فصلنامه چشم انداز حسابداری و مدیریت
دوره ۸، شماره ۱۰۰، بهار ۱۴۰۴(جلد اول)

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

چشم انداز حسابداری و مدیریت (دوره هشتم)
شماره ۱۰۰ / بهار ۱۴۰۴ (جلد اول)/ صص ۱۲۲-۱۴۳

بررسی تاثیر حق الزحمه حسابرس بر بازده غیر عادی سهام با در نظر گرفتن نقش تعدیلگری کیفیت گزارشگری مالی در شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران

فاطمه آزاد
کارشناسی ارشد حسابداری، دانشگاه شیراز، شیراز، ایران.
azad.f.9396@gmail.com

چکیده

حسابرسی، اعتبار و شفافیت اطلاعات در دسترس استفاده کنندگان را افزایش می دهد و با افزایش کیفیت حسابرسی، کیفیت گزارشگری مالی نیز افزایش می یابد. در واقع حسابرسی، موجب کاهش نااطمینانی اطلاعاتی میان مدیریت و استفاده کنندگان می شود، تا از این طریق استفاده کنندگان از گزارش های مالی، توانایی ارزیابی و پیش بینی عملکرد مالی شرکت را داشته باشند. بنابراین هدف این پژوهش، تعیین نقش تعدیلگری کیفیت گزارشگری مالی بر رابطه بین تلاش مضاعف حسابرسان مستقل و بازده غیر عادی سهام شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران می باشد. بدین منظور اطلاعات گردآوری شده از ۱۷۸ شرکت در دوزه زمانی ۱۳۹۶ تا ۱۴۰۲ با بهره گیری از رگرسیون چند متغیره مورد آزمون قرار گرفته است. در پژوهش حاضر از سه مولفه کیفیت گزارشگری مالی شامل محافظه کاری مشروط حسابداری، قابلیت مقایسه صورت های مالی و شفافیت اطلاعات مالی استفاده شده است. یافته های پژوهش نشان داد که تلاش مضاعف حسابرسان مستقل بر بازده غیر عادی سهام شرکت های مورد بررسی تاثیر منفی و معناداری دارد. همچنین نتایج نشان داد که هر سه مولفه کیفیت گزارشگری مالی موجب تقویت تاثیر منفی تلاش مضاعف حسابرسان مستقل بر بازده غیر عادی سهام شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران گردیده اند. این نتیجه از منظر ریسک ذاتی حسابرسی و کارایی اطلاعاتی قابل تفسیر است؛ چراکه قابلیت مقایسه اطلاعات حسابداری، ریسک حسابرسی و هزینه کسب شواهد را کاهش می‌دهد. نتایج پژوهش تاییدی بر تاثیر حسابرسی و کیفیت گزارشگری مالی در کاهش عدم تقارن اطلاعاتی و هزینه های نمایندگی می باشد که با توجه به کارایی ضعیف بازار سرمایه ایران، پیشنهاد می گردد این دو مقوله مورد توجه جدی قرار گیرد.

واژه های کلیدی: حق الزحمه حسابرسی، بازده غیر عادی سهام، کیفیت گزارشگری مالی.

مقدمه

سهامداران و سرمایه گذاران، همواره درپی اطلاعاتی هستند که آنان را در انتخاب بهترین سرمایه گذاری و مناسب ترین پورتفوی، یاری کند. یکی از مباحث مهمی که تصمیم های سرمایه گذاران را تحت تأثیر قرار می دهد، کیفیت گزارشگری مالی است. پژوهشگران مالی، همواره به دنبال متغیرهایی هستند که بتوانند از طریق آنها، بازده سهام را برای دوره های آتی با درصد اطمینان بیشتری نسبت به متغیرها و مدل های قبلی پیش بینی کنند. شناسایی چگونگی واکنش بازار سهام به اطلاعات حسابداری، در تشخیص کارایی بازار سرمایه و همچنین ارزیابی سودمندی

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

اطلاعات صورت های مالی اساسی، از اهمیت زیادی برخوردار است. پژوهش های تجربی نشان می دهند، ارقام حسابداری دارای ویژگی قابلیت مقایسه توانایی پیش بینی دارند و می توان ارزش پیش بینی کنندگی اطلاعات حسابداری را به منزلهٔ یکی از ویژگی های کیفی اطلاعات حسابداری پذیرفت (هندریکسن و همکاران، ۱۹۹۱). بنابراین حسابرسی صورت های مالی، از مهمترین ابزارهای حصول اطمینان از شفافیت اطلاعات مالی شرکت ها به شمار می رود (کاسترلا، همکاران، ۲۰۰۴)، و موجب افزایش قابلیت مقایسه اطلاعات حسابداری، مانند نسبت های مالی سود هر سهم می شود. بنابراین کیفیت این اطلاعات با کیفیت حسابرسی افزایش می یابد و بازده آتی که به پشتوانهٔ این اطلاعات به دست می آید، به واقعیت نزدیکتر خواهد شد. برای افزایش اعتماد مردم به سرمایه گذاری در سهام شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار اطلاعات حسابداری باید از ویژگی های کیفی نظیر مربوط بودن، قابلیت اتکا، قابلیت مقایسه و قابلیت فهم برخوردار باشند. برای آنکه استفاده کنندگان صورت های مالی به اطلاعات مالی این صورت ها اعتماد کنند بایستی این صورت های مالی، حسابرسی شوند. حق‌الزحمه حسابرسی به‌عنوان یکی از نشانه‌های تلاش مضاعف حسابرسی، عاملی مهم در پذیرش یا رد یک کار حسابرسی از جانب صاحب‌کاران و حسابرسان محسوب می‌شود. ویژگی‌های شرکت صاحب‌کار و به‌خصوص ویژگی‌های گزارشگری مالی از عوامل مهمی است که می‌تواند بر زمان اجرای عملیات حسابرسی و به دنبال آن بر حق‌الزحمه حسابرسی نیز تأثیر بگذارد. در این پژوهش انتظار بر این است که تلاش مضاعف حسابرسی به دلایلی همچون؛ اول، اگر حسابرس‌ها مقدار مناسبی از تلاش مضاعف حسابرسی را صرف شناسایی ریسک های مختص کارفرما کنند، می توانند ریسک سقوط قیمت سهام را کاهش دهند و از ضرر جلوگیری کنند (کالن و همکاران، ۲۰۱۷؛ هوگان و همکاران، ۲۰۰۸). دوم، تلاش حسابرسی با کم کردن از عدم قطعیت اطلاعات کارفرماها از هزینه ضمنی سرمایه سهام می‌کاهد (چن و همکاران، ۲۰۱۱). سوم، تلاش مضاعف غیرعادی حسابرسی به‌صورت غیرمستقیم رابطه مثبتی با افزایش گزارشگری مالی دارد (لامبرت و همکاران، ۲۰۰۷). رابطه مثبتی با ارزش آتی سهام کارفرماهای حسابرسی داشته باشد. از دیدگاه عرضه حسابرسی، حسابرس‌های موسسه های بزرگ حسابرسی در مقایسه با حسابرسان موسسه های دیگر توانایی و منابع بیشتری برای افزایش تلاش‌های حسابرسی دارند (هوگان و همکاران، ۲۰۰۸). بنابراین،یک ساعت وقت حسابرس موسسه‌های بزرگ حسابرسی ارزش بیشتری از یک ساعت وقت سایر حسابرس‌ها دارد. در ضمن، حسابرسان موسسه‌های بزرگ حسابرسی انگیزه بیشتری برای حفاظت از شهرت خودشان دارند و از دعاوی پرهزینه اجتناب می‌کنند (دی‌آنجلو، ۱۹۸۱). بر اساس این استدلال به این نتیجه می‌رسیم که عملکردهای آتی بازده سهام کارفرماهایی که حسابرسی آنها توسط حسابرس‌های موسسه‌های بزرگ حسابرسی انجام شدند، بیشتر از عملکردهای آتی بازده سهام کارفرماهایی هستند که سایرشرکت‌ها حسابرسی آنها را انجام دادند. با توجه به وجود حسابرسی در بازار حسابرسی ایران و نیز شمار زیاد مؤسسه‌های حسابرسی ، هدف این پژوهش بررسی تاثیر تلاش مضاعف حسابرسان بر بازده آتی سهام شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران با توجه به اثر تعدیلی کیفیت گزارشگری مالی است. انگیزه این پژوهش گسترش مبانی نظریِ مرتبط با تلاش مضاعف حسابرسی و تبیین تأثیر آن بازده غیر عادی سهام و با استفاده از در نظر گرفتن قابلیت مقاسه صورت های مالی، محافظه کاری حسابداری و کیفیت گزارشگری مالی است؛ معیارهایی که در پژوهش‌های داخلی گذشته بررسی نشدند. انتظار می‌رود نتایج این پژوهش بتواند دستاوردهایی برای مقررات‌گذاران و به‌ویژه سازمان بورس اوراق بهادار رسمی ایران داشته باشد و کیفیت گزارشگری مالی را ارتقا بخشند. در ادامهٔ مقاله مبانی نظری و تجربی پژوهش، فرضیه پژوهش، روش‌شناسی و یافته‌های پژوهش ارائه می‌شود.

