



فصلنامه علمی پژوهشی
دانش حسابداری و حسابرسی مدیریت
سال دوم / شماره ششم / تابستان ۱۳۹۲

بررسی تاثیر شهرت حسابرس بر رابطه کیفیت اقلام تعهدی و هزینه بدهی

هاشم نیکومرام

استاد و عضو هیئت علمی دانشگاه آزاد اسلامی واحد علوم و تحقیقات

قدرت اله طالب نیا

استادیار و عضو هیئت علمی دانشگاه آزاد اسلامی واحد علوم و تحقیقات

سمانه خسرویور

دانش آموخته حسابداری دانشگاه آزاد اسلامی واحد علوم و تحقیقات

Khosropour_acc@yahoo.com

تاریخ دریافت: ۹۱/۸/۲۰ تاریخ پذیرش: ۹۱/۲/۲۰

چکیده

این تحقیق، به بررسی تاثیر شهرت حسابرس بر رابطه کیفیت اقلام تعهدی و هزینه بدهی در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در طول دوره مطالعه هفت ساله (۱۳۸۳ تا ۱۳۸۹) بر روی ۹۱ شرکت پرداخت است. در این مطالعه علاوه بر شهرت حسابرس و کیفیت اقلام تعهدی و هزینه بدهی، متغیرهای اندازه شرکت و نرخ بازده داراییها به عنوان متغیرهای کنترلی در نظر گرفته شده است. این پژوهش به بررسی دو فرضیه پرداخته است که نتایج حاصل از آزمون‌ها نشان می‌دهد که بین اقلام تعهدی و هزینه بدهی رابطه معکوس وجود دارد و همچنین شهرت حسابرس باعث تشدید رابطه معکوس بین کیفیت اقلام تعهدی و هزینه بدهی می‌باشد.

واژه‌های کلیدی: شهرت مؤسسه حسابرسی، کیفیت اقلام تعهدی، هزینه بدهی، اندازه شرکت.

۱- مقدمه

یکی از روشهای ایجاد ارزش، کاهش هزینه های تأمین مالی در شرکتها است (احمدپور و همکاران، ۱۳۸۹). پژوهشهای زیادی درباره تصمیمات مالی شرکتها و همچنین عوامل مؤثر بر ساختار سرمایه شرکتها انجام شده است. نظریه های گوناگونی در رابطه با انتخاب بین تأمین مالی از طریق بدهی و یا سهام سرمایه توسط شرکتهایی که حد مطلوب نسبت بدهی را با توجه به اصل هزینه و منفعت انتخاب می کنند، وجود دارد. به طور سنتی صرفه جویی مالیاتی ناشی از کسر هزینه بهره از سود به عنوان اولین مزیت تأمین مالی از طریق اعتبار گیری مدلسازی و ارایه شده است (بالسان ۲۰۰۲).^۱ سایر مزایای بدهی شامل متعهد شدن مدیریت به مؤثر و با کفایت عمل کردن و همچنین مشغول ساختن اعتبار دهندگان به مراقبت و نظارت بر شرکت است. از طرفی هزینه بدهی نشان دهنده فشار مالی نماینده بدهی و تضاد نمایندگی بین مدیران و سرمایه گذاران و اعتبار دهندگان یا بین گروههای مختلف سرمایه گذاران است. (بوتلر و همکاران ۲۰۰۲).^۲ بنابراین، قاعدتاً کیفیت حسابرسی به عنوان فرایند اعتباربخشی می تواند بر هزینه بدهی شرکتها مؤثر باشد.

اندازه موسسات حسابرسی کننده، قدمت و نام تجاری موسسات نمونه ای از معیارهای متمایزکننده کیفیت موسسات حسابرسی و شهرت آنها می باشد. یعنی موسسات بزرگتر و همچنین موسساتی که دارای نام تجاری مشهورتری نسبت به موسسات دیگر هستند دارای کیفیت کاری بالاتری هستند (دی آنجلو، ۱۹۸۶).^۳ ضعف و عدم درست کار حسابرسی باعث می شود کارایی و نظارت بر رفتارهای فرصت طلبانه مدیریت افزایش یابد که باعث افزایش ریسک شرکت و عدم تقارن اطلاعاتی میگردد. با توجه به این مطالب، مقوله شهرت حسابرس و کیفیت حسابرسی بر رابطه بین کیفیت سود و کیفیت اقلام تعهدی و هزینه بهره تاثیر گذار است. به عبارتی اعتبار دهندگان با توجه به کیفیت این دو عامل در مورد اعطاء یا عدم اعطاء اعتبارات به شرکتها تصمیم گیری می کنند. طبیعتاً کیفیت حسابرسی موجب اطمینان بخشی به اعتبار دهندگان و سرمایه گذاران شده و ریسک اطلاعاتی

آنان راکاهش و هزینه بهره شرکت را تحت تأثیر قرار می دهد.

