا تأمین شده و درکجا صرف شده که زیر بنای معادله اصلی حسابدای است. در نحوه ارائه چهار بخشی، دوگانگی (دو بعدی بودن صورتهای مالی) به نحو شفاف‌تری ترسیم می‌گردد. این دوگانگی درترازنامه با گزارش ساختار مالی در سمت چپ و ساختار دارایی‌ها در سمت راست تحقق می‌یابد. این دوگانگی در صورت سود و زیان نیز وجود دارد؛ دراین گزارش اظهار می‌شود درآمدهای واحد تجاری از چه طرقی کسب شده اند و هزینه‌ها به چه طرقی تحمل شده اند. دراین چارچوب، باید در صورت جریان وجوه نقد نیز دوگانگی مورد اشاره، به نحو شفاف‌تری ترسیم گردد. صورت جریان وجوه نقد گزارشی دو رگه محسوب می‌شود، یعنی بخشی از آن ویژگی‌های ترازنامه را دارد و بخش دیگر آن ویژگی‌های صورت سود وزیان را دارا می‌باشد. در خصوص بخش‌های فعالیتهای سرمایه‌گذاری و فعالیت‌های تأمین مالی همان حکم ترازنامه صادق است. این درحالی است که، در مورد بخش‌های بازده سرمایه‌گذاری‌ها و سود پرداختی بابت تأمین مالی، حکم صورت سود و زیان و (گردش سود وزیان انباشته) صادق می‌باشد. در مدل ۴ بخشی گفته می شود:

استهلاک «بازیافت سرمایه‌گذاری» است و نباید آن را بعنوان «بازده سرمایه‌گذاری» در بخش فعالیت‌های عملیاتی نشان داد. مزایای پایان خدمت کارکنان همان‌طور که در ترازنامه بعنوان فعالیت تأمین مالی محسوب شده در صورت جریان وجوه نقد نیز می‌بایست این هماهنگی رعایت گردد و نباید در بخش فعالیت‌های عملیاتی ارائه شود.

با توجه به اینکه نحوهٔ ارائهٔ جریان‌های نقدی عملیاتی مدل‌های ۴ و ۵ بخشی صورت جریان وجوه نقد با یکدیگر متفاوت است و از مبانی فکری متفاوتی بوجود آمده اند لذا احتمالاً قدرت ارزیابی پایداری سود با بکارگیری این هر دو مدل یکسان نخواهد بود.

مسئله اصلی نیل به این مهم است که آیا بین جریان‌های نقدی بازده سرمایه‌گذاری‌های مبتنی بر مدل ۴ بخشی صورت جریان وجوه نقد و جریان‌های نقدی عملیاتی مدل ۵ بخشی صورت جریان وجوه نقد با پایداری سود رابطه وجود دارد؟ کدامیک رابطه بیشتری دارد؟

مبانی نظری

پایداری سود به معنای استمرار و تکرارپذیری سود جاری است .هر چه پایداری سود بیشتر باشد، شرکت توان بیشتری برای حفظ سودهای جاری دارد و فرض می‌شود، کیفیت سود بالاتراست. (ثقفی و کردستانی، ۱۳۸۳). فریمن و همکاران (۱۹۸۲) پایداری سود را احتمال تکرار و مشاهده رقم سود یا اجزای آن در آینده می‌دانند. روساین و همکاران (۱۹۹۹) سودی را با کیفیت تلقی می‌کنند، که پایدار و ثابت باشد. از نظر شیپر و وینسنت (۲۰۰۳) سود با کیفیت سودی است که به وجه نقد نزدیک بوده، قابلیت رشد و قابلیت استمرار داشته باشد

جونز (۱۹۹۱)، یون و میلر (۲۰۰۲) معتقدند که اطلاعات موجود در وجوه نقد حاصل از عملیات، معیاری عینی‌تر برای ارزیابی عملکرد واقعی واحد تجاری است و از این رو کمتر می‌تواند مورد دستکاری مدیریت قرار گیرد.

طبق استاندارد حسابداری شماره ۲ ایران، صورت جریان وجوه نقد، فعالیت‌های عملیاتی، عبارت از فعالیت‌های اصلی و مستمر مولّد درآمد عملیاتی واحد تجاری است. (نشریهٔ ۱۶۰، ۱۳۸۸، ۵۳).

در مدل چهار بخشی که از چهار وظیفهٔ اصلی واحد تجاری ریشه می‌گیرد، فرض می‌شود شخصیت حقوقی از طریق مالکان و دیگر اشخاص (نظیر اعتباردهندگان) تأمین مالی، سپس با

تأمین مالی صورت گرفته به سرمایه‌گذاری مبادرت می‌کند تا از محل آن بازده کسب کند و در نهایت از محل بازده‌های کسب شده بابت تأمین مالی انجام شده، سود پرداخت می‌نماید. بنابراین صورت جریان وجوه نقد باید اطلاعاتی در مورد چهار وظیفهٔ اصلی سرمایه‌گذاری‌ها، تأمین مالی‌ها، بازده سرمایه‌گذاری‌ها و سود پرداختی بابت تأمین مالی ارائه نماید. (انواری‌رستمی و تاری‌وردی، ۱۳۸۹). دراین بخش نه تنها وجوه نقد ناشی از فعالیت‌های عملیاتی، بلکه سود سهام بهره‌های دریافت شده که ناشی از فعالیت‌های مالی بوده انعکاس می‌یابند. اهم استدلال‌های پشتیبان مدل ۴ بخشی صورت جریان وجوه نقد به شرح ذیل گزارش می‌شود:

استهلاک بازیافت سرمایه‌گذاری است و نباید آن را بعنوان بازده سرمایه‌گذاری در بخش فعالیت‌های عملیاتی نشان داد. چرا که در این صورت زمینهٔ گمراهی استفاده‌کنندگان از صورت‌های مالی فراهم آمده و مصداق بارز رجحان شکل بر محتوا است. مزایای پایان خدمت کارکنان در ترازنامه بعنوان فعالیت تأمین مالی محسوب شده و در سمت چپ ترازنامه گزارش می‌شود. حال اینکه در مدل پنج بخشی صورت جریان وجوه نقد بعنوان بازده سرمایه‌گذاری‌ها تلقّی شده، هر چند که در ترازنامه فعالیت تأمین مالی باشد. این نحوه ارائه، فرآیند ارزیابی توان ایجاد وجه نقد واحد تجاری را مخدوش ساخته و همانند نحوهٔ ارائهٔ هزینهٔ استهلاک با چالش جدی روبرو می‌باشد.

طبقه‌بندی در صورت‌های مالی از طریق اقلام ذاتاً (از نظر ماهوی) مشابه و تفکیک اقلام ذاتاً متفاوت، تجزیه و تحلیل را تسهیل می‌کند. (FASB، ۱۹۸۴، بند ۲۰). اما جریان‌های نقدی عملیاتی مدل ۵ بخشی صورت جریان وجوه نقد هیچ یک از دو ویژگی مقوله‌بندی یعنی جامع بودن و مانع بودن را رعایت نمی‌کند. وقتی استهلاک و یا مزایای پایان خدمت کارکنان در بخش فعالیت‌های عملیاتی گزارش می‌شود ویژگی مانع بودن مورد سؤال قرار می‌گیرد و هنگامی که بهره و سود سهام دریافت شده در طبقه‌ای مجزا از فعالیت‌های عملیاتی گزارش می‌گردد ویژگی جامع بودن فعالیت‌های عملیاتی مدل ۵ بخشی مورد انتقاد واقع می‌شود. این امر منجر به عدم خلوص جریان‌های نقدی عملیاتی شده و مقایسه‌پذیری بین واحدهای تجاری و هماهنگی بین صورت‌های مالی را مخدوش می‌سازد. لذا موجب گزارشگری جریان‌های نقدی مشابه، بطور متفاوت و جریان‌های نقدی متفاوت به طور مشابه گردیده است. که این موضوع درست مغایر با ویژگی مطلوبیت گزارشگری مالی برای گزارش اقلام مشابه، بطور

مشابه و اقلام متفاوت بطور متفاوت است. این اختلال ساختاری، مخابره صحیح اطلاعات را تحت الشعاع قرار می‌دهد. مثل این‌که شخصی زمان فعل‌ها و جملات را در یک داستان تغییر دهد در این صورت شخص شنونده، گیج و سردرگم می‌شود.

با عنایت به اینکه مدل‌های ۴ و ۵ بخشی صورت جریان وجوه نقد از چارچوب‌های فکری متفاوتی ناشی شده‌اند لذا احتمالا قدرت ارزیابی پایداری سود با بکارگیری این هر دو مدل یکسان نخواهد بود. معیاری که بتواند سود شرکت را به نحو صحیح تری راستی آزمایی نماید و کیفیت آن را بسنجد، بخشی از دغدغه‌های استفاده کنندگان از صورتهای مالی را پاسخ داده و اهمیت تحقیق را تبیین می‌نماید.

پیشینه تحقیق

لورک و ویلینگر (۲۰۰۹) به بررسی توانایی جریان‌های نقدی عملیاتی گذشته و سود عملیاتی گذشته، برای پیش‌بینی جریان‌های نقدی عملیاتی آتی پرداختند .نتایج پژوهش نشان داد که جریان‌های نقدی گذشته نسبت به سود عملیاتی گذشته، بهتر می‌تواند جریان‌های نقد عملیاتی آتی را پیش‌بینی کند و معمولا این پیش‌بینی در شرکت های بزرگ نسبت به شرکت‌های کوچک، به شکل دقیق‌تری صورت می‌گیرد.

فرانسیس (۲۰۱۰) در پژوهشی با عنوان «محتوای نسبی اطلاعاتی جریانهای نقد عملیاتی و تأمین مالی در صورت جریان نقد پیشنهادی» به بررسی مقایسه‌ای محتوای نسبی اطلاعاتی جریان های نقد عملیاتی و تأمین مالی صورت جریان نقد ۳ بخشی (برطبق FASB95) و ۵ بخشی (مدل پیشنهادی محقق) پرداخت. صورت جریان وجوه نقد پیشنهادی فرانسیس از پنج بخش که مشتمل بر «فعالیتهای تجاری»، «فعالیت های مالی»، «مالیات بر درآمد»، «عملیات متوقف شده» و «فعالیت‌های مالی مالکانه» می‌باشد، تشکیل شده است. در بخش فعالیت‌های تجاری دو زیر بخش، جریان های نقدی عملیاتی و جریان های نقدی سرمایه گذاری جای می‌گیرند. به‌عبارتی فعالیت‌هایی که برای شرکت ارزش آفرین هستند مانند تولید کالا یا ارائه خدمات در بخش فعالیت‌های تجاری طبقه بندی می شوند. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که جریان‌های نقدی عملیاتی مدل ۵ بخشی دارای محتوای نسبی اطلاعاتی کمتری نسبت به جریان نقد عملیاتی ۳ بخشی است. از دیگر نتایج این پژوهش آن است که تفاوت معناداری بین محتوای نسبی اطلاعاتی جریان‌های نقد تأمین مالی ۳ و ۵ بخشی وجود ندارد.

مشایخی و صفری (۱۳۸۵) ارتباط بین وجه نقد ناشی از عملیات و مدیریت سود را بررسی کردند. آنها به این نتیجه رسیدند که هرگاه فعالیت‌های عملیاتی (بر مبنای وجه نقد ناشی از عملیات) ضعیف است شرکت‌ها تمایل دارند که مدیریت سود افزایشی را در پیش گیرند. ولی در شرکت‌هایی که نتایج فعالیت‌های عملیاتی (بر مبنای وجه نقد ناشی از عملیات) خوب است، کاهش اقلام تعهدی را مشاهده کردند.

انواری رستمی و تاری‌وردی (۱۳۸۹) در تحقیقی دیدگاه‌های دانشگاهیان رشته حسابداری، اعضای جامعه حسابداران رسمی و سرمایه‌گذاران حرفه‌ای را در مورد نحوهٔ ارائه برتر صورت جریان وجوه نقد مورد بررسی قرار دادند. نتایج تحقیق نشان داد که مدل ۵ بخشی صورت جریان نقد از مدل ۴ بخشی و ۳ بخشی بهتر و مدل ۴ بخشی نیز از مدل ۳ بخشی بهتر است.

خدادادی و تاکر (۱۳۸۹) رابطهٔ بین اقلام تعهدی، جریانهای نقدی عملیاتی و پایداری سود را با استفاده از ۱۶۰ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران بعنوان نمونه آماری و در فاصله زمانی ۱۳۸۶- ۱۳۸۱ مورد بررسی و آزمون قرار دادند. نتایج تحقیق نشان داد، شرکتهای سودده نسبت به شرکتهای زیان ده دارای پایداری سود بالاتری هستند. همچنین شرکت‌هایی که اجزای نقدی سود بیشتر و اقلام تعهدی اختیاری با کیفیت بالاتری دارند، پایداری سود بیشتری دارند.

پورحیدری و همکاران (۱۳۸۹) به بررسی توانایی وجوه نقد حاصل از فعالیت‌های عملیاتی مدل‌های ۳ و ۵ بخشی صورت جریان وجوه نقد در پیش بینی وجوه نقد آتی با استفاده از داده‌های ۱۲۸ شرکت در دوره ی زمانی ۱۳۷۸ تا ۱۳۸۴ در بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. در این تحقیق توان پیش بینی جریان وجوه نقد حاصل از فعالیتهای عملیاتی تهیه شده طبق استاندارد حسابداری شماره ۲ ایران با توان پیش بینی جریان وجوه نقد حاصل از فعالیتهای عملیاتی که طبق استاندارد بین المللی حسابداری شماره ۷ تهیه شده، مورد مقایسه قرار گرفته است. یافته‌های تحقیق حاکی از آن است که وجوه نقد حاصل از فعالیتهای عملیاتی تهیه شده طبق استاندارد حسابداری شماره ۲ ایران، توانایی پیش بینی بالاتری نسبت به وجوه نقد حاصل از فعالیتهای عملیاتی تهیه شده طبق استاندارد بین المللی حسابداری شماره ۷ دارد.

آقاکاظم شیرازی (۱۳۹۱) به بررسی رابطه جریان‌های نقدی عملیاتی مدل ۵ بخشی و بازده سرمایه‌گذاری‌های مدل ۴ بخشی با کیفیت افشا و با استفاده از اطلاعات ۱۰۰ شرکت پذیرفته

شده در بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. نتایج تحقیق ایشان نشان می‌دهد که جریان‌های نقدی عملیاتی مدل ۵ بخشی و بازده سرمایه‌گذاری‌های مدل ۴ بخشی صورت جریان وجوه نقد باعث افزایش کیفیت افشا شده و در شرایط مقایسه‌ای بازدهٔ سرمایه‌گذاری‌های مدل ۴ بخشی بیش از جریان‌های نقدی عملیاتی مدل ۵ بخشی صورت جریان وجوه نقد باعث افزایش کیفیت افشا می‌گردد.

آقاپورجویباری (۱۳۹۲) مطالعه‌ای تحت عنوان تأثیر اجزای مدل‌های ۳، ۴ و ۵ بخشی صورت جریان وجوه نقد بر مدیریت سود را در دوره زمانی ۱۳۸۶ الی ۱۳۹۰ و با ۷۷ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران انجام دادند. نتایج تحقیق ایشان نشان داد که توان تبیین مدیریت سود اجزای مدل ۴ بخشی، از اجزای مدل‌های ۳ و ۵ بخشی صورت جریان وجوه نقد و توان تبیین مدیریت سود اجزای مدل ۵ بخشی از اجزای مدل ۳ بخشی صورت جریان وجوه نقد بیشتر است.

فرضیه‌های تحقیق

فرضیهٔ اول: جریان‌های نقدی عملیاتی مبتنی بر مدل ۵ بخشی صورت جریان وجوه نقد بر پایداری سود تأثیر دارد.

فرضیهٔ دوم: جریان‌های نقدی بازده سرمایه گذاری‌های مبتنی بر مدل ۴ بخشی صورت جریان وجوه نقد بر پایداری سودتأثیر دارد.

فرضیهٔ سوم: تأثیر جریان‌های نقدی بازده سرمایه‌گذاری‌های مبتنی بر مدل ۴ بخشی صورت جریان وجوه نقد بر پایداری سود در مقایسه با جریانهای نقدی عملیاتی مبتنی بر مدل ۵ بخشی بیشتر است.