مبانی نظری و پیشینه پژوهش

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

به طور کلی در بازار سرمایه، سرمایه گذاران به گزارش های مالی بیش از هراطلاعات دیگری اتکا می کنند و اعداد مندرج در این گزارش ها می تواند بر اطمینان سرمایه گذاران اثرگذار باشد. سرمایه گذاران به دنبال فرصت هایی هستند تا منابع مـازاد خود را در بازار سرمایه سرمایه گذاری کنند و یکی از منابع اطلاعاتی مورد استفاده آنها برای این تصمیم گیری، صورت هـای مالی است (ارکان، ۲۰۱۶). سرمایه گذاران و اعتباردهندگان در تصمیم گیری های اقتصادی خودشان، شاخص های گوناگونی را جهت برآورد آینده جریان های نقدی سرمایه گذاری هـا یـا وام هـای اعطـایی مورد توجه قرار می دهند(بولو و همکاران، ۱۳۹۳). در صورتی که این اطلاعات غیرواقعی و واهی باشد، تصمیمات سرمایه‌گذاری و ارزیابی عملکرد نیز نادرسـت خواهـد بود. افشای شفاف اطلاعات مالی نه تنها درباره یک شرکت بلکه در مجموع بر کل بازار سرمایه نیز مـؤثر اسـت. شـفافیت در بهبود و افزایش کارایی اطلاعات بازار سهام نقش بسزایی دارد. نوسان‌ها در ریسک مرتبط با تصمیم‌گیری و اعتماد مشـارکت کنندگان بازار به جریان اطلاعاتی مرتبط با شرکت‌ها را می‌توان با افزایش شفافیت اطلاعات ارائه شده به بازار بهبود بخشـید (چنگ و همکاران، ۲۰۱۰). حتی اگر کلیه مشارکت کنندگان بازار از میزان شفافیت اطلاعات ارائه شده آگاهی نداشته باشـند، ایجاد جو عمومی اعتماد در بازار مبنی بر شفافیت اطلاعات ارائه شده و عبور آنها از فیلترهای رسمی که در مورد شفافیت آنها اطمینان نسبی دهد، در افزایش و بهبود کارایی بازده سهام نقش مهمی خواهد داشت. عملکرد مـالی، بازنمـایی از اطلاعـات خلاصه شده و طبقه بندی شده درباره کارکرد فعالیت های عادی واحد تجاری است که بـر تصـمیم گیـری هـای آگاهانـه و اقتصادی استفاده کنندگان از صورتهای مالی مـوثر مـی باشـد. بسـیاری از تصـمیمات مـدیران شـرکت، سـرمایه گـذاران و اعتباردهندگان، مبتنی بر ارزیابی عملکرد شرکت است(پترسون[1]، ۱۹۹۴). تحقیقات لی و همکاران (۲۰۲۰)، بیان کننده ارتباط معنادار و مثبتی بین تلاش حسابرسی و عملکرد بازده آتی سهام است که نتایج این یافته بیانگر آن است که ارتباط مذکور بـر اثر شاخص های مختلف کیفیت حسابرسی قدرت یافته است. از طرفی نتایج تحقیقات وی نشان می دهد، اطمینان بخشی از طریق حسابرسی و افزایش سطح کیفی خدمات حسابرسی از عوامل کلیدی برای اعتباردهی به صورت های مالی است و بیان کرده اند که با افزایش تلاش حسابرسان، کیفیت حسابرسی افزایش می یابد (لی و همکاران،۲۰۲۰) و در نتیجه سرمایه گذارن نسبت به بار محتوایی اطلاعات مندرج در صورت های مالی، اطمینان یافته و این امر موجب افزایش ارزش شرکت می شود. حسابرسان دو نقش با ارزش اطلاع رسانی و اطمینان بخشی را برای فعالان بازار سرمایه انجام می دهند. ایشان صورت های مالی تهیه شده توسط مدیریت را به طور مستقل بررسی می‌کنند و می توانند مانع از تضاد منافع بین مدیر و مالکـان شـوند، بنابراین ارزش شرکت را افزایش می دهند. اجرای حسابرسی، علاوه بر افزایش اعتماد و اطمینان نسـبت بـه اعـداد و ارقـام مندرج در صورت های مالی به عنوان معیار ارزیابی عملکرد نمایندگان، از طریق کشف اشتباهات، اعتماد پذیری صـورتهای مالی را نیز افزایش می دهد. هر سرمایه گذار به عنوان یک شخصیت منطقی اقتصـادی مـی توانـد میـزان اعتمـاد پـذیری اطلاعات تهیه و ارائه شده از سوی واحد اقتصادی را با اطلاعات رقبای آن مقایسه کند. صاحبان سهام و اعتبار دهندگان، با اتکا بر اطلاعات مالی، منابع اقتصادی خود را تخصیص می دهند. تخصیص منابع از سوی این افراد و گـروه هـا در نهایـت موجب منتفع شدن آن دسته از واحدهای اقتصادی می شود که اطلاعات مالی قابل اعتمادتری را ارائه کرده انـد. در همـین ارتباط، میزان منافع ایجاد شده برای هر واحد اقتصادی، تابعی از مزایای حاصل از بکارگیری اطلاعات مالی حسابرسی شـده در مقایسه با اطلاعات مالی حسابرسی نشده، در فرآیند تصمیم گیری اسـت (والاس، ۱۹۸۵). بنـابراین مـی تـوان عملکـرد حسابرسان را از عوامل موثر بر تغییرات آتی قیمت سهام شرکت ها به شمار آورد که بصورت غیر مستقیم با تاثیرگـذاری بـر ذهنیت فعالان بازار موجب اقبال و یا عدم اقبال سرمایه گذار بر خرید و فروش سهام می گـردد. شـفافیت اطلاعـات مـالی، همواره به عنوان یکی از مؤثرترین متغیرها در تعیین استراتژی سرمایه گذاری در بازار های مالی مطـرح بـوده اسـت. نحـوه گزارشگری مالی، رفتار سرمایه گذاران در بورس، نحوه تصمیم گیری، تخصیص منابع پولی، قیمت گذاری و ارزیـابی بـازدۀ

[1] Peterson

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

شرکت ها را تحت تأثیر قرار می دهد. این شرایط مبهم باعث می شود که سرمایه گذاران در شکل دهی انتظارات خود، مرتکب اشتباه شوند و درنتیجه، رفتار های ویژه در هنگام سرمایه گذاری در بازار های مالی از خود بروز دهند (فروغی و همکاران،۱۳۹۰).

تلاش حسابرسی که می تواند ناشی از اختصاص ساعات بیش از حد معمول، برای حسابرسان شرکت ها باشد موجب بهبود ارزش اطلاعاتی گزارش های منتشر شده توسط شرکت ها گردیده و سرمایه گذاران با اطمینان بیشتری به تجزیه و تحلیل این قبیل گزارش های مالی می پردازند که نتیجه آن رویکرد مثبت به سهام شرکت و افزایش تقاضا برای خرید سهم می باشد که این موضوع در نهایت موجب افزایش قیمت سهام و بهبود بازده آتی سهام شرکت خواهد گردید. حسابرسان می توانند با افزایش تلاش حسابرسی و با شناسایی ریسک های خاص مشتری، خطر سقوط قیمت سهام را کاهش دهند و از ضرر آن جلوگیری کنند و همچنین تلاش حسابرسان با کاهش عدم اطمینان اطلاعات مشتریان، هزینه ضمنی سرمایه سهام را کاهش می دهد و همچنین ساعات حسابرسی اضافه با افزایش گزارشگری مالی به طور غیر مستقیم با بازده مثبت سهام ارتباط دارند. باید در نظر داشت رویه های حسابرسی گسترده می تواند مدیران را از گزارش سود ناپایدار و با کیفیت پایین باز دارد (لی و همکاران،۲۰۲۰).

شفافیت در گزارشگری مالی می تواند اعتماد سرمایه گذاران و فعالان بازار سرمایه را افزایش دهد. در طرف مقابل، عدم شفافیت می تواند موجب بدبینی و عدم اعتماد شود و در نهایت، به ارزش گذاری ضعیف شرکت و عدم اطمینان بینجامد. چنین عدم اطمینانی، ریسک اطلاعاتی برای بازیگران بازار به دنبال دارد؛ و تأمین سرمایه در این شرایط، مستلزم نرخ بازدهٔ بالاتر و در نتیجه، هزینهٔ سرمایهٔ بیشتر خواهد بود که ممکن است، کاهش قیمت سهم و عدم نقدشوندگی آن را به دنبال داشته باشد. شفافیت، سبب افزایش آگاهی و اطمینان سرمایه گذاران می شود و انتظار می رود که کاهش هزینهٔ سرمایهٔ شرکت را به دنبال داشته باشد. از این رو، بازارها به افشای داوطلبانه و شفاف سازی پاداش می دهند (یوسفی اصل و همکاران، ۱۳۹۴). بنابراین بر این اساس حسابرسی با افزایش شفافیت اطلاعات موجب کاهش هزینه سرمایه خواهد گردید. نقصان اطلاعات در بازار سرمایه موجب افزایش هزینه مبادلات و ناتوانی بازار در تخصیص بهینه منابع می شود. اطلاعات که جزء جدایی ناپذیر فرآیند تصمیم گیری است، هر چه شفاف تر و قابل دسترس تر باشد، می تواند به اتخاذ تصمیمات صحیح تری در زمینه تخصیص بهینه منابع منجر گردد و در نهایت باعث کارایی تخصیصی و شفافیت بازار شود که هدف نهایی بازار سرمایه است. بدیهی است با توجه به جایگاه و نقش مؤسسات حسابرسی در اعتبار بخشی به اطلاعات مورد نیاز تصمیم گیرندگان، استقلال واقعی حسابرسان و کیفیت کار مؤسسات حسابرسی که به عنوان عوامل کلیدی در نظام اعتبار بخشی حسابرسی قلمداد می شوند در سرلوحه توجه آنان قرار گرفته است. به همین دلیل، افزایش کیفیت کار و حفظ استقلال مؤسسات حسابرسی همواره مورد توجه مقامات ناظر بازار سرمایه و حرفه حسابرسی نیز قرار می گیرد(جیانگ و همکاران، ۲۰۱۹). هریبار و همکاران[1] (۲۰۱۴)، معتقدند که با افزایش تلاش حسابرسی شاهد شناسایی اقلام تعهدی غیر عادی بیشتری در مقایسه با قبل می باشیم. هیلگیست و همکاران (۱۹۹۹)، نشان می دهند که حسابرسان سخت کوش از نظر تئوری در مقایسه با دیگر حسابرسان، مدیریت سود را بهتر تشخیص می دهند. حسابرسان با پیاده سازی مجموعه ای از رویه های حسابرسی، اطمینان منطقی در مورد عاری بودن صورتهای مالی از تحریف های مهم بدست می آورند. تلاش حسابرسان با افزایش احتمال تشخیص تحریفات عمده در صورتهای مالی حسابرسی شده کیفیت گزارشگری مالی را بهبود می بخشد (کارامانیس و همکاران[2]، ۲۰۰۸). مطالعات قبلی نشان داده اند که قیمت گذاری حسابرسی، نشانه ای از تلاش حسابرسی محسوب می شود (فرانسیس، ۲۰۱۱)، تلاش حسابرسی به احتمال اینکه حسابرس، تحریف موجود را کشف کند

[1] Hribar et al
[2] Caramanis and et al

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

مربوط می شود (کارامانیز و همکاران، ۲۰۰۸)، به عنوان یک معیار، ساعت کار حسابرسان می تواند یک معیار منطقی برای تلاش حسابرسی در نظر گرفته شود (دیویس و همکاران، ۱۹۹۳)، ریسک دعاوی قضایی و حفظ اعتبار حرفه ای به حسابرسان انگیزه می دهد تا درجه مناسبی از تلاش حسابرسی را به کار گیرند (دی آنجلو و همکاران ۲۰۱۱). به نحوی که پیچیدگی تجاری، تلاش حسابرسی را افزایش می دهد. قابلیت مقایسه، دسترسی به اطلاعات داخلی شرکت را تسهیل می کند. این موضوع، رفتار فرصت طلبانه مدیران در مدیریت سود را محدود می کند و کیفیت سود افزایش می یابد (ظفری و همکاران، ۱۳۹۸).

بنابراین تلاش های حسابرسی از سه طریق می تواند قیمت آتی سهام شرکت ها را تحت تاثیر قرار دهد. در حالت اول به کارگیری حسابرسان با حسن شهرت و اعتبار بیشتر نسبت به سایر حسابرسان فعال در حرفه می تواند منجر به شناسایی خطراتی که می تواند قیمت سهام را تحت تأثیر قرار دهند، گردیده از سقوط قیمت سهام جلوگیری کند (کالن و همکاران، ۲۰۱۷). در حالت دوم ارائه خدمات حسابرسی توسط موسسات حسابرسی بزرگ و با کیفیت بالاتر، ضمن کاهش هزینه های بهره مورد انتظار اعتباردهندگان و تامین کنندگان، موجب کاهش هزینه ها و افزایش سودآوری و در نهایت رشد قیمت سهام خواهد گردید (چن و همکاران، ۲۰۱۱). همچنین تلاش های بیشتر حسابرسان بر جنبه های دیگر شرکت نیز تاثیر می گذارد مانند کاهش هزینه های ناشی از دعاوی حقوقی احتمالی آتی،کاهش ناخوانایی گزارشگری مالیو همچنین سرمایه و اعتبار اجتماعی شرکت ها افزایش می یابد(چو و همکاران، ۲۰۱۹؛ آسانته و همکاران،۲۰۲۰). از طرفی حاکمیت شرکتی در برگیرنده مجموعه‌ای از روابط میان مدیریت شرکت، هیئت مدیره، سهامداران و سایرگروه‌های ذینفع (از جمله دولت) است که متضمن برقراری نظام کنترلی به منظور رعایت حقوق ذینفعان، سهامداران جزء و اجرای درست مصوبات مجمع و جلوگیری از سوء استفاده‌های احتمالی می‌باشد (بنی طالبی،۱۳۹۵). حاکمیت شرکتی خوب به معنای هنر مدیریت و ایجاد تعادل در نیازهای انواع ذینفعان شرکت می باشد(پوهان[1]، ۲۰۱۹). در نتیجه می توان انتظار داشت حقوق کلیه ذینفعان از جمله دولت و سهامداران رعایت گردد(چایز و همکاران[2]، ۲۰۱۴). همچنین حاکمیت شرکتی نسبت به حفاظت از حقوق نمایندگان و مالکان و کاهش هزینه های نمایندگی اقدام می نماید (سونارتا و همکاران،۲۰۲۱).

