

بررسی چسبندگی حق الزحمه حسابرسی

محسن رشیدی باغی^۱

چکیده: مشکلات نمایندگی در نتیجه تضاد منافع میان مدیران و سهامداران ایجاد می‌شود. در این میان، حسابرسی راهکاری کارآمد برای محدود کردن اختیارات مدیران در روابط قراردادی محسوب می‌شود. هدف این نوشتار، بررسی چسبندگی و تغییرات کوتاه‌مدت و بلندمدت حق الزحمه حسابرسی است. به همین منظور، داده‌های مربوط به شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران برای دوره زمانی ۱۳۸۷ تا ۱۳۹۱ استخراج شد. آزمون فرضیه‌های پژوهش به کمک مدل رگرسیونی داده‌های ترکیبی انجام گرفت. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که چسبندگی حق الزحمه حسابرسی از یک روند مشخص تبعیت نمی‌کند. به بیانی، در دوره‌های چندساله تغییر می‌کند و در دوره‌های کوتاه‌مدت (معمولاً یک‌ساله) تغییرات مشهودی در حق الزحمه صورت نمی‌گیرد. همچنین، نتایج حاکی از این است که مؤسسه‌های حسابرسی در سال‌های اولیه، حق الزحمه درخواستی خود را تغییر نمی‌دهند، ولی در سال‌های بعدی با توجه به شناختی که از صاحبکار به دست می‌آورند، اقدام به تعدیل حق الزحمه می‌کنند. در نهایت، نتایج نشان‌دهنده این است که تغییر حسابرس، سبب نزدیک‌تر شدن حق الزحمه‌های حسابرسی به مدل استاندارد می‌شود.

واژه‌های کلیدی: چسبندگی حق الزحمه، حق الزحمه حسابرسی، رفتار قیمت‌ها.

۱. دانشجوی دکتری حسابداری، دانشکده اقتصاد و علوم اجتماعی دانشگاه شهید چمران، اهواز، ایران

تاریخ دریافت مقاله: ۱۳۹۳/۰۷/۰۸

تاریخ پذیرش نهایی مقاله: ۱۳۹۳/۰۹/۱۹

نویسنده مسئول مقاله: محسن رشیدی باغی

E-mail: Mohsen.rb67@yahoo.com

مقدمه

قیمت‌گذاری و رقابت بازار برای خدمات حسابرسی موضوع مهمی برای قانون‌گذاران، محققان و سرمایه‌گذاران به‌شمار می‌آید (سنایت، ۱۹۷۷). های و نیکل (۲۰۱۰) مشاهده کردند که ماهیت حسابرسی به‌منزله کالایی اعتباری، به تحمیل هزینه و زمان بیشتر یا کمتر از حد در حسابرسی منجر می‌شود. با وجود ادبیات مستحکم در زمینه حق‌الزحمه حسابرسی، بحث و بررسی کاملی درباره جزئیات آن، از جمله صرف ناشی از حق‌الزحمه به‌منزله معیاری از کیفیت حسابرسی، محدودیت‌های حق‌الزحمه و سایر جنبه‌ها، انجام نگرفته است. شناسایی کاملی از رفتار هزینه حق‌الزحمه حسابرسی در طول زمان به‌دست نیامده، در حالیکه بررسی رفتار حق‌الزحمه حسابرسی در بلندمدت، بیانگر شناخت ما از بازار حسابرسی است. مطالعات صورت‌گرفته در زمینه چسبندگی و تغییرات افزایشی و کاهش‌ی در حق‌الزحمه حسابرسی بسیار محدود است. از جمله این مطالعات می‌توان به واعظ، رمضان احمدی و رشیدی باغی (۲۰۱۳) و نیکبخت و تنانی (۲۰۰۹) اشاره کرد. در پژوهش‌های خارجی نیز منون و ویلیام (۲۰۰۱) به مطالعه و بررسی روندهای بلندمدت در حق‌الزحمه حسابرسی و ارتباط آن با تغییرات محیطی، از جمله استانداردهای حسابرسی پرداختند. در همین راستا، کاشولی و همکارانش به این نتیجه رسیدند که حق‌الزحمه حسابرسی نسبت به تغییر محرک‌های حسابرسی، واکنش نشان می‌دهد (کاشولی، مارتین، های و نیکل، ۲۰۱۰).

رفتار قیمت و چسبندگی حق‌الزحمه حسابرسی از جنبه‌ای دیگر نیز اهمیت دارد. دوگار و همکارانش اثر زمانی تغییرات در استانداردهای حسابرسی را طبق مدل حق‌الزحمه سال‌های قبل، از طریق مقایسه حق‌الزحمه واقعی با حق‌الزحمه پیش‌بینی‌شده بررسی کردند (دوگار، سیواداسان و سالومون، ۲۰۱۰). اترج، لی و آمیق (۲۰۱۱) با استفاده از مدل استاندارد، فشار ناشی از حق‌الزحمه را از طریق مقایسه حق‌الزحمه استاندارد با حق‌الزحمه پیش‌بینی‌شده شرکت‌های شاخص، بررسی کردند. خدادادی و حاجی‌زاده (۲۰۱۱) نیز به بررسی حق‌الزحمه حسابرسی با استفاده از جریان‌های نقد آزاد پرداختند. در مطالعات ذکر شده، به بررسی رفتار حق‌الزحمه در کوتاه‌مدت - که انتظار تغییر وجود دارد - پرداخته شده و به چسبندگی حق‌الزحمه و تغییرات آن توجهی نشده است.

هدف پژوهش پیش رو، بررسی چسبندگی حق‌الزحمه حسابرسی است. در این بخش، برای بررسی تغییرات حق‌الزحمه حسابرسی از مدل چسبندگی هزینه اندرسون، بانکر و جاناکرامان (۲۰۰۳) استفاده می‌شود. بررسی موضوع مطالعه مبتنی بر ادبیات اقتصادی و حسابداری مدیریت است که تغییرات رفتاری حق‌الزحمه حسابرسی را می‌آزماید و می‌تواند برای حساب‌رسان، مدیران، کمیته حسابرسی و قانون‌گذاران کاربرد داشته باشد.

در ادامه پژوهش مبنای نظری و پیشینه مطالعات انجام گرفته و فرضیه‌ها مرور می‌شود و سپس به مدل‌ها، روش‌های پژوهش و در نهایت نتیجه‌گیری و پیشنهادها پرداخته خواهد شد.

