

بررسی متغیرهای تاخیر در گزارش‌های حسابرسی و حق الزحمه غیرعادی حسابرسی در کیفیت کنترل داخلی

تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۱۱/۲۵

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۱/۰۲/۰۱

کد مقاله: ۸۳۶۰۰

بیبا سرهنگی^۱، ندا اسلامی سامانی^۲، حسن ابوالقاسمی^۳

چکیده

هدف از این مطالعه این است که یک اندازه‌گیری جایگزین برای کیفیت کنترل داخلی با استفاده از اطلاعات گزارش شده در شرکت ایجاد شود. جامعه آماری این پژوهش شرکتی‌ها پذیرفته‌شده در بورس تهران از سال ۱۳۹۱ تا سال ۱۳۹۸ هستند که به شیوه غربالگری تعداد ۹۱ شرکت به‌عنوان نمونه انتخاب شدند. فرضیه‌های پژوهش با استفاده از پنل دیتا و نرم‌افزار Eviews تحلیل گردیده و نتایج نشان می‌دهد که طبقه‌بندی نادرست هزینه‌های مربوط به حسابرسی در افشای حسابرسی نشده گزارش سالانه، یک پروکسی برای نشان دادن کیفیت کنترل داخلی پایین است. با کیفیت کنترل داخلی پایین تر، متوجه می‌شویم که شرکت‌هایی که در هزینه‌های مربوط به حسابرسی طبقه‌بندی نادرستی دارند، احتمالاً ضعف کنترل داخلی را گزارش می‌کنند، تأخیر گزارش حسابرسی و پرداخت هزینه‌های حسابرسی بالاتر نشان می‌دهد که طبقه‌بندی نادرست هزینه‌های مربوط به حسابرسی با کیفیت کنترل داخلی ضعیف ارتباط دارد.

واژگان کلیدی: حق‌الزحمه حسابرسی، کیفیت کنترل داخلی، کیفیت گزارشگری مالی

۱- کارشناسی ارشد حسابداری- حسابرسی (نویسنده مسئول)

۲- کارشناسی ارشد حسابداری

۳- کارشناسی ارشد حسابداری

یکی از مباحث متداول در ادبیات حسابداری بررسی اثرات سیستم کنترل داخلی ضعیف است. تقریباً در اکثر مطالعات از یک تناقض واحد برای کیفیت کنترل داخلی استفاده کرده‌اند: گزارش از ضعف مادی در کنترل‌های داخلی نسبت به گزارشگری مالی. بنابراین مساله ضعف به ویژه در میان شرکتهای بزرگ از زمان قانون ساربینز اکسلی همچنان مساله ای نادر است. علاوه بر این، ضعف کنترل داخلی که در گزارش مدیریت ظاهر می شود نمیتواند با موفقیت تا پایان سال مالی کمبود کنترل‌های داخلی را اصلاح کند. ضعف کنترل در حقیقت ممکن است به جای کیفیت سیستم گزارشگری مالی، ناتوانی مدیریتی و یا عدم صداقت را در پی داشته باشد (جاروینن و میلماکی^۱، ۲۰۱۶). بنابراین، شناسایی یک معیار جایگزین داخلی کنترل کیفیت ممکن است به اطمینان از یافته های قبلی کمک کند.

عدم گزارش هزینه‌های مربوط به حسابرسی توسط یک بنگاه که ادغام یا مالکیت (M&A) را در طول سال به اتمام رسانده است به احتمال زیاد نشانگر نقص کنترل افشای اطلاعات است و ممکن است نشانه ای از یک سیستم کنترل داخلی ضعیف باشد. ما بررسی می کنیم که آیا این ناسازگاری با خصوصیات یا علائم یک سیستم کنترل داخلی ضعیف همراه است یا خیر. مطابق انتظار متوجه می‌شویم که شرکت های فاقد هزینه‌های مربوط به حسابرسی احتمالاً ضعف بااهمیت کنترل‌های داخلی خود را نسبت به گزارشگری مالی گزارش می دهند، فیلترهای به موقع کمتری دارند (یعنی گزارش های طولانی تر دارند) و هزینه‌های حسابرسی بالاتری را نیز پرداخت می کنند (سازگار با تلاش بیشتر حسابرسی). بعبارتی سوال اصلی تحقیق این است که تاثیر طبقه‌بندی نادرست هزینه‌های مربوط به حسابرسی به عنوان معیار کیفیت کنترل داخلی چگونه است؟

۲- چارچوب تحقیق

۲-۱- فرضیه اصلی

طبقه‌بندی نادرست مربوط به حق الزحمه حسابرسی نشانه ای از ضعف کنترل داخلی است.

۲-۲- فرضیه های فرعی

ضعف های با اهمیت موجود در گزارش حسابرسی نشانه ای از ضعف کنترل داخلی است. تاخیر در گزارش های حسابرسی نشانه ای از ضعف کنترل داخلی است. حق الزحمه غیرعادی حسابرسی نشانه ای از ضعف کنترل داخلی است.

۲-۳- مدل مفهومی پژوهش

تعریف عملیاتی متغیرها

تخصص حسابرسی در صنعت اگر متخصص باشد ۱ و در غیر اینصورت برابر ۰. برای محاسبه صنعت تخصص حسابرسی (AUDSPEC#) از معیار سهم بازار ناظر استفاده می کنیم که بصورت زیر محاسبه می شود:

سهم بازار = مجموع درآمدها / مجموع فروش صنعت

در این تحقیق سهم بازار حسابرسان به صورت مجموع دارایی های تمام صاحبکاران یک مؤسسه حسابرسی خاص در یک صنعت خاص تقسیم بر مجموع داراییهای صاحبکاران در این صنعت محاسبه می گردد.

RZSCORE: رتبه درصدی آلتمن (۱۹۶۸) که برای نرخ شکست مورد استفاده قرار می گیرد.

