

بررسی تاثیر پیچیدگی اطلاعات حسابداری بر تاخیر ارائه صورت‌های مالی حسابرسی شده و عدم تقارن اطلاعاتی با تاکید بر نقش کیفیت حسابرسی

اله‌کرم صالحی

استادیار حسابداری، دانشگاه آزاد اسلامی واحد مسجدسلیمان، ایران

شاهرخ بزرگمهریان*

دانشجوی دکتری حسابداری دانشگاه آزاد اسلامی واحد علوم و تحقیقات تهران

حسین جنت مکان

دانشجوی دکتری حسابداری دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران جنوب

چکیده

یکی از عواملی که ممکن است بر به موقع بودن ارائه صورت‌های مالی حسابرسی شده تاثیرگذار باشد، پیچیدگی اطلاعات حسابداری است. با افزایش پیچیدگی واحدهای اقتصادی، حساب‌برسان باید اعمال مراقبت‌های حرفه‌ای لازم را در تمام مراحل حسابرسی رعایت نمایند، زیرا وقوع اشتباه در حسابداری امری اجتناب ناپذیر است. این مقاله به بررسی پیچیدگی اطلاعات حسابداری بر تاخیر ارائه صورت‌های مالی حسابرسی شده و عدم تقارن اطلاعاتی با تاکید بر نقش کیفیت حسابرسی پرداخته است. در این پژوهش ابتدا پیچیدگی اطلاعات حسابداری بر اساس مدل بسط داده شده ایزدی و همکاران (۱۳۹۳) اندازه‌گیری شده است. و همچنین برای اندازه‌گیری تخصص حسابرس در صنعت از مدل پالم رز (۱۹۸۶) بر اساس رویکرد بازار بهره گرفته شده. برای آزمون فرضیات پژوهش، تعداد ۸۳ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، در طی دوره زمانی ۱۳۸۹ الی ۱۳۹۴ از طریق رگرسیون داده‌های ترکیبی بررسی شده است. یافته‌های پژوهش نشان می‌دهد پیچیدگی اطلاعات حسابداری تاثیر معناداری بر مدت زمان تهیه صورت‌های مالی توسط شرکت‌ها ندارد ولی منجر به افزایش تاخیر در مدت زمان فرآیند حسابرسی می‌گردد. از سوی دیگر تاخیر در ارائه صورت‌های مالی حسابرسی شده سبب افزایش عدم تقارن اطلاعاتی می‌گردد. تخصص حسابرس در صنعت به عنوان معیاری شناخته شده از کیفیت حسابرسی باعث کاهش مدت زمان فرآیند گزارش حسابرسی شده است. همچنین اثر تعاملی تخصص حسابرس و پیچیدگی اطلاعات حسابداری با تاخیر مدت زمان فرآیند گزارش حسابرسی رابطه منفی معناداری دارد.

واژگان کلیدی: پیچیدگی اطلاعات حسابداری، تاخیر در گزارش حسابرسی، عدم تقارن اطلاعاتی، کیفیت حسابرسی.

* تاریخ دریافت مقاله: ۱۳۹۶/۳/۲۳ تاریخ پذیرش نهایی: ۱۳۹۶/۸/۱۶

نویسنده عهده‌دار مکاتبات: sharokh2076@yahoo.com

۱- مقدمه

فراهم آوردن اطلاعات مفید برای تصمیم‌گیری استفاده‌کنندگان خارجی از صورت‌های مالی، یکی از اهداف گزارشگری مالی شرکت‌هاست. اطلاعات به منظور مفید بودن برای تصمیم‌گیری باید قابل فهم، مربوط، قابل اعتماد و قابل مقایسه باشند. به موقع بودن صورت‌های مالی یکی از مهمترین عوامل تعیین کننده مربوط بودن اطلاعات است. به موقع بودن به این مفهوم است که اطلاعات باید در کوتاه‌ترین زمان و به سریعترین شکل ممکن در دسترس استفاده‌کنندگان قرار گیرد، در غیر این صورت با گذشت هر چه بیشتر زمان ارزش اقتصادی این اطلاعات کمتر خواهد شد. به هنگام بودن گزارشات مالی شرکت توسط استفاده‌کنندگان از اطلاعات حسابداری، حرفه حسابداری و سازمان‌های حرفه‌ای و نظارتی به عنوان یکی از خصوصیات اطلاعات حسابداری مالی شناخته شده است. اهمیت به موقع بودن اطلاعات برای تصمیم‌گیری در بسیاری از تحقیقات مورد بررسی قرار گرفته است (چمبرز و پنمن^۱، ۱۹۸۴: ۲۱، چوی و چو^۲، ۱۹۹۸: ۶، بال و همکاران^۳، ۲۰۰۰؛ السهالی و سپیر^۴، ۲۰۰۴: ۱۹۷، ایزدی‌نیا و همکاران، ۱۳۹۳: ۳).

یکی از عواملی که ممکن است بر به موقع بودن ارائه صورت‌های مالی حسابرسی شده تاثیرگذار باشد، پیچیدگی اطلاعات حسابداری است. از دیدگاه هیات تدوین استانداردهای بین المللی حسابداری (۲۰۰۸) مشکلات پیچیدگی ناشی از موارد زیر است: الف) تعدد ابزارهای مالی اندازه گیری ب) حسابداری پوشش ریسک ج) دامنه استانداردهای حسابداری در خصوص ابزارهای مالی و تعریف ابزارهای مالی د) عدم شناخت ابزارهای مالی ه) ارائه و افشا و) سایر موضوعات (از قبیل واحد حسابداری). برای مثال، به کار بستن رویه صحیح حسابداری تحصیل یک واحد اقتصادی توسط واحد اقتصادی دیگر، مسائل حسابداری نسبتاً پیچیده و مهمی را ایجاد می‌کند و یا افزایش تعداد محصول شرکت می‌تواند منجر به افزایش فرآیند مدت زمان تهیه بهای تمام شده محصولات گردد (هیات تدوین استانداردهای بین المللی حسابداری^۵، ۲۰۰۸: ۱۱).

با افزایش پیچیدگی واحدهای اقتصادی، حساب‌رسان باید اعمال مراقبت‌های حرفه‌ای لازم را در تمام مراحل حسابرسی رعایت نمایند، زیرا وقوع اشتباه در حسابداری امری اجتناب ناپذیر است و عواملی چون تنوع و پیچیدگی موضوعات، حجم زیاد کار، خستگی، کسالت، بی‌اطلاعی، بی‌دقتی و عملیات تکراری احتمال اشتباه را افزایش می‌دهد و در صورتی که این تحریف توسط حسابرس کشف نشود ممکن است آثار زیان‌باری بر تصمیم‌گیری استفاده‌کنندگان بگذارد که این امر امکان طرح دعاوی حقوقی علیه حساب‌رسان را افزایش می‌دهد. بنابراین لازم است حساب‌رسان به منظور کاهش این خطرات شناخت کاملی از واحد اقتصادی و محیط آن داشته باشند. این شناخت، آگاهی از صنعت صاحبکار و محیط قانونی و عملیاتی حاکم بر آن را شامل می‌گردد. پیچیدگی حسابداری شرکت مورد بررسی و همچنین کیفیت گزارشگری مالی نیز می‌تواند بر میزان به موقع بودن گزارشات مالی تاثیر گذار باشد. کیفیت پایین گزارشگری مالی و پیچیدگی

حسابداری می تواند باعث افزایش زمان حسابرسی گردد که در نهایت منجر به افزایش تاخیر در ارائه گزارش حسابرس و همچنین صورت‌های مالی حسابرسی شده خواهد شد (ایزدی نیا و همکاران، ۱۳۹۳: ۳).

ضرورت انجام این پژوهش از چند بعد حائز اهمیت است: اول پیچیدگی اطلاعات حسابداری موضوعی نسبتاً جدیدی است که کمتر در تحقیقات خارجی و داخلی به آن پرداخته شده است و ما در نظر داریم این موضوع را به اشکال مختلف در این تحقیق بررسی کنیم و تاثیر آنرا بر کیفیت گزارشگری مالی بسنجیم. دوم اینکه کیفیت گزارشگری مالی و شفافیت اطلاعات برای کلیه ذینفعان شرکت به خصوص سهامداران بالفعل و بالقوه همیشه از اهمیت خاصی برخوردار بوده است و می تواند به عنوان عامل موثری در انتخاب سرمایه‌گذاری مطلوب مورد استفاده قرار گیرد. سوم، نتایج این پژوهش بعنوان یک پژوهش جدید می تواند اطلاعات سودمندتری در مقایسه با پژوهش‌های پیشین در اختیار تحلیل‌گران و سرمایه‌گذاران و مدیران شرکت‌ها قرار می دهد، چرا که سرمایه‌گذاران همواره نگران منافع خود در شرکت هستند و کیفیت بهتر حسابرسی موجب بالارفتن اطمینان بخشی به گزارشات مالی می شود و تا حدود زیادی عدم تقارن اطلاعاتی، نگرانی و ریسک سرمایه‌گذاران را کاهش می دهد. علاوه بر این، بر آوردن نیازهای اطلاعاتی شرکت‌ها، مدیران و ارائه نتایج کاربردی در خصوص تاثیر پیچیدگی اطلاعات حسابداری بر تاخیر ارائه صورت‌های مالی به سرمایه‌گذاران بالفعل و بالقوه و همچنین، به مدیران شرکت‌ها به منظور اتخاذ تصمیم‌های مالی صحیح و معقول کمک می کند. انتظار بر این است تا نتایج این پژوهش بتواند دستاورد و ارزش افزوده علمی به شرح زیر داشته باشد:

اول این که نتایج این تحقیق می تواند موجب بسط مبانی نظری متون مرتبط با اهمیت و محتوای اطلاعاتی گزارشگری مالی، پیچیدگی اطلاعات حسابداری و کیفیت حسابرسی گردد. دوم نتایج تحقیق به عنوان یک دستاورد علمی می تواند اطلاعات سودمندی را در اختیار سرمایه‌گذاران، اعتباردهندگان و مدیران جهت رسیدن به اهداف خود قرار دهد. سوم این که نتایج این پژوهش می تواند ایده‌های جدیدی برای انجام پژوهش‌های بعدی در خصوص موضوع تحقیق پیشنهاد نماید

با توجه به مطالب پیش گفته و ضرورت و اهمیت این تحقیق در ایران، در نظر است که در این پژوهش بررسی شود آیا پیچیدگی اطلاعات حسابداری می تواند موجب تاخیر گزارشگری مالی و گزارش حسابرسی و به تبع آن افزایش عدم تقارن اطلاعاتی گردد و کیفیت حسابرسی به عنوان یک عامل تعدیل کننده چه نقشی در این فرآیند دارد؟

۲- مبانی نظری پژوهش و پیشینه

تئوری پیچیدگی چارچوبی برای فکرکردن و در نظرگرفتن جهان ارائه می کند. این تئوری رویدادی را پیش بینی نمی کند، اما قادر است به سازمان جهت شناسایی قابلیت ها و یافتن ریسک های آن ها کمک کند. پیچیدگی سیستم ناشی از قواعد پیچیده نمی باشد، بلکه ناشی از رفتار پیچیده ای است که از روابط درون سازمانی، تعاملات متقابل و ارتباطات دو جانبه عوامل در داخل و بین سیستم و محیط بوجود می آید. پیچیدگی را می توان بر حسب پیچیدگی ساختاری و پیچیدگی عملیاتی طبقه بندی نمود. پیچیدگی ساختاری در رابطه با قابلیت پیش بینی بهای تمام شده محصولات، بهای تمام شده فرایند تولید و بهای تمام شده مواد اولیه و نیروی کار می باشد. پیچیدگی عملیاتی به بهای تمام شده غیرمنتظره تنوع در محصولات ناشی از عدم اطمینان در تقاضای مشتریان مربوط است. همچنین، ممکن است ناشی از زیان تداوم فعالیت سازمان بدلیل کمبودها و کاستی ها باشد (العمودی و کومار^۶، ۲۰۱۷).

پیچیدگی یکی از مهمترین موضوعات گزارشگری مالی است و در میان آنها ابزارهای مالی از همه پیچیده تر است. بورس اوراق بهادار آمریکا (۲۰۰۸) پیچیدگی گزارشگری مالی را اینگونه تعریف می کند: «مشکل استفاده کنندگان صورت های مالی به منظور درک و تجزیه و تحلیل جزییات فعالیت های اقتصادی و عملکرد شرکت از طریق پرکردن افشای اطلاعات حسابداری در فرم 10-K» (ACIFR:2008). پترسون^۷ (۲۰۱۲: ۷۶-۷۴) نیز پیچیدگی اطلاعات حسابداری را چنین بیان کرد: «پیچیدگی ناشی از مشکلات ذاتی در استفاده از اصول پذیرفته شده حسابداری و ترسیم فعالیت های اقتصادی یک شرکت برای شناخت و اندازه گیری عناصر صورت های مالی با استفاده از قواعد حسابداری است». وی نشان داد که پیچیدگی اطلاعات حسابداری به شناخت درآمد و همچنین ناتوانی در تکمیل فرم ارائه گزارش سالیانه به کمیسیون بورس اوراق بهادار (10-K) مرتبط است. ایشان به سه دلیل بر شناخت درآمد تمرکز می کند. ۱) شناخت درآمد در همه شرکت ها به وجود دارد (۲) اشتباه در گزارشگری درآمد بطور معمول منجر به ارائه مجدد صورت های مالی می گردد (۳) شواهد غیررسمی نشان می دهد که شناخت درآمد می تواند پیچیده باشد.

هیاتاش و هیاتاش^۸ (۲۰۱۷) دریافتند که افشای اطلاعات بیشتر در حسابداری، کار تهیه کنندگان صورت های مالی و حسابرسان را بیشتر می کند. چن و همکاران^۹ (۲۰۱۵: ۱۰۱۷) دریافتند که کیفیت افشا با دقت پیش بینی بالاتر و انحراف کمتر رابطه دارد این در حالی است هیاتاش و همکاران^{۱۰} (۲۰۱۷) دریافتند که پیچیدگی بیشتر (افشای بیشتر) با دقت پیش بینی کمتر، پراکندگی پیش بینی بیشتر و آگاهی بخشی کمتر به توصیه های تحلیلگران سهام و حساسیت کمتر به اعلان سود در ارتباط است. برخی تحقیقات گذشته مانند فیرفیلد و همکاران^{۱۱} (۱۹۹۶: ۳۳۷) دریافتند که افشای جزییات بیشتر می تواند اشتباه در قیمت گذاری بیشتر را کاهش دهد و

قابلیت اعتباردهی گزارشات مالی را افزایش دهد زیرا پرداختن به افشای جزئیات، توانایی مدیران را برای مدیریت سود کاهش می‌دهد (دیسوز و همکاران^{۱۲}، ۲۰۱۰: ۱۷۹). پلام لی و یان^{۱۳} (۲۰۱۲: ۶۹۷) دریافتند که پیچیدگی استانداردهای حسابداری منجر به افزایش ارائه مجدد صورت‌های مالی می‌گردد. در تحقیقی دیگر بوشمن و همکاران^{۱۴} (۲۰۰۴: ۲۳۳۵) نشان داد که نمایه‌ای از پیچیدگی سازمانی و عملیاتی با حاکمیت شرکتی و به موقع بودن سود مرتبط است. در ایران ایزدی نیا و همکاران (۱۳۹۳) در تحقیق خود از وجود صورت‌های مالی تلفیقی به عنوان معیاری برای پیچیدگی اطلاعات حسابداری استفاده کرد. در این تحقیق با توجه به مدل ایزدی نیا و همکاران (۱۳۹۳)، دو عامل دیگر یعنی تنوع تعداد محصول و وجود اقلام تعهدی بیش از میانگین را به عنوان شاخص‌هایی از پیچیدگی اطلاعات حسابداری اضافه نمودیم. بنابراین در این پژوهش پیچیدگی اطلاعات حسابداری را بر سه عامل بنا نهادیم:

۱- در پژوهش ایزدی نیا و همکاران (۱۳۹۳: ۱۱) وجود صورت‌های مالی تلفیقی به عنوان عامل پیچیدگی اطلاعات حسابداری در نظر گرفته شده است. تهیه صورت‌های مالی تلفیقی به نوعی پیچیدگی‌های حسابداری شرکت مادر را افزایش می‌دهد. افزایش این پیچیدگی به طور مستقیم می‌تواند بر مدت زمان لازم برای حسابرسی شرکت مادر تاثیرگذار باشد و زمان انجام حسابرسی را افزایش دهد. در مورد حسابرسی شرکت‌های مادر، حسابرس می‌بایست بر فرآیند حسابرسی شرکت‌های فرعی نیز نظارت مناسب داشته باشد، زیرا تحریف در صورت‌های مالی شرکت‌های فرعی می‌تواند باعث خدشه دار شدن صورت‌های مالی تلفیقی گردد.

رشد واحدهای انتفاعی نامتجانس و توسعه فعالیت‌های آنان در بازارهای جهانی، موجب تجمع اطلاعات مالی حاوی عناصر ناهمگن شده است. با توسعه مجتمع‌های تجاری مشتمل بر فعالیت‌های متنوع که از طریق ادغام یا تحصیل سهام شرکت‌های ناهمگن انجام پذیرفته، مساله تجمع اطلاعات، حادثتر نیز شده است. با هر فقره ترکیب واحدهای انتفاعی، بخشی از اطلاعات سودمند در دسترس سرمایه‌گذاران و جامعه می‌تواند از دست برود زیرا گزارش‌های جداگانه‌ای که قبلاً منتشر می‌شد، پس از ترکیب معمولاً در یک گزارش خلاصه می‌شود. علاوه بر این، به دلیل تنوع فعالیت‌ها، ارزیابی مجتمع‌های تجاری و پیش‌بینی فعالیت‌های آتی و موفقیت آنان بر مبنای یک گزارش تجمع شده مشکل‌تر خواهد بود (شباهنگ، ۱۳۹۳: ۱۶۲).

پیچیدگی اطلاعات در ترکیب واحدهای تجاری از دیدگاه شباهنگ (۱۳۹۳: ۱۶۳) ناشی از چندین مشکل است: اولین مساله در گزارشگری بر مبنای قسمت‌های مختلف تصمیم‌گیری منطقی درباره یکایک قسمت‌های گزارشگر است. در برخی موارد می‌توان خطوط تولید را برای گزارشگری مالی انتخاب کرد، در حالی که در سایر موارد این نحوه تفکیک ممکن است مناسب نباشد. دومین مساله در گزارشگری سود برای قسمت‌های جداگانه واحد انتفاعی، تخصیص

هزینه‌های مشترک است. چنانچه این بخش‌ها، در اجرای عملیات خود مستقل و مختار باشند، ممکن است هزینه‌های مشترک نسبتاً اندک باشد، اما در ارتباط با سود خالص آن بخش می‌تواند با اهمیت تلقی شود. مساله دیگر، قیمت‌های انتقالی بکار رفته در مبادلات بین قسمت‌های مختلف واحد انتفاعی است. محصول نهایی یک قسمت ممکن است مواد اولیه برای قسمت دیگر محسوب شود. یعنی، شناسایی آن به زمان فروش نهایی به مشتریان خارج از واحد انتفاعی موکول نمی‌گردد. برخی از صاحب‌بنظران حسابداری پیشنهاد کرده‌اند که در این‌گونه موارد، قیمت‌های انتقالی قسمت‌های مختلف مدنظر قرار نگیرد(همان).

۲- اعتمادی و یارمحمدی (۱۳۸۲: ۹۲) در مقاله‌ای تحت عنوان «بررسی عوامل موثر بر گزارشگری میان دوره‌ای به موقع در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران» از افزایش تعداد محصولات متنوع به عنوان عاملی از پیچیدگی اطلاعات حسابداری یاد کردند. شرکت‌هایی که یک محصول تولید می‌کنند پیچیدگی عملکرد پایین‌تری نسبت به شرکت‌هایی که بیش از یک محصول تولید می‌کنند دارند، که این پیچیدگی بر زمان تهیه صورت‌های مالی تاثیرگذار است. در تحقیق بامبر و همکاران^{۱۵} (۱۹۹۳)، پیچیدگی عملیات شرکت نیز بوسیله تعداد خطوط متفاوت واحد تجاری در یک شرکت خاص تعریف شده است. از نظر اسوا_آنسه^{۱۶} (۲۰۰۰: ۲۴۸) درجه پیچیدگی عملیات شرکت به تعداد و موقعیت واحدهای عملیاتی(شعب) و تنوع محصولات و بازار آن بستگی دارد. همچنین اشتون و همکاران^{۱۷} (۱۹۸۷: ۲۷۵) یافتند که بین پیچیدگی عملیاتی شرکت و تاخیر گزارش حسابرسی رابطه مثبت معناداری وجود دارد.

۳- میزان بیش از میانگین ارقام تعهدی: ارقام تعهدی را بیشتر بدین صورت تعریف کرده‌اند که گویای تفاوت بین سود حسابداری و جزء نقدی آن است؛ به بیان دیگر، تفاوت میان زمان‌بندی جریان‌های نقدی و زمان‌بندی شناخت معاملات است. تجزیه تعهدات به اختیاری و غیراختیاری تصدیق می‌کند که کل تعهدات برای اطلاع رسانی بهتر صورت‌های مالی استفاده می‌شود. ارقام تعهدی زیاد نشان از بکارگیری بیشتر قضاوت‌ها و اعمال نظر توسط مدیریت می‌باشد. مدیر باید به‌گونه‌ای ارقام تعهدی را مدیریت کند که منجر به کاهش کیفیت سود نگردد (مدیریت سود خوب). با توجه رسوایی‌های اخیر در شرکت‌های بزرگ ذهنیت منفی در خصوص مدیریت سود ایجاد شده به‌گونه‌ای که پژوهش‌های صورت گرفته در ادبیات حسابداری و مالی، بیانگر وجود یک رابطه منفی بین ارقام تعهدی و بازده آتی سهام است. اسلوان^{۱۸} (۱۹۹۶: ۲۸۹) در پژوهشی نشان داد که پرتفوی شرکت‌هایی با ارقام تعهدی بالا، بازده‌های آتی پایینی کسب می‌کند. به همین دلیل مدیریت شرکت باید در خصوص بکارگیری قضاوت‌ها و برآوردها به‌گونه‌ای عمل کند که متهم به اعمال مدیریت سود فرصت طلبانه در صورت‌های مالی نگردد. از دیدگاه حسابرس هرچه میزان ارقام تعهدی در شرکت‌ها بیشتر باشد احتمال مدیریت سود فرصت طلبانه بیشتر می‌شود و از نظر حسابرس مستقل ریسک حسابرسی در این‌گونه شرکت‌ها افزایش می‌یابد که در نهایت حساب‌برسان

برای کاستن میزان مسئولیت خود در مقابل دعاوی مطروحه‌ی احتمالی در آینده، رسیدگی کامل‌تری را برنامه‌ریزی کرده انجام این‌گونه اقدامات از جانب حساب‌سازان، موجب طولانی‌شدن زمان تکمیل عملیات حسابرسی و تاخیر انتشار صورت‌های مالی خواهد شد.

به طور کلی عوامل مؤثر بر تاخیر در گزارشگری مالی سالانه را می‌توان به دو گروه تقسیم نمود. گروه اول عواملی هستند که به ویژگی‌ها و خصوصیات شرکت گزارشگر مربوط می‌شوند. گروه دوم عوامل مربوط به حسابرسی می‌باشند (رضایی دولت آبادی و همکاران، ۱۳۹۳: ۵۴). در ادبیات گزارشگری مالی تاخیر در ارائه صورت‌های مالی و تاخیر در ارائه گزارش حسابرسی ارتباط نزدیکی با یکدیگر داشته است و در اغلب موارد موضوع به موقع بودن ارائه صورت‌های مالی در کنار به موقع بودن گزارش حسابرسی بحث می‌گردد (کراسلو و کاپلان^{۱۹}، ۱۹۹۱: ۹۴، اشتون و همکاران، ۱۹۸۲: ۷۷۱، لونتیس و همکاران^{۲۰}، ۲۰۰۵، برزیده و معدنچی‌ها، ۱۳۹۳). در این تحقیق ما تاثیر عوامل پیچیدگی اطلاعات حسابداری را بر هر دو گروه مورد بررسی قرار می‌دهیم. در واقع یکی از اهداف تحقیق این است که آیا پیچیدگی اطلاعات حسابداری بر هر دو گروه تاثیرگذار است و منجر به افزایش تاخیر در ارائه صورت‌های مالی حسابرسی شده می‌گردد یا خیر.