پیشینه پژوهش

پیشینه نظری

هنگامی که فروشندگان شناخت کاملی از وضعیت بازار ندارند، نظریه اقتصادی تغییر قیمت‌ها را پیش‌بینی می‌کند. تغییر قیمت‌ها در اقتصاد کلان اهمیت دارد؛ زیرا دلایل زمان‌بر بودن اثرهای تغییر در سیاست‌های پولی را توضیح می‌دهد (بال و مانکیو، ۱۹۹۴). هنگامی که شناخت کاملی از وضعیت بازار وجود نداشته باشد، فروشندگان تمایلی به کاهش قیمت از طریق اصلاحات متعدد ندارند (زباراکی و همکاران، ۲۰۰۴). در همین راستا، بیهادوری و فالکینگر (۱۹۹۰) نشان دادند که فروشندگانی که اطلاعات کافی از بازار ندارند، مبنای قیمت‌گذاری خود را بهای تمام‌شده قرار می‌دهند و آن را به‌صورت تدریجی و به‌ندرت اصلاح می‌کنند. حساب‌رسان نیز شناخت کافی از واکنش صاحبکاران به تغییرات در حق الزحمه حسابرسی ندارند. بنابراین آنها نیز مبنای خود را بهای تمام‌شده قرار می‌دهند و به تدریج آن را اصلاح می‌کنند. بنابراین، چسبندگی حق الزحمه حسابرسی را می‌توان از این طریق پیش‌بینی کرد. قاش و لاست‌گارتن (۲۰۰۶) با بررسی مدل استاندارد حق الزحمه حسابرسی، نشان دادند که قدرت توضیح‌دهندگی مدل استاندارد در حالت سالانه کمتر از حالت بلندمدت (برای دوره‌های چندساله) است. این نتایج بیانگر این است که حق الزحمه‌های حسابرسی به‌سرعت و متناسب با پیش‌بینی مدل استاندارد تغییر نمی‌کنند.

در ادبیات اقتصادی، هنگامی که مشاهده کیفیت امکان‌پذیر نباشد، قیمت را معیاری برای کیفیت در نظر می‌گیرند (شاپیرو، ۱۹۸۳). حق الزحمه حسابرسی نیز معیاری از کیفیت حسابرسی در نظر گرفته می‌شود (کراسول، فرانسیس و تیلور، ۱۹۹۵). به نظر منطقی می‌رسد مؤسسه‌های بزرگ حسابرسی حق الزحمه بیشتری درخواست کنند و کیفیت حسابرسی آنها نیز بالاتر باشد. مطالعات داخلی نیز بیانگر افزایش حق الزحمه حسابرسی متناسب با افزایش اندازه مؤسسه حسابرسی است (واعظ و همکاران، ۲۰۱۳). چنانچه صاحبکاران، افزایش حق الزحمه حسابرسی را افزایش کیفیت حسابرسی در نظر بگیرند، ممکن است برای افزایش حق الزحمه مقاومت کمتری نسبت به آنچه انتظار می‌رود، نشان دهند و هنگامی که کاهش در حق الزحمه مناسب باشد، تقاضای صاحبکاران برای کاهش حق الزحمه، کمتر از حد انتظار خواهد بود (فرگوسن، لینوکس و تیلور، ۲۰۰۵). تغییر در قوانین نیز می‌تواند عاملی برای افزایش حق الزحمه حسابرسی مد نظر قرار گیرد. برای نمونه می‌توان به قانون ساربینز آکسلی اشاره کرد، همچنین در وضعیت داخلی،

گزارش کنترل های داخلی را نام برد که موضوعیت کمتری نسبت به قانون ساربینز آکسلی دارد. اندرسون و همکاران (۲۰۰۳) تفاوت بین تغییرات افزایشی و کاهشی در هزینه ها را با سه دلیل بیان کردند؛ هزینه های اصلاحات، نمایندگی و هزینه های عمده سرمایه گذاری.

حق الزحمه حسابرسی به صورت قرارداد بین حسابرس و صاحبکار پیش از آغاز کار حسابرسی تعیین می شود. با وجود این، معمولاً بندهای «فرار» داخل قرارداد گنجانده می شود که به حسابرس اجازه انجام کارهای اضافی و دریافت هزینه اضافه کاری ها را در وضعیت غیر قابل مشاهده، از جمله وجود مشکل تداوم فعالیت یا عوامل مؤثر بر ریسک حسابرسی، می دهد. قراردادهای حسابرسی معمولاً مختص به رویدادهای غیر مترقبه ای که منجر به کاهش حق الزحمه حسابرسی می شوند، نیست (پالمروس، ۱۹۸۹). توافق های قراردادی و سایر موارد، منجر به افزایش حق الزحمه حسابرسی می شود. مباحث مطرح شده در بالا، از جمله هزینه های قراردادهای و سایر هزینه ها، اغلب سبب افزایش حق الزحمه حسابرسی می شود و کمتر شاهد کاهش مبلغ حق الزحمه هستیم. بنابراین، در پژوهش پیش رو فرض می شود که افزایش حق الزحمه حسابرسی در مقایسه با کاهش حق الزحمه، سرعت بیشتری دارد.

بازارهای رقابتی، قیمت گذاری را به واقعیت نزدیک تر می کنند. برای نمونه، فروشنده نمی تواند قیمت بیشتری را از خریدار دریافت کند. ناسازگاری های بازار (اطلاعات ناقص) به چسبندگی منجر می شود (قیمت ها به سرعت تغییر نمی کنند)، اما رقابت، فروشنده ها را به کاهش قیمت ها در طول زمان وادار می کند (دی. ویلرس، هایب و ژانگ، ۲۰۱۴). مارتین (۱۹۹۳) نشان داد هنگامی که تعداد فروشنده ها زیاد است و بین آنها تبانی وجود ندارد، تغییر قیمت ها پایین است. به بیانی دیگر، قیمت ها در شرایط رقابتی چسبندگی پایینی دارند.

از دیدگاه حسابرسان، چنانچه حسابرسان زمان انجام کار را بیش از اندازه برآورد کنند، حق الزحمه های حسابرسی در دوره جاری بالاتر است، اما در دوره های بعدی اصلاح می شود. بنابراین، چسبندگی در دوره های بعدی، معکوس می شود. در بازار رقابتی حسابرسی، حسابرسان فرصت طلب مجبورند رفتار فرصت طلبانه خود را به منظور حفظ کار حسابرسی (از دست ندادن صاحبکار) تغییر دهند. از سویی، چنانچه حسابرسان حق الزحمه حسابرسی را تعدیل نکنند و صاحبکاران نیز تصمیم به تغییر حسابرسان به منظور کاهش حق الزحمه داشته باشند، شاهد معکوس شدن چسبندگی حق الزحمه حسابرسی در دوره های بعدی خواهیم بود (دی. ویلرس و همکاران، ۲۰۱۴).

اندرسون و همکاران (۲۰۰۳) معتقدند که دوره های بلندمدت (بیشتر از یک سال) چرخه های اصلاحات را کامل می کنند، به این معنا که چسبندگی در دوره های بلندمدت کاهش می یابد.

انتظار بر این است که صاحبکاران در بلندمدت، کاهش حق الزحمه را مدیریت کنند. در این پژوهش نیز به بررسی تعدیل حق الزحمه حسابرسی در بلندمدت نسبت به سال‌های اولیه پرداخته شده است.