روش شناسی تحقیق

تحقیق پیش رو از نظر هدف، بنیادی و از منظر ماهیت در زمره تحقیقات توصیفی حسابداری از نوع همبستگی، به لحاظ معرفت شناسی از نوع تجربه‌گرا، سیستم استدلال آن استقرایی و به لحاظ نوع مطالعه کتابخانه‌ای و از منظر زمان، طولی است. جامعه آماری تحقیق را کلیهٔ شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۸۷ الی ۱۳۹۲ تشکیل می‌دهد. به منظور افزایش تعمیم پذیری نتایج تحقیق و به علّت گستردگی حجم جامعه آماری

و نامتجانس بودن برخی از اعضا، نمونه منتخب شامل کلیهٔ شرکت‌های جامعه آماری است که حائز معیارهای ذیل باشند:

- به لحاظ افزایش قابلیت مقایسه، شرکت‌هایی انتخاب شدند که طی سال‌های ۱۳۸۷ الی ۱۳۹۲ تغییر سال مالی نداده باشند و دوره مالی آنها منتهی به اسفندماه باشد.
- در طول سال‌های ۱۳۸۷تا ۱۳۹۲ بیش از ۶ ماه وقفه در انجام معاملات شرکت وجود نداشته باشد.
- شرکت‌هایی که صورت‌های مالی و یادداشت‌های همراه مربوط به آن‌ها در دسترس بوده و حسابرسی شده باشند.
- شرکت‌های سرمایه‌گذاری، واسطه‌گری مالی، بانک‌ها، بیمه‌ها، لیزینگ‌ها و هلدینگ‌ها در نمونه آماری وارد نمی‌شوند.

با عنایت به اینکه فرآیند نمونه‌گیری به روش حذفی سیستماتیک انجام پذیرفته است لذا پس از غربالگری، کلیهٔ شرکت‌های باقیمانده (۱۷۱ شرکت) به عنوان جامعه آماری انتخاب گردید. داده‌های مالی مورد نیاز این مطالعه از صورت‌های مالی حسابرسی شدهٔ شرکت‌های نمونه می‌با شد که بخشی از آن، از طریق نرم افزار "رهآورد نوین" و مابقی با مراجعه به صورت‌های مالی حسابرسی شده مندرج در سایت پژوهش توسعه و مطالعات اسلامی سازمان بورس اوراق بهادار، کنکاش و اخذ گردیده است. با توجه به حجم وسیع داده‌ها و ضرورت پردازش آنها، داده‌های جمع‌آوری شده بوسیله نرم افزار اکسل طبقه‌بندی گردید و از نرم افزار ایویوز، روش رگرسیون و فن GLS در سطح اطمینان ۹۵ درصد به منظور تجزیه و تحلیل‌ها و استنباط‌های آماری بهره گرفته شد.

مدل‌ها و تعاریف عملیاتی متغیرها

به منظور بررسی فرضیه‌های اول و دوم تحقیق به ترتیب از مدل‌های رگرسیونی (۱) و (۲) که به قرار زیر عملیاتی می‌شوند استفاده شده است:

مدل (۱)

$$PERS_{i,t} = \alpha + \beta_1 CFO_{i,t} + \beta_2 SIZE_{i,t} + \beta_3 LEV_{i,t} + \beta_4 ROA_{i,t} + \beta_5 LOSS_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

مدل (۲)

$$PERS_{i,t} = \alpha + \beta_1 CFIR_{i,t} + \beta_2 SIZE_{i,t} + \beta_3 LEV_{i,t} + \beta_4 ROA_{i,t} + \beta_5 LOSS_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

متغیر وابسته

$PERS_{i,t}$:متغیر پایداری سود شرکت i در سال t

برای اندازه گیری پایداری سود در تحقیق پیش رو، از معادله معرفی شده توسط فرانسیس و همکاران (۲۰۰۵) استفاده می‌شود.

$NI_{i,t}=B_0+B_1 NI_{i,t-1}+\varepsilon_{i,t}$ (مدل ۳)

$NI_{i,t}$: سود خالص شرکت i درسال t

$NI_{i,t-1}$: سودخالص شرکت i درسال $t-1$

B_1: نشان دهندهٔ پایداری سود است. به این ترتیب که، هر چه ضریب B_1 به یک نزدیکتر باشد پایداری سود بیشتر (کیفیت سود بالاتر) است و وقتی به صفر نزدیک تر باشدموقّتی بودن سود بیشتر است. کلیهٔ متغیرهای مدل ۳ براساس کل دارایی‌ها هم مقیاس شده‌اند.

$\varepsilon_{i,t}$: این متغیر در هر سه مدل (۱)، (۲) و (۳) خطای باقیمانده (پسماند مدل) می‌باشد.

متغیرهای مستقل

$CFO5_{i,t}$:جریان‌های نقدی عملیاتی مدل ۵ بخشی شرکت i در سال t که از صورت جریان وجوه نقد شرکت‌های مورد مطالعه قابل دسترس است .

$CFIR_{i,t}$: جریان‌های نقدی بازده سرمایه‌گذاری‌های مبتنی بر مدل ۴ بخشی صورت جریان وجوه نقد شرکت i در سال t که از رابطه زیر بدست می‌آید:

$CFIR_{i,t}$=جریانهای نقدی عملیاتی مدل ۵ بخشی±خالص افزایش (کاهش) ذخیره مزایای پایان خدمت کارکنان±سود (زیان) حاصل از فروش یا واگذاری داراییهای غیرجاری− هزینه استهلاک

این متغیر توسط تاری وردی (۱۳۸۵) معرفی و ارائه شد.

متغیرهای کنترلی

$SIZE_{i,t}$: اندازه شرکت؛ این متغیر از طریق لگاریتم طبیعی مجموع دارایی‌های شرکت i در سال t محاسبه می‌شود. در حوزه حسابداری اثباتی گفته می‌شود شرکتهای بزرگ از نظر سیاسی حساس تر هستند. لذا این شرکتها به احتمال بیشتری به دستکاری سود، جهت داشتن جریانی با ثبات از سود، دست خواهند زد. ازطرف دیگر شرکتهای بزرگ به دلیل بالا بودن وزن تجاری و داشتن ریشه در فعالیت‌های مختلف و متنوع، به احتمال فراوان کمترتحت تأثیر عوامل اقتصادی قرارخواهند گرفت. مطابق با این دیدگاه می‌توان انتظار داشت که شرکتهای بزرگ نسبت به سایر شرکتها ریسک و نوسان پذیری کمتر وکیفیت سودبالاتری داشته باشند. اکثر پژوهشگران داخلی و خارجی که در حوزه کیفیت و یا مدیریت سود مطالعاتی انجام داده اند از این متغیر، بعنوان متغیر کنترلی پژوهش هایشان استفاده کرده اند

$LEV_{i,t}$: اهرم مالی؛ این متغیر از تقسیم کل بدهی‌ها به کل دارایی‌ها در پایان دوره بدست می‌آید. نمازی و رضایی (۱۳۹۱)، بنی مهد و الهیاری (۱۳۹۳) و بسیاری از محققان داخلی و خارجی از متغیر اهرم مالی بعنوان متغیر کنترلی و اثر گذار برکیفیت سود استفاده نموده اند.

$ROA_{i,t}$: بازده دارایی‌ها؛ که از تقسیم سود خالص به میانگین دارایی‌ها حاصل می‌شود. این نسبت رایجترین شاخص سوآوری محسوب می‌شود که بیانگر کارایی مدیریت و عملکرد شرکت در استفاده بهینه از دارایی‌ها است. در واقع نرخ بازده داراییها بیانگر این مطلب ا ست که قابلیت سودآوری شرکت تا چه اندازه به کل دارایی‌های آن ارتباط دارد. بنی مهد والهیاری (۱۳۹۳)، ثقفی و بولو (۱۳۹۲) ازاین متغیرکنترلی و اثرگذار بر کیفیت سود استفاده نموده اند.

$LOSS_{i,t}$: زیان‌دهی (گزارش زیان)؛ متغیر زیان‌دهی یک متغیر کیفی گسسته ا ست و در صورتی که یک شرکت زیان گزارش کند معادل یک و در غیر اینصورت، معادل صفر درنظر گرفته می‌شود. هاین (۱۹۹۵) طی تحقیقی نشان داد که کیفیت سود در شرکت‌های زیان ده به شدّت نگران‌کننده است.

یافته‌های پژوهش

نتایج حاصل از فرضیه اول تحقیق با توجیهات استاندارد حسابداری شمارهٔ ۲ ایران، دستورالعمل بورس اوراق بهادار تهران، یافته‌های تحقیق مشایخی و صفری (۱۳۸۵)، خدادادی و تاکر (۱۳۸۹)، آقاکاظم شیرازی (۱۳۹۱) و آقاپورجویباری (۱۳۹۲) مطابقت دارد. نتایج تحقیق آقا کاظم شیرازی (۱۳۹۱) نشان می‌دهد که افزایش جریان‌های نقدی فعالیت‌های عملیاتی مدل ۵ بخشی باعث افزایش کیفیت افشا می‌شود.

نتایج حاصل از آزمون فرضیه دوّم تحقیق همسو با یافته‌های تجربی آقا کاظم شیرازی (۱۳۹۱) و آقاپور جویباری (۱۳۹۲) می‌باشد. یافته های پژوهش آقا کاظم شیرازی (۱۳۹۱) گویای این مطلب ا ست که جریان‌های نقدی نا شی از بازده سرمایه‌گذاری‌های مدل ۴ بخشی صورت جریان وجوه نقد باعث کیفیت افشا می‌شود. نتایج پژوهش آقاپورجویباری (۱۳۹۲) نیز حاکی از توان تبیین مدیریت سود با استفاده از اجزای مدل ۴ بخشی صورت جریان وجوه نقد می‌باشد.

نتایج حاصل از آزمون فرضیه سوم تحقیق، همسو با یافته‌های تجربی آقاکاظم شیرازی (۱۳۹۱) و آقاپور جویباری (۱۳۹۲) می‌باشد.

آمار توصیفی

داده‌های مربوط به ۱۷۱ شرکت عضو نمونه آماری تحقیق از بانک‌های اطلاعاتی موجود استخراج و به صفحه گسترده اکسل منتقل شد. تعداد کل داده‌ها مشتمل بر۱۰۲۶ شرکت- سال می‌باشد. اما پس از غربالگری و حذف داده‌های پرت (۲۰ مورد) با استفاده از نمودار جعبه‌ای، تعداد مشاهدات به ۱۰۰۶ شرکت–سال رسید. آمار توصیفی متغیرهای مربوط به الگوی اصلی تحقیق در نگاره شماره ۱ ارائه شده است:

نگاره (۱): آمار توصیفی متغیرهای تحقیق

متغیر	میانگین	انحراف معیار	کمترین	بیشترین	چولگی	کشیدگی
پایداری سود	۰/۲۱۸۹	۰/۶۶۳۶	-۲/۰۶۴۲	۲/۹۰۸۸	۰/۰۰۶	۴/۰۳۴
جریانهای نقدی بازده سرمایه‌گذاری‌ها (۴ بخشی)	۰/۱۰۶۹	۰/۱۳۵۶	-۰/۴۱۰۱	۰/۶۷۹۴	۰/۵۹۳	۴/۶۴۹
جریانهای نقدی عملیاتی (۵ بخشی)	۰/۱۲۵۹	۰/۱۳۴۵	-۰/۴۰۸۴	۰/۶۵۱۶	۰/۴۶۴	۴/۳۹۴
اندازه شرکت	۵/۸۵۳۳	۰/۶۱۳۷	۴/۳۵۶۵	۸/۱۷۲۲	۰/۷۹۱	۴/۲۱۹
اهرم مالی	۰/۶۶۷۰	۰/۲۶۴۸	۰/۰۹۶۴	۲/۷۷۳۲	۲/۲۰۲	۱۵/۱۴۴
نرخ بازده داراییها	۰/۱۱۵۴	۰/۱۴۹۹	-۰/۳۱۶۳	۰/۷۴۴۲	۰/۶۹۷	۴/۶۸۹
زیان‌دهی	۰/۱۳۹۱	۰/۳۴۶۲	۰	۱	۲/۰۸۵	۵/۳۴۷

با توجه به نگارهٔ (۱)، میانگین پایداری سود شرکت‌های نمونه برابر با ۰/۲۱۸۹ بوده و کمترین و بیشترین آن به ترتیب برابر با ۲/۰۶۴۲- و ۲/۹۰۸۸ می‌باشد. با توجه به آماره‌های چولگی و کشیدگی بدست آمده برای این متغیر می‌توان گفت توزیع آن نرمال نمی‌باشد بطوری که چولگی آن برابر با ۰/۰۰۶ و کشیدگی آن برابر با ۴/۰۳۴ است با این وجود توزیع آن نزدیک به توزیع نرمال است. متوسط اندازه شرکت‌های نمونه (لگاریتم جمع کل دارایی ها) برابر با ۵/۸۵۳ بوده و میانگین اهرم مالی آنها ۶۶/۷۰ درصد می‌باشد. همچنین ۱۳/۹۱ درصد از آن‌ها طی بازه زمانی تحقیق زیان‌ده بوده اند.

آزمون مانایی (پایایی) متغیرهای تحقیق

نتایج نگارهٔ ۲ و بررسی مقادیر آماره‌های محاسبه شده و سطح معنی‌داری آن‌ها نشان می‌دهد که تمامی متغیرها در سطح ۹۵ درصد مانا هستند بطوری که سطح معنی‌داری آماره لوین، لین و چو برای تمامی متغیرها کمتر از ۰/۰۵ می‌باشد.

نگاره (۲): آزمون مانایی متغیرهای تحقیق

متغیرها	آماره محاسبه شده	سطح معنی داری
پایداری سود	-۱۷/۴۰۰	۰/۰۰۰۰
جریان‌های نقدی بازده سرمایه گذاری‌ها (۴بخشی)	-۲۴/۵۰۱	۰/۰۰۰۰
جریان‌های نقدی عملیاتی (مدل ۵ بخشی)	-۲۲/۰۹۲	۰/۰۰۰۰
اندازه شرکت	-۲۳/۳۰۱	۰/۰۰۰۰
اهرم مالی	-۱۴/۱۰۹	۰/۰۰۰۰
نرخ بازده دارایی‌ها	-۵/۳۰۷	۰/۰۰۰۰
گزارش زیان (زیان‌دهی)	-۲۵/۹۴۱	۰/۰۰۰۰

آزمون نرمال بودن توزیع متغیر وابسته

از آنجایی که روش تحقیق برای آزمون فرضیه‌ها، روش همبستگی بوده و در روش همبستگی، نرمال بودن متغیر وابسته، یکی از مفروضات اساسی به شمار می‌آید، بنابراین ابتدا فرض مذکور را برای متغیر پایداری سود با آزمون «جارکیو- برا» مورد بررسی قرار می‌دهیم. با توجه به نگارهٔ (۳) و سطح اهمیت آمارهٔ جارکیو- برا که کمتر از ۰/۰۵ می‌باشد (۰/۰۰۰۰) بنابراین فرضیه H_1 مبنی بر نرمال نبودن توزیع متغیر وابسته تحقیق در سطح اطمینان ۹۵ در صد مورد تأیید قرار می‌گیرد و بیانگر این است که متغیر وابسته از توزیع نرمال برخوردار نمی‌باشد. بنابراین لازم است قبل از آزمون فرضیه‌ها این متغیر نرمال‌سازی شود. در این مطالعه برای نرمال‌سازی داده‌ها از تابع انتقال جانسون بهره گرفته شده است. با توجه به نتایج نگارهٔ (۳)، بعد از فرآیند نرمال‌سازی سطح اهمیت آماره جارکیو- برا برای متغیر وابسته به بالاتر از ۰/۰۵ افزایش پیدا کرده است. بنابراین فرضیه H_0 در سطح اطمینان ۹۵ درصد تأیید شده و بیانگر این است که متغیر وابسته تحقیق بعد از فرآیند نرمال سازی، دارای توزیع نرمال می‌باشد.