متغیرهای مورد استفاده در مدل آلتمن شامل نسبت سرمایه در گردش تقسیم بر مجموع داراییها بعنوان متغیر X1، نسبت سود انباشته به مجموع داراییها بعنوان متغیر X2، نسبت سود قبل از هزینه های مالی و مالیات به مجموع داراییها بعنوان متغیر X3، نسبت ارزش بازار حقوق صاحبان سهام به مجموع بدهیها بعنوان متغیر X4، نسبت فروش به مجموع داراییها بعنوان متغیر X5 می باشد

$$Z = 0.717 X1 + 0.847 X2 + 3.107 X3 + 0.42 X4 + 0.998 X5$$

برای محاسبه حق الزحمه غیرعادی حسابرس (AB_AFEE) از مدل دوگار و همکاران^۱ (۲۰۱۵) که مانده های رابطه رگرسیونی زیر است که آن هم برای محاسبه اقلام تعهدی به کار میرود استفاده می شود.

اقلام تعهدی = (تغییرات حساب های دریافتنی + تغییرات موجودیها - تغییرات حساب های پرداختنی - تغییرات مالیات پرداختنی + تغییرات سایر دارایی ها (خالص)) / (کل دارایی ابتدای دوره)

۳- پیشینه تحقیق

نتایج تحقیق سپاسی و قاسمی (۱۳۹۹) با عنوان الگوی کنترل داخلی در نظام های برنامه ریزی منابع سازمانی نشان می دهد که استفاده از این مدل نه تنها باعث افزایش اثربخشی و کار آیی کنترل داخلی در این شرکت ها هست بلکه دارای مزایایی از قبیل فراهم نمودن شرایط برای پیاده سازی و اجرای حسابرسی فناوری اطلاعات، به روزرسانی سیستم کنترل داخلی از طریق شناسایی و تعیین نقاط ضعف موجود و انجام اقدامات اصلاحی، کاهش ریسک در سازمان های دارای سیستم برنامه ریزی منابع سازمان و افزایش نظارت بر سازمان هست. حاجیها (۱۳۹۶) تحقیقی با عنوان راهبرد تجاری، ضعف با اهمیت کنترل های داخلی و تأخیر انتشار گزارش حسابرسی را مورد بررسی قرار داد. نتایج فرضیه اول و دوم حاکی از تأیید نظریه سازمانی است که بیان می دارد راهبرد تجاری شرکت یک نشانه خوب برای ارزیابی قوت سیستم کنترل های داخلی است، اما در مورد فرضیه سوم این نظریه تأیید نشد. مرجانی و همکاران (۱۳۹۶) تأثیر مالکیت مدیریتی بر رابطه بین ضعف کنترل های داخلی و حق الزحمه حسابرسی را مورد بررسی قرار دادند. نتایج نشان می دهد که بین ضعف کنترل های داخلی و حق الزحمه حسابرسی ارتباط وجود ندارد. اما مالکیت مدیریتی بر رابطه بین ضعف کنترل های داخلی و حق الزحمه حسابرسی تأثیر معکوس و معنی داری دارد. علی پور و همکاران (۱۳۹۸) تأثیر گزارشگری مسئولیت های اجتماعی شرکتی و کیفیت کنترل های داخلی بر عملکرد مالی در بورس اوراق بهادار تهران را بررسی کردند. نتایج حاصل از این تحقیق حاکی از این است که گزارشگری مسئولیت اجتماعی و کیفیت کنترل داخلی تأثیر معنی داری بر عملکرد مالی دارد و گزارشگری مسئولیت اجتماعی و کیفیت کنترل داخلی مؤثر باعث تاووم عملکرد مالی می شود.

ابراهیمی رومنجان و خشابی (۱۳۹۸) عوامل فرهنگی بر ارزیابی حسابرسان از کنترل داخلی و تعیین ریسک کنترل را مورد بررسی قرار دادند. نتایج تحقیق بیانگر این است که بین ارزیابی حسابرسان از کنترل داخلی و ریسک شرکت های تعاونی روستایی استان خراسان جنوبی بنا به ابعاد فرهنگی مطالعه هافستد تفاوت معناداری دارد.

کوانگ و همکاران^۲ (۲۰۲۱) ادعاهای افشاگری، هزینه های حسابرسی و کنترل داخلی را مورد بررسی قرار دادند. نتایج تحقیق نشان داد که مواردی که مورد ادعاهای افشاگری خارجی قرار دارند احتمال کمتری در بیان مجدد اظهارات مالی تهیه شده در سال ادعا دارند که در این سال تلاش های ممیزی بیشتری انجام می شود. دشت بیاض^۳ و همکاران (۲۰۲۱) تحلیل تطبیقی رابطه بین ضعف کنترل داخلی و انواع نظرات حسابرس در شرکتهای متقلب و غیر متقلب را ارائه کردند. این نتایج نشان می دهد که رابطه بین ضعف کنترل داخلی و نوع حسابرس در شرکت های کلاهبردار و غیر کلاهبردار تفاوت معناداری دارد. علاوه بر این، رابطه بین ضعف کنترل داخلی و نوع نظر حسابرس در شرکتهای متقلب و رابطه بین ضعف کنترل داخلی و نوع نظر حسابرس در شرکتهای غیر تقلبی قابل توجه است.

شن و همکاران^۴ (۲۰۲۰) "اصالت روستایی مدیر اجرایی (مدیرعامل) و کیفیت کنترل داخلی" را در چین مورد بررسی قرار دادند. نتایج نشان داد که هرچه شفافیت اطلاعات شرکت ها کمتر باشد، تأثیر مثبت پیشینه "روستایی" مدیر عامل بر کیفیت کنترل داخلی شرکت منعکس می شود. ین و هان^۵ (۲۰۲۰) تأثیر روابط اجتماعی هیئت مدیره مدیر عامل بر محافظه کاری حسابداری: کیفیت کنترل داخلی به عنوان تعدیلگر. نتایج نشان می دهد بین روابط اجتماعی هیئت مدیره و محافظه کاری حسابداری رابطه منفی وجود دارد. این بدان معناست که پیوندهای اجتماعی بیشتر مدیرعامل باعث کاهش عملکرد نظارت بر هیئت مدیره و ترغیب مدیر عامل به اتخاذ اصول محافظه کارانه کمتر برای منافع شخصی خود می شود. همچنین تأثیر واسطه ای از کیفیت سیستم کنترل داخلی بین پیوندهای مدیرعامل و محافظه کاری حسابداری یافت شد.