حاکمیت شرکتی دارای مولفه های متعددی می باشد. مالکیت نهادی که سهامدارانی مانند صندوق های بازنشستگی و یا سازمان های بزرگ مالی را شامل می شود از مولفه های حاکمیت شرکتی محسوب می شود (سونا و همکاران[3]،۲۰۲۰). و این قبیل مالکان بدلیل اینکه بلوک های بزرگی از سهام شرکت ها را خریداری می نمایند، قابلیت کنترل بیشتری بر رفتار شرکت ها خواهند داشت (چباچیب و همکاران[4]،۲۰۲۰). کمیته حسابرسی نیز یکی دیگر از مولفه های حاکمیت شرکتی می باشد که به عنوان نماینده هیئت مدیره مسئولیت اجرای کنترل های داخلی و حسابرسی داخلی در شرکت را بر عهده دارد (سونارتا و همکاران، ۲۰۲۱). حاکمیت شرکتی کنترل و توازن را بین سهامداران، ذینفعان و مدیریت به وجود می‌آورد و در نتیجه باعث کاهش مشکلات نمایندگی است (پورنسیت و همکاران[5]، ۲۰۱۲). علاوه بر این سازوکارهای حاکمیت شرکتی بر اطلاعاتی که شرکت‌ها برای سهامداران و سایر ذینفعان افشا می‌کنند، اثر می‌گذارد و احتمال افشا نشدن کامل و مطلوب اطلاعات را، کاهش می‌دهد و در نتیجه مدیریت سود کمتری را به همراه دارد (نوروش و همکاران، ۱۳۸۸). همچنین سازوکارهای حاکمیت شرکتی، با ارزش ایجاد شده برای سهامداران، رابطهٔ مستقیمی دارد. از طرفی اثر کاهنده‌ای بر هزینهٔ بدهی شرکت می‌گذارد و دارای رابطهٔ معکوس با عدم تقارن اطلاعاتی است(رحیمیان و همکاران، ۱۳۸۹). در نتیجه می‌توان انتظار داشت، ضمن رعایت حقوق کلیهٔ ذینفعان و همسو نمودن اهداف گروه‌های مختلف در شرکت، درماندگی مالی و

[1] Pohan
[2] Chayse et al
[3] Saona, et al
[4] Chabachib et al
[5] Pornsit et al

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

ورشکستگی نیز در این شرکت‌ها کمتر شود. در واقع می‌توان گفت که مکانیزم‌های حاکمیت شرکتی ابزاری است در جهت حفظ منافع سهامداران و اعتباردهندگان در مقابل نوسان‌ها و بحران‌های مالی.

پژوهش های اخیر نشان داده است که بین حاکمیت شرکتی ضعیف و کیفیت گزارشگری مالی، دستکاری سود، تقلب در صورتهای مالی و کنترل های داخلی ضعیف ارتباط وجود دارد (کارسلو و نیل[1]،۲۰۰۰؛ کریشنان[2]،۲۰۰۱ و کلاین[3]،۲۰۰۲). این پژوهش ها همچنین رابطه بین حاکمیت شرکتی ضعیف و مدیریت سود بیشتر که نشان دهنده کیفیت کمتر گزارشگری مالی است، را نمایان کرده اند. پژوهش های پیشین نشان داده اند بین حاکمیت شرکتی و کنترل های مالی ضعیف و سطح بالاتری از تقلب در صوت های مالی رابطه وجود دارد (بیسلی، ۱۹۹۶). در رابطه با حاکمیت شرکتی نظریه های متعددی مطرح شده است که عبارتند از نظریه نمایندگی، نظریه مباشرت و نظریه ذینفعان، که در این بین نظریه نمایندگی بیشترین تأثیر را داشته است. این نظریه بیان می کند که مدیران بازده سهامداران را بیشینه نمی سازند مگر اینکه برای محافظت از منافع ذینفعان، در شرکت های بزرگ، ساختار حاکمیتی قوی برقرار گردد(جنسن و همکاران،۱۹۷۶). طبق این نظریه بین مالکان و مدیران مفهومی به نام زیان نمایندگی وجود دارد. زیان نمایندگی عبارت است از کاهش در بازده حقوق باقیمانده (مالکان) هنگام واگذاری بخشی از فرایند تصمیم گیری به مدیران در مقایسه با زمانی که مالکان، خود در شرکت کنترل مستقیم را اعمال کنند(جنسن و همکاران، ۱۹۷۶). ساختار مالکیت در میان واحدهای اقتصادی، متفاوت است. این تفاوت می تواند بر میزان نفوذ مدیران و سهامداران بزرگ در فرآیند گزارشگری مالی تأثیر گذار باشد. به دلیل نظارت فعال سهامداران عمده، تصمیمات شرکت بهتر با منافع سهامداران همراستاست و این امر باید به افزایش ارزش شرکت منجر شود (هارادا و همکاران، ۲۰۱۱). پژوهش های بسیاری حاکی از وجود یک رابطه مستقیم بین حاکمیت شرکتی بهتر، عملیات و عملکرد بازار سهام کاراتر است(ماسولیس و همکاران[4]، ۲۰۰۷). از سویی موسسه های حسابرسی بزرگ تر برای کشف اشتباهات و تقلب ها، بر کارکنان و منابع لازم این کار سرمایه گذاری بیشتری می نمایند. گال[5] (۱۹۹۲)، و باریز[6] (۲۰۰۵)، به این نتیجه رسیدند که موسسه های حسابرسی بزرگ تر در مقایسه با موسسه های حسابرسی کوچک تر برای ایستادگی در مقابل فشارهای مدیریت، توانایی بیشتری دارند، بنابرین استفاده از موسسات حسابرسی بزرگتر موجب افزایش کیفیت حسابرسی خواهد گردید. زمانی که تلاش حسابرسان بیشتر شود، طبیعتا بر بازده آتی و عملکرد مالی شرکت تاثیرگذار خواهد بود، چون تلاش اضافی حسابرسان منجر به افزایش کیفیت گزارشگری مالی می گردد و سهامدار بار محتوایی گزارش های مالی را درک کرده و به آن اعتماد بیشتری می کند که این دال بر ارتقا ارزش شرکت خواهد بود.

از طرفی چون حاکمیت شرکتی، نظارت مستمری در طول یکسال مالی بر فعالیت شرکت دارد، پس طبیعتا حاکمیت شرکتی، نحوه کار حسابرسان مستقل شرکت را در مورد بررسی کنترل های داخلی، سنجش می کند که آیا حسابرسان به درستی کار می کنند یا خیر. پس همین نظارت مستمر حاکمیت شرکتی، می تواند بر تلاش حسابرسان تاثیرگذار باشد که منجر به افزایش یا کاهش تلاش حسابرسان خواهد بود و چون تعیین حق الزحمه حسابرسان با کمیته حسابرسی است پس برای دریافت حق الزحمه بیشتر، باید حسابرس کار بیشتری هم انجام دهد بنابراین حاکمیت شرکتی بر اساس تئوری نمایندگی موجب کاهش هزینه های نمایندگی شده و بر تلاش مضتعف حسابرس تاثیر مثبت خواهد داشت و با افزایش تلاش حسابرس شاهد افزایش بازده اتی سهام و عملکرد مالی شرکت خواهیم بود و نقش تعدیلگری مثبت خواهد داشت. از طرفی چون کمیته حسابرسی قرار است به عنوان نماینده سهامدار در قالب حاکمیت شرکتی (کمیته حسابرسی یکی از مظاهر

[1] Carcello and Neal
[2] Krishnan
[3] Klein
[4] Masulis et al
[5] Gul
[6] Barizah

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

حاکمیت شرکت است) اقدام کند، بنابراین کمیته حسابرسی وظیفه برقراری ارتباط مستقیم با حسابرس مستقل را خواهد داشت. از طرفی حق الزحمه نیز توسط کمیته حسابرسی که نماینده سهامدار است مشخص می شود پس باید بر اساس تلاش حسابرس آن را مورد سنجش قرار دهد، بنابراین اگر کمیته حسابرسی بر افزایش تلاش حسابرسان صحه بگذارد باید میزان حق الزحمه آنها افزایش یابد. پس کمیته حسابرسی می تواند بر رابطه و تاثیر تلاش حسابرسان و بازده شرکت، از طریق افزایش دستمزد و حق الزحمه که در نهایت منجر به افزایش یا کاهش تلاش حسابرسان می شود، اثرگذار باشد. بنابراین در صورت عملکرد مناسب کمیته حسابرسی که از طرف هیئت مدیره وظیفه استقرار کنترل های داخلی را بر عهده دارد، شاهد نظارت بیشتر بر عملکرد حسابرس نیز خواهیم بود و تلاش مضتعف حسابرس افزایش خواهد یافت که این موضوع بر بازده آتی سهام و عملکرد مالی شرکت تاثیر مثبت خواهد داشت که بیانگر نقش تعدیلگری مثبت حاکمیت شرکتی می باشد.

طبیعتا هر چقدر کیفیت گزارشگری مالی در سطح بالاتر و قابل قبولی از ویژگی های کیفی (به مفهوم آنکه مربوط بودن و قابل اتکا بودن) صورت گیرد، می تواند در تلاش شخص حسابرس تاثیر گذار باشد. بنابراین انتظار می رود که هر چقدر کیفیت گزارشگری مالی بالاتر باشد تلاش کمتری بطلبد و بر عملکرد و بازده آتی سهام نیز تاثیر گذارد. حالا این تلاش کمتر به این مفهوم نیست که حسابرس کم کاری کرده بلکه به این معناست که نیازی به صرف ساعت اضافه کاری نداشته و با کیفیت مناسب می تواند در بازدهی سهام اثر بگذارد، چون می تواند اظهارنظر شفاف تری کند چون کیفیت گزارشگری مالی مطلوب بوده و حسابرسان راحت تر می توانند در مورد آن اظهار نظر کنند. طبیعتا اگر گزارشگری مالی شفاف باشد کیفیت حسابرسی نیز افزایش خواهد داشت و در نهایت این باعث افزایش اعتماد سرمایه گذاران و افزایش ارزش شرکت خواهد شد. بنابراین افزایش ویژگی های کیفی گزارشگری مالی از قبیل محافظه کاری حسابداری، قابلیت مقایسه صورت های مالی و شفافیت اطلاعات مالی موجب افزایش اطمینان حسابرس گردیده و ریسک حسابرسی و عدم کشف تخلفات و اشتباعات احتمالی کارفرما را کاهش خواهد داد و بنابراین حسابرس نیز تلاش مضاعف کمتری برای انجام حسابرسی نیاز خواهد داشت و بیانگر نقش تعدیلگری منفی این سه متغیر در رابطه بین تلاش مضاعف حسابرس و عملکرد مالی و بازده آتی سهام می باشد ولیکن در خصوص مدیریت سود این موضوع عکس بوده و با افزایش مدیریت سود شاهد افزایش ریسک حسابرسی بوده و حسابرس می بایست تلاش بیشتری برای اطمینان بخشی به صورت های مالی انجام دهد و در این رابطه مدیریت سود نقش تعدیلگری منفی ایفا می نماید. لذا با توجه به مطالب ارائه شده در بالا، هدف این پژوهش تعیین نقش تعدیلگری کیفیت گزارشگری مالی و حاکمیت شرکتی در تاثیر تلاش مضاعف حسابرس بر بازده آتی سهام و عملکرد مالی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران می‌باشد.

فرضیه های پژوهش

- فرضیه اول: تلاش مضاعف حسابرسان مستقل بر بازده غیرعادی سهام شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران تاثیر منفی و معناداری دارد.
- فرضیه دوم پژوهش: محافظه کاری حسابداری، تاثیر تلاش مضاعف حسابرسان مستقل بر بازده غیرعادی سهام شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران را تقویت می کند.
- فرضیه سوم پژوهش: قابلیت مقایسه صورت های مالی، تاثیر تلاش مضاعف حسابرسان مستقل بر بازده غیرعادی سهام شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران را تقویت می کند.
- فرضیه چهارم پژوهش: شفافیت اطلاعات مالی، تاثیر تلاش مضاعف حسابرسان مستقل بر بازده غیرعادی سهام شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران را تقویت می کند.