نگاره (۳): نتایج آزمون نرمال بودن توزیع متغیر وابسته تحقیق

متغیر	وضعیت	آماره جارکیو –برا	سطح اهمیت
پایداری سود (*PERS*)	قبل از نرمال سازی	۴۶/۶۴۶	۰/۰۰۰۰
	بعد از نرمال سازی	۰/۴۲۷	۰/۸۰۷۵

آزمون فرضیهٔ اول تحقیق

هدف از آزمون فرضیه اول تحقیق بررسی تأثیر جریان‌های نقدی عملیاتی مبتنی بر مدل ۵ بخشی صورت جریان وجوه نقد بر پایداری سود می‌باشد. با توجه به نتایج حاصل از آزمون چاو مندرج در نگاره (۴)، از آنجایی که مقدار *P-Value* آزمون چاو در مدل اول کمتر از ۰/۰۵ می‌باشد، ناهمسانی عرض از مبداءها پذیرفته شده و لازم است در برآورد این مدل از روش داده‌های پانل استفاده شود. همچنین با توجه به نتایج آزمون هاسمن و *P-Value* آن، از آنجایی که مقدار *P-Value* آن در مدل اول کمتر از ۰/۰۵ می‌باشد لذا این مدل با استفاده از روش اثرات ثابت برآورد می‌شود.

نگاره (۴): نتایج انتخاب الگو برای برآورد مدل (۱) تحقیق

مدل	نوع آزمون	آماره آزمون	مقدار آماره آزمون	درجه آزادی	*P-Value*
اول	آزمون چاو	F	۶/۳۷۱	(۱۷۰ ،۶۵۷)	۰/۰۰۰۰
	آزمون هاسمن	χ^2	۱۱/۱۴۰	۵	۰/۰۴۸۷

نگاره (۵): برآورد مدل اول

متغیر	علامت اختصاری	ضریب	آمارهٔ t	سطح معناداری	آمارهٔ VIF
ضریب ثابت	*A*	۰/۴۱۸۰**	(۵/۵۱۷)	(۰/۰۰۰۰)	.....
جریان‌نقدی‌عملیاتی مدل۵ بخشی	*CFO*	۰/۱۰۹۴*	(۲/۳۳۴)	(۰/۰۱۹۹)	۱/۱۲۴
اندازه شرکت	*SIZE*	۰/۰۳۷۸**	(۳/۲۵۷)	(۰/۰۰۱۲)	۱/۰۳۲
اهرم مالی	*LEV*	-۰/۵۱۷۲**	(-۲۴/۴۲۶)	(۰/۰۰۰۰)	۱/۶۷۶
نرخ بازده دارایی‌ها	*ROA*	-۱/۰۶۱۶**	(-۸/۷۴۵)	(۰/۰۰۰۰)	۲/۰۷۵
گزارش زیان	*LOSS*	۰/۱۸۷۷**	(۵/۸۹۴)	(۰/۰۰۰۰)	۱/۳۹۴
اتورگرسیون مرتبه۱	*AR1*	۰/۱۷۱۲**	(۶/۳۶۱)	(۰/۰۰۰۰)	۱/۰۰۸
آماره F سطح معناداری F		۱۷/۹۹۰** (۰/۰۰۰۰)	۱/۴۵۶ (۰/۴۸۲۶)	آماره براش پاگان سطح معناداری	۱/۵۸۰ (۰/۱۶۲۸)
آماره براش گادفری سطح معناداری		۱/۷۸۳ (۰/۰۶۳۱)	آماره دوربین واتسن	۲/۰۹۳	ضریب تعیین (*R Square*)	۰/۸۲۸۱

** نشان دهنده معنی‌داری در سطح خطای ۱ درصد و * نشان دهنده معنی‌داری در سطح خطای ۵ درصد

در نگارهٔ (۵) نتایج حاصل از برآورد مدل (۱) و مفروضات رگرسیون کلاسیک ارائه شده است.

یکی از مفروضات آماری رگرسیون کلاسیک همسانی واریانس باقیمانده‌ها می‌باشد. در این مطالعه برای بررسی همسانی واریانس‌ها از «آزمون براش– پاگان» استفاده شده است. در این ارتباط مقدار احتمال (*P-VALUE*) مربوط به این آزمون در مدل اول بیشتر از ۰/۰۵ بوده و گویای همسانی واریانس باقیمانده‌های مدل می‌باشد. همچنین در این مطالعه برای آزمون همبسته نبودن باقیمانده‌ها که یکی از مفروضات تجزیه و تحلیل رگرسیون می‌باشد و «خودهمبستگی» نامیده می‌شود از «آزمون دوربین- واتسون» استفاده شده است. مقدار آمارهٔ دوربین- واتسن پس از «تصحیح خود بازگشت مرتبه اول» بهبود یافته و به عدد ۲ نزدیک می‌باشد لذا مشکل خود همبستگی رفع گردیده و عدم وجود خود همبستگی بین باقیمانده‌ها، به عنوان یکی از فرض‌های اساسی رگرسیون پذیرفته می‌شود. عدم وجود «خودهمبستگی سریالی باقیمانده‌ها» نیز توسط آزمون «براش – گادفری» مورد آزمون قرار گرفته که بر اساس نتایج بدست آمده مقدار احتمال (*P-VALUE*) مربوط به این آزمون در مدل اول بیشتر از ۰/۰۵ بوده و گویای عدم وجود خودهمبستگی سریالی باقیمانده‌ها می‌باشد. نهایتاً در خصوص همخطی میان متغیرهای تحقیق نیز با توجه به این که مقدار آماره *VIF* برای تمامی متغیرها کمتر از ۵ می‌باشد می‌توان گفت همخطی شدیدی میان متغیرهای تحقیق وجود ندارد. بر اساس نتایج ارائه شده در نگارهٔ شمارهٔ ۵، از آنجایی که در مدل اول مقدار احتمال (*P-VALUE*) آمارهٔ *t* مربوط به متغیر جریان‌های نقدی عملیاتی مبتنی بر مدل ۵ بخشی (*CFO*پنج بخشی) کوچکتر از ۰/۰۵ بوده (۰/۰۱۹۹) و ضریب آن مثبت می‌باشد (۰/۱۰۹۴) در نتیجه فرضیهٔ H_0 رد شده و می‌توان گفت بین پایداری سود و جریان‌های نقدی عملیاتی مبتنی بر مدل ۵ بخشی رابطه مستقیم و معناداری وجود دارد بطوری که با افزایش جریان‌های نقدی عملیاتی مبتنی بر مدل ۵ بخشی شرکت‌ها بر میزان پایداری سود آن‌ها افزوده می‌شود. بنابراین فرضیهٔ اول تحقیق در سطح اطمینان ۹۵ درصد پذیرفته شده و گویای آن است که جریان‌های نقدی عملیاتی مبتنی بر مدل ۵ بخشی صورت جریان وجوه نقد بر پایداری سود تأثیر مستقیم و معنی‌داری دارد.

آزمون فرضیه دوم

هدف از آزمون فرضیهٔ دوم تحقیق بررسی تأثیر جریان‌های نقدی بازده سرمایه‌گذاری‌های مبتنی بر مدل ۴ بخشی صورت جریان وجوه نقد بر پایداری سود می‌با شد. با توجه به نتایج حا صل از آزمون چاو مندرج در نگاره ۶، از آنجایی که مقدار *P-Value* آزمون چاو در مدل دوم کمتر از ۰/۰۵ می‌باشد، ناهمسانی عرض از مبداءها پذیرفته شده و لازم است در برآورد این مدل از روش داده‌های پانل استفاده شود. همچنین با توجه به نتایج آزمون هاسمن و *P-Value* آن، از آنجایی که مقدار *P-Value* آن در مدل دوم کمتر از ۰/۰۵ می‌باشد این مدل با استفاده از روش اثرات ثابت برآورد می‌شود.

نگاره (۶): نتایج انتخاب الگو برای برآورد مدل (۲) تحقیق

مدل	نوع آزمون	آماره آزمون	مقدار آماره آزمون	درجه آزادی	*P-Value*
دوم	آزمون چاو	F	۶/۲۳۵	(۱۷۰ ،۶۵۷)	۰/۰۰۰۰
	آزمون هاسمن	χ^2	۱۱/۶۹۱	۵	۰/۰۳۹۳

در نگارهٔ ۷ نتایج حا صل از برآورد مدل دوم و مفرو ضات رگر سیون کلا سیک ارائه شده است.

نگاره (۷): برآورد مدل دوم

متغیر	علامت اختصاری	ضریب	آمارهٔ *t*	سطح معناداری	آمارهٔ *VIF*
ضریب ثابت	*A*	۰/۴۲۴۶**	(۵/۵۹۹)	(۰/۰۰۰۰)	.....
جریان‌نقدی‌بازده سرمایه-گذاریهای مدل ۴ بخشی	*CFIR*	۰/۱۲۹۷*	(۲/۵۷۵)	(۰/۰۱۰۲)	۱/۱۵۵
اندازه شرکت	*SIZE*	۰/۰۳۶۷**	(۳/۱۵۹)	(۰/۰۰۱۷)	۱/۰۳۲
اهرم مالی	*LEV*	-۰/۵۱۶۰**	(-۲۵/۴۴۱)	(۰/۰۰۰۰)	۱/۶۷۵
نرخ بازده داراییها	*ROA*	-۱/۰۶۷۵**	(-۸/۷۳۲)	(۰/۰۰۰۰)	۲/۱۰۹
گزارش زیان	*LOSS*	۰/۱۸۷۲**	(۵/۷۶۰)	(۰/۰۰۰۰)	۱/۳۹۴
اتورگرسیون‌مرتبه۱	*AR1*	۰/۱۷۰۴**	(۶/۱۵۶)	(۰/۰۰۰۰)	۱/۰۰۸
آماره *F* سطح معناداری *F*		۱۷/۹۲۴** (۰/۰۰۰۰)	آماره جارکیو-برا سطح معناداری	۱/۵۳۲ (۰/۴۶۴۷)	۱/۶۵۶ (۰/۱۴۲۵)
آماره براش گادفری سطح معناداری		۱/۸۵۱ (۰/۰۸۱۶)	آماره دوربین واتسن	۲/۰۹۴	آماره براش پاگان سطح معناداری
					۰/۸۲۸۶ ضریب تعیین (*R Square*)

** نشان دهنده معنی‌داری در سطح خطای ۱ درصد و * نشان دهنده معنی‌داری در سطح خطای ۵ درصد

بر اساس نتایج ارائه شده در نگارهٔ شمارهٔ ۷، از آنجایی که در مدل دوم مقدار احتمال (*P-VALUE*) آمارهٔ t مربوط به متغیر جریان‌های نقدی بازده سرمایه‌گذاری‌های مبتنی بر مدل ۴ بخشی (*CFIR* چهار بخشی) کوچکتر از ۰/۰۵ بوده (۰/۰۱۰۲) و ضریب آن مثبت می‌باشد (۰/۱۲۹۷) در نتیجه فرضیهٔ H_0 رد شده و می‌توان گفت بین پایداری سود و جریان‌های نقدی بازده سرمایه‌گذاری‌های مبتنی بر مدل ۴ بخشی رابطه مستقیم و معناداری وجود دارد بطوری که با افزایش جریان‌های نقدی بازده سرمایه‌گذاری‌های مبتنی بر مدل ۴ بخشی شرکت‌ها بر میزان پایداری سود آن‌ها افزوده می‌شود. بنابراین فرضیه دوم تحقیق در سطح اطمینان ۹۵ درصد پذیرفته شده و گویای آن است که جریان‌های نقدی بازده سرمایه‌گذاری‌های مبتنی بر مدل ۴ بخشی صورت جریان وجوه نقد بر پایداری سود تأثیر مستقیم و معنی‌دار دارد.

آزمون فرضیهٔ سوم

در این خصوص از آنجایی که قدرمطلق ضریب متغیر جریان‌های نقدی بازده سرمایه‌گذاری‌های مبتنی بر مدل ۴ بخشی (مدل دوم تحقیق) بیشتر از قدرمطلق ضریب متغیر جریانهای نقدی عملیاتی مبتنی بر مدل ۵ بخشی (مدل اول تحقیق) می‌باشد (|۰/۱۰۹۴| < |۰/۱۲۹۷|) از این رو می‌توان گفت تأثیر جریان‌های نقدی بازده سرمایه‌گذاری‌های مبتنی بر مدل ۴ بخشی صورت جریان وجوه نقد بر پایداری سود در مقایسه با جریان‌های نقدی عملیاتی مبتنی بر مدل ۵ بخشی بیشتر است. بررسی ضریب تعیین مدل‌ها نیز مؤید این موضوع می‌باشد بطوری که ضریب تعیین مدل دوم (۸۲/۸۶ درصد) بزرگتر از ضریب تعیین مدل اول (۸۲/۸۱ درصد) بوده و حاکی از این است که سهم بیشتری از پایداری سود شرکت‌ها توسط جریان‌های نقدی بازده سرمایه گذاری‌های مبتنی بر مدل ۴ بخشی نسبت به جریان‌های نقدی عملیاتی مبتنی بر مدل ۵ بخشی تبیین می‌شود. بنابراین فرضیهٔسوم تحقیق در سطح اطمینان ۹۵ درصد تأیید می‌شود.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

اختیار عملی که مبنای تعهدی حسابداری برای مدیران به ارمغان آورده است فرصت مغتنمی می‌باشد تا مدیران فرصت‌طلب، ساختار سود را مغلوب و مقهور اراده و اختیار خویش سازند. شاید نتوان تمایلات مدیر را تعدیل و به فضایل انسانی تبدیل نمود اما می‌توان و می‌بایست در بکارگیری عنصر سود محتاط‌تر عمل کرد. پایداری از جمله ویژگی‌های کیفی سود حسابداری بوده و دلالت بر ماندگاری و استمرار آن دارد. در بند ۱۱ استاندارد شماره ۲ حسابداری ملی، از جریان‌های نقدی عملیاتی به عنوان ابزار کنترل کیفیت سود شرکت‌ها استفاده شده است.

در این تحقیق رابطهٔ جریان‌های نقدی عملیاتی مدل‌های ۴ و ۵ بخشی صورت جریان وجوه نقد با پایداری سود مورد بررسی قرار گرفت. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که هر دو متغیر جریان های نقدی عملیاتی مبتنی بر مدل ۵ بخشی (*CFO*پنج بخشی) و جریان‌های نقدی بازده سرمایه‌گذاری‌های مبتنی بر مدل ۴ بخشی (*CFIR*چهار بخشی) بر پایداری سود تأثیر مثبت و معناداری دارد. در شرایط مقایسه‌ای، تأثیرجریان‌های نقدی بازده سرمایه‌گذاری‌های مبتنی بر مدل ۴ بخشی بر پایداری سود، نسبت به جریان‌های نقدی عملیاتی مبتنی بر مدل ۵ بخشی (*CFO* پنج بخشی) بیشتر است.

باتوجه به ادّله و شواهد تجربی مستفاد از نتایج تحقیق، جریان های نقدی بازده سرمایه‌گذاری‌های مبتنی بر مدل ۴ بخشی، سهم واقعی‌تری از بخش نقدی سود را آشکارسازی کرده و قرابت بیشتری با فعالیت‌های عملیاتی بنگاه تجاری نسبت به مدل ۵ بخشی دارد. به نظر می‌رسد شواهد تجربی تحقیق حاضر، پشتوانه‌ای برای حمایت از نحوهٔ ارائهٔ چهار بخشی صورت جریان وجوه نقد باشد.

بر پایه ملاحظات، مستندات، قرائن و شواهد تجربی متقاعدکننده، در رابطه با برتری مدل ۴ بخشی صورت جریان وجوه نقد نسبت به مدل ۵ بخشی در ارزیابی کیفیت افشا، مدیریت سود و کیفیت سود، به فعالان بازار سرمایه، تصمیم گیرندگان و استفاده کنندگان صورت‌های مالی پیشنهاد می‌شود با تبدیل بخش فعالیت‌های عملیاتی مدل ۵ بخشی صورت جریان وجوه نقد به بخش بازده سرمایه گذاری‌های مدل ۴ بخشی (همان

طور که در تعریف این متغیر در متن مقاله آمده است.) کیفیت سود شرکتها را به نحو صحیح تری آزمون نمایند. به محقّقان پیشنهاد می‌شود در تحقیقات آتی، الگوهای کیفیت سود را بر حسب قدرت پیش‌بینی‌کنندگی مرتّب کرده و سپس ارتباط آن را با جریان‌های نقدی عملیاتی مدل ۵ بخشی و جریان‌های نقدی بازده سرمایه گذاری‌های مدل ۴ بخشی صورت جریان وجوه نقد و همچنین در شرایط مقایسه‌ای آزمون نمایند.

منابع

اعتمادی، حسین؛ تاری وردی، یداله. (۱۳۸۵). تأثیر نحوه ی ارائه ی صورت جریان وجوه نقد بر قضاوت‌های سرمایه گذاران حرفه ای. *بررسی‌های حسابداری وحسابرسی، دوره سیزدهم (شماره ۴۵)*، ۶۹-۸۸

انواری رستمی، علی اصغر؛ تاری وردی، یداله. (۱۳۸۹). نحوه ی ارائه ی برتر صورت جریان وجوه نقد ازدیدگاه گروههای مختلف در ایران. *تحقیقات حسابداری وحسابرسی، دوره دوم (شماره ۷)*، ۸۸- ۶۹.

