فصلنامه چشم انداز حسابداری و مدیریت
دوره ٤، شماره ٤٧، پاییز ١٤٠٠ (جلد دوم)

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

چشم انداز حسابداری و مدیریت (دوره چهارم)
شماره ۴۷/ پاییز ۱۴۰۰ (جلد دوم)/ صص ۱۱۰-۱۲۱

بررسی تاثیر تجدید ارزیابی دارایی‌های ثابت بر رابطه بین بیش اعتمادی مدیران و بازده سرمایه‌گذاری

زهرا منیعی
کارشناسی ارشد حسابداری، موسسه آموزش عالی ناصرخسرو، ساوه، ایران. (نویسنده مسئول).
Maniei.z@hnkh.ac.ir
دکتر فرزین خوشکار
مدرس گروه حسابداری و مدیریت، موسسه آموزش عالی ناصر خسرو، ساوه، ایران.
f.khoshkar@hnkh.ac.ir
دکتر داود گرجی زاده
استادیار گروه حسابداری، واحد فیروزکوه، دانشگاه آزاد اسلامی، فیروزکوه، ایران.
davoud.gorjizadeh@gmail.com

چکیده
هدف اصلی تحقیق حاضر بررسی تاثیر تجدید ارزیابی دارایی‌های ثابت بر رابطه بین بیش اعتمادی مدیران و بازده سرمایه‌گذاری می‌باشد و نمونه پژوهش با استفاده از روش نمونه‌گیری حذفی سیستماتیک و با اعمال شرایط متغیرهای پژوهش به تعداد ۱۳۸ شرکت طی سالهای ۱۳۹۸-۱۳۹۰ انتخاب شده است. این پژوهش دارای یک فرضیه می‌باشد. پژوهش انجام شده از نظر نوع هدف جزء پژوهش‌های کاربردی است و روش پژوهش از نظر ماهیت و محتوایی همبستگی می‌باشد. برای تجزیه و تحلیل فرضیه‌ها از تحلیل پانلی کمک گرفته شده است. نتایج حاصل از آزمون فرضیه نشان می دهد، تجدید ارزیابی دارایی‌های ثابت بر رابطه بین بیش اعتمادی مدیران و بازده سرمایه‌گذاری تاثیر مثبت دارد.

واژگان کلیدی: بیش اعتمادی مدیران، بازده سرمایه‌گذاری، تجدید ارزیابی دارایی‌های ثابت.

مقدمه
توسعه و پیچیدگی روزافزون فعالیت‌های اقتصادی و پیدایش واحدهای تجاری گوناگون و تشکیل شخصیت‌های حقوقی مستقل و ضرورت ارائه اطلاعات دقیق و مهمتر از آن چگونگی نگرش به اطلاعات ارائه شده این واحدها و شخصیت‌های حقوقی درجهت تصمیم‌گیری‌های داخلی وخارجی شرکت،منجر به ابداع روش‌ها و تکنیک‌هایی در ارزیابی شرکت‌ها از جنبه های مختلف شده است. همزمان با پیشرفت حسابداری این روش‌ها،فنون وتکنیک‌ها توسعه و تکمیل یافته و در اختیار تحلیل‌گران مالی و تصمیم گیرندگان قرار گرفته است. در راستای این پیشرفت نقش اصلی محققان بر همگان واضح و مبرهن است. تلاش‌های محققان درکنار ضرورت نیاز استفاده کنندگان به اطلاعات بهتر و علمی‌تر سبب شده تا حسابداری از نقش سنتی خود که ثبت وگزارش رویدادها وفعالیت‌های مالی بوده پا را فراتر گذارد و به عنوان مبنایی در تصمیم‌گیری‌ها و تجهیز و تخصیص بهینه سرمایه نقش مهمی را در رشد و شکوفایی کشور ایفا کند. تصمیم‌گیری صحیح، نیازمند اطلاعاتی است که

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

بیانگر واقعیت بوده و منطبق بر وضع موجود باشد. کاهش قدرت خرید پول کشورها در طول زمان و تغییرات عمده در قیمت‌های نسبی کالا و خدمات، موجب می‌شود اطلاعات مبتنی بر بهای تمام شده تاریخی دارایی‌های ثابت گزارش شده در صورت‌های مالی، از ارزش‌های جاری به عنوان بیان کننده واقعیت‌های اقتصادی، به شدت فاصله بگیرند. برای حل این مسئله، انجمن‌های حرفه‌ای حسابداری در بسیاری از کشورها مثل آمریکا، کانادا و انگلستان، راهکارهایی را برای بهبود گزارش‌های مالی ارائه کرده‌اند. در ایران نیز بر اساس استاندارد شماره ۱۱ با عنوان حسابداری دارایی‌های ثابت مشهود، تجدید ارزیابی دارایی‌های ثابت به عنوان روش مجاز پذیرفته شده است (رحمانی و حمیدی، ۱۳۹۵).