۲- مبانی نظری پژوهش و مروری بر پیشینه

کریشنان^۴، ۲۰۰۳ معتقد است، ضعف حسابرسی باعث می شود کارایی و نظارت بر رفتار فرصت طلبانه مدیریت کاهش یابد و این موضوع می تواند بر رابطه اعتبار دهندگان از طریق افزایش تضاد منافع، افزایش عدم تقارن اطلاعاتی تاثیر بگذارد و از سوی دیگر ریسک اعتباری شرکت نیز افزایش یابد که همه و همه در هزینه بدهی شرکت متبلور می شود. افزایش این مراقبتهای احتمالاً موجب کنترل بهتر قدرت اختیاری مدیران و همچنین فرصت طلبی آنها در انتقال ثروت به زیان اعتبار دهندگان می شود و این به نوبه خود موجب کاهش ریسک اعتبار دهندگان و هزینه بدهی می شود. پس به این ترتیب می توان گفت که کیفیت حسابرسی (شهرت بالا) با هزینه بدهی شرکتها و همچنین با ریسک اعتبار دهندگان رابطه معکوس دارد (چمبرز و پاین، ۲۰۰۶).^۵

از طرفی موسسه حسابرسی با کیفیت تر باعث کاهش مدیریت سود می شود. همچنین هر قدر میزان حساب هایی نظیر حساب های دریافتی، حساب های پرداختی و موجودیها (حساب های مربوط به اقلام تعهدی اختیاری) بیشتر باشد، تقاضا برای نظارت بهتر و حسابرسی باکیفیت تر افزایش می یابد. بنابراین چنین به نظر می رسد که هرچه اقلام تعهدی شرکت بالاتر باشد که نماینده کیفیت پایین سود و کیفیت پایین اقلام تعهدی است، هزینه بدهی افزایش خواهد یافت چرا که اعتبار دهندگان کیفیت پایین سود شرکت را از طریق کاهش جریانهای نقدی درک می کنند. بنابراین هزینه بدهی چنین شرکتهایی افزایش می یابد. اما در این میان حسابسان می توانند عدم تقارن اطلاعاتی موجود را کاهش دهند و کیفیت اقلام تعهدی را بالاتر برده و هزینه های بدهی را کاهش دهند. از این رو این سؤال مطرح می شود که آیا شهرت حسابرس و کیفیت حسابرسی می تواند بر رابطه بین کیفیت اقلام تعهدی و هزینه بدهی تاثیر گذار باشد؟ لای (۲۰۱۰) در پژوهش خود به این نتیجه رسید که با احتمال زیاد، شرکت های با فرصت های سرمایه گذاری

معکوس دارد.

احمد احمد پور (۱۳۸۹) در تحقیقی به بررسی تأثیر حاکمیت شرکتی و کیفیت حسابرسان بر هزینه تأمین مالی پرداختند. این مطالعه به طور تجربی و پژوهشی تأثیر حاکمیت شرکتی و کیفیت حسابرسان بر هزینه اعتبارگیری شرکت های بورس اوراق بهادار تهران اشاره دارد. در ایران سیستم تأمین مالی بیشتر به سمت دریافت اعتبار از بانک ها متمایل است، با این حال بانک ها و سایر مؤسسات مالی سهم کمی در ساختار حاکمیت شرکتی شرکت ها دارند. بنابراین، آنها ممکن است به شیوه های کنترلی و کیفی اعمال شده در داخل شرکت و نیز کیفیت گزارشگری مالی توجه کنند. از این رو انتظار می رود یک رابطه معکوس بین هزینه تأمین بدهی و کیفیت حاکمیت شرکتی که از طریق نظارت کارای هیئت مدیره و سهامداران نهادی عمده حاصل می شود و کیفیت حسابرسان شرکت ها وجود داشته باشد. یافته ها با استفاده از اطلاعات ۱۱۹ شرکت از شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران بین سالهای ۱۳۸۲ تا ۱۳۸۷ و تحلیل رگرسیونی داده های ترکیبی نشان می دهد که وجود سهامداران نهادی عمده در ترکیب سهامداران و نظارت کارای آنها تأثیر کاهشی معنادار بر هزینه بدهی شرکت های عضو نمونه دارد در حالیکه کیفیت حسابرسان چنین تأثیری را ندارد.

