فصلنامه رویکردهای پژوهشی نوین در
مدیریت و حسابداری
سال سوم، شماره ۲۰، پاییز ۱۳۹۸ - جلد چهارم، ص ۱۱۰-۹۱

Journal of New Research Approaches
in Management and Accounting
ISSN: 2588-4573
http://www.majournal.ir

بررسی تاثیر محافظه کاری حسابداری بر رابطه بین اعتماد به نفس بیش از حد مدیرعامل و نوسان بازده و بازده غیر عادی تجمعی سهام در شرکت‌های پذیرفته شده بورس اوراق بهادار تهران

معصومه داودی [۱]
امیر غفوریان شاگردی [۲*]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۸/۰۹/ ۲۲ تاریخ چاپ: ۱۳۹۸/۰۹/۲۳

چکیده

پژوهش حاضر به بررسی تاثیر محافظه کاری حسابداری بر رابطه بین اعتماد به نفس بیش از حد مدیرعامل و نوسان بازده و بازده غیر عادی تجمعی سهام در شرکت‌های پذیرفته شده بورس اوراق بهادار تهران می‌پردازد. این پژوهش از نظر هدف، پژوهشی کاربردی و به لحاظ روش انجام پژوهش، توصیفی– همبستگی می‌باشد. جامعه آماری پژوهش شامل تمامی شرکت‌های پذیرفته در بورس اوراق بهادار تهران که پس از نمونه‌گیری، بالغ بر ۱۱۷ شرکت و در یک دوره زمانی ۷ ساله از سال ۱۳۹۰ الی ۱۳۹۶ است، می‌باشد. جهت اندازه گیری متغیر اعتماد به نفس بیش از حد مدیر عامل، مطابق با پژوهش احمد و دوئلمن (۲۰۱۳)، از معیار overinvit که مرتبط با سرمایه گذاری می باشد، استفاده شده است و جهت اندازه گیری متغیر نوسان بازده سهام، انحراف معیار بازده های واقعی سهام در ۵ سال گذشته بکار گرفته شده است. همچنین جهت اندازه گیری متغیر بازده تجمعی غیر عادی سهام نیز از تفاضل بین بازده واقعی سهم و بازده بازار استفاده شده است، در نهایت نیز جهت برازش متغیر محافظه کاری حسابداری از مدل خان و واتس استفاده گردیده است. روش آزمون فرضیات در مطالعه حاضر استفاده از رگرسیون معمولی چندگانه و با استفاده از نرم‌افزار Eviews نسخه ۹ بوده است. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که محافظه کاری حسابداری بر رابطه بین اعتماد به نفس بیش از حد مدیرعامل و نوسان بازده سهام تأثیر معناداری ندارد در حالی که محافظه کاری حسابداری بر رابطه بین اعتماد به نفس بیش از حد مدیر عامل و بازده غیر عادی تجمعی سهام تأثیر منفی و معناداری دارد.

واژگان کلیدی

محافظه کاری حسابداری، اعتماد به نفس بیش از حد مدیر عامل، نوسان بازده سهام، بازده غیر عادی تجمعی سهام، بورس اوراق بهادار تهران.

[۱] کارشناسی ارشد حسابداری، دانشکده مدیریت و حسابداری، گروه حسابداری، دانشگاه بین المللی امام رضا(ع)، مشهد، ایران.
(m.davoudi100@gmail.com)

[۲] استادیار دانشکده مدیریت و حسابداری، گروه حسابداری، دانشگاه بین المللی امام رضا (ع)، مشهد، ایران (نویسنده مسئول*):
(ghafourian@imamreza.ac.ir)

۱. مقدمه

نوسان پذیری بازده سهام یکی از موضوعات بحث برانگیز مالی می باشد که در سال های اخیر مورد توجه پژوهشگران بازار سرمایه در بازار های نوظهورواقع شده است. علت این گرایش به ارتباط بین نوسان پذیری قیمت و به تبع آن بازده سهام شرکت ها و تأثیر آن بر عملکرد مالی شرکت ها و همچنین کل اقتصاد بر می گردد. از جهتی دیگر سودمندی مطالعه نوسان پذیری بازده سهام از طرف سرمایه گذاران به این خاطر است که آن ها نوسان پذیری بازده سهام را به عنوان معیاری از ریسک در نظر گرفته و همچنین خطی مشی گذاران بازار سرمایه می توانند از این معیار به عنوان ابزاری برای اندازه گیری میزان آسیب پذیری بازار سهام استفاده کنند (ظفر و همکاران[1]، ۲۰۰۸). به اعتقاد یورک[2] (۲۰۰۴) بازار های کارا از نوسان پذیری غیرمنتظره تنفر دارند. زمانی که نوسان پذیری وجود داشته باشد بازارها به علامت بالا بدون ریسک واکنش نشان می دهند. صرف نظر از علت نوسان پذیری مدیران دو راه حل برای برخورد با آن دارند. یکی مقابله با علل ریشه ای و استفاده از کنترل مدیریتی برای کاهش یا حذف آن است که با این کار ریسک واقعی کاهش یافته و باعث کاهش هزینه سرمایه می شود. راه حل دیگر پنهان نمودن نوسان پذیری با استفاده از روش های مختلف حسابداری می باشد. حاصل این رویکرد صرفاً ثبات ظاهری است و ریسک عملیاتی واقعی تغییری پیدا نمی کند (داودی، ۱۳۹۷). از سویی دیگر همه روزه جریان قدرتمند و مداوم اطلاعات بسیار زیاد به بازار وجود دارد. به عنوان مثال اطلاعاتی مربوط به شرایط عمومی اقتصاد، بحران های بین المللی، سرمایه گذاری شرکت ها، کمبود مواد اولیه و اطلاعات از این قبیل که همه آن ها بر بازده اوراق بهادار تأثیر می گذارد. اگر بازار کارا باشد به محض دریافت این اطلاعات قیمت اوراق بهادار باید واکنش نشان داده و تعدیل شود. واکنش معمولاً نمی تواند آنی باشد ولی فاصله بین دریافت اطلاعات و واکنش قیمت ها باید با روش ها و تکنیک های در دسترس برای دریافت و پردازش اطلاعات متناسب باشد. بعضی از بازار های سرمایه از کارایی لازم برخوردار نیستند. در این بازار ها اولاً اطلاعات به وفور و به سرعت در بازار پخش نمی شوند. ثانیاً قیمت اوراق بهادار نسبت به اطلاعات جدید بی تفاوت بوده و یا ممکن است عکس العمل قیمت اوراق بهادار نسبت به اطلاعات جدید بیشتر از حد مورد انتظار باشد. گاهی اوقات ممکن است بازار واکنش کمتری نسبت به یک یا چند رویداد نشان دهد. در این گونه بازار ها تحلیل گران قوی وجود ندارند که اطلاعات را دریافت و درست ارزیابی کرده و تصمیم بگیرند. بنابراین قیمت به درستی تعیین نمی شود از این رو کسی احساس امنیت نمی کند زیرا وی اطمینان ندارد قیمتی را که برای یک ورقه بهادار پرداخت یا دریافت می کند، عادلانه است. هدف سرمایه گذاران از سرمایه گذاری کسب سود و نهایتاً به حداکثر رساندن ثروتشان می باشد. از طرفی دیگر بسیاری از مطالعات روانشناسی بیانگر این است که مدیران ارشد شرکت‌ها در تصمیم گیری هایشان حتی بیش از سایرین مستعد تصمیم گیری های غیرعقلایی می باشند این افراد خود رأی بوده و خود از این اعتماد بیش از حد آگاه نیستند (کاهنمن و لوالو[3]، ۱۹۹۳؛ داودی، ۱۳۹۷). مدیرانی که اعتماد بیش از حد به خود دارند، اکثراً نسبت به تصمیم گیری های خود و نتایج آن ها به خصوص در زمینه تصمیمات سرمایه گذاری خوش‌بین می باشند (کوپر و همکاران[4]، ۱۹۸۸). مدیران شرکت‌ها در صورتی که دارای اعتماد بیش از حد باشند ممکن است در تصمیم گیری های خود به گونه‌ای عمل کنند که ارزش شرکت تنزل یافته و به خطر افتد (مل مندیر و تیت[5]،

[1] Zafar et al
[2] Yourk
[3] Kahenman and Loualou
[4] Copper et al
[5] Malmandir and tith

۲۰۰۵ و ۲۰۰۸). زیرا مدیرانی که دارای اعتماد بیش از حد هستند مستعد اغراق و دست بالا گرفتن توانایی ها و عملکرد خود هستند، اما از طرف دیگر احتمال و میزان هزینه های آشفتگی مالی را دست کم می گیرند (توماک[1]، ۲۰۱۳). در همین راستا و از دیدگاه نظریه نمایندگی که حقوق و مزایای مدیران را به سود گزارش شده مرتبط میداند، مدیران انگیزه های قوی برای پنهان کردن اخبار بدی دارندکه موجب کم شدن سود می شود. بنابراین، می توان محافظه کاری را سازوکاری برای کنترل انگیزه های مدیران به منظورگزینش بیش از واقع سود تلقی کرد (شوروزی و برزگرخاندوزی، ۱۳۸۸). دلایل متعددی برای وجود محافظه کاری ارائه شده است. از جمله این دلایل، می توان به وجود مسئله ی مخاطره اخلاقی در قراردادها، هزینه های دادرسی، هزینه های سیاسی و انگیزه های مالیاتی اشاره کرد (واتس[2]، ۲۰۰۳). تهیهٔ صورت های مالی محافظه کارانه بر قابلیت اتکای اطلاعات حسابداری می افزاید، محافظه کاری توانایی سود حسابداری برای انعکاس سود اقتصادی (بازده مثبت سهام) و زیان اقتصادی (بازده منفی سهام) را نشان می دهد.