بر اساس محتوای گزارش های توجیهی افزایش سرمایه شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، مهم ترین اهداف تجدید ارزیابی دارایی ها، اصلاح ساختار مالی و خروج از شمول ماده ۱۴۱ قانون تجارت عنوان شده است. اما از مدیریت سود و با بهتر نشان دادن و ضعیت مالی شرکت نیز می توان به عنوان سایر انگیزه های تمدید ارزیابی نام برد. هیئت استانداردهای حسابداری مالی (FASB) بیان می دارد که بازارهای فعال برای برخی دارایی ها نسبتا کمیاب هستند، به این معنی که اشخاص ثالث باید ارزش‌های متعارف را با استفاده از برآورد و روش های ارزیابی معین کند (کریستنسهن و همکاران[1]، ۲۰۱۳).

تجدید ارزیابی دارایی های ثابت تا حدودی در قلمرو نظریه حفظ سرمایه مادی قرار دارد. بر اساس این نظریه سود عبارت است از افزایش در سرمایه مادی در یک دوره از زمان. سرمایه در صورتی حفظ می‌گردد که ظرفیت بالقوه تولید کالا یا خدمات یک واحد، در طول یک دوره از زمان ثابت باقی بماند. از نظر حسابداری حفظ سرمایه مادی به معنی توانایی واحد در جایگزین کردن دارایی های اولیه خود با دارایی هایی از همان نوع یا همان کیفیت در انتهای دوره است. اگر چه حفظ سرمایه مادی به معنی جایگزین کردن عملی دارایی ها محسوب نمی گردد، اما ارزش های جاری اقلام، در کل می تواند به عنوان جایگزینی مناسب برای سنجش توان تولید به کار رود. به این صورت با تجدید ارزیابی دارایی های ثابت در واقع بخشی از نظریه عنوان شده در اندازه گیری سود و ارزیابی صحیح تر کارآیی مؤسسات تحقق یافته است (اقبال و همکاران، ۱۳۹۳).

در این تحقیق ما به دنبال بررسی این سوال می باشیم که آیا تجدید ارزیابی دارایی‌های ثابت بر رابطه بین بیش اعتمادی مدیران و بازده سرمایه‌گذاری تاثیر دارد یا خیر؟

تعاریف نظری

تجدید ارزیابی

جایگزینی ارزش های عادلانه دارایی های ثابت در تاریخ های تجدید ارزیابی به جای ارزش های تاریخی در صورت های مالی می باشد (خدامی پور و همکاران، ۱۳۸۸).

بیش اعتمادی مدیران

تمایل افراد به احتمال وقوع حوادث مثبت و تخمین کمتر احتمال وقوع حوادث منفی تعریف شده است (حیدری، ۱۳۹۳).

سرمایه‌گذاری

[1] Christensen et al

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

سرمایه‌گذاری به معنای مصرف پول‌های در دسترس برای دستیابی به پول‌های بیشتر، درآینده است؛ به عبارت دیگر، سرمایه گذاری یعنی به تعویق انداختن مصرف فعلی برای دستیابی به امکان مصرف بیشتر در آینده (شارپ[1] ۲۰۰۲).

پیشینه تحقیق

طرودی (۱۳۹۷) به بررسی تاثیر تجدید ارزیابی دارایی های ثابت بر بازده دارایی ها و بازده حقوق صبان سهام پرداختند. نتایج رگرسیون نشان می دهد تجدید ارزیابی دارایی های ثابت بر بازده دارایی ها تاثیر مثبت و معناداری دارد. تجدید ارزیابی دارایی های ثابت بر بازده حقوق صاحبان سهام تاثیرمثبت و معناداری وجود دارد و بین بازده داراییها و بازده حقوق صاحبان سهام رابطه مستقیم وجود دارد.

منصوری و همکاران (۱۳۹۶) به بررسی تاثیر تجدید ارزیابی دارایی ها بر حق الزحمه حسابرسی پرداختند. یافته‌ها نشان می‌دهد تجدید ارزیابی دارایی ها منجر به افزایش هزینه های حسابرسی در شرکت های مورد مطالعه شده است. همچنین شرکت هایی که دارایی های خود را تجدید ارزیابی می کنند در مقایسه با شرکت هایی که از مدل بهای تمام شده تاریخی استفاده می کنند، هزینه حسابرسی بیشتری متحمل می شوند.

خلقی و همکاران (۱۳۹۶) به بررسی تاثیر، تجدید ارزیابی داراییها عملکرد آتی شرکتی درشرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار پرداختند. نتایج نشان داد که تجدید ارزیابی داراییها تاثیر مثبت بر عملکرد آتی شرکتی دارد.

خدامی‌پور و همکاران (۱۳۸۸) به بررسی تأثیر تجدید ارزیابی دارایی شرکت ها بر افشای دارایی ها و مالیات بر درآمد شرکت ها پرداختند. نتایج نشان داد ارتباط قوی و مؤثری بین تجدید ارزیابی دارایی ها و افشای دارایی ها وجود دارد، از طرف دیگر تجدید ارزیابی دارایی ها برمالیات بر درآمد شرکت های مورد بررسی تأثیر گذاشته که البته رابطه تجدید ارزیابی با مالیات بردرآمد شرکت ها یک رابطه معکوس بوده است.

