

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@hnhk.ac.ir

دکتر فرزین خوشکار

مدرس گروه حسابداری و مدیریت، موسسه آموزش عالی ناصر خسرو، ساوه، ایران.

f.khoshkar@hnhk.ac.ir

دکتر داود گرجی زاده

استادیار گروه حسابداری، واحد فیروزکوه، دانشگاه آزاد اسلامی، فیروزکوه، ایران.

davoud.gorjizadeh@gmail.com

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

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 می‌دهد، 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 در جهت تصمیم‌گیری‌های داخلی و خارجی شرکت، منجر به ابداع روش‌ها و تکنیک‌هایی در ارزیابی شرکت‌ها از جنبه‌های مختلف شده است. همزمان با پیشرفت حسابداری این روش‌ها، فنون و تکنیک‌ها توسعه و تکمیل یافته و در اختیار تحلیل‌گران مالی و تصمیم‌گیرندگان قرار گرفته است. در راستای این پیشرفت نقش اصلی محققان بر همگان واضح و مبرهن است. تلاش‌های محققان در کنار ضرورت نیاز استفاده کنندگان به اطلاعات بهتر و علمی‌تر سبب شده تا حسابداری از نقش سنتی خود که ثبت و گزارش رویدادها و فعالیت‌های 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

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 گزارش‌های توجیهی افزایش سرمایه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، مهم‌ترین اهداف تجدید ارزیابی دارایی‌ها، اصلاح ساختار مالی و خروج از شمول ماده ۱۴۱ قانون تجارت عنوان شده است. اما از مدیریت سود و با بهتر نشان دادن و وضعیت مالی شرکت نیز می‌توان به عنوان سایر انگیزه‌های تمدید ارزیابی نام برد. هیئت استانداردهای حسابداری مالی (FASB) بیان می‌دارد که بازارهای فعال برای برخی دارایی‌ها نسبتاً کمیاب هستند، به این معنی که اشخاص ثالث باید ارزش‌های متعارف را با استفاده از برآورد و روش‌های ارزیابی معین کند (کریستنسن و همکاران، ۲۰۱۳).

تجدید ارزیابی دارایی‌های 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 دارایی‌های اولیه خود با دارایی‌هایی از همان نوع یا همان کیفیت در انتهای دوره است. اگر چه حفظ سرمایه مادی به معنی جایگزین کردن عملی دارایی‌ها محسوب نمی‌گردد، اما ارزش‌های جاری ارقام، در کل می‌تواند به عنوان جایگزینی مناسب برای سنجش توان تولید به کار رود. به این صورت با تجدید ارزیابی دارایی‌های ثابت در واقع بخشی از نظریه عنوان شده در اندازه‌گیری سود و ارزیابی صحیح‌تر کارآیی مؤسسات تحقق یافته است (اقبال و همکاران، ۱۳۹۳).

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

تعاریف نظری

تجدید ارزیابی

جایگزینی ارزش‌های عادلانه دارایی‌های ثابت در تاریخ‌های تجدید ارزیابی به جای ارزش‌های تاریخی در صورت‌های مالی می‌باشد (خدمی 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

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

پیشینه تحقیق

طروودی (۱۳۹۷) به بررسی تاثیر تجدید ارزیابی دارایی‌های ثابت بر بازده دارایی‌ها و بازده حقوق صبان سهام پرداختند. نتایج رگرسیون نشان می‌دهد تجدید ارزیابی دارایی‌های ثابت بر بازده دارایی‌ها تاثیر مثبت و معناداری دارد. تجدید ارزیابی دارایی‌های ثابت بر بازده حقوق صاحبان سهام تاثیر مثبت 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 دارایی‌ها بر حق الزحمه حسابرسی پرداختند. یافته‌ها نشان می‌دهد تجدید ارزیابی دارایی‌ها منجر به افزایش هزینه‌های حسابرسی در شرکت‌های مورد مطالعه شده است. همچنین شرکت‌هایی که دارایی‌های خود را تجدید ارزیابی می‌کنند در مقایسه با شرکت‌هایی که از مدل بهای تمام شده تاریخی استفاده می‌کنند، هزینه حسابرسی بیشتری متحمل می‌شوند.