بخشی از چسبندگی ناشی از اطلاعات ناقص است. در این حالت فروشنده از واکنش خریدار در برابر تغییر قیمت شناخت کافی ندارد. برای نمونه، شناختی از علت تغییر فروشنده توسط خریدار ندارد. هنگامی که خریدار فروشنده جدیدی انتخاب می‌کند، عدم قطعیت کاهش می‌یابد؛ زیرا مشخص می‌شود که خریدار قصد تغییر فروشنده را دارد. بنابراین یکی از عوامل شکاف در بازار که عامل چسبندگی قیمت است، حذف می‌شود و انتظار می‌رود که قیمت‌ها به سطح انتظار نزدیک‌تر شوند (دی. ویلرس و همکاران، ۲۰۱۴). جانستون، بدارد و اترج (۲۰۰۴) به این نتیجه رسیدند که در وضعیت رقابتی، ارتباط معنادارتری بین محرک‌های هزینه و تلاش برنامه‌ریزی شده وجود دارد، همچنین در وضعیت رقابتی، با افزایش تلاش برنامه‌ریزی شده، حق الزحمه حسابرسی کاهش می‌یابد. بنابراین، انتظار می‌رود که حق الزحمه‌های حسابرسی به هنگام تعویض حسابرس به واقعیت (سطوح پیش‌بینی شده توسط مدل حق الزحمه حسابرسی) نزدیک‌تر شوند.

دو جنبه خاص از بازار رقابتی ممکن است انتظارات عمومی را با محدودیت مواجه کند؛ جنبه اول بیانگر این واقعیت است که حسابرسی صاحبکاران جدید، به تلاش بیشتری برای کسب دانش کافی نسبت به همه ریسک‌های حسابرسی نیازمند است (واعظ و همکاران، ۲۰۱۳). جنبه دیگر، احتمال پیشنهاد قیمت پایین‌تر مؤسسه‌های حسابرسی به منظور جذب صاحبکاران است تا در آینده بتوانند حق الزحمه حسابرسی را افزایش دهند (دی‌آنجلو، ۱۹۸۱). این دو جنبه می‌تواند بر حق الزحمه حسابرسی تأثیرگذار باشد.

بن‌علی و لسیج (۲۰۱۲) معتقدند که در نهایت حسابرس ریسکی را برآورد می‌کند که از تمرکز و شدت وجود مسئله نمایندگی و سایر عوامل نشئت می‌گیرد و با توجه به آن، پس از برنامه‌ریزی کار حسابرسی، حق الزحمه خود را تعیین می‌کند (خدادادی، قربانی و خوانساری، ۲۰۱۲). نسبت بدهی از طریق میزان تأمین مالی خارج از حوزه مالکیت، رابطه نمایندگی و پیچیدگی عملیات واحد رسیدگی شده را نشان می‌دهد. افزایش نسبت بدهی، به دلیل تأکید بر رابطه نمایندگی میان مدیریت و اعتباردهندگان، احتمالاً تقاضا برای خدمات حسابرسی و متعاقب آن، حق الزحمه خدمات را افزایش می‌دهد (رجبی و خشویی، ۲۰۰۸). در این پژوهش نیز به پیروی از مطالعات پیشینی چون سیمونیک (۱۹۸۰)، متغیرهای تأثیرگذار بر حق الزحمه حسابرسی تعیین و بررسی شده‌اند.

پیشینه تجربی

واعظ و همکاران (۲۰۱۳) در پژوهشی به بررسی ارتباط بین کیفیت حسابرسی و حق الزحمه حسابرسی در شرکت های بورسی پرداختند. نتایج پژوهش آنها نشان داد، ارتباط بین معیارهای کیفیت حسابرسی (اندازه، تخصص و تداوم انتخاب مؤسسه حسابرسی) با حق الزحمه حسابرسی معنادار است. همچنین آنها در پژوهش خود نشان دادند با افزایش تداوم انتخاب حسابرس، حق الزحمه حسابرسی نیز افزایش می یابد.

سجادی و زارعی (۲۰۰۶) تأثیر ویژگی های مؤسسه حسابرسی و صاحبکار را بر حق الزحمه حسابرسی بررسی کردند. نتایج این پژوهش نشان داد تخصص صنعتی مؤسسه حسابرسی بر حق الزحمه حسابرسی تأثیر دارد؛ زیرا حسابرسان متخصص، عملیات حسابرسی را در زمان کمتر و با اطمینان بیشتری انجام می دهند. بنابراین کیفیت حسابرسی این دسته از مؤسسه ها بیشتر از مؤسسه های دیگر حسابرسی است.

کاسترلا، فرانسیس، لوپس و والکر (۲۰۰۴) به این نتیجه رسیدند، هنگامی که صاحبکاران کوچک اند و قدرت چانه زنی کمتری دارند، حق الزحمه های حسابرسی زیاد است، اما هنگامی که صاحبکاران توانایی چانه زنی بیشتری دارند، این حق الزحمه کمتر است و این احتمالاً هنگامی است که صاحبکاران بزرگ اند و در حوزه تخصص حسابرس فعالیت می کنند.

علوی، رباطی و یوسفی اصل (۲۰۱۲)، ارتباط بین جریان نقد آزاد و حق الزحمه حسابرسی را با توجه به فرصت های رشد، میزان سود تقسیمی و اهرم مالی، بررسی کردند. نتایج پژوهش آنان نشان داد، حق الزحمه حسابرسی شرکت هایی که جریان نقد آزاد و فرصت های رشد آنها زیاد است، بیشتر از شرکت هایی است که جریان نقد آزاد آنها پایین اما فرصت های رشد زیادی دارند. همچنین نتایج پژوهش آنها نشان داد، در شرکت هایی که جریان های نقد آزاد و فرصت های رشد زیاد است، با افزایش میزان بدهی ها، میانگین حق الزحمه حسابرسی افزایش می یابد.

آستانا و بونی (۲۰۱۲) نتیجه گرفتند، تغییر حسابرس موجب کاهش حق الزحمه حسابرسی می شود. مؤسسه های حسابرسی برای پذیرش کار جدید، حق الزحمه حسابرسی را کاهش می دهند تا بتوانند کار جدید را به دست آورند، همچنین کاهش حق الزحمه می تواند به دلیل ساختار بازار حق الزحمه حسابرسی باشد.

با توجه به مبانی نظری و پیشینه مطالعات انجام گرفته و با توجه به هدف این پژوهش که بررسی چسبندگی حق الزحمه حسابرسی است، فرضیه های پژوهش به شرح زیر مطرح می شوند:

فرضیه اول: حق الزحمه های حسابرسی در کوتاه مدت و متناسب با مدل استاندارد حق الزحمه حسابرسی، تعدیل نمی شوند.

فرضیه دوم: در بلندمدت، تمایل به افزایش حق الزحمه حسابرسی بیشتر از کاهش حق الزحمه حسابرسی است.

فرضیه سوم: انحراف حق الزحمه از مدل استاندارد حق الزحمه، در دوره‌های بلندمدت کاهش می‌یابد.

فرضیه چهارم: در بلندمدت، تفاوت بین نوسان‌های افزایشی و کاهش‌ی حق الزحمه حسابرسی، تعدیل می‌شود.

فرضیه پنجم: به هنگام تغییر حسابرس، حق الزحمه‌های حسابرسی به مدل استاندارد حق الزحمه حسابرسی، نزدیک‌تر می‌شوند.