هیئت‌اش و همکاران (۲۰۱۷) به رابطه بین پیچیدگی گزارشگری حسابداری و رفتار تحلیل‌گر را بررسی کردند. آن‌ها در این پژوهش از XBRL به عنوان معیار پیچیدگی حسابداری استفاده کردند و دریافته‌اند که تحلیل‌گران مالی، پیچیدگی گزارشگری حسابداری را کمتر پوشش می‌دهند. لونتیس و کرامانیز (۲۰۰۵: ۴۶۰) به بررسی عوامل تعیین‌کننده تاخیر در ارائه گزارش حسابرس در بورس اوراق بهادار آتن پرداختند. نتایج تحقیق آن‌ها نشان داد که پیچیدگی اطلاعات حسابداری منجر به افزایش تاخیر در ارائه صورت‌های مالی که حسابرسی نشده‌اند توسط شرکت‌ها نمی‌شود. اندازه شرکت، حق الزحمه حسابرس، تعداد بندهای گزارش حسابرس، درصد اقلام غیرمترقبه و عدم اطمینان در گزارش حسابرس به طور معناداری بر تاخیر در گزارش حسابرس تاثیرگذار نیست. ایزدی نیا و همکاران (۱۳۹۳: ۸۷) به بررسی تاثیر پیچیدگی حسابداری و شفافیت گزارشگری مالی شرکت بر تاخیر در ارائه گزارش حسابرس نتایج تحقیق نشان داد که بین تهیه صورت‌های مالی تلفیقی توسط شرکت مادر و پایین بودن شفافیت گزارشگری مالی با تاخیر در گزارش حسابرس رابطه مثبت و معنادار وجود دارد. به عبارت دیگر، نتایج نشان داد که تهیه صورت‌های مالی تلفیقی توسط شرکت مادر و پایین بودن شفافیت گزارشگری مالی شرکت‌ها موجب افزایش تاخیر در ارائه گزارش حسابرس خواهد شد. نتایج پژوهش سرهنگی و همکاران (۱۳۹۳) نشان داد که گزارش‌های پیچیده منجر به کاهش حجم معاملات سرمایه‌گذاران می‌شود. همچنین اثرات گزارشگری پیچیده بر کاهش حجم معاملات

سرمایه گذاران کوچک در مقایسه با سرمایه گذاران بزرگ، بیشتر است. در نهایت پیچیدگی گزارش ها باعث کاهش توافق معاملاتی بین سرمایه گذاران می شود. اعتمادی و یارمحمدی (۱۳۸۲: ۸۷) به بررسی عوامل موثر بر گزارشگری میان دوره‌ای به موقع در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. نتایج تحقیق آن‌ها نشان داد که اندازه شرکت، سودآوری، پیچیدگی عملکرد، تعداد سال‌های پذیرش در بورس، ترکیب مالکیت و وجود یا عدم وجود حسابداری بهای تمام شده مطلوب تأثیری بر سرعت گزارشگری میان دوره‌ای شرکت‌ها ندارد. با این حال نتایج تحقیق نشان داد میزان معاملات سهام شرکت‌ها در دوره‌های میانی بر سرعت گزارشگری میان دوره‌ای آن‌ها تأثیر مثبت دارد. یعنی هرچه میزان معاملات در یک دوره بیشتر باشد، گزارش‌های آن دوره سریعتر در بازار منتشر شده است.

افزایش فاصله زمانی بین تاریخ پایان سال مالی و تاریخ انتشار صورت‌های مالی احتمال فاش شدن اطلاعات به نفع گروهی از استفاده‌کنندگان و به زیان سایرین را افزایش می‌دهد. از آنجایی که یکی از عواملی که ممکن است بر زمان ارائه صورت‌های مالی حسابرسی شده تأثیرگذار باشد، پیچیدگی اطلاعات حسابداری است. انتظار می‌رود که پیچیدگی اطلاعات حسابداری منجر به دسترسی برخی از افراد درون سازمانی به اطلاعات و افزایش عدم تقارن اطلاعاتی می‌گردد.

با توجه به تعاریف مختلف مطرح شده در مورد کیفیت حسابرسی در مطالعات گذشته: کیفیت حسابرسی عبارت است از حسن شهرت و مراقبت‌های حرفه‌ای حسابرس. در نتیجه، حسن شهرت حسابرس بر اعتبار صورت‌های مالی می‌افزاید و نظارت و مراقبت‌های حرفه‌ای او، کیفیت اطلاعات صورت‌های مالی را افزایش می‌دهد (مجتهدزاده و بابایی، ۱۳۹۱: ۱۱). در تحقیقات مختلف تا به حال از معیارهای مختلفی (اندازه موسسه حسابرسی، حسن شهرت حسابرس، دوره تصدی حسابرس، تخصص حسابرس در صنعت و...) برای اندازه‌گیری کیفیت حسابرسی بهره گرفته‌اند که در این پژوهش از دو معیار به عنوان کیفیت حسابرسی استفاده شده است. زیرا نقدی که به حسن شهرت حسابرس مطرح است این است که سازمان حسابرسی به عنوان بزرگ‌ترین موسسه حسابرسی از حسن شهرت برخوردار است. به دلیل مالکیت و مدیریت دولتی الزاما دارای بهترین کیفیت در اجرای حسابرسی نمی‌باشد. پژوهش‌های صورت گرفته مانند حساس یگانه و آذین فر (۱۳۸۹) و هشی و مظاهری فرد (۱۳۹۲) مویدهمین مطلب است. بنابراین استفاده از این معیار باید با احتیاط صورت گیرد. همچنین معیار دیگری مانند حق الزحمه حسابرس که بیانگر کار انجام شده می‌باشد. و کیفیت حسابرسی را نشان می‌دهد و ولی در ایران به دلیل اینکه حق الزحمه حسابرس بر اساس چانه زنی تعیین می‌گردد نه کار انجام شده بنابراین سازو کار مناسبی برای کیفیت حسابرسی و میزان کار انجام شده نمی‌باشد که در ادامه به تشریح آن‌ها پرداخته می‌شود.

الف) دوره تصدی موسسه حسابداری

حسابرسان با گذشت زمان، شناخت بهتری از فعالیت‌های صاحبکار به دست آورده و تجربه بیشتری کسب می‌کنند و می‌توانند زودتر فرآیند گزارش حسابداری را تکمیل نمایند. شناخت کمتر صاحبکار توسط در سال‌های ابتدایی تصدی حسابداری می‌تواند منجر به تاخیر در گزارش حسابداری گردد.

دو دیدگاه متضاد در مورد دوره تصدی حسابداری مطرح است: دیدگاه اول مربوط به فرضیه تخصص حسابداری و دیدگاه دوم مربوط به فرضیه استقلال حسابداری می‌باشد. دیدگاه تخصص حسابداری بر این باور است که با افزایش طول دوره تصدی حسابداری، کیفیت حسابداری نیز افزایش می‌یابد که به تبع آن، عدم اطمینان اطلاعاتی کاهش می‌یابد. برعکس دیدگاه دوم یعنی استقلال حسابداری معتقد به کاهش کیفیت حسابداری با افزایش دوره تصدی حسابداری است که منجر به افزایش عدم اطمینان اطلاعاتی می‌گردد. با توجه به این موارد می‌توان متصور بود که دوره تصدی حسابداری بر کیفیت اطلاعات مالی یا تاثیر مثبت داشته و یا اینکه سرمایه گذاران، دوره تصدی بلندمدت‌تر را به عنوان علامتی منفی ارزیابی کرده و سبب عدم اطمینان اطلاعاتی گردد. با توجه به این دو استدلال رقیب، صرف نظر از مستقیم یا معکوس بودن این رابطه، انتظار می‌رود که دوره تصدی حسابداری با عدم اطمینان اطلاعاتی رابطه داشته باشد (مهربانی و غلامی جمکرانی، ۱۳۹۶: ۲۳۳).

ب) تخصص حسابداری

تخصص در صنعت شامل توسعه‌ی ایده‌های سازنده به منظور کمک به صاحبکاران در خلق ارزش افزوده و همچنین فراهم کردن دیدگاه‌ها و یا راهکارهای تازه برای برخی از موضوعاتی است که صاحبکاران در صنایع مربوط به خود با آن روبرو می‌شوند (علوی طبری و عارف‌منش، ۱۳۹۲: ۱۰).

حسابرسان برای اینکه به عنوان حسابداری متخصص صنعت شناخته شوند باید:

۱- مسایل خاص صنعت را بشناسند و درک کنند

۲- سازمان‌های کلیدی در آن صنعت را بشناسند

۳- در آن صنعت فعال باشند

۴- چگونگی تاثیر مسایل خاص صنعت بر بخش‌های مختلف صنعت را بدانند.

حسابرسان متخصص صنعت قادرند دانش و تخصص صنعت خاصی را توسعه دهند و خود را به سرعت با فعالیت‌های کسب و کار مشتریان آشنا کنند. بنابراین، احتمالاً حسابداری را زودتر از هم‌تایان غیرمتخصص خود به پایان برسانند (برزیده و معدنچی‌ها، ۱۳۹۳: ۳). حسابرسان متخصص در صنعت یک نقش مهم در نظارت بر فرآیند گزارشگری مالی دارند حسابرسان

متخصص در صنعت ممکن است مدیریت سود را محدود کنند نه تنها از طریق حسابرسی صورت های مالی بلکه از طریق تعامل خود با مشتری داخلی و مکانیزم های حاکمیت شرکتی که شامل استقلال هیئت مدیره هستند. بنابراین پیشرفت روزافزون در فناوری باعث گردیده است که حسابرسان نیز به این سمت حرکت کنند و در زمینه های خاص به حسابرسی بپردازند تا بتوانند ریسک های مرتبط با آن صنعت را به طور کامل شناسایی نموده و گزارشات با کیفیت بیشتری صادر نمایند (مهربانی و غلامی جمکرانی، ۱۳۹۶: ۲۲۹). با توجه به مطالب مطرح شده در این تحقیق برای اندازه گیری تخصص حسابرس در صنعت از رویکرد سهم بازار استفاده می-شود.

باسونی و همکاران^{۲۱} (۲۰۱۶: ۱۸۰) به بررسی ویژگی های هیات مدیره، ساختار مالکیت و تاخیر در گزارش حسابرس پرداختند. نتایج نشان می دهد که درصد بیشتری از شرکت ها گزارش حسابرسی خود را کمتر از ۶۰ روز منتشر می کنند و بوسیله چهار شرکت بزرگ حسابرسی می شوند که بیانگر این است که کیفیت حسابرسی آنها بالاست. نتایج تحقیق فرانسیس و گان^{۲۲} (۲۰۱۵) نشان می دهد که در صنایع پیچیده، تخصص حسابرس موجب بهبود کیفیت سود شده است اما در صنایع غیر پیچیده این رابطه معنادار نیست. نتایج پژوهش برونر (۲۰۱۵: ۶۹۷) حاکی از آن است که اندازه حسابرس، حق الزحمه حسابرس، تعداد بندهای گزارش حسابرس، عدم اطمینان در گزارش حسابرس به طور معناداری بر تاخیر در گزارش حسابرس تاثیر گذار است. همچنین نتایج نشان می دهد که تاخیر در ارائه گزارش حسابرس با بکارگیری واحد حسابرسی داخلی یا پرداخت حق الزحمه مطلوبتر به حسابرس، کاهش می یابد اما وجود اخبار بد به طور بالقوه باعث افزایش این زمان می شود. کوگیلاوانی و مرجانموهد^{۲۳} (۲۰۱۳: ۳۰۰) عوامل تاثیر گذار بر ارائه به موقع صورت های مالی حسابرسی شده در مالزی را بررسی و دریافتند که میانگین تاخیر ارائه صورت های مالی برابر ۱۰۰ روز است. آن ها عواملی چون اندازه کمیته حسابرسی، تمرکز مالکیت، اندازه شرکت و سودآوری را از جمله متغیرهای تاثیر گذار بر ارائه به موقع صورت های مالی شناسایی نمودند. همچنین آن ها نشان دادند که متغیرهایی مانند نوع حسابرس، تخصص حسابرس و استقلال کمیته حسابرسی رابطه ای با ارائه به موقع صورت های مالی ندارد. حبیب و همکاران^{۲۴} (۲۰۱۱: ۳۲) رابطه بین تخصص حسابرس در صنعت و تاخیر در ارائه گزارش حسابرسی را در شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار نیوزلند، مورد بررسی قرار دادند. نتایج حاصل از تجزیه و تحلیل رگرسیون چندمتغیره نشان داد تاخیر در ارائه گزارش حسابرسی برای شرکت هایی که توسط حسابرس متخصص صنعت حسابرسی شده اند، کوتاه تر است و همچنین، نتایج نشان می دهد که متغیرهای کنترلی نوع صنعت، زیان ده بودن، پیچیدگی، دوره تصدی کوتاه مدت و تمرکز مالکیت با تاخیر در ارائه گزارش حسابرسی رابطه مثبت معناداری و اندازه شرکت رابطه منفی معناداری با تاخیر در ارائه گزارش حسابرسی دارد.

نتایج تحقیق واعظ وهمکاران، (۱۳۹۵: ۱۰۱) حاکی از عدم وجود رابطه معناداری بین تخصص حسابرسان در صنعت و تأخیر در ارائه گزارش حسابرسی است. نتایج تحقیق بهبهانی نیا و معصومی (۱۳۹۵: ۹۳) حاکی از عدم اثرگذاری کیفیت حسابرسی بر کاهش عدم تقارن اطلاعاتی در بازار سرمایه ایران است. نتایج پژوهش مهدوی و دهقانی سعدی (۱۳۹۵: ۱۰۷) نشان داد که رابطه ای منفی و معنادار بین کیفیت سود و تأخیر غیرعادی در ارائه گزارش حسابرسی وجود دارد. هم چنین، نتایج حاکی از وجود رابطه منفی و معنادار بین تأخیر غیرعادی در ارائه گزارش حسابرسی و ارزش شرکت است. افزون بر این، رابطه میانجی گری تأخیر غیرعادی در ارائه گزارش حسابرسی در تبیین رابطه بین کیفیت سود و ارزش شرکت تأیید شد در دوره (۱۳۹۵: ۱) به بررسی تأثیر ویژگی های کمیته‌ی حسابرسی بر تأخیر گزارش حسابرسی در شرکت های بورس اوراق بهادار تهران پرداخت. که از بین ویژگی های کمیته‌ی حسابرسی (تخصص، استقلال، اندازه، تجربه و جنسیت) انتخاب شده و برای ارزیابی تأخیر گزارش حسابرسی تعداد روزهای سپری شده از ۱۲/۲۹ تا ارایه‌ی گزارش حسابرسی در نظر گرفته می شود. نتایج حاصل از پژوهش بیانگر این است که بین جنسیت اعضا با تأخیر گزارش حسابرسی رابطه‌ی مثبت و معنی داری وجود دارد و بین اندازه‌ی کمیته‌ی حسابرسی و تخصص مالی اعضا با تأخیر گزارش حسابرسی رابطه‌ی منفی و معنی داری وجود دارد. همچنین بین استقلال و تجربه‌ی قبلی اعضای کمیته‌ی حسابرسی با تأخیر گزارش حسابرسی رابطه‌ی معنی داری وجود ندارد. مهدوی و حسینی نیا (۱۳۹۴: ۷) به بررسی اثربخشی کیفیت حسابرسی بر کاهش تأخیر در ارائه گزارش حسابرسی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. نتایج آزمون آماری فرضیه‌های پژوهش نشان می‌دهد که بین نوع گزارش حسابرسان با تأخیر در ارائه گزارش حسابرسی، رابطه مثبت و معناداری وجود دارد. یعنی، در صورت دریافت گزارش حسابرسی تعدیل شده، تأخیر در ارائه گزارش حسابرسی بیشتر می‌شود. همچنین، نتایج پژوهش نشان می‌دهد که بین تغییر حسابرسان و تخصص حسابرسان در صنعت با تأخیر در ارائه گزارش حسابرسی، رابطه معنادار آماری وجود ندارد. یعنی، تغییر حسابرسان و تخصص حسابرسان در صنعت باعث کاهش تأخیر در ارائه گزارش حسابرسی نمی‌شود. نتایج پژوهش پورحیدری و همکاران (۱۳۹۴: ۸۵) نشان می‌دهد که بین تخصص حسابرسان در صنعت و به موقع بودن گزارش حسابرسان ارتباط مثبت و معناداری وجود دارد. همچنین، بین اندازه حسابرسان و به موقع بودن گزارش حسابرسان ارتباط معناداری وجود ندارد. در ضمن، بین اندازه شرکت، فرصت‌های رشد و بازده دارایی‌ها با به موقع بودن گزارش حسابرسان ارتباط مثبت و معناداری وجود دارد ولی بین اهرم مالی و به موقع بودن گزارش حسابرسان ارتباطی مشاهده نگردید. باربادیلو و همکاران^{۲۵} (۲۰۰۲: ۶۰) در بررسی اثرات دوره تصدی حسابرسان بر مدت زمان فرایند

گزارش حسابرسی مشاهده کردند که هر چه دوره تصدی طولانی تر است باعث کاهش مدت زمان فرایند گزارش حسابرسی خواهد شد.

با بررسی ادبیات و نتایج تحقیقات گذشته فرضیه‌های زیر تدوین گردیدند :
فرضیه اول: پیچیدگی اطلاعات حسابداری باعث افزایش تاخیر در ارائه صورت‌های مالی حسابرسی نشده می‌گردد.

فرضیه دوم: پیچیدگی اطلاعات حسابداری باعث افزایش زمان فرآیند گزارش حسابرسی می‌گردد.

فرضیه سوم: تاخیر در مدت زمان ارائه صورت‌های مالی حسابرسی شده سبب افزایش عدم تقارن اطلاعاتی می‌گردد.

فرضیه چهارم: تخصص حسابرس باعث کاهش مدت زمان فرآیند گزارش حسابرسی می‌گردد.
فرضیه پنجم: دوره تصدی بالا حسابرس باعث کاهش مدت زمان فرآیند گزارش حسابرسی می‌گردد.

فرضیه ششم: تعامل تخصص حسابرس در صنعت و پیچیدگی اطلاعات با مدت زمان فرایند گزارش حسابرسی رابطه معناداری دارد .

فرضیه هفتم : تعامل تداوم دوره تصدی حسابرس و پیچیدگی اطلاعات با مدت زمان فرایند گزارش حسابرسی رابطه معناداری دارد

۳- روش شناسی پژوهش

با توجه به اینکه هدف این پژوهش بررسی رابطه بین پیچیدگی اطلاعات حسابداری بر تاخیر در ارائه صورت‌های مالی حسابرسی شده و عدم تقارن اطلاعاتی می‌باشد، لذا با جمع‌آوری اطلاعات گذشته شرکت‌ها با یک طرح پژوهش پس رویدادی همراه با تحلیل همبستگی مواجه خواهیم بود. برای جمع‌آوری داده‌ها در زمینه چارچوب نظری تحقیق و پیشینه آن از کتاب‌های حسابداری، پایان‌نامه‌ها، مقالات و پایگاه‌های اطلاعاتی و سایت‌های اینترنتی استفاده شده است. داده‌های آماری تحقیق از صورت‌های مالی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۸۹ الی ۱۳۹۴ بدست آمده است. صورت‌های مالی شرکت‌های فوق از پایگاه اطلاعاتی بورس اوراق بهادار تهران اخذ شده است. تجزیه و تحلیل داده‌های این تحقیق و آزمون فرضیات آن توسط نرم‌افزارهای Excel و EViews9.5 انجام شده است. به این ترتیب که اطلاعات فراهم شده توسط پایگاه‌های اطلاعاتی ابتدا در نرم افزار Excel دسته بندی و مرتب سازی شده است و سپس به نرم افزار EViews9.5 منتقل گردیده تا آزمون‌های آماری مورد نظر بر روی آن‌ها انجام شود. دانش آماری که در تحلیل آماری این تحقیق استفاده می‌شود، شامل

آمار توصیفی جهت توصیف و ارائه مشخصات آماری متغیرها و پارامترها و آمار استنباطی شامل تخمین و برآورد ضرایب می‌باشد.

جامعه آماری تحقیق حاضر شامل شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در یک بازه زمانی شش ساله، از سال ۱۳۸۹ تا ۱۳۹۴ می‌باشد. در این پژوهش، برای نمونه‌گیری از روش حذف نظام‌مند استفاده می‌شود. به گفته دیگر کل شرکت‌های عضو جامعه آماری که دارای ویژگی‌های ذیل باشند، به عنوان نمونه انتخاب شده است:

سال مالی آنها منتهی به ۲۹ اسفند باشد

فعالیت تولیدی داشته باشند

حداقل هر سه ماه یکبار، سهام آنها در بورس اوراق بهادار مبادله شده باشد.

در بازه‌ی زمانی پژوهش تغییر سال مالی نداشته باشند.

جزء شرکت‌های سرمایه‌گذاری، واسطه‌گری مالی و شرکت‌های هلدینگ نباشد.

برای تعیین حداقل حجم نمونه از نرم افزار آماری PASS استفاده شده است. نگاره ۱ نتایج بدست آمده از آزمون تعیین حداقل حجم نمونه را نشان می‌دهد.

نگاره ۱- تعیین حداقل حجم نمونه توسط نرم افزار PASS

آنالیز رگرسیون چند گانه							
متغیرهای کنترل شده		متغیر وابسته		نتایج آماری			
R2	Cnt	R2	Cnt	بتا	آلفا	تعداد حداقل نمونه	توان
۲۰	۱۰	۰۵۰	۷	۰۴۹۹۳۰	۰۵۰	۳۳۵	۹۵۰۰۷۰

منبع: محاسبات محقق

همان طور که در نگاره ۱ ملاحظه می‌شود، حداقل ۳۳۵ مشاهده باید انتخاب کرد که بتوان در سطح خطای ۵ درصد و با توان حداقل ۹۵ درصد، ادعای مطرح شده را بررسی نمود. در این پژوهش به علت امکان وجود ریزش، تعدادی بیشتر از مشاهده یاد شده انتخاب گردید. با در نظر گرفتن محدودیت‌های بالا و در نظر گرفتن نگاره ۱ برای تعیین حداقل نمونه، مطابق نگاره ۲ تعداد ۸۳ شرکت به عنوان نمونه آماری انتخاب گردیدند.

