بررسی‌های حسابداری و حسابرسی دانشکده مدیریت دانشگاه تهران
دوره ۱۷، شماره ۶۱
پاییز ۱۳۸۹
صص ۵۵ تا ۷۰

رابطه بین کیفیت حسابرس و قابلیت اتکای اقلام تعهدی

علی اکبر نونهال‌نهر[۱]، سعید جبارزاده کنگرلویی[۲]، یعقوب‌پور کریم[۳]

چکیده: هدف از این پژوهش بررسی رابطه بین کیفیت حسابرس و قابلیت اتکای اقلام تعهدی است. جهت تعیین کیفیت حسابرس از دو معیار اندازه مؤسسه حسابرسی و دوره تصدی حسابرس و به‌منظور محاسبه قابلیت اتکای اقلام تعهدی در پیروی از مدل ریچاردسون و همکاران از پایداری اقلام تعهدی استفاده شده است. جامعه‌ی آماری این پژوهش، کلیه‌ی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران است که در دوره زمانی ۱۳۸۰-۱۳۸۶ مورد بررسی قرار گرفته‌اند. برای آزمون فرضیه‌های پژوهش از مدل های رگرسیونی خطی چندگانه استفاده شده و روش بررسی داده‌ها به‌صورت مقطعی و بررسی سال به سال است. نتایج این پژوهش نشان می‌دهند، شرکت‌های حسابرسی شده توسط حسابرس با کیفیت بالاتر در مقایسه با شرکت های حسابرسی شده توسط حسابرس با کیفیت پایین‌تر، دارای ضریب پایداری اقلام تعهدی بیشتری بوده و درنتیجه قابلیت اتکای اقلام تعهدی بالایی دارند.

واژه‌های کلیدی: کیفیت حسابرس، اندازه مؤسسه حسابرسی، دوره تصدی حسابرس، قابلیت اتکای اقلام تعهدی

۱. دانشجوی دکترای حسابداری و عضو هیئت علمی دانشگاه آزاد اسلامی، واحد بستان آباد، ایران
۲. دکترای حسابداری و عضو هیئت علمی دانشگاه آزاد اسلامی، واحد ارومیه، ایران
۳. کارشناس‌ارشد حسابداری و مدرس دانشگاه آزاد اسلامی، واحد خسروشهر، ایران

تاریخ دریافت مقاله: ۱۳۸۸/۱۲/۱۱
تاریخ پذیرش نهایی مقاله: ۱۳۸۹/۶/۷
نویسنده مسئول مقاله: علی‌اکبر نونهال نهر
Email: Anonahal@gmail.com

مقدمه

با توجه به مقوله‌ی جدایی مالکیت از مدیریت، بحث حاکمیت شرکتی و همچنین تئوری‌های مطرح شده مرتبط با آن از قبیل تئوری نمایندگی، تئوری ذی‌نفعان و دیگر تئوری‌ها، نیاز به رسیدگی و حسابرسی صورت‌های مالی شرکت‌ها کاملاً ضروری است. حسابرسی، برای صورت‌های مالی گزارش شده ارزش افزوده (مضاعف) فراهم می‌کند، زیرا نتایج بررسی مربوط بودن و قابلیت اتکای محتوای صورت های مالی را گزارش می‌دهد [۴]. یک مؤسسه حسابرسی مستقل و با مهارت، قادر به شناخت ارایه نادرست اقلام صورت‌های مالی مورد رسیدگی بوده و می‌تواند نسبت به ارایه صحیح آن بر صاحبکار خود تأثیرگذار باشد تا درنتیجه آن، اطلاعات مالی قابل اتکایی گزارش شود. رسیدن به این هدف مطلوب، به خصوصیات مؤسسات حسابرسی کاملاً وابسته بوده و این خصوصیات می‌تواند به شکل مثبت یا منفی با کیفیت حسابرس در ارتباط باشد. به نظر تیتمن و ترومن [۲۰]، حسابرسی با کیفیت‌تر صحت اطلاعات ارایه شده را بهبود می‌بخشد و به سرمایه‌گذاران اجازه می‌دهد تا برآورد دقیق‌تری از ارزش شرکت به‌دست آورند[۹]. با توجه به تعاریف مختلف مطرح شده در مورد کیفیت حسابرس، چارچوب آن را می‌توان به این صورت بیان کرد: کیفیت حسابرس عبارت است از حسن شهرت و مراقبت حرفه‌ای حسابرس، که درنتیجه حسن شهرت حسابرس، اعتبار اطلاعات صورت‌های مالی افزایش یافته و بر اثر نظارت و مراقبت حرفه‌ای حسابرس، کیفیت اطلاعات صورت‌های مالی افزایش خواهد یافت. مهم‌ترین شاخص اندازه‌گیری حسن شهرت حسابرس، اندازه آن است که این دو با هم رابطه مستقیم دارند، به‌طوری که هرچه اندازه مؤسسه حسابرسی بزرگ‌تر باشد، کیفیت حسابرس هم بالاتر خواهد بود [۳]. دی آنجلو [۱۱] کیفیت حسابرسی را با واژه اعتبار حسابرس تعریف کرده و اظهار می‌دارد که ذی‌نفعان می‌توانند از اندازه مؤسسه حسابرسی به‌عنوان جانشین حسن شهرت حسابرس استفاده نمایند. یکی از شاخص‌های اندازه‌گیری مراقبت حرفه‌ای حسابرس و توانایی نظارت آن، دوره تصدی حسابرس است. هرچه دوره تصدی حسابرس بیشتر باشد، شناخت او از صاحبکار و تخصص او در آن صنعت خاص بالا رفته و موجب افزایش کیفیت حسابرس خواهد شد[۱۴]. در دنیای واقعی، دریافت‌ها و پرداخت‌های نقدی در دوره‌هایی اتفاق می‌افتد که معمولاً با زمان وقوع معاملات و رویدادهای ایجاد کننده آن‌ها متفاوت است و همین امر

باعث می‌شود تا استفاده از اقلام تعهدی (فرض تعهدی) برای اندازه‌گیری نتایج عملکرد واحد تجاری، بهتر از اندازه‌گیری خالص دریافت‌های نقدی شود. اما مسئله این است که اقلام تعهدی برخلاف اقلام نقدی با درجه‌ای از ابهام همراه هستند که باعث کاهش قابلیت اتکای آن‌ها می‌شود[۵]. اما در این میان، با توجه به مسئله تضاد منافع بین مالکیت و مدیریت، اقلام تعهدی ارایه شده در صورت‌های مالی می‌تواند به‌وسیله‌ی مدیران دستکاری شده و قابلیت اتکای آن‌ها زیر سؤال رود. با توجه به این مباحث مطرح شده، سؤالی به‌وجود می‌آید مبنی بر این‌که چگونه می‌توان از سرمایه‌گذاران در برابر دستکاری اقلام صورت‌های مالی حمایت کرد. یکی از راه‌های مؤثر در کنترل دستکاری اقلام تعهدی توسط مدیریت و اعمال نظرهای مدیریت در انتخاب رویه‌های حسابداری، فرایند حسابرسی است[۱].