آقا کاظم شیرازی، سمانه. (۱۳۹۱). بررسی رابطه جریان‌های نقدی عملیاتی مدل پنج بخشی و بازده سرمایه گذاریهای مدل چهار بخشی با کیفیت افشا. پایان نامه کارشناسی ارشد حسابداری، دانشکده اقتصاد و حسابداری، دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران مرکزی.

آقاپور جویباری، صادق. (۱۳۹۲). تأثیر اجزای مدل‌های سه، چهار و پنج بخشی صورت جریان وجوه نقد بر مدیریت سود. پایان نامه کارشناسی ارشد حسابداری، دانشکده اقتصاد و حسابداری، دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران مرکزی.

بنی مهد، بهمن؛ اللهیاری، غلامحسین. (۱۳۹۳). رابطه بین اقلام غیر عادی حسابهای دریافتنی وکیفیت سود. *پژوهش‌های تجربی حسابداری، دوره سوم (شماره ۱۲)*، ۴۷-۶۰.

پور حیدری، امید؛ افلاطونی، عباس و نیکبخت، زهرا. (۱۳۸۹)، بررسی توانایی وجوه نقد حاصل از فعالیتهای عملیاتی در پیش بینی وجوه نقد آتی. *فصلنامه مطالعات ح*سابداری، شماره ۲۶، ۴۵-۲۹.

تاری وردی، یداله. (۱۳۸۵). تأثیر نحوه ارائه صورت جریان وجوه نقد بر قضاوت‌ها و تصمیم گیری‌های سرمایه‌گذاران حرفه‌ای: آزمایش تجربی و دیدگاه‌های مختلف. رساله ی دکتری حسابداری، دانشکده علوم انسانی، دانشگاه تربیت مدرس.

کمیته فنی سازمان حسابرسی، اصول و ضوابط حسابداری و حسابرسی (۱۳۸۸)، استانداردهای حسابداری، سازمان حسابرسی. نشریه شماره ۱۶۰.

مشایخی، بیتا؛ صفری، مریم. (۱۳۸۵). وجه نقد ناشی از عملیات و مدیریت سود در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. *بررسی‌های حسابداری و حسابرسی، دوره سیزدهم (شماره ۲)*، ۵۴-۳۵.

نمازی، محمد؛ رضایی، حمیدرضا. (۱۳۹۱). تأثیر نرخ تورم بر کیفیت سود شرکتهای پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. *پژوهش‌های تجربی حسابداری، دوره دوم (شماره ۵)*، ۶۷-۹۱.

AghaKazemShirazi, s. (2013). The relationship between Cash flows from operating activities in five-section and return on investment in four-section models of statement of cash flows with the quality of disclosure. *MA Dissertation, Islamic Azad University, Central Tehran Branch*. (In Persian).

Anvari rostami, A. & Tariverdi, Y. (2011). The best way to providing the statement of cash flows from the Viewpoint of different users, *accountingand auditing research, 2 (7)* , 100-109. (In Persian).

BaniMahd,B.؛ Allahyari,G. (2014). The Relationship Between Abnormal Accounts Receivable Items and Earning Quality, *Empirical Accounting Research,3 (12)* , 47 - 60. (In Persian).

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

Etemadi, H.؛ Tariverdi, Y. (2007). The effect of providing the statement of cash flows from the investor judgments. *The Iranian accounting and auditing review,13 (45)* , 69-88. (In Persian).

Holie, D.؛ Nicholls, C.؛ Zhao, Q (2011). Effects of cash flow statement reclassifications pursuant to the SEC's one-time allowance. *Journal of accont. Public Policy,* 30, 570-588.

Lorek, K. S.؛ Willinger, G. L. (2009). New Evidence Pertaining of Operating Cash Flows. *Reviw of Quantitative Finance and Accounting, 32 (1)* , 1-15.

Mashaekhi, s.؛ safari, M. (2006). operating cash flow. and earning managementof listed companies in Tehran Stock Exchange. *journal of accounting and auditing reviews, 13 (2)* , 35-54. (In Persian).

Namazi, M.؛ Rezai,V (2012). Influence of Inflation Rate on the Quality of Earnings of Companies Accepted in Tehran Stock Exchange. *Empirical Accounting Research, 2 (5)* , 67 – 91. (In Persian).

Financial Accounting Standard Board FASB. (1978). Statements of financial accounting concepts, No. 1, Objectives of financial reporting by business enterprises.

Francis, J.؛ LaFond, R.؛ Olsson, P.؛ Schipper, K. (2005**).** The market pricing of accruals quality. *Journal of Accounting and Economics, 39,* 295–32

Francis. R. N (2010). The Relative Informational Content of Operating and Financing Cash-Flow in the Proposed Cash-Flow Statement. *Journal of Accounting and Finance, 50 (2)* , 829-851.

Freeman, R. N.؛ Ohlson, J. A.؛ Penman, S. H. (1982**).** Book Rate-of-Return and Prediction of Earnings Changes: An Empirical Investigation. *Journal of Accounting Research, 20 (2)* , 639-653.

Jones, J. (1991). Earnings Management during Import Relief Investigations. *Journal of Accounting Research. 29 (2)* , 193-228.

Poor Heidari, O.؛ Aflatooni,A.؛ Nikbakht,z (2010) , "Reviewing the ability of cash from operating activities in predicting future cash flows", *Journal of Accounting Studies, 26 (2)* , 29 – 45. (In Persian).

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

Schipper, K.؛ Vincent, L. (2003). Earning Quality. *Accounting Horizons, 17 (2)* , 97-110

Tariverdi , Y (2006). The Effect of Presentation of the Cash Flow Facility on Judgments and Decisions of Professional Investors: Emprical experimental and Different Perspectives, Ph. D. Accounting Paper, Faculty of Humanities, Tarbiat Modares University

Technical committee of audit organization. Journal 160, Accounting standards. 20th edition, Audit Organization Publications. (In Persian).

Yoon, S. S. ؛Miller, G. A. (2002). Cash from operations and earnings management in Korea, *the International journal ofaccounting, 37,* 395-412.

Aghapoorgooybary,s. (2013). The effect of components of a 3, 4 ,5 parts model of cash flow statement on Earning management infirms enlisted in Tehran stock exchange. *MA Dissertation, Islamic Azad University, Central Tehran Branch*. (In Persian).

پژوهش‌های تجربی حسابداری

سال هفتم، شماره ۲۶، زمستان ۱۳۹۶، صص ۲۱۳ - ۲۳۳

بررسی تأثیرنظام راهبری شرکتی بر ارتباط بین جریان نقدی آزاد و بازده سهام شرکت

غلامرضا کردستانی*، رامین قربانی، نیکو خوانساری*****

تاریخ دریافت: ۹۵/۰۲/۰۳

تاریخ پذیرش: ۹۵/۰۶/۳۱

چکیده

تضاد منافع بین مدیران و سهامداران بر سر مساله توزیع سود سهام به خصوص زمانی که شرکت دارای جریان نقدی آزاد با اهمیتی است، شدت می‌گیرد. چنانچه جریان نقدی آزاد شرکت به صورت کارا سرمایه گذاری شود، بازده سهام افزایش خواهد یافت.

در این تحقیق تأثیر نظام راهبری شرکتی که نقش تعدیل کننده بر مساله نمایندگی داشته بر ارتباط بین جریان نقد آزاد و بازده سهام شرکت‌ها بررسی شده است. تحلیل داده‌های۱۱۲ شرکت تولیدی پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران برای دوره‌ی زمانی ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۲ نشان داد مالکیت نهادی اثر منفی معنادار و تمرکز مالکیت اثر مثبت معناداری بر ارتباط بین جریان نقد آزاد و بازده سهام دارند. همچنین، نتایج تحقیق حاکی از عدم تأثیر معنادار استقلال هیات مدیره بر ارتباط مذکور بوده است. در نهایت، نتایج تحقیق در حالت کلی نیز نشان داد نظام راهبری خوب می‌تواند هزینه‌های نمایندگی مرتبط با جریان نقدی آزاد را کاهش دهد.

واژه‌های کلیدی: جریان نقد آزاد، بازده سهام، راهبری شرکتی.

طبقه‌بندی موضوعی: M41

DOI: 10.22051/jera.2017.9443.1237

* دانشیار گروه حسابداری دانشگاه بین‌المللی امام خمینی (ره)، قزوین، (gkordestani@yahoo. com).

** دانشجوی دکتری دانشگاه بین المللی امام خمینی (ره)، قزوین، نویسنده مسئول، (ghorbani. ramin@yahoo. com).

*** کارشناسی ارشد حسابداری دانشگاه بین المللی امام خمینی (ره)، قزوین، (nikoo. khansari@yahoo. com).

مقدمه

با گذشت سال‌ها مدیران به عنوان نماینده سهام‌داران اداره شرکت را در دست گرفتند. این موضوع موجب ایجاد تضاد منافع بین مدیران و سهامداران و پیدایش مسئله نمایندگی می‌شود. یک بعد این تضاد منافع بین مدیران و سهامداران بر سر توزیع یا عدم توزیع سودنقدی است. این مساله به‌ویژه هنگامی شدت می‌گیرد که شرکت، جریان نقدی آزاد با اهمیتی ایجاد می‌کند (جنسن، ۱۹۸۶). دیدگاه‌های متفاوتی در مورد شیوه‌ی به‌کارگیری و استفاده ازجریان نقد آزاد وجود دارد. مدیران می‌توانند یا از طریق افزایش سود تقسیمی رضایت سهام‌داران را جلب کنند و یابا استفاده از فرصت‌های رشد مناسب، وجه نقد را در پروژه‌هایی با خالص ارزش فعلی مثبت سرمایه‌گذاری کرده و به این ترتیب باعث افزایش ثروت سهام‌داران خود گردند. از سوی دیگر، با توجه به تئوری تضاد منافع میان مدیران و مالکان، ممکن است برخی مدیران درصدد برآیند جریان نقد آزاد را در پروژه‌هایی با خالص ارزش فعلی منفی سرمایه‌گذاری کرده تا در کوتاه‌مدت بتوانند منافع شخصی خود را تأمین نمایند (حبیب، ۲۰۱۱).

یکی از متغیرهایی که می‌تواند نقش مهمی در کاهش هزینه‌های نمایندگی ناشی از جریان نقد آزاد ایفا کند، فرصت‌های سرمایه گذاری مناسب پیش‌روی شرکت است (حبیب، ۲۰۱۱). حبیب (۲۰۱۱) با بررسی تأثیر فرصت‌های رشد بر ارزش‌گذاری جریان نقد آزاد شرکت‌های استرالیایی نشان داد، بازار جریان‌های نقد آزاد شرکت‌هایی را که از فرصت‌های سرمایه گذاری مناسبی برخوردار هستند، بیشتر از جریان نقد آزاد سایر شرکت‌ها ارزش‌گذاری می‌کنند. یحیی‌زاده‌فر، شمس و پاکدینامیری (۱۳۹۲) نیز پس از بررسی این موضوع در ایران نشان دادند که فرصت‌های سرمایه گذاری مناسب، ارتباط بین جریان نقد آزاد و بازده سهام شرکت‌ها را به صورت مثبتی، تحت تأثیر قرار می‌دهد. چرا که در صورت وجود فرصت‌های سرمایه گذاری مناسب به عنوان یک عامل خود کنترلی، مدیران ابتدا ترجیح می‌دهند این وجوه را در پروژه‌هایی با خالص ارزش فعلی مثبت سرمایه‌گذاری کرده تا بر ارزش شرکت بیفزایند.

به لحاظ نظری، نظام راهبری شرکتی نقش مهمی در کاهش هزینه‌های نمایندگی و افزایش عملکرد شرکت‌ها ایفا می‌کنند. در واقع، نظام راهبری شرکتی قوی می‌تواند با محدود کردن

رفتار های فرصت‌طلبانه مدیران در ارتباط با جریان نقد آزاد، این وجوه را به سوی سرمایه‌گذاری در پروژه‌های سودآور سوق داده و در نتیجه باعث بهبود عملکرد شرکت شود.

از آنجایی‌که نظام راهبری شرکت‌ها می‌تواند بر دیدگاه سرمایه گذارن و اعتبار دهندگان در مورد استفاده بهینه از جریان نقد آزاد و در نتیجه ارزش‌گذاری مناسب‌تر قیمت سهام شرکت‌ها موثر واقع شود، این تحقیق در صدد است نقش تعدیل‌کنندگی‌نظام راهبری شرکتی بر ارتباط بین جریان نقد آزاد و بازده سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران را بررسی کند.

نوآوری این تحقیق بررسی تأثیر نظام راهبری شرکتی و نه عوامل خودکنترلی چون، فرصت‌های رشد بر ارتباط بین جریان نقد آزاد و بازده سهام است و به توسعه ادبیات مرتبط با نقش تعدیل کنندگی نظام راهبری شرکتی بر کاهش هزینه‌های نمایندگی کمک می‌کند.

مروری بر پیشینه تحقیق

تأثیر مالکیت نهادی بر ارتباط بین جریان‌های نقدی آزاد و بازده سهام

یکی از سازوکارهای راهبری شرکتی، ظهور سرمایه‌گذاران حقوقی به عنوان مالکین سرمایه است. با توجه به فرضیه نظارت کارآمد، به دلیل حجم ثروت سرمایه‌گذاری شده، نهادها احتمالا سرمایه گذاری خود را به صورت فعال مدیریت می‌کنند. بر اساس این نگرش سرمایه‌گذاران نهادی، سرمایه‌گذاران متبحری هستند که دارای مزیت نسبی در جمع آوری و پردازش اطلاعات دارند (حساس یگانه، مرادی و اسکندر، ۱۳۸۷). الیاسیانی (۲۰۰۸) معتقد است که سرمایه‌گذاران نهادی می‌توانند به عنوان یک سازوکار جایگزینی برای مالکیت مدیریت و اهرم مالی برای کاهش هزینه نمایندگی مرتبط با جریان نقد آزاد عمل کنند. سرمایه‌گذاران نهادی با توجه به مالکیت بخش قابل توجهی از سهام شرکت‌ها، توانایی اعمال نظارت بر اقدامات فرصت‌طلبانه مدیران را دارند. به گونه‌ای که با حل مساله نزدیک‌بینی مدیریت امکان استفاده مدیران از جریان نقد آزاد را در پروژه‌های سودآور بلندمدت فراهم می‌آورد (نمازی، حلاج و ابراهیمی، ۱۳۸۸). بنابراین، انتظار می‌رود سرمایه‌گذاران نهادی به دلیل داشتن وقت، انگیزه، و تخصص لازم با کاهش هزینه نمایندگی ناشی از جریان نقد آزاد، بر محتوای اطلاعاتی ارقام مالی بیفزایند و باعث واکنش مثبت بازده سهام به جریان نقد آزاد

شرکت‌ها شوند. بریکلی، لیز و اسمیت (۱۹۸۸) نشان دادند سرمایه گذاران نهادی با طرح‌های پیشنهادی مدیران که به نظر می‌رسد به منافع مالکان صدمه می‌زند، با احتمال زیادی مخالفت می‌کنند.

سرمایه گذاران نهادی می‌دانند که فروش بخش عمده‌ای از سهام یک شرکت بدون کاهش قیمت آن میسر نخواهد بود، بنابراین بسیاری از آنها به جای فروش عمده سهام و تحمل زیان مرتبط با آن، در پی نظارت اثربخش بر رفتار مدیران شرکت‌ها و در نتیجه بهبود بازده سهام شرکت خواهند بود و به همین دلیل، سرمایه گذاران نهادی در بسیاری از موارد، با مشارکت فعال سعی دارند در تصمیمات شرکت اعمال نظرکنند (نوروش، کرمی و وافی‌ثانی، ۱۳۸۸). کیو (۲۰۰۴) شواهدی را ارائه کرد که نشان می‌دهد، صندوق‌های سرمایه‌گذاری به عنوان یکی از سرمایه‌گذاران نهادی، می‌توانند سرمایه‌گذاری‌های نابخردانه و تحصیل دارایی‌های اضافی توسط مدیران شرکت‌هایی که فرصت رشد کم و جریان نقد آزاد بالایی دارند را کاهش دهند، به گونه‌ای که افزایش ۰/۰۵ سهام صندوق‌های سرمایه‌گذاری تقریبا ۰/۰۷ بیش سرمایه‌گذاری توسط مدیران این شرکت‌ها را کاهش می‌دهد. نتایج تحقیق چانگ، فرس و کیم (۲۰۰۵) نیز نشان داد که میزان مالکیت سهام‌داران نهادی نقش تعدیل‌کننده‌ای بر رابطه بین جریان نقد آزاد و میزان استفاده از اقلام تعهدی دارد.