مجتهدزاده و آقایی (۱۳۸۶) در تحقیقی به بررسی رابطه بین کیفیت حسابرسان و قابلیت اتکای اقلام تعهدی پرداخته اند. جهت تعیین کیفیت حسابرسان از دو معیار اندازه مؤسسه حسابرسان و دوره تصدی حسابرسان و به منظور محاسبه قابلیت اتکای اقلام تعهدی در پیروی از مدل ریچاردسون و همکاران از پایداری اقلام تعهدی استفاده شده است. برای آزمون فرضیه های پژوهش از مدل های رگرسیونی خطی چندگانه استفاده شده و روش بررسی داده ها به صورت مقطعی و بررسی سال به سال است. نتایج این پژوهش نشان می دهند، شرکت های حسابرسان شده توسط حسابرسان با کیفیت بالاتر در مقایسه با شرکت های حسابرسان شده توسط حسابرسان با کیفیت پایین تر، دارای ضریب پایداری اقلام تعهدی

بالاتر اقلام تعهدی اختیاری بیشتری داشته اند؛ اما وقتی که حسابرسان آن ها توسط حسابرسان عضو پنج شرکت بزرگ انجام شود، این احتمال ضعیف تر می شود.

ژین چانگ و دیگران (۲۰۰۸) رابطه بین کیفیت و شهرت حسابرسان را با تصمیمات مالی در شرکت ها بررسی کردند. آنها مدل و شواهدی ارائه کردند که نشان می داد کیفیت و شهرت حسابرسان بر تصمیمات مالی شرکت ها تأثیر دارد و نشان دادند که کیفیت بالای حسابرسان از تأثیر شرایط بازار بر تصمیمات مالی شرکت های مورد نظر و نیز ساختار سرمایه آنها می کاهد.

چمبرز و پاین (۲۰۰۶) در پژوهش خود در خصوص کیفیت حسابرسان و قابلیت اتکای اقلام تعهدی به این نتیجه رسیدند که بالا بودن کیفیت حسابرسان و همچنین به کارگیری قانون ساربینز - آکسلی موجب افزایش قابلیت اتکای اقلام تعهدی میشود.

پیتمن و فورتین (۲۰۰۴) تأثیر شهرت حسابرسان را بر هزینه بدهی شرکت های آمریکایی که در طی سال ۱۹۷۷ تا ۱۹۸۸ به شرکت سهامی عام تبدیل شده اند در طی ۹ سال پس از پذیرفته شدن این شرکتها در بورس، بررسی کردند. آنها دریافتند شرکت هایی که مؤسسات بزرگ حسابرسان را به خدمت گرفته اند، میانگین هزینه بدهی کمتری گزارش کرده اند. دوباره این یافته ها نشان می دهد، اعتبار دهندگان به شهرت و اعتبار حسابرسان به عنوان معیاری از کیفیت حسابرسان و بنابراین به کیفیت صورتهای مالی منتشر شده به وسیله شرکت هایی که به تازگی سهامی شده اند، حساس هستند. از طرفی از دیدگاه استفاده کنندگان خارجی کیفیت حسابرسان میتواند از طریق تعیین حسابرسان مستقل و شایسته حاصل شود. به طور معمول، پذیرفته شده که مؤسسات حسابرسان مشهور در اغلب موارد خدمات متنوع و با کیفیتی ارائه می کنند و این می تواند فرآیند حسابرسان با کیفیت را به دنبال داشته باشد که در نهایت به ارائه اطلاعات و گزارشگری مالی با کیفیت منجر شود. گزارشگری مالی با کیفیت موجب اطمینان خاطر اعتبار دهندگان در تصمیم گیری و کاهش ریسک اطلاعاتی آنها می شود. بنابراین، کیفیت حسابرسان با هزینه بدهی شرکتها و همچنین با ریسک اعتبار دهندگان رابطه

بیشتری بوده و در نتیجه قابلیت اتکای اقلام تعهدی بالایی دارند.

اقتصادسنجی و رگرسیون چند متغیره مورد آزمون قرار

می‌گیرد.

برای آزمون فرضیات از الگوی رگرسیون زیر استفاده شده

۳- فرضیه های پژوهش

(۱) بین کیفیت اقلام تعهدی و هزینه بدهی رابطه معکوس وجود دارد.

مدل (۱)

$$\text{Cost_Debt}_{i,t} = \beta_0 + \beta_1(Aq - DD_{i,t}) + \beta_2\text{SIZE} + \beta_3\text{ROA} + \beta_4\text{ROA} + \varepsilon_{it}$$

(۲) شهرت موسسه حسابرسی، تشدید کننده رابطه معکوس کیفیت اقلام تعهدی و هزینه بدهی است.