با توجه به نقش کنترلی و اعتباردهی حسابرسان و وجود سطوح متفاوت کیفیت مؤسسات حسابرسی از یک‌سو و همچنین وجود انگیزه‌ها و مسایل مختلف در تهیه و ارایه اطلاعات و گزارش‌های مالی به‌وسیله‌ی مدیریت از سویی دیگر، سؤال اصلی پژوهش حاضر چنین مطرح می‌شود که چه تفاوتی بین قابلیت اتکای اقلام تعهدی شرکت‌های حسابرسی شده توسط حسابرس با کیفیت بالاتر در مقایسه با شرکت‌های حسابرسی شده توسط حسابرس با کیفیت پایین‌تر وجود دارد؟

پیشینه‌ی پژوهش

اسلوان [۱۹] در پژوهش‌های خود به این نتیجه رسید، اگر بخش اقلام تعهدی سودهای جاری را با توجه به سودهای یک سال بعد (جلوتر) محاسبه کنیم، پایداری کمتری در مقایسه با پایداری جریان‌های نقدی خواهد داشت. او این نتایج را ناشی از اختلاف در قابلیت اتکای مربوط به اقلام تعهدی و جریان‌های نقدی گزارش شده دانسته و اقلام تعهدی با پایداری پایین را به اقلام تعهدی با قابلیت اتکای پایین نسبت می‌دهد و برعکس.

ریچاردسون و همکاران [۱۸] رابطه میان قابلیت اتکای اقلام تعهدی و پایداری اقلام تعهدی را به‌وسیله‌ی فراهم کردن یک مدل تحلیلی خطاهای موجود در متغیرها، به‌طور رسمی ارایه کرده و نشان دادند بین قابلیت اتکای اقلام تعهدی و پایداری اقلام تعهدی رابطه مثبت معناداری وجود دارد. فرانسیس و میشل [۱۵] در پژوهش خود به این نتیجه رسیدند، مدیران

شرکت‌های دارای اقلام تعهدی بیشتر به‌منظور ایجاد اطمینان از عدم مشارکت در فرصت‌های مدیریت سود، تمایل دارند حسابرسان با کیفیت بالاتری را به‌کار گیرند و حسابرسان با اندازه بزرگ‌تر به احتمال زیاد از سوی صاحبکارانی که تمایل به تغییر در اقلام تعهدی دارند کنار گذاشته می‌شوند. نتایج پژوهش‌های انجام شده توسط کارسلو و ناقی [۱۰] و فلاتح [۱۴] بیانگر آن است که بالا بودن دوره تصدی حسابرس موجب افزایش شناخت و تخصص حسابرس در صنعت صاحبکار مربوط شده و موجب بالا رفتن سطح کیفیت حسابرسی خواهد شد. چمبرز و پاین [۸] در پژوهشی با عنوان کیفیت حسابرسی و اقلام تعهدی غیرعادی به این نتیجه رسیدند، مقدار بازده عملیاتی مربوط به اقلام تعهدی غیرعادی رابطه منفی با کیفیت حسابرسی دارد. چمبرز و پاین [۹] در پژوهش دوم خود در خصوص کیفیت حسابرسی و قابلیت اتکای اقلام تعهدی به این نتیجه رسیدند بالا بودن کیفیت حسابرس و همچنین به‌کارگیری قانون ساربینز - آکسلی موجب افزایش قابلیت اتکای اقلام تعهدی می‌شود. فردیناند و همکاران [۱۳] در پژوهشی با عنوان تأثیر دوره تصدی حسابرس و تخصص در صنعت حسابرس بر روی کیفیت سود به این نتیجه رسیدند که هرگاه تخصص در صنعت حسابرس پایین باشد، در آن صورت رابطه بین دوره تصدی حسابرس طولانی‌تر و کیفیت بالاتر سود، قوی‌تر خواهد بود و برعکس. لای[۱۷] در پژوهش خود به این نتیجه رسید که با احتمال زیاد، شرکت‌های با فرصت‌های سرمایه‌گذاری بالاتر اقلام تعهدی اختیاری بیشتری داشته است؛ اما وقتی‌که حسابرسی آن‌ها توسط حسابرسان عضو پنج شرکت بزرگ حسابرسی انجام شود، این ارتباط ضعیف‌تر می‌شود.

حساس یگانه و خالقی [۲] به بررسی فاصله انتظاراتی بین حسابرسان و استفاده‌کنندگان از نقش اعتباردهی حسابرسان مستقل پرداختند. نتایج پژوهش آن‌ها نشان می‌دهد، تفاوت معناداری بین فاصله انتظاراتی حسابرسان و استفاده‌کنندگان از نقش اعتباردهی حسابرسان مستقل وجود دارد. مشایخی و همکاران [۶] به بررسی نقش اقلام تعهدی اختیاری در مدیریت سود شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. نتایج این پژوهش بیانگر آن است که در شرکت‌های مورد مطالعه در این پژوهش از طریق افزایش اقلام تعهدی اختیاری، مدیریت سود اعمال شده است. نوروش و همکاران در سال ۱۳۸۵ به بررسی کیفیت اقلام تعهدی و سود با تأکید بر نقش خطای برآورد اقلام تعهدی پرداختند.

نتایج به‌دست آمده نشان می‌دهد، کیفیت اقلام تعهدی رابطه مثبت معناداری با پایداری سود داشته و اقلام تعهدی بیشتر به معنی کیفیت کم‌تر و پایداری کم‌تر سود است[۷]. ابراهیمی کردلر و سیدی [۱] در پژوهش خود، رابطه بین حسابرسان مستقل و نوع اظهار نظر حسابرس را با مدیریت سود بررسی کرده و به این نتیجه رسیدند فقط نوع مؤسسه حسابرسی با اقلام تعهدی اختیاری رابطه دارد.

فرضیه‌های پژوهش

فرضیه اول: قابلیت اتکای اقلام تعهدی شرکت‌های حسابرسی شده با اندازه مؤسسه حسابرسی بزرگ‌تر در مقایسه با شرکت‌های حسابرسی شده با اندازه مؤسسه حسابرسی کوچک‌تر، بیشتر است.

فرضیه دوم: قابلیت اتکای اقلام تعهدی شرکت‌های حسابرسی شده با دوره تصدی حسابرس طولانی‌تر در مقایسه با شرکت‌های حسابرسی شده با دوره تصدی حسابرس کوتاه‌تر، بیشتر است.

