فصلنامه چشم انداز حسابداری و مدیریت
دوره ۶، شماره ۷۸، بهار ۱۴۰۲(جلد اول)

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

نقش تنوع جنسی هیات مدیره و تخصص حسابرس بر کیفیت اطلاعات حسابداری

چشم انداز حسابداری و مدیریت (دوره ششم)
شماره ۷۸ / بهار ۱۴۰۲ (جلد اول)/ صص ۲۷۲-۲۸۴

فاطمه غلامی
کارشناسی ارشد حسابداری، دانشگاه پیام نور، مرکز تهران غرب، تهران، ایران.
fateme67gholami1390@gmail.com

چکیده

در این راستا پژوهش حاضر به بررسی نقش تنوع جنسی هیات مدیره و تخصص حسابرس بر کیفیت اطلاعات حسابداری شرکتهای پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در بازۀ زمانی ۱۳۹۵– ۱۴۰۰ (۹۰ شرکت) می پردازد. بدین منظور با استفاده از روش بررسی میدانی، اطلاعات استخراج شده و داده‌ها بعد از جمع آوری از صورتهای مالی با استفاده از روش‌های آمار توصیفی و الگوی داده‌های تابلویی مورد آزمون و تجزیه و تحلیل قرار گرفته‌اند. نتایج حاصل از فرضیه نشان داد تنوع جنسی هیات مدیره و تخصص حسابرس بر کیفیت اطلاعات حسابداری تاثیر معکوس دارد.

واژگان کلیدی: نقش تنوع جنسی هیات مدیره، تخصص حسابرس، کیفیت اطلاعات حسابداری.

مقدمه

گزارشگری مالی و افشا ابزار مهمی برای مدیریت جهت انتقال اثربخش اطلاعات به افراد برون‌سازمانی می‌باشد. در ادبیات موجود، فرضیه‌ها و نظریه‌های متعددی در رابطه با افشا بیان شده و بارها به پیامدهای اقتصادی افشا و اثرات مثبت آن اشاره شده است. به اعتقاد بوتاسان (۲۰۱۴) افشای بیشتر اطلاعات می‌تواند موجب کاهش هزینه سرمایه و در نتیجه افزایش ارزش شرکت شود. بر اساس تئوری علامت‌دهی، شرکت‌ها به‌منظور دستیابی به منابع محدود سرمایه با هم در رقابت هستند. اگر شرکت به لحاظ گزارشگری مالی خوش‌نام باشد و در مورد فعالیت‌های خود اطلاعات بیشتری اعلام و افشا نماید توانایی بیشتری در جذب سرمایه خواهد داشت چراکه اعتماد سرمایه‌گذاران را به خود جلب خواهد کرد. گزارشات قابل اتکا و به موقع باعث می‌شود که افراد بتوانند به درستی چشم‌اندازهای آتی شرکت را ارزیابی نمایند. این امر باعث کاهش ریسک سرمایه‌گذاری و هم‌چنین نرخ بازده مورد انتظار شده و بالطبع کاهش هزینه سرمایه را به دنبال خواهد داشت (چن و همکاران، ۲۰۱۱). حسابرسانی که در صنعت مورد نظر تخصص دارند، به دلیل داشتن توانایی بیشتر در شناسایی و برخورد با مشکلات ویژه آن صنعت می توانند حسابرسی را با کیفیت بالاتر انجام دهند. کیفیت حسابرسی میتواند هزینه های تأمین مالی ناشی از انتخاب ناسازگار را کاهش دهد و همچنین تأمین مالی پروژه های بلند مدت و پروژه هایی با بازده بالا را تسهیل بخشد. از آنجا که کیفیت حسابرسی، عدم تقارن اطلاعاتی را بین مدیران و سهامداران کاهش میدهد، احتمال این تفکر کاهش مییابد که سرمایه گذاران فرض کنند شرکتها به دلیل فقر مالی دست به انتشار اوراق بهادار زده اند و بنابراین، تأمین کنندگان سرمایه، ارزشهای جاری شرکتها را به درستی تعیین میکنند و درنتیجه هزینه های تأمین مالی کاهش مییابد و بدین ترتیب، کیفیت بالای اقلام حسابرسی شده با کاهش هزینه های تأمین

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

مالی ناشی از انتخاب ناسازگار سهامداران، بـه افزایش کارایی سرمایه گذاری منجر میشود (چن و همکاران، ۲۰۱۳). در جوامع امروزی، توسعه پایدار بر توانمندسازی زنان تکیه دارد. به طوری که اندیشمندان اجتماعی همواره بر رفع موانع جنسیتی به عنوان لزوم تحقق توسعه اقتصادی و اجتماعی تاکیدکرده اند.

بیان مساله

هدف اولیه گزارشگری مالی، یاری رساندن به سرمایه گذاران در اتخاذ تصمیم های اقتصادی است. تصمیم های اقتصادی درباره تخصیص بهینه منابع بوده و یکی از مهم ترین تصمیم های اقتصادی، تصمیم های مرتبط با سرمایه گذاری در سهام است که این خود تابعی از کیفیت اطلاعات ارائه شده توسط شرکت های سرمایه پذیر می باشد. بازار سرمایه یکی از ارکان اساسی رشد و توسعه اقتصادی در هر کشور به شمار می رود. در این بازار، هر قدر کیفیت اطلاعات حسابداری بهتر باشد، تصمیم های سرمایه گذاری بهینه تری اتخاذ می گردد. در تصمیم گیری های منطقی، اطلاعات صحیح تر دارای اهمیت بیشتری است و تصمیم گیری های سرمایه گذاری به اطلاعات حسابداری وابسته تر می باشند (رضایی و حصار، ۱۳۹۳).

کیفیت اطلاعات حسابداری می تواند حداقل به دو شیوه با کفایت سرمایه گذاری در ارتباط باشد. اول اطلاعات حسابداری، هزینه های گزیشن نادرست را از طریق کاهش عدم تقارن اطلاعاتی میان شرکت و سرمایه گذاران کاهش دهد و می تواند کفایت سرمایه گذاری را از طریق افزایش توانایی سهامداران برای نظارت بر مدیران، بهبود بخشد و در نتیجه موجب انتخاب پروژه ی مناسب و کاهش هزینه های نمایندگی شود. از اینرو سازوکارهای متعددی در اطلاعات حسابداری وجود دارد که می تواند موجب بهبود تصمیم های سرمایه گذاری شرکت ها شود. اطلاعات حسابداری، گزینش نادرست (نمونه از عدم تقارن اطلاعاتی) ریسک نقدینگی و ریسک اطلاعات را کاهش می دهد و از این طریق می تواند منجر به کفایت سرمایه گذاری شود (چن و همکاران، ۲۰۱۱).

