

## رابطه بین کیفیت حسابرسی و قابلیت اتکای اقلام تعهدی

علی اکبر نوناهال<sup>۱</sup>، سعید جبارزاده کنگرلویی<sup>۲</sup>، یعقوب پورکریم<sup>۳</sup>

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

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

۱. دانشجوی دکتری حسابداری و عضو هیئت علمی دانشگاه آزاد اسلامی، واحد بستان آباد، ایران

۲. دکتری حسابداری و عضو هیئت علمی دانشگاه آزاد اسلامی، واحد ارومیه، ایران

۳. کارشناس ارشد 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: علی اکبر نوناهال

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 صورت‌های 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 در نتیجه 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 تیمن و ترومن [۲۰]، حسابرسی با کیفیت‌تر صحت اطلاعات ارایه شده را بهبود می‌بخشد و به سرمایه‌گذاران اجازه می‌دهد تا برآورد دقیق‌تری از ارزش شرکت به دست 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 در نتیجه 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، به طوری 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 به عنوان 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 به وسیله‌ی مدیران دستکاری شده و قابلیت اتکای آن‌ها زیر سؤال رود. با توجه به این مباحث مطرح شده، سؤالی به وجود می‌آید مبنی بر این که 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 یک سو و همچنین وجود انگیزه‌ها و مسایل مختلف در تهیه و ارایه اطلاعات و گزارش‌های مالی به وسیله‌ی 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 به وسیله‌ی 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 حساب‌برسان با کیفیت بالاتری را به‌کار گیرند و حساب‌برسان 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 ناچی [۱۰] و فلاتح [۱۴] بیانگر آن است که بالا بودن دوره تصدی حساب‌برس موجب افزایش شناخت و تخصص حساب‌برس 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 حساب‌برس و همچنین به‌کارگیری قانون ساریینز - آکسلی موجب افزایش قابلیت اتکای اقلام تعهدی می‌شود. فردیناند و همکاران [۱۳] در پژوهشی با عنوان تأثیر دوره تصدی حساب‌برس و تخصص در صنعت حساب‌برس بر روی کیفیت سود به این نتیجه رسیدند که هرگاه تخصص در صنعت حساب‌برس پایین باشد، در آن صورت رابطه بین دوره تصدی حساب‌برس 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 بیشتری داشته‌است؛ اما وقتی که حساب‌برسی آن‌ها توسط حساب‌برسان عضو پنج شرکت بزرگ حساب‌برسی انجام شود، این ارتباط ضعیف‌تر می‌شود.

حساس یگانه و خالقی [۲] به بررسی فاصله انتظاراتی بین حساب‌برسان و استفاده‌کنندگان از نقش اعتباردهی حساب‌برسان مستقل پرداختند. نتایج پژوهش آن‌ها نشان می‌دهد، تفاوت معناداری بین فاصله انتظاراتی حساب‌برسان و استفاده‌کنندگان از نقش اعتباردهی حساب‌برسان 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 به دست 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. به علت 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 نرم‌افزار 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 قرار گرفته و سپس اقدام به برآورد مدل رگرسیونی شده است که در این صورت 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 به شرح 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.  $\varepsilon_{t+1}$ ، 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  $\omega_{t+1}$ ، مجموع خطای اندازه‌گیری دوره است.

به منظور آزمون هر یک از فرضیه‌های این پژوهش، از دو مدل رگرسیون خطی چندگانه به شرح زیر استفاده شده است، که یک بار این مدل رگرسیونی بدون دخالت متغیرهای کنترل (مدل رگرسیونی شماره ۱) برآورد و مورد استفاده قرار گرفته و یک بار 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.

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

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

الف)  $\text{Earnings}_{t+1}$ : 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، TA کل 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 ارقام تعهدی که از طریق رابطه زیر محاسبه می‌شود:

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

ت) **متغیرهای کنترلی (Control):** 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 می‌تواند بر پایداری ارقام تعهدی و در نهایت بر قابلیت اتکای ارقام تعهدی تأثیر گذار باشند، به‌عنوان متغیرهای کنترلی مورد استفاده قرار گرفته‌اند. شرکت‌های با چرخه عملیاتی طولانی‌تر احتمال زیادی دارد که کمترین پایداری ارقام تعهدی را داشته باشند. چرخه عملیاتی طولانی، نشانگر بیشترین عدم اطمینان و بیشترین استفاده از برآوردها و تقریب‌ها در ارقام تعهدی است. شرکت‌هایی که بیشترین ناپایداری را در فروش خود دارند، ممکن است کمترین پایداری را در ارقام 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 ارقام تعهدی است. بر اساس همان دلایل، شرکت‌هایی که بیشترین ناپایداری در جریان‌های وجه نقد را دارند احتمال داشتن کمترین پایداری در ارقام تعهدی در آن‌ها زیاد است. همچنین نحوه محاسبه چرخه عملیاتی، به‌عنوان یکی از متغیرهای کنترلی پژوهش به شرح زیر است:

$$OC = 360 / (S_t / AAR_t) + 360 / [(CGS_t) / (AI_t)]$$

که در آن، S معرف مبلغ فروش شرکت، AAR متوسط حساب‌های دریافتی، CGS بهای تمام شده کالای فروش رفته و AI متوسط موجودی کالا است. در مدل‌های رگرسیونی فوق، ضریب  $\alpha_1$  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 این که 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 این که 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 این که 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 این که دوره تصدی حسابرس کمتر از ۵ سال باشد برابر با یک خواهد بود. ضریب  $\alpha_2$  مربوط به  $(TACC \times HQ)$ ، پایداری اقلام تعهدی را برای نمونه‌های با کیفیت حسابرس بالاتر اندازه‌گیری کرده، و ضریب  $\alpha_3$  مربوط به  $(TACC \times LQ)$ ، پایداری اقلام تعهدی را برای نمونه‌های با کیفیت حسابرس پایین‌تر اندازه‌گیری می‌کند. در این پژوهش فرضیه‌ها از طریق مقایسه میان ضرایب  $\alpha_2$  و  $\alpha_3$  مورد آزمون قرار گرفته و نسبت به آن‌ها اظهار نظر شده است. بدین ترتیب که اگر در رگرسیون‌های برآوردی، مقدار ضریب  $\alpha_2$  بزرگ‌تر از مقدار ضریب  $\alpha_3$  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 این صورت از عدد صفر استفاده می‌شود.

### یافته‌های پژوهش

الف) یافته‌های آمار توصیفی و همبستگی بین متغیرها  
در نگاره‌های ۱ و ۲ آمار توصیفی و همبستگی بین متغیرهای مربوط ارائه شده است.

نگاره ۱. یافته‌های آمار توصیفی پژوهش

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

## نگاره ۲. نتایج آزمون همبستگی پیرسون

سود (+)	جریان‌های نقدی	مجموع ارقام تعهدی	قدر مطلق تغییرات فروش	قدر مطلق تغییرات جریان‌های نقدی
۰/۲۵۵*	-۰/۱۰۵	۰/۱۱۸	-۰/۳۵۳**	-۰/۱۸۷
-۰/۲۳۴*	-۰/۴۳۶**	-۰/۳۳۴**	۰/۲۶۹*	
-۰/۰۳۸	-۰/۰۱۰	۰/۱۲۲		
۰/۲۴۱*	-۰/۳۳۰**			
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  $\alpha_3$  و  $\alpha_4$  مورد آزمون قرار گرفته است. با توجه به نتایج رگرسیون‌های معنادار برآورد شده در نگاره ۳ بخش الف و همچنین نتایج آزمون‌های صورت گرفته در مورد ضرایب رگرسیونی معنادار برآورد شده در نگاره ۳ بخش ب، به دلیل این که مقدار  $\alpha_4$  از  $\alpha_3$  به‌طور معناداری بیشتر است، در نتیجه فرضیه اول این پژوهش تأیید می‌شود. بنابراین پایداری ارقام تعهدی برای نمونه‌های دارای حسابرس با کیفیت بالاتر (اندازه مؤسسه حسابرسی بزرگ‌تر) در مقایسه با پایداری ارقام 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

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

معناداری ضرایب	$F_{(0.95)(3,509)}$	$F$	$R$ 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	مقدار-t	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 رگرسیون‌های 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 این که مقدار  $\alpha_2$  از  $\alpha_3$  به طور معناداری بیشتر است؛ بنابراین فرضیه اول این پژوهش پس از اعمال متغیرهای کنترلی نیز تأیید می‌شود.

نگاره ۴: یافته‌های حاصل از آزمون فرضیه اول (با اعمال متغیرهای کنترل)

الف) آزمون معناداری ضرایب رگرسیون

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

شرح	سال	$\hat{\alpha}_0$	$\hat{\alpha}_1$	$\hat{\alpha}_2$	$\hat{\alpha}_3$	$\hat{\alpha}_4$	$\hat{\alpha}_5$	$\hat{\alpha}_6$	R	تعدیل یافته	F	$F_{0.95(6,416)}$	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	مقدار t-مقدار	درجه آزادی	۲ (مقدار p)	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  $\alpha_2$  و  $\alpha_3$  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، به دلیل این که مقدار  $\alpha_2$  از  $\alpha_3$  (به‌ویژه در سال ۱۳۸۵) بیشتر است؛ در نتیجه فرضیه دوم این پژوهش تأیید می‌شود. به عبارت 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