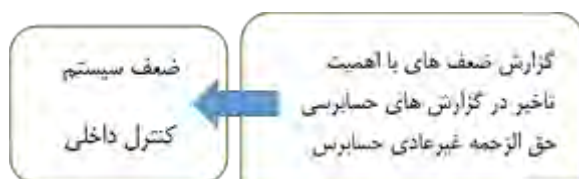
- 1 Doogar et al.
- 2 kuang
- 3 Mahmoud Lari Dashtbayaz
- 4 Shen et al.
- 5 MeiqunYin, JidongZhang, JingHan

۴- روش شناسی

روش پژوهش از نوع همبستگی می باشد و برای آزمون ارتباط بین این متغیرها از مدل رگرسیون چندمتغیره استفاده شده است. در این پژوهش، نمونه گیری بدین ترتیب که از میان تمامی شرکتهای عضو بورس اوراق بهادار تهران، شرکتهایی را که واجد شرایط از قبیل شرکت مزبور قبل از سال ۱۳۹۸ مورد پذیرش قرار گرفته باشد، شرکت مزبور در دوره مورد بررسی تغییر سال مالی نداشته باشد، ده های مورد نظر شرکت مزبور در دسترس باشد، شرکت مزبور جز شرکتهای عضو بورس اوراق بهادار تهران میباشد. در دوره مورد مطالعه تغییر دوره مالی نداشته اند و جزو شرکت های واسطه گری مالی (سرمایه گذاری، هلدینگ، لیزینگ و بانک ها و بیمه ها) نباشند. نمونه آماری به صورت حذف سیستماتیک انتخاب می شود.

جدول ۱- تعداد جامعه و نمونه آماری

۶۵۶	کل شرکتهای بورس تا سال ۱۳۹۸
۱۴۰	شرکتهای که طی دوره ۵ ساله در بورس عضویت نداشته اند
۲۰۵	عدم دسترسی به اطلاعات کامل
۱۱۵	شرکتهای بیمه و لیزینگ و بانک و موسسات مالی
۱۰۵	سال مالی غیر از ۱۳۹۹ و تغییر سال مالی
۵۶۵	تعداد کل شرکت ها که حذف شدند
۹۱	نمونه غربالگری شده



شکل شماره ۱ مدل تحقیق

۵- مدل رگرسیون تحقیق

آزمون فرضیه اول فرعی بر اساس رابطه رگرسیونی زیر سنجیده می شود (باسلپ و همکاران، ۲۰۱۹)

$$Prob(MWO = 1) = a + \beta 1 ZERO_ARF + \beta 2 LAG_RESTATE + \beta 3 RESTATE + \beta 4 SIZE + \beta 5 GROWTH + \beta 6 RZSCORE + \beta 7 LOSS + \beta 8 FIRM_AGE + \beta 9 LITG + \beta 10 CFO + \beta 11 ROA + \beta 12 MB + \beta 13 BIG4 + \epsilon$$

که در این معادله MWO شاخصی است برنولی که اگر شرکت ضعف کنترل داخلی را بر اساس استانداردها بیان کرده باشد ۱ و در غیر اینصورت ۰.

ZERO_ARF: شاخصی است برنولی اگر شرکت ادغام (تلفیق) انجام داده باشد و هزینه های حسابرسی را صفر گرفته باشد برابر ۱ و در غیر اینصورت ۰.

LAG_RESTATE: شاخصی است برنولی اگر شرکت تجدید ارائه انجام داده باشد برابر ۱ و در غیر اینصورت ۰.

SIZE: لگاریتم کل دارایی ها

اگر میانگین رشد شرکت نسبت به دو سال قبل بیشتر شده ۱ و در غیر این صورت ۰

RZSCORE: اندازه Z برای ریسک ورشکستگی

LOSS: شاخصی است برنولی که اگر شرکت زیان گزارش کرده باشد ۱ و در غیر اینصورت ۰.

FIRM_AGE: لگاریتم طبیعی سن شرکت

LITG: اگر شرکت در صنعت مهمی فعال باشد ۱ و در غیر اینصورت ۰.

CFO: انحراف استاندارد جریان های نقدی

ROA: بازده دارایی

MB: ارزش بازار تقسیم بر ارزش دفتری

BIG4: اگر حسابرسی توسط شرکت های اصلی حسابرسی شده باشد ۱ و در غیر اینصورت برابر ۰

آزمون فرضیه دوم فرعی بر اساس رابطه رگرسیونی زیر سنجیده می شود (باسلپ و همکاران، ۲۰۱۹)

$$\ln(AUDIT_LAG) = a + \beta 1 ZERO_ARF + \beta 2 BIG4 + \beta 3 SPEC_LOC + \beta 4 SIZE + \beta 5 RZSCORE + \beta 6 GROWTH + \beta 7 MB + \beta 8 MWO + \beta 9 LOSS + \beta 10 LITG + \epsilon$$

که در آن:

AUDIT_LAG: لگاریتم طبیعی تعداد روزهای بین پایان سال مالی و تاریخ گزارش حسابرسی است.

BIG4: اگر حسابرسی توسط شرکت های اصلی حسابرسی شده باشد ۱ و در غیر اینصورت برابر ۰

SPEC_LOC: شاخصی برای تخصص حسابرس در صنعت اگر متخصص باشد ۱ و در غیر اینصورت برابر ۰.

برای محاسبه صنعت تخصص حسابرسی (AUDSPEC#) از معیار سهم بازار ناظر استفاده می کنیم که بصورت زیر محاسبه می شود

سهم بازار = مجموع درآمدها / مجموع فروش صنعت

در این تحقیق سهم بازار حسابرسی به صورت مجموع دارایی های تمام صاحبکاران یک مؤسسه حسابرسی خاص در یک صنعت خاص تقسیم بر مجموع داراییهای صاحبکاران در این صنعت محاسبه می گردد.