کیفیت اطلاعات حسابداری بالاتر به مدیران این شرایط را فراهم می کند که اقداماتی در رابطه با سرمایه گذاری بیش از حد برای بازدهی بیشتر اجرا کنند و مشکلات کم سرمایه گذاری را کاهش دهند (گومریز و بلستا، ۲۰۱۴). گومریز و بلستا (۲۰۱۴) بیان نمودند در شرایطی که سرمایه گذاری بیش از حد در شرکت ها صورت گیرد مدیران حالت محافظه کارانه در قبال گزارشگری مالی خواهند داشت و اگر این سرمایه گذاری ها منجر به بازدهی نگردد ممکن است مدیران اقدام به دستکاری گزارشگری مالی شوند.

این اطلاعات یک منبع مهم برای اتخاذ تصمیم های اقتصادی توسط سرمایه گذاران در سطح یک شرکت خاص است. گزارشگری مالی دارای کیفیت بالا منجر به افزایش توانایی سهامداران و مالکان شرکت در نظارت بر فعالیتهای سرمایه گذاری مدیر می شود، این امرمی تواند بر کارایی سرمایه گذاریها در نتیجه کاهش پدیده مخاطرات اخلاقی تاثیر مشخصی داشته باشد (گایو و راپوسو، ۲۰۱۱).

در این میان حسابرسی یک جزء مهم از حاکمیت شرکتی قوی است که می تواند به عنوان ابزار کنترل کننده ای محسوب شود. که انگیزه های مدیریت را برای دستکاری کردن سود محدود می‌کند. در نتیجه انتظار می رود در جایی که حتی فرصت کمی برای مدیریت سود وجود دارد، کیفیت حسابرسی بالا رود (ابراهیم،۲۰۱۰). از دیدگاه تجربی حسابرسان متخصص در صنعت و با تصدی بالا به منظور حفظ اعتبار حرفه، شهرت حرفه ای خود و اجتناب از دعاوی قضایی علیه خود نقش محدود کننده ای در اقلام تعهدی اختیاری دارند (دفوند و همکاران، ۲۰۰۰). به همان نسبتی که حسابرسان در صنعت مورد نظر تخصص پیدا می کنند، دانش تخصصی آنها بیشتر می شود و از آنها انتظار می رود که در مقایسه با

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

حسابرسان غیر متخصص در شناخت گزارشات متقلبانه دقت بیشتری داشته باشد (بالسم و همکاران، ۲۰۰۳). کریشنان (۲۰۰۳) رابطه تخصص در صنعت حسابرس و سطح اقلام تعهدی اختیاری را مورد آزمون قرار داد و به رابطه منفی این دو متغیر پی برد همچنین شوئر (۲۰۰۲) رابطه میان عدم تقارن اطلاعاتی و تخصص در صنعت حسابرس را مورد آزمون قرار داد و به این نتیجه رسید که شرکت هایی که توسط حسابرسان متخصص در صنعت، حسابرسی می شود دارای سطوح عدم تقارن اطلاعاتی کمتری هستند نسبت به شرکت هایی که توسط این حسابرسان، حسابرسی نمی شود. دیدگاه نظری و تجربی نشان می دهد کیفیت اطلاعات حسابداری نقش مهمی در کاهش عدم تقارن اطلاعاتی دانست که منجر به بازدهی سرمایه گذاری می شود و همچنین مدیران را قادر می سازد تا فرصت های سرمایه گذاری را بخوبی شناسایی کنند و تصمیمات مربوطه را در این مورد اتخاذ کنند همچنین مطالعات پیشین نشان می دهد تخصص حسابرس نیز در رابطه به کاهش عدم تقارن اطلاعاتی می تواند نقش موثری داشته باشد. تخصص حسابرسان در صنعت می تواند باعث شناسایی و کشف ابهامات در گزارشگری مالی شود و همچنین نابهنجاری های مربوطه که منجر به عدم تقارن اطلاعاتی می شود (الوود و جاربوی، ۲۰۱۷).

همزمان با بهبود وضعیت زنان در جامعه و آشکار بودن استعدادهای فراوان و شایستگی های آنان در این زمینه و نیز تایید این مطلب که زنان می توانند به بهترین شکل در محیط خارج از خانه حضور یابند، توانایی آنان در انجام امور اجرایی و مدیریتی پیش از پیش روشن می گردد. از نظر دین اسلام زنان می توانند در عرصه های مختلف شغلی و مدیریتی با حفظ موازین اسلامی ظاهر گردیده و حضور فعال داشته باشند. درکشورهای اروپایی نظیر نروژ، حضور مدیران زن در شرکت های نروژی را با اهمیت دانسته و از ژانویه ۲۰۰۸ قانونی به تصویب رسیده که شرکت ها می بایست ۴۰٪ از کرسی های مدیریت را به مدیران زن اختصاص دهند. همچنین درانگلستان همانند نروژ قانونی به تصویب رسیده است که ۳۰٪ مدیران شرکت ها، از زنان تشکیل شده باشد.

بدین منظور پژوهش حاضر درصدد بررسی نقش تنوع جنسی هیات مدیره و تخصص حسابرس بر کیفیت اطلاعات حسابداری می باشد.

پیشینه پژوهش

الوود و جاربوی (۲۰۱۷) به بررسی تخصص حسابرس، کیفیت اطلاعات حسابداری و بازده سرمایه گذاری پرداختند. نتایج حاصل از پژوهش نشان داد کیفیت اطلاعات حسابداری منجر به کاهش بازده سرمایه گذاری می شود. همچنین اما در شرکت ها که در آن تخصص صنعت حسابرسی حاکم است کیفیت اطلاعات حسابداری با بازده سرمایه گذاری رابطه مثبت دارد.

رید و همکاران (۲۰۱۵) به بررسی تاثیر تغییرات اخیر در گزارشگری حسابرس و کمیته حسابرسی بر کیفیت حسابرسی در بریتانیا پرداختند. معیار آنها برای کیفیت حسابرسی، اقلام تعهدی غیرعادی و تلاش برای تحقق انتظارات تحلیلگران از سود شرکت بود. آنها نشان دادند اگرچه حقالزحمه های حسابرسی بعد از تغییرات اخیر افزایش یافته است، این افزایش با افزایشهای سال قبلی تفاوت بااهمیتی ندارد. بنابراین تغییرات اخیر در نحوه گزارشگری باعث افزایش حق الزحمه حسابرسی نشده است. آنها همچنین شواهدی برای تاثیر منفی تغییرات اخیر بر ارائه دیرهنگام گزارشهای حسابرسی نیافتند. در نهایت آنها دریافتند که تغییرات اخیر باعث افزایش کیفیت حسابرسی و همچنین عدم تحمیل هزینه های اضافی به شرکتها شده است.