جامعه‌ی آماری، نمونه‌ی آماری و دوره زمانی پژوهش

جامعه‌ی آماری این پژوهش شامل تمامی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران است. به‌علت گستردگی حجم جامعه‌ی آماری و دشواری‌های خاص حاصل از آن و همچنین وجود برخی ناهماهنگی‌ها میان اعضای جامعه در ارتباط با داده‌های مورد نیاز پژوهش، شرایط زیر برای انتخاب نمونه‌ی آماری قرار داده شده و نمونه‌ی آماری پژوهش به روش حذف سیستماتیک انتخاب شده است:

۱. سال مالی شرکت‌ها منتهی به پایان اسفند ماه هر سال باشد.

۲. تا پایان سال ۱۳۷۹ در بورس اوراق بهادار تهران پذیرفته شده باشد.

۳. طی قلمرو زمانی پژوهش، هیچ‌گونه توقف فعالیت نداشته و دوره مالی خود را تغییر نداده باشند.

۴. معاملات سهام آن‌ها به‌طور مداوم در بورس اوراق بهادار تهران صورت گرفته باشد و توقف معاملاتی بیش از یک ماه نداشته باشند.

۵. کلیه‌ی اطلاعات مورد نیاز از شرکت‌ها برای پژوهش در دسترس باشد.

۶. جزء شرکت‌های سرمایه‌گذاری (هلدینگ) نباشند.

پس از اعمال این شرایط، نمونه‌ی آماری پژوهش شامل ۷۴ شرکت عضو بورس اوراق بهادار تهران شده است. از آن‌جا که هر شرکت در طی قلمرو زمانی پژوهش (سال‌های ۱۳۸۰- ۱۳۸۶) دارای ۷ مجموعه اطلاعات مالی قابل استخراج در صورت‌های مالی است، بنابراین تعداد کل مشاهدات برابر با ۵۱۸ مورد است. از طرف دیگر چون برای محاسبه بعضی از متغیرها نیاز به محاسبه تغییرات آن‌ها بوده و همچنین در مدل ریچاردسون و همکاران [۱۸] سودهای یک سال بعد مورد استفاده قرار می‌گیرد؛ بنابراین با انتخاب سال ۱۳۸۰ و ۱۳۸۶ به‌عنوان سال ابتدا و انتها، تعداد مشاهدات هر شرکت به ۵ مورد و تعداد کل مشاهدات به ۳۷۰ مورد رسیده است.

روش گردآوری و تجزیه و تحلیل داده‌های پژوهش

برای گردآوری اطلاعات درخصوص تبیین ادبیات موضوع پژوهش، از روش کتابخانه‌ای و مطالعات اسنادی استفاده شده و به‌منظور دستیابی به اطلاعات مورد نیاز جهت پردازش فرضیه‌های پژوهش، از اطلاعات موجود در نرم‌افزار شرکت ره‌آورد نوین و بررسی صورت‌های مالی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران با مراجعه به سایت رسمی بورس اوراق بهادار تهران استفاده شده است. در این مرحله پس از جمع‌آوری داده‌های آماری، برای جمع‌بندی و محاسبات مورد نیاز از نرم افزار Excel استفاده شده است و نتایج آن، در بسته نرم‌افزار آماری SPSS نسخه ۱۶ وارد شده و فرضیه‌های پژوهش مورد تجزیه و تحلیل نهایی قرار گرفته‌اند. گفتنی است روش بررسی داده‌ها به‌صورت مقطعی و بررسی سال به سال است.

روش انجام پژوهش و محاسبه متغیرهای مربوط

با توجه به این‌که این پژوهش به بررسی رابطه بین کیفیت حسابرس و قابلیت اتکای اقلام تعهدی می‌پردازد؛ بنابراین این پژوهش از لحاظ روش اجرا در زمره پژوهش‌های همبستگی قرار دارد. در این پژوهش ابتدا همبستگی بین متغیرها مورد آزمون قرارگرفته و سپس اقدام به برآورد مدل رگرسیونی شده است که در این‌صورت کیفیت حسابرس به‌عنوان متغیر مستقل و قابلیت اتکای اقلام تعهدی به‌عنوان متغیر وابسته مد نظر قرار گرفته است. به‌منظور

محاسبه قابلیت اتکای اقلام تعهدی در پیروی از مدل ریچاردسون و همکاران [۱۸] از پایداری اقلام تعهدی به‌شرح زیر استفاده شده است:

1) $E^{*}_{t+1} = yE^{*}_{t} + \varepsilon_{t+1}$
2) $E^{*}_{t+1} = yC_t + yA^{*}_{t} + \varepsilon_{t+1}$
3) $A=A^{*} + e$
4) $E_{t+1} = y_c C_t + y_A A_t + \omega_{t+1}$, $\omega_{t+1} = \varepsilon_{t+1} + e_{t+1} - ye_t$

E_{t+1}، سود خالص قبل از اقلام غیر مترقبه در دوره بعد (زمان t+1)، E^{*}_{t}، سود خالص قبل از اقلام غیر مترقبه در دوره جاری (زمان t)، و y ضریبی است که بین صفر و یک ($0 < y < 1$) متغیر است. ε_{t+1}، خطای اندازه‌گیری سود خالص در دوره بعد (زمان t+1)، C_t، جریان‌های نقدی در دوره جاری (زمان t) و A_t، اقلام تعهدی در دوره جاری (زمان t) است. A^{*}، اقلام تعهدی واقعی، e، خطای اندازه‌گیری اقلام تعهدی و ω_{t+1}، مجموع خطای اندازه‌گیری دوره است.

به‌منظور آزمون هر یک از فرضیه‌های این پژوهش، از دو مدل رگرسیون خطی چندگانه به‌شرح زیر استفاده شده است، که یک بار این مدل رگرسیونی بدون دخالت متغیرهای کنترل (مدل رگرسیونی شماره ۱) برآورد و مورد استفاده قرارگرفته و یک‌بار هم این مدل رگرسیونی با دخالت متغیرهای کنترل (مدل رگرسیونی شماره ۲) برآورد و مورد استفاده قرار گرفته است. این مدل‌های رگرسیون در هر دو پژوهش انجام شده توسط چمبرز و پاین [۸][۹] مورد استفاده قرار گرفته‌اند.

1) $\text{Earnings}_{t+1} = \alpha_0 + \alpha_1 CF_t + \alpha_2 (HQ_{t-1} \times TACC_t)_t + \alpha_3 (LQ_{t-1} \times TACC_t) + \varepsilon_{t+1}$

2) $\text{Earnings}_{t+1} = \alpha_0 + \alpha_1 CF_t + \alpha_2 (HQ_{t-1} \times TACC_t)_t + \alpha_3 (LQ_{t-1} \times TACC_t) + \sum^{3}_{k=1} \alpha_{k+2} (Control_k \times TACC_t) + \varepsilon_{t+1}$

الف) Earnings_{t+1}: برابر است با سود خالص قبل از اقلام غیر مترقبه، که با تقسیم بر میانگین کل دارایی‌ها استاندارد می‌شود.