لذا با عنایت به توضیحات گفته شده و با توجه به این که تاکنون پژوهش تجربی که به بررسی تاثیر محافظه کاری حسابداری بر رابطه بین اعتماد به نفس بیش از حد مدیرعامل و نوسان بازده و بازده غیر عادی تجمعی سهام پرداخته شده باشد، انجام نشده است، بنابراین پژوهش حاضر از این جنبه دارای نوآوری میباشد، در نهایت در این پژوهش به دنبال پاسخگوئی به این سوال می باشیم که آیا محافظه کاری حسابداری بر رابطه بین اعتماد به نفس بیش از حد مدیرعامل و نوسان بازده و بازده غیر عادی تجمعی سهام تاثیر معناداری دارد؟

۲. مبانی نظری و ادبیات پژوهش

۲-۱. اعتماد به نفس بیش از حد مدیر عامل

اعتماد به نفس بیش از حد یک ویژگی شخصیتی می باشد که می تواند به صورت اریب رفتاری و داشتن اعتقادات غیر واقعی (مثبت) در رابطه با هر یک از جنبه‌های یک پیشامد در شرایط عدم اطمینان تعریف شود (اسکالا[3]، ۲۰۰۸). در واقع بیش اعتمادی یا اعتماد به نفس بیش از حد یکی از مهم ترین مفاهیم مالی مدرن می باشد، که هم در تئوری های مالی و هم روانشناسی جایگاه ویژه ای دارد (داودی، ۱۳۹۸). مدیران بیش اطمینان به دلیل خوش بینی بیش از حد ممکن است جریان‌های نقدی حاصل از پروژه‌ها را اشتباهاً بسیار مطلوب پیش بینی کرده و در نتیجه بسیاری از پروژه‌ها را بالاتر از ارزش واقعی‌شان ارزش گذاری کنند. از طرف دیگر آن‌ها معتقدند که ارزش بازار شرکت آن‌ها را کمتر از واقع ارزش گذاری و باعث می شود تامین مالی خارجی پر هزینه باشد. به همین علت در صورتی که شرکت دارای منابع داخلی باشد، ممکن است مدیرانی با اعتماد به نفس بیش از حد تمایل بیشتری به بیش سرمایه گذاری از خود نشان دهند اما درصورتی که تامین مالی پروژه‌ها به منابع خارجی احتیاج داشته باشد ممکن است کم سرمایه گذاری صورت گیرد (مل‌مندیر و تیت ، ۲۰۰۵). موضوعی که در اعتماد به نفس بیش از حد مدیران مطرح می شود این است که تعصبات روانی و اعتماد به نفس بیش از حد موجود در بین مدیران به خصوص در میان مدیران ارشد باعث می شود که به توانایی های خود بیش از اندازه امیدوار باشند و تمایلی به افشاء و اتمام پروژه های زیان ده شرکت نداشته باشند، چرا که براساس اعتماد بیش از حدی که

[1] Toumack
[2] Watts
[3] Scala

به خود دارند معتقدند که در آینده با عملکرد بهتر ضعف آن ها برطرف خواهد شد و با این روش می توانند برای شرکت ایجاد ارزش کرده و ثروت سهامداران را به حداکثر کنند (داودی، ۱۳۹۷).

۲-۲. نوسان بازده سهام

بازده در فرآیند سرمایه گذاری نیروی محرکی است که ایجاد انگیزه می کند و پاداشی برای سرمایه گذاران محسوب می شود. چنانچه پیداست، بازدهی سهم همیشه مثبت نیست و بسته به میزان تغییرات قیمتی در دوره نگهداری و میزان پرداخت سود نقدی در پایان دوره مالی ممکن است مثبت، صفر و یا حتی منفی باشد (تهرانی و نوربخش، ۱۳۸۲؛ جهانشیری، ۱۳۹۷). بازده سهام عبارت است از نسبت میان کل عایدی (یا زیان) حاصل از سرمایه گذاری و میزان سرمایه ای که به منظور کسب عایدی در یک دوره معین مصرف گردیده است. این دوره ممکن است یک روز، یک ماه، یک سال و... باشد. نوسان بازده سهام از مفاهیم بسیار با اهمیت حوزه حسابداری و مالی می باشد. از طرفی دیگر رویداد های آشفته ساز در اقتصاد بین المللی موجب توجه بیش از پیش به اهمیت گزارشگری مالی معتبر می شود. در دوره های متفاوت بازده سهام متغیر می باشد و روند ثابت و یکنواختی را به همراه ندارد. بنابراین نوسان و تغییرپذیری جزء لاینفک بازدهی سهام در طی زمان است. تغییر پذیری و نوسان بازده دوره های آتی سهام سرمایه گذاری را با ریسک همراه می نماید در نتیجه سرمایه گذار همواره به دنبال کاهش ریسک و افزایش اطمینان بازدهی است (راعی،۱۳۷۷؛ داودی، ۱۳۹۷). سهام هایی که دارای نوسان پذیری کم تری هستند عملکرد بهتری نسبت به سهام هایی با نوسان پذیری زیاد دارند. سهام هایی با نوسان پذیری کم عملکرد عملیات قوی تری دارند زیرا نوسان پذیری کم دستیابی شرکت به سرمایه را بهبود می بخشد. سهام هایی که در دسته کم ترین نوسان پذیری قرار دارند به طور میانگین بازده آتی بالاتری را نسبت به سهام هایی که در سایر دسته های نوسان پذیری قرار دارند به دست می آورند (بیکر و همکاران[1]، ۲۰۱۱).

۲-۳. بازده غیر عادی تجمعی سهام

بازده غیرعادی در روش استاندارد پژوهش های رویدادی عبارت است از تفاوت بین بازده واقعی و بازده مورد انتظار (عادی). بازده مورد انتظار یا عادی نیز از بازده بدون احتساب رویداد مورد نظر به دست می آید. هر شخصی که بر مبنای منطق اقتصادی سرمایه گذاری می کند انتظار دارد تا با سرمایه گذاری در دارایی هایی که بازده غیر ثابت و نامعینی دارند بازده بیشتری نسبت به سرمایه گذاری های با بازده مطمئن و قطعی کسب کند. وی انتظار دارد سرمایه گذاری اش در سهام شرکت ها پر سودتر از خرید دارایی های مالی با بازده ثابت باشد. همچنین انتظار دارد با خرید سهام شرکت هایی که بازده نا مطمئن تری دارند به طور متوسط بازده بیشتری نسبت به خرید سهام شرکت های با بازده نسبتا مطمئن به دست آورد. بدون شک سرمایه گذاری در بورس بخش مهمی از اقتصاد کشور را تشکیل می دهد و بدون شک بیشترین میزان سرمایه از طریق بازار های سهام در سرتاسر جهان مبادله می شود و اقتصاد ملی به شدت متأثر از عملکرد بازار بورس می باشد. قسمتی از متغیر های تاثیر گذار بر بازار سهام ناشی از اطلاعات مالی واحد های اقتصادی می باشد که از سیستم حسابداری این واحد ها استخراج می شود، میزان تأثیر این اطلاعات بسیار پیچیده و تا حدودی ناشناخته است (قالیباف اصل و ایزدی، ۱۳۹۳).

[1] Bicker et al

۲-۴. محافظه کاری حسابداری

در استانداردهای حسابداری ایران از محافظه کاری تحت عنوان احتیاط یاد شده است که تعریف آن به این صورت است: احتیاط عبارت است از کاربرد درجه ای از مراقبت که در اعمال قضاوت برای برآوردهای حسابداری در شرایط ابهام مورد نیاز است به گونه ای که درآمدها یا دارایی ها بیش تر از واقع و هزینه ها یا بدهی ها کمتر از واقع ارائه نشوند (کمیته تدوین سازمان حسابرسی ایران، ۱۳۸۵). تأکید محافظه کاری بر تمایز قائل شدن بین بازده مثبت و منفی سهام (سود و زیان اقتصادی) است (باسو[1]، ۱۹۹۷). در ادبیات حسابداری دو نوع محافظه کاری مطرح شده است. نخست، محافظه کاری مشروط که به صورت دستیابی به شواهد با درجهٔ تأییدکنندگی بیشتر برای شناخت اخبار خوب به عنوان سود و در مقابل آن محافظه کاری نامشروط که به عنوان شناسایی زودتر زیان ها و کم نمایی سود و دارایی ها بدون توجه به اخبار خوب یا بد تعریف شده است (بال و رابین[2]، ۲۰۰۸). بیور و ریان[3] (۲۰۰۵) بیان می کنند که محافظه کاری شرطی یا به وقوع پیوسته (سود وزیانی) در دوره های پس از شناسایی اولیه هر دارایی و بدهی بکار گرفته می شود. در محافظه کاری شرطی ارزش دفتری خالص دارایی ها در وضعیت نامساعد کاهش یافته اما در وضعیت مساعد افزایش نمی یابد و در شناسایی سریع تر زیان ها نسبت به شناسایی سود ها نمود پیدا می کند. نمونه هایی از محافظه کاری شرطی، قاعده اقل بهای تمام شده یا قیمت بازار برای موجودی ها و به حساب دارایی یا هزینه منظور کردن هزینه تعمیر دارایی های مشهود می باشد. محافظه کاری غیر شرطی یا پیش بینی شده (ترازنامه ای)، منعکس کننده ارائه کمتر از واقع ارزش دفتری خالص دارایی ها و عمدتاً ناشی از شناسایی نکردن سرقفلی است (داودی، ۱۳۹۷).