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

روش پژوهش

پژوهش حاضر، توصیفی بوده و از نظر هدف کاربردی و در حیطه پژوهش های قیاسی و گذشته نگـر بـا اسـتفاده از داده های کمی می باشد. برای آزمون رابطه بین متغیرها و معنی دار بودن مدل از تحلیل رگرسیون چند متغیـره در نـرم افـزار استاتا استفاده گردید. در پژوهش حاضر جامعه آماری شامل شرکتهای پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران است که جامعه آماری این پژوهش، باید دارای شرایط زیر باید باشند:

- ✓ جهت افزایش قابلیت مقایسه، پایان سال مالی آن‌ها منتهی به ۲۹ اسفندماه باشد.
- ✓ شرکت‌ها قبل از سال ۱۳۹۶ در بورس اوراق بهادار تهران پذیرفته شده باشند و تا پایـان سـال ۱۴۰۲ نیـز در بـورس حاضر باشند.
- ✓ اطلاعات مورد نیاز آنها در دسترس باشد و طی دوره پژوهش تغییر سال مالی نداشته باشند.
- ✓ جز شرکت های مالی، بیمه و بانک ها نباشد.
- ✓ با توجه به شرایط ذکر شده، تعداد ۱۷۸ شرکت از جامعه آماری در دوره زمـانی ۱۳۹۶ تـا ۱۴۰۲جهـت انجـام آزمـون فرضیه پژوهش انتخاب شدند و طی دوره پژوهش حجم نهایی نمونه ۱۲۴۶سال-شرکت تعیین گردید.

مدل و متغیرهای پژوهش

در این پژوهش سعی شده‌است تا از طریق مدل زیر به تبعیت از پژوهش لی و همکاران (۲۰۲۰)، به بررسی فرضـیه های پژوهش پرداخته شود:

۱)اجرای رگرسیون بین تلاش مضاعف حسابرس مستقل و بازده غیر عادی سهام.

$$AB.Ret_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{Effort}_{it} + \beta_2 \text{LEV}_{it} + \beta_3 \text{Size}_{it} + \beta_4 \text{MTB}_{it} + \beta_5 \text{A. C. SPBOA}_{it} + \beta_6 \text{ROA}_{it} + \beta_7 \text{Audit Size}_{it} + \varepsilon_{it}$$

۲)اجرای رگرسیون نقش تعدیلگری کیفیت گزارشگری مالی در تاثیر بین تلاش مضاعف حسابرس مستقل بر بـازده غیر عادی سهام.

$$AB.Ret_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{Effort}_{it} + \beta_2 \text{FQR}_{it} + \beta_3 (\text{Effort}_{it} * \text{FQR}_{it}) + \beta_4 \text{LEV}_{it} + \beta_5 \text{Size}_{it} + \beta_6 \text{MTB}_{it} + \beta_7 \text{A. C. SPBOA}_{it} + \beta_8 \text{ROA}_{it} + \beta_9 \text{Audit Size}_{it} + \varepsilon_{it}$$

متغیر های وابسته: در این پژوهش به تبعیت از لی و همکاران (۲۰۲۰)، از دو متغیر بازده غیر عادی سهام و عملکرد مالی بعنوان متغیرهای وابسته بهره گیری شده است:

بازده غیر عادی سهام (ABRET): اولین متغیر وابسته در این پژوهش بازده آتی سهام می‌باشد که به پیروی از پژوهش انلوسکی و همکاران[1](۲۰۰۷)، و لی و همکاران (۲۰۲۰)، از معیار بازده غیر عادی سهام شرکت استفاده خواهد گردید که به صورت زیر محاسبه می گردد.

رابطه شماره (۱) $\Re_{it} = R_{it} - \hat{R}_{it}$

رابطه شماره(۲) $_t = R_f + \beta(R_m - R_f)$

AR_{it} : بازده غیر عادی

$\hat{R}_{it}$: بازده عادی سهام

R_f : بازده بدون ریسک

[1] Anilowski et al

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

R_m : بازده بازار

بازده مورد انتظار، بازده پیش بینی شده در شرکت است که توسط مدیران پیش بینی می شود، که مثلا صورت های مالی سه ماهه یا سالانه چقدر سودآوری خواهد داشت.

متغیر مستقل: در این پژوهش به تبعیت از لی و همکاران (۲۰۲۰)، از متغیر تلاش مضاعف حسابرسان بعنوان متغیر مستقل بهره گیری خواهد گردید:

تلاش مضاعف حسابرس(EFFORT**):** متغیر مستقل این پژوهش، تلاش مضاعف حسابرسان می باشد که با الگوبرداری از پژوهش لی و همکاران (۲۰۲۰)، از اختلاف حق الزحمه واقعی حسابرسان و حق الزحمه تخمین زده شده بعنوان معیار تلاش مضاعف حسابرسان، به صورت زیر استفاده خواهد گردید:

در این روش، ابتدا از طریق مدل زیر و استفاده از مدل رگرسیون فاما- مک بث (۱۹۷۳)، حق الزحمه پیش بینی شده برآورد خواهد شد. لی و همکاران (۲۰۲۰)، تاثیر ۱۸ متغیر را بر حق الزحمه حسابرسی وارد مدل رگرسیون نموده و به سنجش حق الزحمه حسابرسی پرداختند ولیکن با توجه به اینکه دسترسی به برخی اطلاعات در محیط بازار سرمایه ایران دشوار می باشد بنابراین بر اساس نتایج پژوهش های داخلی نسبت به جایگزینی برخی از متغیرها اقدام و در نهایت متغیرهای اندازه شرکت، اهرم مالی (ریسک مالی)، ارزش بازار به ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام، بازده دارایی ها، زیان شرکت، اندازه موسسه حسابرسی، سهامداران نهادی، تمرکز مالکیت، تغییرات حسابرس، استقلال هیئت مدیره، اندازه هیئت مدیره، ریسک عملیاتی، ریسک تجاری، سطح نگهداشت وجوه نقد، جریان وجه نقد عملیاتی، نسبت کیوتوبین و نرخ رشد به عنوان عوامل موثر در برآورد حق الزحمه حسابرسی در نظر گرفته شد.

رابطه شماره (۴)

$$\text{Ln O.Audit Fee}_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \text{ Size}_{i,t-1} + \beta_2 \text{ Lev}_{i,t-1} + \beta_3 \text{BM}_{i,t-1} + \beta_4 \text{ROA}_{i,t-1} + \beta_5 \text{LOSS}_{i,t-1} + \beta_6 \text{B.Size}_{i,t-1} + \beta_7 \text{LARGEOWN}_{i,t-1} + \beta_8 \text{FOROWN}_{i,t-1} + \beta_9 \text{ Switch}_{i,t-1} + \beta_{10} \text{B.Ind}_{i,t-1} + \beta_{11} \text{B.Size}_{i,t-1} + \beta_{12} \text{ OLEV}_{i,t-1} + \beta_{13} \text{BR}_{i,t-1} + \beta_{14} \text{Cash}_{i,t-1} + \beta_{15} \text{ CFC}_{i,t-1} + \beta_{16} \text{Q.Tobin}_{i,t-1} + \beta_{17} \text{Groth}_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}$$

سپس حق الزحمه واقعی را از طریق اطلاعات افشا شده در یادداشت های توضیحی صورت های مالی استخراج نموده

رابطه شماره (۵): $\text{R.Audit Fee}_{it} = \text{Ln Audit Fee}$

و در نهایت، از تفاضل حق الزحمه واقعی و حق الزحمه برآورد شده، می توان جهت سنجش تلاش مضاعف حسابرسان استفاده کرد. حال چنانچه، هرچقدر اعداد خروجی تفاضل فوق، مثبت و بیشتر باشد، یعنی تلاش حسابرسان بیشتر بوده و بالعکس، هرچقدر اعداد خروجی تفاضل فوق، منفی و کمتر باشد، یعنی تلاش حسابرسان کمتر بوده است.

بنابراین تلاش مضاعف حسابرسان، بیانگر حق الزحمه پرداختی بیشتر از حق الزحمه برآوردی بوده و کم کاری حسابرسان (تلاش منفی یا تلاش معکوس) نیز بیانگر حق الزحمه واقعی کمتر از حق الزحمه برآوردی خواهد بود، که همه اعداد در مدل مورد نظر قرار می گیرد.

رابطه شماره (۶): $\text{Audit Effort}_{it} = \text{Ln R.Audit Fee}_{it} - \text{Ln O.Audit Fee}_{i,t}$

متغیر های تعدیلگر: در این پژوهش از مولفه های مختلف کیفیت گزارشگری مالی و همچنین حاکمیت شرکتی بعنوان متغیر تعدیلگر بهره گیری خواهد گردید تا بتوان مدل بهتری برای تعیین عوامل موثر بر بازده غیرعادی سهام شرکت ها در محیط بازار سرمایه ایران تدوین نمود. مولفه های استفاده شده برای تحقق این هدف، شامل مدیریت سود، قابلیت مقایسه صورت های مالی، شفافیت اطلاعات مالی و محافظه کاری شرطی حسابداری می باشد.

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

محافظه کاری شرطی حسابداری(CONSERV): یکی از متغیرهای تعدیلگر در این پژوهش محافظه کاری شرطی می‌باشد. روش‌های جدید یا بهبود یافته از زمان باسو[1] (۱۹۹۷)، به طور منظم از روش رگرسیون معکوس برای سنجش محافظه‌کاری حسابداری نظیر روش رگرسیون اقلام تعهدی. جریان پول نقد بال و شیوا کومار[2] (۲۰۰۵)، مقیاس اقلام تعهدی جیولی و هاین[3] (۲۰۰۰)، مقیاس بیور و رایان[4] (۲۰۰۰)، بر مبنای نرخ دفتری به بازار و شیوه نمره C خان و واتس[5] (۲۰۰۹)، استفاده نموده‌اند. از آنجاکه تحلیل ما نیازمند یک مقیاس شرکت–سال محافظه کاری حسابداری می‌باشد از شیوه نمره C استفاده خواهد شد. نمره C به صورت زیر محاسبه خواهد شد:

رابطه شماره(۷)

$$\frac{\text{ر}_t}{\text{ر}_{t-1}} = \beta_0 + \beta_1 DR_t + RET_{it}(\mu_1 + \mu_2 SIZE_{it} + \mu_3 MB_{it} + \mu_4 LEV_{it}) + DR_{it} RET_{it}(\lambda_1 + \lambda_2 SIZE_{it} + \lambda_3 MB_{it} + \lambda_4 LEV_{it}) \times (\delta_1 SIZE_{it} + \delta_2 MB_{it} + \delta_3 LEV_{i,t} + \delta_4 DR_{it} SIZE_{it} + \delta_5 DR_{it} MB_{it} + \delta_6 DR_{it} LEV_{it}) + \varepsilon_{it}$$

$$Score = \beta_2 = \mu_1 + \mu_2 SIZE_{it} + \mu_3 MB_{it} + \mu_4 LEV_{it}$$

$$C_Score_{i,t} = \lambda_1 + \lambda_2 SIZE_{it} + \lambda_3 MB_{it} + \lambda_4 LEV_{it}$$

$\boldsymbol{X_{it}}$: درآمد هر سهم گزارش شده توسط شرکت i است،

$\boldsymbol{P_{it-1}}$: قیمت اولیه سهام در ابتدای سال شرکت i است

$\boldsymbol{DR_{it}}$: متغیر مصنوعی بازده سهام اگر $\text{Ret}_{i,t} \geq 0$ باشد برابر ۱ و در غیر اینصورت برابر با ۰ خواهد بود.

$\boldsymbol{RET_{it}}$: عبارت است از: i = بازده سهام شرکت t = بازده بازار در سال

برای محاسبه بازده سهام یک شرکت، از سه عامل (تفاوت ریالی قیمت سهام در انتهای دوره نسبت به اول دوره، میزان تقسیم سود در طول دوره، میزان افزایش سرمایه شرکت ها از محل اندوخته یا آورده در محدوده زمانی) استفاده می شود.

رابطه شماره(۸)

$$\text{بازده سهام} = \left(\left(\frac{\text{سهام}}{\text{قیمت پایه}}\right) + 100\right) + \text{سود تقسیمی} + \left(\text{قیمت روز} - \text{قیمت پایه}\right) \left(100 \times \text{جایزه} + \text{درصد افزایش حق تقدم}\right)$$

$\boldsymbol{SIZE_{it}}$: اندازه شرکت عبارتست از: لگاریتم جمع کل دارایی ها.

$\boldsymbol{LEV_{it}}$: اهرم مالی عبارتست از: جمع کل بدهی ها / جمع کل دارایی.