ب) مجموع اقلام تعهدی (TACC): این متغیر از طریق رابطه زیر محاسبه می‌شود:

$$\Delta PS - TACC = \Delta TA - \Delta CF - \Delta TL$$

در رابطه فوق، TACC مجموع اقلام تعهدی، TAکل دارایی‌ها، CF وجه نقد، TL کل بدهی‌ها و PS سهام ممتاز (در ایران مورد ندارد) است که همه موارد با تقسیم بر میانگین کل دارایی‌ها استاندارد می‌شوند.

پ) جریان‌های نقدی (CF): جریان‌های نقدی برابر است با سود منهای مجموع اقلام تعهدی که از طریق رابطه زیر محاسبه می‌شود:

$$CF_{it} = Earnings_{it} - TACC_{it}$$

ت) متغیرهای کنترلی ($Control_k$): در این پژوهش بر اساس مطالعه‌ها و یافته‌های دیچو و دیچو [۱۲] برخی از ویژگی‌های خاص هر شرکت مانند چرخه عملیاتی(OC)، قدر مطلق تغییرات فروش و قدر مطلق تغییرات جریان‌های نقدی واحد تجاری که می‌توانند بر پایداری اقلام تعهدی و درنهایت بر قابلیت اتکای اقلام تعهدی تأثیرگذار باشند، به‌عنوان متغیرهای کنترلی مورد استفاده قرار گرفته‌اند. شرکت‌های با چرخه عملیاتی طولانی‌تر احتمال زیادی دارد که کمترین پایداری اقلام تعهدی را داشته باشند. چرخه عملیاتی طولانی، نشانگر بیشترین عدم اطمینان و بیشترین استفاده از برآوردها و تقریب‌ها در اقلام تعهدی است. شرکت‌هایی که بیشترین ناپایداری را در فروش خود دارند، ممکن است کمترین پایداری را در اقلام تعهدی داشته باشند. فروش‌های ناپایدار امکان دارد که محیطی عملیاتی با ناپایداری بالا را نشان دهد که عامل استفاده زیاد از برآوردها و تقریب‌ها در اقلام تعهدی است. بر اساس همان دلایل، شرکت‌هایی که بیشترین ناپایداری در جریان‌های وجه نقد را دارند احتمال داشتن کمترین پایداری در اقلام تعهدی در آن‌ها زیاد است. همچنین نحوه‌ی محاسبه چرخه عملیاتی، به‌عنوان یکی از متغیرهای کنترلی پژوهش به‌شرح زیر است:

$$OC = ۳۶۰ / (S_t / AAR_t) + ۳۶۰ / [(CGS_t) / (AI_t)]$$

که در آن، S معرف مبلغ فروش شرکت، AAR متوسط حساب‌های دریافتنی، CGS بهای تمام شده کالای فروش رفته و AI متوسط موجودی کالا است.

در مدل‌های رگرسیونی فوق، ضریب α_1 پایداری جریان‌های نقدی را اندازه‌گیری می‌کند. HQ متغیری مصنوعی است که اگر اندازه مؤسسه حسابرسی شرکت مورد نظر بسیار بزرگ، یعنی سازمان حسابرسی باشد و یا این‌که دوره تصدی حسابرس ۵ سال و بیشتر از آن باشد، برابر با عدد یک بوده و اگر حسابرس شرکت‌ها کوچک باشد؛ یعنی سازمان حسابرسی نباشد و یا این‌که دوره تصدی حسابرس کمتر از ۵ سال باشد، برابر با صفر خواهد بود. LQ یک متغیر مصنوعی است که اگر اندازه مؤسسه حسابرسی شرکت مورد نظر بسیار بزرگ، یعنی سازمان حسابرسی باشد و یا این‌که دوره تصدی حسابرس ۵

سال و بیشتر از آن باشد، برابر با عدد صفر بوده و اگر حسابرس شرکت‌ها کوچک باشد، یعنی سازمان حسابرسی نباشد و یا این‌که دوره تصدی حسابرس کمتر از ۵ سال باشد برابر با یک خواهد بود. ضریب $\alpha_{۲}$ مربوط به (TACC×HQ)، پایداری اقلام تعهدی را برای نمونه‌های با کیفیت حسابرس بالاتر اندازه‌گیری کرده، و ضریب $\alpha_{۳}$ مربوط به (TACC× LQ)، پایداری اقلام تعهدی را برای نمونه‌های با کیفیت حسابرس پایین‌تر اندازه‌گیری می‌کند. در این پژوهش فرضیه‌ها از طریق مقایسه میان ضرایب $\alpha_{۲}$ و $\alpha_{۳}$ مورد آزمون قرار گرفته و نسبت به آن‌ها اظهار نظر شده است. بدین ترتیب که اگر در رگرسیون‌های برآوردی، مقدار ضریب $\alpha_{۲}$ بزرگ‌تر از مقدار ضریب $\alpha_{۳}$ باشد، فرضیه مربوط پذیرفته شده و در غیر این صورت رد خواهد شد که این آزمون برای هر دو فرضیه این پژوهش انجام شده است.

ث) کیفیت حسابرس: برای اندازه‌گیری آن از متغیرهای زیر استفاده شده است:

ث-۱) اندازه مؤسسه حسابرسی: برای محاسبه اندازه مؤسسه حسابرسی در مدل‌های رگرسیونی ۱ و ۲ اگر مؤسسه حسابرسی کننده سازمان حسابرسی باشد، از متغیر مصنوعی یک و در غیر این صورت از عدد صفر استفاده می‌شود.

ث-۲) دوره تصدی حسابرس: جهت محاسبه دوره تصدی حسابرس در مدل‌های رگرسیونی ۱ و ۲ اگر دوره تصدی حسابرس پنج سال و یا بیشتر از آن باشد، از متغیر مصنوعی یک و در غیر این‌صورت از عدد صفر استفاده می‌شود.

یافته‌های پژوهش

الف) یافته‌های آمار توصیفی و همبستگی بین متغیرها

در نگاره های ۱ و ۲ آمار توصیفی و همبستگی بین متغیرهای مربوط ارایه شده است.