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

ستایش و همکاران (۱۳۹۴) به بررسی اثر تعاملی کیفیت اطلاعات حسابداری و عدم تقارن اطلاعاتی بر عدم کفایت سرمایه‌گذاری شرکتهای پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. نتایج نشان می‌دهد که بین اثرتعاملی کیفیت اطلاعات حسابداری و عدم تقارن اطلاعاتی با کم سرمایه‌گذاری رابطه‌ای معنادار و مستقیم وجود دارد اما این موضوع در رابطه با بیش سرمایه‌گذاری صدق نمی‌کند.

برزیده و معدنچی‌ها (۱۳۹۳) تأثیر تخصص موسسه حسابرسی در صنعت بر تأخیر گزارش حسابرسی را بررسی کردند. آنها از اطلاعات مالی و غیر مالی ۱۶۷ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سالهای ۱۳۸۶ تا ۱۳۹۰ با استفاده از مدل رگرسیون چند متغیره نشان دادند که وقتی سازمان حسابرسی و موسسات عضو جامعه حسابداران رسمی ایران حسابرس شرکتها باشند، تخصص حسابرس در صنعت بر تأخیر گزارش حسابرسی تأثیرپ معنادار ندارد، اما در حالتی که فقط موسسات عضو جامعه حسابداران رسمی ایران حسابرس شرکتها باشند، تخصص حسابرس در صنعت بر تأخیر گزارش حسابرسی تأثیر معنادار و معکوس دارد .به عبارتی دیگر حسابرسان متخصص صنعت، گزارش حسابرسی را زودتر از همتایان غیر متخصص خود صادر مینمایند.

فرضیات

فرضیه اول: بین تنوع جنسی و کیفیت اطلاعات حسابداری رابطه وجود دارد.

فرضیه دوم: بین تخصص مالی حسابرس و کیفیت اطلاعات حسابداری رابطه وجود دارد.

روش شناسی تحقیق

این پژوهش براساس طبقه‌بندی بر مبنای هدف، کاربردی است و از لحاظ طبقه‌بندی برحسب روش از نوع همبستگی و با استفاده از رویکرد پس رویدادی، انجام شده است. از آنجایی‌که هدف از این تحقیق مطالعه میزان همبستگی و برآورد ضرایب برای متغیرهای مورد بررسی و در نهایت کشف رابطه بین آن‌هامی‌باشد؛ مبانی نظری پژوهش از کتب و مقالات تخصصی فارسی و لاتین گردآوری شده است. داده‌های خام مربوط به صورت‌های مالی با استفاده از نرم افزار تدبیرپرداز و همچنین با مراجعه به سایت‌های مدیریت پژوهش، توسعه و مطالعات اسلامی و استفاده از شبکه جامع اطلاع‌رسانی (کدال) بورس اوراق بهادار جمع‌آوری گردید. همچنین در برآورد مدل از نرم افزار استاتا استفاده شده است.

جامعه آماری این پژوهش، شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۹۵ تا سال ۱۴۰۰ (دوره ۶ ساله) است.

در این پژوهش، نمونه‌ها از طریق روش حذف سیستماتیک از جامعه آماری، انتخاب گردید. به این ترتیب که نمونه، متشکل از کلیه شرکت‌های موجود در جامعه آماری بوده که حائز معیارهای زیر باشند:

- سال مالی آن‌ها به ۱۲/۲۹ هر سال ختم شود، تا بتوان داده‌ها را در کنار یکدیگر قرار داد و حسب نتایج آزمون‌های پیش‌فرض، آن‌ها را در قالب‌های تابلویی یا تلفیقی به کار برد.
- در طول دوره پژوهش، تغییر در دوره (سال) مالی نداشته باشند، تا نتایج عملکرد مالی آنان، با یکدیگر قابل مقایسه باشند.
- داده‌های مورد نیاز جهت متغیرهای پژوهش در طول دوره زمانی مورد بررسی موجود باشند، تا درحد امکان بتوان محاسبات را بدون نقص انجام داد.

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

- نماد معاملاتی آنها در بورس، بیش از سه ماه بسته نشده باشد، زیرا در این تحقیق از قیمت سهام شرکت‌ها استفاده می‌شود.

در نتیجه اعمال محدودیت های فوق تعداد ۹۰ شرکت جامعه آماری پژوهش حاضر می باشد.

جهت آزمون فرضیه پژوهش، مدل زیر برازش می‌شود:

مدل اول

$$AQ_{it} = \beta 0 + \beta_1 diversity_{it} + \beta_2 LEV_{it} + \beta_3 SIZE_{it} + \beta_4 GROW_{it} + \beta_5 M/B_{it} + \beta_6 FA_{it} + \varepsilon_{it}$$

مدل دوم

$$AQ_{it} = \beta 0 + \beta_1 diversity_{it} + \beta_2 LEV_{it} + \beta_3 SIZE_{it} + \beta_4 GROW_{it} + \beta_5 M/B_{it} + \beta_6 FA_{it} + \varepsilon_{it}$$

متغیر وابسته

کیفیت اطلاعات حسابداری (AQ): مبتنی بر مدل کیفیت اقلام تعهدی دچتو و دیچو (۲۰۰۲) میباشد. این مدل تا حدود زیادی بر اساس برقراری ارتبای بین اقلام تعهدی حاصل از سرمایه درگردش و فرآیند شناسایی جریانهای نقدی است. این موضوع بدین معنی است که یک تطابق ضعیف در این رابطه میتواند نشان دهنده کیفیت پایین اقلام باشد. مدل سنجش کیفیت اقلام تعهدی طبق مدل دچو و دیچو (۲۰۰۲) بشرح زیر است.

$$WCA_{it}=\beta 0+\beta 1 CFO_{it}-1+\beta 2 CFO_{it}+\beta 3 CFO_{it+1}+\varepsilon_{it}$$

که در این مدل داریم:

WCA_{it}: اقلام تعهدی حاصل از سرمایه در گردش شرکت i در پایان سال t.