مدل شماره اول برای بدست آوردن رابطه بین

کیفیت اقلام تعهدی و هزینه بدهی است. از آنجایی که متغیر $Aq - DD$ به عنوان متغیر کیفیت اقلام تعهدی است و هر چه این متغیر بیشتر باشد کیفیت اقلام تعهدی کمتر خواهد بود لذا انتظار بر این است هر چه کیفیت اقلام تعهدی پایین باشد ($Aq - DD$ بالا) هزینه بدهی شرکت افزایش یابد لذا بین $Aq - DD$ و هزینه بدهی رابطه مستقیم وجود دارد و برای تأیید ادعای تحقیق بایستی β_1 مثبت باشد.

برای آزمون فرضیه دوم از مدل رگرسیون چند متغیره (۲) استفاده شده است:

مدل (۲)

$$\text{Cost_Debt}_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Aq - DD_{i,t} + \beta_2 \left[(Aq - DD_{i,t}) * R \right] + \beta_3 \text{SIZE} + \beta_4 \text{ROA} + \varepsilon_{it}$$

مدل ۲ که در بالا توضیح داده شده است همانند مدل یک بوده اما بسط و توسعه داده شده مدل یک است. در این مدل متغیر $Aq - DD * R$ به مدل قبل اضافه شده است. این متغیر نشان دهنده کیفیت اقلام تعهدی در حضور حسابرس با شهرت بالا است در واقع اگر شهرت موسسه حسابرسی بالا باشد R به عنوان معیاری از شهرت ۱ در نظر گرفته می‌شود و متغیر $Aq - DD * R$ تبدیل به $Aq - DD$ می‌شود. و در صورتی که حسابرسی شرکت جزو موسسات مشهور نباشد R صفر در نظر گرفته شده و متغیر $Aq - DD * R$ صفر می‌شود.

۴- روش شناسی پژوهش

این تحقیق به روش توصیفی همبستگی بوده و از لحاظ هدف کاربردی می‌باشد، چون با هدف به کارگیری این نتایج در بازار سرمایه انجام می‌گیرد. قلمرو مکانی پژوهش، شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران و قلمرو زمانی آن سال های ۱۳۸۳ تا ۱۳۸۹ می‌باشد. در این پژوهش برای انتخاب نمونه آماری از روش حذف نظام مند استفاده شده است. به منظور انتخاب نمونه آماری، شرکت‌هایی که دارای ویژگی‌های زیر بودند به عنوان نمونه‌ی آماری انتخاب و بقیه حذف شدند:

الف) شرکت‌های انتخابی تولیدی باشند، ب) به منظور انتخاب شرکت‌های فعال، قبل از سال ۱۳۸۳ در بورس تهران پذیرفته شده و معاملات این شرکت‌ها در طی سال‌های ۱۳۸۳-۱۳۸۹ در بورس، فعال باشند و طول وقفه معاملاتی نباید بیشتر از سه ماه باشد، د) به منظور امکان مقایسه و برای جلوگیری از ناهمگونی، سال مالی آن‌ها منتهی به ۲۹ اسفندماه بوده باشد و نباید در فاصله سالهای ۱۳۸۳-۱۳۸۹ تغییر سال مالی داده باشند، ه) صورت‌های مالی و یادداشت‌های توضیحی همراه آنها قابل دسترس باشد بدین ترتیب تعداد ۹۱ شرکت مورد مطالعه قرار گرفت.

روش مورد استفاده برای جمع‌آوری داده‌ها، روش اسنادکاوی است. برای جمع‌آوری داده‌های مورد نیاز از اطلاعات صورت‌های مالی و یادداشت‌های همراه استفاده می‌شود. بدین منظور از نرم‌افزار ره‌آورد نوین و همچنین سایت رسمی شرکت بورس اوراق بهادار تهران استفاده شده است.

۵- مدل‌ها و متغیرهای پژوهش

۵-۱- متغیرهای مستقل

۵-۱-۱- کیفیت اقلام تعهدی

برای بررسی کیفیت اقلام تعهدی از مدل دیچو و دیچاو استفاده شده و قدر مطلق جز باقی مانده مدل زیر به عنوان اندازه اقلام تعهدی اختیاری بوده و معیاری از کیفیت اقلام تعهدی است. در این تحقیق همانند تحقیق نگوئر، ۲۰۰۹ از قدر مطلق جز باقی مانده مدل دی‌چو و دیچاو استفاده میشود.