نگاره ۱. یافته‌های آمار توصیفی پژوهش

	سود	جریان‌های نقدی	مجموع اقلام تعهدی	قدر مطلق تغییرات فروش	قدر مطلق تغییرات جریان‌های نقدی	چرخه عملیاتی
میانگین	۰/۲۲۶	-۰/۰۹۹	۰/۱۴۲	۰/۲۲۹	۰/۰۳۲۷	۲۷۹/۸۵
انحراف معیار	۰/۳۰۹	۰/۳۳۱	۰/۲۸۶	۰/۲۶۴	۰/۰۴۹۹	۱۶۵/۰۹۳
صدک اول	-۰/۳۳۹	-۱/۲۵۵	-۰/۷۱۹	۰/۰۰۰۸	۰/۰۰۱۶	۳۱/۰۰
چارک اول	۰/۰۷۳	-۰/۲۱۳	-۰/۰۱۹	۰/۰۵۰۱	۰/۰۰۴۶	۱۵۴/۰۰
میانه	۰/۱۷۸	-۰/۰۱۴	۰/۱۰۹۷	۰/۱۶۵۴	۰/۰۲۰۶	۲۵۲/۰۰

نگاره ۲. نتایج آزمون همبستگی پیرسون

	سود(t+1)	جریان‌های نقدی	مجموع اقلام تعهدی	قدر مطلق تغییرات فروش	قدر مطلق تغییرات جریان‌های نقدی
چرخه عملیاتی	-۰/۲۵۵*	-۰/۱۰۵	۰/۱۱۸	-۰/۳۵۳**	-۰/۱۸۷
قدر مطلق تغییرات جریان‌های نقدی	-۰/۲۳۴*	-۰/۴۳۶**	-۰/۳۳۴**	۰/۲۶۹*	
قدر مطلق تغییرات فروش	-۰/۰۳۸	-۰/۰۱۰	۰/۱۲۲		
مجموع اقلام تعهدی	۰/۲۴۱*	-۰/۳۳۰**			
جریان‌های نقدی	۰/۳۳۸**				

* معنادار در سطح اطمینان ۹۵٪.

** معنادار در سطح اطمینان ۹۹٪.

ب) یافته‌های آزمون فرضیه‌های پژوهش

به‌منظور آزمون فرضیه‌های پژوهش ابتدا به بررسی نرمال بودن توزیع داده‌ها با استفاده از آزمون کولموگروف - اسمیرنوف پرداخته شد، که نتایج بیانگر نرمال بودن توزیع داده‌ها است. نگاره‌های ۳ و ۴ یافته‌های آزمون فرضیه اول پژوهش را نشان می‌دهند. این فرضیه با استفاده از رگرسیون خطی چندگانه و بر اساس مدل ریچاردسون و همکاران [۱۸] از طریق مقایسه بین α_2 و α_3 مورد آزمون قرار گرفته است. با توجه به نتایج رگرسیون‌های معنادار برآورد شده در نگاره ۳ بخش الف وهمچنین نتایج آزمون‌های صورت گرفته در مورد ضرایب رگرسیونی معنادار برآورد شده در نگاره ۳ بخش ب، به‌دلیل این‌که مقدار α_2 از α_3 به‌طور معناداری بیشتر است، درنتیجه فرضیه اول این پژوهش تأیید می‌شود. بنابراین پایداری اقلام تعهدی برای نمونه‌های دارای حسابرس با کیفیت بالاتر (اندازه مؤسسه حسابرسی بزرگ‌تر) در مقایسه با پایداری اقلام تعهدی برای نمونه‌های دارای حسابرس با کیفیت پایین‌تر (اندازه مؤسسه حسابرسی کوچک‌تر)، به‌طور معناداری بیشتر است.

نگاره ۳. یافته‌های آزمون فرضیه اول (بدون اعمال متغیرهای کنترل)

الف) آزمون معناداری ضرایب رگرسیون

$$Earnings_{t+1} = \alpha_0 + \alpha_1 CF_t + \alpha_2 (HQ_{t-1} \times TACC_t)_t + \alpha_3 (LQ_{t-1} \times TACC_t) + \varepsilon_{t+1}$$

معناداری ضرایب	$F_{0.95(3,49)}$	F	R تعدیل یافته	R	$\hat{\alpha}_3$	$\hat{\alpha}_2$	$\hat{\alpha}_1$	$\hat{\alpha}_0$	سال	شرح
تأیید	۲/۸	۷/۵۵۸	۰/۲۷۴	۰/۵۶۲	۰/۱۴۷	۰/۴۰۸	۰/۷۱۰	۰/۰۷۴	۱۳۸۱	مقطعی
رد	۲/۸	۱/۵۹۱	۰/۰۳۳	۰/۲۹۸	۰/۰۵۵	۰/۱۱۵	۰/۲۸۴	۰/۱۲۱	۱۳۸۲	مقطعی
تأیید	۲/۸	۷/۱۶۹	۰/۲۶۲	۰/۵۵۲	۰/۰۲۱	۰/۲۵۶	۰/۸۸۷	۰/۰۸۹	۱۳۸۳	مقطعی
رد	۲/۸	۱/۲۴۳	۰/۰۱۴	۰/۲۶۶	۰/۱۷۴	۰/۱۹۵	۰/۱۱۸	۰/۱۳۳	۱۳۸۴	مقطعی
تأیید	۲/۸	۲/۹۵۰	۰/۱۱۱	۰/۳۹۰	۰/۰۲۷	۰/۴۲۳	۰/۶۲۶	۰/۱۷۸	۱۳۸۵	مقطعی

ب) نتیجه آزمون مقایسه ضرایب رگرسیون

سال	شرح آزمون	t-مقدار	درجه آزادی	(p- مقدار)۲	p- مقدار	سطح معناداری	نتیجه آزمون
۱۳۸۱	$\alpha_2 > \alpha_3$ $H_{0:}$	۱/۲۶۱	۹۸	۰/۲۰۸	۰/۱۰۴	۰/۰۵	تأیید H_0
	$\alpha_1 > \alpha_2$ $H_{0:}$	۰/۸۲۵	۹۸	۰/۴۱۱	۰/۲۰۱	۰/۰۵	تأیید H_0
	$\alpha_1 > \alpha_3$ $H_{0:}$	۲/۰۲۵	۹۸	۰/۰۴۶	۰/۰۲۳	۰/۰۱	تأیید H_0
۱۳۸۳	$\alpha_2 > \alpha_3$ $H_{0:}$	۰/۶۹۹	۹۸	۰/۴۸۶	۰/۲۴۳	۰/۰۵	تأیید H_0
	$\alpha_1 > \alpha_2$ $H_{0:}$	۱/۳۳۴	۹۸	۰/۱۸۵	۰/۰۹	۰/۰۵	تأیید H_0
	$\alpha_1 > \alpha_3$ $H_{0:}$	۲/۰۰۶	۹۸	۰/۰۴۸	۰/۰۲۴	۰/۰۱	تأیید H_0
۱۳۸۵	$\alpha_2 > \alpha_3$ $H_{0:}$	۰/۸۹۹	۹۸	۰/۳۷۱	۰/۱۸۵	۰/۰۵	تأیید H_0
	$\alpha_1 > \alpha_2$ $H_{0:}$	۰/۲۶۹	۹۸	۰/۷۸۸	۰/۳۹۴	۰/۰۵	تأیید H_0
	$\alpha_1 > \alpha_3$ $H_{0:}$	۱/۱۰۳	۹۸	۰/۲۷۳	۰/۱۳۶	۰/۰۵	تأیید H_0

در نگاره ۴، یافته‌های آزمون فرضیه‌های پژوهش پس از اعمال متغیرهای کنترلی ارایه شده است. با توجه به نتایج رگرسیون های معنادار برآورد شده در نگاره ۴ بخش الف، همچنین نتایج آزمون‌های صورت گرفته در مورد ضرایب رگرسیونی معنادار برآورد شده در نگاره ۴ بخش ب، با توجه به این‌که مقدار α_2 از α_3 به‌طور معناداری بیشتر است؛ بنابراین فرضیه اول این پژوهش پس از اعمال متغیرهای کنترلی نیز تأیید می‌شود.