۲-۵. پیشینه تجربی پژوهش

فروغی و همکاران (۱۳۹۷) در پژوهشی تحت عنوان "توضیح بازده غیرعادی مرتبط با ریسک و ورشکستگی با استفاده از الگوی دو بتا بر مبنای ریسک نرخ تنزیل و ریسک جریان نقدی" پرداختند و به این نتیجه دست یافتند که نتایج حاصل از دو بتا نشان می دهد متوسط صرف ریسک جریان نقدی برای شرکت های نمونه به طور معناداری بزرگتر از متوسط صرف ریسک نرخ تنزیل است. به علاوه با افزایش ریسک ورشکستگی شرکت های نمونه بتای نرخ تنزیل افزایش و بتای جریان نقدی کاهش می یابد. بنابراین با توجه به شواهد توانایی الگوی دو بتا در توضیح ریسک ورشکستگی شرکت های بورس اوراق بهادار تهران تأیید می شود. توکلی و دارابی (۱۳۹۵) در پژوهشی تحت عنوان "بررسی ارتباط بین اعتماد به نفس کاذب مدیریت بر رابطه کیفیت و اجتناب از مالیات در شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران" پرداختند و به این نتیجه رسیدند ویژگی بیش اطمینانی در مدیران بر نحوه شناسایی سود و زیان و مبلغ دفتری دارایی ها و بدهی ها تأثیر می گذارد و مالیات نیز هزینه ای است که بر تمام واحدهای انتفاعی که به نوعی درآمد زایی می کند از جانب دولت تحمیل می شود. قاسمی و همکاران (۱۳۹۴) در پژوهشی تحت عنوان " بررسی تأثیر اعتماد به نفس بیش از حد مدیریت بر نوسان بازده غیر متعارف سهام" پرداختند و نتایج حاصل از آزمون فرضیه های پژوهش با استفاده از رگرسیون خطی چند متغیره، استفاده از داده های تابلویی و روش اثرات ثابت در سطح اطمینان ۹۵ درصد حاکی از تأیید آنها داشته و بیانگر تأثیر مثبت و معنادار اعتماد به نفس بیش از حد مدیریت بر نوسان بازده غیرمتعارف سهام می باشد. یافته های پژوهش عباس زاده و همکاران (۱۳۹۳) نشان می دهد که مقوله ی اعتماد بیش از حد مدیریتی بر سیاست تقسیم سود شرکت های

[1] Basou
[2] Bal and Robin
[3] Biour and Ryan

بورسی تأثیر مستقیم دارد ولی با افزایش فرصت های سرمایه گذاری تأثیر اعتماد بیش از حد مدیریتی برسیاست تقسیم سود معکوس می شود. بیستروم[1] (۲۰۱۸) در پژوهشی تحت عنوان "انتظارات بازده سهام در بازار اعتباری" پرداختند و به این نتیجه دست یافتند که ارتباط نزدیکی بین انتظارات بازده سهام دارای اعتبار ضمنی و بازده سهام محقق شده در آینده وجود دارد. چی و لی[2] (۲۰۱۸) در پژوهشی تحت عنوان "بررسی عدم قطعیت توزیع و بازده سهام مورد انتظار" پرداختند. نتایج نشان می دهد که سهام دارای عدم قطعیت در توزیع کالا به طور میانگین بازده بالایی از خود نشان می دهد و اختلاف بین بازده ها روی سبدهای دارای بالاترین و پایین ترین عدم قطعیت در توزیع ۲ درصد در ماه است. کرامر و لیو[3] (۲۰۱۲) در پژوهشی با استفاده از معیار های اندازه گیری اعتماد به نفس بیش از حد مالمندیر و تیت (۲۰۰۵ و ۲۰۰۸)، به "بررسی تاثیر اعتماد به نفس بیش از حد مدیران بر دیدگاه تحلیل‌گران" پرداختند. نتایج این پژوهش نشان داد که تحلیل‌گران، سودهای شرکت‌هایی که دارای مدیران با اعتماد به نفس بالا هستند را خوش بینانه پیش‌بینی می‌کنند. بدین صورت که تعداد دفعاتی که سود خالص شرکت بیش از میزان واقعی پیش‌بینی شده است، بیشتر از تعداد دفعاتی است که سود کمتر از میزان واقعی پیش‌بینی شده است. پائیک و همکاران [4] (۲۰۰۷)، در پژوهشی تحت عنوان "بررسی تأثیر محافظه کاری بر پایداری سود پرداختند. نتایج پژوهش آن ها نشان داد که سودهایی که محافظه کاری بیشتری دارند، نسبت به سودهایی که محافظه کاری کمتری دارند، ناپایدارتر هستند. همچنین، تصویب استاندارد های حسابداری حاوی رویه های محافظه کارانه، متضمن هزینه هایی برای بازار سرمایه است. این استانداردها پایداری و قابلیت پیش بینی سود را کاهش داده و سرمایه گذاران بالقوه و بالفعل را از مسیر تصمیم گیری های صحیح اقتصادی منحرف می سازد.

۲-۵. فرضیه های پژوهش

در نهایت و با توجه به مبانی نظری و تحقیقاتی که در فوق به آن اشاره شده است، بنابراین فرضیه های پژوهش به شرح ذیل میباشد:

فرضیه اول: محافظه کاری حسابداری بر رابطه بین اعتماد به نفس بیش از حد مدیرعامل و نوسان بازده سهام تاثیر معناداری دارد.

فرضیه دوم: محافظه کاری حسابداری بر رابطه بین اعتماد به نفس بیش از حد مدیر عامل و بازده غیر عادی تجمعی سهام تاثیر معناداری دارد.

۳. روش‌شناسی پژوهش

این پژوهش از لحاظ هدف پژوهشی کاربردی و ازلحاظ نوع روش پژوهش، پژوهشی توصیفی –همبستگی می‌باشد. به منظور جمع آوری داده ها و اطلاعات، از روش کتابخانه ای استفاده شده است. قسمت مبانی نظری از کتب، مجلات و سایت های تخصصی فارسی و لاتین، و داده های مالی مورد نیاز با استفاده از نرم افزار ره آورد نوین، تدبیر پرداز و سایت کدال، گردآوری شده اند. جامعه آماری مورد هدف در این تحقیق شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران و از همه صنایع طی سال‌های ۱۳۹۰ الی ۱۳۹۶ می‌باشد. نمونه آماری به روش نمونه گیری حذفی (سیستماتیک) که در آن

[1] Bistroum
[2] Chi and Lee
[3] Cromer and Liu
[4] Paieck et al

شرکت‌های انتخاب شده باتوجه به محدودیت‌های ذکر شده در ذیل از بین مجموعه‌ای از شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران می‌باشد که دارای شرایط ذیل باشند:

- سال مالی هر شرکت منتهی به ۲۹ اسفند ماه هرسال باشد.
- شرکت‌ها طی سال مورد پژوهش، تغییر سال مالی نداده باشند.
- جزء بانکها و موسسات مالی، شرکت های سرمایه گذاری، واسطه گری مالی، هلدینگ و لیزینگ‌ها نباشند. زیرا افشای اطلاعات مالی و ساختارهای راهبری شرکتی در آن ها متفاوت است.
- معاملات سهام شرکت ها در بورس اوراق بهادار تهران صورت گرفته باشد و وقفه معاملاتی بیش از سه ماه نداشته باشند.
-اطلاعات مالی مورد نیاز به منظور استخراج داده های موردنیاز پژوهش در دسترس باشد.

با در نظر گرفتن شرایط فوق تعداد ۱۱۷ شرکت باقی ماند که در حقیقت نشان دهنده جامعه آماری واقعی مورد رسیدگی می‌باشد. بنابراین با استفاده از روش آماری رگرسیون چند گانه معمولی، فرضیات پژوهش که در قسمت قبل بیان گردید، مورد بررسی قرار گرفته است. همچنین آزمون فرضیه پژوهش به کمک نرم افزار ایویوز نسخه ۹، و به شرح طرح آزمون آماری فرضیه ها که در بخش های بعد ارائه می شود، صورت پذیرفته است.