$CFO_{it}-1$: جریان نقدی حاصل از عملیات شرکت i در پایان سال t-1.

CFO_{it}: جریان نقدی حاصل از عملیات شرکت i در پایان سال t.

CFO_{it+1}: جریان نقدی حاصل از عملیات شرکت i در پایان سال t+1.

ε_{it}: باقیمانده مدل رگرسیونی شرکت i در پایان سال t.

لازم به ذکر است که اقلام تعهدی حاصل از سرمایه در گردش شرکت i در پایان سال t بشرح زیر می باشد:

$$WCA_{it}= \Delta CA_{it} - \Delta CL_{it}+ \Delta CASH_{it} +\Delta Debt_{it}$$

که در این رابطه داریم:

ΔCA_{it}: خالص تغییرات در ارزش دفتری دارایی های جاری شرکت در بین سالهای t و سال t-1.

ΔCL_{it}: خالص تغییرات در ارزش دفتری بدهی های جاری شرکت در بین سالهای t و سال t-1.

$\Delta CASH_{it}$: خالص تغییرات در وجوه نقد و سرمایه گذاری های کوتاه مدت شرکت در بین سالهای t و سال t-1.

$\Delta Debt_{it}$: خالص تغییرات در ارزش دفتری بدهی های غیرعملیاتی کوتاه مدت (سود سهام و حصه جاری بدهیهای بلندمدت) شرکت در بین سالهای t و سال t-1.

جریانات نقد حاصل از عملیات در سالهای t و t-1 و t+1 از صورت جریان وجه نقد تهیه شده بر اساس استانداردهای حسابداری ایران (لازم الاجرا از سال ۱۳۸۷) استخراج می شود. پس از برآورد انحراف استاندارد باقیمانده های رگرسیونی

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

مدل مذکور به عنوان معیار کیفیت اقلام تعهدی برای هر شرکت نمونه i بر اساس مدل دیچو و دیچاو (۲۰۰۲)، طی دوره های پنج ساله به شرح زیر محاسبه میگردد:

$$AQit=(\varepsilon itj)\ ; \qquad j= t,t-1,t-2,t-3,t-4$$

$AQit$: معیار معکوس کیفیت اقلام تعهدی شرکت i در پایان سال t.

(εitj): انحراف معیار باقیمانده مدل رگرسیونی شرکت i برای سالهای ، t-1، t-2، t-3 و t-4.

ارزش بالاتر AQ نشاندهنده کیفیت ضعیف تر اقلام تعهدی است که این موضوع به دلیل قدرت توضیددهندگی به نسبت کمتتر انحرافات از اقلام تعهدی جاری از طریق فرآیند شناسایی جریان نقدی حاصل از عملیات شرکت می باشد. ستوده ای شرکت از طریق جمع اقلام تعهدی و جریانات نقدی محاسبه میشود. اجزای جریان نقدی معمولاً عینی بوده و کمتر دستکاری میشوند. لذا؛ کیفیت سود وابستگی خاص به کیفیت اقتلام تعهدی خواهد داشت. بنابراین، کیفیت اقلام تعهدی پاینتر نشانر دهنده سطح پایین تر کیفیت سود خواهد بود (گایو و راپاسو، ۲۰۱۱).

متغیرهای مستقل

تنوع هیات مدیره (diversity): اگر هیات مدیره زن باشد عدد ۱ و اگر مرد باشد عدد صفر اختیار می کند.

تخصص مالی حسابرس (SPEC): درصورتی‌که حسابرس متخصص در صنعت باشد برابر با ۱ و در غیر این صورت برابر با صفر است؛ به‌عبارتی‌دیگر، در این پژوهش برای اندازه‌گیری تخصص حسابرس در صنعت از رویکرد سهم بازار استفاده می‌شود. به این معنی که هرچه سهم بازار حسابرس بیشتر باشد، تخصص حسابرس در آن صنعت و تجربه او نسبت به سایر رقبا بالاتر است.

سهم بازار حسابرسان به‌صورت زیر محاسبه می‌شود (مجموع دارایی‌های تمام صاحب‌کاران یک موسسه حسابرسی خاص در یک صنعت خاص، تقسیم‌بر مجموع دارایی‌های صاحب‌کاران در این صنعت).

$$MS_{ik} = \frac{\sum_{j=1}^{J_{ik}} TA_{ijk}}{\sum_{i=1}^{I_k}\sum_{j=1}^{J_{ik}} TA_{ijk}}$$

MS ik= سهم بازار موسسه حسابرسی i در صنعت k.

TA= مجموع دارایی‌های صاحب‌کاران.

I= نماد موسسه حسابرسی است.

K= نماد صنعت موردنظر است.

J ik= نماد تعداد صاحب‌کاران موسسه حسابرسی i در صنعت k.

I k= نماد تعداد موسسه‌های حسابرسی در صنعت k.

مؤسساتی به‌عنوان متخصص در صنعت در نظر گرفته می‌شوند که سهم بازارشان بر اساس رابطه زیر برقرار باشد (اعتمادی و همکاران،۱۳۸۸).

$$MS_{ik} > \frac{1}{N_K} \times 1.2$$

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

در رابطه فوق، N k بیانگر تعداد شرکت‌های موجود در صنعت k است؛ بنابراین اگر شرکت از سوی موسسه حسابرسی متخصص صنعت حسابرسی شده باشد، متغیر SPEC برابر با یک وگرنه برابر با ۰ خواهد بود.

متغیرهای کنترلی

جدول (۱): نحوه اندازه گیری متغیرهای کنترلی

اهرم مالی	LEV	مجموع بدهی های شرکت تقسیم بر مجموع دارایی ها.
اندازه شرکت	SIZE	لگاریتم طبیعی ارزش دفتری کل دارایی ها شرکت i در سالt؛ (به منظور کنترل اثر اندازه شرکت ها). (مهرانی و همکاران، ۱۳۹۲).
رشد شرکت	GROW	رشد فروش شرکت شرکت i در سالt نسبت به سال قبل. (پورحیدری و همکاران، ۱۳۹۳).
ارزش سهام	M/B	عبارت است نسبت ارزش بازار حقوق صاحبان سهام به ارزش دفتری آن در شرکت i در سال t.
عمر شرکت	FA	تاریخ تاسیس شرکت تا بحال (سن شرکت). (حیدر پور و طباطبایی، ۱۳۹۴).