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

خدای‌پور و همکاران (۱۳۸۸) به بررسی تاثیر تجدید ارزیابی دارایی‌ها بر افشای دارایی‌ها و مالیات بر درآمد شرکت‌ها پرداختند. نتایج نشان داد ارتباط قوی و مؤثری بین تجدید ارزیابی دارایی‌ها و افشای دارایی‌ها وجود دارد، از طرف دیگر تجدید ارزیابی دارایی‌ها بر مالیات بر درآمد شرکت‌های مورد بررسی تأثیر گذاشته که البته رابطه تجدید ارزیابی با مالیات بر درآمد شرکت‌ها یک رابطه معکوس بوده است.

چینگ و همکاران^۲ (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 تأثیر مستقیم دارد و تجدید ارزیابی دارایی‌های ثابت بر نقدشوندگی سهام تأثیر ندارد.

بای و همکاران (۲۰۱۹) تاثیر تجدید ارزیابی دارایی‌های ثابت بر رابطه بین اعتماد مدیریت و سرمایه‌گذاران را بررسی کرد. یافته‌ها نشان داد رابطه بین تجدید ارزیابی دارایی‌های ثابت و ریسک نقدی قیمت سهام به انگیزه مدیریت بستگی دارد.

سورگای و همکاران^۳ (۲۰۱۸) به تحلیل عوامل مالی و غیر مالی مؤثر بر تجدید ارزیابی دارایی‌های ثابت پرداخته‌اند. نتایج نشان داد که عوامل مالی (اهرم مالی، نقدینگی، شدت دارایی‌های ثابت، اندازه شرکت، ارزش شرکت و استقلال اعضای هیئت مدیره) هیچ تاثیری در تجدید ارزیابی دارایی‌های ثابت ندارند و عوامل غیر مالی (مالکیت مدیریتی و مالکیت‌های دولتی) تاثیری در تجدید ارزیابی دارایی‌های ثابت ندارند.

¹ Sharp

² Cheung et al

³ Surgawi et al

فرضیه تحقیق

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

جامعه، نمونه آماری و روش نمونه‌گیری

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 می‌شوند.

- ۱- شرکت قبل از سال ۱۳۹۰ در بورس پذیرفته شده و تا پایان سال ۱۳۹۸ 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 اندازه‌گیری متغیرها

متغیر وابسته

بازده سرمایه‌گذاری شرکت INVEST

از طریق تقسیم سود قبل از کسر بهره و مالیات بر مجموع دارایی‌ها 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 می‌شود.

متغیر تعدیلگر

Y

تجدید ارزیابی دارایی های ثابت

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

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

از آنجایی که 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، میانگین و مقایسه‌ی آن‌ها نیز می‌توان حدس زد. اگر مقدار میانگین از میانگین به‌اندازه‌ی قابل توجهی 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. در واقع 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 می‌توان 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 می‌دهد. دور بودن انحراف میانگین از میانگین نیز بیانگر این است که داده‌ها پراکنده‌اند و حول میانگین متمرکز نیستند. میانگین یک متغیر نیز به عنوان یکی دیگر از شاخص‌های مرکزی بیانگر عددی است که نیمی از داده‌ها از آن بزرگتر و نیمی از داده‌ها آن کوچکتر هستند.

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

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 باقیمانده های مدل رگرسیونی یکی از فرض های رگرسیونی است که نشان دهنده اعتبار آزمون های 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 باقیمانده های مدل (تفاوت مقادیر برآوردی از مقادیر واقعی) می انجامد. پس لازم است نرمال بودن متغیر وابسته قبل از برآورد پارامترها کنترل شود تا در صورت برقرار نبودن این شرط راه حل مناسبی برای نرمال نمودن آن ها (از جمله تبدیل نمودن آن) اتخاذ نمود. فرض صفر و فرض مقابل در این آزمون به صورت زیر نوشته می شود:

H_0 : داده ها برای متغیر وابسته از توزیع نرمال پیروی می کند.

H_1 : داده ها برای متغیر وابسته از توزیع نرمال پیروی نمی کند.