SIZE: لگاریتم کل دارایی ها

RZSCORE: رتبه درصدی آلتمن (۱۹۶۸) که برای نرخ شکست مورد استفاده قرار می گیرد.

متغیرهای مورد استفاده در مدل آلتمن شامل نسبت سرمایه در گردش تقسیم بر مجموع داراییها بعنوان متغیر X1، نسبت سود انباشته به مجموع داراییها بعنوان متغیر X2، نسبت سود قبل از هزینه های مالی و مالیات به مجموع داراییها بعنوان متغیر X3، نسبت ارزش بازار حقوق صاحبان سهام به مجموع بدهیها بعنوان متغیر X4، نسبت فروش به مجموع داراییها بعنوان متغیر X5 میباشد

$$Z = 0.717 X1 + 0.847 X2 + 3.107 X3 + 0.42 X4 + 0.998 X5$$

اگر میانگین رشد شرکت نسبت به دو سال قبل بیشتر شده ۱ و در غیر این صورت ۰

YEAR: متغیری برای سال مالی

INDUSTRY: متغیری برای نوع صنعت

که در آن

AUDIT_LAG: لگاریتم طبیعی تعداد روزهای بین پایان سال مالی و تاریخ گزارش حسابرسی است.

BIG4: اگر حسابرسی توسط شرکت های اصلی حسابرسی شده باشد ۱ و در غیر اینصورت برابر ۰

SPEC_LOC: شاخصی برای تخصص حسابرس در صنعت اگر متخصص باشد ۱ و در غیر اینصورت برابر ۰.

برای محاسبه صنعت تخصص حسابرسی (AUDSPEC#) از معیار سهم بازار ناظر استفاده می کنیم که بصورت زیر محاسبه می شود

سهم بازار = مجموع درآمدها / مجموع فروش صنعت

در این تحقیق سهم بازار حسابرسی به صورت مجموع دارایی های تمام صاحبکاران یک مؤسسه حسابرسی خاص در یک صنعت خاص تقسیم بر مجموع داراییهای صاحبکاران در این صنعت محاسبه می گردد .

SIZE: لگاریتم کل دارایی ها

RZSCORE: رتبه درصدی آلتمن (۱۹۶۸) که برای نرخ شکست مورد استفاده قرار می گیرد.

متغیرهای مورد استفاده در مدل آلتمن شامل نسبت سرمایه در گردش تقسیم بر مجموع داراییها بعنوان متغیر X1، نسبت سود انباشته به مجموع داراییها بعنوان متغیر X2، نسبت سود قبل از هزینه های مالی و مالیات به مجموع داراییها بعنوان متغیر X3، نسبت ارزش بازار حقوق صاحبان سهام به مجموع بدهیها بعنوان متغیر X4، نسبت فروش به مجموع داراییها بعنوان متغیر X5 می باشد.

$$Z = 0.717 X1 + 0.847 X2 + 3.107 X3 + 0.42 X4 + 0.998 X5$$

GROWTH: رشد شرکت

۶- یافته ها: آمار توصیفی متغیرهای مستقل و کنترلی

داده های گزارش شده در جدول آمار توصیفی مربوط به اطلاعات سالیانه شرکت های مورد مطالعه است. در این جداول میانگین، واریانس، چولگی و کشیدگی، ماکزیمم و مینیمم متغیرهای مطالعه گزارش شده اند. همان طور که مشاهده می شود میانگین و انحراف استانداردها مقادیری خیلی بالایی ندارند و تفاوت بین نقاط ماکزیمم و مینیمم نیز در بیشتر متغیرها تفاوت زیادی نیست به استثنای متغیر: CFO) انحراف استاندارد جریان های نقدی است، که چولگی و کشیدگی به نسبت زیادی دارند. در مورد ضعف کنترل داخلی نیز از ۷۲۸ شرکت - سال مورد مطالعه ۵۱,۵ درصد این شرکت ها در گزارش های خود ضعف دارند و ۴۸,۵ درصد ضعفی را گزارش نکرده اند. با توجه به اینکه برای این متغیر که بصورت برنولی است گزارش سایر شاخص های برازندگی محلی از اعراب ندارد، برای این متغیر و سایر متغیرهای برنولی تنها جدول فراوانی گزارش شده است.

جدول ۲- آمار توصیفی

RESTA	SIZE	SPEC	MB	ROA	$\sigma(\text{CFO})$	FIRMAGE	
0.603851	6.626333	0.300306	3.094062	0.149182	778836.1	3.641376	میانگین
1.000000	6.515196	0.164928	2.380100	0.131962	190691.0	3.761200	میانه
1.000000	8.746939	1.000000	121.5096	6.392880	36809397	4.234107	ماکزیمم
0.000000	5.328276	0.002497	-87.86204	-0.607014	1975.000	2.302585	می نهم
0.489433	0.520875	0.300016	7.490884	0.281038	2658696.	0.403757	انحراف استاندارد
-0.424667	0.943510	0.940393	3.088318	15.03723	9.234706	-0.748143	چولگی
1.180342	4.104694	2.638768	132.6192	336.0914	101.6857	2.740922	کشیدگی
727	728	728	728	728	728	728	تعداد مشاهدات

جدول ۴- تجدید ارائه شرکت

تجدید ارائه	فراوانی	درصد فراوانی
ندارد (۰)	288	39.6
دارد (۱)	439	60.3

جدول ۳: ادغام (تلفیق) شرکت و هزینه‌های حسابرسی صفر

ZERO_ARF	فراوانی	درصد فراوانی
دارد (۰)	413	56.7
ندارد (۱)	315	43.3

جدول ۵- فراوانی میانگین رشد شرکت نسبت به دو سال قبل

میانگین رشد	فراوانی	درصد فراوانی
ندارد (۰)	361	49.6
دارد (۱)	367	50.4

بر این اساس ۵۶٫۷ درصد شرکت‌ها تلفیق انجام داده و هزینه‌های حسابرسی را صفر گرفته‌اند و ۴۳٫۳ درصد این هزینه را ۰ در نظر نگرفته‌اند. بر این اساس حدود ۴۰ درصد شرکت‌ها تجدید ارائه نداشته و ۶۰ درصد تجدید ارائه داشته‌اند.