تأثیر تمرکز مالکیت بر ارتباط بین جریان‌های نقدی آزاد و بازده سهام

زمانی که مالکیت در دست سهامداران عمده است، سیستم نظارتی متمرکز و زمانی که مالکیت توزیع شده باشد، سیستم نظارتی نامتمرکز خواهد بود. از آنجایی که تمرکز مالکیت، یکی از شاخص‌های مهم نظام راهبری شرکتی محسوب می‌شود، به نظر می‌رسد مالکان کنترل کننده نقش اساسی در رابطه با کاهش هزینه نمایندگی جریان نقد آزاد ایفا کرده و باعث افزایش ارزش شرکت شود (گاندر و کورسات، ۲۰۰۳). از سوی دیگر، تمرکز ثروت سهامدار در یک شرکت موجب می‌شود که سهامداران بزرگ در یک موقعیت با ریسک بیشتر، سرمایه‌گذاری کنند، زیرا معمولا آنان سبد سرمایه گذاری ندارند و تمامی سرمایه خود را در یک شرکت سرمایه گذاری کرده‌اند (گراسمن و هارت، ۱۹۸۰). از این‌رو برای بدست آوردن حداکثر بازده حاصل از سرمایه گذاری خود، انگیزه بسیار زیادی برای اعمال نظارت بر فعالیت مدیران دارند. لی (۲۰۱۰) با بررسی تأثیر تمرکز مالکیت بر بازده سهام شرکت‌های کره‌ای

نشان داد تمرکز مالکیت باعث افزایش بازده سهام شرکت‌ها می‌شود. اغلب سهامداران عمده به دلیل دید بلندمدت خود، بر مزایای نا شی از سرمایه گذاری جریان‌های نقد آزاد در پروژه‌های سودآور تأکید دارند که در نهایت آن را به صورت بازده نقدی بدست می‌آورند. برای رسیدن به این هدف، لازم است تصمیمات سرمایه گذاری مدیریت، به شیوه‌ای مناسب توسط سهامداران به صورت متمرکز نظارت شود تا از هزینه‌های ناشی از ناکارایی سرمایه گذاری جریان نقد آزاد جلوگیری شده و در نهایت ارزش شرکت افزایش یابد. محمدی، قالیباف و مشکی (۱۳۸۹) تأثیر مالکیت را بر بازدهی و ارزش شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران برر سی کردند و دریافتند یک رابطه مثبت خطی بین تمرکز مالکیت و بازده سهام شرکت‌ها وجود دارد. همچنین، مهدوی و میدری (۱۳۸۴) با بررسی تأثیر ساختار مالکیت و کارایی سرمایه گذاری شرکت‌های فعال در بورس تهران دریافتند، تمرکز مالکیت اثر مثبت معناداری بر بازدهی دارد. همچنین، آنان نشان دادند کارایی سرمایه گذاری در شرکت‌هایی با تمرکز مالکیت بالاتر، بیشتر ا ست. سجادی، خوانساری و قربانی (۱۳۹۴) به برر سی تأثیر نظام راهبری شرکتی بر ارزش آفرینی شرکت‌ها پرداختند. نتایج پژوهش آنان نشان داد که راهبری شرکتی اثر مثبت و معناداری بر ارزش آفرینی دارد. قابل ذکر است نتایج تحقیق آنان نشان داد که تمرکز مالکیت به عنوان جزئی از راهبری شرکتی اثر مثبت و معنادار و مالکیت نهادی اثر منفی و معناداری بر شاخص‌های عملکردی مدیریت مبتنی بر ارزش دارد. همچنین، نتایج آنان نشان داد استقلال هیات مدیره اثر معناداری بر ارتباط مذکور ندارد.

تأثیر استقلال هیات مدیره بر ارتباط بین جریان‌های نقد آزاد و بازده سهام

یکی دیگر از اجزای راهبری شرکتی، میزان استقلال هیات مدیره است. در تئوری نمایندگی، نظارت مهمترین وظیفه هیات مدیره است و استقلال هیات مدیره در افزایش کارایی وظیفه کنترلی، نقش مهمی ایفا می‌کند. ترکیب هیات مدیره به عنوان ابزاری کنترلی در شرکت، تعیین کننده قدرت هیات مدیره است. بنابراین، ترکیب هیات مدیره، عامل مهمی در توضیح توانایی اعضا برای انجام وظایف و کمک به عملکرد شرکت است (جوهانسون، دایلی و استرانگ، ۱۹۹۶).

از دیدگاه تئوری نمایندگی، حضور مدیران غیر موظف در هیات مدیره شرکت، به کاهش تعارضات منافع سهامداران و مدیریت شرکت کمک می‌کند زیرا، آنان از طریق ارائه رای

مستقل به هیات مدیره، نقش نظارتی را ایفا می‌کنند. بر خلاف مدیران موظف، مدیران غیر موظف از مدیریت شرکت مستقل هستند و به همین دلیل در ایفای نقش نظارتی خود موثرتر عمل می‌کنند. بنابراین، از دیدگاه نظری هنگامی که هیات مدیره از نسبت بالای اعضای غیر موظف تشکیل شده باشد، عملکرد شرکت ارتقا می‌یابد (نیکبخت، سیدی و هاشم‌الحسینی، ۱۳۸۹). دستگیر و هنرمند (۱۳۹۳) به بررسی تاثیر ساز و کارهای حاکمیت شرکتی بر کارایی مدیریت سرمایه در گردش پرداختند. بدین منظور متغیرهای مالکیت نهادی، تمرکز مالکیت سهامداران نهادی، تعداد اعضاء هیئت مدیره، استقلال اعضاء هیئت مدیره و تفکیک وظایف مدیر عامل و رئیس (نائب رئیس) هیئت مدیره به عنوان ساز و کارهای حاکمیت شرکتی و متغیرهای مدت زمان وصول مطالبات، مدت زمان نگهداری موجودی کالا، مدت زمان پرداخت بدهی‌ها و چرخه نقدینگی شرکت به عنوان معیارهای کارآیی مدیریت سرمایه در گردش در نظر گرفته شد. نتایج تحقیق آنان نشان داد ساز و کارهای حاکمیت شرکتی تا حدودی در بهبود کارایی مدیریت سرمایه در گردش اثرگذار است.

لیاوو چن (۲۰۱۲) نشان داد استقلال هیات مدیره نقش مهمی در محدود کردن بیش سرمایه‌گذاری شرکت‌ها دارد، به طوری که ارتباط مثبت بین جریان نقد آزاد و بیش سرمایه گذاری برای شرکت‌هایی با درصد استقلال هیات مدیره بیشتر، کاهش می‌یابد.

آپادای، هارگاوا و فیرکلوز (۲۰۱۴) نیز نشان دادند، استقلال هیات مدیره و اندازه هیات مدیره، با کاهش هزینه‌های نمایندگی باعث بهبود عملکرد شرکت می‌شود.

چی، چنگ و لیو (۲۰۱۵) به بررسی تأثیر سازوکارهای حاکمیت شرکتی بر مدیریت سود شرکتهای خانوادگی تایوان پرداختند. آنان از استقلال هیئت مدیره به عنوان شاخص حاکمیت شرکتی استفاده کردند. نتایج آنان نشان داد که مالکیت خانوادگی با مدیریت سود رابطه مثبت معناداری دارد. همچنین، نتایج آنان نشان داد که با افزایش استقلال هیئت مدیره، مدیریت سود در این شرکت‌ها کاهش می‌یابد به عبارت دیگر، در این تحقیق نیز نقش نظارتی راهبری شرکتی در سوءاستفاده از منابع تحت کنترل شرکت تأیید شد.

از طرفی، اغلب مدیران غیرموظف در سایر شرکت‌ها دارای سمت‌های اجرایی هستند، از این‌رو انگیزه بالایی برای کسب شهرت به عنوان متخصص در امر تصمیم‌گیری دارند. عدم همسویی انگیزه مدیران موظف برای استفاده از ثروت مالکان برای منافع شخصی خویش با

انگیزه مدیران غیرموظف برای کسب شهرت، باعث افزایش کارایی هیات مدیره و کاهش هزینه‌های نمایندگی خواهد شد (نوروش، کرمی و وافی‌ثانی، ۱۳۸۸).

وانگ، تسای و لین (۲۰۱۳) به بررسی تأثیر کارایی هیات مدیره بر هزینه‌های نمایندگی شرکت پرداختند. شواهد این تحقیق نشان می‌دهد با افزایش کارایی هیات مدیره هزینه‌های نمایندگی کاهش و ارزش شرکت افزایش می‌یابد. قابل ذکر است که در تحقیق آنان کارایی هیات مدیره با شاخص اندازه هیات مدیره سنجیده شده بود. الیاس و همکاران (۲۰۱۳) نیز به بررسی تأثیر کارایی هیات مدیره بر ارتباط بین جریان نقد آزاد و سود تقسیم شده شرکت‌ها در بورس مالزی پرداختند. آنها نشان دادند با افزایش استقلال هیات مدیره، ارتباط بین جریان نقد آزاد و سود تقسیمی افزایش پیدا می‌کند. در واقع هیات مدیره کارآمد به منظور جلوگیری از رفتارهای فرصت طلبانه مدیران، سعی در توزیع سود بیشتر داشته تا هزینه‌های نمایندگی ناشی از جریان نقد آزاد را کاهش دهند.

با توجه به مبانی نظری و پیشینه پژوهش، به منظور بررسی تأثیر نظام راهبری شرکتی بر ارتباط بین جریان نقد آزاد و بازده سهام، فرضیه‌های زیر تدوین شده است:

فرضیه اصلی: نظام راهبری شرکتی بر ارتباط بین جریان نقد آزاد و بازده سهام اثر مثبتی دارد.

فرضیه فرعی اول: مالکیت نهادی بر ارتباط بین جریان نقد آزاد و بازده سهام اثر مثبتی دارد.

فرضیه فرعی دوم: تمرکز مالکیت بر ارتباط بین جریان نقد آزاد و بازده سهام اثر مثبتی دارد.

فرضیه فرعی سوم: استقلال هیات مدیره بر ارتباط بین جریان نقد آزاد و بازده سهام اثر مثبتی دارد.

روش پژوهش

نتایج این تحقیق به حل یک مساله نمایندگی کمک می‌کند بنابراین از لحاظ هدف کاربردی و از لحاظ روش از نوع همبستگی است که بر مبنای داده‌های آرشیوی انجام شده است. در این تحقیق، برای تعیین نمونه‌ی آماری از روش حذف سیستماتیک استفاده شد؛

بدین صورت که از بین کلیه شرکت‌های موجود در پایان سال ۱۳۸۵ شرکت‌هایی که دارای شرایط زیر نباشند، حذف شده و شرکت‌های باقی مانده برای انجام آزمون انتخاب شدند:

۱. شرکت‌ها باید در طول سال مالی تداوم فعالیت داشته باشند.

۲. نمونه آماری شامل شرکت‌های واسطه‌گری مالی و سرمایه‌گذاری نباشد.

۳. شرکت هایی‌که سال مالی آنها به انتهای اسفند ماه ختم شود.

۴. اطلاعات مورد نیاز آن‌ها قابل دسترسی باشد.

تعداد ۱۱۲ شرکت در دوره‌ی ۱۳۹۲- ۱۳۸۵مبنای جمع آوری داده های مورد نیاز برای برآورد مدل‌های تحقیق قرار گرفتند. برای آزمون فرضیه ها از الگوی رگرسیون داده‌های ترکیبی استفاده شده است. برای تعیین نوع مدل داده‌های ترکیبی آزمون F لیمر و هاسمن انجام شد. آزمون هاسمن جهت تعیین الگوی اثرات ثابت در مقابل الگوی اثرات تصادفی استفاده می‌شود.

برای آزمون فرضیه‌های تحقیق به ترتیب از مدل‌های ۱ و ۲ استفاده شده است:

مدل (۱)

$$R_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \frac{E_{i,t}}{P_{i,t-1}} + \beta_2 \frac{D_{i,t}}{P_{i,t-1}} + \beta_3 Growth_{i,t} + \beta_4 \frac{FCF_{i,t}}{P_{i,t-1}} + \beta_5 Gov - Score_{i,t} + \beta_6 DUMGov - Score_{i,t} * \frac{FCF_{i,t}}{P_{i,t-1}} + \varepsilon$$

مدل (۲)

$$R_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \frac{E_{i,t}}{P_{i,t-1}} + \beta_2 \frac{D_{i,t}}{P_{i,t-1}} + \beta_3 Growth_{i,t} + \beta_4 \frac{FCF_{i,t}}{P_{i,t-1}} + \beta_5 Inst_{i,t} + \beta_6 DUM - Inst_{i,t} * \frac{FCF_{i,t}}{P_{i,t-1}} + \beta_7 Block_{i,t} + \beta_8 DUM - Block_{i,t} * \frac{FCF_{i,t}}{P_{i,t-1}} + \beta_9 Indep_{i,t} + \beta_{10} DUM - Indep_{i,t} * \frac{FCF_{i,t}}{P_{i,t-1}} + \varepsilon$$

تعریف متغیرهای تحقیق در نگاره (۱) ارائه شده است:

نگاره (۱): تعریف متغیرهای الگو

نماد	متغیر مورد بررسی	نماد	متغیر مورد بررسی
$R_{i,t}$	بازده سهام	$Dum\text{-}Inst_{i,t}$	متغیر مجازی مالکیت نهادی
$E_{i,t}$	سود هر سهم	$Block_{i,t}$	درصد تمرکز مالکیت
$D_{i,t}$	سود تقسیمی	$Dum\text{-}Block_{i,t}$	متغیر مجازی تمرکز مالکیت
$Growth_{i,t}$	فرصت‌های رشد	$Indep_{i,t}$	میزان استقلال هیات مدیره
$FCF_{i,t}$	جریان نقد آزاد	$Dum\text{-}Indep_{i,t}$	متغیر مجازی استقلال هیات مدیره
$Inst_{i,t}$	درصد مالکیت نهادی	$P_{i,t-1}$	قیمت سهام در ابتدای دوره
$Gov\text{-}score_{i,t}$	رتبه نظام راهبری شرکتی	$Dum\text{-}Gov\text{-}score_{i,t}$	متغیر مجازی رتبه نظام راهبری شرکتی

متغیرهای پژوهش

بازده واقعی سهام: بازده سهام نسبت کل عایدی حاصل از سرمایه گذاری در یک دوره معین نسبت به سرمایه گذاری است که طی آن دوره مصرف شده است. این متغیر از نرم افزار رهاورد استخراج شده است.

سود هر سهم: سود هر سهم از تقسیم سود خالص بر تعداد سهام در هر دوره بدست می‌آید.

سود تقسیمی: سود تقسیمی که از تقسیم سود قابل توزیع بر تعداد سهام در دست سهامداران در هر دوره بدست می‌آید.

فرصت‌های رشد: برای محاسبه فرصت‌های رشد در این تحقیق از نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام استفاده شده است (آدام و گویال، ۲۰۰۸؛ لوپز و ویسنته، ۲۰۱۰؛ حبیب، ۲۰۱۱).

جریان‌های نقدی آزاد: در این تحقیق، از مدل لن و پلسن (۱۹۸۹) برای تعیین جریان نقد آزاد واحد تجاری استفاده شده است. براین اساس، جریان نقد آزاد در هر دوره از رابطه زیر بدست آمده است:

FCF =INC - TAX- INTEP- CSDIV

در رابطه فوق، INC: سود عملیاتی قبل از استهلاک، TAX: کل مالیات پرداختی؛ INTEP: هزینه‌ی بهره‌ی پرداختی وCSDIV : سود سهام‌داران عادی پرداختی شرکت است.

در صد مالکیت نهادی: میزان مالکیت نهادی، از مجموعه سهام در اختیار بانک‌ها و بیمه‌ها هلدینگ‌ها، شرکت‌های سرمایه‌گذاری، صندوقهای بازنشستگی بر کل سهام منتشره شرکت بدست آمده است (خدادادی، قربانی و خوانساری، ۱۳۹۳؛ سجادی، خوانساری و قربانی، ۱۳۹۴).