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

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

همان طور که در جدول (۳) مشاهده می شود، سطح معناداری برای متغیر بازده سرمایه گذاری کمتر از ۰/۰۵، یعنی (۰/۰۰۰) می باشد، 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 (۴): آزمون کولموگوروف - اسمیرنوف پس از نرمال سازی متغیرهای وابسته تحقیق

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

همان طور که در جدول (۴) ملاحظه می شود: پس از به کارگیری تابع انتقال جانسون متغیر بازده سرمایه گذاری با میانگین ۰/۰۹ و انحراف معیار ۱/۰۵ نرمال شد. در ادامه از توزیع نرمال شده ی متغیر استفاده می شود.

بررسی مانایی متغیرهای تحقیق

پیش از برآورد مدل تحقیق، لازم است مانایی تمام متغیرهای مورد استفاده در تخمین، مورد آزمون قرار گیرد. زیرا نامانایی متغیرها باعث بروز مشکل رگرسیون کاذب می شود. 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 آماره های آزمون لوین، لین و چاو و سطح معنی داری آن ها نشان می دهد که تمامی متغیرها 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 (۵): آزمون مانایی متغیرهای تحقیق

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

برازش مدل مربوط به فرضیه پژوهش

- H_0 : تجدید ارزیابی دارایی های ثابت بر رابطه بین بیش اعتمادی مدیران و بازده سرمایه گذاری تاثیر ندارد.
 H_1 : تجدید ارزیابی دارایی های ثابت بر رابطه بین بیش اعتمادی مدیران و بازده سرمایه گذاری تاثیر دارد.

بررسی پیش فرض های رگرسیونی بررسی هم خطی

جدول (۶): مقادیر عامل افزایش واریانس برای فرضیه اول پژوهش

VIF	متغیر
۲,۸۱	Y
۲,۳۹	Y* OC
۱,۷۳	OC
۲,۰۴	AGE
۱,۵۷	Size
۱,۶۸	LEV

با مشاهده مقادیر VIF می بینیم تمام مقادیر کوچک تر از بین ۱ و ۳ هستند، به همین دلیل هم خطی وجود بین متغیرها در مدل وجود ندارد.

بررسی خودهمبستگی سریالی

جدول (۷): نتایج آزمون دورین و اتسون

نتیجه گیری	نتیجه ی آزمون	آماره ی آزمون
همبستگی بین خطاها وجود ندارد	پذیرش فرض صفر	۱/۷۹

با نگاهی به مقدار آماره ی دورین- واتسون برای مدل پژوهش می بینیم که فرض صفر در مدل پذیرفته می شود، زیرا مقدار آماره ی دورین و اتسون برای آن ها بین ۱/۵ و ۲/۵ می باشد. پس بین خطاهای این مدل همبستگی وجود ندارد.

تحلیل پانلی مدل انتخاب مدل

جدول (۸): نتایج آزمون چاو یا لیمر

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

با توجه به نتایج حاصل از آزمون F لیمر، از آنجایی که مقدار P-Value این آزمون کمتر از ۰/۰۵ می باشد (۰/۰۰۰۰)، همسانی عرض از مبدأها رد شده و لازم است در برآورد مدل از روش داده های 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 می شود.

جدول (۹): نتایج آزمون هاسمن

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

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

جدول (۱۰): نتایج برآورد مدل دوم

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

معناداری کل مدل

معنی داری مدل‌ها بستگی به مقدار آماره F و مقدار احتمال آن دارد که برای هر مدل رگرسیونی محاسبه می شود. در صورتی که مقدار احتمال برای این آماره کمتر از ۰/۰۵ باشد، فرض صفر مبنی بر «عدم وجود رابطه‌ی معنی دار» رد می شود و در سطح اطمینان ۹۵ درصد رابطه‌ی معنی داری وجود دارد. فرض صفر و فرض مقابل معنی داری مدل به صورت زیر می باشد.

$$\begin{cases} H_0: & \text{مدل معناداری وجود ندارد.} \\ H_1: & \text{مدل معناداری وجود دارد.} \end{cases}$$

ضریب تعیین

معروف ترین آماره‌ی نیکویی برازش ضریب تعیین (R^2) می باشد و مقدار آن بین صفر و یک قرار دارد. اگر R^2 زیاد یعنی نزدیک به یک باشد، مدل داده‌ها را به خوبی برازش کرده است. درحالی که اگر R^2 پایین یعنی نزدیک به صفر باشد، مدل