۷- تخمین الگو

آزمون پایایی متغیرها

در این قسمت به بررسی ایستایی یا پایایی متغیرهای پژوهش پرداخته شد. به منظور بررسی پایایی، از آزمون ایم، پسران و شین^۱ (۱۹۹۷) استفاده شد. نتایج این آزمون در جدول ۶ نشان داده شده است.

جدول ۶- آزمون لوین، لین و چو^۲

p-value	W-stat	متغیر
0.0000	-4.83786	تاخیر در گزارش‌های حسابرسی (audit lag)
0.0000	-9.09269	حق الزحمه غیرعادی حسابرسی ABAEF
0.0000	-24.1170	FIRM_AGE: لگاریتم طبیعی سن شرکت
0.0000	-5.67018	$\sigma(\text{CFO})$: انحراف استاندارد جریان‌های نقدی
0.0000	-15.5937	ROA: بازده دارایی
0.0223	-2.00899	SPEC_LOC: صنعت تخصص حسابرسی
0.0000	-10.9252	SIZE: لگاریتم کل دارایی‌ها

با توجه به نتایج آزمون IPS (جدول ۶)، چون مقدار P برای تمامی متغیرها کمتر از ۰/۰۵ است، در نتیجه متغیرهای پژوهش در طی دوره پژوهش در سطح ۹۵٪ پایا بوده‌اند نتایج آزمون IPS نشان می‌دهد که، میانگین و واریانس متغیرها در طول زمان و کوواریانس متغیرها بین سال‌ها مختلف ثابت بوده است. آزمون‌های مربوط به هم‌انباشتگی در داده‌های تابلویی از جمله آزمون کائو نیز قویا ارتباط بلند مدت بین متغیرهای مدل را تایید نموده که به شرح جدول شماره ۷ می‌باشد.

1 Im , Pesaran, Shin

2 Levin, Lin & Chu t

جدول ۷- آزمون هم انباشتگی کائو

متغیر	نتیجه آزمون	آماره آزمون	احتمال تایید فرضیه صفر	نام آزمون
حق الزحمه غیرعادی حسابرسان ABAEF	وجود هم انباشتگی	148.559	0.0059	ADF
	وجود هم انباشتگی	273.260	0.0000	Pedroni-panel pp
تاخیر در گزارش های حسابرسی (audit lag)	وجود هم انباشتگی	54.1427	0.4690	ADF
	وجود هم انباشتگی	147.215	0.0000	Pedroni-panel pp
طبیعی سن شرکت FIRM_AGE: لگاریتم	وجود هم انباشتگی	233.336	0.0000	ADF
	وجود هم انباشتگی	460.517	0.0000	Pedroni-panel pp
σ(CFO): انحراف استاندارد جریان های نقدی	وجود هم انباشتگی	148.593	0.0059	ADF
	وجود هم انباشتگی	154.668	0.0022	Pedroni-panel pp
ROA: بازده دارایی	وجود هم انباشتگی	158.215	0.0012	ADF
	وجود هم انباشتگی	121.903	0.0003	Pedroni-panel pp
SPEC1: تخصص حسابرسان در صنعت (۱ مرتبه تفاضلی)	وجود هم انباشتگی	76.1926	0.0061	ADF
	وجود هم انباشتگی	174.089	0.0000	Pedroni-panel pp
SIZE: لگاریتم کل دارایی ها (۱ مرتبه تفاضلی)	وجود هم انباشتگی	137.997	0.0273	ADF
	وجود هم انباشتگی	203.402	0.0000	Pedroni-panel pp

در نتیجه استفاده از این متغیرها در مدل باعث بوجود آمدن رگرسیون کاذب نمی شود.

آزمون F لیمر

برای مشخص شدن نوع داده های پنل از آزمون F لیمر استفاده شده است. در مرحله اول فرض پولینگ بودن (Pooling) داده ها را در برابر فرض اثرات ثابت (fixed) مورد بررسی قرار داده ایم که این آزمون به آزمون F لیمر معروف است. اگر براساس آزمون F لیمر فرض صفر رد شود (زائد بودن اثر ثابت و پولینگ بودن داده ها) می توان نتیجه گرفت مدل باید بر اساس داده های پنلی تحلیل شود.

با استفاده از آزمون F لیمر مفروضات زیر طراحی گردیده است:

H_0 : تمامی عرض از مبداها با هم برابرند (مدل Pool).

H_1 : حداقل یکی از عرض از مبداها با بقیه متفاوت است (مدل یا Random است یا Fix).

جدول ۸- آزمون F لیمر برای فرضیه اول

آماره	مقدار	درجه آزادی	سطح معنی داری	نتیجه
کای دو	2.870374	(90,625)	0.0000	تایید داده های پنلی
F لیمر	251.506632	90	0.0000	تایید داده های پنلی

باتوجه به این که سطح معنی داری آزمون کمتر از ۰/۰۵ می باشد فرضیه صفر رد شده و داده ها از نوع ترکیبی (panel) خواهند بود.

آزمون هاسمن

آزمون هاسمن یکی از آزمونهای اصلی در مطالعات پانل می باشد و می توان گفت که دومین آزمون بعد از آزمون poolability test می باشد. آزمون هاسمن برای تشخیص اینکه باید از اثرات ثابت یا تصادفی در مدل استفاده کنیم نتایج آزمون هاسمن در جدول نشان می دهد باید از اثرات ثابت در مدل استفاده کرد.

جدول ۹- آزمون هاسمن فرضیه اول

p-value	درجه آزادی	آماره کای دو
0.0284	11	21.512788

فرضیه دوم: تاخیر در گزارش‌های حسابرسی نشانه‌ای از ضعف کنترل داخلی است.