ا ستقلال هیات مدیره: این متغیر از تقسیم تعداد اعضای غیرموظف بر کل اعضای هیات مدیره در هر دوره بدست است (خدامی پور و همکاران, ۱۳۹۳؛ سجادی، خوانساری و قربانی، ۱۳۹۴).

درصد تمرکز مالکیت: تمرکز مالکیت، براساس درصد سهام نگهداری شده توسط ۵ سهامدار عمده، محاسبه شده است (سجادی، فرازمند و نیک‌کار، ۱۳۹۲).

رتبه نظام راهبری شرکتی: برای تعیین رتبه نظام راهبری شرکتی، ابتدا شرکت‌ها بر اساس سه معیار مالکیت نهادی، استقلال هیئت مدیره و تمرکز مالکیت بر حسب چارک، رتبه بندی شدند. به گونه‌ای که، برای مشاهداتی که در چارکا صلی قرار دارند عدد ۴ و برای مشاهداتی که در چارک اول قرار گرفتند، عدد ۱ نسبت داده شده است. سپس، از جمع رتبه‌های بدست آمده بر اساس سه معیار مذکور رتبه نظامراهبری شرکتی برای هر سال- شرکت محاسبه شده است. بنابراین، بیشترین رتبه نظامراهبری شرکتی برابر ۱۲ و کمترین آن برابر با ۳ خواهد بود. از این متغیر برای آزمون فرضیه اصلی استفاده شده است (سجادی، خوانساری و قربانی، ۱۳۹۴). همچنین، به منظور بررسی تأثیر هر یک از متغیرهای مالکیت نهادی، استقلال هیات مدیره، تمرکز مالکیت و راهبری شرکتی بر ارتباط بین جریان نقد آزاد و بازده سهام از یک متغیر مجازی استفاده شده است. به این صورت که ابتدا میانه هر یک از متغیرهای مذکور محاسبه شده، سپس برای مشاهداتی که بزرگ‌تر از میانه نمونه بوده عدد یک و برای سایر مشاهدات عدد صفر در نظر گرفته شد.

یافته‌های پژوهش

آمار توصیفی

محاسبات آمار توصیفی مربوط به متغیرهای پژوهش، شامل میانگین، میانه، انحراف معیار، بیشینه و کمینه است که اطلاعات مرتبط با آن‌ها به طور خلاصه در نگاره (۲) نشان داده شده است.

نگاره (۲): آمار توصیفی متغیرهای پژوهش

متغیر	میانگین	میانه	بیشینه	کمینه	انحراف معیار
بازده	۰/۰۸۴۰	۰/۰۲۹۰	۰/۸۵۴	-۰/۳۵۴	۰/۲۹۲
سود هر سهم	۰/۱۶۵۲	۰/۱۵۸۰	۱/۹۶۱۵	-۰/۷۵۷۹	۰/۲۵۳۲
سود تقسیمی هر سهم	۰/۱۳۲	۰/۱۰۱	۰/۹۲۴	۰/۰۰۱۷	۰/۱۳۱
فرصت رشد	۱/۸۱۳	۱/۵۴۹۰	۴/۳۲۲	۰/۶۷۷	۰/۹۱۶
جریان نقد آزاد	۱۲/۹۳۹	۶/۳۰۰	۶۸/۳۵۳	-۵/۷۸۲	۱۶/۵۷۵
استقلال هیئت مدیره	۰/۶۰۲	۰/۶۰۰	۰/۷۱۴	۰/۶۰۰	۰/۰۱۴
تمرکز مالکیت	۰/۷۶۴۹	۰/۸۰۸	۰/۹۹۹	۰/۰۶۴	۰/۱۶۸۹
مالکیت نهادی	۰/۷۴۶	۰/۸۱۶۵	۰/۹۷۱	۰/۱۱۶	۰/۲۱۸
رتبه نظام حاکمیت شرکتی	۷/۵۸	۸	۱۲	۳	۲/۲۰

بررسی نتایج کمی آمار توصیفی نشان می‌دهد میانگین و انحراف بازده سهام به ترتیب، ۰/۰۸۴ و ۰/۰۲۹ است. همچنین، میانگین و میانه متغیر فرصت رشد نشان می‌دهد اکثر شرکت‌های بورس اوراق بهادار تهران از فرصت‌های رشد مناسبی برخوردار هستند. میانگین متغیر مالکیت نهادی نیز حاکی از این است که سهام اکثر شرکت‌های نمونه در اختیار شرکت‌های هلدینگ و سرمایه گذاران حقوقی است.

نتایج آزمون فرضیه ها

قبل از برازش الگوها آزمون F لیمر به منظور بررسی استفاده از روش داده‌های تابلویی با اثرات ثابت در مقابل روش داده‌های ترکیبی انجام شد که نتایج حاصل از آن مربوط به تمامی مدل‌هادر نگاره (۳) ارائه شده است.

نگاره (۳): نتایج آزمون F لیمر

مدل مورد بررسی	آماره	سطح خطا	روش پذیرفته شده
مدل (۱)	۱/۸۹۷	۰/۱۵۱۲	الگوی داده‌های تلفیقی
مدل (۲)	۱/۳۰۹	۰/۰۶۹۷	الگوی داده‌های تلفیقی

همانطوری که در نگاره ۳ قابل مشـاهده اسـت، نتایج حاکی از تأیید فرض H_0برای تمامی مدل‌ها اسـت؛ در نتیجه الگوی داده‌های تلفیقی پذیرفته شـده اسـت. از اینرو، تمامی مدل‌های پژوهش با اسـتفاده از الگوی داده‌های تلفیقی برآورد شـده‌اند. در ادامه نتایج مربوط به برآورد مدل‌ها ارائه شده است.

آزمون فرضیه اصلی

برای بررسی فرضیه اصلی از مدل ۱ استفاده شده است.

نگاره (۴): نتایج برآورد مدل ۱

$$R_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \frac{E_{i,t}}{P_{i,t-1}} + \beta_2 \frac{D_{i,t}}{P_{i,t-1}} + \beta_3 Growth_{i,t} + \beta_4 \frac{FCF_{i,t}}{P_{i,t-1}} + \beta_5 Gov - Score_{i,t} + \beta_6 DUMGov - Score_{i,t} * \frac{FCF_{i,t}}{P_{i,t-1}} + \varepsilon$$

متغیر	ضریب	آماره t	سطح خطا
سود هر سهم	۱/۰۴۳	۸/۷۸۹	۰/۰۰۰
سود تقسیمی هر سهم	۰/۵۸۳	۳/۹۴۸	۰/۰۰۰
فرصت رشد	۰/۰۷۲	۱۱/۷۲۹	۰/۰۰۰
جریان نقد آزاد	۰/۰۰۰۲	۳/۸۳۷	۰/۰۰۳
رتبه نظام راهبری شرکتی	۰/۰۳۱	۴/۹۹۲	۰/۰۰۰
جریان نقد آزاد * متغیر مجازی رتبه نظام راهبری شرکتی	۰/۰۱۱	۲/۴۸۹	۰/۰۳۷
عرض از مبدا	-۰/۵۴۰	-۱۳/۴۸۷	۰/۰۰۰
ضریب تعیین	۰/۸۱۲		
ضریب تعیین تعدیل شده	۰/۸۰۷		
آماره F	۱۷/۹۴۶		
سطح معناداری آماره F	۰/۰۰۰		
آماره دوربین – واتسون	۲/۰۲۶		

با نگاهی به نگاره ۴ و با توجه به آماره F و سطح خطای به‌دست آمده برای آن، می‌توان گفت که در سطح اطمینان ۹۹ درصد، در مجموع متغیرهای مستقل بر بازده سهام تأثیر معناداری دارند. همچنین با توجه به ضریب تعیین تعدیل شده به‌دست آمده برای مدل ۱، می‌توان بیان کرد که در مجموع، متغیرهای مستقل پژوهش بیش از ۸۰ درصد تغییرات متغیر وابسته را توضیح می‌دهند. در ادامه، به بررسی نتایج به‌دست آمده مربوط به فرضیه‌اصلی پژوهش پرداخته شده است. این فرضیه به بررسی تأثیر رتبه نظام راهبری شرکتی بر ارتباط بین جریان نقد آزاد و بازده سهام می‌پردازد. برای این منظور باید ضریب جریان نقد آزاد (β_4) با ضریب جریان نقد آزاد شرکت‌هایی با رتبه نظام راهبری شرکتی بیشتر (β_6) مقایسه شود. با توجه به نتایج بدست آمده از نگاره ۴، ضریب متغیر جریان نقد آزاد ۰/۰۰۰۲بوده که از ضریب متغیر جریان نقد آزاد برای شرکت‌های با رتبه نظام راهبری شرکتی بالاتر، (۰/۰۱۱) کوچکتر است. با توجه به سطح خطای هر دو متغیر که کمتر از ۰/۰۵ است، لازم است برای تعیین تفاوت معنادار بین ضرایب مذکور، از آزمون والد استفاده شود. نتایج حاصل از آزمون والد برای فرضیه اصلی در نگاره ۵ ارائه شده است.

نگاره (۵): بررسی تأثیر رتبه نظام راهبری شرکتی بر ارتباط بین جریان نقد آزاد و بازده سهام

تفاضل	خطای استاندارد	آماره F	سطح خطا
۰/۰۱۰۹	۰/۰۰۰۹	۷/۸۰۹	۰/۰۰۰

همان‌طور که در نگاره ۵ قابل مشاهده است، فرضیه صفر آزمون والد مورد تأیید قرار نمی‌گیرد. بنابراین، ضریب جریان نقد آزاد شرکت‌های با رتبه نظام راهبری شرکتی بالاتر به صورت معناداری بزرگتر از ضریب جریان نقد آزاد در سایر شرکت‌ها است. از این‌رو می‌توان نتیجه گرفت فرضیه اصلی تحقیق مورد تأیید قرار می‌گیرد.

آزمون فرضیه فرعی اول

برای بررسی فرضیه فرعی اول تا سوم از مدل ۲ استفاده شده است.

نگاره (۶): نتایج برآورد مدل ۲

$$R_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \frac{E_{i,t}}{P_{i,t-1}} + \beta_2 \frac{D_{i,t}}{P_{i,t-1}} + \beta_3 Growth_{i,t} + \beta_4 \frac{FCF_{i,t}}{P_{i,t-1}} + \beta_5 Inst_{i,t} + \beta_6 DUM - Inst_{i,t} * \frac{FCF_{i,t}}{P_{i,t-1}} + \beta_7 Block_{i,t} + \beta_8 DUM - Block_{i,t} * \frac{FCF_{i,t}}{P_{i,t-1}} + \beta_9 Indep_{i,t} + \beta_{10} DUM - Indep_{i,t} * \frac{FCF_{i,t}}{P_{i,t-1}} + \varepsilon$$

متغیر	ضریب	آماره t	سطح خطا
سود هر سهم	۰/۲۰۲	۵/۶۱۲	۰/۰۰۰
سود تقسیمی هر سهم	۲/۳۳۲	۱۱/۶۴۶	۰/۰۰۰
فرصت رشد	۰/۰۰۰۹	۰/۳۵۵	۰/۷۲۲
جریان نقد آزاد	۰/۰۰۰۲	۴۴/۵۳۰	۰/۰۰۰
مالکیت نهادی	-۰/۰۱۷	-۰/۹۲۴	۰/۳۴۲
جریان نقد آزاد * متغیر مجازی مالکیت نهادی	-۰/۰۰۲	-۲/۲۴۷	۰/۰۳۱
تمرکز مالکیت	۰/۳۴۲	۵/۶۵۷	۰/۰۰۰
جریان نقد آزاد * متغیر مجازی تمرکز مالکیت	۰/۰۱۱	۲/۴۲۲	۰/۰۴۸
استقلال هیات مدیره	-۰/۰۰۳	-۰/۰۸۹	۰/۹۵۲
جریان نقد آزاد * متغیر مجازی استقلال هیات مدیره	-۰/۰۰۰۲	-۱/۲۴۷	۰/۱۵۶
عرض از مبدا	-۰/۲۵۳	-۲/۶۱۹	۰/۰۳۵
ضریب تعیین	۰/۵۱۲		
ضریب تعیین تعدیل شده	۰/۴۹۲		
آماره F	۵۰/۲۰		
سطح معناداری آماره F	۰/۰۰۰		
آماره دوربین – واتسون	۲/۱۶		

با نگاهی به نگاره ۶ و با توجه به آماره F و سطح خطای به‌دست آمده برای آن، می‌توان گفت که در سطح اطمینان ۹۹ درصد، در مجموع متغیرهای مستقل بر بازده سهام تأثیر معناداری دارند. همچنین با توجه به ضریب تعیین تعدیل شده به‌دست آمده برای مدل ۲، می‌توان بیان کرد که در مجموع، متغیرهای مستقل پژوهش بیش از ۴۹ درصد تغییرات متغیر وابسته را توضیح می‌دهند. در ادامه، به بررسی نتایج به‌دست آمده مربوط به فرضیه‌های فرعی پژوهش پرداخته شده است.

فرضیه فرعی اول به بررسی تأثیر مالکیت نهادی بر ارتباط بین جریان نقد آزاد و بازده سهام می‌پردازد. برای این منظور باید ضریب جریان نقد آزاد (β_4) با ضریب جریان نقد آزاد

شرکت‌هایی با مالکیت نهادی بالاتر (β_6) مقایسه شود. با توجه به نتایج بدست آمده از نگاره ۶، ضریب متغیر جریان نقد آزاد۰/۰۰۰۲ بودهکه از ضریب متغیر جریان نقد آزاد برای شرکت‌های بادرصد مالکیت نهادی بالاتر، (۰/۰۰۲-) بزرگتر است. با توجه به سطح خطای هر دو متغیر که کمتر از ۰/۰۵ است، لازم است برای تعیین تفاوت معنادار بین ضرایب مذکور، از آزمون والد استفاده شود. لازم به توضیح است که از آزمون والد برای بررسی و اعمال محدودیت‌های خطی بر روی ضرایب الگو استفاده می‌شود (افلاطونی و نیکبخت، ۱۳۸۹). فرضیه صفر و فرضیه یک این آزمون به شرح زیر است:

H_0: اختلاف معناداری میان ضرایب متغیرهای مورد بررسی از لحاظ آماری وجود ندارد.

H_1: اختلاف میان ضرایب متغیرهای مورد بررسی، از لحاظ آماری معنادار است. نتایج حاصل از آزمون والد برای فرضیه فرعی اول در نگاره ۷ ارائه شده است.

نگاره (۷): بررسی تأثیر مالکیت نهادی بر ارتباط بین جریان نقد آزاد و بازده سهام

تفاضل	خطای استاندارد	آماره F	سطح خطا
۰/۰۰۱۸	۰/۰۰۰۹	۶/۱۰	۰/۰۱۳

همانطور که در نگاره ۷ قابل مشاهده است، فرضیه صفر آزمون والد مورد تأیید قرار نمی‌گیرد. بنابراین، ضریب جریان نقد آزاد شرکت‌های با مالکیت نهادی بالاتر به صورت معناداری کوچک‌تر از ضریب جریان نقد آزاد در سایر شرکت‌ها است. از این‌رو می‌توان نتیجه گرفت فرضیه فرعی اول در جهت معکوس مورد تأیید قرار می‌گیرد.

فرضیه فرعی دوم به بررسی تأثیر تمرکز مالکیت بر ارتباط بین جریان نقد آزاد و بازده سهام می‌پردازد. برای این منظور باید ضریب جریان نقد آزاد (β_4) با ضریب جریان نقد آزاد شرکت‌هایی با تمرکز مالکیت بالا (β_8) مقایسه شود. با توجه به نتایج بدست آمده از نگاره ۷، ضریب متغیر جریان نقد آزاد ۰/۰۰۰۲ بوده که از ضریب متغیر جریان نقد آزاد برای شرکت‌هایی با تمرکز مالکیت بالاتر، (۰/۰۱۱) کوچک‌تر است. با توجه به سطح خطای هر دو متغیر که کمتر از ۰/۰۵ است، لازم است برای تعیین تفاوت معنادار بین ضرایب مذکور، از آزمون والد استفاده کنیم. نتایج حاصل از آزمون والد برای فرضیه فرعی دوم در نگاره (۸) ارائه شده است.