روش‌شناسی پژوهش

جامعه آماری و نحوه انتخاب شرکتها

جامعه آماری این پژوهش، کلیه شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران بین سال‌های ۱۳۸۷ تا ۱۳۹۱ است. برای انتخاب نمونه، از بین تمام شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران، شرکت‌هایی که شرایط زیر را داشتند، برای انجام آزمون انتخاب شدند:

۱. به منظور همگن شدن نمونه آماری در سال‌های بررسی، شرکت‌ها پیش از سال ۱۳۸۶ در بورس اوراق بهادار تهران پذیرفته شده باشند.
۲. به لحاظ افزایش قابلیت مقایسه، دوره مالی شرکت‌ها منتهی به پایان اسفند ماه باشد.
۳. نمونه آماری شامل شرکت‌های واسطه‌گری مالی، سرمایه‌گذاری، لیزینگ، بانک‌ها و شرکت‌های بیمه نمی‌شود؛ زیرا ماهیت دارایی شرکت‌های مذکور متفاوت است.
۴. شرکت‌ها طی دوره زمانی این پژوهش، تغییر فعالیت یا تغییر دوره مالی ن داده باشند.
۵. داده‌های مد نظر شرکت‌ها در دسترس باشد.

در نهایت ۷۲ شرکت پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران، برای این پژوهش انتخاب شدند.

مدل و متغیرهای پژوهش

مدل‌های پژوهش

این پژوهش به دنبال بررسی چسبندگی حق الزحمه حسابرسی است. بدین منظور از مدل‌های معرفی شده زیر برای بررسی فرضیه‌های پژوهش بهره‌جویی شده است. همچنین برای برآورد حق الزحمه مد نظر هر شرکت، از مدل حق الزحمه استاندارد استفاده شده است. به کارگیری این مدل، امکان برآورد دقیق هزینه حق الزحمه حسابرسی را نسبت به مدل چسبندگی هزینه فراهم

می‌کند. سپس تغییرات حق الزحمه واقعی با تغییرات پیش‌بینی شده مدل، به صورت کلی و نیز تفکیکی مقایسه می‌شود. حق الزحمه حسابداری تابعی از متغیرهای زیر است (هویتاش، آریل و چارلز، ۲۰۰۷؛ دی. ویلرس و همکاران، ۲۰۱۴):

$$LAF_{it} = \beta_0 + \beta_1 LTA_{it} + \beta_2 CATA_{it} + \beta_3 QUICK_{it} + \beta_4 DE_{it} + \beta_5 RPI_{it} + \beta_6 LOSS_{it} + \varepsilon \quad (\text{مدل ۱})$$

$$\log\left(\frac{AF_t}{AF_{t-1}}\right) = \beta_0 + \beta_1 \log\left(\frac{EAF_t}{EAF_{t-1}}\right) + \varepsilon \quad (\text{مدل ۲})$$

برای بررسی فرضیه اول با استفاده از مدل ۲، پیش‌بینی می‌شود مقدار β_1 کمتر از یک باشد که نشان می‌دهد حق الزحمه‌های حسابداری به صورت کامل و متناسب با مدل استاندارد حق الزحمه، اصلاح می‌شوند. به بیانی، واکنش حق الزحمه حسابداری متناسب با تغییرات صورت گرفته و تابعی از عوامل مطرح شده در مدل استاندارد (مدل ۱) است.

$$\log\left(\frac{AF_t}{AF_{t-1}}\right) = \beta_0 + \beta_1 \log\left(\frac{EAF_t}{EAF_{t-1}}\right) + \beta_2 \text{Decrease} \times \log\left(\frac{EAF_t}{EAF_{t-1}}\right) + \varepsilon \quad (\text{مدل ۳})$$

برای بررسی فرضیه دوم با استفاده از مدل ۳، پیش‌بینی می‌شود ارتباط β_2 با متغیر وابسته معنادار باشد و این تمایل بیشتر به افزایش حق الزحمه را نشان می‌دهد. به بیانی فرض می‌شود با توجه به مبانی نظری، حق الزحمه حسابداری معمولاً روند افزایشی داشته باشد، نه کاهشی. همچنین برای بررسی فرضیه چهارم با استفاده از مدل ۳، پیش‌بینی می‌شود ضریب β_2 در سال‌های دوم، سوم و... کوچکتر شود که نشان می‌دهد چسبندگی حق الزحمه در طول زمان کاهش می‌یابد. برای بررسی فرضیه پنجم نیز با استفاده از مدل ۳ پیش‌بینی می‌شود اصلاح حق الزحمه برای شرکت‌هایی که حساب‌رسان خود را تغییر داده‌اند، کمتر باشد. برای بررسی کاهش تفاوت بین تغییرات مثبت و منفی از مدل رگرسیونی زیر استفاده می‌شود:

$$\text{مدل ۴)} \quad \text{Log}\left(\frac{AF_t}{AF_{t-1}}\right) = \beta_0 + \beta_1 \text{Log}\left(\frac{EAF_t}{EAF_{t-1}}\right) + \beta_2 \text{Decrease} \times \text{Log}\left(\frac{EAF_t}{EAF_{t-1}}\right) \\ + \beta_3 \text{Log}\left(\frac{AF_{t-1}}{AF_{t-2}}\right) + \beta_4 \text{Decrease} \times \text{Log}\left(\frac{EAF_{t-1}}{EAF_{t-2}}\right) + \varepsilon$$

برای بررسی فرضیه سوم با استفاده از مدل ۴ پیش بینی می شود β_4 مثبت و معنادار باشد که نشان دهنده کاهش چسبندگی حق الزحمه است.

در مدل های مذکور:

AF : حق الزحمه حسابرسی؛

EAF : حق الزحمه حسابرسی برآوردی؛

TA : مجموع دارایی ها؛

$CATA$: نسبت دارایی های جاری؛

$QUICK$: نسبت دارایی جاری به بدهی جاری؛

DE : نسبت بدهی بلندمدت به مجموع دارایی ها؛

ROI : نسبت سود قبل از بهره و مالیات به مجموع دارایی ها؛

$LOSS$: زیان شرکت.

متغیرهای این پژوهش شامل دو دسته متغیرهای وابسته و مستقل به شرح زیر هستند:

متغیر وابسته

حق الزحمه حسابرسی (LAF): در این پژوهش متغیر وابسته حق الزحمه حسابرسی است که برای محاسبه آن از لگاریتم طبیعی حق الزحمه حسابرسی استفاده شده است (هویتاش و همکاران، ۲۰۰۷). اطلاعات مربوط به حق الزحمه حسابرسی از یادداشت های همراه صورت های مالی بخش هزینه های اداری و عمومی و معین سایر هزینه ها استخراج شده است.

متغیرهای مستقل

متغیرهای مستقل این پژوهش به شرح زیر معرفی می شوند:

حق الزحمه برآورد شده (EAF_t/EAF_{t-1}): عبارتست از لگاریتم طبیعی حق الزحمه برآوردی سال جاری به حق الزحمه برآوردی سال قبل. برای برآورد حق الزحمه حسابرسی از مدل ۱ پژوهش استفاده شده است (دی. ویلرس و همکاران، ۲۰۱۴).

۴۴۰ _____ بررسی های حسابداری و حسابرسی، دوره ۲۱، شماره ۴، زمستان ۱۳۹۳

متغیر موهومی (Decrease): اگر حق الزحمه برآوردی منفی باشد، متغیر موهومی یک در نظر گرفته می شود، در غیر این صورت صفر است.