نگاره ۲- تعیین حجم نمونه

۴۵۳	تعداد کل شرکت‌های پذیرفته شده قبل از سال ۱۳۸۹
(۷۴)	شرکت‌هایی که سال مالی آنها غیر از پایان اسفند ماه است
(۱۹۰)	شرکت‌های سرمایه‌گذاری، واسطه‌گری مالی و شرکت‌های هلدینگ
(۳۲)	شرکت‌هایی که سال مالی خود را تغییر داده‌اند
(۳۴)	شرکت‌هایی که سهام آنها در طول سال‌های ۱۳۸۹-۱۳۹۴ معامله نشده‌اند
(۴۰)	شرکت‌هایی با داده‌های مفقوده طی سال‌های ۱۳۸۹-۱۳۹۴
۸۳	حجم نمونه آماری انتخاب شده

برای آزمون فرضیه اول پژوهش از مدل (۱) به شرح ذیل استفاده شده است :

$$DELAY\ PFS = \beta_0 + \beta_1 complex_{it} + \beta_2 size_{it} + \beta_3 LOSS_{it} + \varepsilon_{it} \quad \text{مدل (۱)}$$

DELAY PFS: تاخیر در ارائه صورت‌های مالی حسابرسی نشده به عنوان متغیر وابسته پژوهش می‌باشد که نحوه محاسبه آن از ابتدای سال مالی تا زمان امضا اعضای هیات مدیره قبل از حسابرسی که در صفحه اول صورت‌های مالی آمده است، بصورت تعداد روز محاسبه می‌گردد. Complex: پیچیدگی اطلاعات حسابداری به عنوان متغیر مستقل پژوهش می‌باشد که از سه فاکتور صورت‌های مالی تلفیقی، وجود بیش از یک نوع محصول و وجود اقلام تعهدی بیش از سطح میانگین را شامل می‌شود در صورتی که شرکت‌ها هر سه فاکتور زیر را همزمان دارا باشند به عنوان شرکت‌های دارای پیچیدگی بیشتر شناسایی و در آن صورت مقدار متغیر پیچیدگی برابر ۱ می‌باشد و در غیراین صورت متغیر تحقیق برابر صفر است.

و همچنین برای فرضیه دوم پژوهش از مدل (۲) استفاده شده است :

$$A-DELAY = \beta_0 + \beta_1 complex_{it} + \beta_2 size_{it} + \beta_3 LOSS_{it} + \varepsilon_{it} \quad \text{مدل (۲)}$$

A-DELAY: تاخیر در ارائه گزارش حسابرسی در فرضیه دوم به عنوان متغیر وابسته در نظر گرفته شده است و نحوه محاسبه بصورت روز می‌باشد، از تاریخ تایید صورت‌های مالی حسابرسی نشده اعضا هیات‌مدیره تا زمان پایان عملیات اجرایی حسابرسی که در گزارش حسابرسی قید شده است.

برای آزمون فرضیه سوم پژوهش از مدل (۳) استفاده شده است :

$$SPREAD_{it} = \beta_0 + \beta_1 AUDIT\ FS_{it} + \beta_2 size_{it} + \beta_3 LOSS_{it} + \varepsilon_{it} \quad \text{مدل (۳)}$$

بررسی تاثیر پیچیدگی اطلاعات حسابداری بر تاخیر ارائه صورت‌های مالی حسابرسی شده و .../۱۰۱

AUDIT FS: متغیر مستقل برای فرضیه سوم پژوهش مدت زمان ارائه صورت‌های مالی حسابرسی شده می‌باشد که نحوه محاسبه آن به صورت روزانه از پایان سال مالی تا زمان ارائه صورت‌های مالی حسابرسی شده به بورس اوراق بهادار تهران می‌باشد.

SPREAD: متغیر وابسته این فرضیه عدم تقارن اطلاعاتی می‌باشد. برای سنجش عدم تقارن اطلاعاتی بین سرمایه‌گذاران، مدلی را که ونکاتش و چیانگ (۱۹۸۶) برای تعیین دامنه‌ی قیمت پیشنهادی خرید و فروش سهام طراحی کرده اند به کار برده ایم. مدل یاد شده به شرح زیر است:

$$Spread_{it} = \frac{[(AP_{it} - BP_{it}) * 100]}{(AP_{it} + BP_{it})}$$

و برای آزمون فرضیه چهارم الی هفتم پژوهش از مدل (۴) استفاده شده است::

$$A - Delay_{it} = \alpha + \beta_1 Tenure_{it} + \beta_2 SPL_{it} + \beta_3 Complex_{it} + \beta_4 Tenure_{it} * Complex_{it} + \beta_5 SPL_{it} * Complex_{it} + \beta_6 Size_{it} + \beta_7 LOSS_{it} + \varepsilon_{it} \quad (۴)$$

در این مدل تاخیر در گزارش حسابرسی (A- DELAY) به عنوان متغیر وابسته پژوهش در نظر گرفته شده است.

TENURE: دوره تصدی موسسه حسابرسی به عنوان نمایه کیفیت حسابرسی به عنوان یکی از متغیرهای مستقل در نظر گرفته شده است. در صورتی که در طی دوره پژوهش، موسسه حسابرسی بیش از چهار سال، حسابرسی شرکت صاحبکار بوده باشد، مقدار متغیر مجازی دوره تصدی حسابرسی برابر با یک و در غیر این صورت مقدار آن برابر با صفر در نظر گرفته می‌شود.

SPEL: تخصص حسابرسی در صنعت به عنوان یکی دیگر از متغیرهای مستقل در مدل بکار گرفته شده است. نحوه محاسبه بر اساس رویکرد سهم بازار و با توجه به مدل پالم رز^{۲۶} (۱۹۸۶) می‌باشد. در رویکرد سهم بازار، مجموع دارایی تمام صاحبکاران یک موسسه حسابرسی خاص در یک صنعت خاص تقسیم بر مجموع دارایی‌های صاحبکاران در این صنعت لحاظ می‌شود. موسساتی در این تحقیق به عنوان متخصص صنعت در نظر گرفته می‌شوند که سهم بازارشان بیش از $[(۱/۲) * (شماره شرکت‌های موجود در یک صنعت / ۱)]$ باشد (آقایی و ناظمی اردکانی، ۱۳۹۱: ۱۲). در صورتی که شرکت‌های مورد مطالعه حسابرسی متخصص در صنعت را داشته باشند متغیر مجازی ۱ و در غیر این صورت مقدار صفر در نظر گرفته می‌شود.

متغیرهای کنترلی در این پژوهش شامل اندازه شرکت و زیان‌ده بودن شرکت می‌باشد که بشرح زیر اندازه‌گیری می‌شوند:

Size: (اندازه شرکت): نحوه محاسبه این متغیر برابر با لگاریتم طبیعی جمع دارایی‌های واحد تجاری است. رابطه منفی بین اندازه شرکت و ارائه صورت‌های مالی حسابرسی شده وجود دارد

زیرا شرکت‌های بزرگتر دارای چرخه‌های مالی بزرگتر و پیچیده‌تری هستند و عملیات گسترده تری را اجرا می‌کنند. به دنبال این خصیصه، عملیات حسابرسی شرکت‌های بزرگ، گسترده‌تر و طولانی‌تر و وقت‌گیرتر خواهد بود.

Loss: (زیان‌ده بودن شرکت): چنانچه شرکت در هر یک از سال‌های مورد پژوهش زیان گزارش کرده باشد عدد ۱ و در غیر اینصورت عدد صفر خواهد بود. گزارش سود و زیان می‌تواند به عنوان یک خبر خوب یا بد در مورد نتایج عملکرد سالانه‌ی شرکت مورد توجه قرار گیرد. در مورد شرکت‌های زیان‌ده، مدیران شرکت تمایل دارند انتشار گزارش‌های مالی سالانه با تاخیر باشد تا از عواقب انتشار یک خبر بد اجتناب نمایند. از این‌رو مدیران شرکت‌های زیان‌ده تمایل دارند حساب‌برسان از برنامه زمانی معمول حسابرسی عقب‌تر باشند و عملیات حسابرسی با تاخیر بیشتری انجام شود.

۴- یافته‌های پژوهش ۴-۱- آمار توصیفی

جداول (۳) و (۴) آمار توصیفی مربوط به متغیرهای مدل آزمون فرضیه‌های پژوهش را برای ۸۳ شرکت عضو نمونه، طی ۶ سال، نشان می‌دهد. انحراف معیار میزان پراکندگی داده‌ها را نمایان می‌سازد. همانطور که در نگاره ۳ مشاهده می‌شود متغیرهای عدم تقارن اطلاعاتی و اندازه شرکت از پراکندگی بیشتری نسبت به بقیه متغیرها برخوردارند. متغیرهای تاخیر در ارائه صورت‌های مالی (DELAY PFS)، تاخیر در ارائه گزارش (A - DELAY) و ارائه صورت‌های مالی حسابرسی شده (AUDIT FS) از ضریب چولگی منفی برخوردار می‌باشند. در یک توزیع نرمال بازه ضریب چولگی باید بین ۰,۵ و ۰,۵- که از این حیث تقریباً نرمال می‌باشند. در بقیه متغیرها ضریب چولگی مثبت بوده و دارای چولگی به راست هستند. این چولگی به راست به دلیل بزرگ بودن میانگین نسبت به میانه است. ضریب کشیدگی متغیرهای تاخیر در ارائه صورت‌های مالی (DELAY PFS) و ارائه صورت‌های مالی حسابرسی شده (AUDIT FS) از ضریب کشیدگی پایین‌تری برخوردارند که نشان دهنده‌ی پراکندگی بیشتر نسبت به بقیه متغیرها می‌باشند. در نگاره ۴ آمار توصیفی متغیرهای مجازی پژوهش شرح داده شده است که نشان دهنده آن است که تقریباً ۱۹ درصد شرکت‌های نمونه دارای اطلاعات پیچیده حسابداری بوده همچنین از بین شرکت‌های نمونه تنها ۵ درصد از شرکت‌ها زیان ده می‌باشند. درصدهای فراوانی متغیر تصدی حسابرسان نشان می‌دهد که تقریباً ۴۲ درصد شرکت‌های نمونه از تداوم انتخاب حسابرسان برخوردارند و همچنین از بین شرکت‌های نمونه تقریباً ۳۷ درصد شرکت‌ها، حسابرسی صورت‌های مالی خود را به حساب‌برسان متخصص در صنعت سپرده‌اند.

بررسی تاثیر پیچیدگی اطلاعات حسابداری بر تاخیر ارائه صورت‌های مالی حسابرسی شده و .../۱۰۳

نگاره (۳) آمار توصیفی متغیرهای پژوهش

متغیر	نماد	میانگین	میانه	کمینه	بیشینه	انحراف معیار	ضریب چولگی	ضریب کشیدگی
تأخیر رایانه صورت مالی	DELAY PFS	۶۷,۴۹	۶۸,۵۰	۲۷	۱۰۷	۰,۴۳	-۰,۴۵	۱,۹۱
تأخیر رایانه گزارش حسابرس	A - DELAY	۱۱,۳۰	۹	۱	۳۵	۰,۹۹	-۰,۶۱	۲,۶۱
ارایه صورت مالی حسابرسی شده	AUDIT FS	۷۷/۷۸	۸۱/۵۰	۳۶	۱۱۲	۰,۳۶	-۰,۵۱	۱,۹۳
عدم تقارن اطلاعاتی	SPREAD	۱۶,۵۱	۶,۲۳	۱,۰۷۶	۲۲,۸۹	۱/۱۶	۰,۵۶	۲,۳۳
اندازه شرکت مشاهدات	SIZE	۱۳,۶۲	۱۴	۱۲	۱۶	۱/۱۴	۰,۳۷	۲,۵۱
		۴۹۸	۴۹۸	۴۹۸	۴۹۸	۴۹۸	۴۹۸	۴۹۸

نگاره ۴- آمار توصیفی متغیرهای مجازی پژوهش

متغیرهای پژوهش	نماد	تعداد مشاهدات	فراوانی عدد صفر	فراوانی عدد یک	درصد فراوانی عدد صفر	درصد فراوانی عدد یک
پیچیدگی شرکت	COMPLEX	۴۹۸	۴۰۶	۹۲	۸۱,۵۳	۱۸,۴۷
زیان ده بودن شرکت	LOSS	۴۹۸	۴۷۳	۲۵	۹۴,۹۸	۵,۰۲
دوره تصدی حسابرس	TENURE	۴۹۸	۲۹۰	۲۰۸	۵۸,۲۳	۴۱,۷۷
حسابرس متخصص صنعت	SPEL	۴۹۸	۳۱۶	۱۸۲	۶۳,۴۵	۳۶,۵۵

۴-۲- نتایج آزمون انتخاب روش‌های تخمین

در تحلیل داده‌های ترکیبی ضرورت دارد ابتدا نوع الگو متناسب با شرایط پژوهش و داده‌های مورد بررسی تعیین شود. گام اول تصمیم در خصوص استفاده از مدل اثرات مقید در مقابل اثرات غیر مقید می‌باشد. که این موضوع بستگی به ثابت یا متغیر بودن عرض از مبدأ مدل دارد. برای تشخیص ساختار مناسب در این مرحله از آزمون چاو (اف لیمر) استفاده شده است. و گام دوم تصمیم در خصوص برآورد مدل اثرات ثابت در مقابل اثرات تصادفی می‌باشد. که این موضوع به رابطه‌ی بین تغییرات عرض از مبدأ و متغیرهای توضیحی در مدل بستگی دارد. تشخیص الگوی مناسب در این مرحله با استفاده از آزمون هاسمن انجام می‌شود. نتایج آزمون‌های انتخاب روش در نگاره (۵) ارائه شده است.

نگاره (۵) آزمون F لیمر و هاسمن

مدل	آماره	سطح خطا	نتیجه آزمون	روش تایید شده
مدل (۱)	۶/۱۱	۰/۰۰	رد H_0	داده های تابلویی
	۷/۰۱	۰/۳۱	پذیرش H_0	روش اثرات تصادفی
مدل (۲)	۲/۵۷	۰/۰۰	رد H_0	داده های تابلویی
	۶/۶۲	۰/۰۸	پذیرش H_0	روش اثرات تصادفی
مدل (۳)	۶/۵۱	۰/۰۰	رد H_0	داده های تابلویی
	۲/۲۴	۰/۶۹	پذیرش H_0	روش اثرات تصادفی
مدل (۴)	۲/۷۲	۰/۰۰	رد H_0	داده های تابلویی
	۶/۷۳	۰/۴۵	پذیرش H_0	روش اثرات تصادفی

نتایج آزمون چاو (اف لیمر) در مدل‌های اول تا چهارم پژوهش کمتر از ۵ درصد می‌باشد. بنابراین فرضیه صفر در سطح اطمینان ۹۵ درصد رد شده و بیانگر آن است که یکسان بودن شیب‌ها برای مقاطع مختلف رد شده و می‌توان از روش داده‌های پنل برای تخمین مدل‌ها استفاده نمود. همچنین با توجه به نتایج آزمون هاسمن بیشتر از ۵ درصد بودن سطح اطمینان در هر چهار مدل می‌توان بیان کرد که فرض صفر مبنی بر همبستگی جزء اخلاص و متغیرهای توضیحی تایید شده و باید از روش اثرات تصادفی در برآورد مدل استفاده نمود.

در پژوهش‌هایی که با ساختار داده‌های پنل انجام می‌شود پیش از تخمین مدل رگرسیون باید از مانایی متغیرها اطمینان حاصل کرد. مانایی یا نامانایی متغیر می‌تواند تاثیر بسزایی بر توزیع آن متغیر و همچنین مدل مورد مطالعه داشته باشد. اجرای مدل رگرسیون با متغیرهای نامانای ممکن است نتایج کاذب ارائه کند. در این پژوهش برای شناسایی مانایی متغیرها از آزمون ریشه واحد دیکی فولر در نگاره ۶ به شرح زیر ارائه شده است.

نگاره (۶) بررسی مانایی متغیرهای پژوهش

متغیرها	نماد	آماره	سطح خطا	نتیجه آزمون
تاخیر ارایه صورت مالی	DELAY PFS	-۷,۶۴	۰/۰۰	رد فرض صفر مانا
تاخیر ارایه گزارش حسابرسان	A- DELAY	-۱۷/۷۷	۰/۰۰	رد فرض صفر مانا
ارایه صورت مالی حسابرسی شده	AUDIT FS	-۸,۳۳	۰/۰۰	رد فرض صفر مانا
عدم تقارن اطلاعاتی	SPREAD	-۱۰,۳۳	۰/۰۰	رد فرض صفر مانا
اندازه شرکت	SIZE	-۸,۳۳	۰/۰۰	رد فرض صفر مانا
پیچیدگی شرکت	COMPLEX	-۱۰,۲۷	۰/۰۰	رد فرض صفر مانا
زیان ده بودن شرکت	LOSS	-۱۲,۲۱	۰/۰۰	رد فرض صفر مانا
دوره تصدی حسابرسان	TENURE	-۲۳,۰۶	۰/۰۰	رد فرض صفر مانا
حسابرس متخصص صنعت	SPEL	-۲۱	۰/۰۰	رد فرض صفر مانا

بررسی تاثیر پیچیدگی اطلاعات حسابداری بر تاخیر ارائه صورت‌های مالی حسابرسی شده و .../۱۰۵

همانطور که در نگاره ۶ مشاهده می‌شود سطح معناداری متغیرها کمتر از ۰,۰۵ می‌باشد در نتیجه فرض صفر آزمون ریشه واحد رد شده و نتیجه می‌شود که متغیرهای مورد بررسی در سطح مقادیر خود مانا هستند.

۴-۳- نتایج آزمون فروض رگرسیون

پیش از آنکه مدل مربوط به آزمون فرضیه‌های پژوهش برآورد شود لازم است تا فرض‌های کلاسیک مربوط به مدل رگرسیون مورد آزمون قرار گیرند. از جمله این فرض‌ها می‌توان به عدم همبستگی بین جملات خطا، عدم هم خطی متغیرهای توضیحی و همسانی واریانس باقی‌مانده‌ها خطاهای مدل اشاره نمود. نتایج آزمون ناهمسانی واریانس در نگاره (۷) به شرح زیر ارائه شده است.

نگاره (۷): نتایج آزمون ناهمسانی واریانس باقیمانده‌های مدل رگرسیون

مدل	آزمون وایت	نتیجه
مدل اول	۰/۱۳	همسانی واریانس
	۱/۶۳۰	
مدل دوم	۰/۳۹	همسانی واریانس
	۰/۹۹	
مدل سوم	۰/۴۸	همسانی واریانس
	۰/۸۶	
مدل چهارم	۰/۷۰	همسانی واریانس
	۰/۵۹	

از آنجائیکه سطح معناداری آزمون ناهمسانی واریانس در هر چهار مدل بیش از ۵ درصد می‌باشد فرضیه صفر مبنی بر همسانی واریانس خطاها در سطح ۵ درصد تأیید می‌گردد. بنابراین ناهمسانی واریانس وجود ندارد. ضمناً نتایج آزمون خود همبستگی و هم خطی مدل‌های پژوهش در نگاره‌های (۸) الی (۱۱) ارائه شده است.

۴-۴- نتایج آزمون فرضیه‌ها ۴-۴-۱- فرضیه اول پژوهش

در فرضیه اول مطرح شد که پیچیدگی اطلاعات حسابداری باعث افزایش تاخیر در ارائه صورت‌های مالی حسابرسی نشده می‌گردد. نتایج آزمون مدل اول پژوهش در سطح داده‌های ترکیبی در نگاره (۸) به شرح زیر بیان شده است.

نگاره (۸) نتایج آزمون فرضیه اول

شرح	ضرایب	خطای معیار	تی-استیودنت	سطح خطا	عامل تورم واریانس متمرکز	عامل تورم غیر متمرکز	عامل تورم واریانس متمرکز
عرض از مبدأ	۶/۳۹۷	۰/۹۱۴	۶/۹۹	۰/۰۰	-	-	-
پیچیدگی اطلاعات حسابداری	۰/۱۶۴	۰/۱۶۱	۱/۰۱	۰/۳۱	۱,۰۴۴	۱,۰۴۴	۱,۶۵
زیان ده بودن شرکت	-۰/۱۱	۰/۱۵	-۰/۷۴	۰,۴۵	۱,۰۹۷	۱,۰۹۷	۲,۳۸۰
اندازه شرکت	۱/۷۴	۰/۶۳	۲/۷۳۹	۰/۰۰	۱,۱۱۷	۱,۱۱۷	۳,۶۶۱
ضریب تعیین تعدیل شده (R ²)	۰/۱۱	آماره F	۴,۰۷۶	(۰,۰۰۰)			
آماره دوربین واتسون			۱/۶۹				

$$DELAYPFS = 0.164 * COMPLEX - 0.11 * LOSS + 1.74 * SIZE + 6.397 + [CX=R]$$

نتایج آزمون فرضیه اول پژوهش در نگاره شماره (۸) نشان می‌دهد که ضریب و آماره تی استیودنت برای متغیر پیچیدگی به ترتیب ۰/۱۶۴ و ۱/۰۱ است که در سطح خطای ۵ درصد معنادار نیست. این نتیجه فرضیه پژوهش را رد می‌کند. علاوه بر این، نتایج پژوهش نشان می‌دهد که متغیر کنترلی اندازه شرکت در سطح خطای ۵ درصد بر تاخیر در ارائه صورت‌های مالی حسابرسی نشده شرکت تأثیر مستقیم معناداری دارد. به عبارت دیگر شرکت‌های بزرگ صورت‌های مالی حسابرسی نشده خود را دیرتر ارائه می‌نمایند. از آنجایی که ضریب احتمال آماره F کمتر از ۵٪ است، لذا مدل کلی رگرسیون معنادار بوده، علاوه بر آن، نتایج مربوط به ضریب تعیین تعدیل شده نشان می‌دهد که مدل در کل توانسته حدود ۰/۱۱ از تغییرات متغیر وابسته را تبیین نماید. و همچنین از آنجائیکه آماره دوربین- واتسون این مدل ۱/۶۹ است، می‌توان گفت که در این مدل خودهمبستگی مرتبه اول وجود ندارد. با توجه به این که مقادیر عامل تورم واریانس غیر متمرکز و عامل تورم واریانس متمرکز متغیرهای توضیحی بیش از ۱۰ نمی‌باشد می‌توان بیان کرد که بین متغیرهای توضیحی مدل پژوهش همبستگی خطی شدیدی وجود ندارد. این موضوع نشان دهنده‌ی آن است که هم خطی بین متغیرهای مستقل اثر نامطلوبی بر برآوردگرهای روش حداقل مربعات ندارد.

۴-۴-۲- فرضیه دوم پژوهش

در فرضیه دوم مطرح شد پیچیدگی اطلاعات حسابداری باعث افزایش زمان فرآیند گزارش حسابرسی می‌گردد. نتایج آزمون مدل دوم پژوهش در سطح داده‌های ترکیبی در نگاره (۹) به شرح زیر بیان شده است.