نگاره (۸): بررسی تأثیر تمرکز مالکیت بر ارتباط بین جریان نقد آزاد و بازده سهام

تفاضل	خطای استاندارد	آماره F	سطح خطا
-۰/۰۱۰۸	۰/۰۰۰۹	۸/۵۶۵	۰/۰۰۹

همانطور که در نگاره ۸ قابل مشاهده است، فرضیه صفر آزمون والد مورد تأیید قرار نمی‌گیرد. بنابراین، ضریب جریان نقد آزاد شرکت‌های با تمرکز مالکیت بیشتر به صورت معناداری بزرگتر از ضریب جریان نقد آزاد در سایر شرکت‌ها است. از اینرو فرضیه فرعی دوم مورد تأیید قرار می‌گیرد.

فرضیه فرعی سوم به بررسی تأثیر استقلال هیات مدیره بر ارتباط بین جریان نقد آزاد و بازده سهام می‌پردازد. برای این منظور باید ضریب جریان نقد آزاد (β_4) را با ضریب جریان نقد آزاد شرکت‌هایی با درصد استقلال هیات مدیره بالا (β_{10}) مقایسه شود. با توجه به نتایج بدست آمده از نگاره ۶، ضریب متغیر جریان نقد آزاد ۰/۰۰۰۲ بوده که از ضریب متغیر جریان نقد آزاد برای شرکت‌هایی با درصد استقلال هیات مدیره بالاتر، (۰/۰۰۰۲-) بزرگتر است. اما با توجه به سطح خطای متغیر مجازی که بزرگتر از ۰/۰۵ است، می‌توان نتیجه گرفت استقلال هیات مدیره تأثیر معناداری بر ارتباط مذکور نداشته بنابراین، نیازی به استفاده از آزمون والد نیست و می‌توان گفت فرضیه فرعی سوم نیز مورد تأیید قرار نمی‌گیرد.

نتیجه‌گیری

جریان نقد آزاد نشان‌دهنده‌ی وجوهی است که شرکت پس از انجام مخارج لازم برای نگهداری یا توسعه‌ی دارایی‌ها، در اختیار دارد. هنگامی که مدیران واحد تجاری با جریان‌های نقد آزاد مواجه می‌شوند، در وهله اول مهم این است که آنان بتوانند وجوه مذکور را در پروژه‌های مناسب و پر بازده سرمایه‌گذاری کرده تا از این طریق برای مالکان خود ایجاد ارزش نمایند. به لحاظ تئوری، به دلیل مساله نمایندگی مدیران در صورت عدم نظارت کافی، به منظور حداکثر کردن منافع خود که الزاما در جهت منافع سهامداران نیست، انگیزه کافی برای سوء استفاده از جریان‌های نقد آزاد را خواهند داشت. هدف از این تحقیق بررسی تأثیر سازوکارهای حاکمیت شرکتی بر ارتباط بین جریان نقد آزاد و بازده سهام ا ست. در واقع در این تحقیق سعی شده است واکنش بازار به جریان نقد آزاد شرکت‌ها را با تأثیر عوامل نظارتی

راهبری شرکتی بر بازده سهام سنجیده شود. نتایج تحقیق در حالت کلی نشان داد ارزش جریان نقد آزاد شرکت‌ها تحت تأثیر سازوکارهای راهبری شرکتی قرار می‌گیرد.

نتایج تحقیق برخلاف مبانی نظری موجود نشـــان داد ســـرمایه گذاران جریان نقد آزاد شـــرکت‌هایی را که از درصـــد مالکیت نهادی بالاتری برخوردارند را کمتر از جریان نقد آزاد سایر شرکت‌ها ارزش‌گذاری می‌کنند. شاید بتوان دلیل چنین نتیجه‌ای را این‌گونه بیان کرد که در کشور ایران سهامداران نهادی به شرکت‌های تحت مالکیت خود اغلب به عنوان یک ابزار برای سودآوری نگاه کرده و از آن استفاده می‌کنند. در واقع، می‌توان گفت سهامداران نهادی در کشـــور ایران احتمالا دارای دیدی کوتاه‌مدت بوده از این‌رو، فاقد انگیزه لازم برای نظارت بر فعالیت فرصـــت‌طلبانه مدیراندر رابطه با پروژه‌های ســـرمایه گذاری هســـتند. عدم انگیزه لازم برای نظارت فعالیت‌های فرصـــت‌طلبانه مدیران، باعث افزایش هزینه‌های نمایندگی و در نتیجه کاهش بازده سهام می‌شود. نتایج این فرضیه با نتایج تحقیق الیاسیانی (۲۰۰۸) و کیو (۲۰۰۴) که نشـــان دادند مالکان نهادی می‌توانند به عنوان یک ابزار نظارتی جایگزین اهرم مالی در کاهش هزینه‌های نمایندگی نا شی از جریان نقد آزاد عمل کنند، مطابقت ندا شته لیکن، با نتایج تحقیق ســـجادی، خوانســـاری و قربانی (۱۳۹۴) مطابقت دارد. همچنین، نتایج تحقیق نشـــان داد ســـرمایه گذاران جریان نقد آزاد شـــرکت‌هایی را که از تمرکز مالکیت بالاتری برخوردارند را بیشـــتر از جریان نقد آزاد سایر شرکت‌ها ارزش‌گذاری می‌کنند. در واقع، نتیجه این فرضیه نشان می‌دهد اغلب ســـهامداران عمده در بورس اوراق بهادار تهران به دلیل دید بلندمدت خود، بر مزایای ناشـــی از ســـرمایه گذاری جریان‌های نقد آزاد در پروژه‌های ســـودآور تأکید دارند. از این‌رو، ســـرمایه گذاری خود را به شـــیوه‌ای کارآمد مدیریت کرده و نقش نظارتی خود در ارتباط با کاهش هزینه‌های نمایندگی ناشـــی از جریان نقد آزاد را به خوبی ایفا می‌کنند. این نتیجه گیری با نتایج حاصـــل از تحقیق لی (۲۰۱۰) در بورس کره و نتایج محمدی و همکاران (۱۳۸۹) در بورس ایران که نشـــان دادند افزایش تمرکز مالکیت باعث افزایش بازدهی می‌شـــود، مطابقت دارد.

همچنین علاوه بر این، برخلاف مبانی نظری، نتایج تحقیق نشـــان داد ارزش جریان نقد آزاد در شرکت‌هایی با درصد بالاتر استقلال هیات مدیره نسبت به سایر شرکت‌ها تفاوت معناداری ندارد. شاید یکی از دلایل احتمالی حصول چنین نتیجه‌ای در بورس اوراق بهادار تهران را بتوان چنین توجیه کرد که تقریبا در تمامی تحقیقات از جمله تحقیق حاضـــر، نســـبت اعضـــای

غیرموظف هیات مدیره به عنوان شاخص استقلال هیات مدیره در نظر گرفته شده است. در حالی که ممکن است در اثر عواملی نظیر روابط فامیلی، وابستگی‌های شغلی و... اعضای غیر موظف واقعا مستقل نباشند و منافع شرکت با منافع آن‌ها گره خورده باشد. عضویت همزمان اعضای غیرموظف در هیات مدیره چند شرکت نیز ممکن است از دیگر دلایل کاهش اثربخشی آن باشد (مورک و همکاران، ۱۹۸۸). نتایج این فرضیه با نتایج تحقیق لیاو و چن (۲۰۱۲) و آپادای، هارگاوا و فیرکلوز (۲۰۱۴) که نشان دادند استقلال هیات مدیره با محدود کردن فعالیت‌های فرصت‌طلبانه مدیران در ارتباط با جریان نقد آزاد باعث افزایش ارزش شرکت می شود، مطابقت ندارد. در نهایت، نتیجه فرضیه نا شی از تأثیر رتبه‌بندی نظام راهبری شرکتی بر ارتباط بین جریان نقد آزاد و بازده سهام نشان داد که در مجموع، سازوکارهای راهبری شرکتی در نظر گرفته شده در این تحقیق، تأثیر مثبت معناداری بر ارزش‌گذاری جریان نقد آزاد شرکت‌ها دارند. این نتیجه مطابق نتیجه تحقیق چی، چنگ و لیو (۲۰۱۵) و سجادی، خوانساری و قربانی (۱۳۹۴) است.

پیشنهادهای کاربردی

در پایان با توجه به نتایج پژوهش، پیشنهادهای کاربردی زیر ارائه می‌شود:

۱- به سرمایه‌گذاران بلقوه توصیه می شود در ارزش گذاری سهام شرکت‌ها، نه‌تنها به میزان جریان نقد آزاد بلکه به عوامل موثر بر نحوه‌ی استفاده از جریان نقد آزاد نیز توجه شود زیرا، تصمیم‌گیری‌هایی که از جانب مدیریت در قبال چنین وجوهی اتخاذ می‌شود، می‌تواند تا حد زیادی کارایی مدیریت را در استفاده بهینه از این منابع در فرصت‌های سرمایه‌گذاری مناسب تعیین کند. به گونه‌ای که با افزایش تمرکز مالکیت در یک شرکت استفاده بهینه از جریان نقد آزاد بیشتر و با افزایش مالکان نهادی، هزینه‌های ناشی از عدم استفاده بهینه این وجوه افزایش می‌یابد.

۲- به اعتباردهندگان نیز توصیه می‌شود در تصمیمات مربوط به اعتبار دهی به شرکت‌ها، نه‌تنها جریان نقد آزاد بلکه ساختار مالکیت را نیز مد نظر قرار دهند. به گونه‌ای که، برای دادن اعتبار به شرکت‌هایی که در صد مالکیت نهادی بیشتری دارند، محدودیت‌های بیشتری اعمال کنند.

۳- همجنین به اعتباردهندگان و سرمایه گذاران توصیه می‌شود در تصمیمات مربوط به سرمایه گذاری و اعتبار دهی به شرکت‌های موجود در بورس اوراق بهادار تهران استقلال واقعی اعضای هیات مدیره (که مبتنی بر روابط واقعی اعضای هیات مدیره با شرکت است) و نه الزاما غیر موظف بودن را مد نظر قرار داده تا بتوان ارزیابی بهتری از کارایی واقعی اعضای هیات مدیره به عمل آورده و در تصمیمات خود لحاظ کنند.

پیشنهادهایی برای تحقیق‌های آتی

۱- بررسی ارتباط سایر عوامل کنترلی شرکت‌ها همچون کیفیت حسابرسی داخلی بر ارتباط بین جریان نقد آزاد و بازده سهام

۲- بررسی تأثیر مکانیزم‌های راهبری شرکتی بر کارایی سرمایه‌گذاری

۳- انجام تحقیق حاضر به تفکیک صنایع و در طی دوره‌های مختلف چرخه عمر

منابع

Adam, T. , and. Goyal. V. (2003). The Investment Opportunity set and it's Proxy Variables. Available at: *www. SSRN. com.*

Aflatuni, A, And Nikobahkt, L. (2011). Econometrics in the application of Accounting Research, Financial Management and Economic Sciences, Tehran, Press cheshmeh. (in Persian)

Alias, N. , Abdul Rahim, R. , Mat nor, F. & Hasimi Yaacob, M. (2013). Board structure, free cash flow and dividend per share: is there interaction effect?,*Proceedings of 23rd International Business Research Conference*, 18 - 20 November, 2013, Melbourne, Australia, ISBN: 978-1-922069-36-8.

Armstrong, C. S. , Blouin, J. L. , Jagolinzer, A. D. (2015). Corporate governance, incentives, and tax avoidance, *journal of Accounting and Economics, 60,* 1-17.

Chen, S. & Liao, Z. (2012). Free cash flow and over-investment: the moderating role of the characteristics of independent director, *Advances in information Sciences and Service Sciences) AISS) , 4 (3):* 147-158.

Chi, C. W. , Hung, K, Cheng, H. W. , Lieu, and P. L. (2015). Family firms and earnings management in Taiwan: Influence of corporate governance**,** *International Review of Economics & Finance, Volume 36*, Pages 88-98.

Chung, R, Firth, M & Kim, J. B. (2005). Earnings management, surplus free cash flow and external monitoring. *Journal of Business Research*, *58*: 766–776.

Dastgir, M. , Honarmand, M. , (2015). The effect on the efficiency of working capital management mechanisms of corporate governance of listed companies in Tehran Stock Exchange. *Journal of Management Accounting Research, 7 (23)* , 69-88. (In Persian)

Dittmar,A. andDuchin, R. (2016). Looking in the Rearview Mirror: The Effect of Managers' Professional Experience on Corporate Financial Policy. *Review of Financial Studies,Volume 29*, Issue 3: 565-602.

Grossman, S. and Hart. O. (1980). Takeover bids, The Free-sider problem and the theory of the corporation. *Bell journal of economics*, *11*: pp: 42-64.

Habib,. A. (2011). Growth Opportunities, Earnings Permanence and the Valuation of Free Cash Flow. *Journal of Australasian Accounting Business and Finance*, *5* , 99-122.

Hsasyganh, J. , Moradi, M. and Askandari, H. (2009). The Relationship between institutional investors value the company, *Iranian Accounting and Auditing Review, 11 (52)* , 107-123. (In Persian)

Jensen, M. (1986). Agency costs of free cash flow, corporate finance, and takeovers. *AmericanEconomic* Review,76 (2): 329-7423.

Johnson, J. L. , Daily, C. M. and Ellstrang, A. E. (1996). Boards of Directors: A review and research agenda. *Journal of Management, 22*, pp: 409-438.

Khodadadi, V. , Ghorbani, R. And Khansari, N. (2015). Effect of ownership structure on audit fees. *Iranian Accounting and Auditing Review, 21*, 57-72. (In Persian)

Lee, S (2010). Ownership Structure and Financial Performance: Evidence from Panel Data of South Korea, University of Utah, Department of Economics, *Working Paper*. No. 17.

Lehn, K. , and Poulsen, A. (1989). Free Cash Flow and Stockholders Gains in Going Private Transaction. *Journal of Practice and Theory, 44 (3):* 771-787.

Lopez, I. , F. Vecente. C. (2010). Do leverage, dividend payout, and ownership concentration influence firms' value creation? Emerging markets finance and trade. *Journal of Business Research. 46 (3):* 80 – 94.

Mahdavi, A. and Mydry, A. (2006). Ownership structure and performance of firms active in the Tehran Stock Exchange. *Accounting Research, 71*, 103-132. (In Persian)

Mehrani, S. And Bagheri, B. (2010). Effect of free cash flow and management of institutional shareholders in companies listed in Tehran

Stock Exchange. *Financial Accounting Research, 1 (2)* , 50-71. (in Persian)

Mohammadi, Shr, Ghalibaf Asl. H. , Moshki. M. (2011). Effect of ownership structure (concentration and composition) on the performance and value of companies listed on the Tehran Stock Exchange. *Financial Research, 11 (28)* , 69-88. (In Persian)

Nikbakht, MR, Seyedi, A. And Hashem AlSayed, R. (2011). The effect of board characteristics on firm performance. *The journal Advances in Accounting, University of Shiraz, 2 (1)* , 251-270. (In Persian)

Noravesh, I. , Karimi, Gh, R. , and Vafi Sani, J. (2010). Review the mechanisms of the strategic relationship between the company and the agency costs of listed companies in Tehran Stock Exchange. *Accounting Research, 1*, 1-27. (In Persian)

Prayer, M. , Hallaj, Muhammad. Abraham, Sh. (2010). The relationship between institutional ownership with current and future financial performance of companies listed in Tehran Stock Exchange. *Iranian Accounting and Auditing Review, 16 (58) ,* 113-131. (In Persian)

Qiu, L.) 2004 (. Which institutional investors monitor? Evidence from acquisition activity. *Unpublished working. paper*, Brown University.

Sajadi, H. , Farazmand, H. And NIkKar, J. (2014). Effect of ownership structure on the fees and investment risks in firms, Accounting and Auditing Research, (20) 5, 29-56. (In Persian)

Sajadi, H. , Khansar N. And Ghorbani. R. , (2016). The Role of Corporate Governance on value creation mechanisms with an emphasis on value-based management approach. *Applied Research in Financial Accounting, 3 (5)* , 23-46. (In Persian)

Upadhyay A. D. , Bhargava, R. , & Faircloth S. D. (2014). Board structure and role of monitoring committees, *Journal of Business Research, 67:* 1486-1492.

Wang, Y. C. , Tsai, J. J. , Lin, H. W. W. (2013). The Influence of Board Structure on Firm Performance. *Global Business Management*, 9 (2): 7-14.

Yahyazadehfar, M. , Shams, sh. And pakdin Amiri, M. , (2014). Effect of growth in free cash flow valuation study. *Iranian Accounting and Auditing Review,20 (1)* , 113-132. (In Persian).