اندازه شرکت (LTA): برابر با لگاریتم طبیعی مجموع دارایی های شرکت است.

نسبت جاری (CATA): برابر با نسبت دارایی های جاری به مجموع دارایی ها است.

نسبت آنی (QUICK): برابر با نسبت دارایی های جاری (به استثنای موجودی کالا) به بدهی های جاری شرکت است.

بدهی بلندمدت (DE): برابر با نسبت بدهی بلندمدت به مجموع دارایی ها است.

بازده دارایی ها (ROA): برابر با نسبت سود قبل از بهره و مالیات به مجموع دارایی ها است.

زیان (LOSS): متغیر موهومی است که اگر شرکت در سال جاری، سال قبل یا در دو سال قبل، زیان داشته باشد عدد یک می گیرد و در غیر این صورت صفر است.

یافته های پژوهش

آمار توصیفی

برای ارائه نمای کلی از خصوصیات مهم متغیرهای محاسبه شده، در جدول ۱ برخی از آماره های توصیفی این متغیرها (میانگین، میانه، انحراف معیار، حداقل و اکثر مشاهدات) درج شده است.

جدول ۱. آمار توصیفی متغیرهای پژوهش

متغیرها	میانگین	میانه	انحراف معیار	حداکثر	حداقل
حق الزحمه حسابرسی	۱۹/۵۷۰۹	۱۹/۴۴۳۱	۰/۶۸۶۷	۲۱/۸۲۰۵	۱۶/۸۱۱۲
اندازه شرکت	۱۲/۴۳۰۴	۱۲/۳۰۰۰	۱/۳۹۸۱	۱۶/۸۰۰۰	۹/۳۰۰۰
نسبت جاری	۰/۶۴۹۰	۰/۷۰۰۰	۰/۲۱۳۸	۰/۹۷۰۰	۰/۰۷۰۰
نسبت آنی	۱/۲۳۹۶	۱/۲۱۵۰	۰/۵۴۱۸	۵/۰۵۰۰	۰/۲۲۰۰
بدهی بلندمدت	۰/۰۹۱۱	۰/۰۵۰۰	۰/۱۱۰۸	۰/۷۹۰۰	۰/۰۰۰۰
بازده دارایی ها	۰/۱۷۴۷	۰/۱۵۷۰	۰/۱۲۶۴	۰/۶۷۲۱	۰/۱۸۰۸

میانگین حق الزحمه حسابرسی برابر با ۱۹/۵۷ است. ارزش میانگین اندازه شرکت ۱۲/۴۳ و نسبت جاری ۰/۶۴۹۰ به دست آمده است. به بیان دیگر بخش عمده ای از دارایی شرکت ها، جاری است که به تلاش و رسیدگی بیشتر حسابرسی و نیز حق الزحمه بیشتری نیازمند است. میانگین بدهی های بلندمدت و بازده دارایی ها به ترتیب برابر با ۰/۰۹۱۱ و ۰/۱۷۴۷ است. ارزش میانگین نسبت آنی ۱/۲۳۹۶ محاسبه شده است که بیانگر توان بالای شرکت ها در بازپرداخت بدهی های

جاری است. با مقایسه میانگین و میانه متغیرها می‌توان گفت که ارزش همه میانگین‌ها به‌استثنای نسبت جاری، بزرگتر از میانها است که انحراف منطقی در توزیع هر متغیر را نشان می‌دهد (ژو، ونگ و هان، ۲۰۱۳). واوس (۲۰۰۲) بیان می‌کند هنگامی که تعداد مشاهدات بزرگتر از ۱۰۰ باشد (معیاری تقریبی برای توزیع نرمال) احتمال نرمال بودن داده‌ها افزایش می‌یابد.

آزمون فرضیه‌ها

قبل از برآزش مدل‌ها، به‌منظور تعیین استفاده از روش داده‌های تابلویی با اثرهای ثابت در مقابل روش داده‌های ترکیبی، باید آزمون F لیمر روی مدل‌های پژوهش اجرا شود. نتایج حاصل از آزمون F لیمر برای مدل‌های پژوهش در جدول ۲ نشان داده شده است.

جدول ۲. نتایج آزمون F لیمر برای مدل‌های پژوهش

مدل پژوهش	آماره	سطح خطا	روش پذیرفته‌شده
مدل ۲	۷/۸۸۵۸	۰/۰۰۰۰	مدل اثرهای ثابت
مدل ۳	۷/۸۷۰۶	۰/۰۰۰۰	مدل اثرهای ثابت
مدل ۴	۷/۸۳۱۸	۰/۰۰۰۰	مدل اثرهای ثابت

با توجه به آماره و سطح خطای آزمون F لیمر و رد فرضیه H. برای مدل‌های پژوهش، باید برای انتخاب مدل داده‌های تابلویی با اثرهای ثابت یا داده‌های تابلویی با اثرهای تصادفی، آزمون هاسمن نیز اجرا شود. نتایج مربوط به آزمون هاسمن در جدول ۳ نشان داده شده است.

جدول ۳. نتایج آزمون هاسمن برای مدل‌های پژوهش

مدل پژوهش	آماره	سطح خطا	روش پذیرفته‌شده
مدل ۲	۳/۲۱۷۰	۰/۰۷۲۹	مدل اثرهای تصادفی
مدل ۳	۳/۴۵۳۴	۰/۰۰۷۹	مدل اثرهای ثابت
مدل ۴	۴/۴۶۹۱	۰/۰۰۳۴	مدل اثرهای ثابت

همان‌طور که در جدول ۳ مشاهده می‌شود، فرضیه H. برای مدل‌های ۳ و ۴ رد شده است، در نتیجه مدل داده‌های تابلویی با اثرهای ثابت مدل برتر شناخته می‌شود. بنابراین، برای تخمین مدل‌های پژوهش از روش داده‌های تابلویی با اثرهای ثابت استفاده شده است. در پژوهش حاضر برای تشخیص خودهمبستگی مدل از آزمون دوربین - واتسون استفاده شده است. اگر مقدار آماره دوربین - واتسون نزدیک به عدد ۲ باشد، استقلال جمله خطای مدل

را می‌توان پذیرفت. علاوه بر این، برای بررسی معناداری کل مدل نیز آزمون فیشر اجرا شده است. جدول ۴ نتایج برآورد مدل‌های پژوهش را نشان می‌دهد.