یافته های پژوهش

به منظور بررسی مشخصات عمومی متغیرها و تجزیه و تحلیل دقیق آن ها، آشنایی با آمار توصیفی مربوط به متغیرها لازم است. نگاره (۱)، آمار توصیفی داده های مربوط به متغیرهای مورد استفاده در تحقیق را نشان می دهد. آمار توصیفی مربوط به ۹۰ شرکت نمونه طی دوره زمانی ۶ ساله (۱۳۹۰ تا ۱۳۹۵) می باشد.

جدول (۲): آمار توصیفی متغیرهای پژوهش

نام متغیر	تعداد	میانگین	انحراف معیار	واریانس	چولگی	کشیدگی	کمترین	بیشترین
کیفیت اطلاعات حسابداری	۸۷۵	۰.۰۴۵	۰.۰۳۷	۰.۰۰۱	۲.۷۳۷	۱۴.۳۶۳	۰.۰۰۴	۰.۲۸۵
تنوع هیات مدیره	۸۷۵	۰.۰۰۹	۰.۰۹۵	۰.۰۰۹	۱۰.۲۴۷	۱۰۶.۰۰۹	۰	۱
تخصص مالی حسابرس	۸۷۵	۰.۶۸۳	۰.۴۶۵	۰.۲۱۶	−۰.۷۸۸	۱.۶۲۱	۰	۱
اهرم مالی	۸۷۵	۰.۵۶۱	۰.۱۹۲	۰.۰۳۷	−۰.۴۶۱	۲.۶۴۱	۰.۰۱۲	۰.۹۶۴
اندازه شرکت	۸۷۵	۱۳.۹۶۲	۱.۴۵۱	۲.۱۰۷	۰.۷۷۴	۴.۲۱۳	۱۰.۲۲۶	۱۹.۱۰۶
رشد شرکت	۸۷۵	۰.۲۰۹	۰.۴۲۵	۰.۱۸۱	۳.۲۸۷	۲۹.۱۱۷	−۰.۰۰۱	۴.۶۵۱
ارزش سهام	۸۷۵	۳.۱۷۲	۲.۲۹۴	۵.۲۶۵	۱.۸۰۸	۷.۳۵۰	۰.۱۴۰	۱۵.۸۱۹
عمر شرکت	۸۷۵	۲۸.۳۴۴	۱۵.۲۵۸	۲۳۲.۸۳۴	۰.۲۳۹	۱.۸۷۶	۳	۶۰

اصلی‌ترین شاخص مرکزی، میانگین است که نشان‌دهنده نقطه تعادل و مرکز ثقل توزیع است و شاخص خوبی برای نشان دادن مرکزیت داده‌هاست. برای مثال مقدار میانگین برای متغیر اندازه شرکت برابر با (۱۳.۹۶۲) می‌باشد که نشان می‌دهد بیشتر داده‌ها حول این نقطه تمرکز یافته‌اند. پارامترهای پراکندگی، معیاری برای تعیین میزان پراکندگی از یکدیگر یا میزان پراکندگی آن‌ها نسبت به میانگین است. از مهم‌ترین پارامترهای پراکندگی، انحراف معیار است.

آزمون مانایی متغیرها

برای بررسی وجود ریشه واحد در داده های پانل می‌توان از آزمون لیون، لین و چو، آزمون هاریس و... استفاده کرد که نتایج آن به صورت جدول شماره ۳ خلاصه عرضه می‌گردد.

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

جدول (۳): آزمون مانایی (هاریس) برای متغیرهای پژوهش

نام متغیر	آماره آزمون	سطح معناداری	نتیجه
کیفیت اطلاعات حسابداری	۰.۶۷۱	۰.۰۰۰۰	مانا است
تنوع جنسی	-۱۹.۸۷۱	۰.۰۰۰۰	مانا است
تخصص مالی حسابرس	-۷.۴۵۰	۰.۰۰۰۰	مانا است
اهرم مالی	-۴.۰۵۹	۰.۰۰۰۰	مانا است
اندازه شرکت	۴.۹۱۷	۰.۰۰۰۰	مانا است
رشد شرکت	-۱۸.۲۳۰	۰.۰۰۰۰	مانا است
ارزش سهام	-۱۵.۲۹۳	۰.۰۰۰۰	مانا است
عمر شرکت	۹.۶۳۴	۰.۰۰۰۰	مانا است

با توجه به جدول شماره ۳ مشاهده می‌شود که سطح معنی‌داری متغیرها کمتر از ۵ درصد بوده و بیانگر مانا بودن متغیرها است.

آزمون تشخیص توزیع نرمال

نرمال بودن متغیرها (به خصوص متغیر وابسته در مدل های رگرسیونی)، شرط اولیه انجام کلیه آزمون های پارامتریک می باشد. به منظور بررسی نرمال بودن متغیرهای پژوهش از آزمون جارکوبرا، استفاده شده است. در این آزمونها هرگاه سطح معنی داری کمتر از ۵٪ باشد (Sig < ۵٪)، فرض صفر در سطح اطمینان ۹۵٪ رد می شود.

نتایج آزمون تشخیص توزیع نرمال در جدول (۴) ارائه شده است:

جدول (۴): نتایج آزمون جارکو برا

مدل های پژوهش	آماره آزمون	سطح معنی داری	نتیجه
کیفیت اطلاعات حسابداری	۱۲.۴۰۷	۰.۶۴۱۸۸	توزیع نرمال دارد
تنوع جنسی	۱۱.۲۶۳	۰.۰۰۰۰۰	توزیع نرمال ندارد
تخصص مالی حسابرس	۵.۹۴۹	۰.۰۰۰۰۰	توزیع نرمال ندارد
اهرم مالی	۲.۴۹۷	۰.۰۰۶۲۷	توزیع نرمال ندارد
اندازه شرکت	۵.۵۸۸	۰.۰۰۰۰۰	توزیع نرمال ندارد
رشد شرکت	۱۲.۵۳۹	۰.۰۰۰۰۰	توزیع نرمال ندارد
ارزش سهام	۷.۹۶۱	۰.۰۰۰۰۰	توزیع نرمال ندارد
عمر شرکت	۱۲.۳۱۷	۰.۰۰۰۰۰	توزیع نرمال ندارد

طبق نتایج آزمون جارکو برا مشاهده می شود سطح معناداری کیفیت اطلاعات حسابداری بیش از ۵ درصد می باشد لذا از توزیع نرمال برخوردار می باشد ولی سایر متغیرهای پژوهش از توزیع نرمال برخوردار نیستند. با بررسی نرمالیتی جملات خطا و نرمال بود جملات خطا دیگر لزومی به نرمال بود تک تک متغیرها نمی باشد.