جدول ۱۰- آزمون F لیمر برای فرضیه دوم

آماره	مقدار	درجه آزادی	سطح معنی داری	نتیجه
کای دو	14.338140	(90,622)	0.0000	تایید داده‌های پنلی
F لیمر	816.560038	90	0.0000	تایید داده‌های پنلی

باتوجه به این که سطح معنی‌داری کمتر از ۰/۰۵ می‌باشد فرضیه صفر رد شده و داده‌ها از نوع ترکیبی (panel) خواهند بود.

آزمون هاسمن

آزمون هاسمن برای تشخیص اینکه باید از اثرات ثابت یا تصادفی در مدل استفاده کنیم نتایج آزمون هاسمن در جدول نشان می‌دهد باید از اثرات تصادفی در مدل استفاده کرد.

جدول ۱۱- آزمون هاسمن فرضیه دوم

آماره کای دو	درجه آزادی	p-value
10.256270	9	0.3301

جدول ۱۲- برآورد مدل با اثرات تصادفی

0.263265				ضریب تعیین
0.254030				ضریب تعیین تعدیل شده
0.351036				انحراف معیار رگرسیون (S.E)
28.50777				F- statistic
0.000000				Prob(F-statistic)
0.757784				معیار آکائیک
0.820838				شوارتز
0.782114				هنان
1.69642				آماره دورین - واتسون
sig	احتمال	آماره t	ضریب	متغیر توضیحی
✓	0.0000	13.51027	2.807750	C
✓	0.0002	3.712011	0.278716	MWO
✓	0.0000	5.604946	0.182414	SIZE
✗	0.8206	0.226842	0.005964	GROWTH
✗	0.6567	-0.444719	-0.000783	MB
✗	0.1744	1.359445	0.071608	BIG4
✓	0.0000	4.882729	0.236480	LOSS
✓	0.0632	-1.860601	-0.157170	ZSCO
✓	0.0640	-1.854855	-0.148098	ARF
✓	0.0004	3.570212	0.203588	SPEC

بر اساس نتایج جدول بالا، با توجه به مقدار سطح معنی‌داری آماره F (prob=0.000)، مدل آماری معنی‌دار و فرض محقق تایید می‌گردد. با توجه به مقدار ضریب تعیین، ۲۶ درصد مشخص می‌گردد که تاخیر در گزارش‌های حسابرسی نشانه‌ای از ضعف کنترل داخلی است. معادله پیشنهادی به صورت زیر خواهد بود

$$\ln(\text{AUDIT_LAG}) = 2.807750 - 0.148098\text{ZERO_ARF} + 0.203588\text{SPEC_LOC} + 0.182414\text{SIZE} - 0.157170\text{RZSCORE} + 0.278716\text{MWO} + 0.236480\text{LOSS}$$

فرضیه سوم: حق الزحمه غیرعادی حسابرسی نشانه‌ای از ضعف کنترل داخلی است.

جدول ۱۳- آزمون F لیمر برای فرضیه سوم

آماره	مقدار	درجه آزادی	سطح معنی داری	نتیجه
کای دو	1.686498	(90,629)	0.0002	تایید داده‌های پنلی
F لیمر	157.370547	90	0.0000	تایید داده‌های پنلی

باتوجه به این که سطح معنی‌داری کمتر از ۰/۰۵ می‌باشد فرضیه صفر رد شده و داده‌ها از نوع ترکیبی (panel) خواهند بود.

جدول ۱۴- آزمون هاسمن فرضیه سوم

p-value	درجه آزادی	آماره کای دو
0.0000	8	44.686062

آزمون هاسمن برای تشخیص اینکه باید از اثرات ثابت یا تصادفی در مدل استفاده کنیم نتایج آزمون هاسمن در جدول نشان می‌دهد باید از اثرات ثابت در مدل استفاده کرد.

جدول ۱۵- برآورد مدل با اثرات ثابت

0.237591	ضریب تعیین			
0.118806	ضریب تعیین تعدیل شده			
0.174303	انحراف معیار رگرسیون (S.E)			
2.000174	F- statistic			
0.000000	Prob(F-statistic)			
-0.530235	معیار آکاتیک			
0.093995	شوارتز			
-0.289372	هنان			
2.342148	آماره دورین - واتسون			
sig	احتمال	آماره t	ضریب	متغیر توضیحی
*	0.4283	0.792679	0.277627	C
✓	0.0000	5.964352	0.324401	SIZE
*	0.3380	0.958917	0.012854	GROWTH
*	0.4988	-0.676725	-0.029975	MWO
*	0.7499	0.318864	0.010661	BIG4
✓	0.0042	-2.873807	-0.083162	LOSS
✓	0.0000	-4.762725	-0.646870	Firm age
✓	0.000461	0.024918	-0.022285	ARF
*	0.4811	0.704887	0.050892	SPEC

بر اساس نتایج جدول بالا، با توجه به مقدار سطح معنی داری آماره F (prob=0.000)، مدل آماری معنی دار و فرض محقق تایید می‌گردد. با توجه به مقدار ضریب تعیین، ۲۴ درصد مشخص می‌گردد که حق الزحمه غیرعادی حسابرسان نشانه‌ای از ضعف کنترل داخلی است.

با توجه به اینکه پیش فرض های رگرسیون پنل برقرار است، می‌توان به نتایج بدست آمده اعتماد کرد.