$\boldsymbol{BV_{it}}$: ارزش دفتری سهام

قابلیت مقایسه صورت های مالی(COMP): در این پژوهش برای اندازه گیری قابلیت مقایسه صورت های مالی به پیروی از پژوهش سو و همکاران (۲۰۱۷)، از مدل دی فرانکو و همکاران(۲۰۱۱)، تعدیل شده توسط کاسکینو و گاسن[6] (۲۰۱۵)، استفاده شده است. در این مدل میزان همبستگی اقلام تعهدی و جریان های نقد عملیاتی یک زوج شرکت در یک صنعت خاص بررسی می شود. اقلام تعهدی بعنوان معیاری از ارقام حسابداری و جریان های نقد عملیاتی بعنوان معیاری از

[1] Basu
[2] Ball and Shivakumar
[3] Givoly and Hayn
[4] Beaver and Ryan
[5] Khan and Watts
[6] Cascino and Gassen

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

وقایع اقتصادی در نظر گرفته شده اند. در این مدل دو شرکت زمانی مشابه در نظر گرفته می شوند که بـرای مجموعـه ای از وقایع اقتصادی یکسان، گزارش های مالی مشابهی ارائه کرده باشند. به منظور اندازه گیری قابلیت مقایسه بین دو شرکت i و j ابتدا مدل رگرسیونی شماره (۹) در سطح شرکت و با استفاده از داد ه های سری زمانی (فصلی) برای دورهٔ سه سـالهٔ اخیـر برآورد می گردد.

رابطه شماره (۹) $$Acc_{it} = \alpha_i + \beta_i CF_{it} + \varepsilon_{it}$$

که در آن ،Acc_{it} اقلام تعهدی وCF_{it} جریان های نقد عملیاتی است. هر دو متغیر با ارزش بازار سهام ابتدای دوره همگن شده اند(بازه زمانی پژوهش 1391-1400). در رابطه (۳) ضرایب ضرایب β_i و α_i نشان می دهند که چگونه وقایع اقتصـادی در سود حسابداری شرکت i منعکس می شوند. با فرض یکسان بودن وقایع اقتصادی (جریـان هـای نقـد عملیـاتی)، بـرای سنجش میزان تشابه در عملکرد سیستم حسابداری دو شرکت j و i در انعکاس رویـدادهای اقتصـادی، اقـلام تعهـدی هـر شرکت، یک بار با استفاده از ضرایب برآوردشدهٔ همان شرکت و بار دیگر با استفاده از ضرایب برآوردشدهٔ سایر شـرکت هـای آن صنعت به صورت زیر محاسبه می شود:

رابطه شماره (۱۰)
$$E(Acc_{iit}) = \alpha_i + \beta_i CF_{it}$$

رابطه شماره (۱۱)
$$E(Acc_{ijt}) = \alpha_j + \beta_j CF_{jt}$$

که در آنها، Acc_{iit} اقلام تعهدی شرکتi با استفاده از تابع و بازده شرکتi در زمان t و Acc_{ijt} اقلام تعهدی شرکتj با استفاده از تابع شرکت j و بازده شرکت i در زمانt است. قابلیت مقایسه حسابداری بـین شـرکت i و شـرکتj ($Comp_{ij}$) بصورت منفی میانگین قدر مطلق تفاضل بین جریان های نقد عملیاتی برآورد شده با استفاده از توابع حسـابداری شـرکتi و شرکت j محاسبه می شود. شرکت i و شرکت j باید در یک گروه صنعتی یکسان باشند.

رابطه شماره (۱۲)
$$Comp_{ijt} = -1/12 \times \sum_{t-11}^{t} |E(Acc_{ijt}) - E(Acc_{iit})|$$

مقادیر بزرگتر این شاخص بیانگر قابلیت مقایسهٔ بالاتر بین شرکت i و شرکت j است. در نهایت، با میانگین گیری از تمامی ترکیب های $Comp_{ij}$، یک شاخص قابلیت مقایسهٔ حسابداری در سطح هر شرکت محاسبه گردیده و به عنوان شاخص قابلیت مقایسه، در پژوهش استفاده خواهد گردید.

شفافیت اطلاعات مالی(OPAQUE): برای سنجش این متغیر از رتبه های کیفیت افشای اعلام شده توسط سازمان بورس اوراق بهادار تهران بهره گیری خواهد شد. این رتبه ها، ارزیابی بورس دربارهٔ میزان آگاهی بخشی افشای شرکتی را منعکس می نماید. رتبه های مذکور، براساس میانگین وزنی معیارهای به موقع بودن و قابلیت اتکای اطلاعات افشا شده محاسبه می گردد. اطلاعات ارزیابی شده، براساس مقررات افشای اطلاعات در بورس، ازجمله صورتهای مالی سالیانه، صورتهای مالی میان دوره ای ۳ ماهه،۶ ماهه (حسابرسی شده) و ۹ ماهه و پیش بینی درآمد هر سهم در مقاطع زمانی ۳،۶، ۹ و ۱۲ ماهه می باشد. تأخیر در ارسال اطلاعات به بورس در مقایسه با مهلت های زمانی مقرر و تفاوت در سودهای محقق شده نسبت به پیش بینی ها برای محاسبه به موقع بودن و قابلیت اتکای افشا استفاده می گردد. برای محاسبه رتبه کل افشای شرکتی معیارهای به موقع بودن و قابلیت اتکا با وزنهای دو سوم و یک سوم مورد استفاده قرار گرفته اند. در خصوص امتیازدهی، پس از طبقه بندی به ده طبقه، شرکتهای موجود در گروه کمترین رتبه عددی کیفیت افشا (بهترین شرکتها از نظر کیفیت افشا)، بیشترین نمره شفافیت را می گیرند (علوی طبری و همکاران، ۱۳۹۸).

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

متغیرهای کنترلی: در این پژوهش به تبعیت از پژوهش لی و همکاران (۲۰۲۰)، اثر متغیرهای اندازه شرکت، ارزش بازار به ارزش دفتری حقوق صاحبان سرمایه، اهرم مالی، سودآوری، بتای بازار، اندازه موسسه حسابرسی، اندازه هیئت مدیره، تخصص مالی اعضای هیئت مدیره بر متغیر وابسته کنترل خواهد گردید.

اهرم مالی(Lev): بر اساس نتایج پژوهش های کایو و همکاران (۲۰۱۷)، دانگ و همکاران (۲۰۱۶)، و آن و همکاران (۲۰۱۵)، شرکت هایی که اهرم مالی بالاتری دارند احتمال کاهش قیمت سهام در آن ها بدلیل انباشته شدن بدهی ها و افزایش ریسک عدم پرداخت بدهی ها افزایش خواهد یافت. جهت اندازه‌گیری اهرم مالی از نسبت کل بدهی بر کل دارایی استفاده می‌شود که از نسبتِ کلِ بدهی به کلِ دارایی‌ها به دست می‌آید.

$$Lev = \frac{debt}{asset}$$

اندازه شرکت (Size): طبق نتایج پژوهش کیم و همکاران (۲۰۱۶)، شرکت های بزرگ تر، بدلیل دارایی های بیشتر قدرت بالاتری در مقابله با کاهش یکباره قیمت سهام داشته و بدلیل پشتوانه ای که دارند در این شرکت ها ریسک سقوط قیمت آتی سهام در مقایسه با سایر شرکت ها کمتر می باشد. جهت اندازه‌گیری اندازه شرکت از لگاریتم طبیعی کل دارایی‌ها و رابطه زیر استفاده می‌شود:

$$size_{it} = (Log)\ Total\ Assets_{it}$$

در این رابطه :

$size_{it}$: اندازه در شرکت(i) در سال(t).

$(Log)\ Total\ Assets_{it}$: (لگاریتم) مجموع دارایی ها شرکت (i) در سال(t).

فرصت رشد (MTB): برابر است با نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری سهام که به عنوان نماینده ای از فرصت های سرمایه گذاری استفاده شده است (زهی و همکاران، ۲۰۱۶). شرکت هایی که دارای فرصت رشد بالاتری می باشند بدلیل سود دهی مناسب دارای ریسک کاهش آتی قیمت سهام کمتری خواهند بود.

$$MTB = \frac{\text{ارزش بازار حقوق صاحبان سرمایه}}{\text{ارزش دفتری حقوق صاحبان سرمایه}}$$

تخصص مالی اعضای کمیته حسابرسی (A.C.SPBOA): برابر است با نسبت اعضای کمیته حسابرسی شرکت که دارای تخصص مالی، حسابداری و حسابرسی می باشند به کل اعضای کمیته حسابرسی(لی و همکاران، ۲۰۲۰).

اندازه موسسه حسابرسی (Audit.Size): در صورتی که شرکت توسط سازمان حسابرسی کشور مورد حسابرسی واقع شده باشد عدد ۱ و در غیر اینصورت عدد صفر تعلق خواهد گرفت.

بازده دارایی ها (ROA): که به صورت نسبت سود خالص به ارزش دفتری کل دارایی های شرکت در پایان سال مالی محاسبه شده است.

$$\text{بازده دارایی ها}\ (ROA) = \frac{\text{سود خالص}}{\text{جمع دارایی ها}}$$

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

بتا (BETA): بتای بازار که برابر است با ریسک سیستماتیک و بر اساس بازده ماهانه سهام (سال پژوهش ۹۲-۱۳۹۹) محاسبه خواهد گردید(لی و همکاران،۲۰۲۰).

یافته های پژوهش

آمار توصیفی پژوهش

نتایج آمار توصیفی متغیرهای تحقیق در جدول آورده شده است که بیانگر پارامترهای توصیفی برای هر متغیر به صورت مجزاست.

جدول (۱): آمار توصیفی متغیرها

نام متغیر	نماد متغیر	مشاهدات	میانگین	حداقل	حداکثر	انحراف معیار
بازده غیرعادی سهام	abRet	۱۲۴۶	-۰/۱۱۰	-۲۱/۳۰۲	۲/۴۵۷	۱/۳۲۹
تلاش مضاعف حسابرس مستقل	Effort	۱۲۴۶	۰/۰۰۰۴	-۱/۱۷۴	۳/۱۶۷	۰/۷۹۳
شفافیت اطلاعات مالی	OPAQUE	۱۲۴۶	۶۹/۰۳۳	۱۲	۹۸	۱۷/۳۱۳
محافظه کاری حسابداری	CONSERV	۱۲۴۶	۰/۱۸۰	-۰/۵۶۴	۰/۹۹۹	۰/۱۹۸
قابلیت مقایسه صورت های مالی	COMP	۱۲۴۶	-۰/۱۲۱	-۱/۶۶۴	-۰/۰۱۰	۰/۱۴۲
اهرم مالی	Lev	۱۲۴۶	۰/۶۱۹	۰/۰۹۶	۲/۶۵۸	۰/۲۱۱
فرصت رشد	MTB	۱۲۴۶	۰/۴۹۶	-۶/۵۵۹	۳/۳۲۲	۰/۵۵۶
تخصص مالی اعضای کمیته حسابرسی	A.C.SPBOA	۱۲۴۶	۰/۸۷۰	۰/۰۰۰	۱/۰۰۰	۰/۳۳۵
بازده دارایی ها	ROA	۱۲۴۶	۰/۰۹۹	-۱/۰۶۳	۰/۶۲۶	۰/۱۴۴
اندازه شرکت	Size	۱۲۴۶	۱۴/۰۱۲	۱۰/۵۰۴	۱۹/۲۴۹	۱/۴۵۳

آمار توصیفی متغیر موهومی پژوهش		
نام متغیر	حسابرسی توسط سازمان حسابرسی	حسابرسی توسط سایر موسسات
اندازه موسسه حسابرسی	۳۷۴	۸۷۲
درصد	۳۰	۷۰

همانگونه که در جدول (۱) مشخص است؛ تعداد مشاهدات از ترکیب داده‌های مقطعی (۱۰۵شرکت) و داده‌های سری زمانی (۹سال) که شامل۹۴۵ داده ترکیبی است، بدست آمده است. میانگین بازده غیر عادی سهام در نمونه مورد بررسی بطور میانگین، (۰/۱۱۲-) بوده و در کمترین میزان به (۲۲/۳۰۴-) و در بیشترین مقدار به ۲/۶۰۷ رسیده است که نشاندهنده وجود نوسانات زیاد در بازده غیرعادی سهام شرکت های مورد بررسی بوده است. تلاش مضاعف حسابرس در شرکت های مرود بررسی نیز دارای میانگین (۰/۰۰۰۴) بوده و در بیشترین مقدار به ۳/۱۶۷ رسیده است. شفافیت اطلاعات شرکت ها بر اساس رتبه بندی سازمان بورس اوراق بهادار تهران بطور متوسط رتبه ۶۳ بوده و کمترین رتبه ۱۲ و بیشترین رتبه شفافیت اطلاعات، ۹۸ بوده است. محافظه کاری حسابداری شرطی نیز دارای میانگین ۰/۱۸۰ بوده و

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

میانگین قابلیت مقایسه صورت های مالی نمونه مورد بررسی، (۰/۱۲۱-) بوده است.