جدول ۴. نتایج برآورد مدل‌های پژوهش

مدل ۴		مدل ۳		مدل ۲		متغیر
ضریب	آماره t	ضریب	آماره t	ضریب	آماره t	
-۰/۰۵۲۱	-۲/۲۳۱۲	-۰/۵۳۸۶	-۰/۱۴۷	-۰/۰۸۴۹	-۰/۰۰۴۹	عرض از مبدأ
۰/۰۱۰۲	۰/۱۳۲۹	۰/۴۰۳۱	۰/۰۳۹۳	۰/۱۹۱۵	۰/۰۱۱۲	$Log (EAF_t / EAF_{t-1})$
-۰/۱۷۶۲	-۱/۴۵۳۳	-۰/۵۷۰۴	-۰/۰۸۶۰	-	-	$Decrease - Dummy \times Log (EAF_t / EAF_{t-1})$
۰/۱۰۸۶	۱/۳۵۱۱	-	-	-	-	$Log (EAF_{t-1} / EAF_{t-2})$
-۰/۲۴۴۸	-۲/۰۲۰۱	-	-	-	-	$Decrease - Dummy_{t-1} \times Log (EAF_{t-1} / EAF_{t-2})$
۰/۵۵۱۳		۰/۶۶۲۸		۰/۲۲۰۱		ضریب تعیین
۰/۴۱۶۷		۰/۵۷۶۷		۰/۱۲۲۸		ضریب تعیین تعدیل شده
۱/۹۴۳۶		۱/۹۲۱۰		۱/۵۵۱۸		آماره دوربین - واتسون
۲۲/۲۸۱۰		۷/۶۹۳۷		۳/۰۳۶۴		آماره F
۰/۰۰۰		۰/۰۰۰		۰/۰۰۸		احتمال آماره F

بر اساس مدل ۲، فرضیه اول پژوهش مبنی بر اینکه حق الزحمه‌های حسابرسی به سرعت و متناسب با سطوح ارائه شده توسط مدل حق الزحمه حسابرسی، اصلاح نمی‌شوند، تأیید شده است. با توجه به فرضیه اول، پیش‌بینی می‌شد β_1 کمتر از یک باشد. نتایج رابطه ۲ در جدول ۴ نشان می‌دهد حق الزحمه‌های حسابرسی از طریق اصلاحات پیش‌بینی شده به مقدار کمتر از ۱۰۰ درصد (۱/۱۲ درصد) اصلاح می‌شوند.

همچنین نتایج جدول ۴ نشان می‌دهد فرضیه دوم پژوهش مبنی بر اینکه کاهش حق الزحمه حسابرسی، کمتر از افزایش حق الزحمه حسابرسی است، تأیید نمی‌شود. پیش‌بینی می‌شد که β_2 معنادار باشد. به بیان دیگر، انتظار می‌رفت اصلاحات کاهش‌ی کمتر از اصلاحات افزایشی باشد، اما بر اساس جدول ۴ آماره t برابر با $-۰/۵۷۰۴$ محاسبه شده است که نشان می‌دهد فرضیه دوم تأیید نمی‌شود. نتایج بررسی سالانه فرضیه سوم پژوهش، در جدول ۵ نشان داده شده است.

جدول ۵. نتایج برآورد مدل سوم پژوهش

متغیر	سال ۲		سال ۳		سال ۴	
	ضریب	آماره t	ضریب	آماره t	ضریب	آماره t
عرض از مبدأ	۰/۰۱۲۶	۰/۱۸۵۴	۰/۰۹۰۹	۸/۵۲۸۶	۰/۰۹۸۰	۸/۳۶۷۰
$Log (EAF_t / EAF_{t-1})$	۰/۱۶۹۷	۰/۶۴۳۲	-	-	-	-
$Decrease - Dummy \times Log (EAF_t / EAF_{t-1})$	-۰/۸۱۸۳	-۱/۹۳۸۷	-	-	-	-
$Log (EAF_t / EAF_{t-2})$	-	-	۰/۱۰۷۸	۳/۲۰۵۸	-	-
$Decrease - Dummy \times Log (EAF_t / EAF_{t-2})$	-	-	-۰/۳۱۱۳	-۳/۹۰۲۶	-	-
$Log (EAF_t / EAF_{t-3})$	-	-	-	-	۰/۱۰۶۰	۲/۷۶۲۰
$Decrease - Dummy \times Log (EAF_t / EAF_{t-3})$	-	-	-	-	-۰/۲۸۴۹	-۴/۰۷۱۲
ضریب تعیین	۰/۲۴۹۵	۰/۵۱۵۴	۰/۰۵۶۸			
ضریب تعیین تعدیل شده	۰/۱۲۴۰	۰/۲۶۶۱	۰/۰۵۰۰			
آماره دوربین-واتسون	۲/۱۳۵۷	۲/۱۲۷۱	۲/۳۰۲۶			
آماره F	۳/۳۱۸۴	۷/۰۶۷۴	۸/۳۴۵۵			
احتمال آماره F	۰/۰۰۹	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰			

فرضیه سوم پژوهش مبنی بر اینکه طبق مدل استاندارد حق الزحمه، انحراف حق الزحمه از سطوح پیشنهادی در دوره‌های بلندمدت کاهش می‌یابد، تأیید شده است. با استفاده از مدل ۳ پیش‌بینی می‌شد ضریب β_3 در سال‌های دوم، سوم و چهارم کوچکتر شود به این معنا که تفاوت‌های مثبت و منفی، در طول زمان کاهش می‌یابد. همان‌طور که مشاهده می‌شود ضریب متغیر از $-۰/۸۱۸۳$ به $-۰/۲۸۴۹$ تغییر یافته است. به بیانی، شدت تفاوت‌ها کاهش داشته است. در فرضیه چهارم (جدول ۴) با استفاده از مدل ۴ پیش‌بینی می‌شد β_4 مثبت و معنادار باشد و کاهش تفاوت‌های مثبت یا منفی را نشان دهد، اما همان‌طور که مشاهده می‌شود β_4 با ضریب $-۰/۲۴۴۸$ و آماره t با مقدار $-۲/۰۲$ ، منفی و معنادار است. به بیانی دیگر، تفاوت‌ها افزایش یافته است و فرضیه چهارم تأیید نمی‌شود. همان‌طور که در فرضیه قبل نیز بیان شد، تورم یکی از عوامل مؤثر افزایش تفاوت‌ها است. همچنین، بیشتر شرکت‌های مورد مطالعه در مرحله رشد قرار دارند (واعظ و همکاران، ۲۰۱۳) که به افزایش تفاوت‌ها منجر می‌شود. نتایج بررسی فرضیه پنجم پژوهش به شرح جدول ۶ است.

جدول ۶. نتایج برآورد مدل سوم پژوهش

تغییر حسابرِس		عدم تغییر حسابرِس (مدل ۳)		متغیر
ضریب	آماره t	ضریب	آماره t	
-۰/۰۶۲۲	-۱/۶۶۸۹	-۰/۰۱۴۷	-۰/۵۲۸۶	عرض از مبدأ
-۰/۶۱۱۴	۳/۴۸۸۶	۰/۰۳۹۳	-۰/۴۰۳۱	$\text{Log}(EAF_t / EAF_{t-1})$
-۰/۹۷۶۸	-۳/۵۶۵۱	-۰/۰۸۶۰	-۰/۵۷۰۴	$\text{Decrease} - \text{Dummy} \times \text{Log}(EAF_t / EAF_{t-1})$
۰/۳۰۴۸		-۰/۶۶۲۸		ضریب تعیین
۰/۰۶۱۸		-۰/۵۷۶۷		ضریب تعیین تعدیل شده
۲/۱۷۸۴		۱/۹۲۱۰		آماره دوربین - واتسون
۳/۲۵۴۷		۷/۶۹۳۷		آماره F
۰/۰۰۸		۰/۰۰۰		احتمال آماره F