نگاره (۹) نتایج آزمون فرضیه دوم

شرح	ضرایب	خطای معیار	تی-استیودنت	سطح خطا	عامل تورم واریانس متمرکز	عامل تورم واریانس متمرکز
عرض از مبدأ	۰/۳۳۴	۰/۷۵۵	۰/۴۴۳	۰/۶۵	-	-
پیچیدگی اطلاعات حسابداری	۰/۳۵	۰/۱۶۵	۲/۱۲۶	۰/۰۳۴	۱,۰۱	۱,۲۴
زیان‌ده بودن شرکت	۰/۳۳	۰/۲۱	۱/۵۶	۰,۱۱	۱,۰۰	۱,۰۵
اندازه شرکت	۰/۱۲	۰/۵۵	۲/۲۱	۰/۰۲۷	۱,۰۰	۳,۰۷
ضریب تعیین تعدیل شده (R ²)	۰/۰۲	آماره F	۳,۷۰	(۰,۰۱۱)		
آماره دوربین واتسون			۲/۰۰			

$$A-delay = 0.35 * COMPLEX + 0.33 * LOSS + 0.12 * SIZE + 0.334 + [CX=R]$$

نتایج آزمون فرضیه دوم در نگاره (۹) پژوهش نشان می‌دهد که ضریب و آماره تی استیودنت برای متغیر پیچیدگی به ترتیب ۰/۳۵ و ۲/۱۲ است که در سطح خطای ۵ درصد معنادار است. علامت مثبت ضریب متغیر حاکی از آن است که پیچیدگی اطلاعات حسابداری بر تاخیر در ارائه گزارش حسابرسی تأثیر مثبت و معناداری دارد. ضریب پیچیدگی اطلاعات حسابداری برابر با ۰/۳۵ می‌باشد یعنی با افزایش ۱ واحد در متغیر وابسته (تأخیر در ارائه گزارش حسابرسی) متغیر مستقل (پیچیدگی اطلاعات حسابداری) برابر ۰/۳۵ افزایش خواهد یافت. بنابراین فرضیه دوم پژوهش تایید می‌گردد. به عبارت دیگر، پیچیدگی اطلاعات حسابداری باعث افزایش زمان فرآیند گزارش حسابرسی می‌گردد. در تایید این فرضیه می‌توان بیان کرد، شرکت‌هایی که دارای پیچیدگی زیادی هستند امکان طرح دعاوی حقوقی بیشتری برای حسابرسان ایجاد می‌کند. بنابراین، حسابرسان باید برای جلوگیری از طرح این دعاوی مراقبت حرفه‌ای لازم را در تمامی مراحل حسابرسی اعمال کنند. بنابراین در شرکت‌های دارای پیچیدگی اطلاعات حسابداری، حسابرسان زمان بیشتری نسبت به سایر شرکت‌ها، به جهت بررسی صورت‌های مالی نیاز دارند. نتایج این فرضیه با نتایج پژوهش ایزدی‌نیا و همکاران (۱۳۹۳) مطابقت دارد. از آنجایی که ضریب احتمال آماره F کمتر از ۵٪ است، لذا مدل کلی رگرسیون معنادار بوده، علاوه بر آن، نتایج مربوط به ضریب تعیین تعدیل شده نشان می‌دهد که مدل در کل توانسته تنها حدود ۰/۰۲ از تغییرات متغیر وابسته را تبیین نماید. و همچنین از آنجائیکه آماره دوربین- واتسون این مدل ۲ است، می‌توان گفت که در این مدل خودهمبستگی مرتبه اول وجود ندارد. مقدار شاخص عامل تورم واریانس (VIF)^{۲۷} نیز نشان می‌دهد که متغیرهای مستقل مدل دوم با هم مشکل همخطی شدید ندارند.

۴-۳-۴- فرضیه سوم پژوهش

در فرضیه سوم مطرح شد تاخیر در مدت زمان ارائه صورت‌های مالی حسابرسی شده سبب افزایش عدم تقارن اطلاعاتی می‌گردد. نتایج آزمون مدل سوم پژوهش در سطح داده‌های ترکیبی در نگاره (۱۰) به شرح زیر بیان شده است.

نگاره (۱۰) نتایج آزمون فرضیه سوم پژوهش

شرح	ضرایب	خطای معیار	تی-استیودنت	سطح خطا	عامل تورم واریانس متمرکز	عامل تورم غیر واریانس متمرکز
عرض از مبدأ	۵/۴۸	۱/۵۷	۳/۴۸۸	۰/۰۰	-	-
مدت زمان ارائه صورت‌های مالی حسابرسی شده	۰/۱۰۲	۰/۰۵۱	۱/۹۸۹	۰/۰۴	۵,۴۳	۱,۰۳
زیان‌ده بودن شرکت	-۰/۱۳	۰/۳۳	-۰/۴۰۸	۰/۶۸۳	۳,۰۹۶	۱,۰۱
اندازه شرکت	-۰/۳۴	۰/۱۰۸	-۳/۱۵۱	۰/۰۰	۱,۰۷۷	۱,۰۲
ضریب تعیین تعدیل شده (R ²)	۰/۰۲	آماره F	۴,۱۶۵	(۰,۰۰۲)		
آماره دوربین واتسون			۲/۰۳			

$$spread = 0.102 * A-delay - 0.13 * LOSS - 0.34 * SIZE + 5.48 + [CX=R]$$

نتایج آزمون فرضیه سوم پژوهش در نگاره (۱۰) بیان شده است. ضریب متغیر تاخیر در ارائه صورت‌های مالی حسابرسی شده و آماره تی استیودنت به ترتیب ۰/۱۰ و ۱/۹۸۹ است که در سطح خطای پنج درصد معنی‌دار و مثبت می‌باشد. بنابراین فرضیه سوم پژوهش رد نمی‌گردد. بنابراین می‌توان چنین بیان کرد که افزایش فاصله زمانی بین پایان سال مالی و تاریخ انتشار صورت‌های مالی حسابرسی شده احتمال فاش شدن اطلاعات به نفع گروهی از استفاده‌کنندگان و به زیان سایرین را افزایش می‌دهد و باعث ایجاد عدم تقارن اطلاعاتی می‌گردد. بنابراین می‌توان چنین نتیجه‌گیری کرد که شرکت‌های بزرگ‌تر عدم تقارن اطلاعاتی کمتری دارند. از آنجایی که ضریب احتمال آماره F کمتر از ۵٪ است، لذا مدل کلی رگرسیون معنادار بوده، علاوه بر آن، نتایج مربوط به ضریب تعیین تعدیل شده نشان می‌دهد که مدل در کل توانسته تنها حدود ۰/۰۲ از تغییرات متغیر وابسته را تبیین نماید. و همچنین از آنجائیکه آماره دوربین- واتسون این مدل ۲/۰۳ است، می‌توان گفت که در این مدل خود همبستگی مرتبه اول وجود ندارد. مقدار شاخص عامل تورم واریانس (VIF) نیز نشان می‌دهد که متغیرهای مستقل مدل سوم با هم مشکل همخطی شدید ندارند.

۴-۴-۴- فرضیه چهارم الی هفتم پژوهش

نتایج آزمون فرضیه چهارم الی هفتم پژوهش در نگاره (۱۱) بیان شده است. ضریب متغیر تخصص حسابرِس و دوره تصدی حسابرِس به ترتیب $۰/۲۱-$ و $۰/۱۸-$ است و آماره تی استیودنت آن‌ها به ترتیب $۲/۴۲-$ و $۲/۰۱-$ است که در سطح خطای پنج درصد متغیر دوره تصدی و تخصص حسابرِس معنی دار و منفی می‌باشند. نتایج این دو معیار کیفیت حسابرِسی نشان می‌دهد که هر دو باعث کاهش مدت زمان اجرای فرآیند حسابرِسی گردیده است. علاوه بر این، ضریب تعامل پیچیدگی اطلاعات حسابداری با متغیر تخصص حسابرِس در صنعت $۰/۲۱۴-$ و آماره تی استیودنت آن $۲/۱۹۶-$ است که در سطح خطای پنج درصد معنی دار است. نتایج پژوهش نشان می‌دهد اثر تعاملی تخصص حسابرِس و پیچیدگی اطلاعات حسابداری با تاخیر مدت زمان فرایند گزارش حسابرِسی رابطه منفی و معناداری دارد بگونه‌ای که در این تعامل متغیرهای تخصص حسابرِس موجب کاهش تاخیر مدت زمان فرآیند حسابرِسی می‌شود. و هرچه پیچیدگی اطلاعات حسابداری بیشتر باشد حسابرِسان متخصص صنعت، قادرند با برنامه‌ریزی مناسب و اعمال مراقبت‌های حرفه‌ای لازم، مدت زمان ارائه گزارش حسابرِسی را کاهش داده و در کل منجر به کاهش زمان ارائه صورت‌های مالی حسابرِسی شده و کاهش عدم تقارن اطلاعاتی گردند. متغیر ضریب تعامل پیچیدگی اطلاعات حسابداری با متغیر دوره تصدی حسابرِس $۰/۰۵-$ و آماره تی استیودنت آن $۰/۴۷۱-$ است که در سطح خطای پنج درصد معنی دار نیست. بنابراین می‌توان چنین استنباط کرد که تداوم تصدی حسابرِس در شرکت‌های دارای پیچیدگی اطلاعات حسابداری نتوانسته از مدت زمان ارائه گزارش حسابرِسی بکاهد. از آنجایی که ضریب احتمال آماره F کمتر از ۵٪ است، لذا مدل کلی رگرسیون معنادار بوده، علاوه بر آن، نتایج مربوط به ضریب تعیین تعدیل شده نشان می‌دهد که مدل در کل نتوانسته تنها حدود $۰/۰۳$ از تغییرات متغیر وابسته را تبیین نماید. و همچنین از آنجائیکه آماره دوربین - واتسون این مدل $۱/۸۶$ است، می‌توان گفت که در این مدل خود همبستگی مرتبه اول وجود ندارد. مقدار شاخص عامل تورم واریانس (VIF) نیز نشان می‌دهد که متغیرهای مستقل مدل چهارم با هم مشکل همخطی شدید ندارند.

نگاره (۱۱): نتایج آزمون فرضیه چهارم الی هفتم پژوهش

شرح	ضرایب	خطای معیار	تی-استیودنت	سطح خطا	عامل تورم واریانس غیر متمرکز	عامل تورم واریانس متمرکز
عرض از مبدأ	۲/۲۶	۰/۱۱۹	۱۸/۹۰	۰/۰۰	-	-
پیچیدگی اطلاعات حسابداری	۰/۳۶	۰/۱۷۴	۲/۱۱۰	۰/۰۳	۱,۰۰۹	۱,۰۷۷
تخصص حسابرس	-۰/۲۱	۰/۰۸۸	-۲,۴۲	۰/۰۱	۱,۰۱۰	۱,۷۳۹
دوره تصدی حسابرس	-۰/۱۸۶	۰/۰۹۲	-۲/۰۱	۰/۰۴	۱,۰۰۸	۱,۴۲۴
پیچیدگی اطلاعات حسابداری*تخصص حسابرس	-۰/۲۱۴	۰/۰۹	-۲/۱۹۶	۰/۰۲	۱,۰۱۶	۱,۷۰۸
پیچیدگی اطلاعات حسابداری*دوره تصدی حسابرس	-۰/۰۵	۰/۱۱۹	-۰/۴۷۱	۰/۶۳	۱,۰۱۳	۱,۲۰۲
زیان ده بودن شرکت	۰/۳۶	-۰/۲۳	۱/۵۸	۰/۱۱	۱,۰۰۷	۱,۰۵۸
اندازه شرکت	-۰/۲۵	۰/۳۴۴	-۰/۷۴	۰/۴۵	۱,۰۱۳	۳,۰۵۶
ضریب تعیین تعدیل شده (R ²)	۰/۰۳	آماره F	۲,۹۳۳	(۰,۰۰۵)		
آماره دوربین واتسون			۱/۸۶			

$$A\text{-delay} = 0.36 * \text{COMPLEX} - 0.21 * \text{SPEL} - 0.186 * \text{TENURE} - 0.214 * \text{COMPLEX} * \text{SPEL} - 0.05 * \text{COMPLEX} * \text{TENURE} + 0.36 * \text{LOSS} - 0.25 * \text{SIZE} + 2.26 + [CX=R]$$

منبع: محاسبات محقق

۵- نتیجه گیری و پیشنهادات

در این پژوهش با استفاده از مدل توسعه یافته ایزدی نیا و همکاران (۱۳۹۳)، ابتدا رابطه بین پیچیدگی اطلاعات حسابداری و تاخیر در فراهم کردن صورت های مالی و ارائه گزارش حسابرسی را در سال های ۱۳۸۹-۱۳۹۴ با در نظر گرفتن ۴۹۸ سال- شرکت، مورد بررسی قرار دادیم. نتایج پژوهش حاکی از آن بود که بین پیچیدگی اطلاعات حسابداری و تاخیر در فراهم کردن صورت های مالی توسط شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران رابطه معنی داری وجود ندارد. این موضوع بیانگر این واقعیت است هر چند که پیچیدگی اطلاعات حسابداری هم زیاد باشد اما تجربیات کافی در حرفه حسابداری، کاربرد گسترده از فناوری های اطلاعاتی و رایانه ها، تدوین استانداردهای گوناگون حسابداری، حسابداران را قادر ساخته است تا در مدت زمان قانونی تعیین شده بر این پیچیدگی ها فائق آیند. نتایج این فرضیه با نتایج پژوهش لونیتیز و کرمانیز (۲۰۰۵) مطابقت ندارد. همچنین بین پیچیدگی اطلاعات حسابداری و تاخیر در

ارائه گزارش حسابرسی رابطه مثبت و معنی‌داری وجود دارد که نشان از اعمال مراقبت‌های حرفه‌ای بیشتر توسط حسابرسان در شرکت‌های دارای اطلاعات پیچیده حسابداری می‌باشد. بنابراین در شرکت‌های دارای پیچیدگی اطلاعات حسابداری، حسابرسان زمان بیشتری نسبت به سایر شرکت‌ها، به جهت بررسی صورت‌های مالی نیاز دارند. نتایج این فرضیه با نتایج پژوهش ایزدی‌نیا و همکاران (۱۳۹۳) مطابقت دارد. سپس به بررسی تاخیر در ارائه صورت‌های مالی حسابرسی شده و عدم تقارن اطلاعاتی پرداخته شد که نتایج آن حاکی از وجود رابطه مثبت و معنی‌داری بین این دو متغیر می‌باشد. در واقع می‌توان چنین بیان کرد که افزایش فاصله زمانی بین پایان سال مالی و تاریخ انتشار صورت‌های مالی احتمال فاش شدن اطلاعات به نفع گروهی از استفاده‌کنندگان و به زیان سایرین را افزایش می‌دهد و باعث ایجاد عدم تقارن اطلاعاتی می‌گردد. رابطه معکوس و معنی‌دار اندازه شرکت با عدم تقارن اطلاعاتی بیانگر این است که شرکت‌های بزرگ‌تر عدم تقارن اطلاعاتی کمتری دارند. در نهایت به نقش کیفیت حسابرسی با دو شاخص دوره تصدی موسسه حسابرسی و تخصص حسابرس در مدت زمان تهیه گزارش حسابرسی پرداخته شد که نتایج آماری حاکی از آن است که تخصص حسابرس و دوره تصدی منجر به کاهش مدت زمان فرایند گزارش حسابرسی شده است که با تحقیق حبیب و همکاران (۲۰۱۱) و باربادیلو و همکاران (۲۰۰۲) سازگار است. همچنین اثر تعاملی تخصص حسابرس در صنعت و پیچیدگی اطلاعات حسابداری با تاخیر مدت زمان فرایند گزارش حسابرسی رابطه منفی و معناداری دارد.

پیشنهاد می‌شود که شرکت‌ها با به کارگیری سیستم‌های کنترل داخلی و سیستم حسابرسی داخلی قوی، در افزایش شفافیت گزارشگری مالی خود قدم بردارند. این موضوع در کاهش تاخیر گزارش حسابرسی موثر می‌باشد به مدیران شرکت‌ها پیشنهاد می‌شود جهت پاسخگویی بهتر به ذینفعان از جمله ارائه گزارش‌های مالی به موقع تر به نقش حسابرسان متخصص در صنعت جهت افزایش سرعت به موقع بودن صورت‌های مالی منتشر شده توجه نمایند.

همچنین به مدیران توصیه می‌شود با اندیشیدن تمهیدات لازم سعی کنند گزارش حسابرسی تعدیل نشده دریافت کرده و به این وسیله مدت زمان تأخیر در ارائه گزارش حسابرسی را کاهش دهند.

با توجه به کاهش مدت زمان تهیه گزارش حسابرس توسط حسابرسان متخصص صنعت در شرکت‌های دارای پیچیدگی اطلاعات حسابداری و با توجه به افزایش عدم تقارن اطلاعاتی در شرکت‌هایی که صورت‌های مالی حسابرسی شده خود را با تاخیر ارائه می‌کنند به چنین

شرکت‌هایی پیشنهاد می‌شود به منظور کاهش عدم تقارن اطلاعاتی از حساب‌رسان متخصص صنعت استفاده شود.

یادداشت‌ها

- | | |
|---|-------------------------------|
| 1- Chambers & Penman | 15- Bamber & et al. |
| 2- Choi & Choe | 16- Owusu-Ansah, S |
| 3- Ball & et al. | 17- Ashton & et al. |
| 4- Al-Sehali & Spear | 18- Sloan |
| 5- International Accounting Standards Board | 19- Carslaw, & Kaplan |
| 6- Alamoudi & Kumar | 20- Leventis & et al. |
| 7- Petersen | 21- Basuony & et al. |
| 8- Hoitash & Hoitash | 22- Francis & et al |
| 9- Chen & et al | 23- Cogilani & Marjan Mohed |
| 10- Hoitash & et al. | 24- Habib & et al. |
| 11- Fairfield & et al. | 25- Barbadilo & et al. |
| 12- D'Souza & et al. | 26- Palmrose |
| 13- Plumlee & Yohn | 27- Variance Inflation Factor |
| 14- Bushman & et al. | |

کتاب‌نامه

۱. آقایی، محمدعلی و مهدی ناظمی اردکانی (۱۳۹۱). تخصص حساب‌رسان در صنعت و مدیریت اقلام تعهدی اختیاری، دانش حسابداری، ۱۲ (۴۶): ۴-۱۷.
۲. افلاطونی، عباس، (۱۳۹۴). تجزیه و تحلیل آماری با *Eviews* در تحقیقات حسابداری و مدیریت مالی. تهران، انتشارات ترمه.
۳. اعتمادی، حسین و اکرم یارمحمدی (۱۳۸۲). بررسی عوامل موثر بر گزارشگری میان‌دوره-ای به موقع در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، مجله پیشرفت‌های حسابداری، ۱۹(۲): ۸۷-۹۹.
۴. ایزدی نیا، ناصر، فدوی، محمد حسن و امینی نیا، میثم (۱۳۹۳). بررسی تاثیر پیچیدگی حسابداری و شفافیت گزارشگری مالی شرکت بر تاخیر در ارائه گزارش حساب‌رسان، فصلنامه دانش حسابداری، ۵۴: ۸۷-۱۰۱.
۵. بنی‌مهد، بهمن، عربی، مهدی و شیوا حسن پور، (۱۳۹۵). پژوهش‌های تجربی و روش‌شناسی در حسابداری. تهران، انتشارات ترمه.
۶. برزیده، فرخ و معدنچی‌ها، مجتبی (۱۳۹۳). تأثیر تخصص موسسه حسابداری در صنعت بر تأخیر گزارش حسابداری، فصلنامه حسابداری: نظریه و عمل، ۱۱(۱): ۱-۱۹.

بررسی تاثیر پیچیدگی اطلاعات حسابداری بر تاخیر ارائه صورت‌های مالی حسابرسی شده و .../۱۱۳

۷. بهبهانی نیا، پریسا و معصومی، جواد (۱۳۹۵). نقش کیفیت حسابرسی بر کاهش عدم تقارن اطلاعاتی، مجله علمی - پژوهشی دانش حسابداری مالی، ۳(۴): ۹۳-۱۰۶.
۸. پورحیدری، امید، برهانی نژاد، سعیده و محمدرضاخانی، وحید (۱۳۹۴). بررسی تاثیر کیفیت حسابرسی بر به موقع بودن گزارش حسابرسی در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، دانش حسابرسی، ۱۴(۵۸): ۸۵-۱۰۴.
۹. حساس یگانه، یحیی و آذین فر، کاوه (۱۳۸۹). رابطه بین کیفیت حسابرسی و اندازه موسسه حسابرسی، فصلنامه بررسی های حسابداری و حسابرسی، پاییز ۱۳۸۹، ۱۷(۶۱): ۸۳-۹۶.
۱۰. درورده، محبوبه (۱۳۹۵). رابطه‌ی ویژگی های کمیته حسابرسی و تأخیر گزارش حسابرسی؛ پایان نامه‌ی کارشناسی ارشد حسابداری، دانشگاه آزاد اسلامی سبزوار.
۱۱. رضایی دولت آبادی، حسین، حیدری سلطان آبادی، حسن، بوستانی، حمیدرضا و کریمی سیمکانی، صادق (۱۳۹۳). بررسی عوامل تأثیرگذار بر تأخیر انتشار صورت های مالی سالانه حسابرسی شده شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، فصلنامه علمی پژوهشی حسابداری مالی، ۶(۲۱): ۵۱-۸۲.
۱۲. سرهنگی، حجت، ابراهیمی، سعید و اله یاری ابهری، حمید (۱۳۹۳). بررسی پیچیدگی گزارشگری مالی بر رفتار معاملاتی سرمایه گذاران در بازار سرمایه ایران، فصلنامه بورس اوراق بهادار، ۷(۲۷): ۵۹-۷۸.
۱۳. شباهنگ، رضا (۱۳۹۳). تئوری حسابداری (جلد دوم)، چاپ نهم، انتشارات سازمان حسابرسی، تهران.
۱۴. علوی طبری، سیدحسین و عارف منش، زهره (۱۳۹۲). بررسی رابطه بین تخصص صنعت حسابرسی و تاخیر در ارائه گزارش حسابرسی، فصلنامه دانش حسابداری، ۴(۱۴): ۷-۲۶.
۱۵. مجتهدزاده، ویدا و بابایی، زهرا (۱۳۹۱). تاثیر کیفیت حسابرسی مستقل بر مدیریت سود و هزینه سرمایه سهام، مجله علمی - پژوهشی دانش حسابداری مالی، ۲(۶): ۹-۲۸.
۱۶. مهدوی، غلامحسین و حسینی نیا، سمیه، (۱۳۹۴). بررسی اثربخشی کیفیت حسابرسی بر کاهش تأخیر در ارائه گزارش حسابرسی شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، مجله دانش حسابداری، ۶(۲۱): ۷-۳۰.
۱۷. مهدوی، غلامحسین و دهقانی سعدی، علی اصغر (۱۳۹۵). نقش میانجی گری تأخیر غیرعادی در ارائه گزارش حسابرسی در تبیین رابطه بین کیفیت سود و ارزش شرکت، مجله دانش حسابداری، ۷(۲۶): ۱۰۷-۱۳۰.
۱۸. مهربانی، حسین و غلامی جمکرانی، رضا (۱۳۹۶). بررسی تحلیلی پژوهش های انجام شده در زمینه حسابرسی در ایران، دانش حسابرسی، ۱۷(۶۶): ۲۱۷-۲۴۱.

۱۹. واعظ، سید علی، صدقیانی، بابک عابدی و وریا احمدی (۱۳۹۵). بررسی ارتباط بین برخی شاخص های کیفی حسابداری و ویژگی های شرکت با تأخیر در ارائه گزارش حسابداری، دانش حسابداری، ۱۶(۶۲): ۱۰۱-۱۲۰.
۲۰. هشی، عباس و مظاهری فرد، کمیل (۱۳۹۲). بررسی رابطه بین اندازه موسسه حسابداری و کیفیت حسابداری، فصلنامه تحقیقات حسابداری و حسابداری، ۹(۳۴): ۵۲-۷۱.

21. Advisory Committee on Improvements to Financial Reporting, Final Report of the Committee on Improvements to Financial Reporting to the United States Securities and Exchange Commission, Washington DC: SEC, 2008.

22. Alamoudi D, Kumar A (2017) Information System Complexity and Business Value, International Journal of Economics & Management Sciences : 400. doi: 10.4172/2162-6359.1000400.

23. Al-Sehali, M. & Spear, N. (2004). The decision relevance and timeliness of accounting earnings in Saudi Arabia", International Journal of Accounting, 39:197-217.

24. Ashton, R. H., Willingham, J. J., and Elliott, R. K. (1987). 'An empirical analysis of audit delay'. Journal of Accounting Research, 25(2), Autumn: 275-292.

25. Ashton Speier, I. Vessey, and J. S. Valacich, (1982). The Effects of Interruptions, Task Complexity, and Information Presentation on Computer-Supported Decision-Making Performance, Decision Sciences, vol. 34, no. 4:771-797.

26. Ball, R. , Robin, A. & Wu, J. (2000). Incentives versus standards :Properties of accounting income in four East Asian countries, and implications for acceptance of IAS, Working Paper, University of Rochester.

27. Bamber, E. M. et al. (1993). Audit structure and other determinants of audit report lag: an empirical analysis, Auditing: A Journal of Practice and Theory, 12(1), pp. 1-23.