Corporate Governance and Relation between Free Cash Flow and Return

Gholamreza Kordestani[*], Ramin Ghorbani[**], Nikoo Khansari[***]

Received : 2016/04/22
Approved: 2016/09/21

Abstract

Conflict of interests usually occurs between management and shareholders on dividend and more severely in firms with significant free cash flow. If free cash flow is invested efficiently, stock return will be increase. This study investigates the effect of corporate governance , as an adjusting factor of agency issue, on the relation between free cash flow and stock return. The sample consists of 112 firms listed in Tehran Stock Exchange for the period from 2006 to 2013. The results show that institutional ownership and ownership concentration have respectively significant negative and significant positive effects on relation between free cash flow and stock return. Also, the results show that the board independence has no significant effect on relation between free cash flow and stock return. Generally results indicate that good corporate governance can decrease agency costs of free cash flow.

Keywords: stock return, free cash flow and corporate governance.
Jel clacification: M41

DOI: 10.22051/jera.2017.9443.1237
[*] Associate Professor of Faculty of Social Sciences, Imam Khomeini International University of Ghazvin, Ghazvin, Iran, (gkordestani@yahoo.com) ,
[**]Ph.D. Student, Faculty of Social Sciences, Imam Khomeini International University of Ghazvin, Ghazvin, Iran, corresponding author, (ghorbani.ramin@yahoo.com) ,
[***]MSc, Faculty of Social Sciences, Imam Khomeini International University of Ghazvin, Ghazvin, Iran, (nikoo.khansari@yahoo.com).

The Relation between Operating Cash Flows based on the Five-section Model and Return on Investment based on the Four-section Model of Cash Flow Statement with Earnings Persistence

Yadollah Tariverdi[*] , Ahmadreza Madadpoor[**]

Received : 2016/02/25
Approved: 2016/06/11

Abstract

The aim of this study is to investigate the relation between operating cash flows based on five-section model and return on investment based on four-section model of cash flow statements with the earnings persistence. The sample consists of 171 firms listed in Tehran Stock Exchange during a 6 years period from 2008 to 2014. Data analysis is performed through Eviews software, consolidated structure (panel) , generalized least squares method (GLS) , weighted cross section framework, and using time fixed effects. The results show that both operating cash flows based on five-section model and returns on investment based on four-section model have positive significant effects on earning persistence. As a comparative result, return on investment based on four-section model has more effects on earning persistence than operating cash flows based on five-section model. According to the results, financial decision makers and analysts can more correctly test earning persistence of firms by simple changes and simply arranging some elements and converting operating cash flows based on five-section model into return on investment based on four-section model.

Keywords: operating cash flows based on five-section model, return on investment based on four-section model, earnings persistence
Jel clacification: M40, M41.

DOI: 10.22051/jera.2018.8865.1179

* Assistant Professor of Accounting, Faculty of Economics and Accounting, Central Tehran Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran. (Tariverdi76ir@yahoo.com) ,
** MSc. in Accounting, Faculty of Economics and accounting , Central Tehran Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran, corresponding author, (ahmadrezamadadpoor@yahoo.com).

Macro-economic Modeling and Forecasting Using Aggregate Earnings and Management Earnings Forecasts

Sajad Naghdi*, Gholamhossein Assadi, Mohammad Noferesti***, Alireza Fazlzadeh*****

Received : 2017/05/30
Approved: 2017/10/08

Abstract

Accounting earnings, as a comprehensive item, represent corporate performance. Furthermore, one of the main approaches in the voluntary disclosure researches is that earnings forecasts of firm managers as insiders with access to confidential information may be a timely indicator of current and future economic status of the firm. Therefore, this research is aimed to investigate whether total accounting income, including net or gross, beside some management disclosures like earnings forecast, is an indicator of economic variables like inflation rate or unemployment rate, or not? The sample includes 88 firms listed in the Tehran stock exchange during the years from 2006 to 2016. To answer the research question, three models based on neural network, genetic algorithm, and particle swarm optimization algorithm are designed and their results are compared. Results indicate that using genetic and particle swarm optimization algorithm is an effective way in instruction of neural network. The results also indicate that total accounting income is accounted for as an effective indicator of economic variables. Overall, the findings emphasize the importance of accounting information in macroeconomic.

Keywords: Unemployment rate, Inflation rate, Artificial intelligence models.
Jel clacification: M41 ،E37 ،C02

DOI: 10.22051/jera.2017.15739.1688

* PhD Student of Accounting, Shahid Beheshti University, Tehran, Iran, (sajad. nagdi@yahoo.com) ,
** Associate Professor of Accounting, Shahid Beheshti University, Tehran, Iran, Corresponding author, (H-Assadi@sbu.ac.ir)
*** Associate Professor of Economics, Shahid Beheshti University, Tehran, Iran, (M-noferesti@sbu.ac.ir).
**** Associate Professor of Accounting, University of Tabriz, Tabriz, Iran, (Fazlzadeh-acc@yahoo.com).

Managerial Overconfidence and Earning Forecast Errors

Sasan Mehrani*, Mansour Taheri**

Received : 2015/11/23
Approved: 2016/04/13

Abstract

In accounting literature, earnings forecast accuracy has always been very important to financial statement users. There are many factors influencing earnings forecasts, including overconfidence that has an important role in earnings forecasts accuracy. Hence, the purpose of this study is examining the effect of managerial overconfidence on management earnings forecasts. The sample consists of 112 firms listed in Tehran stock exchange during 2007 to 2013. To measure managerial overconfidence, CAPEX and Over-Invest are used as two criteria related to investment decisions. To calculate earnings forecast errors, the difference between real earnings per share and forecast earnings per share has been divided by absolute value of forecast earnings per share. Research hypothesis is tested using ordinary least squares method. Findings show that there is a positive significant relationship between the both criteria of managerial overconfidence and management forecast errors. In other words, managers with overconfidence have more forecast earnings. Since managerial overconfidence impacts on their forecast, investors should consider this factor when they are evaluating investments.

Keywords: Managerial Overconfidence, Earnings Forecasts, Financial Information
Jel clacification: M41، M49

DOI: 10.22051/jera.2017.7386.1072
* Associate Professor of Accounting, University of Tehran (smehrani@ut.ac.ir)
** MSc. of Accounting, University of Tehran, corresponding author, (Mansourtaheri50@gmail.Com)

Real Activities Earnings Management And Credit Ratings

Sauber Sheri Anaghiz*, Maysam Ahmadvand, Reihaneh Larijani*****

Received : 2015/11/09
Approved: 2016/02/16

Abstract

The purpose of this research is to examine the relationship between real activities earnings management and credit ratings in a sample of 76 firms listed in Tehran stock exchange during 2008 to 2014. Considering the absence of international credit rating agencies in Iranian financial market, this paper firstly calculates credit ratings of selected firms using the emerging market score (EMS) model. Then it applies a multivariate regression model in which dependent variable is credit rating and independent variables are abnormal cash flows from operations, abnormal production costs and abnormal discretionary expenditures. This study which analyzes observational data, is an "applied" and "descriptive, post events and causal comparative" research from objective and data collecting method viewpoints, respectively. Results suggest that there is no significant relationship between abnormal cash flows from operations and credit rating, but abnormal production costs and abnormal discretionary expenditures have significant negative relation with credit ratings of the firms.

Keywords: Credit Rating, EMS Model, Real Activities Earnings Management, Abnormal Discretionary Expenditures.
Jel clacification: G24, G33

DOI: 10.22051/jera.2017.7329.1060

* Associate Professor of Allameh Tabataba'i University, (accountingsheri@yahoo.com) ,
** Ph.D. Student in Finance at Allameh Tabataba'i University, Corresponding Author, (maysam.21989@gmail.com) ,
*** Ph.D. Student in Economics at University of Tabriz, (larijani.r@gmail.com).

Cash Effective Tax Rate as a Criterion of Tax Avoidance or Earnings Management

Fraydoon Rahnamay Roodposhti*, Zahra Dianati Deylami, Fatemah Sadat Fakhari*****

Received : 2015/04/25
Approved: 2015/09/06

Abstract

The purpose of this paper is to examine whether cash effective tax rate is a suitable criterion for measuring tax avoidance? The sample includes 102 firms (including 714 firm-year observations) with positive pre-tax income and listed in Tehran Stock Exchange (TSE) for the period from 2005 to 2912. To test hypotheses, panel data method is used. Results suggest that the cash effective tax rate is not a suitable criterion to measure tax avoidance; because, this rate reflects two distinct effects of tax avoidance and upward earnings management at the same time. This is due to the pre-tax income in denominator which can be affected by activities designed to manage pre-tax income. Using this rate for measuring tax avoidance in researches affected also by earnings management, may distort the results.

Keywords: Tax Avoidance, Cash Effective Tax Rate, CFO Effective Tax Rate, Upward Earnings Management.
Jel clacification: G34.

DOI: 10.22051/jera.2017.2802
* Professor of Accounting and Finance Department, Science and Research Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran, (rahnama.roodposhti@gmail.com) ,
** Associate Professor at Kharazmi University, (diana@tikhu.ac.ir) ,
*** MSc. Kharazmi University, corresponding author, (fatimafsf2010@yahoo.com).

The Relation between Intangible Assets and Human Capital Reporting

Elham Hasaniazar[*], Ali Rahmani [**]

Received : 2016/10/07
Approved: 2017/02/13

Abstract

This study is aimed to investigate the relation of upward earnings management incentives and corporate governance system to asymmetric expense behavior. This research uses the relation of logarithm of SG&A ratio and logarithm of operating revenue ratio to measure the asymmetric expense behavior. The corporate governance system is measured by 7 variables including board size, the percentage of nonexecutive directors ownership, the percentage of institutional shareholder ownership, ownership concentration, the percentage of major shareholders ownership, the percentage of management ownership, auditor type and a combined proxy. Return on assets (ROA) rate and changes of net income to total assets ratio are used to measure upward earnings management incentives. The sample consists of 98 firms listed in Tehran Stock Exchange (TSE) during the period from 2005 to 2014 considering certain criteria. GLS- pooled method is run to analyze data. The results reveal that expense behaves asymmetric on average. Additionally, expense behaves symmetric in firms with upward earnings management incentives with an annual Lag in comparison with others. Corporate governance system has no significant relation to expense behavior on average. This system does not increase asymmetric behavior of expense in firms with upward earnings management incentives.

Keywords: Intangible Assets, Human Capital, Human Capital Reporting
Jel clacification: G34, M41

DOI: 10.22051/jera.2017.12066.1461

* Ph.D. Student of accounting and lecturer at Alzahra University, corresponding author, (hasaniazar@yahoo.com) ,
** Professor of Accounting Department at Alzahra University, (rahmani.ali@gmail.com).

Fair Value in Financial Reporting and Improvement of Accounting Information Value Relevance

Samira Hajikermani[*], Mahmoud Moeinadin[**], Forough Heirany[***]

Received : 2016/06/16
Approved: 2016/10/01

Abstract

This study investigates the difference between accounting information value relevance in the firms using fair value and firms using cost basis in their Financial Reports. This study is an "applied", "descriptive-correlation" and "post events and quantitative" research from objective, execution method, and nature viewpoints, respectively. The sample consists of 95 firms listed in Tehran Stock Exchange during the years from 2008 to 2014. After collecting data and calculation of the basic variables, all of the hypotheses of research are tested using simple and multiple linear regressions based on data panel model. The results show that the value relevance of earnings per share and synchronic value relevance of earnings per share and book value in firms using Fair value method is more than firms using historical cost system.

Keywords: Fair value, Historical cost, financial reports, Value relevance of the accounting information.
JEL Classification: M41

DOI: 10.22051/jera.2017.10363.1307
*MSc in Accounting, Islamic Azad University, Yazd Branch, corresponding author, (kermanisamira@yahoo.com).
**Associate Professor and Faculty Member, Islamic Azad University, Yazd Branch, (mahmoudmoein@gmail.com).
***Assistant Professor and Faculty Member, Islamic Azad University, Yazd Branch, (heiranyforough@gmail.com).

Corporate Governance and The Relation between Product Market Competition and Audit Fees

Mohammad Moradi*, Fatemeh Mohaghegh**

Received : 2016/10/14
Approved: 2017/01/23

Abstract

The aim of this study is to investigate the impact of corporate governance on the relationship between product market competition and audit fees. TOPSIS method is used to make a ranking index of firms based on corporate governance. The index includes six factors: board of director size, board independence, CEO tasks duality, institutional ownership, ownership concentration and independent auditors. The sample includes firms listed in Tehran Stock Exchange (TSE) and Iran Fara Bourse (IFB) market during 2009 to 2014. Findings indicate that there is a positive significant relationship between product market competition and audit fees and corporate governance mechanisms have the reverse effect on this relation and reduce the strength of this relationship.

Keywords: Product Market Competition; Audit Fees; Corporate Governance.
Jel classification: M41

DOI: 10.22051/jera.2017.12157.1469
* Assistant Professor, Department of Accounting, Faculty of Management, University of Tehran, corresponding author, (moradimt@ut.ac.ir).
** Ph.D Student of University of Tehran (College of Farabi), (mohaghegh71@ut.ac.ir).

Corporate Transparency and Impact of Investor Sentiment on Stock Prices

Javad Shekarkhah*, Ghasem Bulu, Asem Hazrati*****

Received : 2016/10/08
Approved: 2017/01/17

Abstract

This study is aimed to examine the effects of corporate transparency (measured by some proxies including accruals-based earnings management, audit opinions, the quality of audit firms, state ownership and the related party transactions) on the investors' optimism and pessimism toward stock prices, which usually occur due to difficulties in firm valuations. To highlight the important role of corporate transparency in decision making of investors, we test five hypotheses. For this purpose, monthly data of 70 firms listed in Tehran Stock Exchange during the period from 2009 to 2014 is analyzed through the time series analysis. The findings approves the first, second, fourth and fifth hypotheses suggesting more effects of investor sentiment on stock prices in firms with more accruals-based management, unqualified audit reporting, more related party transactions and State-controlled firms, as compared to firms with less accruals-based management, qualified audit reporting, less related party transactions, and private companies. Also, in respect to the third hypothesis which is not confirmed, the findings show that there is no significant difference between investor sentiment effects on stock prices in firms audited by the Audit Organization and those of firms audited by the other audit institutions. As a whole, the findings confirm the important role of corporate transparency in mitigating the effects of investor sentiment on stock prices.

Keywords: Investor sentiment, stock prices, corporate transparency
Jel clacification: G14

DOI: 10.22051/jera.2017.12034.1458

* Faculty member at Allameh Tabataba'i University, (j_shekarkhah@yahoo.com) ,
** Faculty member at Allameh Tabataba'i University, (bolo_gh@yahoo.com) ,
*** MSc. Allameh Tabataba'i University, (hazraty.asem@yahoo.com).

Table of content

Corporate Transparency and Impact of Investor Sentiment on Stock Prices……..1
Javad Shekarkhah ,Ghasem Bulu ,Asem Hazrati

Corporate Governance and The Relation between Product Market Competition and Audit Fees……..33
Mohammad Moradi ,Fatemeh Mohaghegh

Fair Value in Financial Reporting and Improvement of Accounting Information Value Relevance……53
Samira Hajikermani ,Mahmoud Moeinadin ,Forough Heirany

The Relation between Intangible Assets and Human Capital Reporting……..73
Elham Hasaniazar ,Ali Rahmani

Cash Effective Tax Rate as a Criterion of Tax Avoidance or Earnings Management……93
Fraydoon Rahnamay Roodposhti ,Zahra Dianati Deylami ,Fatemah Sadat Fakhari

Real Activities Earnings Management And Credit Ratings…….117
Sauber Sheri Anaghiz **,**Maysam Ahmadvand **,**Reihaneh Larijani

Managerial Overconfidence and Earning Forecast Errors……..147
Sasan Mehrani ,Mansour Taheri

Macro-economic Modeling and Forecasting Using Aggregate Earnings and Management Earnings Forecasts……165
Sajad Naghdi ,Gholamhossein Assadi ,Mohammad Noferesti ,Alireza Fazlzadeh

The Relation between Operating Cash Flows based on the Five-section Model and Return on Investment based on the Four-section Model of Cash Flow Statement with Earnings Persistence……..191
Yadollah Tariverdi , Ahmadreza Madadpoor

Corporate Governance and Relation between Free Cash Flow and Return……213
Gholamreza Kordestani ,Ramin Ghorbani ,Nikoo Khansari

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

Winter 2018, Vol 7, Number 26