فرضیه پنجم پژوهش بیان می کند به هنگام تغییر حسابرِس، حق الزحمه های حسابرسی به سطوح ارائه شده توسط مدل استاندارد حق الزحمه حسابرسی نزدیک تر می شوند. با استفاده از مدل ۳ پیش بینی می شد آثار اصلاح حق الزحمه برای شرکت هایی که حسابرسان خود را تغییر داده اند، کمتر باشد. همان طور که در جدول ۶ مشاهده می شود $\beta_1 + \beta_2$ در شرکت هایی که حسابرِس خود را تغییر نداده اند $-۰/۰۴۶۷$ - به دست آمده است، این نسبت برای شرکت هایی که حسابرسان خود را تغییر داده اند برابر با $-۰/۳۶۵۴$ - است. به بیان دیگر با بررسی قدر مطلق تغییرات صورت گرفته شاهد کاهش تفاوت بین حق الزحمه حسابرسی و مدل استاندارد هستیم؛ زیرا قدر مطلق تفاوت ها به عدد یک نزدیک تر شده است. بنابراین، فرضیه پنجم پژوهش نیز تأیید می شود.

بر اساس نتایج برآورد مدل ها، می توان نتیجه گرفت که مدل های پژوهش معنادار است؛ زیرا مقدار سطح خطای احتمال آماره F کمتر از ۵ درصد است. در نتیجه در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنادار بودن مدل پذیرفته می شود. همچنین با توجه به مقدار آماره دوربین - واتسون مدل های فوق می توان گفت مدل های پژوهش مشکل خودهمبستگی ندارند.

نتیجه گیری و پیشنهادها

در این پژوهش، تغییرات و چسبندگی حق الزحمه حسابرسی، مطالعه شده است. بر اساس یافته های پژوهش، حق الزحمه های حسابرسی در کوتاه مدت و متناسب با مدل استاندارد حق الزحمه حسابرسی، تعدیل نمی شوند. نتایج حاصل از این فرضیه مشابه یافته های قاش و لاست گارتن (۲۰۰۶) است. آنها به این نتیجه رسیدند که قدرت توضیح دهنده مدل استاندارد

حق الزحمه حسابرسی، در حالت چندساله نسبت به سالانه بیشتر است. به بیان دیگر، حق الزحمه حسابرسی در دوره‌های چندساله تغییر می‌کند و در دوره‌های کوتاه‌مدت (معمولاً یک‌ساله) تغییر مشهودی در حق الزحمه صورت نمی‌گیرد. مؤسسه‌های حسابرسی در دوره‌های چندساله حسابرسی، شناخت بهتری از عملیات صاحبکار کسب می‌کنند و حق الزحمه حسابرسی را نیز متناسب با شناخت کسب‌شده اصلاح می‌کنند. فرضیه دوم پژوهش حاکی از این است که چسبندگی حق الزحمه از روند مشخصی تبعیت نمی‌کند. یکی از دلایل رد شدن فرضیه دوم را می‌توان وجود تورم در سال‌های اخیر ذکر کرد؛ به نحوی که هر ساله میزان حق الزحمه حسابرسی با توجه به تغییرات قیمت، تعیین شده است (واعظ و همکاران، ۲۰۱۳) و نیز مؤسسه‌ها به‌منظور جذب صاحبکاران، تغییرات زیادی را در حق الزحمه درخواستی لحاظ نمی‌کنند. بنابراین، تناسبی بین میزان افزایش و کاهش حق الزحمه حسابرسی وجود ندارد. به بیان دیگر، اصلاحات افزایشی مربوط به حق الزحمه حسابرسی کمتر از حد انتظار است و نشان می‌دهد حسابربان شناخت کافی نسبت به تغییرات ندارند. نتایج حاصل از این فرضیه منطبق بر یافته‌های فرگوسن و همکاران (۲۰۰۵) نیست، اما با یافته‌های واعظ و همکارانش (۲۰۱۳) هماهنگی دارد.

نتایج بررسی تغییرات حق الزحمه حسابرسی، نشان می‌دهد تغییرات ایجاد شده در عوامل حق الزحمه حسابرسی، به تغییرات سریع یا متقارن حق الزحمه حسابرسی منجر نمی‌شود، به‌خصوص، تغییرات افزایشی بیشتر از تغییرات کاهشی است. تفاوت بین تغییرات افزایشی و کاهشی در طول زمان تعدیل می‌شود؛ به نحوی که در سال چهارم این تفاوت معنادار نیست. به بیان دیگر، مؤسسه‌های حسابرسی در سال‌های اولیه، حق الزحمه درخواستی خود را تغییر نمی‌دهند، اما در سال‌های بعدی با توجه به شناختی که از صاحبکار به‌دست می‌آورند، به تعدیل حق الزحمه اقدام می‌کنند. کاهش این تفاوت‌ها بیانگر رقابتی بودن بازار خدمات حسابرسی است؛ زیرا بخشی از این تعدیلات ناشی از شناخت حق الزحمه درخواستی مؤسسه‌های رقیب است. نتایج حاصل از این فرضیه با یافته‌های هال، والش و یاتیس (۲۰۰۰) و اندرسون و همکاران (۲۰۰۳) تطابق دارد. در فرضیه چهارم پیش‌بینی می‌شد تفاوت بین تغییرات افزایشی و کاهشی حق الزحمه حسابرسی در سال‌های بعدی تعدیل شود. به بیان دیگر، تصور می‌شد در افزایش یا کاهش حق الزحمه حسابرسی روند مشخصی وجود داشته باشد. همان‌طور که در فرضیه پیش نیز بیان شد، تورم یکی از عوامل مؤثر در افزایش تفاوت‌ها است. همچنین بیشتر شرکت‌های بررسی‌شده در مرحله رشد قرار دارند (واعظ و همکاران، ۲۰۱۳) که منجر به افزایش تفاوت‌ها (و نه کاهش تفاوت‌ها) می‌شود. تورم و رشد موجب از بین رفتن روندهای مشخص افزایشی یا کاهشی در

حق الزحمه حسابرسی می شوند. نتایج این فرضیه با یافته های اندرسون و همکارانش (۲۰۰۳) تطابق ندارد.

بر اساس یافته های پژوهش، هنگامی که صاحبکاران حسابرسان را تغییر می دهند، حق الزحمه حسابرسی به سطح پیشنهادی طبق مدل استاندارد حق الزحمه نزدیک تر می شود. این نتایج با ادبیات چسبندگی هزینه، مبنی بر اینکه ثبات در حق الزحمه حسابرسی برای چندین دوره تداوم داشته، اما در نهایت اصلاح می شود، هماهنگی دارد. یافته های فرانسیس و سیمون (۱۹۸۷) نشان داده است حسابرسان برای جلب مشتری جدید، در سال اول حق الزحمه حسابرسی کمتری پیشنهاد می دهند. بنابراین تغییر حسابرس به نزدیک تر شدن حق الزحمه های حسابرسی به سطوح ارائه شده مدل استاندارد حق الزحمه حسابرسی منجر می شود، اما حسابرسان معمولاً در سال های اولیه رابطه خود با صاحبکار، به دلیل ناآشنایی با شرکت و نوع فعالیت های شرکتی که باید رسیدگی کنند، هزینه های زیادی را متحمل می شوند. در نتیجه، آنان تلاش می کنند این زیان را در سال های بعدی رابطه خود با صاحبکار، جبران کنند که سبب فاصله گرفتن حق الزحمه حسابرسی از مدل استاندارد حق الزحمه می شود. نتایج حاصل از این فرضیه با یافته های دی آنجلو (۱۹۸۱) همخوانی دارد.