چینگ و همکاران[2](۲۰۱۹) به بررسی تاثیر تجدید ارزیابی دارایی‌های ثابت بر ارزش سهام و نقدشوندگی سهام پرداختند. نتایج آنها نشان می‌دهد تجدید ارزیابی دارایی‌های ثابت بر ارزش سهام تاثیر مستقیم دارد و تجدید ارزیابی دارایی‌های ثابت بر نقدشوندگی سهام تاثیر ندارد.

بای و همکاران (۲۰۱۹) تاثیر تجدید ارزیابی دارایی ثابت بر رابطه بین اعتماد مدیریت و سرمایه گذاران را بررسی کرد. یافته ها نشان داد رابطه بین تجدید ارزیابی دارایی های ثابت و ریسک نقدی قیمت سهام به انگیزه مدیریت بستگی دارد.

سورگاوی و همکاران[3](۲۰۱۸) به تحلیل عوامل مالی و غیر مالی موثر بر تجدید ارزیابی دارایی ثابت پرداخته‌اند. نتایج نشان داد که عوامل مالی (اهرم مالی، نقدینگی، شدت دارایی ثابت، اندازه شرکت، ارزش شرکت و استقلال اعضای هیئت مدیره) هیچ تاثیری در تجدید ارزیابی دارایی های ثابت ندارند و عوامل غیر مالی (مالکیت مدیریتی و مالکیت های دولتی) تاثیری در تجدید ارزیابی دارایی های ثابت دارند.

[1] Sharp
[2] Cheung et al
[3] Surgawi et al

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

فرضیه تحقیق

تجدید ارزیابی دارایی‌های ثابت بر رابطه بین بیش اعتمادی مدیران و بازده سرمایه‌گذاری تاثیر دارد.

جامعه، نمونه آماری و روش نمونه گیری

داده‌های واقعی موردنیاز این تحقیق از اطلاعات واقعی شرکت‌ها پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران گردآوری خواهد شد. در این پژوهش برای این که نمونه آماری یک نماینده مناسب از جامعه آماری موردنظر باشد، از روش حذف سیستماتیک استفاده شده است. برای این منظور ۵ معیار زیر در نظر گرفته شده و در صورتی که شرکتی کلیه معیارها را احراز کرده باشد به عنوان نمونه تحقیق انتخاب شده و مابقی حذف می شوند.

۱- شرکت قبل از سال ۱۳۹۰ در بورس پذیرفته شده و تا پایان سال۱۳۹۸ در بورس فعال باشد؛

۲- به دلیل ماهیت خاص فعالیت شرکت های هلدینگ، بیمه، لیزینگ، بانک ها، موسسات مالی و سرمایه گذاری و تفاوت قابل ملاحظه آنها با شرکت های تولیدی و بازرگانی، شرکت انتخابی جز شرکت‌های یاد شده نباشد؛

۳- سال مالی شرکت منتهی به ۲۹ اسفند باشد و طی بازه زمانی تحقیق تغییر سال مالی نداشته باشد؛

۴- شرکت طی سال مالی مورد مطالعه وقفه معاملاتی بیش از ۳ ماه نداشته باشد؛ و

۵- اطلاعات موردنیاز در بخش تعریف متغیرها در دسترس باشد.

روش اندازه گیری متغیرها

متغیر وابسته

بازده سرمایه‌گذاری شرکت INVEST

از طریق تقسیم سود قبل از کسر بهره و مالیات بر مجموع دارایی ها به دست می‌آید.

متغیر مستقل

بیش اعتمادی مدیران OC

از طریق انحراف پیش‌بینی سود آتی اندازه‌گیری می‌شود. اگر مدیران سود آینده شرکت را بیش از حد برآورد (بیش از مقدار واقعی سود سال t-1) کنند عدد یک (متغیر دامی یک) و در غیر این صورت عدد صفر به آن تعلق می‌گیرد.

متغیرهای کنترلی

اندازه شرکت Size

اندازه شرکت از طریق لگاریتم طبیعی ارزش دفتری جمع دارایی‌های شرکت محاسبه می‌شود.

عمر شرکت AGE

از طریق مجموع تعداد سال‌های عمر شرکت به دست می‌آید.

اهرم مالی LEV

اهرم مالی شرکت از طریق تقسیم کل بدهی به کل دارایی محاسبه می شود.