در این پژوهش برای آزمون فرضیه های پژوهش و به پیروی از مدل هسو و همکاران[1] (۲۰۱۷) از مدل های رگرسیونی ذیل استفاده شده است:

$$RET - VOL_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 OC_{i,t} + \alpha_2 CONSER_{i,t} + \alpha_3 OC_{i,t} \times CONSER_{i,t} + \alpha_4 SIZE_{i,t} + \alpha_5 BTM_{i,t} + \alpha_6 LEV_{i,t} + \alpha_7 AGE_{i,t} + \alpha_8 MGN_OWN_{i,t} + \alpha_9 INST_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

(۱)

$$CAR_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 OC_{i,t} + \alpha_2 CONSER_{i,t} + \alpha_3 OC_{i,t} \times CONSER_{i,t} + \alpha_4 SIZE_{i,t} + \alpha_5 BTM_{i,t} + \alpha_6 LEV_{i,t} + \alpha_7 AGE_{i,t} + \alpha_8 MGN_OWN_{i,t} + \alpha_9 INST_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

(۲)

که در آن:

$RET - VOL_{i,t}$= نوسان بازده سهام، $OC_{i,t}$= اعتماد به نفس بیش از حد مدیر عامل، $CONSER_{i,t}$= محافظه کاری حسابداری، $SIZE_{i,t}$= اندازه شرکت، $BTM_{i,t}$= نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار، $LEV_{i,t}$= اهرم مالی، $AGE_{i,t}$= سن شرکت، $MGN_OWN_{i,t}$ = مالکیت مدیریتی، $INST_{i,t}$ = مالکیت نهادی، $CAR_{i,t}$ = بازده غیر عادی تجمعی سهام، $\varepsilon_{i,t}$ = باقی مانده مدل

۱-۳. متغیرهای پژوهش و نحوه اندازه گیری آن

بر اساس مبانی ارائه شده در این پژوهش متغیرها در چهار گروه مستقل، وابسته، تعدیل گر و کنترلی بیان شده اند، که در ادامه ارائه می شوند.

[1] Hsou et al

۱-۱-۳. متغیر مستقل

اعتماد به نفس بیش از حد مدیر عامل ($OC_{i,t}$)

تصمیم های سرمایه گذاری شرکت حاوی اطلاعاتی درباره میزان اطمینان بیش از حد مدیریتی است (کمپبل و همکاران[1] ،۲۰۱۱). مطابق با پژوهش احمد و دوئلمن[2] (۲۰۱۳) برای اندازه گیری اعتماد بیش از حد مدیریتی، از معیار overinvit که مرتبط با سرمایه گذاری است، استفاده شده است.

معیار(overinvit): مطابق با پژوهش احمد و دوئلمن (۲۰۱۳) و اسچراندو زچمن[3] (۲۰۱۲)، عبارتست از مفهوم مازاد سرمایه گذاری که از رگرسیون رشد دارایی ها نسبت به رشد فروش در سطح صنعت به شرح ذیل به دست می آید و در صورتی که باقی مانده این رابطه برای شرکتی مثبت باشد، به این معناست که در آن شرکت سرمایه گذاری بیش از حد انجام شده است و برای آن عدد یک و در غیر این صورت صفر در نظر گرفته می شود

$$Asset.Gr_{j,t} = \beta_0 + \beta_1 \times Sale.Gr_{j,t} + \varepsilon_j$$

(۳)

که در آن:

ΔAsset: تغییرات جمع کل دارایی های سال جاری نسبت به سال قبل است.

ΔSales: تغییرات کل درآمدهای فروش سال جاری نسبت به سال قبل است.

ε_j: باقی مانده مدل میباشد.

۲-۱-۳. متغیرهای وابسته

نوسان بازده سهام ($RET - VOL_{i,t}$)

در این پژوهش نوسان بازده سهام با انحراف معیار بازده‌های واقعی سهام در ۵ سال گذشته و با استفاده از تابع stdev در اکسل محاسبه شده است.

بازده واقعی

بازده واقعی یا بازده کل، مجموعه مزایایی است که در طول سال به سهم تعلق می گیرد.

مجموعه این مزایا شامل موارد به شرح ذیل است:

- سود نقدی خالص هر سهم که طبق مصوبه مجمع عمومی صاحبان سهام پرداخت می شود.
- افزایشی که قیمت سهام در آخر سال مالی نسبت به ابتدای سال دارد.
- مزایای ناشی از حق تقدم خرید سهام که قابل تقویم به ارزش ریالی است.
- مزایایی که از سود سهمی یا سهام جایزه ناشی می شود.

فرمول محاسبه به شرح زیر می باشد:

---

[1] Campebell et al
[2] Ahmad and Duelman
[3] Schrand and Zechman

$$R_{i,t} = \frac{\text{(تفاوت قیمت سهام در اول و آخر دوره)} + \text{مزایای سهام جایزه} + \text{مزایای حق تقدم} + \text{سود نقدی}}{\text{قیمت سهام در ابتدای سال مالی}}$$

(۴)

که در آن:

$R_{i,t}$: بازده کل سهام نسبت به اولین قیمت در ابتدای دوره

سود نقدی: این سود همان سود تصویب شده در مجمع عمومی صاحبان سهام جهت تقسیم بین سهامداران است که از تقسیم آن بر تعداد سهام شرکت، سود هر سهم به دست می آید.

مزایای حق تقدم: در محاسبه بازده واقعی اولا سعی بر این است که سهامداران از حق تقدم استفاده می کند، ثانیاً سهامداران حق تقدم خود را تا پایان دوره محاسبه نگهداری و سپس آن را به همراه اصل سهم به فروش می رساند. با توجه به این موارد ارزش حق تقدم به صورت زیر محاسبه می شود:

درصد افزایش سرمایه × (مبلغ اسمی هر سهم – آخرین قیمت سهم در پایان دوره) = ارزش حق تقدم

(۵)

مزایای سود سهمی: در فرمول محاسبه بازده کل فرض بر این است که سهامدار، سود سهمی دریافتی را تا پایان دوره نگهداری نموده و سپس آن را به همراه خود سهم و احتمالا حق تقدم به فروش می رساند. با این فرض ارزش سود سهمی برای سهامدار به قیمت سهام در پایان دوره مورد محاسبه در نظر گرفته می شود.

درصد افزایش سرمایه × آخرین قیمت سهم = ارزش سهام جایزه

(۶)

اختلاف نرخ ابتدا و پایان دوره: منظور تفاوت آخرین قیمت سهام در پایان دوره مالی نسبت به اولین قیمت سهام در ابتدای دوره مالی است. اگر این تفاوت مثبت باشد این عامل باعث افزایش نرخ بازده کل و اگر منفی باشد باعث کاهش نرخ بازده کل خواهد گردید. برای اینکه تفاوت نرخ در مدل تحقق یابد، باید فرض شود که سهامدار در ابتدای دوره اقدام به خرید سهام کرده و در انتهای دوره اقدام به فروش آن می نماید (لاری دشت بیاض و همکاران، ۱۳۹۵).

بازده غیر عادی تجمعی سهام ($CAR_{i,t}$)

برای محاسبه این متغیر در هر دوره مالی، از مدل تعدیل شده بازار استفاده شده است. در این مدل فرض شده است بازده بازار نتیجه فرآیند مورد انتظار بازده سهام شرکت ها در هر دوره زمانی می باشد. بنابراین تفاضل بازده واقعی شرکت i در دوره t است. با استفاده از روش رویداد آرایی ۳ روزه در دامنه اعلان سود بازده غیرعادی تجمعی محاسبه می شود. برای محاسبه بازده غیرعادی تجمعی، از روابط زیر استفاده شده است. که در آن ها ابتدا نرخ بازده غیرعادی سهام شرکت i در روز t با استفاده از رابطه (۷) محاسبه می شود:

$$ar_{it} = r_{it} - r_{mt} \qquad (۷)$$

با توجه به روابط (۸) و (۹) نرخ بازده واقعی سهام شرکت i در روز t و نرخ بازده (مورد انتظار) سهام شرکت i در روز t محاسبه و در رابطه (۷) جایگزین می گردد:

$$R_{i,t} = \frac{Pit - Pi0}{Pi0} \quad (۸)$$

$$R_{mt} = \frac{Imt - Im0}{Im0} \quad (۹)$$

پس از محاسبه نرخ بازده غیرعادی سهام هر شرکت، نرخ بازده غیرعادی سهام شرکت i در سال t براساس رابطه شماره (۱۰) و به شرح زیر محاسبه می شود:

$$CAR_{IT} = CAR_A - CAR_B \quad (۱۰)$$

با توجه به روابط (۱۱) و (۱۲) نرخ بازده غیرعادی تجمعی سهام قبل و بعد از اعلان سود محاسبه و در رابطه (۱۰) جایگزین می گردد:

$$CAR_B = \sum_{-3}^{-1} arit \quad (۱۱)$$

$$CAR_A = \sum_{1}^{3} arit \quad (۱۲)$$

r_{it} = نرخ بازده سهام شرکت i در روز t میباشد.

r_{mt} = نرخ بازده سهام شرکت i در روز t میباشد.

ar_{it} = نرخ بازده غیرعادی سهام شرکت i در روز t میباشد.

P_{it} = قیمت سهام شرکت i در انتهای روز t میباشد.

P_{i0} = قیمت سهام شرکت i در ابتدای روز t یا انتهای روز $t-1$ میباشد.

I_{m0} = شاخص کل بورس در ابتدای روز t یا انتهای روز $t-1$ میباشد.

I_{mt} = شاخص کل بورس در پایان روز t میباشد.

CAR_B = نرخ بازده غیرعادی تجمعی سهام قبل از اعلان سود میباشد.

CAR_A = نرخ بازده غیرعادی تجمعی سهام بعد از اعلان سود میباشد.

بنابراین برای محاسبه بازده غیر عادی تجمعی سهام ابتدا بازده واقعی سهم را محاسبه کرده و سپس بازده بازار (مورد انتظار) آن را به دست آورده و اختلاف این دو بیان کننده بازده غیر عادی می باشد که حال برای دوره سه روزه در روز اعلان سود (۰)، روز قبل (۱-) و روز بعد (۱+) از اعلان سود این محاسابات را انجام داده که مجموع این سه روز در این پژوهش بیان کننده بازده غیر عادی تجمعی سهام در دوره سه روزه می باشد (صالحی و همکاران ۱۳۹۳).