یافته های استنباطی

برای آزمون فرضیه های تحقیق از رگرسیون خطی چندمتغیره استفاده شده است. در ابتدا قبل از برازش الگو، میزان همخطی بین متغیرهای مستقل پژوهش از طریق آزمون تورم واریانس مورد بررسی قرار گرفت. تجربیات عملی حاکی از این است که اگر عامل تورم واریانس بزرگتر از ۵ باشد، مبین وجود یک اخطار احتمالی است و اگر بزرگتر از ۱۰ باشد یک اخطار جدی را یادآور می شود و حکایت از آن دارد که ضرایب رگرسیونی مربوطه به علت هم خطی چندگانه بصورت ضعیفی برآورد شده اند. نتایج این آزمون حاکی از عدم وجود همخطی شدید بین متغیرهای مستقل و کنترلی است. در این پژوهش جهت انتخاب بهترین مدل بین داده‌های تلفیقی و ترکیبی با روش اثرات ثابت از آزمون چاو (F تست) استفاده شد که نتایج این آزمونها در جدول (۲) بطورخلاصه آورده شده است:

جدول (۲): نتایج آزمون چاو

الگوی انتخابی	نوع آزمون		نتیجه	الگوی انتخابی	نوع آزمون		نتیجه
	چاو				چاو		
	آماره	معناداری			آماره	معناداری	
مدل اول	۱/۳۲	۰/۲۳۹۳	داده های تلفیقی	مدل دوم	۱/۲۷	۰/۲۴۸۸	داده های تلفیقی
مدل سوم	۱/۰۴	۰/۴۰۲۷	داده های تلفیقی	مدل چهارم	۱/۶۲	۰/۱۰۶۱	داده های تلفیقی

با توجه به نتایج جدول فوق مدل های مربوط به فرضیه های این پژوهش به روش داده های تلفیقی (مقید) برآورد گردید. قبل از برآورد مدل، لازم است تا برخی از فروض اصلی زیربنائی رگرسیون شامل عدم خودهمبستگی باقیمانده‌ها، همبستگی مقطعی باقیمانده‌ها و ناهمسانی واریانس مورد آزمون قرار گیرد. در این تحقیق برای آزمون همبستگی مقطعی باقی مانده ها از آزمون پسران استفاده شده است. با توجه به نتایج آزمون پسران، از آنجا که سطح معناداری به دست آمده‌ی آماره‌ی این آزمون کمتر از سطح خطای مورد انتظار پنج درصد است، فرض صفر این آزمون مبنی بر عدم وجود همبستگی مقطعی بین باقیمانده‌ها پذیرفته نشده و فرض وجود همبستگی مقطعی تایید می‌شود که برای رفع این مشکل از آزمون هاشل استفاده گردید. برای بررسی خودهمبستگی سریالی نیز از آزمون والدریج (۲۰۰۲)، بهره گیری شد. ازآنجا که سطح معناداری بدست آمده‌ی آزمون والدریج کوچکتر از سطح معناداری پنج درصد است، لذا فرض صفر این آزمون رد شده و فرض یک که همان وجود خود همبستگی سریالی و نشان دهنده وجود خود همبستگی مرتبه اول است قبول می‌گردد وجهت رفع آن ازمدل حداقل مربعات ترمیم یافته دستورAR(1) ... Xtgls استفاده و رفع مشکل خودهمبستگی شد. در این پژوهش برای برآورد فرض ناهمسانی واریانس از آزمون والد تعدیل شده بهره گیری شد که نتایج حاکی از وجود مشکل ناهمسانی واریانس بود، لذا ضرورت دارد، به‌منظور رفع مشکل ناهمسانی واریانس، از مدل‌های مناسب استفاده شود. دراین پژوهش جهت رفع مشکل ناهمسانی واریانس‌ها از روش حدافل مربعات تعمیم یافته GLS دستور Xt gls. استفاده گردید ومشکل ناهمسانی واریانس‌ها رفع گردید. جداول مربوط به نتایج آزمون های مذکور بشرح زیر می باشد.

جدول (۳): نتایج آزمون ناهمسانی واریانس

فرضیه‌ها	نوع آزمون والد تعدیل شده		نتیجه آزمون
	آماره	معناداری	

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

مدل اول	۱۳۰۱۱/۸۸	۰/۰۰۰۰	وجود ناهمسانی واریانس
مدل دوم	۱۵۸۴۹/۲۰	۰/۰۰۰۰	وجود ناهمسانی واریانس
مدل سوم	۱۳۱۹۱/۰۸	۰/۰۰۰۰	وجود ناهمسانی واریانس
مدل چهارم	۱۷۱۲۹/۴۳	۰/۰۰۰۰	وجود ناهمسانی واریانس

جدول (۴): نتایج آزمون عدم خودهمبستگی سریالی والدریج

مدل	آماره آزمون	سطح معناداری	نتیجه
مدل آماری مربوط به فرضیه اول	۹۵/۷۱۶	۰/۰۰۰۰	وجود خودهمبستگی سریالی
مدل آماری مربوط به فرضیه دوم	۹۱/۹۲۹	۰/۰۰۰۰	وجود خودهمبستگی سریالی
مدل آماری مربوط به فرضیه سوم	۸۹/۸۸۶	۰/۰۰۰۰	وجود خودهمبستگی سریالی
مدل آماری مربوط به فرضیه چهارم	۸۹/۲۰۴	۰/۰۰۰۰	وجود خودهمبستگی سریالی

جدول (۵): نتایج آزمون همبستگی مقطعی بین باقیمانده‌ها

مدل‌های پژوهش	الگوی انتخابی	آماره آزمون	سطح معناداری	نتیجه
مدل اول	اثرات مقید	۶۸/۸۷۷	۰/۰۰۰۰	وجود همبستگی مقطعی
مدل دوم	اثرات مقید	۶۸/۷۹۳	۰/۰۰۰۰	وجود همبستگی مقطعی
مدل سوم	اثرات مقید	۶۸/۷۹۳	۰/۰۰۰۰	وجود همبستگی مقطعی
مدل چهارم	اثرات مقید	۶۸/۰۵۲	۰/۰۰۰۰	وجود همبستگی مقطعی

نتایج حاصل از آزمون فرضیه اول پژوهش

فرضیه اول پژوهش: تلاش مضاعف حسابرسان مستقل بر بازده غیرعادی سهام شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران تاثیر منفی و معناداری دارد.

جدول (۶): نتایج آزمون فرضیه اول پژوهش

متغیر وابسته : بازده غیر عادی سهام						
روش برآورد: الگوی اثرات مقید						
نام متغیر	نوع متغیر	VIF	ضریب	انحراف معیار	آمارهt	سطح معناداری
تلاش مضاعف حسابرس مستقل	مستقل	۱/۰۰	-۰/۰۶۶	۰/۰۲۸	-۲/۳۶	۰/۰۱۹
االندازه شرکت	کنترلی	۱/۱۴	۰/۰۸۰	۰/۰۳۷	۲/۱۴	۰/۰۳۲
اهرم مالی	کنترلی	۲/۰۶	۰/۱۱۷	۰/۰۵۷	۲/۰۶	۰/۰۴۶
فرصت رشد	کنترلی	۱/۱۸	۰/۱۱۰	۰/۰۹۷	۱/۱۳	۰/۲۵۹
تخصص مالی اعضای کمیته حسابرسی	کنترلی	۱/۰۵	-۰/۱۱۱	۰/۰۲۸	-۳/۸۹	۰/۰۰۰
اندازه موسسه حسابرسی	کنترلی	۱/۴۳	۰/۱۲۲	۰/۱۲۶	۰/۹۷	۰/۳۳۲
بازده دارایی ها	کنترلی	۱/۶۷	۰/۹۲۸	۰/۴۶۱	۲/۰۱	۰/۰۴۵
ضریب ثابت			-۱/۳۸۸	۰/۵۸۵	-۲/۳۷	۰/۰۱۸
ضریب تعیین تعدیل شده: ۰/۴۰۶۲					آماره والد: ۶/۸۴	

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

ضریب تعیین:۰/۴۱۳۶	سطح معناداری: ۰/۰۰۰۰

نتایج جدول (۶) نشان دهنده تاثیر منفی و معنادار تلاش مضاعف حسابرس مستقل بر بازده غیر عادی سهام است. همانگونه که مشخص است ضریب این متغیر برابر با (۰/۰۶۶-)و سطح معناداری آن برابر با (۰/۰۱۹) است که نشان می-دهد بین تلاش مضاعف حسابرس مستقل و بازده غیر عادی سهام در سطح اطمینان ۹۵٪ ارتباط منفی و معناداری وجود دارد. بنابراین فرضیه اول این پژوهش مورد تایید قرار می گیرد. از طرفی نیز، سطح معناداری به‌دست آمده برای آماره والد، برابر با ۰/۰۰۰۰و دارای ضریب آماره ۶/۸۴ است، که حاکی از معنادار بودن کل مدل رگرسیون است. علاوه بر این ضریب تعیین تعدیل‌شده بیانگر این موضوع است که متغیرهای توضیحی قابلیت پیش‌بینی ۴۰ درصد تغییرات متغیر وابسته(بازده غیر عادی سهام) را دارند.

نتایج حاصل از آزمون فرضیه دوم پژوهش

فرضیه دوم پژوهش: محافظه کاری حسابداری، تاثیر تلاش مضاعف حسابرسان مستقل بر بازده غیرعادی سهام شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران را تقویت می کند.