متغیر تعدیلگر

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

تجدید ارزیابی دارایی های ثابت Y
اگر شرکت اقدام به تجدید ارزیابی کرده باشد یک و در غیر این صورت صفر خواهد بود

یافته‌های پژوهش

آمار توصیفی متغیرهای پژوهش اعم از وابسته، مستقل یا کنترلی در جدول (۱) خلاصه شده است. از این جدول که شامل شاخص‌های مرکزی و پراکندگی برای متغیرهای مختلف است، نتایج زیر حاصل می‌شود:

جدول (۱): آمار توصیفی متغیرهای پژوهش

نام و تعداد متغیرها			شاخص‌های مرکزی		شاخص‌های کشیدگی				
متغیرها	علامت اختصاری	تعداد	میانگین	میانه	انحراف معیار	چولگی	کشیدگی	کمینه	بیشینه
بازده سرمایه گذاری	INVEST	۱۲۴۲	۰,۳۰	۰,۲۶	۰,۸۱	۲,۱۷	۷,۲۳	-۰,۶۱	۳,۲۱
بیش اعتمادی مدیران	OC	۱۲۴۲	۰,۳۷	۰,۰۰	۰,۴۳	۰,۹۲	۱,۹۳	۰	۱
عمر شرکت	AGE	۱۲۴۲	۴۲,۵۷	۴۶	۱۴,۴۷	-۰,۹۴	۳,۳۵	۹	۶۶
اندازه شرکت	Size	۱۲۴۲	۱۴,۳۴	۱۴,۲۱	۱,۵۷	۰,۸۱	۴,۱۶	۱۱,۱۳	۱۹,۹۸
اهرم مالی	LEV	۱۲۴۲	۰,۶۴	۰,۶۵	۰,۴۷	-۰,۳۶	۳,۴۷	۰,۰۳	۰,۹۸

ازآنجایی‌که میزان چولگی توزیع نرمال برابر با صفر است، چولگی نزدیک به صفر، نرمال بودن توزیع داده‌ها را بیان می‌کند. همچنین اگر چولگی متغیری از ۲- کوچک‌تر و از ۲ بزرگ‌تر باشد، آن توزیع متغیر مطلقاً نرمال نخواهد بود. شکل توزیع داده‌ها را از مقدار میانگین، میانه و مقایسه‌ی آن‌ها نیز می‌توان حدس زد. اگر مقدار میانگین از میانه به‌اندازه‌ی قابل‌توجهی بزرگ‌تر باشد، داده‌ها چوله به راست و در حالت برعکس چوله به چپ هستند. مقدار انحراف معیار، کمینه و بیشینه نیز پراکندگی داده را نشان می‌دهد. هر چه مقدار انحراف معیار کمتر باشد، داده‌ها حول میانگین متغیر متمرکزترند. پراکندگی کمتر میزان اعتماد به مقدار میانگین را افزایش می‌دهد و در حالت برعکس کاهش. درواقع اگر انحراف معیار بزرگ باشد، داده‌های حول میانگین نیستند و دور از میانگین پراکنده‌اند.

تحلیل توصیفی متغیرهای تحقیق

با توجه به مثبت بودن ضریب چولگی می توان گفت که توزیع متغیرهای یاد شده دارای چوله به راست هستند. همچنین ضریب کشیدگی تمامی متغیرها مثبت است که با توجه به اینکه کشیدگی توزیع نرمال برابر با ۳ است وضعیت آنها را نسبت به توزیع نرمال نشان می دهد. دور بودن انحراف میانگین از میانگین نیز بیانگر این است که داده ها پراکنده اند و حول میانگین متمرکز نیستند. میانه یک متغیر نیز به عنوان یکی دیگر از شاخصهای مرکزی بیانگر عددی است که نیمی از داده ها از آن بزرگتر و نیمی از داده ها آن کوچکتر هستند.

انحراف معیار بالای سن شرکت و اندازه شرکت بیانگر پراکندگی میانگین این متغیرها از توزیع نرمال دارد.

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

میانگین بازده سرمایه گذاری شرکتها برابر با (۰/۳۰) میباشد. بیش اعتمادی مدیران که از طریق محاسبه اختلاف سود پیش بینی شده هر سهم با سود واقعی آن محاسبه می شود برابر با (۰,۳۷) می باشد. میانگین عمر شرکتها در حدود ۴۲ سال و حداکثر و حداقل آن به ترتیب برابر با ۹ و ۶۶ سال می باشد اندازه شرکتها نیز که بر حسب لگاریتم طبیعی دارایی ها محاسبه شده است برابر با (۱۴.۳۴) و بیشینه (۱۹,۹۸) می باشد.

میانگین اهرم مالی نشان می دهد که در حدود ۶۴ درصد از سرمایه شرکتها از بدهی تشکیل شده است. این امر مبین ادعای سایر گروههای تامین کننده سرمایه به غیر از سهامداران نسبت به دارایی های شرکت می باشد.

همانطور که گفته شد برای اندازه گیری متغیر تجدید ارزیابی دارایی های ثابت به این صورت عمل خواهد شد شرکت هر دارایی ثابت را با ارزش متعارف پس از اولین تشخیص در سال اندازه گیری کند. بر این اساس برای درک شهودی از این متغیر نیاز به رسم جدول فراوانی خواهیم داشت.