28. Barbadillo, H.L Egolar., Ingram, R.W. and Reckers, M.J. (2002). Auditor client affiliation: the impact on «materiality» (a study of the effect of auditor rotation on materiality judgments). Journal of Accountancy: 60-63.

29. Basuony, M.A.K., Mohamed, E.K.A., Hussain, M.M and Marie, O.K. (2016). Board characteristics, ownership structure and audit report lag in the Middle East', Int. J. Corporate Governance, Vol. 7, No. 2, pp.180-205.

30. Boroner (2015). Self-optimising Production Systems, in Integrative Production Technology for High-Wage Countries, C. Brecher, Ed. Springer Heidelberg Dordrecht London New York: 697-986.

31. Bushman and N. Basoglu, (2004). Impact of Man-Machine Interaction Factors on Enterprise Resource Planning (ERP) Software Design in Portland International Conference on Management of Engineering and Technology, vol. 5: 2335-2341.

32. Carslaw, & Kaplan. (1991). Understanding and Supporting Decision Makers in Quality Management of Production Networks, in Advances in the Ergonomics

in Manufacturing. Managing the Enterprise of the Future, Proceedings of the 5th International Conference on Applied Human Factors and Ergonomics: 94–105.

33. Chambers, A. E. & Penman, S. H. (1984). Timeliness of reporting and stock price reaction to earning announcements, *Journal of Accounting Research*, 22: 21–47.

34. Chen, S., Miao, B. and Shevlin, T., (2015). A new measure of disclosure quality: The level of disaggregation of accounting data in annual reports. *Journal of Accounting Research*, 53(5): 1017-1054.

35. Choi, J. & Choe, C. (1998). Explanatory factors for trading volume responses to annual earnings announcements: Evidence from the Korean stock market", *Pacific-Basin Finance Journal*, 193: 6 – 212.

36. Cogilani & Marjan Mohed, (2013). Designing for Usability: Key Principles and what Designers Think, *Communications of the ACM*, vol. 28:300–311.

37. D'Souza, J., Ramesh, K. and Shen, M., (2010). Disclosure of GAAP line items in earnings announcements. *Review of Accounting Studies*, 15(1): 179-219.

38. Fairfield, P.M., Sweeney, R.J. and Yohn, T.L., (1996). Accounting classification and the predictive content of earnings. *Accounting Review*: 337-355.

39. Francis, Jere R & Gunn, Joshua L (2015). Industry Accounting Complexity and Earnings Properties Does Auditor Industry Expertise Matter?

40. Habib, A., Bhuiyan, M. and Borhan, U. (2011). Audit firm industry specialization and the audit report lag. *Journal of International Accounting, Auditing and Taxation*, 20: 32–44

41. Hoitash, R., and U. Hoitash. (2017). Measuring accounting reporting complexity with XBRL. *The Accounting Review* (forthcoming).

42. Hoitash, R., and U. Hoitash, Yezegel, A. (2017). The Effect of Accounting Reporting Complexity on Financial Analysts (forthcoming).

43. International Accounting Standards Board (2008), Reducing Complexity in Reporting Financial Instruments, available at: www.ifrs.org/.../Financial-Instruments.../DPReducingComplex.

44. Leventis A. Hod, and A. Shtub, (2005) "Impact of visualization type and contextual factors on performance with enterprise resource planning.

45. Leventis, S. & Caramanis, C. (2005). Determinants of audit time as a proxy of audit quality, *Managerial Auditing Journal*, 20:460-478.

46. Owusu-Ansah, S. (2000). Timeliness of corporate financial reporting in emerging capital markets: Empirical evidence from the Zimbabwe Stock Exchange. *Accounting and Business Research*, 30(3), 241–254.

47. Palmrose, Zoe-Vonna. (1986). Audit fees and auditor size: Further evidence. *Journal of Accounting Research*, Vol. 24,; 97-110.

48. Petersen. (2012). The Formatting of Alphanumeric Displays. A Review and Analysis *Human Factors*, vol. 25, no. 6: 657–682.

49. Plumlee and Yohn, (2012). Self-optimising Production Systems, in Integrative Production Technology for High-Wage Countries, C. Brecher, Ed. Springer Heidelberg Dordrecht London New York: 697–986.

50. Sloan, R. (1996). Do stock prices fully reflect information in accruals and cash flows about future earnings? *The Accounting Review* 71 (3): 289-315.

51. Venkatesh P, R Chiang (1986). Information Asymmetry and the Dealer's Bid-ask Spread: A Case Study of Earnings and Dividend announcements, *The Journal of Finance*; 41(5): 1089-1102.

بررسی تاثیر رقابت در بازار محصول بر خطر سقوط قیمت سهام

محمد رمضان احمدی*

استادیار، حسابداری، دانشگاه شهید چمران، اهواز، ایران

سید علی واعظ

استادیار، حسابداری، دانشگاه شهید چمران، اهواز، ایران

سید عزیز آرمن

استاد، اقتصاد، دانشگاه شهید چمران، اهواز، ایران

سید صابر درسه

دانشجوی دکتری، حسابداری، دانشگاه شهید چمران، اهواز، ایران

چکیده

یافته‌های تحقیقات نظری حاکی از آن است که رقابت در بازار محصول به عنوان یک مکانیزم خارجی راهبردی شرکتی خطر سقوط قیمت سهام را با کاهش هزینه‌ی نمایندگی، هم‌سویی منافع مدیران و سرمایه‌گذاران، کاهش تخلفات توسط مدیران، بهبود تصمیم‌گیری‌های عملیاتی و افزایش کیفیت گزارشگری، کاهش می‌دهند، بنابراین هدف این پژوهش، بررسی تأثیر معیارهای رقابت در بازار محصول بر خطر سقوط آتی قیمت سهام در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران است. معیارهای مورد بررسی شامل چهار شاخص رقابت در بازار محصول: شاخص هرفیندل_هیرشیمین، شاخص کیو توپین، شاخص لرنر و شاخص لرنر تعدیل شده است. بدین منظور چهار فرضیه برای بررسی این موضوع تدوین و داده‌های مربوط به ۹۹ شرکت بورس اوراق بهادار تهران برای دوره‌ی زمانی بین سال‌های ۱۳۸۴ تا ۱۳۹۴ مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفت. الگوی رگرسیون پژوهش با استفاده از روش داده‌های تابلویی با رویکرد اثرات ثابت بررسی و آزمون شده است. نتایج بدست آمده نشان داد از میان معیارهای انتخابی برای رقابت در بازار محصول شاخص هرفیندل_هیرشیمین و شاخص کیو توپین دارای رابطه مثبت و معناداری و شاخص لرنر و شاخص لرنر تعدیل شده است تأثیر منفی و معناداری بر خطر سقوط قیمت سهام دارد.

واژگان کلیدی: خطر سقوط قیمت سهام، شاخص کیو توپین، شاخص لرنر، شاخص لرنر تعدیل شده و شاخص هرفیندل_هیرشیمین.

* تاریخ دریافت مقاله: ۱۳۹۴/۱۲/۲۷ تاریخ پذیرش نهایی: ۱۳۹۶/۹/۱۱
نویسنده عهده‌دار مکاتبات: ahmadi_m@scu.ac.ir

۱- مقدمه

به دنبال تخصصی شدن فعالیت شرکت‌ها و در نتیجه تفکیک مدیریت از مالکیت آن‌ها، مدیران به عنوان نماینده سهامداران، شرکت را اداره می‌کنند. با برقراری رابطه نمایندگی به این صورت، هر یک از طرفین رابطه به دنبال حداکثر کردن منافع خود می‌باشند. از آنجا که تابع مطلوبیت طرفین درگیر در رابطه نمایندگی متفاوت است، بین آن‌ها تضاد منافع به وجود می‌آید. بنابراین این امکان وجود دارد که یکی از طرفین در راستای منافع شخصی خود، اقداماتی انجام دهد که با هدف به حداکثر رساندن منافع سایر گروه‌ها در تضاد باشد (فاما و جنسن^۱، ۱۹۸۳؛ ۳۰۲). یکی از بارزترین تعارض‌های موجود در روابط نمایندگی، تعارض بین مدیران و سهامداران شرکت است.

طیف وسیعی از انگیزه‌ها نظیر قراردادهای پاداش و مسائل مربوط به دوره تصدی وجود دارد که مدیران را تشویق می‌کند تا از افشای اطلاعات منفی خودداری کرده و آن‌ها را در داخل شرکت انباشت نمایند (کوتاری^۲ و همکاران، ۲۰۰۹؛ ۶۹). چنانچه مدیران برای یک دوره طولانی اقدام به نگهداری و انباشت اخبار بد در داخل شرکت کنند، بین قیمت ذاتی سهام شرکت و ارزش تعیین شده برای آن توسط سرمایه‌گذاران (ارزش بازار سهام)، یک شکاف بزرگ (حباب قیمتی سهام) ایجاد می‌شود. هنگامی که توده اخبار منفی انباشت شده به نقطه انفجار می‌رسد، به یکباره وارد بازار شده و به ترکیدن حباب‌های قیمتی و سقوط قیمت سهام می‌انجامد (هاتن^۳ و همکاران، ۲۰۰۹؛ ۷۰).

در صورت عدم وجود قرارداد بهینه مدیران می‌توانند از مزایای اطلاعاتی سوء استفاده کنند و به طور گسترده رفتارهای فرصت طلبانه به هزینه سهامداران بلندمدت داشته باشند، به طور کلی، چنین رفتاری ممکن است به دو طریق انجام شود: اجرای تصمیمات سرمایه‌گذاری به طور موقت با هدف ارزش‌گذاری، یا درگیر شدن در مدیریت سود برای حفظ حباب قیمت سهام. این فعالیت‌ها با این حال، ناپایدار هستند و در نهایت هنگامی که مهارت‌های واقعی آشکار شدند منجر به سقوط قابل توجه قیمت سهام می‌شوند (پنایاتس^۴ و همکاران، ۲۰۱۵؛ ۲). استدلال‌های اصلی علم اقتصاد بر این مبنا استوار است که رقابت در بازار محصولات، یک مکانیزم عالی برای تخصیص بهینه منابع تشکیل داده و دارای اثرهای انضباطی بر رفتار مدیران و بی‌کفایتی‌های آنان است (مارکایان و سانتالو^۵، ۲۰۱۰؛ ۴). سازگار با این دیدگاه ادبیات اخیر، نشان داده است که چطور مکانیزم‌های راهبری شرکتی مناسب زمانی که بازارها در خطر از بین رفتن یا از هم پاشیدن هستند، مورد نیاز هستند (گیروود و مولر^۶، ۲۰۰۸؛ ۳۱۳ و ۲۰۱۰؛ ۵۶۵). در غیر این صورت، در صورت نبود مکانیزم‌های راهبری شرکتی مناسب، تنها یک رقابت خوب است که بدون نیاز به کنترل، مدیران را برای حداکثر کردن ثروت سهامداران هدایت می‌کند (مارکایان و سانتالو، ۲۰۱۰؛ ۵). بخش قابل توجهی از ادبیات رقابت در بازار محصول به عنوان یک مکانیزم خارجی راهبری شرکتی، با نظم بخشیدن به سرمایه‌گذاری (مسیلس و همکاران^۷،

۲۰۰۷؛ ۱۸۵۲)، جلوگیری از مدیریت سود (زین و همکاران^۱، ۲۰۱۵؛ ۳) و بهبود محیط اطلاعاتی (آرمسترانگ^۲ و همکاران، ۲۰۱۲؛ ۱۸۷). به طور مؤثر می‌توانند از چنین تصمیمات نامطلوب مدیریتی جلوگیری کنند (گیرود و مولر، ۲۰۱۰؛ ۳۱۴؛ پنیاتس و همکاران، ۲۰۱۵؛ ۳). این یافته‌ها نشان می‌دهد که ایجاد راهبری شرکتی به طور مؤثر به کاهش رفتار فرصت طلبانه مدیریتی کمک می‌کند، از این رو آن‌ها باید با کاهش سقوط قیمت سهام شرکت نیز در ارتباط باشند (زین و همکاران، ۲۰۱۵؛ ۳). تاکنون تأثیر معیارهای رقابت در بازار محصول بر خطر سقوط قیمت سهام و شکست حساب قیمتی که ناشی از ارائه سودهای تصنعی و بدون نوسان باشد در جامعه آماری شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران بررسی نشده است. هم‌چنین، در کشورهای در حال توسعه مانند ایران که بازار سرمایه از کارایی چندانی برخوردار نیست و در پژوهش‌های زیادی از جمله صمدی و همکاران (۱۳۸۶؛ ۱۱۱) ناکارایی یا کارایی بسیار ضعیف آن تأیید شده، همواره خطر تشکیل حساب قیمتی و سقوط آتی قیمت سهام و تحمیل زیان‌های غیرعادی بر سرمایه‌گذاری وجود دارد و موجب بالا رفتن خطر سرمایه‌گذاری می‌شود، در نتیجه، در شرایطی که مسئولین اقتصادی در راستای کم کردن سهم دولت در تصدی اقتصادی و شکوفایی اقتصاد ملی سعی بر هدایت پس‌اندازهای عامه مردم (بخش خصوصی) به سمت بازار سرمایه دارند. انجام پژوهش در رابطه با تشکیل حساب قیمتی ضمن نوآوری بسیار مفید و کارگشاست. بنابراین، با توجه به اهمیت سرمایه‌گذاری و بازار سهام در سطح اقتصاد ملی، در این پژوهش تأثیر معیارهای رقابت در بازار محصول بر خطر سقوط قیمت سهام بررسی می‌شود. این ویژگی‌های با توجه به تأثیری که بر شفافیت محیط گزارشگری مالی، کاهش عدم تقارن اطلاعاتی و ارزش شرکت دارند، موجب تغییر در خطر سقوط آتی قیمت سهام می‌شوند. هدف اصلی این پژوهش بررسی تأثیر رقابت در بازار محصول بر خطر سقوط قیمت سهام می‌باشد. سؤال اساسی این پژوهش این است که آیا رقابت در بازار محصول به عنوان مکانیزم خارجی راهبری شرکتی می‌تواند خطر سقوط قیمت سهام را کاهش دهد. تفاوت این پژوهش با پژوهش‌های پیشین آن است که موضوع تأثیر رقابت در بازار محصول بر خطر سقوط قیمت سهام را از نقطه نظر راهبری شرکتی مورد مطالعه قرار می‌دهد. این موضوعی است که در پژوهش‌های پیشین به آن اشاره نشده است. مطالعات گذشته عمدتاً رابطه رقابت در بازار محصول را با کیفیت سود، مدیریت سود، اجتناب از مالیات، و ساختار سرمایه و... بررسی کرده‌اند. در ادامه پس از بررسی ادبیات پژوهش و بیان پیشینه نظری، فرضیه پژوهش مطرح می‌شود. در بخش بعد یافته‌های پژوهش توصیف و تفسیر می‌شوند و در بخش پایانی به نتیجه‌گیری و پیشنهادها پرداخته خواهد شد.

۲- مبانی نظری، ادبیات و فرضیه‌های پژوهش

۲-۱- مبانی نظری پژوهش

مدیران ممکن است خودخواهانه به دنبال شیوه‌های کوتاه‌مدتی باشند که برای سهامداران با دید بلندمدت بهینه نباشد (بیچک و استول^۱، ۱۹۹۷؛ ۷۲۰). بکر^{۱۱} و همکاران (۲۰۰۴؛ ۳) توضیح دادند که مدیران ممکن است انگیزه‌ای برای فراهم کردن تمایلات رایج و سرمایه‌گذاری در پروژه-های گران قیمت بازار داشته باشند. بنابراین، فرضیه عمومی وجود خواهد داشت که مدیران با سرمایه‌گذاری بیش از حد در دارایی‌های ثابت از عملکرد متورم شده در طول دوره پشتیبانی می‌کنند. در شرکت‌های دارای سود حسابی (متورم) اجاره و سرمایه‌گذاری بسیار بالا و همچنین اقلام تهیدی اختیاری و سرمایه‌گذاری این شرکت‌ها دارای ارتباط مثبتی با یکدیگر هستند (پولک و ساینز^{۱۲}، ۲۰۰۹؛ ۱۸۷). به طور کلی، زمانی که نرخ رشد واقعی مشخص می‌شود، این سیاست‌های سرمایه‌گذاری نامطلوب، فرصت‌های سرمایه‌گذاری قوی در کوتاه‌مدت را طرح‌ریزی می‌کنند و منجر به کمبود سرمایه و سقوط قیمت سهام می‌شود (بن ملیچ^{۱۳} و همکاران، ۲۰۱۰؛ ۱۷۷).

هم‌چنین مدیران می‌توانند برای حمایت از تظاهر به فرصت‌های رشد قوی، اطلاعات مالی را دستکاری کنند، و درگیر عمل شناخته شده مدیریت سود شوند (پنایاتس و همکاران، ۲۰۱۵؛ ۳). کوتاری و همکاران (۲۰۰۹؛ ۲۴۳). استدلال می‌کنند که مدیران انگیزه‌هایی برای پنهان سازی اطلاعات منفی از بازار به دلایل مالی، از جمله شغلی و جبران خسارت‌های شرکت دارند. به طور مشابه بل (۲۰۰۹؛ ۲۷۹) نشان می‌دهند که هم‌چنین مدیران ممکن است به دلایل غیرمالی از جمله ایجاد حاکمیت و نگهداری عزت نفس انگیزه‌ای برای خودداری از ارائه اخبار بد داشته باشند. احتکار اخبار بد برای مدت زمان طولانی با این حال غیرقابل تحمل است (بلک و لیو، ۲۰۰۷؛ ۷۲۱؛ کوتاری و همکاران، ۲۰۰۹؛ ۲۴۳). در برخی از نقاط اطلاعاتی که تاکنون پنهان بودند به یکباره وارد بازار شده و منجر به سقوط قیمت سهام می‌شود (جنسن، ۱۹۸۶؛ ۳۲۴؛ هاتن و همکاران، ۲۰۰۹؛ ۲۴۳).

چنین رفتارهای فرصت طلبانه مدیریتی ممکن است به وسیله عدم تقارن اطلاعاتی که بین مدیران و سهامداران وجود داشته ایجاد شود. در واقع رسوایی‌های مختلف مالی نشان می‌دهد که عواقب چنین مشکلات نمایندگی می‌توان شدید باشد (به عنوان مثال انرون). بخش قابل توجهی از ادبیات نشان می‌دهد که شرکت‌های با رقابت بازار محصول قوی با پل زدن شکاف اطلاعاتی بین سهامداران و مدیران منجر به کاهش چنین مشکلات نمایندگی می‌شوند (گوادلوپ و پرز^{۱۴}، ۲۰۱۲؛ ۵). علاوه بر این، رقابت در بازار محصول تصمیمات سرمایه‌گذاری نامطلوب را نیز محدود می‌کند. در نهایت، برخی از مطالعات نشان دادند که رقابت قوی در بازار محصول شیوه‌های مدیریت سود را کاهش می‌دهد (داتا^{۱۵} و همکاران، ۲۰۱۲؛ ۴) در حالی که دیگران نتایج نسبتاً

ترکیبی و یا ارتباطی را پیدا کردند (زین و همکاران، ۲۰۱۵؛ ۵). بنابراین، هدف این پژوهش بررسی تأثیر شاخص‌های رقابت در بازار محصول بر خطر سقوط قیمت سهام می‌باشد.

۲-۲- رقابت در بازار محصول و تأثیر آن بر خطر سقوط قیمت سهام

شلیفر و ویشنی^{۱۶} (۱۹۷۷؛ ۷۴۰) ادعا می‌کنند که، رقابت در بازار محصول، به احتمال بسیار زیاد قوی‌ترین نیرویی است که اقتصاد را در جهان به سمت کارایی هدایت می‌کند. رقابت یکی از محوری‌ترین و مهم‌ترین مفاهیم اقتصادی است. در جهان امروز، پدیده «رقابت» به‌عنوان یک پدیده ذاتی در فعالیت‌های مالی و بازرگانی به‌ظهور رسیده است و در عرصه فعالیت‌های اقتصادی یکی از عوامل مهم و تعیین‌کننده در سرنوشت سازمان‌ها و مؤسسات تجاری است.

هم‌چنین بگسو و بتگنیس^{۱۷} (۲۰۰۷؛ ۲۹۰) ادعا می‌کنند که رقابت بازار محصول معیار کلیدی برای ارزیابی درجه موفقیت کشورها، صنایع و بنگاه‌ها در میدان‌های رقابتی سیاسی، اقتصادی و تجاری به حساب می‌آید؛ بدین معنی که هر کشور، صنعت یا بنگاهی که از توان رقابتی بالایی در بازارهای رقابتی برخوردار باشد، می‌توان گفت که از رقابت‌پذیری بالاتری برخوردار می‌باشد. بنابراین، شرکت‌ها متناسب با میزان رقابتی که در صنعت مورد فعالیتشان وجود دارد، ویژگی‌های رفتاری از خود نشان می‌دهند. بدین صورت که رقابت باعث به‌وجود آمدن راهبری شرکتی قوی و کاهش مشکلات نمایندگی بین مدیران و سهامداران می‌شود. از طرفی زیاد بودن میزان رقابت در بازار محصول، باعث کاهش عدم تقارن اطلاعاتی و هزینه‌های کنترلی می‌شود.

پژوهشگران در ادبیات اقتصادی استدلال می‌کنند که رقابت شدید در بازار محصولات، باعث ایجاد انگیزه در مدیران برای رفتار کارا می‌شود (آلن و گیل^{۱۸}، ۲۰۰۰؛ ۸۲۶). یکی از دلایل اصلی این استدلال این است که نیروهای انضباط و نظم‌دهنده رقابت به سرعت در حال حذف مدیران ناکارآمد از بازار هستند. این ایده قدیمی به‌وسیله آدم اسمیت در کتاب «ثروت ملت‌ها» بیان شده است. وی بیان می‌کند که «انحصار ... دشمنی بزرگ برای مدیریت خوب است». در طول چند دهه گذشته، برخی از پژوهش‌ها نظری (هلسم، ۱۹۸۲؛ ۳۲۸؛ جنسن، ۱۹۸۶؛ ۳۲۶؛ اسچاردستین، ۱۹۸۴؛ اسچیمیدت، ۱۹۹۷؛ ۱۹۵؛ آگیون و همکاران، ۱۹۹۹؛ ۸۳۲۰ و هی، ۲۰۱۲؛ ۸۸۲) نیز سعی کرده‌اند که خط‌مشی‌های بالقوه‌ای را به صورت رسمی مطرح کنند که رقابت می‌تواند در انگیزه مدیران اثر داشته باشد. آلن و گیل (۲۰۰۰؛ ۸۲۸) نتیجه‌گیری می‌کنند که رقابت در بین شرکت‌ها یک مکانیزم مؤثرتر راهبری شرکتی نسبت به نظارت به‌وسیله نهادهای رسمی و بازار برای کنترل شرکت‌هاست. هم‌چنین (هلسم، ۱۹۸۲؛ ۳۲۸؛ نالیوف و استی گلیتز، ۱۹۸۳؛ ۲۳ و شلیفر، ۱۹۸۵؛ ۳۲۳). استدلال می‌کنند که، رقابت در بازار محصول به کاهش عدم تقارن اطلاعاتی و هزینه‌های نظارت، به‌وسیله ایجاد فرصت‌های مهم برای سرمایه‌گذاران در

خصوص مبنای عملکرد یک شرکت، برای عملکرد رقابتی آن می‌انجامد. بنابراین بر اساس این استدلال، رقابت در بازار محصول می‌تواند منجر کاهش خطر سقوط قیمت سهام به وسیله کاهش احتمال بیش سرمایه‌گذاری و ناتوانی مدیریت شود. در مجموع مدل پیامد پیش‌بینی می‌کند که بین سطح تمرکز صنایع (رقابت در بازار محصول) و خطر سقوط قیمت سهام شرکت‌ها رابطه منفی وجود دارد.