۳-۱-۳. متغیر تعدیل گر

محافظه کاری حسابداری ($CONSER_{i,t}$)

متغیر تعدیل گر در این پژوهش شاخص محافظه کاری است. که بر مبنای مدل تعدیل شده باسو بدست می آید. مدلی که باسو برای اندازه گیری محافظه کاری طراحی کرد به صورت رابطه (۱۳) است:

$$Earn_i = \beta_0 + \beta_1 Neg + \beta_2 Ret_i + \beta_3 Ret_i * Neg + \mu_i \quad (۱۳)$$

که در آن:

Earn: سود خالص قبل از اقلام غیرمترقبه تقسیم بر ارزش بازار حقوق صاحبان سهام در اول دوره، Neg: متغیر مجازی، در صورت وجود بازده سهام منفی برابر با یک و در غیر این صورت صفر و Ret_i: نرخ بازده سالانه سهام شرکت، بازده سهام ۱۲ ماهه در پایان دوره مالی، برابر است با تفاوت قیمت هر سهم در ابتدای دوره بعلاوه تعدیلات ناشی از عایدات سهام، تقسیم بر قیمت سهم در ابتدای دوره می باشد.

Neg: برای شرکت هایی که بازده منفی یا صفر دارند (وجود اخبار بد) ارزشی برابر ۱ و در حالتی که بازده سهام مثبت باشد (وجود اخبار خوب) ارزش برابر با صفر دارد .در این مدل چنانچه بازده سهام مثبت باشد ضریب β_2 حساسیت واکدنش سود را نسبت به اخبار خوب می سنجد و چنانچه بازده سهام منفی باشد $\beta_3 + \beta_2$ حساسیت واکنش سود را نسبت به اخبار بد می سنجد. به نظر باسو واکنش سود نسبت به اخبار بد به هنگام تر از واکنش سود نسبت به اخبار خوب است. بنابراین $\beta_2 > \beta_3 + \beta_2$ و در نتیجه $\beta_3 < 0$. ضریب β_3 نشان دهنده ی محافظه کاری است.

مدل باسو هم در سطح سال-صنعت با استفاده از رگرسیون مقطعی و یا برای یک شرکت با استفاده از سری زمانی در سطح سال– شرکت برآورد می شود. هر دوی این روش ها محدودیت هایی دارند. در این پژوهش از مدل خان و واتز (۲۰۰۹) برای محاسبه معیار محافظه کاری استفاده می کنیم. خان و واتز محافظه کاری سالانه شرکت و حساسیت نسبت به اخبار خوب را به صورت تابعی خطی از ویژگی های شرکت بیان کردند:

$$G - Score = \beta_2 = \mu_1 + \mu_2 SIZE_{it} + \mu_3 M/B_{it} + \mu_4 LEV_{it} \quad \text{به موقع بودن اخبار خوب} \quad (۱۴)$$

$$C - Score \quad \beta_3 = \lambda_1 + \lambda_2 SIZE_{it} + \lambda_3 M/B_{it} + \lambda_4 LEV_{it} \quad \text{به موقع بودن اخبار بد} \quad (۱۵)$$

که در آن:

SIZE: اندازه شرکت و برابر است با لگاریتم ارزش بازار حقوق صاحبان سهام، M/B: نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام و LEV: اهرم و برابر است با مجموع بدهی های کوتاه مدت و بلندمدت تقسیم بر ارزش بازار حقوق صاحبان سهام.

در این پژوهش C – Score یا همان CONS، معیار محافظه کاری است. برای محاسبه ی آن ضرایب β_2 و β_3 را در مدل اصلی باسو قرار می دهیم .مدل تعدیل شده باسو به صورت رابطه (۱۶) است.

$$Earn_i = \beta_0 + \beta_1 Neg + Ret_i (\mu_1 + \mu_2 SIZE_{i,t} + \mu_3 M/B_{i,t} + \mu_4 LEV_{i,t}) + Ret_i * Neg (\lambda_1 + \lambda_2 SIZE_{i,t} + \lambda_3 M/B_{i,t} + \lambda_4 LEV_{i,t}) + \delta_1 SIZE_{i,t} + \delta_2 M/B_{i,t} + \delta_3 LEV_{i,t} + \delta_4 SIZE_{i,t} * Neg + \delta_5 M/B_{i,t} * Neg + \delta_6 LEV_{i,t} * Neg + \mu_i \quad (۱۶)$$

رگرسیون فوق برای هر سال نمونه، به صورت مقطعی برآورد می شود . در نهایت از این ضرایب برآوردی برای محاسبه ی Score(C – Cons)، همان گونه که در معادله (۱۳) بیان شد، استفاده می کنیم (فخاری و رسولی، ۱۳۹۲).

۴-۱-۳. متغیرهای کنترلی

$SIZE_{i,t}$= مطابق با پژوهش مارچیا و مورا (۲۰۱۰) اندازه شرکت میباشد و به صورت لگاریتم طبیعی کل دارایی های شرکت محاسبه می‌شود.

$BTM_{i,t}$= نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار میباشد و به صورت نسبت ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام تقسیم بر ارزش بازار حقوق صاحبان سهام در پایان سال مالی محاسبه میشود (هسو همکاران، ۲۰۱۷).

$LEV_{i,t}$= اهرم مالی میباشد و به صورت نسبت ارزش دفتری بدهی تقسیم بر ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام محاسبه میشود (هسو و همکاران، ۲۰۱۷).

$AGE_{i,t}$= سن شرکت میباشد و به صورت لگاریتم طبیعی تفاوت سال ورود به بورس شرکت و سال مورد بررسی محاسبه میشود (انواری رستمی و همکاران، ۱۳۹۳).

$MGN_OWN_{i,t}$= مالکیت مدیریتی میباشد و به صورت نسبت سهامی که در اختیار هیئت مدیره شرکت است، محاسبه میشود (واعظ و همکاران، ۱۳۸۹).

$INST_{i,t}$= مالکیت نهادی میباشد و به صورت نسبت مالکیت سهامداران نهادی (درصد سهامی که در اختیار بانکها ، بیمه‌ها، صندوق‌های بازنشستگی و شرکت‌های سرمایه گذاری است) محاسبه میشود (مادیتینوس و همکاران[1]، ۲۰۱۲).

$\varepsilon_{i,t}$=جزء خطا مدل می باشد.

۴. یافته‌های پژوهش

در این بخش به آمار توصیفی و استنباطی در ارتباط با تحلیل داده های پژوهش پرداخته می شود.

۴-۱. آمار توصیفی

در بخش آمار توصیفی، تجزیه و تحلیل داده‌ها با استفاده از شاخص‌های مرکزی هم‌چون میانگین و شاخص‌های پراکندگی هم چون انحراف معیار، و همچنین حداقل و حداکثر انجام پذیرفته است. آمار توصیفی پژوهش نیز به شرح جدول (۱) میباشد:

جدول ۱. آمار توصیفی متغیرها

متغیرهای پیوسته پژوهش					
متغیر	میانگین	میانه	حداکثر	حداقل	انحراف معیار
نوسان بازده سهام	۰/۹۲۸	۰/۷۸۳	۳/۵۹۹	۰/۱۲۷	۰/۶۴۷
بازده غیرعادی انباشته	-۰/۰۵۲	-۰/۰۵۱	۰/۵۸۴	-۰/۵۵۴	۰/۱۴۷
محافظه کاری	۰/۳۴۰	۰/۳۳۵	۰/۵۲۸	۰/۲۷۱	۰/۰۳۲
اندازه شرکت	۱۴/۰۸۳	۱۳/۹۵۸	۱۸/۴۲۰	۱۱/۱۴۵	۱/۳۶۲
ارزش دفتری به بازار	۰/۵۳۶	۰/۴۶۴	۲/۲۵۴	-۰/۷۵۸	۰/۴۲۶
اهرم شرکت	۲/۸۱۹	۱/۵۹۸	۵۲/۶۵۰	-۱۵/۳۸۳	۶/۶۱۶
لگاریتم سن شرکت	۲/۸۳۶	۲/۸۳۳	۳/۷۴۵	۱/۹۴۶	۰/۳۷۷
مالکیت نهادی	۰/۳۸۵	۰/۲۹۰	۰/۹۷۵	۰/۰۰۰	۰/۳۳۱

[1] Manditious et al

مالکیت مدیریتی	۰/۶۱۳	۰/۶۸۸	۰/۹۶۵	۰/۰۰۰	۰/۲۷۲
متغیر مصنوعی پژوهش					
متغیر	میانگین	انحراف معیار		تعداد ۱	تعداد ۰
بیش اعتمادی	۰/۳۴۶	۰/۴۷۶		۲۸۲	۵۳۳

اصلی ترین شاخص مرکزی میانگین است که بیانگر نقطه تعادل و مرکز ثقل توزیع است و شاخص خوبی برای نشان دادن مرکزیت داده‌ها است و همچنین انحراف معیار یکی از مهمترین پارامترهای پراکندگی و معیاری برای میزان پراکندگی مشاهدات از میانگین است. حال با توجه به نتایج جدول (۱) میانگین متغیر نوسان بازده سهام معادل ۰/۹۲۸ می‌باشد که نشان می‌دهد بیشتر داده‌ها حول این نقطه تمرکز یافته اند، و انحراف معیار آن معادل ۰/۶۴۷ است. به عبارت دیگر، مقدار انحراف معیار نشان می‌دهد، متوسط میزان پراکندگی مقادیر نوسان بازده سهام حول میانگین برابر ۰/۶۴۷ است.