جدول (۷): نتایج آزمون فرضیه دوم پژوهش

متغیر وابسته : بازده غیر عادی سهام					
روش برآورد: الگوی اثرات مقید					
نام متغیر	نوع متغیر	ضریب	انحراف معیار	آمارهt	سطح معناداری
تلاش مضاعف حسابرس مستقل	مستقل	۰/۰۳۷-	۰/۰۱۷	۲/۱۵-	۰/۰۳۷
محافظه کاری حسابداری	تعدیلگر	۰/۰۹۹-	۰/۰۴۴	۲/۲۴-	۰/۰۲۷
تعاملی تلاش مضاعف حسابرس مستقل* محافظه کاری حسابداری	تعدیلگر	۰/۴۸۵-	۰/۱۹۴	۲/۴۹-	۰/۰۱۳
االندازه شرکت	کنترلی	۰/۰۸۰	۰/۰۳۷	۲/۱۳	۰/۰۳۳
اهرم مالی	کنترلی	۰/۱۲۳	۰/۰۵۹	۲/۰۸	۰/۰۴۴
فرصت رشد	کنترلی	۰/۱۱۷	۰/۰۹۷	۱/۲۰	۰/۲۲۹
تخصص مالی اعضای کمیته حسابرسی	کنترلی	۰/۱۲۱-	۰/۰۳۸	۳/۱۲-	۰/۰۰۰
اندازه موسسه حسابرسی	کنترلی	۰/۱۱۹	۰/۱۲۶	۰/۹۵	۰/۳۴۵
بازده دارایی ها	کنترلی	۱/۰۰۰	۰/۴۶۹	۲/۱۳	۰/۰۳۳
ضریب ثابت		۱/۳۷۱-	۰/۵۸۹	۲/۳۳-	۰/۰۲۰
ضریب تعیین تعدیل شده: ۰/۴۰۶۱				آماره والد: ۹/۶۴	
ضریب تعیین:۰/۴۱۵۶				سطح معناداری: ۰/۰۰۰۰	

نتایج جدول (۷) نشان دهنده تاثیر منفی و معنادار تلاش مضاعف حسابرس مستقل بر بازده غیر عادی سهام است. همانگونه که مشخص است ضریب این متغیر برابر با (۰/۰۳۷-) و سطح معناداری آن برابر با (۰/۰۳۷) است که نشان می‌دهد بین تلاش مضاعف حسابرس مستقل و بازده غیر عادی سهام در سطح اطمینان ۹۵٪ ارتباط منفی و معناداری وجود دارد. همچنین ضریب تاثیر محافظه کاری حسابداری بر بازده غیر عادی سهام برابر با (۰/۰۹۹-) و سطح معناداری آن (۰/۰۲۴) می باشد که نشان می دهد محافظه کاری حسابداری بر بازده غیر عادی سهام تاثیر منفی و معناداری دارد. از

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

سویی سطح معناداری متغیر تعاملی (تلاش مضاعف حسابرس مستقل* محافظه کاری حسابداری) برابر با ۰/۰۱۳ بوده و در سطح اطمنیان ۹۵٪ نقش تعدیلگری محافظه کاری حسابداری در تاثیر تلاش مضاعف حسابرس مستقل بر بازده غیر عادی سهام مورد تایید قرار می گیرد. از طرفی نیز، سطح معناداری به‌دست آمده برای آماره والد، برابر با ۰/۰۰۰۰و دارای ضریب آماره ۹/۶۴ است، که حاکی از معنادار بودن کل مدل رگرسیون است. علاوه بر این ضریب تعیین تعدیل‌شده بیانگر این موضوع است که متغیرهای توضیحی قابلیت پیش‌بینی ۴۰ درصد تغییرات متغیر وابسته (بازده غیر عادی سهام) را دارند.

نتایج حاصل از آزمون فرضیه سوم پژوهش

فرضیه سوم پژوهش: قابلیت مقایسه صورت های مالی، تاثیر تلاش مضاعف حسابرسان مستقل بر بازده غیرعادی سهام شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران را تقویت می کند.

جدول (۸): نتایج آزمون فرضیه سوم پژوهش

متغیر وابسته : بازده غیر عادی سهام					
روش برآورد: الگوی اثرات مقید					
نام متغیر	نوع متغیر	ضریب	انحراف معیار	آمارهt	سطح معناداری
تلاش مضاعف حسابرس مستقل	مستقل	-۰/۰۵۶	۰/۰۲۵	-۲/۲۲	۰/۰۲۷
قابلیت مقایسه صورت های مالی	تعدیلگر	-۰/۰۳۰	۰/۰۱۱	-۲/۵۸	۰/۰۰۷
تعاملی تلاش مضاعف حسابرس مستقل* قابلیت مقایسه صورت های مالی	تعدیلگر	-۰/۰۶۹	۰/۰۳۲	-۲/۱۴	۰/۰۳۲
اندازه شرکت	کنترلی	۰/۰۸۰	۰/۰۳۷	۲/۱۴	۰/۰۳۳
اهرم مالی	کنترلی	۰/۱۱۳	۰/۰۴۸	۲/۳۶	۰/۰۲۱
فرصت رشد	کنترلی	۰/۱۱۱	۰/۰۹۸	۱/۱۴	۰/۲۵۵
تخصص مالی اعضای کمیته حسابرسی	کنترلی	-۰/۱۱۳	۰/۰۲۹	-۳/۸۹	۰/۰۰۰
اندازه موسسه حسابرسی	کنترلی	۰/۱۲۲	۰/۱۲۶	۰/۹۷	۰/۳۳۲
بازده دارایی ها	کنترلی	۰/۹۳۰	۰/۴۶۲	۲/۰۱	۰/۰۴۴
ضریب ثابت		-۱/۳۹۱	۰/۵۹۳	-۲/۳۵	۰/۰۱۹
ضریب تعیین تعدیل شده: ۰/۴۱۴۱				آماره والد: ۱۰/۴۳	
ضریب تعیین:۰/۴۳۳۶				سطح معناداری: ۰/۰۰۰۰	

نتایج جدول (۸) نشان دهنده تاثیر منفی و معنادار تلاش مضاعف حسابرس مستقل بر بازده غیر عادی سهام است. همانگونه که مشخص است ضریب این متغیر برابر با (-۰/۰۵۶) و سطح معناداری آن برابر با (۰/۰۲۷) است که نشان می‌دهد بین تلاش مضاعف حسابرس مستقل و بازده غیر عادی سهام در سطح اطمینان ۹۵٪ ارتباط منفی و معناداری وجود دارد. همچنین ضریب تاثیر قابلیت مقایسه صورت های مالی بر بازده غیر عادی سهام برابر با (-۰/۰۳۰) و سطح معناداری آن (۰/۰۰۷) می باشد که نشان می دهد قابلیت مقایسه صورت های مالی بر بازده غیر عادی سهام تاثیر منفی و معناداری دارد. از سویی سطح معناداری متغیر تعاملی (تلاش مضاعف حسابرس مستقل* قابلیت مقایسه صورت های مالی) برابر با ۰/۰۳۲ بوده و در سطح اطمنیان ۹۵٪ نقش تعدیلگری قابلیت مقایسه صورت های مالی در تاثیر تلاش

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

مضاعف حسابرس مستقل بر بازده غیر عادی سهام مورد تایید قرار می گیرد. از طرفی نیز، سطح معناداری به‌دست آمده برای آماره والد، برابر با ۰/۰۰۰۰و دارای ضریب آماره ۱۰/۴۳ است، که حاکی از معنادار بودن کل مدل رگرسیون است. علاوه بر این ضریب تعیین تعدیل‌شده بیانگر این موضوع است که متغیرهای توضیحی قابلیت پیش‌بینی ۴۱ درصد تغییرات متغیر وابسته (بازده غیر عادی سهام) را دارند.

نتایج حاصل از آزمون فرضیه چهارم پژوهش

فرضیه چهارم پژوهش: شفافیت اطلاعات مالی، تاثیر تلاش مضاعف حسابرسان مستقل بر بازده غیرعادی سهام شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران را تقویت می کند.

جدول (۹): نتایج آزمون فرضیه چهارم پژوهش

متغیر وابسته : بازده غیر عادی سهام					
روش برآورد: الگوی اثرات مقید					
نام متغیر	نوع متغیر	ضریب	انحراف معیار	آمارهt	سطح معناداری
تلاش مضاعف حسابرس مستقل	مستقل	-۰/۴۷۱	۰/۱۸۱	-۲/۶۱	۰/۰۰۴
شفافیت اطلاعات مالی	تعدیلگر	-۰/۰۰۰۳	۰/۰۰۰۱	-۲/۷۹	۰/۰۰۱
تعاملی تلاش مضاعف حسابرس مستقل* شفافیت اطلاعات مالی	تعدیلگر	-۰/۰۰۷	۰/۰۰۳	-۲/۶۳	۰/۰۰۹
اندازه شرکت	کنترلی	۰/۰۷۹	۰/۰۳۷	۲/۱۴	۰/۰۳۳
اهرم مالی	کنترلی	۰/۱۲۹	۰/۰۵۶	۲/۲۷	۰/۰۱۷
فرصت رشد	کنترلی	۰/۱۱۳	۰/۰۹۷	۱/۱۶	۰/۲۴۷
تخصص مالی اعضای کمیته حسابرسی	کنترلی	-۰/۱۱۶	۰/۰۲۸	-۴/۰۸	۰/۰۰۰
اندازه موسسه حسابرسی	کنترلی	۰/۱۳۱	۰/۱۲۶	۱/۰۴	۰/۲۹۹
بازده دارایی ها	کنترلی	۰/۹۰۳	۰/۴۶۱	۱/۹۶	۰/۰۵۰
ضریب ثابت		-۱/۳۶۲	۰/۶۲۶	-۲/۱۷	۰/۰۳۰
ضریب تعیین تعدیل شده: ۰/۴۱۸۲				آماره والد: ۸/۸۷	
ضریب تعیین:۰/۴۳۷۶				سطح معناداری: ۰/۰۰۰۰	

نتایج جدول (۸) نشان دهنده تاثیر منفی و معنادار تلاش مضاعف حسابرس مستقل بر بازده غیر عادی سهام است. همانگونه که مشخص است ضریب این متغیر برابر با (۰/۴۷۱-) و سطح معناداری آن برابر با (۰/۰۰۴) است که نشان می‌دهد بین تلاش مضاعف حسابرس مستقل و بازده غیر عادی سهام در سطح اطمینان ٪۹۵ ارتباط منفی و معناداری وجود دارد. همچنین ضریب تاثیر شفافیت اطلاعات مالی بر بازده غیر عادی سهام برابر با (۰/۰۰۰۳-) و سطح معناداری آن (۰/۰۰۱) می باشد که نشان می دهد شفافیت اطلاعات مالی بر بازده غیر عادی سهام تاثیر منفی و معناداری دارد. از سویی سطح معناداری متغیر تعاملی (تلاش مضاعف حسابرس مستقل* شفافیت اطلاعات مالی) برابر با ۰/۰۰۹ بوده و در سطح اطمنیان ٪۹۵ نقش تعدیلگری شفافیت اطلاعات مالی در تاثیر تلاش مضاعف حسابرس مستقل بر بازده غیر عادی سهام مورد تایید قرار می گیرد. از طرفی نیز، سطح معناداری به‌دست آمده برای آماره والد، برابر با ۰/۰۰۰۰و دارای ضریب آماره ۸/۸۷ است، که حاکی از معنادار بودن کل مدل رگرسیون است. علاوه بر این ضریب تعیین تعدیل‌شده بیانگر این

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

موضوع است که متغیرهای توضیحی قابلیت پیش‌بینی بیش از ۴۱ درصد تغییرات متغیر وابسته (بازده غیر عادی سهام) را دارند.

بحث و نتیجه گیری

امروزه، مشاهده می‌شود که بر تعداد پژوهش‌های انجام‌شده در رابطه با اثر ویژگی های حسابرسان بر بازده غیر عادی سهام شرکت ها افزوده شده است که این خود به دلیل تحول و پیشرفت‌هایی است که در زمینه روش‌های تحقیق بازده غیر عادی سهام صورت گرفته است. خدمات حسابرسی به عنوان ناظری مستقل بر نحوه عملکرد مدیریت و نوع گزارشگری وی، مکانیزمی در جهت افزایش قابلیت مقایسه صورت های مالی، کاهش عدم اطمینان در تصمیمات سرمایه گذاری و نهایتاً بهبود شفافیت گزارشگری مالی تلقی می شود. از آنجا که گزارش های مالی، ابزاری برای افشای اطلاعات مالی قابل اعتماد است که در دسترس عموم قرار می گیرد و منجر به افزایش کارایی بازار می گردد، بنابراین، می توان چنین گفت که ارائه اطلاعات با کیفیت باعث کاهش عدم تقارن اطلاعاتی میان سرمایه گذاران و در نتیجه افزایش قیمت آتی سهام می شود.