جدول (۲): تعداد و درصد متغیر تجدید ارزیابی دارایی های ثابت

متغیر	تعداد	درصد
تجدید ارزیابی دارایی های ثابت	۲۸	۱۹/۷۱
بدون تجدید ارزیابی دارایی های ثابت	۱۱۰	۸۰/۲۹
کل	۱۳۸	۱۰۰

بر اساس جدول (۲) ۱۳۸ شرکت در فاصله زمانی مورد نظر (۱۳۹۰ تا ۹۸) در بازار سرمایه ایران مورد مطالعه قرار گرفتند که از این میان ۲۸ شرکت دارایی های خود را تجدید ارائه کرده بودند و ۱۱۰ شرکت دارایی های خود را به بهای تمام شده نگهداری کرده اند.

بررسی نرمال بودن متغیر وابسته تحقیق

نرمال بودن باقیمانده‌های مدل رگرسیونی یکی از فرض‌های رگرسیونی است که نشان‌دهنده اعتبار آزمون‌های رگرسیونی است در ادامه با استفاده از آزمون کولموگوروف– اسمیرنوف نرمال بودن توزیع متغیرهای وابسته بررسی شده است. زیرا نرمال بودن متغیرهای وابسته به نرمال بودن باقیمانده‌های مدل (تفاوت مقادیر برآوردی از مقادیر واقعی) می‌انجامد. پس لازم است نرمال بودن متغیر وابسته قبل از برآورد پارامترها کنترل شود تا در صورت برقرار نبودن این شرط راه‌حل مناسبی برای نرمال نمودن آن‌ها (ازجمله تبدیل نمودن آن) اتخاذ نمود. فرض صفر و فرض مقابل در این آزمون به‌صورت زیر نوشته می‌شود:

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

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

جدول (۳): آزمون کولموگوروف– اسمیرنوف برای بررسی نرمال بودن متغیر وابسته تحقیق

متغیر	تعداد مشاهدات	پارامترهای نرمال		بیشترین تفاوت			مقدار Z کولموگوروف – اسمیرنوف	مقدار احتمال
		میانگین	انحراف معیار	قدر مطلق	مثبت	منفی		
INVEST	۱۲۴۲	۰/۳۰	۰/۸۱	۰/۰۹۵	۰/۱۲۰	-۰/۰۹۵	۴/۷۸	۰/۰۰۰

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

همان‌طور که در جدول (۳) مشاهده می شود، سطح معناداری برای متغیر بازده سرمایه گذاری کمتر از ۰/۰۵ یعنی (۰/۰۰۰) می‌باشد، بنابراین فرض صفر یعنی نرمال بودن این متغیر رد شده و گویای آن است که توزیع متغیر وابسته از نرمال برخوردار نیست بنابراین لازم است متغیر وابسته قبل از آزمون فرضیه ها نرمال سازی شود. در این پژوهش برای نرمال سازی داده ها از تابع انتقال جانسون بهره گرفته شده است.

جدول (٤): آزمون کولموگوروف – اسمیرنوف پس از نرمال سازی متغیرهای وابسته تحقیق

متغیر	تعداد مشاهدات	پارامترهای نرمال		بیشترین تفاوت			مقدار Z کولموگوروف – اسمیرنوف	مقدار احتمال
		میانگین	انحراف معیار	قدر مطلق	مثبت	منفی		
INVEST	۱۲۴۲	۰/۰۹	۱/۰۵	۰/۰۲۸	۰/۰۵۶	-۰/۰۲۸	۰/۳۰۸	۰/۱۷۶

همان‌طور که در جدول (۴) ملاحظه می‌شود: پس از به کارگیری تابع انتقال جانسون متغیر بازده سرمایه‌گذاری با میانگین ۰/۰۹ و انحراف معیار ۱/۰۵ نرمال شد. در ادامه از توزیع نرمال‌شده‌ی متغیر استفاده می‌شود.

بررسی مانایی متغیرهای تحقیق

پیش از برآورد مدل تحقیق، لازم است مانایی تمام متغیرهای مورد استفاده در تخمین، مورد آزمون قرار گیرد. زیرا نامانایی متغیّرها باعث بروز مشکل رگرسیون کاذب می‌شود. در این مطالعه برای آزمون مانایی متغیرها از آماره لوین لین و چو بهره گرفته شده است. در این آزمون با رد H_0 عدم مانایی یا ریشه واحد رد می شود و مانایی پذیرفته می شود. در جدول ۵ نتایج آزمون فوق ارائه شده است.

با توجه به نتایج ارائه شده در جدول ۵، بررسی مقادیر آماره‌های آزمون لوین، لین و چاو و سطح معنی داری آن‌ها نشان می-دهد که تمامی متغیّرها در سطح ۹۵ درصد مانا هستند بطوری که سطح معنی داری همه آن ها کمتر از ۰/۰۵ می باشد. از این رو نیازی به آزمون هم جمعی نبوده و مشکل رگرسیون کاذب وجود نخواهد داشت.