جدول (۵): نتایج آزمون جارکو برا جملات خطا

مدل های پژوهش	آماره آزمون	سطح معنی داری	نتیجه
مدل اول	۱۱.۲۰۴	۰.۶۵۲۱	توزیع نرمال دارد
مدل دوم	۱۲.۲۰۲	۰.۵۲۴۶	توزیع نرمال دارد

طبق جدول فوق مشاهده می شود که سطح معناداری متغیرها بیش از ۵ درصد می باشد لذا جملات خطا از توزیع نرمال برخوردار می باشند.

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

آزمون اف لیمر و هاسمن

این آزمون برای تشخیص بین الگوهای اثرات مفید و داده های تابلویی (اثرات ثابت) صورت می گیرد.

جدول (۶): نتایج آزمون اف لیمر (چاو) برای مدل های رگرسیونی پژوهش

نام مدل ریاضی	مقدار آماره آزمون	سطح معناداری آزمون	نتیجه
مدل اول	۹.۵۹	۰.۰۰۰۰	تابلوی (پانل)
مدل دوم	۹.۵۵	۰.۰۰۰۰	تابلوی (پانل)

با توجه به جدول ۶، چون سطح معناداری آزمون اف لیمر در هر دو مدل کمتر از ۵ درصد می باشد از اینرو رویکرد داده های تابلوی (پانل) می باشد.

بعد از انجام آزمون fلیمر(چاو)و انتخاب مدل اثرات ثابت مقطعی برای انتخاب روش آزمون دادهها از بین دو روش اثرات ثابت و اثرات تصادفی از آزمون‌هاسمن استفاده می شود.

جدول (۷): نتایج آزمون هاسمن

نام مدل	آماره آزمون	سطح معناداری	نتیجه
مدل اول	۱۲.۸۵	۰.۰۱۲	ثابت عرض از مبدا
مدل دوم	۱۲.۶۶	۰.۰۰۵	ثابت عرض از مبدا

با توجه به جدول۶، چون سطح معناداری آزمون هاسمن در هر شش مدل بیشتر از ۵ درصد است، از این رو اثرات ثابت عرض از مبدا در مقابل اثرات تصادفی مورد پذیرش قرار می گیرند.

نا همسانی واریانس در مقادیر خطا

اگر خطا های رگرسیون ناهمسان باشند اما محقق بدون در نظر گرفتن این موضوع به فرایند براورد و استنباط ادام دهد، چه اتفاقی خواهد افتاد؟ در این حالت، هر چند براورد گرهای OLS هنوز هم ضرایب براوردی را بدون تورش ارائه می کنند ولی آن ضرایب دیگر حداقل واریانس را نخواهند داشت.

جدول (۸): نتایج آزمون ناهمسانی واریانس

مدل های پژوهش	آماره آزمون	سطح معنی داری	نتیجه
مدل اول	۱.۸۰۰	۰.۰۰۰۰	وجود ناهمسانی واریانس
مدل دوم	۱.۶۰۰	۰.۰۰۰۰	وجود ناهمسانی واریانس

نتایج حاصل در جدول ۸ نشان می دهد که سطح معنی داری آزمون والد تعدیل شده در مدل ها کمتر از ۵ درصد می باشد و بیانگر وجود ناهمسانی واریانس در جملات اخلال می باشد. لازم به توضیح است که این مشکل در تخمین نهایی مدل ها رفع گردیده (با روش وزن دهی به داده ها از طریق دستور gls) است.

خود همبستگی مقادیر خطا

یکی از فرض های اساسی در تخمین مدل رگرسیون به روش OLS عدم خود همبستگی بین جملات خطا یا همبستگی سریالی است.

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

جدول (۹): نتایج آزمون خودهمبستگی سریالی

مدل های پژوهش	آماره آزمون	سطح معنی داری	نتیجه
مدل اول	۱۴۷.۵۳۵	۰.۰۰۲۱	وجود خودهمبستگی سریالی
مدل دوم	۱۵۰.۲۶۴	۰.۰۰۴۰	وجود خودهمبستگی سریالی

با توجه به نتایج جدول شماره ۹، مشاهده می شود که سطح معناداری آزمون خودهمبستگی برای مدل ها کمتر از ۵ درصد بوده و بیانگر وجود خودهمبستگی سریالی در مدل است که با استفاده از دستور Auto Correlation در نرم افزار استاتا، این مشکل رفع شده است.

آزمون هم خطی

در آمار، عامل تورم واریانس (variance inflation factor=VIF) شدت همخطی چندگانه را ارزیابی می کند. در واقع یک شاخص معرفی می گردد که بیان می دارد چه مقدار از تغییرات مربوط به ضرایب برآورد شده بابت همخطی افزایش یافته است. شدت همخطی چندگانه را با بررسی بزرگی مقدار VIF می توان تحلیل نمود. اگر آماره آزمون VIF به یک نزدیک بود نشان دهنده عدم وجود همخطی است. به عنوان یک قاعده تجربی مقدار VIF بزرگتر از ۱۰ باشد همخطی چندگانه بالا می باشد (سوری، ۱۳۹۴).

جدول (۱۰) آزمون هم خطی برای مدل رگرسیونی اول

نام	تورم واریانس (VIF)	تلورانس (1/VIF)	نتیجه
تنوع جنسی	۱.۰۵	۰.۹۵۰	عدم هم خطی
اهرم مالی	۱.۰۴	۰.۹۵۷	عدم هم خطی
اندازه شرکت	۱.۰۴	۰.۹۶۲	عدم هم خطی
رشد شرکت	۱.۰۳	۰.۹۷۴	عدم هم خطی
ارزش سهام	۱.۰۳	۰.۹۷۵	عدم هم خطی
عمر شرکت	۱.۰۲	۰.۹۸۲	عدم هم خطی

جدول (۱۱): آزمون هم خطی برای مدل رگرسیونی دوم

نام	تورم واریانس (VIF)	تلورانس (1/VIF)	نتیجه
تخصص مالی حسابرس	۱.۲۷	۰.۷۸۸	عدم هم خطی
اهرم مالی	۱.۲۶	۰.۷۹۲	عدم هم خطی
اندازه شرکت	۱.۰۵	۰.۹۴۸	عدم هم خطی
رشد شرکت	۱.۰۵	۰.۹۵۰	عدم هم خطی
ارزش سهام	۱.۰۴	۰.۹۶۱	عدم هم خطی
عمر شرکت	۱.۰۳	۰.۹۷۵	عدم هم خطی

همانطور که در نتایج آزمون هم خطی در جداول فوق قابل مشاهده است، مقادیر عامل تورم واریانس کمتر از عدد ۵، تلورانس بیش از ۰.۲ است که بیانگر عدم وجود هم خطی می باشد.