نتایج فرضیه اول پژوهش نشان داد که بین تلاش مضاعف حسابرس مستقل و بازده غیر عادی سهام در سطح اطمینان ۹۵٪ ارتباط منفی و معناداری وجود دارد. بنابراین فرضیه اول این پژوهش مورد تایید قرار می گیرد. این موضوع مطابق با یافته‌های چای و همکاران (۲۰۲۰)، می باشد. در واقع باتوجه به مباحث مطرح شده، کیفیت حسابرسی از طریق افزایش قابلیت مقایسه صورت های مالی و شفافیت اطلاعاتی واحدهای تجاری بر بازده غیر عادی سهام مؤثراست. با توجه به اینکه صورت های مالی حسابرسی شده واحدهای تجاری محصولی ترکیبی از اظهارات مدیریت و فرآیند حسابرسی است و از طرف دیگر، تلاش مضاعف حسابرسی و ویژگی های کیفی اطلاعات و گزارشگری مالی با هم مرتبط هستند، بنابراین، می توان از تلاش حسابرسی به عنوان معیاری برای کیفیت گزارشگری مالی استفاده کرد. با توجه به تأثیر منفی و معنادار تلاش مضاعف حسابرسی بر بازده غیر عادی سهام و نمایان شدن نقش بی بدیل کیفیت حسابرسی در ارتقای کیفیت گزارشگری مالی و اعتبار بخشی به صورت های مالی پیشنهاد می شود، واحدهای تجاری از مؤسسات حسابرسی بزرگ جهت انجام حسابرسی استفاده کنند، چرا که این مؤسسات با رسیدگی های بیشتر و انجام باکیفیت تر امور، باعث اطمینان سرمایه گذاران و اعتبار دهندگان در تصمیم گیری های خود برای سرمایه گذاری یا اعطای اعتبار می شوند. همچنین نتایج ازمون فرضیه دوم پژوهش نشان می دهد محافظه کاری حسابداری بر بازده غیر عادی سهام تاثیر منفی و معناداری دارد. نتایج این فرضیه با پژوهش های زها (۲۰۱۱)، خدامی پور و همکاران (۱۳۹۱)، و رضا زاده و همکاران (۱۳۸۷)، همسو می باشد. می توان اینگونه استدلال نمود که میزان بازده غیر عادی در شرکت هایی که سیاست های محافظه کارانه تری بکار می گیرند نسبت به سایر شرکت ها کمتر می باشد؛ که این امر بیانگر نقش برجسته و غیر قابل انکار حسابداری محافظه کارانه به عنوان یکی از ویژگی های کیفی اطلاعات مالی می باشد. شواهد پژوهش نشان می دهد که استفاده کنندگان صورت های مالی برای اطلاعات محافظه کارانه ارزش قا ئلند ؛ چرا که اینگونه اطلاعات موجب کاهش عدم تقارن اطلاعاتی بین سرمایه گذاران و مدیران و در نتیجه کاهش هزینه های نمایندگی می گردد. از این حیث پیشنهاد می شود تا استفاده کنندگان اطلاعات حسابداری علی الخصوص ذی نفعان شامل سرمایه گذاران بالفعل و بالقوه، اعتبار دهندگان در پیش بینی های مالی، تصمیمات سرمایه گذاری و اعتباری به سطح محافظه کاری بگارگرفته شده توسط مدیران توجه نمایند. علاوه بر این نتایج پژوهش نشان می دهد قابلیت مقایسه صورت های مالی بر بازده غیر عادی سهام تاثیر منفی و معناداری دارد. یعنی با توجه به اینکه قابلیت مقایسهٔ صورت‌های مالی به سرمایه‌گذاران اجازه می‌دهد از طریق مقایسهٔ شرکت‌های همسان، عملکرد و جریان نقد شرکت را با دقت بیشتری ارزیابی و درک کنند و

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

کمیت و کیفیت اطلاعات لازم سرمایه‌گذاران را افزایش می‌دهد، موجب می‌شود ریسک مربوط به اطلاعات و ارزیابی کاهش یابد؛ درنتیجه نوسانات ویژهٔ غیر بازده سهام کاهش یابد. این نتایج با یافته‌هایی که در پژوهش حبیب و همکارا ن، (۲۰۲۰)، به دست آمده است، مطابقت دارد. این یافته‌ها، تأکید تهیه‌کنندگان استانداردهای حسابداری مبنی بر اینکه مقایسه‌پذیری صورت‌های مالی اعتماد سرمایه‌گذاران را بهبود می‌بخشد، توجیه می‌کند. در نهایت نتایج پژوهش نشان داد که شفافیت اطلاعات مالی بر بازده غیر عادی سهام تاثیر منفی و معناداری دارد. این نتیجه می‌تواند توسط استفاده‌کنندگان صورت‌های مالی، تحلیلگران بازار سرمایه و تدوین‌کنندگان قوانین استفاده شود. شفافیت بیشتر اطلاعات مالی که هدف اصلی نهادهای نظارتی، به ویژه سازمان بورس و اوراق بهادار است، می‌تواند به تخصیص بهینه منابع کمک کند و هرگونه عدم تقارن اطلاعاتی را از میان بردارد.

منابع

- ✓ پورحیدری، امید، صادقی، آزاده، (۱۳۹۰)، ارتباط بین اطلاعات مالی و غیرمالی با بازده سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. فصل‌نامه مطالعات تجربی حسابداری مالی، دوره ۹، شماره ۳۱، صص ۱-۳۱.
- ✓ حاجیها، زهره، آزادزاده، عادله، (۱۳۹۸)، ویژگی های کمیته حسابرسی و قابلیت مقایسه صورت های مالی با تأکید بر اندازه موسسه حسابرسی و حاکمیت شرکتی. دانش حسابداری مالی، دوره ۳، شماره ۲۲، صص ۹۵-۱۱۷.
- ✓ خدامی پور، احمد، مالکی نیا، رحیمه، (۱۳۹۱)، بررسی رابطه بین محافظه کاری شرطی و اخبار منفی آینده در شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، دانش حسابداری، دوره ۳، شماره ۱۰، صص ۷-۲۴.
- ✓ رحیمیان، نظام الدین، خوزین، علی، محمدی، جمال، (۱۳۸۹)، تأثیر بازده سهام و نوسان شاخص بورس بر روی حجم معاملات اوراق اختیار فروش تبعی. دانش مالی تحلیل اوراق بهادار ۱۲، شماره ۴۲، صص ۱۸۱-۱۹۳.
- ✓ رضازاده، جواد، آزاد،عبدالله، (۱۳۸۷)، رابطه بین عدم تقارن اطلاعاتی و محافظه کاری در گزارش های مالی، بررسی های حسابداری و حسابرسی، شماره ۵۴، صص ۸-۳۳.
- ✓ رضایی، فرزین، ویسی حصار، ثریا، قندچی، فرشین، (۱۳۹۸)، رابطه بین حق الزحمه حسابرسی با فرصت های رشد و بازده غیرعادی شرکت ها، دانش حسابرسی، دوره ۱۹، شماره ۷۶، صص ۸۷-۱۲۶.
- ✓ فروغی، داریوش، قاسم زاد، پیما، .(۱۳۹۴)، تأثیر قابلیت مقایسهٔ صورت‌های مالی بر ضریب واکنش سود آتی، بررسی‌های حسابداری و حسابرسی، دوره ۲۲، شماره ۴، صص ۴۷۹-۵۰۰.
- ✓ مهرانی،کاوه، ابراهیمی کردلر، علی، حلاج، محمد، (۱۳۹۰)، بررسی رابطه بین اقلام تعهدی غیرمنتظره و محافظه کاری در حسابداری در بورس اوراق بهادار تهران، بررسی های حسابداری و حسابرسی، دوره ۱۸، شماره ۶۳ ، صص ۱۱۳-۱۳۲.
- ✓ نمازی، محمد، ابراهیمی، شهلا، (۱۳۹۱)، بررسی ارتباط بین ساختار رقابتی محصول و بازده سهام. مجله پژوهش های تجربی حسابداری مالی، دوره ۲، شماره ۳، صص ۹-۲۳.
- ✓ یزدانی، ایوب، (۱۳۹۳)، بررسی رابطه کیفیت سود و بازده سهام، دوماهنامه علمی پژوهشی دانشگاه شاهد، دوره ۱۹، شماره ۳۸، صص ۱۴-۲۹.
- ✓ Arkan, T. (2016). The importance of financial ratios in predicting stock price trends: A case study in emerging markets. Finanse, Rynki Finansowe, Ubezpieczenia, 79(1), 13-26.
- ✓ Casterella, J. & Francis, B. & Lewis. (2004). Auditor industry specialization, client bargaining power, and audit pricing. Auditing: A Journal of Practice & Theory, 23 (1): 123-140.

- ✓ Chen, C., Chen, S., Su, X., 2001. Profitability regulation, earnings management, and modified audit opinions: evidence from China. Audit.: J. Pract. Theory 20 (2), 9–30.
- ✓ Chen, X., Xia, L., 2006. Auditor tenure and audit quality: empirical evidence from the chinese securities market. Account. Res. 1, 44–53 (in Chinese).
- ✓ Cho, M., Hyeon, J., Jung, T. and Lee, W.J. (2019), "Audit pricing of hard-to-read annual reports", Asia- Pacific Journal of Accounting and Economics, pp. 1-26,
- ✓ Choi, J.H., Kim, J.B. and Zang, Y. (2010), "Do abnormally high audit fees impair audit quality?", AUDITING: A Journal of Practice and Theory, Vol. 29 No. 2, pp. 115-140.
- ✓ Cohen, D.A. and Zarowin, P. (2010), "Accrual-based and real earnings management activities around seasoned equity offerings", Journal of Accounting and Economics, Vol. 50 No. 1, pp. 2-19,
- ✓ Craswell, A.T. and Francis, J.R. (1999), "Pricing initial audit engagements: a test of competing theories", The Accounting Review, Vol. 74 No. 2, pp. 201-216
- ✓ DeAngelo, L.E. (1981b), "Auditor independence, 'low balling', and disclosure regulation", Journal of Accounting and Economics, Vol. 3 No. 2, pp. 113-127.
- ✓ Deangelo, L.E., 1981. Auditor size and audit quality. J. Account. Econ. 3 (3), 183–199
- ✓ DeFond, M., Zhang, J. (2014). A review of archival auditing research. Journal of Accounting and Economics, 58 (2–3), 275–326.
- ✓ DeFond, M.L., Hann, R.N. and Hu, X. (2005), "Does the market value financial expertise on audit committees of boards of directors?", Journal of Accounting Research, Vol. 43 No. 2, pp. 153-193.
- ✓ Guan, Y., Su, L., Wu, D., Yang, Z., 2016. Do school ties between auditors and client executives influence audit outcomes? J. Account. Econ. 61 (2–3), 506–525.
- ✓ Gul, F.A., Wu, D., Yang, Z., 2013. Do individual auditors affect audit quality? Evidence from archival data. Account. Rev. 88 (6), 1993– 2023.
- ✓ Habib, A., Hasan, M. M., & Alhadi, A. (2020). Financial statement comparability and idiosyncratic return volatility. *International Review of Finance*, 20(2), 383-413
- ✓ Hendriksen, E. and Van Breda, M. (1991). Accounting Theory, Southern Methodist University; Illinois USA.
- ✓ Hogan, C.E. and Wilkins, M.S. (2008), "Evidence on the audit risk model: do auditors increase audit fees in the presence of internal control deficiencies?", Contemporary Accounting Research, Vol. 25 No. 1, pp. 219-242.
- ✓ Hribar, P., Kravet, T., Wilson, R., 2014. A new measure of accounting quality. Rev. Acc. Stud. 19 (1), 506–538.
- ✓ Kim, J. B., Li, L., Lu, L. Y., & Yu, Y. (2016). Financial statement comparability and expected crash risk. Journal of Accounting and Economics, 61(2-3), 294–312
- ✓ Kim, J. B., Li, L., Lu, L. Y., & Yu, Y. (2020). Financial statement comparability and managers use of corporate resources. Accounting & Finance, in press.
- ✓ Knechel, W.R., Rouse, P., Schelleman, C., 2009. A modified audit production framework: evaluating the relative efficiency of audit engagements. Account. Rev. 84 (5), 1607–1638.
- ✓ Liu, F., Zhou, F., 2007. Does size really matter? A perspective of conservatism test. Account. Res. 3, 79–87 (in Chinese).
- ✓ Palmrose, Z. (1988). An Analysis of Auditor Lititgation & Audit Service Quality. The Accounting Review 64(1): 55-73.
- ✓ Wallace, W.A. (2004), "The economic role of the audit in free and regulated markets: a look back and a look forward", Research in Accounting Regulation, Vol. 17, pp. 267-298.
- ✓ Yang, M., Zhang, J., 2010. A study on the effect of experience and effort on audit judgment biases. Nankai Bus. Rev. 13 (2), 151–158 (in Chinese).

✓ Zhang, J., Tang, X., Zeng, Y., 2017. Non-disclosure of audit fees and audit quality: evidence from auditor independence and perceived audit quality. Account. Res. 8, 88–93 (in Chinese).