$Earnings_{t+1} = \alpha_0 + \alpha_1 CF_t + \alpha_2 (HQ_{t-1} \times TACC_t) + \alpha_3 (LQ_{t-1} \times TACC_t) + \epsilon_{t+1}$										
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	ت-مقدار	درجه آزادی	۲ (مقدار-p)	p-مقدار	سطح معناداری	نتیجه آزمون
۱۳۸۴	$\alpha_2 > \alpha_3 H_{0i}$	۰/۲۶۵	۱۴۲	۰/۷۹۱	۰/۳۹۵	۰/۰۵	تأیید $H_0$
	$\alpha_1 > \alpha_2 H_{0i}$	۰/۸۹۷	۱۴۲	۰/۳۷۱	۰/۱۸۵	۰/۰۵	تأیید $H_0$
	$\alpha_1 > \alpha_3 H_{0i}$	۱/۵۸۶	۱۴۲	۰/۱۱۵	۰/۰۵۸	۰/۰۵	تأیید $H_0$
۱۳۸۵	$\alpha_2 > \alpha_3 H_{0i}$	۱/۲۷۲	۱۴۲	۰/۲۰۵	۰/۱۰۲	۰/۰۵	تأیید $H_0$
	$\alpha_1 > \alpha_2 H_{0i}$	۰/۴۸۵	۱۴۲	۰/۶۲۸	۰/۳۱۴	۰/۰۵	تأیید $H_0$
	$\alpha_1 > \alpha_3 H_{0i}$	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  $\alpha_2$  از  $\alpha_3$  به‌طور معناداری بیشتر بوده و بدین ترتیب فرضیه دوم این پژوهش پس از اعمال متغیرهای کنترلی نیز تأیید می‌شود.

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

الف) آزمون معناداری ضرایب رگرسیون

Earnings <sub>t+1</sub> = $\alpha_0 + \alpha_1 CF_t + \alpha_2 (HQ_{t-1} \times TACC_{t-1}) + \alpha_3 (LQ_{t-1} \times TACC_{t-1}) + \sum_{k=1}^3 \alpha_{k+2} (Control_k \times TACC_{t-1}) + \varepsilon_{t+1}$													
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 <sub>0.95(6,67)</sub>	معناداری
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	۰/۰۲۸	۰/۵۶۴	۰/۴۹۶	۰/۰۰۱	۰/۳۹۵	۰/۰۸۱	۲/۰۷۰	۲/۱۷	رد

ب) نتیجه آزمون مقایسه ضرایب رگرسیون

سال	شرح آزمون	ت-مقدار	درجه آزادی	۲ (مقدار-p)	p-مقدار	سطح معناداری	نتیجه آزمون
۱۳۸۴	$\alpha_2 > \alpha_3 H_{0i}$	۱/۱۴۰	۱۳۶	۰/۲۵۶	۰/۱۲۸	۰/۰۵	تأیید $H_0$
	$\alpha_1 > \alpha_2 H_{0i}$	۱/۲۵۰	۹۲	۰/۸۲۹	۰/۴۱۵	۰/۰۵	تأیید $H_0$
	$\alpha_1 > \alpha_3 H_{0i}$	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 حسابرِس به مراتب بیشتر از مقدار ضریب پایداری اقلام تعهدی برای کیفیت پایین‌تر حسابرِس است. این نتایج با این تفکر که کیفیت بالاتر حسابرِس 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، به دلیل 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 ناچی [۱۰] و فلانتخ [۱۴] مطابق و سازگار است.

### پیشنادهای 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 حسابرِس می‌توان به شرکت‌ها توصیه کرد، برای افزایش کیفیت حسابرسی،

دوره تصدی حسابرسان خود را افزایش دهند. از طرف دیگر، هر چه دوره تصدی حسابرِس طولانی تر باشد، می تواند استقلال حسابرِس را با خطر مواجه سازد. بنابراین توصیه می شود، حسابرسان توسط سهامداران و مدیران غیرموظف انتخاب شوند تا این که استقلال حسابرِس خدشه دار نشود. درضمن پیشنهادهای زیر برای انجام پژوهش های آتی ارایه می شود:

۱. بررسی رابطه بین کیفیت حسابرِس و قابلیت اتکای اقلام تعهدی با استفاده از دیگر شاخص های کیفیت حسابرِس.
۲. بررسی رابطه بین کیفیت حسابرِس و کیفیت اقلام تعهدی با استفاده از مدل دیچو و دیچو (۲۰۰۲).
۳. بررسی رابطه بین اندازه مؤسسه حسابرسی و دوره تصدی حسابرِس با استقلال حسابرِس.

#### منابع

۱. ابراهیمی کردلر علی، سیدی سید عزیز. نقش حسابرسان مستقل در کاهش اقلام تعهدی اختیاری. فصلنامه بررسی های حسابداری و حسابرسی ۱۳۸۷؛ ۵۴: ۳-۱۶.
۲. حساس یگانه یحیی، خالقی بایگی احمد. فاصله انتظاراتی بین حسابرسان و استفاده کنندگان از نقش اعتباردهی حسابرسان مستقل. فصلنامه بررسی های حسابداری و حسابرسی ۱۳۸۳؛ ۳۵: ۲۹-۴۴.
۳. حساس یگانه یحیی، قنبریان رضا. کیفیت حسابرسی از دیدگاه نظری و پژوهش های تجربی. فصلنامه حسابداری رسمی ۱۳۸۵؛ ویژه نامه شماره ۸ و ۹: ۴-۳۹.
۴. حساس یگانه یحیی. فلسفه ی 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 شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. دانشگاه بین المللی امام خمینی «ره»: پایان نامه 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 بررسی های حسابداری و حسابرسی ۱۳۸۴؛ 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 حسابرسی ۱۳۸۵؛ 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' industry expertise. *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 University 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.