آزمون فرضیه های پژوهش

فرضیه اول: بین تنوع جنسی و کیفیت اطلاعات حسابداری رابطه وجود دارد.

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

جدول (۱۲): تخمین نهایی مدل رگرسیونی اول

متغیرها	ضرایب	انحراف استاندارد	آماره z	سطح معناداری
تنوع جنسی	-۰.۰۰۶	۰.۰۰۵	-۱.۱۳	۰.۰۰۳
اهرم مالی	۰.۰۰۸	۰.۰۰۷	۱.۱۴	۰.۰۰۱
اندازه شرکت	-۰.۰۰۱	۰.۰۰۰	-۱.۷۸	۰.۰۰۰
رشد شرکت	۰.۰۰۶	۰.۰۰۲	۲.۴۵	۰.۰۱۴
ارزش سهام	۰.۰۰۷	۰.۰۰۰	۱.۳۶	۰.۱۷۵
عمر شرکت	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۱.۸۰	۰.۰۷۲
تنوع هیات مدیره	۰.۰۵۴	۰.۰۰۲	۳.۷۸	۰.۰۰۰
سایر آماره های اطلاعاتی				
ضریب تعیین تعدیل شده	۴۹ درصد			
آماره والد	۱۷.۴۲			
سطح معناداری	۰.۰۰۷			

طبق نتایج جدول ۱۲، مشاهده می شود که متغیر تنوع جنسی دارای ضریب منفی و سطح معناداری کمتر از ۵ درصد است از این رو می توان گفت بین تنوع جنسی و کیفیت اطلاعات حسابداری رابطه معکوس وجود دارد و فرضیه اول در سطح اطمینان ۹۵ درصد مورد پذیرش قرار می گیرد. مقدار ضریب تعیین تعدیل‌شده مدل مورد استفاده حدود ۴۹ درصد می‌باشد که نشان می دهد حدود ۴۹ درصد از تغییرات متغیر وابسته به‌وسیله متغیرهای مستقل و کنترلی قابل توضیح است که مقدار قابل توجهی است.

فرضیه دوم: بین تخصص مالی حسابرس و کیفیت اطلاعات حسابداری رابطه وجود دارد.

جدول (۱۳): تخمین نهایی مدل رگرسیونی دوم

متغیرها	ضرایب	انحراف استاندارد	آماره z	سطح معناداری
تخصص مالی حسابرس	-۰.۰۰۶	۰.۰۰۳	-۱.۹۴	۰.۰۰۱
اهرم مالی	۰.۰۰۹	۰.۰۰۷	۱.۳۱	۰.۰۰۰
اندازه شرکت	-۰.۰۰۷	۰.۰۰۰	-۰.۸۴	۰.۰۰۰
رشد شرکت	۰.۰۰۶	۰.۰۰۲	۲.۴۸	۰.۰۱۳
ارزش سهام	۰.۰۰۷	۰.۰۰۰	۱.۳۶	۰.۱۷۵
عمر شرکت	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۱.۵۵	۰.۱۲۲
تنوع هیات مدیره	۰.۰۴۶	۰.۰۰۴	۳.۲۵	۰.۰۰۱
سایر آماره های اطلاعاتی				
ضریب تعیین تعدیل شده	۴۰ درصد			
آماره والد	۱۶.۵۱			
سطح معناداری	۰.۰۰۰۰			

طبق نتایج جدول ۱۳، مشاهده می شود که متغیر تخصص مالی حسابرس دارای ضریب منفی و سطح معناداری کمتر از ۵ درصد است از این رو می توان گفت بین تخصص مالی حسابرس و کیفیت اطلاعات حسابداری رابطه معکوس وجود دارد و فرضیه دوم در سطح اطمینان ۹۵ درصد مورد پذیرش قرار می گیرد. مقدار ضریب تعیین تعدیل‌شده مدل مورد استفاده حدود ۴۰ درصد می‌باشد که نشان می دهد حدود ۴۰ درصد از تغییرات متغیر وابسته به‌وسیله متغیرهای مستقل و کنترلی قابل توضیح است که مقدار قابل توجهی است.

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

نتیجه گیری و پیشنهادات

نظریه های موجود درخصوص زنان بر این باور شکل گرفته اند که وضعیت زنان در موقعیت های اقتصادی، اجتماعی و سیاسی در بسیاری از کشورها یکسان نیست و جهت ایجاد برابری نیاز به تغییر در ساختارهای اقتصادی و اجتماعی جوامع است.از دیدگاه جامعه شناسی، توسعه اقتصادی هر جامعه ای بدون توجه به نقش موثر زنان در تولید و بازپروری امکانات امری دشوار است، زیرا زنان با ایفای نقش مدیریت مالی خانه، تاثیر بسیاری بر اقتصاد خانواده و در ابعاد وسیع تر در اقتصاد جامعه دارند. با این وجود، بسیاری از اندیشمندان غربی با توجه به قدرت گرفتن زنان در عرصه های اقتصادی ، اجتماعی و سیاسی براین باورند که با توجه به افزایش فساد مالی و اخلاقی در میان دولتمردان، زنان به عنوان سیاستمداران قابل اطمینان شانس بیشتری برای احراز مناصب مدیریتی را دارند. قدرت گرفتن زنان در کشورهای مختلف، طی سالها اخیر پیشرفت قابل ملاحظه ای داشته است. در پژوهش حاضر این نتیجه حاصل شد که تنوع جنسی هیات مدیره و تخصص حسابرس بر کیفیت اطلاعات حسابداری تاثیر معکوسی دارد. پیشنهاد می‌شود که قانون‌گذار برای معرفی سهمیه اجباری برای زنان در هیئت مدیره، جهت ترویج حضور زنان در پست‌های سازمانی بالاتر در شرکت‌ها اقدامات لازم را اتخاذ نماید.