نگاره۴: یافته های حاصل از آزمون فرضیه اول (با اعمال متغیرهای کنترل)

الف) آزمون معناداری ضرایب رگرسیون

$$Earnings_{t+1} = \alpha_0 + \alpha_1 CF_t + \alpha_2 (HQ_{t-1} \times TACC_t)_t + \alpha_3 (LQ_{t-1} \times TACC_t) + \sum_{k=1}^{3} \alpha_{k+2} (Control_k \times TACC_t) + \varepsilon_{t+1}$$

شرح	سال	$\hat{\alpha}_0$	$\hat{\alpha}_1$	$\hat{\alpha}_2$	$\hat{\alpha}_3$	$\hat{\alpha}_4$	$\hat{\alpha}_5$	$\hat{\alpha}_6$	R	R تعدیل یافته	F	$F_{0.95(6,46)}$	معناداری ضرایب
مقطعی	۱۳۸۱	۰/۰۷۷	۰/۱۲۹	۰/۰۴۶	-۰/۲۶۷	-۱۲/۹۷۳	۳/۱۳۶	۰/۰۰۲	۰/۶۱۴	۰/۲۹۶	۴/۶۴۹	۲/۳	تأیید
مقطعی	۱۳۸۲	۰/۱۲۱	۰/۱۱۱	۰/۱۶۶	۰/۲۷۲	۰/۶۱۱	-۱/۰۸۶	۰/۰۰۱	۰/۳۱۳	-۰/۰۲۰	۰/۸۳۴	۲/۳	رد
مقطعی	۱۳۸۳	۰/۰۹۴	۰/۴۹۴	۰/۰۴۶	-۰/۱۰۶	۲/۰۱۱	۰/۴۱۸	۰/۰۰۱	۰/۵۷۱	۰/۲۳۸	۳/۷۰۷	۲/۳	تأیید
مقطعی	۱۳۸۴	۰/۱۳۰	۱/۲۵۰	۱/۰۵۰	۰/۰۶۹	۵/۶۳۹	-۱/۴۰۸	-۰/۰۰۲	۰/۵۰۹	۰/۱۶۳	۲/۶۸۸	۲/۳	تأیید
مقطعی	۱۳۸۵	۰/۱۷۳	-۰/۰۲۰	-۰/۰۳۸	۰/۱۸۱	۳/۵۸۴	۱/۱۲۸	۰/۰۰۰	۰/۲۸۴	-۰/۰۳۹	۰/۶۷۵	۲/۳	رد

ب) نتیجه آزمون مقایسه ضرایب رگرسیون

سال	شرح آزمون	t–مقدار	درجه آزادی	(p– مقدار)۲	p– مقدار	سطح معناداری	نتیجه آزمون
۱۳۸۱	$\alpha_2 > \alpha_3$ H_0:	۰/۲۸۱	۹۲	۰/۷۷۹	۰/۳۸۹	۰/۰۵	تأیید H_0
	$\alpha_1 > \alpha_2$ H_0:	۰/۸۹۱	۹۲	۰/۸۹۱	۰/۴۴۵	۰/۰۵	تأیید H_0
	$\alpha_1 > \alpha_3$ H_0:	۰/۶۶۴	۹۲	۰/۵۰۸	۰/۲۵۴	۰/۰۵	تأیید H_0
۱۳۸۳	$\alpha_2 > \alpha_3$ H_0:	۰/۳۱۳	۹۲	۰/۷۵۵	۰/۳۷۷	۰/۰۵	تأیید H_0
	$\alpha_1 > \alpha_2$ H_0:	۱/۲۵۰	۹۲	۰/۲۱۴	۰/۱۰۷	۰/۰۵	تأیید H_0
	$\alpha_1 > \alpha_3$ H_0:	۰/۷۱۲	۹۲	۰/۴۷۸	۰/۲۳۹	۰/۰۵	تأیید H_0
۱۳۸۴	$\alpha_2 > \alpha_3$ H_0:	۱/۵۹۴	۹۲	۰/۱۱۴	۰/۰۵۷	۰/۰۵	تأیید H_0
	$\alpha_1 > \alpha_2$ H_0:	۱/۲۵۰	۹۲	۰/۸۴۰	۰/۴۲۰	۰/۰۵	تأیید H_0
	$\alpha_1 > \alpha_3$ H_0:	۱/۴۴۹	۱۳۶	۰/۱۱۱	۰/۰۵۵	۰/۰۵	تأیید H_0

نگاره‌های ۵ و ۶ یافته‌های آزمون فرضیه دوم پژوهش را نشان می‌دهند. این فرضیه نیز با استفاده از رگرسیون خطی چندگانه و بر اساس مدل ریچاردسون و همکاران [۱۸] از طریق مقایسه بین α_2 و α_3 مورد آزمون قرار گرفته است. با توجه به نتایج رگرسیون‌های معنادار برآورد شده در نگاره ۵ بخش الف، همچنین نتایج آزمون‌های صورت گرفته در مورد ضرایب رگرسیونی معنادار برآورد شده در نگاره ۵ بخش ب، به‌دلیل این‌که مقدار α_2 از α_3 (به‌ویژه در سال ۱۳۸۵) بیشتر است؛ درنتیجه فرضیه دوم این پژوهش تأیید می‌شود. به‌عبارت دیگر پایداری اقلام تعهدی برای نمونه‌های دارای حسابرس با کیفیت بالاتر (دوره تصدی حسابرس طولانی‌تر) در مقایسه با پایداری اقلام تعهدی برای نمونه‌های دارای حسابرس با کیفیت پایین‌تر (دوره تصدی حسابرس کوتاه‌تر)، بیشتر است.