۲-۴. آمار استنباطی

۱-۲-۴. آزمون چاو (F لیمر) و هاسمن

نتایج حاصل از آزمون چاو و هاسمن جهت انتخاب الگوی مناسب تخمین مدل پژوهش در جدول (۲) آمده است.

جدول ۲. نتایج آزمون چاو و هاسمن

فرضیه	نام آزمون	F آماره	سطح معناداری	نتیجه آزمون
اول	چاو	۷۷۹/۲۴۰	۰/۰۰۰۰	ارجحیت پانل
اول	هاسمن	۱۰۹/۹۹۱	۰/۰۰۰۰	ارجحیت اثرات ثابت
دوم	چاو	۲۴۲/۰۳۸	۰/۰۰۰۰	ارجحیت پانل
دوم	هاسمن	۱۹/۹۲۳	۰/۰۰۰۰	ارجحیت اثرات ثابت

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

همانطور که در جدول (۲) مشاهده می‌شود، با توجه به اینکه سطح معناداری آزمون چاو کمتر از ۰,۰۵ است، در نتیجه تخمن مدل به صورت پانل نسبت به تخمین مدل به صورت ترکیبی ارجحیت دارد. همچنین با توجه به آزمون هاسمن که سطح معناداری آن نیز کمتر از ۰,۰۵ است، اثرات ثابت نسبت به اثرات تصادفی ارجحیت دارد. در نتیجه در تخمین این مدل ها از روش پانل با اثرات ثابت استفاده می شود.

۲-۲-۴. تجزیه و تحلیل نتایج مدل فرضیه اول پژوهش

نتایج حاصل از تخمین مدل فرضیه اول پژوهش در جدول (۳) ارائه شده است. با توجه به نتایج جدول (۳) مشاهده می‌شود که آماره F دارای مقدار ۲۰/۵۸۰ و معناداری آن نیز کمتر از ۰/۰۵ است. در نتیجه کلیت مدل رگرسیون پذیرفته می‌شود؛ به این معنی که بین متغیرهای مستقل و متغیر وابسته رابطه معناداری وجود دارد و حداقل یک متغیر مستقل با متغیر وابسته رابطه معنی داری دارد. خلاصه نتایج مدل رگرسیونی پژوهش در جدول (۳)، ارائه شده است:

جدول ۳. نتایج تخمین مدل فرضیه اول پژوهش

عنوان	نماد	ضریب	انحراف معیار	آماره t	معناداری	VIF
عرض از مبدا	β.	-۲/۴۹۲	۰/۹۸۹	-۲/۵۲۰	۰/۰۱۲	
اعتماد به نفس بیش ازحد مدیر عامل	OC	-۰/۰۱۴	۰/۰۲۳	-۰/۵۹۱	۰/۵۵۴	۱/۲۸۶
محافظه کاری	CONS	۱/۹۵۹	۰/۶۰۵	۳/۲۳۹	۰/۰۰۱	۱/۶۵۲
اثر تعاملی	OC *CONS	۰/۵۹۱	۰/۷۱۷	۰/۸۲۵	۰/۴۱۰	۱/۳۷۶
اندازه شرکت	SIZE	۰/۲۶۱	۰/۰۶۹	۳/۸۰۶	۰/۰۰۰	۱/۲۴۷
ارزش دفتری به بازار	BTM	-۰/۴۷۷	۰/۰۵۶	-۸/۴۸۸	۰/۰۰۰	۱/۱۶۰
اهرم شرکت	LEV	-۰/۰۰۷	۰/۰۰۲	-۳/۶۴۸	۰/۰۰۰	۱/۷۲۴
سن شرکت	AGE	۰/۰۰۲	۰/۰۵۶	۰/۰۴۰	۰/۹۶۸	۱/۱۱۱
مالکیت نهادی	INST	-۰/۰۶۲	۰/۰۵۷	-۱/۰۹۳	۰/۲۷۵	۱/۱۱۶
مالکیت مدیریتی	MNG_OWN	۰/۱۳۵	۰/۰۷۴	۱/۸۲۰	۰/۰۶۹	۱/۰۹۵
آماره F والد	معناداری F	R^2 مدل	R^2 تعدیل شده		دوربین واتسون	
۲۰/۵۸۰	۰/۰۰۰	۰/۸۱۹	۰/۷۷۹		۲/۳۲۳	

با توجه به نتایج بدست آمده درجدول شماره (۳) از برآورد الگوی تحقیق، و با عنایت به آماره F (۲۰/۵۸۰) و سطح احتمال بدست آمده برای آن که برابر با (۰/۰۰۰) و کمتر از ۰/۰۵ میباشد، در نتیجه در سطح اطمینان ۹۵ درصد می توان بیان کرد که در کل الگوی تحقیق به خوبی برازش شده و از معناداری بالایی برخوردار است. همچنین با توجه به ضریب تعیین تعدیل شده بدست آمده برای مدل که برابر ۰/۷۷۹ میباشد، می توان بیان کرد که متغیر های مستقل بیش از ۷۷ درصد از میزان نوسان بازده سهام شرکت ها را توضیح می دهند. همچنین با توجه به مقدار آماره دوربین واتسون بدست آمده، که برابر ۲/۳۲۳ است وچون در بازه ۱/۵ تا ۲/۵ قرار دارد می توان بیان کرد که خود همبستگی سریالی میان جملات باقیمانده های الگوی تحقیق وجود ندارد.

۳-۲-۴. تجزیه و تحلیل نتایج مدل فرضیه دوم پژوهش

نتایج حاصل از تخمین مدل فرضیه دوم پژوهش در جدول (۴) ارائه شده است. با توجه به نتایج جدول (۴) مشاهده می‌شود که آماره F دارای مقدار ۲/۳۲۴ و معناداری آن نیز کمتر از ۰/۰۵ است. در نتیجه کلیت مدل رگرسیون پذیرفته می‌شود؛ به این معنی که بین متغیرهای مستقل و متغیر وابسته رابطه معناداری وجود دارد و حداقل یک متغیر مستقل با متغیر وابسته رابطه معنی داری دارد. خلاصه نتایج مدل رگرسیونی پژوهش در جدول (۴)، ارائه شده است:

جدول ۴. نتایج تخمین مدل فرضیه اول پژوهش

عنوان	نماد	ضریب	انحراف معیار	آماره t	معناداری	VIF
عرض از مبدا	β.	۱/۰۴۴	۰/۱۶۳	۶/۴۲۳	۰/۰۰۰	
اعتماد به نفس بیش ازحد مدیر عامل	OC	۰/۰۳۴	۰/۰۰۹	۴/۰۲۵	۰/۰۰۰	۱/۱۳۵
محافظه کاری	CONS	۰/۵۹۳	۰/۱۹۹	۲/۹۷۷	۰/۰۰۳	۱/۲۶۰
اثر تعاملی	OC *CONS	-۰/۸۲۵	۰/۲۷۷	-۲/۹۷۸	۰/۰۰۳	۱/۲۱۷
اندازه شرکت	SIZE	-۰/۰۵۱	۰/۰۱۲	-۴/۲۹۲	۰/۰۰۰	۱/۳۹۱
ارزش دفتری به بازار	BTM	۰/۰۶۳	۰/۰۱۴	۴/۳۹۴	۰/۰۰۰	۱/۱۱۲
اهرم شرکت	LEV	-۰/۰۰۱	۰/۰۰۰	-۱/۱۲۵	۰/۲۶۱	۱/۱۷۸
سن شرکت	AGE	-۰/۰۶۸	۰/۰۲۶	-۲/۵۹۷	۰/۰۱۰	۱/۳۱۶
مالکیت نهادی	INST	-۰/۰۱۵	۰/۰۲۵	-۰/۵۷۳	۰/۵۶۷	۱/۰۶۹
مالکیت مدیریتی	MNG_OWN	-۰/۰۹۰	۰/۰۳۹	-۲/۳۰۲	۰/۰۲۲	۱/۱۵۰

آماره F والد	معناداری F	R^2 مدل	R^2 تعدیل شده	دوربین واتسون
۲/۳۲۴	۰/۰۰۰	۰/۳۳۹	۰/۱۹۳	۱/۹۸۲

با توجه به نتایج بدست آمده درجدول شماره (۴) از برآورد الگوی تحقیق، و با عنایت به آماره F (۲/۳۲۴) و سطح احتمال بدست آمده برای آن که برابر با (۰/۰۰۰) و کمتر از ۰/۰۵ میباشد، در نتیجه در سطح اطمینان ۹۵ درصد می توان بیان کرد که در کل الگوی تحقیق به خوبی برازش شده و از معناداری بالایی برخوردار است. همچنین با توجه به ضریب تعیین تعدیل شده بدست آمده برای مدل که برابر ۰/۱۹۳ میباشد، می توان بیان کرد که متغیر های مستقل بیش از ۱۹ درصد از میزان بازده غیر عادی تجمعی شرکت ها را توضیح می دهند. همچنین با توجه به مقدار آماره دوربین واتسون بدست آمده، که برابر ۱/۹۸۲ است وچون در بازه ۱/۵ تا ۲/۵ قرار دارد می توان بیان کرد که خود همبستگی سریالی میان جملات باقیمانده های الگوی تحقیق وجود ندارد. در ادامه به بررسی نتایج بدست آمده برای فرضیه های پژوهش پرداخته شده است.