نتایج مطالعات گذشته نشان داده است، که رقابت در بازار محصول می‌تواند به عنوان یک مکانیزم راهبری شرکتی برای کاهش مشکلات نمایندگی بین مدیران و سرمایه‌گذاران عمل کنند. زیرا مدیران شرکت‌ها در صنایع رقابتی، برای حفظ موقعیت خود و جلوگیری از انحلال، به کار سخت-تر، جلوگیری از اتلاف منابع شرکت در پروژه‌ها بی‌فایده، و سرمایه‌گذاری کمتر در فعالیت‌های فاقد ارزش افزوده، سوق پیدا می‌کند تا از این طریق ارزش شرکت را حداکثر کند (وانگ، ۲۰۱۰؛ ۵). بنابراین، رقابت بازار با هماهنگ نمودن منافع بین مدیران و سهامداران کمک می‌کند. تا نقش راهبری شرکتی‌ها و آثار آن به عنوان یک مکانیزم مؤثر برای کاهش مشکلات نمایندگی بین سهامداران و مدیران است. شرکت‌های که درگیر مشکلات نمایندگی هستند کمتر احتمال دارد که درگیر مدیریت سود فرصت‌طلبانه شوند و عمل تقلب در این صنایع به دلیل وجود مکانیزم بازار به ندرت پیش می‌آید (ماکیوکایت و پارک^{۱۹}، ۲۰۱۰؛ ۸). از این رو وجود رقابت قوی در بازار محصول، عدم شفافیت اطلاعات مالی و عدم تقارن اطلاعاتی مالی را کاهش می‌دهد که این موضوع به نوبه خود به افزایش کیفیت افشای اطلاعات و در نتیجه کاهش خطر سقوط قیمت سهام منجر می‌شود.

علاوه بر استدلال‌های سنتی ارائه شده در بالا، اظهارات دیگری در ادبیات وجود دارد که ممکن است رقابت قوی در بازار محصول از طریق آن‌ها بتوانند خطر سقوط آتی قیمت سهام را تحت تأثیر قرار دهند: رقابت قوی در بازار محصول می‌تواند خطر سقوط را با کاهش اختلاف نظر در میان سرمایه‌گذاران کاهش دهند (زین و همکاران، ۲۰۱۵؛ ۴). هنگ و استین (۲۰۰۳؛ ۴۸۹) و هاتن و همکاران (۲۰۰۹؛ ۶۹) نشان می‌دهند که خطر سقوط آتی قیمت سهام می‌تواند از اختلاف نظر در میان سرمایه‌گذاران منجر شود. با وجود سطح بالایی از اختلاف نظر، ممکن است قیمت سهام حتی در غیاب هرگونه اطلاعات اساسی جدید تغییر کند (پورتر، ۱۹۹۲؛ ۶). تغییر قیمت، به ویژه هنگامی که یک واکنش منفی باشد، یک واکنش از سرمایه‌گذاران ناآگاه می‌تواند منجر به تغییرات اضافی قیمت و در نتیجه خطر سقوط قیمت سهام ایجاد شود. به طور کلی، رقابت شدید بازار محصول می‌تواند چنین تأثیراتی را با کاهش اختلاف نظر میان سرمایه‌گذاران کاهش دهند. در مجموع، بحث قبلی نشان می‌دهد که رابطه‌ای منفی میان رقابت در بازار محصول و خطرات سقوط قیمت سهام وجود دارد (زین و همکاران، ۲۰۱۵؛ ۵).

به طور کلی، در ارتباط با تأثیر رقابت در بازار محصول بر خطر سقوط قیمت سهام استدلال می‌شود که رقابت در بازار به عنوان یک مکانیزم خارجی راهبردی شرکتی سبب کاهش هزینه‌ی نمایندگی و هم‌سویی منافع مدیران و سرمایه‌گذاران، کاهش تخلفات توسط مدیران، بهبود تصمیم‌گیری‌های عملیاتی و افزایش کیفیت گزارشگری مالی شده که در این حالت خطر سقوط آتی قیمت سهام کاهش می‌یابد، اما در صورت ضعیف بودن رقابت بازار محصول (انحصاری بودن بازار محصولات شرکت) سبب افزایش مسائل و مشکلات نمایندگی ناشی از تضاد منافع مدیر و سرمایه‌گذار می‌شود. از این رو، شرکت‌هایی که بازارها و صنایع انحصاری فعالیت می‌کنند، محیط اطلاعاتی مبهم‌تری دارند و در نتیجه عدم تقارن اطلاعاتی بین مدیران و سرمایه‌گذاران در این گونه شرکت‌ها بیش‌تر است. به بیان دیگر، این امکان وجود دارد که مدیریت با استفاده از ضعف کنترل داخلی، سود را مدیریت کرده و از منافع سهامداران به نفع خود استفاده کند و ارزش شرکت را کاهش دهد. در نتیجه، سبب افزایش خطر سقوط آتی قیمت سهام می‌شود؛ و از سوی دیگر، نقش نظارتی رقابت در بازار محصول سبب افزایش کیفیت راهبردی شرکتی می‌شود که در نهایت افزایش کیفیت سود و کیفیت گزارشگری مالی را به دنبال دارد. افزایش کیفیت سود و کیفیت گزارشگری مالی سبب شفافیت بیشتر محیط اطلاعاتی و کاهش عدم تقارن اطلاعاتی در ارتباط با سهام شرکت در بازار می‌شود (تاو، ۲۰۱۲؛ ۴-۶)؛ و در نهایت موجب کاهش خطر سقوط آتی قیمت سهام می‌شود.

همچنین در خصوص تأثیر برخی از متغیرهای کنترلی از جمله عدم شفافیت اطلاعات مالی می‌توان بیان نمود که در شرایط نبود شفافیت کامل در گزارشگری مالی (اقدام به مدیریت سود)، مدیران انگیزه دارند برای حفظ شغل خود، بخشی از زیان‌ها را پنهان کنند. این فرایند؛ یعنی افشا نکردن زیان‌های واقعی تا زمان حضور مدیر در شرکت ادامه می‌یابد و پس از ترک شرکت توسط مدیر، حجم عظیمی از زیان‌های افشا نشده وارد بازار شده و به سقوط قیمت سهام منجر می‌شود. علاوه بر این در یک محیط گزارشگری غیر شفاف، سرمایه‌گذاران قادر به شناسایی و کشف پروژه‌های زیان‌ده شرکت نیستند. ناتوانی سرمایه‌گذاران در تمایز بین پروژه‌های سودده و زیان‌ده در مراحل اولیه آن باعث می‌شود که پروژه‌های زیان‌ده ادامه یابد و با گذر زمان زیان آن‌ها افزایش یابد. بازده منفی این نوع پروژه‌ها در طول زمان در داخل شرکت انباشت می‌شود و هنگامی که اطلاعات مربوط به آن‌ها افشا می‌شود، قیمت سهام به شدت کاهش پیدا خواهد کرد (هاتن و همکاران، ۲۰۰۹؛ ۶۹). بنابراین، چنانچه مدیران بتوانند برای مدت زمان طولانی از افشای اخبار بد خود داری کنند، اخبار منفی در داخل شرکت انباشت می‌شود. از سوی دیگر حجم اخبار بدی که مدیران می‌توانند انباشت کنند، محدود است. علت این موضوع آن است که وقتی که حجم اخبار منفی انباشت شده به آستانه معینی می‌رسد، نگهداری و عدم افشای آن برای

مدت زمان طولانی غیر ممکن و پرهزینه خواهد شد در نتیجه توده اخبار نامطلوب پس از رسیدن به نقطه اوج خود به یکباره وارد بازار شده و موجب افت شدید بازده سهام یا سقوط قیمت سهام می‌شود (هاتن و همکاران، ۲۰۰۹؛ ۶۹).

۳-۲- پیشینه پژوهش

هانگ و استین (۲۰۰۳) در رابطه با خطر سقوط قیمت سهام به این رابطه پرداختند که ناهمگنی رفتارهای سرمایه‌گذاران خود دلیلی برای سرعت بخشیدن به سقوط قیمت سهام است. یافته‌های آن‌ها نشان داد اگر تفاوت نظر در رفتار سرمایه‌گذاران زیاد باشد سرمایه‌گذاران تند رو با شنیدن کوچک‌ترین اخبار بد نامطلوب به فروش سریع سهام خود مبادرت می‌ورزند، همچنین سعی می‌کنند هر چه سریع‌تر از بازار خارج شوند که این حرکت در نهایت به سقوط قیمت سهام منجر می‌شود. به علاوه آن‌ها اثبات کردند اخبار نهایی انباشته شده در شرکت در زمان تنزل بازار تمایل بیشتری به آشکار شدن پیدا می‌کنند که نتیجه آن تعدیل شدید و منفی بازده سهام است.

جین و مایرز (۲۰۰۶) مدلی را گسترش دادند که بیان می‌نمود، عدم شفافیت اطلاعات به مدیران فرصت بیشتری برای پوشاندن اخبار بد از ذینفعان شرکت می‌دهد؛ و در نهایت زمانی که این اخبار بد انباشته شده در شرکت انتشار پیدا کند. باعث ایجاد یک تعدیل منفی و شدید در بازده سهام یا همان سقوط قیمت سهام می‌شود.

کارونا (۲۰۰۷) در پژوهشی نشان داد که شرکت‌های فعال در صنایع رقابتی از ساختار راهبری شرکتی بهتری برخوردارند. همچنین به این نتیجه رسید که مدیران در صنایع رقابتی از قدرت زیادی برای تصمیم‌گیری در خصوص استراتژی شرکت برخوردارند و در نتیجه، نظارت بیشتری بر فعالیت این مدیران صورت می‌گیرد.

کوتاری و همکاران (۲۰۰۹) شواهدی را فراهم کردند که نشان داد مدیران تمایل دارند که انتشار اخبار بد برای سرمایه‌گذاران خارجی را به تأخیر بیاورند. تمایل مدیریتی به سمت مخفی نگه داشتن اخبار بد از سرمایه‌گذاران خارجی خطر کاهش قیمت سهام و بازده منفی را ایجاد می‌نماید.

گوادلوپ و پرز (۲۰۱۰) در پژوهشی به این نتیجه رسیدند که هر اندازه سطح رقابت در صنعت بیشتر باشد، سطح راهبری شرکتی بهبود خواهد یافت. تأثیر رقابت بر راهبری شرکتی ناشی از بهبود شفافیت اطلاعات و ترس از ورشکستگی است.

ماکیوکایت و پارک (۲۰۰۹) با بررسی اوراق بهادار تجدید ارائه شده استفورد بیان کردند که رقابت در بازار محصول باعث کاهش عدم تقارن اطلاعاتی بین مدیران و سهامداران شده و دقت و صحت گزارش‌های مالی را به طور مؤثر بهبود می‌یابد. شرکت‌ها در صنایع رقابتی کمتر احتمال دارد به گزارش درآمد گمراه کننده پرداخته و احتمال بیشتری برای گزارش مالی آموزنده وجود

داد. چو و همکاران (۲۰۱۱)، به بررسی رابطه بین رقابت در بازار محصول و راهبری شرکتی پرداختند، آن‌ها در این بررسی که شرکت‌ها در صنایع قابل رقابت یا با قدرت بازار ضعیف مایل هستند ساختار حاکمیت شرکتی ضعیف داشته باشند. هم‌چنین آن‌ها نشان دادند که کیفیت راهبری شرکتی فقط زمانی که رقابت در بازار محصول ضعیف است تأثیر معناداری بر روی عملکرد مالی دارد. میچلی^{۲۰} و همکاران (۲۰۱۲)، رابطه بین رقابت در بازار محصول و تضاد نمایندگی را مورد بررسی قرار دادند، نتایج آن‌ها نشان داد که رقابت در بازار محصول، هزینه نمایندگی را کاهش می‌دهد. آن‌ها هم‌چنین نشان دادند، شرکت‌هایی که در صنایع به میزان رقابت پایین فعالیت می‌کنند نسبت به شرکت‌های موجود در صنایع با میزان رقابت بالا کارایی کمتری دارند.

زین و همکاران (۲۰۱۵) در پژوهشی به بررسی تأثیر ساختار رقابت در بازار محصول و مزیت رقابتی پرداختند. نتایج آن‌ها حاکی از این است که شاخص هرفیندل_هیرشیمن، تأثیر مثبت معنادار و شاخص لرنر، شاخص لرنر تعدیل شده و اندازه بیش از حد تأثیر منفی معناداری بر خطر سقوط قیمت سهام دارند.

پنایاتس و همکاران (۲۰۱۵) در پژوهشی با عنوان راهبری شرکتی و خطر سقوط قیمت سهام به بررسی رابطه بین معیارهای راهبری شرکتی و خطر سقوط قیمت سهام پرداختند. نتایج پژوهش آن‌ها حاکی از این است که بین مالکیت نهادی و درصدی از مدیران که سهام سازگار نگهداری می‌کنند و خطر سقوط قیمت سهام رابطه مثبتی وجود دارد. با این دیدگاه که نهادها و مدیران با مالکیت نهادی سهام مدیریت را برای عملکرد کوتاه‌مدت تحت فشار قرار می‌دهند. علاوه بر این عدم شفافیت در اطلاعات مالی با خطر سقوط قیمت سهام رابطه مستقیمی دارد. آن‌ها هم‌چنین نشان دادند بین درصد مدیران مستقل در کمیته حسابرسی و تخصص صنعت حسابرسی و خطر سقوط قیمت سهام رابطه معکوسی وجود دارد.

فروغی و همکاران (۱۳۹۰) در پژوهشی، به بررسی ارتباط بین محافظه‌کاری شرطی در گزارشگری مالی و خطر سقوط آتی قیمت سهام پرداختند. نتایج آن‌ها حاکی از این است که بین محافظه‌کاری شرطی و ریسک سقوط آتی قیمت سهام، رابطه‌ی معکوس وجود دارد. هم‌چنین نتایج این پژوهش، نشان می‌دهد که در شرایطی که بین مدیران و سرمایه‌گذاران عدم تقارن اطلاعاتی وجود دارد، توانایی محافظه‌کاری شرطی جهت کاهش ریسک سقوط آتی قیمت سهام بیشتر است.

احمد پور و همکاران (۱۳۹۳) در پژوهشی به بررسی تأثیر ویژگی‌های شرکت و بر ریسک سقوط قیمت سهام پرداختند. نتایج آن‌ها حاکی از آن است که متغیرهای بازده دارایی، اندازه شرکت، نسبت ارزش بازار به دفتری حقوق صاحبان سهام و نسبت کیوتوبین دارای رابطه منفی و معنادار

با خطر سقوط قیمت سهام دارند. همچنین نتایج آن‌ها نشان که متغیرهای بازده حقوق صاحبان سهام و اهرم مالی رابطه معناداری با خطر سقوط قیمت سهام ندارند. رمضان احمدی و همکاران (۱۳۹۴) در پژوهشی به بررسی تأثیر اندازه موسسه حسابرسی و اظهارنظر حسابرس بر خطر سقوط آتی قیمت سهام پرداختند. نتایج آن‌ها حاکی از آن بود که، متغیرهای اظهارنظر تعدیل شده و عدم شفافیت اطلاعات مالی دارای تأثیر مثبت و معناداری و متغیر اندازه موسسه حسابرسی دارای تأثیر منفی و معناداری بر خطر سقوط آتی قیمت سهام در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران دارند.

۴-۲- فرضیه‌های تحقیق

با توجه به مبانی نظری مطرح شده فرضیه‌های پژوهش به صورت زیر بیان می‌شود؛ در این پژوهش برای اندازه‌گیری رقابت در بازار محصول از چهار شاخص شامل معیار شاخص هرفیندل_هرشیمین و شاخص کیو توبین (این دو شاخص به عنوان معیار معکوس رقابت در بازار محصول)، شاخص لرنر و شاخص لرنر تعدیل شده (این دو شاخص به عنوان معیار مثبت رقابت در بازار محصول) مطابق پژوهش زین و همکاران (۲۰۱۵) استفاده نموده‌ایم که در قالب چهار فرضیه به شرح زیر بیان می‌شوند.

- فرضیه اول: شاخص هرفیندل_هرشیمین تأثیر مثبت معناداری بر خطر سقوط قیمت سهام دارد.
- فرضیه دوم: شاخص کیو توبین تأثیر مثبت معناداری بر خطر سقوط قیمت سهام دارد.
- فرضیه سوم: شاخص لرنر تأثیر منفی معناداری بر خطر سقوط قیمت سهام دارد.
- فرضیه چهارم: شاخص لرنر تعدیل شده تأثیر منفی معناداری بر خطر سقوط قیمت سهام دارد.

۳- روش پژوهش

۳-۱- تجزیه و تحلیل اطلاعات

در بخش آمار توصیفی، تجزیه و تحلیل داده‌ها با استفاده از شاخص‌های مرکزی همچون میانگین و میانه و شاخص‌های پراکندگی مانند انحراف معیار انجام شده است. همچنین، برای آزمون فرضیه‌ها از الگوی رگرسیون تابلویی با اثرات ثابت استفاده شده است. برای انتخاب از بین روش‌های الگوهای رگرسیونی ترکیبی و الگوی داده‌های تابلویی از آزمون F لیمر استفاده می‌شود. اگر در آزمون F لیمر روش داده‌های تلفیقی انتخاب شود، کار تمام است اما اگر روش داده‌های تابلویی انتخاب شود لازم است تا آزمون هاسمن نیز انجام شود. از آزمون هاسمن برای تعیین استفاده از الگوی اثرات ثابت در مقابل الگوی اثرات تصادفی استفاده می‌شود (افلاطونی، ۱۳۹۲).

به دلیل اینکه نتایج حاصل از این پژوهش می‌تواند در فرایند تصمیم‌گیری استفاده شود، این پژوهش از لحاظ هدف کاربردی است. همچنین، این پژوهش از لحاظ ماهیت، توصیفی-همبستگی است، زیرا در این نوع پژوهش‌ها پژوهشگر به دنبال ارزیابی ارتباط بین دو یا چند متغیر است. در این پژوهش به منظور تجزیه و تحلیل داده‌ها و استخراج نتایج پژوهش از نرم افزار Excel 2010 و Eviews 8 استفاده شده است. همچنین، سطح اطمینان مورد استفاده برای آزمون فرضیه‌ها و بررسی فروض کلاسیک رگرسیون ۹۵ درصد است. برای برآورد پارامترهای مدل‌های رگرسیون، آزمون فروض کلاسیک از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. از جمله مهم‌ترین این فروض فرض‌های مربوط به خود همبستگی و عدم ناهمسانی واریانس بین باقیمانده‌های مدل است. به منظور تشخیص وجود خود همبستگی بین باقیمانده‌ها، از آزمون دوربین واتسون (DW) استفاده شد. مقدار این آماره برای مدل‌های پژوهش، نشان دهنده‌ی نبود خود همبستگی بین باقیمانده‌هاست. در خصوص بررسی هم‌خطی نیز قابل ذکر است که با اینکه استفاده از داده‌های ترکیبی خود یکی از روش‌های جلوگیری از بروز هم‌خطی است، اما برای بررسی وجود احتمالی هم‌خطی از روش تورم واریانس (vif) استفاده شد.

۲-۳ جامعه آماری و روش نمونه‌گیری

جامعه آماری این پژوهش شامل شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در قلمرو زمانی سال ۱۳۷۹ تا ۱۳۹۴ می‌باشد. نمونه‌گیری براساس حداکثر داده‌های موجود برای شرکت‌هایی است که دارای شرایط زیر باشند:

به منظور قابل مقایسه بودن اطلاعات، پایان سال مالی ۲۹ اسفند باشد.

به منظور همگن بودن اطلاعات، فعالیت آن‌ها تولیدی باشد.

معاملات سهام آن‌ها طی دوره پژوهش بیش از سه ماه در بورس اوراق بهادار تهران متوقف نشده باشد.

اطلاعات مربوط به متغیرهای انتخاب شده در این پژوهش در دسترس باشد.

با اعمال شرایط مذکور از بین شرکت‌های پذیرفته در بورس اوراق بهادار تهران، تعداد ۹۹ شرکت به عنوان نمونه آماری این پژوهش انتخاب شدند.

۳-۳-۳ مدل پژوهش

با توجه به چارچوب نظری و پیشینه پژوهش، مدل پژوهش از نوع رگرسیون چند متغیره است. بنابراین، مدل (۱) برای انجام آزمون فرضیه‌ها انتخاب شده است (زین و همکاران، ۲۰۱۵).

$$NCSKEW_{i,t} = \alpha_0 + \beta_1 HHI_{i,t-1} + \beta_2 QN_{i,t-1} + \beta_3 LI_{i,t-1} + \beta_4 TI_{i,t-1} + \beta_5 OPAQUE_{i,t-1} + \beta_6 DTURN_{i,t-1} + \beta_7 STD_{i,t-1} + \beta_8 RET_{i,t-1} + \beta_9 Size_{i,t-1} + \beta_{10} ROA_{i,t-1} + \beta_{11} MTB_{i,t-1} + \beta_{12} Leverage_{i,t-1} + \beta_{13} CRASH_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

متغیرهای مدل در نگاره (۱) تعریف شدند.

نگاره ۱: تعریف متغیرهای الگو

متغیر مورد بررسی	نماد
چولگی منفی بازده ماهانه سهام	<i>NCSKEW</i>
شاخص هرفیندال هیرشمن	<i>HHI</i>
شاخص کیو توپین	<i>QN</i>
شاخص لرنر	<i>LI</i>
شاخص لرنر تعدیل شده	<i>TI</i>
عدم تجانس سرمایه‌گذاران	<i>DTURN</i>
انحراف معیار بازده ماهانه سهام	<i>STD</i>
میانگین بازده ماهانه سهام	<i>RET</i>
اندازه شرکت	<i>Size</i>
نسبت ارزش بازار به دفتری حقوق صاحبان سهام	<i>MTB</i>
نسبت اهرمی	<i>Leverage</i>
شاخص سودآوری	<i>ROE</i>
اندازه شرکت	<i>OPAQUE</i>
چولگی منفی بازده سهام سال قبل	<i>CRASH</i>

۱-۳-۳- متغیرهای پژوهش

متغیرهای این پژوهش مشتمل بر سه دسته متغیر مستقل، متغیر وابسته و متغیر کنترلی به شرح زیر است:

۱-۳-۱-۱- متغیرهای مستقل

رقابت در بازار محصول

با توجه به هدف و سؤال پژوهش، رقابت در بازار محصولات به عنوان متغیر مستقل در نظر گرفته شده است. در این پژوهش از چهار شاخص هرفیندال-هیرشمن، Q توپین، شاخص لرنر و شاخص لرنر تعدیل شده به عنوان معیار اندازه‌گیری رقابت در بازار محصول استفاده شده است. نحوه محاسبه هر یک از شاخص‌های مورد استفاده در خصوص اندازه‌گیری شدت رقابت در بازار محصول به شرح زیر است:

شاخص هرفیندال هیرشمن (HHI)

رقابت در بازار محصول بر اساس شاخص هرفیندال هیرشمن اندازه‌گیری شده است که در تحقیقات گیروود و مولر (۲۰۰۱)، گاستا و ورونی (۲۰۱۲) مورد استفاده قرار گرفته است. لازم به

ذکر است که شاخص مذکور میزان رقابت پذیری را در صنایع مختلف محاسبه کرده و به صورت رابطه (۱) تعریف می‌شود:

$$herfindahl - Hirschman\text{Indx}(HHI) = \sum_{i=1}^n \left(\frac{S_i}{S}\right)^2 \quad (۱)$$

S_i درآمد فروش شرکت i

S_i مجموع درآمد فروش شرکت‌های موجود در صنعتی که شرکت i در آن فعالیت می‌کند
 n تعداد شرکت‌های موجود در صنعت

شاخص هرfindahl هیرشمن میزان تمرکز صنعت را اندازه‌گیری می‌کند. هر چه این شاخص بزرگ‌تر باشد، میزان تمرکز بیشتر بوده و رقابت کمتری در صنعت وجود دارد و بالعکس (گاستا و ورونی، ۲۰۱۲).