جدول (٥): آزمون مانایی متغیرهای تحقیق

متغیر	آماره آزمون	سطح معنی‌داری	مقایسه با ۵ درصد	نتیجه
INVEST	-۳۷,۰۹	۰,۰۰۰	کوچکتر	متغیر ماناست
OC	-۸,۲۱	۰,۰۰۰	کوچکتر	متغیر ماناست
AGE	-۳۹,۶۵	۰,۰۰۰	کوچکتر	متغیر ماناست
Size	-۱۱,۷۸	۰,۰۰۰	کوچکتر	متغیر ماناست
LEV	-۲۸,۶۵	۰,۰۰۰	کوچکتر	متغیر ماناست

برازش مدل مربوط به فرضیه پژوهش

H0: تجدید ارزیابی دارایی‌های ثابت بر رابطه بین بیش اعتمادی مدیران و بازده سرمایه‌گذاری تاثیر ندارد.

H1: تجدید ارزیابی دارایی‌های ثابت بر رابطه بین بیش اعتمادی مدیران و بازده سرمایه‌گذاری تاثیر دارد.

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

بررسی پیش فرض‌های رگرسیونی

بررسی هم‌خطی

جدول (٦): مقادیر عامل افزایش واریانس برای فرضیه اول پژوهش

متغیر	VIF
Y	٢,٨١
Y* OC	٢,٣٩
OC	١,٧٣
AGE	٢,٠٤
Size	١,٥٧
LEV	١,٦٨

با مشاهده مقادیر VIF می‌بینیم تمام مقادیر کوچک‌تر از بین ۱ و ۳ هستند، به همین دلیل هم‌خطی وجود بین متغیرها در مدل وجود ندارد.

بررسی خودهمبستگی سریالی

جدول (۷): نتایج آزمون دوربین واتسون

آماره‌ی آزمون	نتیجه‌ی آزمون	نتیجه‌گیری
۱/۷۹	پذیرش فرض صفر	همبستگی بین خطاها وجود ندارد

با نگاهی به مقدار آماره‌ی دوربین– واتسون برای مدل پژوهش می‌بینیم که فرض صفر در مدل پذیرفته می‌شود، زیرا مقدار آماره‌ی دوربین واتسون برای آن‌ها بین ۱/۵ و ۲/۵ می‌باشد. پس بین خطاهای این مدل همبستگی وجود ندارد.

تحلیل پانلی مدل

انتخاب مدل

جدول (۸): نتایج آزمون چاو یا لیمر

آزمون اثرات	مقدار آماره آزمون	درجه آزادی	P-Value	نتیجه آزمون
آزمون F لیمر	۸/۵۶	(۳۶۱,۰۹)	۰/۰۰۰۰	رد فرض صفر استفاده از مدل پانل

با توجه به نتایج حاصل از آزمون F لیمر، ازآنجایی‌که مقدار P-Value این آزمون کمتر از ۰/۰۵ می‌باشد (۰/۰۰۰۰)، همسانی عرض از مبدأها رد شده و لازم است در برآورد مدل از روش داده‌های پانل استفاده شود. لذا لازم است برای انتخاب الگوی اثرات ثابت یا اثرات تصادفی آزمون هاسمن انجام شود. نتایج آزمون هاسمن در جدول (۹) مشاهده می‌شود.

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

جدول (۹): نتایج آزمون هاسمن

آماره آزمون X^2	P-Value	نتیجه آزمون
۱۰۵/۰۴	۰/۰۰۴	رد فرض صفر پانل با اثرات ثابت

همچنین با توجه به نتایج حاصل از آزمون هاسمن، ازآنجایی‌که مقدار P-Value این آزمون نیز کمتر از ۰/۰۵ می‌باشد (۰/۰۰۴)، بنابراین در برآورد می‌بایست روش اثرات ثابت بکار برده شود.

جدول (۱۰): نتایج برآورد مدل دوم

متغیر	مقدار ضرایب	مقدار t	مقدار احتمال	نتیجه
OC	۰,۴۹	۶,۷۰	۰,۰۰۰	معنی دار و مثبت
Y	۱,۷۸	۲,۲۳	۰,۰۰۴	معنی دار و مثبت
Y* OC	۱,۶۱	۲,۳۱	۰,۰۱۲	معنی دار و مثبت
AGE	−۰,۳۱	−۱,۶۸	۰,۱۳۸	بی معنی
Size	−۰,۸۱	−۷,۴۲	۰,۰۰۰	معنی دار و منفی
LEV	۰,۵۲	۲,۴۵	۰,۰۰۵	معنی دار و مثبت
C(مقدار ثابت)	۱,۹۵	۶,۰۷	۰,۰۰۰	معنی دار و مثبت
مقدار F		۱۶,۹۰	مقدار احتمال F	۰,۰۰۰
ضریب تعیین(R^2)		۰,۵۳۸۰	دوربین واتسون	۱,۷۹
ضریب تعیین تعدیل شده		۰,۴۹۸۵		

معناداری کل مدل

معنی‌داری مدل‌ها بستگی به مقدار آماره F و مقدار احتمال آن دارد که برای هر مدل رگرسیونی محاسبه می‌شود. در صورت که مقدار احتمال برای این آماره کمتر از ۰/۰۵ باشد، فرض صفر مبنی بر «عدم وجود رابطه‌ی معنی‌دار» رد می‌شود و در سطح اطمینان ۹۵ درصد رابطه‌ی معنی‌داری وجود دارد. فرض صفر و فرض مقابل معنی‌داری مدل به‌صورت زیر می‌باشد.