نگاره ۵. یافته‌های آزمون فرضیه دوم (بدون اعمال متغیرهای کنترل)

الف) آزمون معناداری ضرایب رگرسیون

$$Earnings_{t+1} = \alpha_0 + \alpha_1 CF_t + \alpha_2 (HQ_{t-1} \times TACC_t)_t + \alpha_3 (LQ_{t-1} \times TACC_t) + \varepsilon_{t+1}$$

شرح	سال	$\hat{\alpha}_0$	$\hat{\alpha}_1$	$\hat{\alpha}_2$	$\hat{\alpha}_3$	R	R تعدیل یافته	F	$F_{0.95(3,70)}$	معناداری ضرایب
مقطعی	۱۳۸۴	۰/۱۳۵	۰/۵۴۰	۰/۲۷۱	۰/۲۱۰	۰/۴۵۹	۰/۱۷۷	۶/۲۳۵	۲/۷	تأیید
مقطعی	۱۳۸۵	۰/۱۶۸	۰/۵۳۰	۰/۳۵۵	۰/۰۴۶	۰/۳۶۶	۰/۰۹۷	۳/۶۱۸	۲/۷	تأیید

ب) نتیجه آزمون مقایسه ضرایب رگرسیون

سال	شرح آزمون	t–مقدار	درجه آزادی	(p– مقدار)۲	p– مقدار	سطح معناداری	نتیجه آزمون
۱۳۸۴	$\alpha_2 > \alpha_3$ $H_{0:}$	۰/۲۶۵	۱۴۲	۰/۷۹۱	۰/۳۹۵	۰/۰۵	تأیید H_0
	$\alpha_1 > \alpha_2$ $H_{0:}$	۰/۸۹۷	۱۴۲	۰/۳۷۱	۰/۱۸۵	۰/۰۵	تأیید H_0
	$\alpha_1 > \alpha_3$ $H_{0:}$	۱/۵۸۶	۱۴۲	۰/۱۱۵	۰/۰۵۸	۰/۰۵	تأیید H_0
۱۳۸۵	$\alpha_2 > \alpha_3$ $H_{0:}$	۱/۲۷۲	۱۴۲	۰/۲۰۵	۰/۱۰۲	۰/۰۵	تأیید H_0
	$\alpha_1 > \alpha_2$ $H_{0:}$	۰/۴۸۵	۱۴۲	۰/۶۲۸	۰/۳۱۴	۰/۰۵	تأیید H_0
	$\alpha_1 > \alpha_3$ $H_{0:}$	۱/۴۵۲	۱۴۲	۰/۱۴۹	۰/۰۷۵	۰/۰۵	تأیید H_0

در نگاره ۶ یافته‌های فرضیه دوم پژوهش پس از اعمال متغیرهای کنترلی ارایه شده است. با توجه به نتایج رگرسیون‌های معنادار برآورد شده در نگاره ۶ بخش الف، همچنین نتایج آزمون در مورد ضرایب رگرسیونی معنادار برآورد شده در نگاره ۶ بخش ب، مشاهده می‌شود مقدار α_2 از α_3 به‌طور معناداری بیشتر بوده و بدین ترتیب فرضیه دوم این پژوهش پس از اعمال متغیرهای کنترلی نیز تأیید می‌شود.

نگاره ۶. یافته های حاصل از آزمون فرضیه دوم (با اعمال متغیرهای کنترل)

الف) آزمون معناداری ضرایب رگرسیون

$$Earnings_{t+1} = \alpha_0 + \alpha_1 CF_t + \alpha_2 (HQ_{t-1} \times TACC_t)_t + \alpha_3 (LQ_{t-1} \times TACC_t) + \sum_{k=1}^{3} \alpha_{k+2} (Control_k \times TACC_t) + \varepsilon_{t+1}$$

شرح	سال	$\hat{\alpha}_0$	$\hat{\alpha}_1$	$\hat{\alpha}_2$	$\hat{\alpha}_3$	$\hat{\alpha}_4$	$\hat{\alpha}_5$	$\hat{\alpha}_6$	R	R تعدیل یافته	F	$F_{0.95(6,67)}$	معناداری ضرایب
مقطعی	۱۳۸۴	۰/۱۴۷	۰/۷۸۹	۰/۶۳۴	۰/۱۶۳	-۰/۲۹۵	۳/۸۰۸	-۰/۰۰۲	۰/۵۸۷	۰/۲۸۶	۵/۸۸۵	۲/۱۷	تأیید
مقطعی	۱۳۸۵	۰/۱۷۰	۰/۰۲۴	۰/۲۰۶	۰/۰۳۸	۰/۵۶۴	۰/۴۹۶	۰/۰۰۱	۰/۳۹۵	۰/۰۸۱	۲/۰۷۰	۲/۱۷	رد

ب) نتیجه آزمون مقایسه ضرایب رگرسیون

سال	شرح آزمون	t–مقدار	درجه آزادی	(p– مقدار)۲	p– مقدار	سطح معناداری	نتیجه آزمون
۱۳۸۴	$\alpha_2 > \alpha_3$ $H_{0:}$	۱/۱۴۰	۱۳۶	۰/۲۵۶	۰/۱۲۸	۰/۰۵	**تأیید** H_0
	$\alpha_1 > \alpha_2$ $H_{0:}$	۱/۲۵۰	۹۲	۰/۸۲۹	۰/۴۱۵	۰/۰۵	**تأیید** H_0
	$\alpha_1 > \alpha_3$ $H_{0:}$	۱/۶۰۸	۹۲	۰/۱۵۰	۰/۰۷۵	۰/۰۵	**تأیید** H_0

نتیجه‌گیری

همان‌گونه که در بخش‌های قبل بیان شد، نتایج آزمون فرضیه‌های پژوهش نشان می‌دهند، مقدار ضریب پایداری اقلام تعهدی برای کیفیت بالاتر حسابرس به‌مراتب بیشتر از مقدار ضریب پایداری اقلام تعهدی برای کیفیت پایین‌تر حسابرس است. این نتایج با این تفکر که کیفیت بالاتر حسابرس با قابلیت اتکای اقلام تعهدی بالاتر با هم مرتبط هستند، مطابق و سازگار است. در مورد تأیید فرضیه اول این پژوهش می‌توان چنین نتیجه‌گیری کرد اندازه، قدمت و نام تجاری مؤسسات حسابرسی، نمونه‌هایی از شاخص‌های متمایز کننده کیفیت آن‌ها است؛ یعنی مؤسسات حسابرسی بزرگ‌تر و همچنین مؤسساتی که نام تجاری مشهورتری نسبت به مؤسسات دیگر دارند، دارای کیفیت بالاتری هستند. از سوی دیگر مؤسسه حسابرسی با کیفیت‌تر باعث افزایش قابلیت اتکای اقلام تعهدی می‌شود. گفتنی است نتایج آزمون فرضیه اول مطابق با یافته‌های جال و همکاران [۱۶]، چمبرز و پاین [۸] و لای[۱۷] است. در مورد تأیید فرضیه دوم این پژوهش نیز می‌توان چنین نتیجه‌گیری کرد که انجام عملیات حسابرسی صاحبکار توسط یک مؤسسه طی سال‌های متمادی، به‌دلیل آشنایی تیم حسابرسی با عملیات حسابداری مربوط به آن صاحبکار، می‌تواند مؤثرتر صورت گرفته و باعث افزایش قابلیت اتکای اقلام تعهدی شود. همچنین نتایج آزمون فرضیه دوم این پژوهش با نتایج کارسلو و ناقی [۱۰] و فلاتح [۱۴] مطابق و سازگار است.