۵. بحث و نتیجه‌گیری

فرضیه اول پژوهش بیان می کرد محافظه کاری حسابداری بر رابطه بین اعتماد به نفس بیش از حد مدیر عامل و نوسان بازده سهام تاثیر معناداری دارد. همانطور که در تحلیل‌های رگرسیونی مشاهده شد سطح معنا داری متغیر اثر تعاملی در مدل پژوهش بیشتر از ۵ درصد است، بنابراین ضریب متغیر اثر تعاملی معنادار نمی‌باشد، بدین معنی که محافظه کاری حسابداری بر رابطه بین اعتماد به نفس بیش از حد مدیر عامل و نوسان بازده سهام تاثیر معناداری ندارد و در نتیجه فرضیه اول پژوهش رد می‌شود. در تبیین نتایج حاصل از این فرضیه می‌توان به این مسئله اشاره نمود که با توجه به اینکه سهام هایی که دارای نوسان پذیری کم تری هستند عملکرد بهتری نسبت به سهام هایی با نوسان پذیری زیاد دارند. سهام هایی با نوسان پذیری کم عملکرد عملیات قوی تری دارند زیرا نوسان پذیری کم دستیابی شرکت به سرمایه را بهبود می بخشد. سهام هایی که در دسته کم ترین نوسان پذیری قرار دارند به طور میانگین بازده آتی بالاتری را نسبت به سهام هایی که در سایر دسته های نوسان پذیری قرار دارند به دست می آورند و مدیر بیش اعتماد نسبت به سایر شرکت ها دوره طولانی تری را برای تداوم فعالیت های شرکت خودش اختصاص می دهد و اینگونه مدیران در مورد هزینه های سرمایه گذاری خوش بین می باشند. بنابراین هزینه ها را کمتر از واقع پیش بینی و بازده حاصل از سرمایه گذاری را بیش از حد تخمین می زنند. این بیش اعتمادی مدیران در پیش بینی هزینه ها و فروش نیز اعمال شده است. این در حالی است که گزارشگری محافظه کارانه از طریق کاهش عدم اطمینان نسبت جریانات نقدی آتی و کاهش نوسان قیمت های آتی سهام منجر به بیشتر شدن اطلاعات، افزایش ارزش شرکت و کاهش هزینه سرمایه آن خواهد شد. در نتیجه با توجه به اینکه مدیران بیش اعتماد بازده حاصل از سرمایه گذاری را بیش از واقع تخمین می زنند و در مقابل محافظه کاری حسابداری منجر به کاهش عدم اطمینان نوسان قیمت های آتی سهام می شود، محافظه کاری حسابداری بر ارتباط بین اعتماد به نفس بیش از حد مدیر عامل و نوسان بازده سهام پس از اعلام سود تأثیر نمی گذارد. در نهایت نیز نتایج این فرضیه با نتایج تحقیقات خوش طینیت و نادی قمی (۱۳۸۸) و کرامر و لیو (۲۰۱۲) مطابقت و با نتایج پژوهش عباس زاده و همکاران (۱۳۹۳) مطابقت ندارد.

فرضیه دوم پژوهش بیان می کرد محافظه کاری حسابداری بر رابطه بین اعتماد به نفس بیش از حد مدیر عامل و بازده غیر عادی تجمعی سهام تاثیر معناداری دارد. همانطور که در تحلیل‌های رگرسیونی مشاهده شد سطح معنا داری متغیر اثر تعاملی در مدل پژوهش کمتر از ۵ درصد است، بنابراین ضریب متغیر اثر تعاملی معنادار می‌باشد، بدین معنی که محافظه کاری حسابداری بر رابطه بین اعتماد به نفس بیش از حد مدیر عامل و بازده غیر عادی تجمعی سهام تاثیر معناداری دارد و در نتیجه فرضیه دوم پژوهش پذیرفته می‌شود. در تبیین نتایج حاصل از این فرضیه می‌توان به این مسئله اشاره نمود که معمولا افراد تمایل دارند که دید مثبت غیر واقع بینانه ای از خود و مهارتهایشان داشته باشند بنابراین با انتشار اخبار خوب، سرمایه گذاران به این اخبار به دلیل بیش اطمینانی مدیران، واکنش نشان نمی دهند در نتیجه بازده غیر عادی مثبت حاصل نمی شود یا به عبارتی بازده غیر عادی مثبت کاهش و همچنین باعث کاهش عملکرد شرکت می گردد و با توجه به اینکه واتز به نقل از بلیس محافظه کاری را در بیان امری به حسابداران اینگونه بیان نموده که: هیچ سودی را پیش بینی نکنید، اما همه ی زیان ها را پیش بینی کنید. نتیجه این فرضیه بیانگر این است که محافظه کاری حسابداری بر ارتباط بین اعتماد به نفس بیش از حد مدیر عامل و بازده غیرعادی تجمعی سهام شرکت تأثیر می گذارد. در نهایت نتایج این فرضیه با نتایج قاسمی و همکاران (۱۳۹۴) و بولو و فلاح (۱۳۹۲) مطابقت دارد اما با نتایج تحقیقات قربانی و همکاران (۱۳۹۲) مطابقت ندارد.

با توجه به نتایج مبتنی بر فرضیه های پژوهش پیشنهاد کاربردی بدین صورت ارائه می گردد: تحلیلگران سودهای شرکت هایی که دارای مدیران با اعتماد به نفس بیش از حد هستند را خوش بینانه پیش بینی می کنند. بدین صورت که تعداد دفعاتی که سود خالص شرکت بیش از میزان واقعی پیش بینی شده است، بیشتر از تعداد دفعاتی است که سود کمتر از میزان واقعی پیش بینی شده است. در نتیجه به سرمایه گذاران توصیه می شود که هنگام سرمایه گذاری در چنین شرکت هایی جانب احتیاط را رعایت نمایند. به پژوهشگران جهت پژوهش های آتی نیز توصیه می گردد که از روش های دیگری همچون مدل قیمت گذاری دارایی های سرمایه ای جهت برازش متغیر نوسان بازده سهام استفاده نمایند. در نهایت نیز از جمله محدودیت های پژوهش می توان به این مورد اشاره نمود که در این پژوهش فقط شرکتهای پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران را مورد بررسی قرار گرفته است، در نتیجه تعمیم نتایج به سایر شرکت های بورسی و فرابورسی مورد تردید است.

۶. منابع و مآخذ

۱. انواری رستمی، علی اصغر، سجادپور، رحمان و یبلویی، مالک. (۱۳۹۳). بررسی عوامل مؤثر بر مدیریت سرمایه در گردش شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. *پژوهش های حسابداری مالی*، دوره ۶، شماره ۱، ۱۵-۲۶.

۲. بولو، قاسم و فلاح برندق، مهدی. (۱۳۹۱). بررسی رابطه محافظه کاری و بازده های غیرعادی کوتاه مدت سهام عرضه های عمومی اولیه با تأکید بر نقش مدل های عدم تقارن اطلاعاتی. *مطالعات تجربی حسابداری مالی*، ۱۰(۳۹)، ۵۷-۸۲.

۳. توکلی، طلیعه، دارابی، رویا. (۱۳۹۵). بررسی ارتباط اعتماد به نفس کاذب مدیریت بر رابطه کیفیت و اجتناب از مالیات در شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. ششمین کنفرانس ملی مدیریت، اقتصاد و حسابداری.

۴. تهرانی، رضا و نوربخش، عسگر. (۱۳۸۲). مدیریت سرمایه گذاری، نشر نگاه دانش، چاپ اول.

۵. جهانشیری، رضا. (۱۳۹۷). بررسی تاثیر بیش اعتمادی مدیر عامل بر بازده غیرعادی شرکت با در نظر گرفتن محدودیت مالی و فرصت رشد شرکت. پایان نامه کارشناسی ارشد حسابرسی. دانشگاه بین المللی امام رضا (ع). دانشکده مدیریت و حسابداری.

۶. خوش طینت، محسن و نادی قمی، ولی اله. (۱۳۸۸). چارچوب رابطه رفتار اطمینان بیش از حد سرمایه گذاران با بازده سهام. *فصلنامه مطالعات تجربی حسابداری مالی*، ۷(۲۵)، ۵۳-۸۵.

۷. داودی، معصومه. (۱۳۹۷). بررسی تأثیر محافظه کاری حسابداری بر رابطه بین اعتماد به نفس بیش از حد مدیر عامل و عملکرد مالی. پایان نامه کارشناسی ارشد حسابداری. دانشکده مدیریت و حسابداری، دانشگاه بین المللی امام رضا (ع). چاپ نشده.

۸. داودی، معصومه، غفوریان شاگردی، امیر. (۱۳۹۸). رابطه بین تغییر مدیر عامل با اعتماد به نفس بیش از حد و عملکرد شرکت در شرکت های پذیرفته شده بورس اوراق بهادار تهران، هفدهمین همایش ملی حسابداری ایران، قم، پردیس فارابی دانشگاه تهران.