H_0: مدل معناداری وجود ندارد.

H_1: مدل معناداری وجود دارد.

ضریب تعیین

معروف‌ترین آماره‌ی نیکویی برازش ضریب تعیین (R^2) می‌باشد و مقدار آن بین صفر و یک قرار دارد. اگر R^2 زیاد یعنی نزدیک به یک باشد، مدل داده‌ها را به‌خوبی برازش کرده است. درحالی‌که اگر R^2 پایین یعنی نزدیک به صفر باشد، مدل

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

برازش خوبی از داده‌ها ارائه نداده است. ضریب تعیین مدل نیز گویای آن است که ۵۳/۸۰ درصد از تغییرات بازده سرمایه گذاریسهام توسط متغیرهای واردشده در مدل تبیین می‌شود. علاوه بر این ازآنجایی‌که مقدار آماره دوربین واتسن مابین عدد ۱/۵ و ۲/۵ می‌باشد (۱/۹۳) لذا استقلال باقیمانده‌های مدل نیز مورد پذیرش قرار می‌گیرد. در خصوص هم خطی میان متغیرهای مدل نیز ازآنجایی‌که مقدار آماره VIF برای تمامی متغیرها کمتر از ۱۰ است می‌توان گفت همخطی شدیدی میان آن‌ها وجود نداشته و این فرض از مفروضات رگرسیون کلاسیک نیز تأیید می‌شود.
همچنین ضریب تعیین تعدیل شده مدل نیز نشان می دهد که ۴۹/۸۵ درصد از تغییرات متغیر وابسته پژوهش توسط متغیرهای مستقل و کنترلی تحقیق تبیین می شود که ضریب نسبتا مناسبی برای بیان رابطه میان متغیر وابسته و مستقل پژوهش می باشد.

نحوه تصمیم‌گیری برای رد یا پذیرش فرضیه

با توجه به نتایج جدول (۱۰) سطح معنی‌داری (P-Value) آماره t مربوط به متغیر Y* OC بزرگتر از ۰/۰۵ بوده (۰/۰۱۲) یعنی معنیدار است، ضریب آن (۱/۶۱) مثبت می باشد و مقدار آماره t برای آن برابر با ۲/۳۱ می باشد این مقدار آماره t در ناحیه رد فرض صفر قرار می گیرد. بنابراین می توان گفت تجدید ارزیابی دارایی‌های ثابت بر رابطه بین بیش اعتمادی مدیران و بازده سرمایه‌گذاری تاثیر دارد.

بحث و نتیجه‌گیری

تفسیر نتیجه آزمون و مقایسه نتایج

نتیجه فرضیه دوم نشان داد تجدید ارزیابی دارایی‌های ثابت بر رابطه بین بیش اعتمادی مدیران و بازده سرمایه‌گذاری تاثیر مثبت و معنی دارد دارد.
این نتیجه نشان می دهد که فرایند تجدید ارزیابی در ایران با و بیشتر دروه های نابه سامانی، برای مطلوب نشان دادن وضعیت شرکت صورت می گیرد، از طریق توانای هایی مدیران تحت تاثیر قرار می گیرد. از طرفی دیگر از آنجاکه افزایش سرمایه از محل تجدید ارزیابی دارایی ها می تواند منجر به افزایش قیمت سهام شرکت شود و همچنین به دلیل جلب اعتماد اعتبار دهندگان، توانایی استقراض شرکت را افزایش دهد، این امر می تواند با توجه به اینکه مدیر بیش اطمینان به عملکرد مثبت آتی شرکت اعتقاد دارد و این امر تمایل به انتشار پیش بینی سود را افزایش می دهد، باعث تاثیر مثبت با بزاده سرمایه گذاری شود
تحقیق مشابهی در این باره صورت نگرفته است اما از تحقیقات مشابه می توان به موارد زیر اشاره کرد:
رشید خلیل (۲۰۱۸) نشان داد تجدید ارزیابی دارایی ها در درجه اول به منظور بهبود وضعیت مالی برای جلب رضایت سرمایه گذاران انجام می شود تا سرمایه های بیشتری ایجاد شود.
بای و همکاران (۲۰۱۹) نشان می دهد که رابطه بین ارزیابی مجدد دارایی های ثابت و ریسک قیمت سهام بستگی به انگیزه صادقانه مدیریت در طی فرآیند تجدید ارزیابی دارد
اما آزمون مدل نشان داد که تجدید ارزیابی، می تواند بر بازده سرمایه گذاری تاثیر گذار باشد.