بحث و نتیجه گیری

برای بررسی فرضیه اول تحقیق از معادله ای رگرسیونی استفاده شد و بر اساس نتایج آزمون لیمر و هاسمن پنبلی برای اثرات ثابت برآورد شد، که نشان می‌دهد مدل در سطح معنی داری قرار دارد (sig<0.05). احتمالاً در کنترل‌های داخلی خود بر گزارشگری مالی ضعف اساسی دارند، ارائه می‌دهیم. مدل ما بر اساس مدلی است که توسط اشباو- اسکایف، کالینز، کینی و لا فوند (۲۰۰۸) استفاده شده است. مطابق با فرضیه ما، ضریب ZERO_ARF به طور قابل توجهی مثبت است (۰٫۹۵)، نشان می‌دهد که طبقه‌بندی نادرست هزینه‌های مربوط به حسابرسی سیگنال یک سیستم حسابداری ضعیف است. مشابه اشباو- اسکیتیف، کالینز و کینی (۲۰۰۷) همچنین چن، اشلمن و سویل (۲۰۱۷) و باسلپ و همکاران (۲۰۱۹) دریافتیم زمانی که سودآوری کمتری داشته باشد و همچنین توسط شرکت های اصلی حسابرسی شده باشد احتمال بروز ضعف کنترل داخلی کمتر خواهد بود. FIRM_AGE و size دیگر قابل توجه نیستند. به طور کلی، نتایج با این فرضیه سازگار است که طبقه‌بندی نادرست در هزینه‌های مربوط به حسابرسی سیگنال ضعف در سیستم حسابداری است. حسابرسان احتمالاً پس از پایان سال مالی که شرکت دارای سیستم کنترل داخلی ضعیف تری است، کارهای بیشتری انجام می‌دهند که باید منجر به تأخیر در گزارش حسابرسی شود.

برای بررسی فرضیه دوم تحقیق از معادله ای رگرسیونی استفاده شد و بر اساس نتایج آزمون لیمر و هاسمن پنبلی برای اثرات تصادفی برآورد شد، که نشان می‌دهد مدل در سطح معنی داری قرار دارد. در بخش یافته های استنباطی تحقیق، ما تأخیر گزارش حسابرسی خود را در مدل طبقه‌بندی اشتباه مربوط به حسابرسی و متغیرهای کنترل مبتنی بر امین، اشلمن و فنگ (۲۰۱۸) رگرسیون. تأخیر طولانی تری در گزارش حسابرسی وجود داشته است، هنگامی که شرکت دارای ضعف اساسی در سیستم کنترل داخلی خود (MWO) باشد یا شرکت ضرر (LOSS) را گزارش کرده باشد. تأخیر کوتاه تری در گزارش حسابرسی برای شرکت‌هایی که توسط حسابرسان متخصص صنعت (SPEC_LOC) حسابرسی می‌شوند، وجود دارد. همچنین در گزارش حسابرسی برای شرکت‌های بزرگتر (SIZE) و شرکت‌های با ثبات بیشتر اقتصادی (RZSCORE) تأخیر کوتاهی در گزارش حسابرسی وجود دارد. مطابق با فرضیه ما، ضریب در ZERO_ARF به طور قابل توجهی مثبت

است (۰,۱۴)، نشان می‌دهد که طبقه‌بندی اشتباه مربوط به حسابرسی مربوط به کار بیشتر حسابرسی است. این نتایج با طبقه‌بندی غلط هزینه‌های مربوط به حسابرسی که سیگنال ضعف سیستم کنترل داخلی است سازگار است.

برای بررسی فرضیه سوم تحقیق از معادله ای رگرسیونی استفاده شد و بر اساس نتایج آزمون لیمر و هاسمن پنی برای اثرات ثابت برآورد شد، که نشان می‌دهد مدل در سطح معنی داری قرار دارد. نتایج آزمون فرضیه ما را با استفاده از هزینه‌های حسابرسی غیرعادی به عنوان متغیر وابسته ارائه می‌دهد. انتظار می‌رود حسابرسان در شرایط کنترل داخلی از نظر اقتصادی، هزینه‌های حسابرسی بالاتری را دریافت کنند. برای آزمایش این پیش بینی، ما هزینه‌های حسابرسی غیرعادی (AB_AFEE) را مطابق با دوگانه، سولومون، سیواداسان (۲۰۱۵) برآورد کردیم. سپس AB_AFEE را با اندازه گیری کیفیت کنترل داخلی (ZERO_ARF)، کیفیت حسابرسی و متغیرهای کنترل مخصوص شرکت، رگرسیون گرفتیم. هزینه‌های حسابرسی غیر عادی وقتی شرکت بزرگتر باشد (SIZE) هزینه‌های حسابرسی غیرعادی بیشتر و اگر ضرر (LOSS) را گزارش می‌کند یا سن شرکت بیشتر باشد هزینه‌های حسابرسی غیر عادی کمتر است. ضریب ZERO_ARF به طور قابل توجهی مثبت است (۰,۰۲) نشان می‌دهد که شرکت های M&A که طبقه‌بندی نادرست مربوط به هزینه‌های مربوط به حسابرسی را انجام می‌دهند، هزینه‌های حسابرسی غیر طبیعی به طور قابل توجهی بالاتر است. به طور کلی، نتایج ادعای ما را پشتیبانی می‌کنند که گزارش نادرست از هزینه‌های مرتبط با حسابرسی، سیگنال ضعف سیستم کنترل داخلی است. بر این اساس و با توجه به نتایج برآوردهای رگرسیونی، نتیجه گیری و پیشنهاداتی به شرح زیر مطرح می‌شود:

- ۱- نسبت به ضعف های گزارشگری حسابرسی به عنوان معیار کیفیت کنترل داخلی عملکرد جدی و قانونمندان در دستور کار قرار گیرد.
- ۲- شرکت های M&A که طبقه‌بندی مربوط به هزینه‌های مربوط به حسابرسی را انجام نمی‌دهند، به احتمال زیاد ضعف مهمی در کنترل خود گزارش می‌دهند در محیط گزارش، تأخیر بیشتری در دریافت گزارش حسابرسی خود تجربه می‌کنند و هزینه‌های حسابرسی بیشتری را پرداخت کنید. نیاز به یک پروکسی جایگزین برای کیفیت کنترل داخلی برطرف شود.
- ۳- گزارش جامع حسابرسی و کنترل بیشتری رو طبقه‌بندی های هزینه‌های مربوط به حسابرسی انجام گیرد.