References

- Alavi, H., Robati, M. & Yusefi-Asl, F. (2012). Agency Problems and Audit Fees Further Tests of the Free Cash Flow Hypothesis. *The Iranian Accounting and Auditing Review*, 19(2): 97-122. (in Persian)
- Anderson, M. C., Banker, R. D. & Janakiraman, S. N. (2003). Are selling, general, and administrative costs "sticky"? *Journal of Accounting Research*, 41(1): 47-63.
- Asthana, S. C. & Boone, J. P. (2012). Abnormal Audit Fee and Audit Quality. *AUDITING: A Journal of Practice & Theory*, 31 (3): 1-22.
- Ball, L. & Mankiw, N. G. (1994). *A Sticky-Price Manifesto*, National Bureau of Economic Research, Working paper, No. 4677. DOI: 10.3386/w4677.
- Ben Ali, C. & Lesage, C. (2012). Audit pricing and nature of controlling shareholders: Evidence from France. *China Journal of Accounting Research*, 6 (1): 21-34.
- Bhaduri, A. & Falkinger, J. (1990). Optimal price adjustment under imperfect information. *European Economic Review*, 34 (9): 41-52.
- Casterella, J., Francis, J., Lewis, B. & Walker, P. (2004). Auditor industry specialization, client bargaining power, and audit pricing. *Auditing: A Journal of Practice & Theory*, 23 (1): 123-140.

- Causholli, M., De Martinis, M., Hay, D. & Knechel, W. R. (2010). Audit Markets, Fees and Production: Towards an Integrated View of Empirical Audit Research. *Journal of Accounting Literature*, 29: 167-215.
- Choi, J. H., Kim, C. F., Kim, J. B., Zang, Y. S. (2010). Audit office size, Audit quality and Audit pricing. *Auditing: A Journal of practice & theory*, 29 (1), 73-97.
- Craswell A., Francis, J. & Taylor, S. (1995). Auditor brand name reputation and industry specialization. *Journal of Accounting and Economics*, 20 (3): 297-322.
- De Angelo, L. E. (1981). Auditor independence, 'low balling,' and disclosure regulation. *Journal of Accounting and Economics*, 3(2): 113-127.
- De Villiers, C., Hay, D., Zhang, Z. (2014). Audit fee stickiness, *Electronic copy*, available at: <http://ssrn.com/abstract=1771045>.
- Doogar, R., Sivadasan, P. & Solomon, I. (2010). The regulation of public company auditing: Evidence from the transition to AS5. *Journal of Accounting Research*, 48(4): 795-814.
- Ettredge, M., Li, C. & Emeigh, E. (2011). *Fee Pressure and Audit Quality*. Working paper on SSRN, <http://ssrn.com/abstract=1903860>.
- European Commission. (2010). *Green paper: Audit policy: Lessons from the crisis*. Brussels: European Commission.
- Ferguson, A., Lennox, C. & Taylor, S. (2005). *Audit Fee Rigidities in the Presence of Market Frictions: Evidence and Explanations*. Working paper, University of New South Wales.
- Francis, J.R. & Simon, D.T. (1987). A test of audit pricing in the small-client segment of the U.S. audit market. *The Accounting Review*, 62 (1): 145-157.
- Ghosh, A. & Lustgarten, S. (2006). Pricing of initial audit engagements by large and small audit firms. *Contemporary Accounting Research*, 23(2): 333-368.
- Hall, S., Walsh, M. & Yates, A. (2000). Are UK companies' prices sticky? *Oxford Economic Papers*, 52(4): 25-46.
- Hay, D. & Knechel, W. R. (2010). The Effects of Advertising and Solicitation on Audit Fees. *Journal of Accounting and Public Policy*, 29(1): 60-81.
- Hoitash, R., Markelevich, A.J. & Barragato, C. A. (2007). Auditor Fees and Audit Quality. *Managerial Auditing Journal*, 22(8). Available at SSRN: <http://ssrn.com/abstract=1025904>.
- Johnstone, K. M., Bedard, J. C. & Ettredge, M. L. (2004). The Effect of Competitive Bidding on Engagement Planning and Pricing. *Contemporary Accounting Research*, 21(1): 25-53.

- Khodadadi, V. & Hajizadeh, S. (2011). Agency theory and independent audit fee: test of free cash flow hypotheses, *financial accounting science*, 1(2): 76-92. (in Persian)
- Khodadadi, V., Ghorbani, R. Khansari, N. (2014). Investigating the effect of ownership structure on audit fee. *The Iranian Accounting and Auditing Review*, 21(1): 57-71. (in Persian)
- Martin, C. (1993). Price adjustment and market structure. *Economics Letters*, 41(1): 39-43.
- Menon, K. & Williams, D. D. (2001). Long-term trends in audit fees. *Auditing: A Journal of Practice and Theory*, 20(1): 115-136.
- Nikbakht, M. & Tanani, M. (2010). Examination of factors affecting audit fees of financial statements. *Financial accounting research*, 2(4): 111-132. (in Persian)
- Palmrose, Z.-V. (1989). The Relation of Audit Contract Type to Fees and Hours. *Accounting Review*, 64(3): 488-499.
- Rajabi, R., Mohamadi Khashoe, H. (2008). Agency Costs and Audit Pricing. *The Iranian Accounting and Auditing Review*, 53(3): 35-52. (in Persian)
- Sajadi, S. & Zarei, R. (2006). The effect of audit firm and client characteristics on audit fees, *The Iranian Accounting and Auditing Review*, 14 (3): 67-90. (in Persian)
- Senate, U.S. (1977). *Subcommittee on Reports, Accounting and Management of the Commission on Government Operations*. The Accounting Establishment: A Staff Study. Washington DC. Government Printing Office.
- Shapiro, C. (1983). Premiums for high quality products as returns to reputations, *Quarterly Journal of Economics*, 98 (4): 659-679.
- Simunic, D. (1980). The pricing of audit services: theory and evidence, *Journal of Accounting Research*, 18 (1): 161-190.
- Vaez, S., Ramazan Ahmadi, M. & Rashidi Baqhi, M. (2013). Impact of audit quality on audit fee in listed companies, *financial accounting science*, 3(1): 92-114. (in Persian)
- Vaus, D. (2002). *Analyzing social science data*. (1st Ed.). London: SAGE Publications Ltd.
- XU, X., Wang, X., Han, N. (2013). Accounting Conservatism, Ultimate Ownership and Investment Efficiency, Electronic copy available at: <http://ssrn.com/abstract=2103957>.
- Zbaracki, M. J., Ritson, M., Levy, D., Dutta, S. & Bergen, M. (2004). Managerial and customer costs of price adjustment: Direct evidence from industrial markets, *Review of Economics and Statistics*, 86 (2): 514-533.