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

یک شـــرکت عمدتاً از راه آرایش دارایی اش شناسایی میشـــود کـــه راهبـــرد ســـرمایه گذاری و برنامه هـــای سرمایه گذاری آینده ی آن را نشان میدهد شرکتها ممکن است راهبرد سرمایه گذاری و توان رشد خـــود را از راه تجدیـــد ارزیابیهای داراییـــی ثابت تقویت کنند

از این لحاظ این نتیجه مطابق با یافته های علیمرادی و جمشیدیان (۱۳۹۵) و طرودی (۱۳۹۷) است

طرودی (۱۳۹۷) نشان داد تجدید ارزیابی دارایی های ثابت بر بازده دارایی ها تاثیر مثبت و معناداری دارد. تجدید ارزیابی دارایی های ثابت بر بازده حقوق صاحبان سهام تاثیر مثبت و معناداری وجود دارد.

علیمرادی و جمشیدیان (۱۳۹۵) به این نتیجه رسیدند که افزایش سرمایه هم از محل تجدید ارزیابی دارائیها موجب بهبود عملکرد آتی شرکت می شوند.

اما در تحقیقی با نتیجه متفاوت لوپز و واکر (۲۰۱۲) در پژوهش خود با عنوان تجدیدارزیابی دارایی ها، عملکرد آتی شرکت و طبقه بندی راهبری شرکتی در سطح شرکت ها: شواهد جدیدی از برزیل، نشان دادند که تجدید ارزیابی داراییهای ثابت به طور منفی با عملکرد آتی شرکت، قیمتها و بازده ها رابطه دارد. این نتیجه نشان می دهد که تجدید ارزیابی در این کشور به منظور فریب سرمایه گذاران انجام شده است.

پیشنهاد کاربردی برگرفته از نتیجه پژوهش

با توجه به نتیجه فرضیه دوم تاثیر مثبت تجدید ارزیابی دارایی های بر تقویت رابطه میان بیش اعتمادی و بازده سرمایه گذاری، به فعالان بازار سرمایه پیشنهاد می شود که در انتخاب شرکتها برای سرمایه گذاری، موعد تجدید ارزیابی دارایی ها و میزان آن را در ارتباط با سود پیش بینی شده از سود واقعی مورد توجه قرار دهند چرا که می تواند موجب افزایش بازده سرمایه گذاری آنها شود.

منابع

- ✓ حیدری، مهدی، (۱۳۹۳)، بررسی تأیر عامل رفتاری اعتماد به نفس بیش ازحد مدیریت بر چسبندگی هزینه، بررسی های حسابداری و حسابرسی، دوره ۲۱، شماره ۲، صص ۱۵۱-۱۷۲.
- ✓ اقبال، مریم، (۱۳۹۳)، بررسی دیدگاه مدیران نسبت به شیوه تجدید ارزیابی دارایـی هـا، رسـاله جهـت اخـذ درجه کارشناسی ارشد، دانشگاه تهران.
- ✓ خدامی پور، احمد، انصاری، عبدالمهدی، نمازیان، علی، (۱۳۹۲)، بررسی تأثیر تجدید ارزیابی دارایی شرکت ها بر افشای دارایی ها و مالیات بر درآمد شرکت ها، پژوهشنامه مالیات، دوره ۱۷، شماره ۷، صص ۱۰۱۰-۱۱۹.
- ✓ خلقی، رویا، حاجیان، نجمه، (۱۳۹۶)، تجدید ارزیابی داراییها، عملکرد آتی شرکت و طبقه بندی راهبری شرکتی در سطح شرکتها، پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه خاتم.
- ✓ رحمانی، علی، حمیدی، الهام، (۱۳۹۵)، مبانی نظری و موانع علمی تجدید ارزیابی دارایی های ثابت، ماهنامه حسابدار، شماره ۱۷۶، صص ۵۶-۶۳.

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

- ✓ علیمرادی، عباس، جمشیدیان، عبدالحمید، (۱۳۹۵)، تاثیرات تجدید ارزیابی داراییهای ثابت بر روی عملکرد آتی شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، کنفرانس بین المللی مدیریت و حسابداری.
- ✓ منصوری، فردین، سعیدی گراغانی، مسلم، اسدی دوبانی، ناهید، (۱۳۹۶)، بررسی تاثیر تجدید ارزیابی دارایی ها بر حق الزحمه حسابرسی، دانش حسابداری، سال هشتم، شماره ۳۱، صص ۱۴۱-۱۵۹.
- ✓ Bae, Jincheol, Jaehong Lee, Eunsoo Kim (2019), Does Fixed Asset Revaluation Build Trust between ,www.mdpi.com/journal/sustainability
- ✓ Christensen, H., Nikolaev, V. (2013). Does fair value accounting for non-financial assets pass the market test? Review of Accounting Studies, 18(3), 734-775.
- ✓ Surgawi L Ayu , Badingatus Solikhah (2018), Analysis of Financial and Non Financial Factors to Revaluation of Fixed Asset, International Conference on Economics, Business and
- ✓ Lopes, A. B., & Walker, M. (2012). Asset revaluations, future firm performance and firm-level corporate governance arrangements: New evidence from Brazil. The British Accounting Review, (2), 53-67.
- ✓ Rashid Khalil (2018) Management Motives Behind The Revaluation Of Fixed Assets For Sustainability Of Entrepreneurial Companies, international Journal of Entrepreneurship, Volume 22, Special Issue