برازش خوبی از داده‌ها ارائه نداده است. ضریب تعیین مدل نیز گویای آن است که $53/80$ درصد از تغییرات بازده سرمایه گذار سهام توسط متغیرهای وارد شده در مدل تبیین می‌شود. علاوه بر این از آنجایی که مقدار آماره دوربین واتسن مابین عدد $1/5$ و $2/5$ می‌باشد ($1/93$) لذا استقلال باقیمانده‌های مدل نیز مورد پذیرش قرار می‌گیرد. در خصوص هم خطی میان متغیرهای مدل نیز از آنجایی که مقدار آماره VIF برای تمامی متغیرها کمتر از 10 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 می‌دهد که $49/85$ درصد از تغییرات متغیر وابسته پژوهش توسط متغیرهای مستقل و کنترلی تحقیق تبیین می‌شود که ضریب نسبتا مناسبی برای بیان رابطه میان متغیر وابسته و مستقل پژوهش می‌باشد.

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 $0/05$ بوده ($0/012$) یعنی معیندار است، ضریب آن ($1/61$) مثبت می‌باشد و مقدار آماره t برای آن برابر با $2/31$ می‌باشد این مقدار آماره t در ناحیه رد فرض صفر قرار می‌گیرد. بنابراین می‌توان گفت تجدید ارزیابی دارایی‌های ثابت بر رابطه بین بیش اعتمادی مدیران و بازده سرمایه‌گذاری تأثیر 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 تأثیر مثبت و معنی دارد دارد.

این نتیجه نشان می‌دهد که فرایند تجدید ارزیابی در ایران با و بیشتر دروه‌های نابه سامانی، برای مطلوب نشان دادن وضعیت شرکت صورت می‌گیرد، از طریق توانای‌هایی مدیران تحت تأثیر قرار می‌گیرد. از طرفی دیگر از آنجاکه افزایش سرمایه از محل تجدید ارزیابی دارایی‌ها می‌تواند منجر به افزایش قیمت سهام شرکت شود و همچنین به دلیل جلب اعتماد اعتبار دهندگان، توانایی استقراض شرکت را افزایش دهد، این امر می‌تواند 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 می‌دهد، باعث تأثیر مثبت با بازده سرمایه گذاری شود

تحقیق مشابهی در این باره صورت نگرفته است اما از تحقیقات مشابه می‌توان به موارد زیر اشاره کرد:

رشید خلیل (۲۰۱۸) نشان داد تجدید ارزیابی دارایی‌ها در درجه اول به منظور بهبود وضعیت مالی برای جلب رضایت سرمایه گذاران انجام می‌شود تا سرمایه‌های بیشتری ایجاد شود.

بای و همکاران (۲۰۱۹) نشان می‌دهد که رابطه بین ارزیابی مجدد دارایی‌های ثابت و ریسک قیمت سهام بستگی به انگیزه صادقانه مدیریت در طی فرآیند تجدید ارزیابی دارد

اما آزمون مدل نشان داد که تجدید ارزیابی، می‌تواند بر بازده سرمایه‌گذاری تأثیر گذار باشد.

یک شرکت عمدتاً از راه آرایش دارایی اش شناسایی میشود که راهبرد سرمایه گذاری و برنامه های سرمایه گذاری آینده ی آن را نشان میدهد شرکتهای ممکن است راهبرد سرمایه گذاری و توان رشد خود را از راه تجدید ارزیابیهای دارایی ثابت تقویت کنند

از این لحاظ این نتیجه مطابق با یافته های علیمردی 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.
علیمردی و جمشیدیان (۱۳۹۵) به این نتیجه رسیدند که افزایش سرمایه هم از محل تجدید ارزیابی داراییها موجب بهبود عملکرد آتی شرکت می شوند.

اما در تحقیقی با نتیجه متفاوت لویز 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، قیمتتها 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 شرکتهای برای سرمایه گذاری، موعده 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 تأثیر عامل رفتاری اعتماد به نفس بیش از حد 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 دارایی ها، رساله جهت اخذ درجه کارشناسی ارشد، دانشگاه تهران.
- ✓ خدای 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 شرکتهای، 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.

- ✓ 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 دویانی، 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