شاخص Q توپین (QN)

در بازارهای با رقابت کامل، نسبت Q توپین تمامی شرکت‌ها برابر با یک خواهد بود. انتظار بر این است که شرکت‌های دارای نسبت Q توپین بیشتر از یک، از مزیت رقابتی آن‌ها کاسته شود. یعنی هرچه این شاخص بیشتر باشد، بیانگر تمرکز بیشتر و رقابت کمتر در صنعت است و برعکس (ستایش و کارگرفرد، ۱۳۹۱). این شاخص به شرح رابطه (۲) محاسبه می‌شود.

$$Q_i = \frac{MTB + TDEBT}{TASSET} \quad (۲)$$

که در نسبت بالا Q_i نشان دهنده نسبت Q توپین، MTB نشان دهنده ارزش بازار کل سهام شرکت، Tdebt نشان دهنده ارزش دفتری کل بدهی‌های شرکت و Tasset نشان دهنده ارزش دفتری کل دارایی‌های شرکت است.

شاخص لرنر (LI)

شاخص لرنر برابر است با قیمت محصولات شرکت منهای هزینه‌های نهایی تولید. این شاخص به صورت مستقیم نشان‌دهنده ویژگی قدرت بازار، یعنی توانایی شرکت برای منظور کردن قیمتی بیشتر از هزینه نهایی است. چالش پیش‌روی استفاده از شاخص لرنر در پژوهش‌های تجربی این است که هزینه‌های نهایی قابل مشاهده نیستند. بنابراین، معمولاً پژوهشگران شاخص لرنر را به وسیله حاشیه قیمت - هزینه تخمین می‌زنند (بوث و ژو، ۲۰۰۹). به پیروی از گاسپر و ماسا (۲۰۰۶)، کال و لون (۲۰۱۱) و بوث و ژو (۲۰۰۹)، شاخص لرنر بر حسب سود عملیاتی تقسیم بر فروش تعریف می‌شود. این شاخص با استفاده از رابطه (۳) به صورت تقریبی برآورد می‌شود.

$$LI = \frac{Sale - Coge - SG\&A}{Sale} \quad (۳)$$

که در رابطه (۳) LI نشان‌دهنده شاخص لرنر، Sale نشان‌دهنده فروش، Cogs نشان‌دهنده بهای تمام شده کالای فروش رفته و SG & A نشان‌دهنده هزینه‌های عمومی، اداری و فروش است. میزان بالاتر شاخص لرنر نشان‌دهنده قدرت قیمت‌گذاری محصول و رقابت بالاتر یک شرکت را نشان می‌دهد.

شاخص لرنر تعدیل شده (TI)

اگر چه شاخص لرنر برای تعیین رقابت در بازار محصول مورد استفاده قرار گرفته است، اما این معیار عوامل مختص شرکت نظیر تأثیر قدرت قیمت‌گذاری بازار محصول را از عوامل سطح صنعت تفکیک نمی‌کند. از این رو، در این پژوهش مشابه پژوهش‌های شارما (۲۰۱۰)، پیرس (۲۰۱۰)، گاسپر و ماسا (۲۰۰۶) و نمازی و ابراهیمی (۱۳۹۱) از نسخه تعدیل شده شاخص لرنر نیز استفاده شده است. نحوه محاسبه شاخص لرنر تعدیل شده به شرح رابطه (۴) محاسبه شده است.

$$LI_{IA} = LI_i - \sum_{i=1}^N \omega_i LI_i \quad (4)$$

که در رابطه (۵) LI_{IA} نشان‌دهنده شاخص لرنر تعدیل شده بر مبنای صنعت، LI_i نشان‌دهنده شاخص لرنر شرکت i ، ω_i نشان‌دهنده نسبت فروش شرکت i به کل فروش صنعت است. میزان بالاتر شاخص لرنر تعدیل شده نشان‌دهنده قدرت بالای بازار محصول و رقابت بالاتر یک شرکت را نشان می‌دهد (شارما، ۲۰۱۰).

۲-۱-۳- متغیر وابسته پژوهش

اندازه‌گیری سقوط قیمت سهام

برای اندازه‌گیری سقوط قیمت سهام از مدل ضریب چولگی چن و همکاران (۲۰۰۱) و مدل هاتن و همکاران (۲۰۰۹) استفاده شده و از رابطه (۵) محاسبه شده است.

$$CRASH_{it} = NCSKEW_{it} = -\frac{(n(n-1)^{\frac{3}{2}} \sum W_{j,\theta}^3)}{((n-1)(n-2)(\sum W_{j,\theta}^2)^{\frac{3}{2}})} \quad (5)$$

$NCSKEW_{it}$: ضریب منفی چولگی بازده ماهانه خاص شرکت i در سال t ; $W_{j,\theta,t}$: بازده ماهانه خاص شرکت i در ماه θ طی سال مالی که از رابطه (۶) برآورد شده و n تعداد ماه‌های مشاهده شده بازده طی سال مالی می‌باشد. در مدل فوق هرچه مقدار ضریب چولگی منفی بیشتر باشد، آن شرکت بیشتر در معرض سقوط قیمت سهام خواهد.

بازده ماهانه خاص شرکت که با w نشان داده می‌شود رابطه (۶) برابر است با لگاریتم طبیعی عدد ۱ به علاوه عدد باقی‌مانده که از رابطه (۷) محاسبه شده است.

$$W_{j,\theta} = \ln(1 + \varepsilon_{j,\theta}) \quad (6)$$

$\varepsilon_{j,\theta}$ باقیمانده یا پسماند شرکت i در ماه θ است و عبارت است از بازده باقیمانده یا پسماند که از رابطه (۷) برآورد شده.

بررسی تاثیر پیچیدگی اطلاعات حسابداری بر تاخیر ارائه صورت‌های مالی حسابرسی شده و .../۶۱

$$r_{j,t} = \alpha_j + \beta_{1,j}r_{m,t-2} + \beta_{j,2}r_{m,t-1} + \beta_{j,3}r_{m,t} + \beta_{j,4}r_{m,t+1} + \beta_{j,5}r_{m,t+2} + \varepsilon_{j,t} \quad (7)$$

در رابطه $r_{i,t}(7)$ بازده سهام شرکت زد در ماه t می‌باشد و $r_{m,t}$ بازده ماهانه بازار بر اساس (شاخص بازار) خواهد بود.

۳-۱-۳-۳- متغیرهای کنترلی

عدم تجانس سرمایه‌گذاران (DTURN): عبارت است از متوسط گردش تصادفی سهام در سال مالی جاری منهای متوسط گردش تصادفی سهام در سال گذشته. متوسط گردش تصادفی سهام، از طریق تقسیم حجم معاملات ماهانه سهام بر مجموع تعداد سهام منتشر شده طی ماه به دست می‌آید (هاتن و همکاران، ۲۰۰۹).

ضریب چولگی منفی بازده سهام (CRASH) ضریب منفی چولگی بازده ماهانه خاص شرکت که از رابطه (۵) برآورد می‌شود (زین و همکاران، ۲۰۱۵).

انحراف معیار بازده ماهانه خاص شرکت (STD) که برابر است با انحراف معیار بازده ماهانه خاص شرکت در طی سال مالی (زین و همکاران، ۲۰۱۵).

میانگین بازده ماهانه خاص شرکت (RET) که برابر است با میانگین بازده ماهانه خاص شرکت در طی سال مالی (زین و همکاران، ۲۰۱۵).

اندازه شرکت (SIZE) برابر با لگاریتم جمع ارزش بازار حقوق صاحبان سهام شرکت (زین و همکاران، ۲۰۱۵).

نسبت ارزش بازار به دفتری حقوق صاحبان سهام (MTB) برابر با تقسیم ارزش دفتری شرکت بر ارزش بازار شرکت است (زین و همکاران، ۲۰۱۵).

نسبت اهرمی (LEV) برابر با تسهیلات مالی (کوتاه‌مدت و بلندمدت) تقسیم بر جمع دارایی‌های شرکت (زین و همکاران، ۲۰۱۵).

سن شرکت (Age) برابر است با لگاریتم طبیعی سن شرکت (سن شرکت از تاریخ تأسیس) i در سال t (زین و همکاران، ۲۰۱۵).

شاخص سودآوری (ROE) برابر با سود خالص تقسیم بر جمع حقوق صاحبان سهام (زین و همکاران، ۲۰۱۵).

عدم شفافیت اطلاعات مالی (OPAQUE): یک معیار مبتنی بر حسابداری که با استفاده از میزان اقلام تعهدی محاسبه می‌گردد. با استفاده از مدل تعدیل‌شده جونز (۱۹۹۷) و به صورت مقطعی (سال به سال) اقلام تعهدی اختیاری را اندازه‌گیری کرده و به‌عنوان شاخص کیفیت اطلاعات مالی بکار برده است. بنابراین در این پژوهش از الگوی تعدیل‌شده جونز برای بررسی عدم شفافیت اطلاعات مالی استفاده شده است. در الگوی یاد شده در اولین قدم ارتباط مجموع اقلام تعهدی

برای یک دوره زمانی مشخص که به دوره رویداد معروف است با متغیرهای فروش و ناخالص اموال و ماشین آلات و تجهیزات استفاده شده، که مدل تعدیل شده جونز توسط کوتاری و همکاران (۲۰۰۵) و مطابق پژوهش زین و همکاران (۲۰۱۵). به شرح رابطه (۸) می باشد:

$$\frac{TA_{it}}{A_{i(t-1)}} = \alpha_1 \left(\frac{1}{A_{i(t-1)}} \right) + \alpha_2 \left(\frac{\Delta REV_{it}}{A_{i(t-1)}} \right) + \alpha_3 \left(\frac{PPE_{it}}{A_{i(t-1)}} \right) + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

در رابطه (۸) TA_{it} معرف مجموع اقلام تعهدی است که به صورت رابطه (۱۰) قابل محاسبه است:

$$TA_{i,t} = (\Delta CA_{i,t} - \Delta CASH_{i,t}) - (\Delta DCL_{i,t} - \Delta STD_{i,t}) - DEP_{i,t} \quad (9)$$

در معادله (۸) و (۹) متغیرها به شرح زیر هستند:

تغییر در دارایی های جاری سال جاری نسبت به سال قبل $\Delta CA_{i,t}$:

تغییر در وجه نقد سال جاری نسبت به سال قبل $\Delta CASH_{i,t}$:

تغییر در بدهی های سال جاری نسبت به سال قبل $\Delta DCL_{i,t}$:

تغییر در حصه کوتاه مدت بدهی های بلندمدت سال جاری نسبت به سال قبل $\Delta STD_{i,t}$:

هزینه استهلاک دارایی های مشهود و نامشهود سال جاری $DEP_{i,t}$:

هم چنین، $A_{i(t-1)}$ مجموع دارایی های شرکت در سال قبل، ΔREV_{it} تفاوت فروش سال جاری نسبت به سال قبل و PPE_{it} اموال، ماشین آلات و تجهیزات ناخالص و ε_{it} خطای برآورد α_1 ، α_2 و α_3 پارامترهای خاص شرکت است. پس از تخمین پارامترهای الگوی شماره (۸)، اقلام تعهدی غیراختیاری (NDA_{it}) از رابطه (۱۰) برای «دوره برآورد» محاسبه می گردند.

$$NDA_{it} = \alpha_1 \left(\frac{1}{A_{i(t-1)}} \right) + \alpha_2 \left(\frac{\Delta REV_{it} - \Delta REC_{it}}{A_{i(t-1)}} \right) + \alpha_3 \left(\frac{PPE_{it}}{A_{i(t-1)}} \right) \quad (10)$$

در مدل فوق ΔREC_{it} معرف تغییر در خالص حساب های دریافتی سال جاری نسبت به سال قبل است.

در مرحله آخر اقلام تعهدی اختیاری (DACC) که از رابطه (۱۱) محاسبه می شود:

$$DACC_{it} = \frac{TA_{it}}{A_{i(t-1)}} - NDA_{it} \quad (11)$$

پس از محاسبه اقلام تعهدی اختیاری، عدم شفافیت اطلاعات مالی از طریق رابطه (۱۲) اندازه گیری می شود:

$$OPAQUE_{i,t} = Abs(DACC_{i,t-1}) + Abs(DACC_{i,t-2}) + Abs(DACC_{i,t-3}) \quad (12)$$

$OPAQUE_{i,t}$: معیار عدم شفافیت اطلاعات مالی شرکت i در سال مالی t ; Abs: نماد قدر مطلق،

$DACC_{i,t-1}$: اقلام تعهدی اختیاری شرکت i در پایان سال $t-1$; $DACC_{i,t-2}$: اقلام تعهدی

اختیاری شرکت i در پایان سال $t-2$; $DACC_{i,t-3}$: اقلام تعهدی اختیاری شرکت i در پایان سال

$t-3$.

۴- یافته‌های پژوهش ۴-۱- آماره‌های توصیفی

نتایج آمار توصیفی متغیرهای پژوهش در نگاره (۲) نشان داده شده است:

نگاره (۲): آمار توصیفی متغیرهای پژوهش

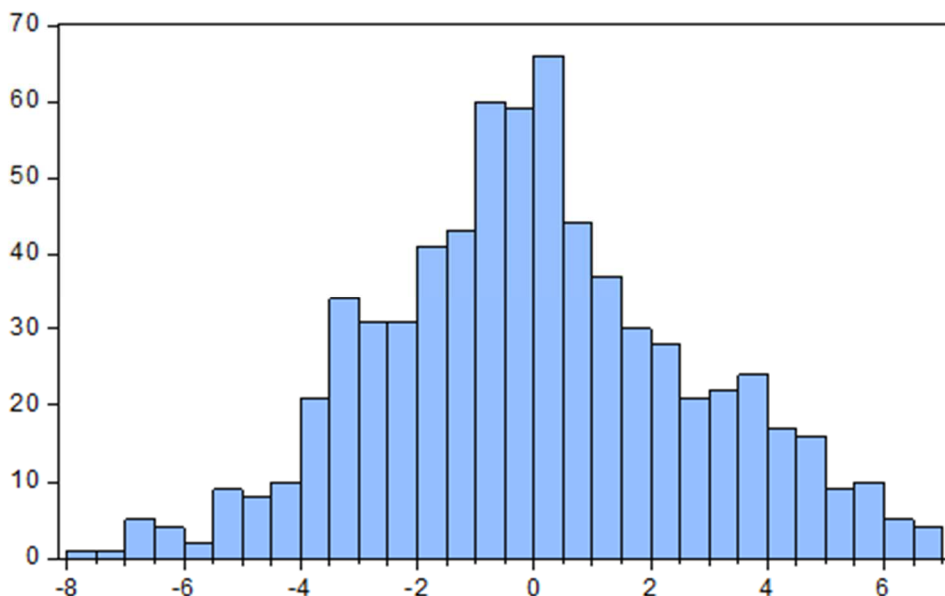
متغیر	میانگین	میانه	بیشینه	کمینه	انحراف معیار
<i>NCSKEW</i>	-۰/۳۲۰	-۳/۴۲۹	۴/۲۴۲	-۴/۲۴۲	۳/۸۰۷
<i>HHI</i>	۰/۰۵۸	۰/۰۰۶۲	۰/۷۸۳	۰/۰۰۰	۰/۱۲۴
<i>QN</i>	۰/۶۸۹	۰/۶۹۹	۱/۸۸۹	۰/۱۴۵	۰/۱۴۵
<i>LI</i>	-۰/۲۶۱	۰/۲۱۲	۱/۹۱۹	-۲/۰۱۹	-۰/۲۹۰
<i>TI</i>	-۰/۱۶۳	۰/۰۸۸	۰/۹۶۲	۰/۰۰۱۲	۰/۲۰۰۹
<i>DTURN</i>	-۰/۱۸۹	-۰/۰۱۱	۱۱/۲۰۲	-۱۲/۲۳	۲/۴۱۱
<i>STD</i>	-۰/۰۶۲	۰/۰۶۰۲	۰/۷۱۹	۰/۰۰۳۴	-۰/۰۳۵۶
<i>RET</i>	-۰/۰۴۱۹	-۰/۰۸۵۷	۱/۳۶۳	-۰/۲۹۱	-۰/۴۸۲
<i>Size</i>	۵/۶۰۳	۵/۴۶۶	۷/۸۳۲	۴/۰۶۲۲	۰/۶۹۸
<i>MTB</i>	۲/۲۹۹	۱/۶۶۶	۹/۸۸۶	۰/۰۰۰	۱/۸۲۳
<i>Leverage</i>	-۰/۶۲۱	۰/۶۳۹	۰/۹۷۸	۰/۰۹۶۴	-۰/۱۷۴
<i>ROE</i>	۰/۳۵۸	۰/۳۶۶	۰/۹۹۷	-۰/۸۹۸	۰/۲۸۶
<i>OPAQUE</i>	-۰/۵۱۵	۰/۲۹۰	۷/۷۰۵	۰/۰۰۸۴	-۰/۸۰۴
<i>CRASH</i>	-۰/۴۹۹	۳/۴۶۴	۴/۲۴۲	-۴/۲۴۲	۳/۷۷۴

نگاره (۲) آمار توصیفی مربوط به متغیرهای پژوهش را نشان می‌دهد که بیانگر پارامترهای توصیفی برای هر متغیر به صورت مجزاست. این پارامترها عمدتاً شامل اطلاعات مربوط به شاخص‌های مرکزی، نظیر بیشینه، کمینه، میانگین و میانه و همچنین اطلاعات مربوط به شاخص‌های پراکندگی نظیر انحراف معیار است. مهم‌ترین شاخص مرکزی میانگین است که نشان‌دهنده نقطه تعادل و مرکز ثقل توزیع است و شاخص مناسبی برای نشان دادن مرکزیت داده‌هاست. برای مثال میانگین متغیر نسبت بدهی (*Leverage*) برابر است با ۰/۶۳۲ است که نشان می‌دهد بیشتر داده‌های مربوط به این متغیر حول این نقطه تمرکز یافته‌اند. میانه یکی دیگر از شاخص‌های مرکزی است که وضعیت جامعه را نشان می‌دهد. همان گونه که در نگاره (۱) مشاهده می‌شود، میانه متغیر اندازه شرکت (*size*) برابر با ۵/۴۶۶ که نشان می‌دهد نیمی از داده‌ها کمتر از این مقدار و نیمی دیگر بیشتر از این مقدار هستند. به طور کلی، پارامترهای پراکندگی معیاری برای تعیین میزان پراکندگی داده‌ها با یکدیگر یا میزان پراکندگی آن‌ها نسبت به میانگین است از جمله مهم‌ترین پارامترهای پراکندگی، انحراف معیار است. مقدار این پارامتر برای متغیر ضریب چولگی منفی (*NCSKEW*) برابر ۳/۸۰۷ و برای متغیر انحراف معیار بازده سهام (*HHI*) برابر ۰/۰۳۵۶

است که نشان می‌دهد در بین متغیرهای پژوهش، NCSKEW و STD به ترتیب دارای بیشترین و کمترین میزان پراکندگی هستند. همچنین، لازم به توضیح است به منظور اجتناب از تأثیر داده‌های پرت بر نتایج تحقیق، کلیه داده‌های پرت متغیرها در سطح یک درصد حذف شده‌اند.

آزمون نرمال بودن جملات پسماند مدل رگرسیون

برای آزمون فرضیات می‌بایست از فروض کلاسیک شماره (۵) (یعنی نرمال بودن جمله اخلاص مدل) استفاده شود. به این باید موضوع توجه شود که برای برآورد یک مدل، نیازی نیست تمام متغیرهای مستقل و وابسته از توزیع نرمال برخوردار باشند، بلکه نرمال بودن جمله خطای مدل کافی است (حتی در خصوص نمونه‌های بزرگ (بسیاری از منابع تعداد ۳۰ مشاهده به بالا را بزرگ دانسته‌اند)، نرمال نبودن باقیمانده‌ها، نیز نتایج مدل را چندان خدشه دار نمی‌کند). توزیع نرمال، توزیع مناسبی است؛ زیرا فقط از دو پاراگراف میانگین و واریانس استفاده می‌کند. و زمانی که اندازه مدل به میزان کافی بزرگ باشد و سایر فروض کلاسیک نیز برقرار باشد، انحراف از فرض نرمال بودن معمولاً بی‌اهمیت و پیامد آن ناچیز است. در شرایط مذکور با توجه به قضیه حد مرکزی می‌توان دریافت که حتی اگر باقیمانده‌ها نرمال نباشد، آماره‌های آزمون به‌طور مجانبی از توزیع مناسبی پیروی می‌کنند، بدون تورش هستند و از کارایی برخوردارند. بنابراین با توجه به آزمون نرمال بودن جملات پسماند از آماره جاک برا استفاده شده است. با توجه به آماره آزمون جاک برا برای الگوی پژوهش برابر است با (۱/۸۹۱) و احتمال آن برابر است با (۰/۳۸۸) و با توجه به این نتایج نمی‌توان فرض صفر مبنی بر نرمال بودن جمله پسماند مدل را رد نمود.



۲-۴- آمار استنباطی

قبل از برازش مدلها لازم است تا آزمون F لیمر به منظور بررسی استفاده از روش داده‌های تابلویی با اثرات ثابت در مقابل روش داده‌های ترکیبی برای الگوی (۱) انجام شود. نتایج حاصل از آزمون F لیمر برای مدل (۱) برابر است با (۱/۷۵۹) و احتمال آن برابر است با ۰/۰۰۰ است. این مقادیر بیانگر این است که فرض صفر مبنی بر داده‌های تلفیقی (برابری عرض از مبداها: H_0) رد می‌شود. این مورد نشان دهنده لزوم استفاده از روش اثرات ثابت است. اکنون باید با استفاده از آزمون هاسمن مشخص کرد که آیا باید از الگوی اثرات ثابت استفاده کرد یا الگوی اثرات تصادفی. آزمون هاسمن به منظور انتخاب از بین الگوی داده‌های تابلویی با اثرات ثابت یا داده‌های تابلویی با اثرات تصادفی انجام می‌شود. نتایج حاصل از آزمون هاسمن برای مدل (۱) برابر است با (۱۵۲/۹۴۸) و احتمال آن برابر است با ۰/۰۰۰ که این مقادیر بیانگر رد شدن فرضیه صفر مبنی بر الگوی اثرات تصادفی (الگوی اثرات تصادفی: H_0) است. نتایج به دست آمده حاکی از آن است که الگوی داده‌های تابلویی با اثرات ثابت برای مدل (۱) روش ارجح است؛ بنابراین، در ادامه به تخمین الگوهای پژوهش با توجه به روش ارجح پرداخته شد. حال در ادامه نتایج تخمین الگوی پژوهش در نگاره (۳) با روش داده‌های تابلویی با اثرات ثابت نشان داده شده است.