منابع

۱. آقایی، گلجاریان، نظری و اسدالهی (۱۳۹۴) " کنترل‌های داخلی موثر در شرکت‌های سرمایه‌گذاری از دیدگاه حسابرسان مستقل " دوره ۵، شماره ۱، پاییز ۱۳۹۴، صفحه ۱-۱۲
۲. ابراهیمی رومنجان، مجتبی و طیبه خشابی (۱۳۹۸)، مطالعه عوامل فرهنگی بر ارزیابی حسابرسان از کنترل داخلی و تعیین ریسک کنترل (مطالعه موردی: شرکت‌های زیر نظر سازمان تعاونی روستایی خراسان جنوبی)، دومین کنفرانس بین‌المللی راهکارهای نوین پژوهشی در مدیریت، حسابداری و اقتصاد، تهران، شرکت همایش آروین البرز
۳. بابائی، خاطره و حبیب امیریگی لنگرودی (۱۳۹۸)، بررسی تأثیر ویژگی‌های کمیته حسابرسی بر رابطه بین کیفیت کنترل‌های داخلی و کیفیت سود، چهارمین کنفرانس ملی در مدیریت، حسابداری و اقتصاد با تأکید بر بازاریابی منطقه‌ای و جهانی، تهران - دانشگاه شهید بهشتی، دبیرخانه دائمی کنفرانس،
۴. پوریا نسب و مهام (۱۳۷۷). کنترل داخلی چارچوب یکپارچه "، جلد اول، چاپ سوم، نشر سازمان حسابرسی.
۵. جامی، رضا، کولی وند، زهره، محمدی کلاره، نیلوفر. (۱۳۹۹). بررسی رابطه بین ضعف کنترل داخلی و حق‌الزحمه حسابرسی با تأکید بر ارتباطات سیاسی در شرکت‌های پذیرفته‌شده بورس اوراق بهادار تهران. پژوهش‌های حسابداری مالی،
۶. حاجیهار، زهره (۱۳۹۸)، راهبرد تجاری، ضعف بااهمیت کنترل‌های داخلی و تأخیر انتشار گزارش حسابرسی، فصلنامه پژوهش‌های تجربی حسابداری ۸ (۳)
۷. حاجیهار (۱۳۸۹) بررسی رابطه خطر ذاتی و کنترل در رویکرد حسابرسی مبتنی بر ریسک " . - فصلنامه علمی پژوهشی حسابداری مالی، شماره ۲، صص ۷۸-۱۲۱
۸. حساس یگانه، یحیی و تقی نتایج ملکشا، غلامحسین (۱۳۸۵) " رابطه گزارش کنترل‌های داخلی با تصمیم‌گیری استفاده‌کنندگان "، فصلنامه مطالعات حسابداری، شماره ۱۱، صص ۱-۴۴
۹. زارعی (۱۳۸۱) ررسی توصیفی تحلیلی نقاط ضعف کنترل‌های داخلی شرکت‌ها "، مجله - حسابداری، شماره ۱۱۹، صص ۱۴-۲۵
۱۰. سپاسی، سحر و نیلوفر حاجی قاسمی، ۱۳۹۸، الگوی کنترل داخلی در نظام‌های برنامه‌ریزی منابع سازمانی، فصلنامه پژوهش‌های تجربی حسابداری
۱۱. علی پور، سعید؛ جواد قدیم پور و سحر سیفی (۱۳۹۸)، بررسی تأثیر گزارشگری مسئولیت‌های اجتماعی شرکتی و کیفیت کنترل‌های داخلی بر عملکرد مالی، کنفرانس ملی در مدیریت، تهران - دانشگاه شهید بهشتی، دبیرخانه دائمی کنفرانس،
۱۲. قنبریان رضا (۱۳۹۰) کنترل‌های داخلی از گذشته تا امروز "، دانشنامه حسابداری، شماره ۲۱۹ - صص ۸۱
۱۳. مرجانی، زهرا و مهدی علی نژادسار و کلائی، ۱۳۹۸، تأثیر مالکیت مدیریتی بر رابطه بین ضعف کنترل‌های داخلی و حق‌الزحمه حسابرسی، سومین کنفرانس ملی پژوهش‌های نوین حسابداری، سازمان همیاری شهرداری ها و مرکز توسعه خلاقیت و نوآوری علوم نوین
۱۴. مهرآور، مهدی و حامد کارگر (۱۳۹۸)، اثر تعدیلی مسئولیت اجتماعی و کیفیت گزارشگری مالی بر رابطه بین محتوای اطلاعاتی سود وضع کنترل داخلی، نخستین کنفرانس ملی علوم انسانی و توسعه، شیراز، دانشگاه پیام نور استان فارس- مرکز توسعه آموزش‌های نوین ایران (متانا)،

۱۵. نعمت پژوه ابراهیم (۱۳۸۱) نارسایی ها و موانع استقرار کنترل داخلی"، نشریه حسابداری، شماره - ۱۸۱، صص ۱-۱۲
۱۶. وکیلان آغویی مهدی، مرادی مهدی، صالحی مهدی، جباری نوقایی مهدی (۱۳۹۸) " بررسی اثربخشی کنترل‌های داخلی (کوزو) و ارائه راهنمای کلی کنترل داخلی متناسب با اندازه شرکت‌ها" رساله دکتری تخصصی (PhD). دانشگاه فردوسی مشهد، دانشکده علوم اداری و اقتصادی
17. Abdel-Khalik, A. R. (1993). Why Do Private Companies Demand Auditing? A Case for Organizational Loss of Control. *Journal of Accounting, Auditing & Finance*, 8 (1), S. 31-52.
18. Amin, K., Eshleman, J. D., & Feng, C. Q. (2018). The effect of the SEC's XBRL mandate on audit report lags. *Accounting Horizons*, 32(1), 1-27.
19. Ashbaugh, H., LaFond, R., & Mayhew, B. (2003). Do non-audit services compromise auditor independence? *The Accounting Review*, 78(3), 611-639.
20. Ashbaugh-Skaife, H., Collins, D., & Kinney, W. R. (2007). The discovery and reporting of internal control deficiencies prior to SOX-mandated audits. *Journal of Accounting and Economics*, 44(1-2), 166-192.



پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