پیشنهادهای پژوهش

با توجه به نتایج این پژوهش می‌توان پیش‌بینی کرد، مؤسسات حسابرسی با اندازه بزرگ‌تر (مانند سازمان حسابرسی) نسبت به سایر مؤسسات، باعث افزایش قابلیت اتکای اقلام تعهدی واحدهای تجاری می‌شوند. بنابراین می‌توان به مجامع عمومی شرکت‌ها توصیه کرد که از مؤسسات حسابرسی بزرگ‌تر برای حسابرسی شرکت خود استفاده کرده و به سازمان بورس اوراق بهادار نیز پیشنهاد می‌شود، در انتخاب مؤسسات حسابرسی معتمد بورس به شرکت‌هایی که از اندازه بزرگ‌تری برخوردارند، توجه بیشتری بکند. همچنین سرمایه‌گذاران باید در تصمیم‌گیری‌های خود در خرید سهام شرکت‌ها، به اندازه مؤسسات حسابرسی که شرکت را مورد حسابرسی قرار می‌دهند نیز توجه نمایند. با توجه به نتایج دوره تصدی حسابرس می‌توان به شرکت‌ها توصیه کرد، برای افزایش کیفیت حسابرسی،

دوره تصدی حسابرسان خود را افزایش دهند. از طرف دیگر، هر چه دوره تصدی حسابرس طولانی‌تر باشد، می‌تواند استقلال حسابرس را با خطر مواجه سازد. بنابراین توصیه می‌شود، حسابرسان توسط سهامداران و مدیران غیرموظف انتخاب شوند تا این‌که استقلال حسابرس خدشه‌دار نشود. درضمن پیشنهادهای زیر برای انجام پژوهش‌های آتی ارایه می‌شود:

۱. بررسی رابطه بین کیفیت حسابرس و قابلیت اتکای اقلام تعهدی با استفاده از دیگر شاخص‌های کیفیت حسابرس.

۲. بررسی رابطه بین کیفیت حسابرس و کیفیت اقلام تعهدی با استفاده از مدل دیچو و دیچو(۲۰۰۲).

۳. بررسی رابطه بین اندازه مؤسسه حسابرسی و دوره تصدی حسابرس با استقلال حسابرس.

منابع

۱. ابراهیمی کردلر علی، سیدی سید عزیز. نقش حسابرسان مستقل در کاهش اقلام تعهدی اختیاری. فصلنامه بررسی‌های حسابداری و حسابرسی۱۳۸۷؛ ۵۴: ۳- ۱۶.

۲. حساس یگانه یحیی، خالقی بایگی احمد. فاصله انتظاراتی بین حسابرسان و استفاده‌کنندگان از نقش اعتباردهی حسابرسان مستقل. فصلنامه بررسی‌های حسابداری و حسابرسی۱۳۸۳؛ ۳۵: ۲۹-۴۴.

۳. حساس یگانه یحیی، قنبریان رضا. کیفیت حسابرسی از دیدگاه نظری و پژوهش‌های تجربی. فصلنامه حسابدار رسمی۱۳۸۵؛ویژه‌نامه شماره ۸ و ۹: ۴- ۳۹.

۴. حساس یگانه یحیی. فلسفه‌ی حسابرسی. چاپ اول. تهران: شرکت انتشارات علمی و فرهنگی؛ ۱۳۸۴.

۵. محمدزادگان اکبر. بررسی رابطه بین قابلیت اتکای اقلام تعهدی با پایداری سود و قیمت سهام در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. دانشگاه بین‌المللی امام خمینی«ره»: پایان‌نامه کارشناسی ارشد حسابداری؛ ۱۳۸۵.

۶. مشایخی بیتا، مهرانی ساسان، مهرانی کاوه، کرمی غلامرضا. نقش اقلام تعهدی اختیاری در مدیریت سود شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. فصلنامه بررسی‌های حسابداری و حسابرسی۱۳۸۴؛ ۴۲: ۶۱- ۷۴.

۷. نوروش ایرج، ناظمی امین، حیدری مهدی. کیفیت اقلام تعهدی و سود با تأکید بر نقش خطای برآورد اقلام تعهدی. فصلنامه بررسی‌های حسابداری و حسابرسی۱۳۸۵؛ ۴۳: ۱۳۵- ۱۶۰.

8. Chambers D, Payne J. Audit Quality and the Accrual Anomaly. Working Paper 2008; Available at SSRN: http://ssrn.com/abstract=1136787.

9. Chambers D, Payne J. Audit Quality and Accrual Reliability: Evidence from the Pre-and Post-Sarbanes-Oxley Periods. Working Paper 2008; Available at SSRN: http://ssrn. Com/ abstract =1136787.

10. Carcello JV, Nagy AL, Client size, auditor specialization and fraudulent financial reporting. Managerial Auditing Journal 2004; 19: 651-668.

11. DeAngelo LE. Auditor size and audit quality. Journal of Accounting & Economics 1981; 3: 183.

12. Dechow P, Dichev I. The quality of accruals and earnings: the role of accruals in estimation error. The Accounting Review 2002; 77: 35-59.

13. Ferdinand AG, Simon Y, Jaggi B. Earnings quality: Some evidence on the role of auditor tenure and auditors'industrye xpertise. Journal of Accounting and Economics 2009; 47: 265–287.

14. Fallatah Y. The Role of Asset Reliability and Auditor Quality in Equity Valuation: A dissertation of the requirements for the degree of Doctor of Philosophy. Florida Atlantic Univercity 2006; Available at UMI Microform 3222087 (ProQuest).

15. Francis J, Micheal S. A re-examination of the persistence of accruals and cash flows. Journal of Accounting and Economics 2005; 43: 413-451.

16. Johl S, Jubb C, Houghton K. Earnings management and the audit opinion: evidence from Malaysia, Managerial Auditing Journal 2007; 22, 7: 688-715.

17. Lai K. Does audit quality matter more for firms with high investment opportunities? J. Account. Public Policy 2009; 28: 33–50.

18. Richardson SA, Sloan RG, Soliman MT, Tuna I. Accrual reliability, earnings persistence and stock prices. Journal of Accounting & Economics 2005; 39 (3): 437-485.

19. Sloan RG. Do stock prices fully reflect information in accruals and cash flows future earnings? The Accounting Review 1996; 71: 289-315.

20. Titman S, Trueman B. Information quality and the valuation of new issues. Journal of Accounting & Economics 1986; 8: 159-621.