منابع

- ✓ احمدپور، احمد، سلیمی، امین، (۱۳۸۶)، تاثیرصنعت و اندازه بر ساختار سرمایه، مجله علوم اجتماعی و انسانی دانشگاه شیراز، دوره ۲۶، شماره ۱، صص ۱۳-۳۵.
- ✓ اعتمادی، حسین، منصور، مومنی، فرج زاده دهکردی، حسن، (۱۳۹۱)، مدیریت سود، چگونه کیفیت سود شرکتها را تحت تاثیر قرار می دهد، مجله پژوهشهای حسابداری مالی، دوره ۴، شماره ۲، صص ۱۰۱-۱۲۲.
- ✓ بادآور نهندی، یونس، تقی‌زاده خانقاه، وحید، (۱۳۹۲)، بررسی ارتباط بین کیفیت حسابرسی و کارایی سرمایه‌گذاری، فصلنامه بررسی های حسابداری و حسابرسی، دوره ۲۰، شماره ۲، صص ۱۹-۴۲.
- ✓ برزیده، فرخ، معدنچی ها، مجتبی، (۱۳۹۳)، تاثیر تخصص موسسه حسابرسی در صنعت بر تاخیر گزارش حسابرسی، مجله حسابرسی، نظریه و عمل، دوره ۱، شماره ۱، صص ۱-۲۰.
- ✓ ثقفی، علی، معتمدی فاضل، مجید، (۱۳۹۰)، رابطه میان کیفیت حسابرسی و کارایی سرمایه گذاری در شرکت های با امکانات سرمایه گذاری بالا، پژوهش های حسابداری مالی، دوره ۳، شماره ۴، صص ۱-۱۴.
- ✓ رهنمای رودپشتی، فریدون، (۱۳۸۰)، نرخ بازیافت و حسابداری وجوه نقد، حسابدار، دوره ۱۵، شماره ۱۴۳، صص ۲۳-۲۶.
- ✓ ستایش، محمدحسین، محمدیان، محمد، محتری، زینب، (۱۳۹۴)، بررسی اثر تعاملی کیفیت اطلاعات حسابداری و عدم تقارن اطلاعاتی بر عدم کفایت سرمایه‌گذاری شرکتهای پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، پیشرفت حسابداری، دوره ۷، شماره ۱، صص ۷۳-۱۰۲.
- ✓ علوی طبری، سید حسین، عارف، منش زهره، (۱۳۹۳)، تخصص صنعت حسابرس و پیامدهای حسابرسی، پژوهش حسابداری، شماره ۱۲، صص ۲۱-۴۵.
- ✓ کردستانی، غلامرضا، خاتمی، زینب، (۱۳۹۵)، بررسی ارتباط بین کیفیت اطلاعات حسابداری و حسابداری محافظه‌کارانه با ریسک سقوط قیمت سهام، دانش حسابداری مالی، دوره ۳، شماره ۲، صص ۱۰۹-۱۳۰.
- ✓ گجراتی، دامودار، (۱۳۸۳)، مبانی اقتصادسنجی، ترجمه، حسین ابریشمی، چاپ چهارم، انتشارات دانشگاه تهران.

✓ مهرانی، ساسان، کرمی، غلامرضا، ساسانی، علیرضا، اسکندری، قربان، (۱۳۹۲)، رابطه بین هزینه حقوق صاحبان سهام با کیفیت سود شرکتهای پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران (بر اساس رویکرد مقایسه ای شرکتهای با کیفیت سود بالا و کیفیت سود پایین)، دانش حسابرسی، سال ۱۳. شماره ۵۰، صص ۱۱-۳۲.
✓ Balsam, S. , Krishnan, J. , & Yang, J. S. (2003). Auditor industry specialization and earnings quality. Auditing: A Journal of Practice & Theory, 22 (2) , 71– 97.
✓ Broye, G., and Weill, L.,(2008).Does leverage influence auditor choice? A cross-country analysis, journal of Applied Financial Economics, 18 (9) , 715–731.
✓ Chen Charles J P , Xijia Su, Xi Wu.(2010). Auditor Changes Following a Big 4 Merger with a Local Chinese Firm: A Case Study, Auditing, 29 (1), 41-72.
✓ Chen, F., Hope, O. K., Li, Q. and Wang, X. (2011). Financial reporting quality and investment efficiency of private firms in emerging markets. The Accounting Review, 86 (4), 1255-1288.
✓ DEFOND, M. ; J. FRANCIS; and T. WONG. (2000) "Auditor Industry Specialization and Market Segmentation: Evidence from Hong Kong. " Auditing , 19 (1) , 49-66.
✓ Ebrahim, A. (2010). Earnings management and board activity: an additional evidence. Review of Accounting and Finance, 6 (1) , 42-58.
✓ Elzahar, H., Hussainey, Kh.,Mazzi, F,. Tsalavoutas, I., (2015). Economic consequences of key performance indicators' disclosure quality, International Review of Financial Analysis 39: 96-112.
✓ Gaio. C. and C. Raposo (2011). "Earnings quality and firm valuation: international evidence", Accounting and Finance, 51 (2) , 467–499.
✓ Gheorche, S. Nicolae, B. (2013). Financial diagnosis of a company's activities, Annals ofthe"ConstantinBrancusi"University of Targu Jiu, Annals-Economy Series, 1 (6) , 159-164.
✓ Garcia-Teruel, P.J., & Martinez-Solano, P. (2007). Effects of working capital management on SME profitability. International Journal Managerial Finance, 3(2), 164–177.
✓ Hope،O.K،WAYNE B.T،Vyas.D.(2016). Stakeholder for accounting guality and economic usefulness of .J. Account. publicy, P.1-5.
✓ Joseph, J. H., (1996), "The Effects of Mutual Fund Managers` Characteristics on their Portfolio Performance, Risk and Fees", Financial Services Review, 5 (2) , 133-147.
✓ Martinez, J., Garcia,I & Cuadrado,B. (2015), 'Effect of financial reporting quality on sustainability information disclosure' Corporate Social Responsibility and Environmental Management, Vol. 22, pp. 45-64.
✓ Omri, A., Nguyen, D.K., Rault, C.H., (2014), ' Causal interactions between CO2 emissions, FDI, and economic growth: evidence from dynamic simultaneous equation models', Econ. Model. Vol.42, pp.382–389.
✓ Prawitt, D. F., Sharp, N. Y. & Wood, D. A. ,(2010), "Reconciling Archival and Experimental Research: Does Internal Audit Contribution Affect the External Audit Fee?", Working Paper, Brigham Young University.
✓ Schauer .Paul.c.(2002)."The Effects of Industry Specialization on Audit Quality:An Examination Using Bid-Ask Spread". Journal of Accounting and finance Research, 10 (1) , 76-86.
✓ Zhang T, Bin S, Zhang H (2010). Political Connection, Transparency and Auditor Choice: Evidence from Family-Owned Firms in China. 4th Symp. China J. Account, 1 (6) , 17-18.