نگاره (۳): نتایج حاصل از برآورد مدل پژوهش

متغیر	ضریب متغیر	آماره تی	سطح خطا	Vif آماره
α_0	۲/۷۵۲	۱/۰۸۲	۰/۲۷۶	
HHI	۵/۱۴۶	۲/۴۶۳	۰/۰۱۴۱	۱/۳۸۶
QN	۲/۴۶۷	۲/۱۱۹	۰/۰۳۴۵	۲/۷۲۴
LI	۱/۵۶۹	-۲/۹۴۸	۰/۰۰۳۳	۱/۳۵۵
TI	-۲/۷۸۸	-۳/۰۰۶	۰/۰۰۲۸	۱/۲۶۹
DTURN	۰/۰۱۶۹	۱/۲۴۲	۰/۲۱۴۴	۱/۰۲۶
RET	۰/۴۷۸	۰/۶۷۰	۰/۵۰۳۰	۱/۰۱۷
STD	۳/۹۱۴	۱/۱۲۱	۰/۲۶۲	۱/۰۴۶
Size	-۱/۱۲۵	-۲/۶۶۴	۰/۰۰۷۹	۱/۵۵۵
MTB	۰/۱۸۹	۱/۸۲۱	۰/۰۶۹۰	۱/۶۱۲
Leverage	۱/۰۸۰	۰/۸۰۱	۰/۴۲۳۱	۲/۶۹۷
ROE	۱/۰۳۵۵	۱/۸۲۳	۰/۰۶۸۸	۱/۴۲۳
OPAQUE	۰/۳۷۱	۲/۰۶۱	۰/۰۳۹۷	۱/۱۹۴
CRASH	۰/۱۷۲	۴/۳۸۲	۰/۰۰۰	۱/۱۸۷
	ضریب تعیین			
	۰/۴۹۵			
	ضریب تعیین تعدیل شده			
	۰/۳۹۸			
	آماره‌ی دوربین-واتسون			
	۲/۳۸۹			
	آماره‌ی F			
	۵/۱۳۱			
	احتمال آماره‌ی F			
	۰/۰۰۰			

با توجه به نتایج قابل مشاهده در نگاره (۳) و با توجه آماره ی F بدست آمده (۵/۱۳۱) و سطح خطای آن (۰/۰۰۰)، می توان ادعا کرد که در مجموع الگوی پژوهش از معناداری بالایی برخوردار است. همچنین، با توجه به ضریب تعیین تعدیل شده بدست آمده برای الگو که برابر ۳۹ درصد است، می توان بیان کرد که در مجموع متغیرهای مستقل و کنترل پژوهش بیش از ۳۹ درصد تغییرات متغیر وابسته را توضیح می دهند. افزون بر این، با توجه به مقدار آماره ی دوربین واتسون که برابر ۲/۳۸۹ است، می توان ادعا کرد که خود همبستگی مرتبه ی اول میان باقی مانده های الگو وجود ندارد. همچنین مقادیر تورم واریانس (آماره vif) بیان می کند متغیرهای مستقل، مشکل هم خطی ندارند.

۳-۴- نتایج آزمون فرضیه های پژوهش

آزمون فرضیه اول

فرضیه اول به بررسی تأثیر شاخص هرفیندل_هیرشیمین بر خطر سقوط قیمت سهام می پردازد. با توجه به نتایج بدست آمده در نگاره (۳) از برآورد الگو، ضریب شاخص هرفیندل_هیرشیمین برابر ۵/۱۴۶ است و با توجه به P-Value آن که برابر با ۰/۰۱۴۱ و کمتر از سطح خطای ۰/۰۵ است. بنابراین، ضریب مثبت متغیر نشان دهنده آن است که افزایش (کاهش) شاخص هرفیندل_هیرشیمین رقابت در بازار محصول را کاهش داده و در نتیجه موجب افزایش خطر سقوط آتی قیمت سهام را می شود. در نتیجه، این فرضیه در سطح اطمینان ۰/۹۵ مورد تأیید قرار می گیرد. نتیجه آزمون این فرضیه منطبق با مبانی نظری و با پژوهش زین و همکاران (۲۰۱۵) مطابقت دارد.

آزمون فرضیه ی دوم

فرضیه دوم به بررسی تأثیر شاخص Q توپین بر خطر سقوط آتی قیمت سهام می پردازد. با توجه به نتایج بدست آمده در نگاره (۳) از برآورد الگو، ضریب شاخص Q توپین برابر ۲/۶۴۷ است و با توجه به P-Value آن که برابر با ۰/۰۳۴۵ و کمتر از سطح خطای ۰/۰۵ است. بنابراین، ضریب مثبت متغیر نشان دهنده آن است که افزایش شاخص Q توپین موجب رقابت در بازار محصول را کاهش داده و در نتیجه موجب افزایش خطر سقوط آتی قیمت سهام رابطه می شود. در نتیجه، این فرضیه در سطح اطمینان ۰/۹۵ مورد تأیید قرار می گیرد. نتیجه آزمون این فرضیه منطبق با مبانی نظری و با پژوهش زین و همکاران (۲۰۱۵) مطابقت دارد.

آزمون فرضیه سوم

فرضیه سوم به بررسی تأثیر شاخص لرنر بر خطر سقوط قیمت سهام می پردازد. با توجه به نتایج بدست آمده در نگاره (۳) از برآورد الگو، ضریب شاخص لرنر برابر ۱/۵۶۹- است و با توجه به P-Value آن که برابر با ۰/۰۰۳۳ و کمتر از سطح خطای ۰/۰۵ است. بنابراین، ضریب منفی

متغیر نشان دهنده آن است که با افزایش شاخص لرنر رقابت در بازار محصول را افزایش داده و سبب کاهش خطر سقوط قیمت سهام می‌شود. اما، با توجه به سطح معناداری متغیر این فرضیه در سطح اطمینان ۰/۹۵ رد می‌شود. نتیجه آزمون این فرضیه منطبق با مبانی نظری و با پژوهش زین و همکاران (۲۰۱۵) مطابقت دارد.

آزمون فرضیه چهارم

فرضیه چهارم به بررسی تأثیر شاخص لرنر تعدیل شده بر خطر سقوط آتی قیمت سهام می‌پردازد. با توجه به نتایج بدست آمده در نگاره (۳) از برآورد الگو، ضریب شاخص لرنر تعدیل شده برابر $2/788$ - است و با توجه به P-Value آن که برابر با $0/028$ و کمتر از سطح خطای $0/05$ است. بنابراین، ضریب منفی متغیر نشان دهنده آن است که افزایش شاخص لرنر تعدیل شده موجب افزایش رقابت در بازار محصول و کاهش خطر سقوط قیمت سهام می‌شود. در نتیجه، این فرضیه در سطح اطمینان ۰/۹۵ مورد تأیید قرار می‌گیرد. نتیجه آزمون این فرضیه منطبق با مبانی نظری و با پژوهش زین و همکاران (۲۰۱۵) مطابقت دارد.

۵- نتیجه‌گیری و پیشنهادها

در این پژوهش به بررسی تأثیر معیارهای رقابت در بازار محصول بر خطر سقوط قیمت سهام در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران پرداخته شد. معیارهای مورد بررسی شامل چهار شاخص رقابت در بازار محصول: شاخص هرفیندل_هیرشمن، شاخص Q توبین، شاخص لرنر و شاخص لرنر تعدیل شده است. بدین منظور چهار فرضیه برای بررسی این موضوع تدوین و داده‌های موجود مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفت. مطابق با مبانی نظری انتظار بر این بود، رقابت در بازار محصول به عنوان یک مکانیزم خارجی راهبری شرکتی مستحکم با نظم بخشیدن به سرمایه‌گذاری، جلوگیری از مدیریت سود و بهبود محیط اطلاعاتی از تصمیمات نامطلوب مدیریتی جلوگیری می‌کند. شواهد نشان می‌دهد که رقابت در بازار محصول به عنوان مکانیزم خارجی راهبری شرکتی با پل زدن شکاف اطلاعاتی بین سهامداران و مدیران منجر به کاهش مشکلات نمایندگی و کاهش عدم تقارن اطلاعاتی بین مدیران و سهامداران می‌شود. از آنجا که رقابت در بازار محصول موجب کاهش رفتارهای فرصت طلبانه مدیریتی به سمت حداکثر کردن قیمت سهام در کوتاه‌مدت، مانند مدیریت سود و یا سرمایه‌گذاری بیش از حد می‌شود این فرضیه وجود خواهد داشت که رقابت در بازار محصول تأثیر منفی معناداری بر خطر سقوط آتی قیمت سهام دارد. نتایج بدست آمده از تخمین مدل پژوهش نیز بیانگر آن است؛ که از میان معیارهای انتخابی برای رقابت در بازار محصول شاخص‌های هرفیندل_هیرشمن و شاخص Q

توبین تأثیر مثبت معناداری بر خطر سقوط قیمت سهام دارد. همان‌طور که قبلاً ذکر گردید این دو شاخص (هرفیندل_هیرشیمین و Q توبین) معیارهای معکوس رقابت می‌باشند. به عبارت دیگر هر چه مقادیر این معیارها بزرگ‌تر باشد به معنای تمرکز بیشتر و رقابت کمتر است و به موازات رقابت کمتر، شفافیت اطلاعات کاهش یافته و خطر سقوط قیمت سهام افزایش می‌یابد. هم‌چنین نتایج پژوهش نشان می‌دهد که شاخص لرنر و شاخص لرنر تعدیل شد تأثیر منفی معناداری بر خطر سقوط قیمت سهام دارند که منطبق با مبانی نظری پژوهش و با پژوهش زین و همکاران (۲۰۱۵) مطابقت دارد.

از مهم‌ترین محدودیت‌های پژوهش حاضر به شرح زیر است:

پژوهش حاضر با استفاده از داده‌های مربوط به ۹۹ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران پذیرفته شده است و شرکت‌های سرمایه‌گذاری، لیزینگ و بیمه به علت ماهیت خاص فعالیت آن‌ها از جامعه آماری کنار گذاشته شده‌اند، از این رو این نتایج بدست آمده قابلیت تعمیم به تمامی شرکت‌ها را ندارد.

قلمرو زمانی مطالعه حاضر از سال ۱۳۷۹ تا ۱۳۹۴ است. بنابراین، باید توجه کرد نتایج پژوهش قابل تعمیم به سال‌های قبل از ۱۳۷۹ نیست.

داده‌های استخراج شده از صورت‌های مالی شرکت‌ها، از بابت تورم تعدیل نشده است. در صورت تعدیل اطلاعات مذکور، ممکن است نتایج متفاوتی از نتایج فعلی حاصل شود. در ارتباط با موضوع پژوهش پیشنهادهاى زیر ارائه می‌شود.

با توجه به نتایج آزمون فرضیه‌های پژوهش مبنی بر وجود رابطه‌ی معنادار میان معیارهای رقابت در بازار محصول و برخی از متغیرهای حسابداری بر خطر سقوط آتی قیمت سهام پیشنهاد می‌شود که کلیه استفاده‌کنندگان در تصمیمات سرمایه‌گذاری خود همواره باید این نکته را مدنظر قرار دهند که به موازات افزایش میزان رقابت در بازار محصول به هر دلیلی منجر به کاهش ریسک سرمایه‌گذاری می‌شود. به عبارتی دیگر سرمایه‌گذاران ریسک‌گریز هیچ‌گاه شرکت‌هایی را که در آن‌ها رقابت بازار محصول (انحصاری بودن بازار محصولات شرکت) در سطح حداقل (ضعیف) می‌باشد به عنوان شرکت‌های مطلوب جهت سرمایه‌گذاری در نظر نمی‌گیرند.

به سرمایه‌گذاران در بورس اوراق بهادار توصیه می‌شود هنگام خرید سهام شرکت‌های مختلف به معیارهای رقابت در بازار محصول (شاخص رقابت در بازار محصول: شاخص هرفیندل_هیرشیمین، شاخص Q توبین، شاخص لرنر و شاخص لرنر تعدیل شده) توجه جدی شود زیرا یکی از عوامل مؤثر در مطلوبیت ارائه گزارش‌های مالی شرکت‌ها به بازار، تأثیر و معیارهای رقابت در بازار محصول به عنوان یک مکانیزم خارجی راهبردی شرکتی بر آن‌ها است.

هم‌چنین به مدیران شرکت‌های بورس اوراق بهادار تهران توصیه می‌شود تا در راستای ارائه گزارش‌های مالی با کیفیت‌تر به بازار سعی نمایند به شاخص‌های رقابت در بازار محصول توجه

کرده تا خدمات با کیفیت‌تر از سوی آنان را مدنظر قرار دهند زیرا هر چه کیفیت گزارشگری مالی شرکت‌ها بهبود یابد و سرمایه‌گذاران اعتماد بیشتری به شرکت داشته باشند، آن شرکت راحت‌تر می‌تواند در جهت تأمین نیازهای مالی خود اقدام به تأمین مالی از طریق بازار سهام بنماید. افزون بر این، با انجام هر پژوهش، راه به سوی مسیری جدید باز می‌شود و ادامه‌ی راه مستلزم انجام پژوهش‌های دیگری است؛ بنابراین، انجام پژوهش‌های به شرح زیر پیشنهاد می‌شود: با توجه به این که در پژوهش حاضر ریسک مورد توجه قرار نگرفته است؛ بنابراین، به پژوهش - گران آینده پیشنهاد می‌شود در پژوهشی مشابه با توجه به ریسک بازار رابطه بین رقابت در بازار محصول رقابت در بازار محصول و خطر سقوط قیمت سهام را مورد بررسی قرار دهند. مدل‌های این پژوهش برای تمامی صنایع عضو نمونه‌ی آماری به صورت یکجا برآورد شده‌اند. از این رو، پیشنهاد می‌شود در پژوهش‌های آتی هر یک از مدل‌های این پژوهش را برای صنایع مختلف به تفکیک برآورد شود.

یادداشت‌ها

- | | |
|------------------------|--------------------------|
| 1- Fama & Jensen | 12- Polk |
| 2- Kothari | 13- Benmelech |
| 3- Hutton | 14- Guadalupe |
| 4- Panayiotis | 15- Datta |
| 5- Markarian & Santaló | 16- Shleifer & Vishny |
| 6- Giroud & Mueller | 17- Baggs & Bettignies |
| 7- Masulis | 18- Allen & Gale |
| 8- Xin | 19- Marciukaityte & Park |
| 9- Armstrong | 20- Michaely |
| 10- Bebchuk & Stole | 21- Teng & Li |
| 11- Baker | |

کتاب‌نامه

۱. احمدپور، احمد؛ زارع بهنمیری، محمد جواد و حیدری رستمی، کرامت‌الله. (۱۳۹۳). بررسی تأثیر ویژگی‌های شرکت بر ریسک سقوط قیمت سهام (شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران)، فصلنامه بورس و اوراق بهادار، ۷(۲۸): ۲۹-۴۵.
۲. افلاطونی، عباس. (۱۳۹۲). تجزیه و تحلیل آماری با *Eviews* در تحقیقات حسابداری مالی، مدیریت مالی و علوم اقتصادی. چاپ اول. تهران: انتشارات ترمه.
۳. خدابی پور، احمد و برزایی، یونس. (۱۳۹۲). بررسی رقابت بازار محصول با ساختار هیات مدیره و کیفیت افشا. مجله دانش حسابداری، ۴(۱۴): ۵۱-۶۱.

۴. رمضان احمدی، محمد؛ قلمبر، محمد حسین و درسه، سید صابر. (۱۳۹۴). بررسی تأثیر اندازه موسسه حسابرسی و اظهار نظر حسابرسان بر خطر سقوط آتی قیمت سهام. فصلنامه بررسی‌های حسابداری، ۱۱(۴): ۳۷-۵۹.
۵. ستایش، محمدحسین و کارگرفرد جهرمی، محدثه. (۱۳۹۰). بررسی تأثیر رقابت در بازار محصول بر ساختار سرمایه»، فصلنامه پژوهش‌های تجربی حسابداری مالی، ۱۱(۱): ۹-۳۱.
۶. صفرزاده، محمد حسین و رفیعی، افسانه. (۱۳۹۳). تبیین ارتباط بین رقابت در بازار محصول و راهبری شرکتی، مجله دانش حسابداری، ۵(۱۸): ۲۵-۴۸.
۷. صمدی، سعید؛ نصراللهی، زهرا، و زاهد مهر، امین. (۱۳۸۶). آزمون کارایی و وجود حساب قیمت در بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از فیلتر و الگوی CAPM. فصلنامه بررسی‌های اقتصادی، ۴(۴): ۹۱-۱۱۳.
۸. فروغی، داریوش و میرزایی، منوچهر. (۱۳۹۱). تأثیر محافظه‌کاری شرطی حسابداری بر ریسک سقوط قیمت سهام در بورس اوراق بهادار تهران. مجله پیشرفت‌های حسابداری شیراز، ۴(۶۳): ۷۷-۱۱۷.
۹. قربانی، سعید، موحد مجد، مرضیه و منفرد مهارلویی، محمد. (۱۳۹۲). رقابت در بازار محصول، ترکیب هیات مدیره و کیفیت افشاء اطلاعات: شواهدی از بورس اوراق بهادار تهران، مجله تحقیقات حسابداری و حسابرسی، ۴(۱۹): ۹۲-۱۰۵.
۱۰. نمازی، محمد و شهلا ابراهیمی. (۱۳۹۱). بررسی ارتباط بین ساختار رقابتی بازار محصول و بازده سهام. پژوهش‌های تجربی حسابداری مالی، ۲(۱۱): ۹-۲۷.

11. Aghion, P., Dewatripont, M. and Rey, P. (1999). Competition, Financial Discipline, and Growth. *Review of Economic Studies*, 66(4): 825-852.
12. Allen, F., and Gale, D. (2000). Corporate Governance and Competition,” published in *Corporate Governance: Theoretical and Empirical Perspectives*, edited by X. Vives, Cambridge University Press, 23-94.
13. Armstrong, C., Balakrishnan, K, Cohen, D., (2012). Corporate governance and the information environment: Evidence from state antitakeover laws. *Journal of Accounting and Economics* 53: 185-204.
14. Baggs, J. & Bettignies, J, E, (2007), "product market Competition and Agency Costs ", the *Journal of Industrial economics*, 289-323.
15. Baker, M., Ruback, R.S, Wurgler, J., (2004). Behavioral Corporate Finance: A Survey. Unpublished working paper. Harvard Business School and NBER, Harvard Business School NYU Stern School, of Business and NBER.
16. Bebchuk, L.A, Stole, L., (1993). Do short-term managerial objectives lead to under- or overinvestment in long-term projects? *Journal of Finance* 48:719-729.
17. Benmelech, E., Kandel, E., Veronesi, P., (2010). Stock-based compensation and CEO (dis)incentives. *Quarterly Journal of Economics* 125:1769-1820.

18. Booth, L., and Zhou, J. (2009). Market Power and Dividend Policy: a RiskBased Perspective. Available at SSRN: <http://ssrn.com/abstract=1296940>, Available Online at November 9, 2008.
19. Chen, J., Hong, H., Stein, J. (2001). Forecasting Crashes: Trading Volume, Past Returns, and Conditional Skewness in Stock Prices. *Journal of Financial Economics* 61:345–381.
20. Chou, J., Ng, L., Sibilkov, V. and Wang, Q. (2011). Product Market Competition and Corporate Governance. *Review of Development Finance*, 1: 114-130.
21. Datta, S., M, Iskandar-Datta., and V. Singh. (2012). "Product Market Power, Industry Structure, and Corporate Earnings Management." *Journal of Banking and Finance*, 37(8): 3273-3285.
22. Fama, E.F. and Jensen, M.C. (1983), Separation of Ownership and Control. *Journal of Law and Economic*, 26: 327-349.
23. Gaspar, J.M., and Massa, M. (2006). Idiosyncratic Volatility and Product Market Competition. *Journal of Business*, 79(6):3125-3152.
24. Giroud, X., and H. Mueller. (2008). "Corporate Governance, Product Market Competition, and Equity Prices." ECGI -Finance Working PaperNo. 219/2008.
25. Giroud, X., Mueller, H.M., (2010). Does corporate governance matter in competitive industries? *Journal of Financial Economics* 95:312–331.
26. Guadalupe, M., & Pérez-González, F. (2005). The Impact of Product Market Competition on Private Benefits of Control. Working Paper, Columbia University.
27. He, W. (2012). Agency Problems, Product Market Competition and Dividend Policies in Japan. *Accounting & Finance*, 52(3): 873-901.
28. Holmstrom, B. (1982). Moral Hazard in Teams. *Bell Journal of Economics*, 13(2): 324-340.
29. Hong, H. and J. C. Stein. (2003). Differences of opinion, short sales constraints, and market crashes. *Review of financial studies*, 16(2), 487.
30. Hutton, A., Marcus, A., Tehranian, H., (2009). Opaque financial reports, R2, and crash risk. *Journal of Financial Economics* 94: 67-86.
31. Jensen, M. C. (1986), Agency Costs of Free Cash Flow, Corporate Finance and Takeovers, *American Economics Review*, 76: 323-339.
32. Jin, L. and S. C. Myers. (2006). R2 around the world: New theory and new tests. *Journal of financial Economics* ,79 (2): 257-292.
33. Kale, J.R., and Loon, Y.C. (2011). Product Market Power and Stock Market Liquidity. *Journal of Financial Markets*, 14(2):376-410.
34. Karuna, C. (2007). Industry Product market competition and managerial incentives. *Journal of Accounting and Economics*, 43:275-297.
35. Kothari, S. P., Leone, A., & Wasley, C. (2005). Performance matched discretionary accrual measures. *Journal of Accounting & Economics*, 39, 163–197.

- 36.Kothari, S.P., Shu, S., Wysocki, P.D., (2009b). Do Managers Withhold Bad News? *Journal of Accounting Research*, 47: 241-276.
- 37.Marciukaityte, D., and J.C. Park. (2010). "Market Competition and Earnings Management." *The Journal Of Finance*, Vol. Lxv, No. 1, PP1-44 Electronic copy available at: <http://ssrn.com/abstract=1361905>.
- 38.Markarian, G., and J. Santaló. (2010). "Product Market Competition, Information and Earnings Management." *IE Business School Working Paper*.
- 39.Masulis, R., Wang, C., Xie, F., (2007). Corporate governance and acquirer returns. *Journal of Finance* 62:1851–1889.
40. Michaely, R., and Roberts, M. (2012). Corporate Dividend Policies: Lessons from Private Firms. *Review of Financial Studies*, 25(3):711-746.
- 41.Nalebuff, B., and Stiglitz, J. (1983). Prizes and Incentives: Towards a General Theory of Compensation and Competition. *Bell Journal of Economics*, 14(1): 21-43.
- 42.Panayiotis C.A, Constantinos A, Joanne H, Christodoulos L (2015) Corporate Governance and Firm-Specific Stock Price Crashes. <http://ssrn.com/>
- 43.Peress, J. (2010). "Endogenous Firm Efficiency in a Cournot Principal-Agent Model." *Journal of Economic Theory*, 59: 445-450.
- 44.Polk, C., Sapienza, P., (2009). The stock market and corporate investment: A test of catering theory. *Review of Financial Studies* 22: 187-217.
- 45.Porter, M.E., (1992). Capital choice: changing the way America invests in industry. *Journal of Applied Corporate Finance* 5: 4–16.
- 46.Porter, M.E., 1992. Capital choice: changing the way America invests in industry. *Journal of Applied Corporate Finance* 5: 4–16.
- 47.Scharfstein, D. (1988). "Product-Market Competition and Managerial Slack." *The Rand Journal of Economics*, 19 (1): 147-155.
- 48.Schmidt, K. (1997). Managerial Incentives and Product Market Competition. *Review of Economic Studies*, 64(2): 191-213.
- 49.Sharma, V. (2010). Stock Returns and Product Market Competition: beyond Industry Concentration. *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 37(3): 283-299.
- 50.Shleifer, A. (1985). A Theory of Yardstick Competition. *The RAND Journal of Economics*, 16(2): 319-327.
- 51.Shleifer, A., Vishny, R., (1997). A survey on corporate finance. *Journal of Finance* 52, 737-783.
- 52.Teng, M. and Li, C. (2011). Product market competition, board structure, and disclosure quality, *Frontiers of Business Research in China*, 5 (2): 291-316.
- 53.Wang, Y,(2010),"Product Market Competition and Audit Fees." Available at SSRN: <http://ssrn.com/abstract.1697685> or <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.1697685>.
- 54.Xin, Y, Gu., X. Li, T. (2015). Industry Competition Structure, Market Power, and Stock Price Crash Risk. *China Accounting and Finance Review*, 17(4):1-46