۹. راعی، رضا. (۱۳۷۷). طراحی مدل سرمایه گذاری مناسب در سبد سهام با استفاده از هوش مصنوعی (شبکه های عصبی). رساله دوره دکتری، دانشگاه تهران، دانشکده مدیریت.

۱۰. شورورزی، محمد رضا و برزگر خاندوزی، عابدین. (۱۳۸۸). نبود تقارن اطلاعاتی و نقش اطلاعاتی محافظه کاری بررسی دیدگاه های متفاوت در باب محافظه کاری. *حسابدار*، سال بیست و چهارم، شماره ۲۱۰، صص ۵۶-۶۳.

۱۱. صالحی، مهدی، موسوی شیری، سید محمود و ابراهیمی سویزی، محمد. (۱۳۹۳). محتوای اطلاعاتی سود اعلان شده و پیش بینی شده هر سهم در تبیین بازده غیرعادی سهام. *پژوهش های حسابداری مالی و حسابرسی*، ۶(۲۱)، ۱۱۷-۱۴۰.

۱۲. عباس زاده، محمد رضا، رستگار مقدم اعتمادی، علی و بیگی، بهزاد. (۱۳۹۳). بررسی تأثیر اعتماد بیش از حد مدیریتی بر سیاست تقسیم سود در شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. کنفرانس بین المللی حسابداری، اقتصاد و مدیریت مالی.

۱۳. فخاری، حسین و رسولی، شادی. (۱۳۹۲). بررسی اثر محافظه کاری و کیفیت اقلام تعهدی بر کارایی سرمایه گذاری. *پژوهش های تجربی حسابداری*، ۲(۸)، صص ۸۱-۱۰۰.

۱۴. فروغی، داریوش، امیری، هادی و صدرالدین، ابراهیم. (۱۳۹۷). توضیح بازده غیرعادی مرتبط با ریسک ورشکستگی با استفاده از الگوی دو بتا بر مبنای ریسک نرخ تنزیل و ریسک جریان نقدی. *مدیریت دارایی و تأمین مالی*.

۱۵. قاسمی، علی، نیک بخت، محمد رضا و ایمانی برندق، محمد. (۱۳۹۴). تأثیر اعتماد به نفس بیش از حد مدیریت بر نوسان بازده غیر متعارف سهام. *فصلنامه مطالعات مدیریت و حسابداری*، ۱(۱)، ۵۴-۶۴.

۱۶. قالیباف اصل، حسن و ایزدی، محسن. (۱۳۹۳). بررسی رابطه بین ریسک و بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران: اثر شتاب و ریسک نقد شوندگی. *دو فصلنامه اقتصاد پولی، مالی (دانش و توسعه سابق)*، ۲۱(۷)، ۸۴-۱۰۴.

۱۷. قربانی، بهزاد، فروغی، داریوش، امیری، هادی و هاشمی، سید عباس. (۱۳۹۲). بررسی کیفیت گزارشگری مالی و نوسان بازده غیر متعارف سهام. دانش *مالی تحلیل اوراق بهادار(مطالعات مالی)*، ۶(۱۷)، ۴۵-۶۱.

۱۸. کمیته تدوین سازمان حسابرسی. (۱۳۸۵). استانداردهای حسابداری، تهران: سازمان حسابرسی، نشریه ۱۶۰، ص ۶۳۶.

۱۹. لاری دشت بیاض، محمود، قائم مقامی، کامران و حسن زاده کلاچای، محمد تقی. (۱۳۹۵). بررسی تأثیر معیارهای بازده سرمایه گذاری و ارزش افزوده اقتصادی بر بازده سهام شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، *دانش و پژوهش حسابداری*، ۴۵، ۵۴-۸۴.

۲۰. واعظ، سید علی، کرراهی مقدم، سیروس و الهائی سحر، مهدی. (۱۳۸۹). بررسی عملکرد شرکت و حاکمیت شرکتی از طریق ساختار مالکیت در شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. *فصلنامه علمی پژوهشی حسابداری مالی*، ۲(۷)، ۱۱۴-۱۳۵.

21. Ahmed, A. & Duellman S. (2013). Managerial overconfidence and accounting conservatism. *Journal of Accounting Research*, 51 (1), 1-30.
22. Baker, M., Ruback, R., and Wurgler, J. (2007). Behavioral Corporate Finance. Handbook of corporate finance: *Empirical corporate finance*, Vol 1, Pp 89-145.
23. Ball, R., Robin, A. and Sadka, G. (2008). "Is Financial Reporting Shaped by Equity Markets or by Debt Markets? An International Study of Timeliness and Conservatism". *Review of Accounting Studies*, 13 (2-3): 168-205.
24. Basu. S. (1997). "The Conservatism Principle and the Asymmetric Timeliness of Earnings". *Journal of Accounting and Economics*, 24 (1): 3-37.
25. Beaver,W. and S.Ryan (2005)."Conditional and unconditional conservatism :concepts and modeling".*Review of Accounting Studies*,Vol. 10,PP. 269-309.
26. Bystrom, H. (2018). Stock Return Expectations in the Credit market. International Review of Finance Analysis. Vol 56, 85-92.
27. Campbell, T. C., M. Gallmeyer, S. A. Johnson, J. Rutherford, and B. W. Stanley. (2011). CEO optimism and forced turnover. *Journal of Financial Economics*, 101(3): 695-712.
28. Chae, j., and lee, E-J. (2018). Distribution uncertainty and expected stock returns. *Finance Research Letters*. Vol 25, 55-61.
29. Hsu, C., Novoselov, K., & Wang, R. (2017). Does Accounting Conservatism Mitigate the Shortcomings of CEO Overconfidence?, *The Accounting Review*. 92(6), 77-101.
30. Kahneman, D. and Lovallo, D. (1993). "Timid Choices and Bold Forecasts: A Cognitive Perspective on Risk Taking". *Management Science*, 39 (1): 17- 31.
31. Kramer, L.A and Liao, C.M. (2012). The Cost of False Bravado: Management Overconfidence and its Impact on Analysts' Views. North American Finance Conference.
32. Maditinos. D., Chatzoudes. D., & Tsairidis, C. (2012). The impact of intellectual capital on firms' market value and financial performance. *Journal of Intellectual Capital*, 12, No. 1,pp:132-151.
33. Malmendier, U. and Tate, G. (2008). "Who Makes Acquisitions? CEO Overconfidence and the Market's Reaction". *Journal of Financial Economics*, 89: 20-43.
34. Malmendier, U., and Tate, G. (2005). CEO overconfidence and corporate investment. *J. Finance*, 60, 2661–2700.
35. Marchica, M. T. & Mura, R. (2010). Financial flexibility, investment ability, and firm value: Evidence from firms with spare debt capacity. *Financial Management*, pp:1339-1368.
36. Payyk, B., and Gores, T. (2007). The effect of accounting conservatism on profit stability. Working paper, DePaul University.
37. Schrand, C. M., and S. L. C. Zechman. (2012). Executive overconfidence and the slippery slope to financial misreporting. *Journal of Accounting and Economics*, 53 (1–2), 311–329.
38. Skala, D. (2008). Overconfidence in psychology and finance - an interdisciplinary literature review. Bank i Kredyt. Pp 33-50.
39. Tomak, S. (2013). The Impact of Overconfidence on Capital Structure in Turkey. International *Journal of Economics and Financial*, Issues, 3: 512-518.
40. Watts, R.L. (2003). "Conservatism in accounting, Part I: explanations and implications". *Accounting Horizons*, 17 (3, September), pp 207–221.
41. Zafar, N., Urooj, S.F., & Durrani, T.K. (2008). Interest rate volatility and stock return and volatility. *European journal of economic*, issue 14.

Investigating the impact of accounting conservatism on the relationship between CEO overconfidence and stock return fluctuations & abnormal stock return in companies listed in the Tehran stock exchange

Masoume Davoudi [1]

Amir Ghafourian Shagerdi [2*]

Date of Receipt: 2019/12/13 Date of Issue: 2019/12/14

Abstract

This study Investigating the impact of accounting conservatism on the relationship between CEO overconfidence and stock return fluctuations & abnormal stock return in companies listed in the Tehran stock exchange. This research is objectively, applicable and through the method of collecting and analyzing in the field of descriptive, correlational. The statistic society population of this research includes the firms listed in the tehran stock exchange as 117 companies operating in various industries over the years 2011 to 2017. To measure CEO overconfidence according to the Ahamad and Duelman (2013) use overinvit index that is related to the investement also to measure stock return fluctuations, the standard deviation of real stock returns has been used for the past 5 years, also to measure abnormal stock return usig the difference between the real return on the share and the market return finally to measure the accounting conservatism used Khan and Wats model. The test assumptions of this study are regular multiple regressions with and using the Eviews software version 9. According to the results of the mentioned test assumptions shows that: accounting conservatism had not a significant impact on the relationship between CEO overconfidence and stock return fluctuations but accounting conservatism had a negative and significant impact on the relationship between CEO overconfidence and abnormal stock return.

Keyword

Accounting conservatism, CEO overconfidence, Stock returns fluctuations, Abnormal stock return, Tehran stock exchange.

1. M.A. in Accounting, Faculty of Management and Accounting, Department of Accounting, Imam Reza international university, Mashhad, Iran (m.davoudi100@gmail.com).

2. Assistant Professor, Faculty of Management and Accounting, Department of Accounting, Imam Reza international university, Mashhad, Iran (*Corresponding Author: ghafourian@imamreza.ac.ir).