مدل دیچو و دی‌چاو به صورت زیر است:

$$\frac{WCA_{it}}{Ave\ Assets_{it}} = \beta_0 + \beta_1 \frac{CFO_{i,t-1}}{Ave\ Assets_{i,t}} + \beta_2 \frac{CFO_{i,t}}{Ave\ Assets_{i,t}} + \beta_3 \frac{CFO_{i,t+1}}{Ave\ Assets_{i,t}} + \varepsilon_{it}$$

در این مدل کیفیت اقلام تعهدی $| \varepsilon_{it} |$ می‌باشد و هرچه مقدار $| \varepsilon_{it} |$ بزرگتر باشد کیفیت اقلام تعهدی کمتر خواهد بود.

WCA = اقلام تعهدی سرمایه در گردش می‌باشد که به صورت زیر محاسبه خواهد شد.

اقلام تعهدی سرمایه در گردش = (دارایی جاری) - (وجه نقد + سرمایه‌گذاری کوتاه مدت) - (بدهی جاری - تسهیلات کوتاه مدت)

$Ave\ Assets$ = میانگین دارایی‌های شرکت طی ۲ سال
 CFO = جریان وجه نقد عملیاتی شرکت

۵-۱-۲- شهرت مؤسسه حسابرسان (R)

این متغیر در صورتی که مؤسسه حسابرسان مشهور باشد یک و در غیر این صورت صفر در نظر گرفته می‌شود. برای اینکه مؤسسه حسابرسان مشهور از حسابرسان غیر مشهور تفکیک شود از تعداد شرکتهای تحت حسابرسان آنها استفاده شده در واقع از روش حجم کار بورسی آنها طبقه بندی می‌شوند و در صورتی که مؤسسه حسابرسان جزو ۲۰ مؤسسه برتر از نظر حجم کار باشد به عنوان حسابرسان مشهور و در غیر این صورت به عنوان حسابرسان غیر مشهور در نظر گرفته می‌شود.

۵-۲- متغیر وابسته

در این پژوهش هزینه خاص بدهی به عنوان متغیر وابسته تحقیق می‌باشد که براساس فرمول زیر محاسبه می‌شود (آذر و مؤمنی، ۱۳۸۳):

$$K_d = K_m(1-T)$$

$$K_d = \text{هزینه بدهی}$$

K_m = هزینه موثر بدهی قبل از کسر مالیات بر مبنای نرخ سالیانه

$$K_m = I * D(1-f)$$

$$f = \text{نرخ هزینه ایجاد بدهی}$$

$$D = \text{ارزش بدهی}$$

$$I = \text{میزان بهره متعلق به بدهی}$$

$$T = \text{مالیات}$$

۵-۳- متغیرهای کنترل

۵-۳-۱- اندازه شرکت (SIZE)

در این پژوهش از لگاریتم نپری کل دارایی‌ها برای اندازه‌گیری متغیر "اندازه شرکت" استفاده شده است.

۵-۳-۲- نرخ بازده داراییها (ROA)

نسبت نرخ بازده دارایی‌ها در واقع بیانگر این مطلب است که قابلیت سودآوری شرکت تا چه اندازه به کل دارایی‌های آن ارتباط دارد. نرخ بازده دارایی‌ها از تقسیم سودخالص به جمع کل دارایی‌های شرکت بدست می‌آید.

۶- یافته‌های پژوهش

۶-۱- توصیف داده‌ها

تعداد مشاهدات در متغیرهای پژوهش ۶۳۷ داده برای هر متغیر می‌باشد که پس از شناسایی داده‌های پرت توسط نرم‌افزار spss، ۱۷ داده از هر متغیر حذف گردید تا از تأثیر غیرمعقول و غیرمنطقی داده‌های پرت بر نتایج تحقیق جلوگیری شود و شاهد نتایج بهتری بود، بدین ترتیب تعداد مشاهدات به ۶۲۰ داده برای هر متغیر کاهش یافت.

جدول (۱): آماره توصیفی متغیرهای تحقیق

شاخص آماری	کیفیت اقلام تعهدی	اندازه	هزینه بدهی	نرخ بازده داراییها
تعداد مشاهدات	۶۲۰	۶۲۰	۶۲۰	۶۲۰
میانگین	۰.۳۳۵۸	-۵.۱۴۱۷	-۰.۷۷	-۰.۲۴۶
میانه	۰.۵۵۵۳	-۵.۱۳۵۸	-۱.۷۲۱	-۰.۲۰۳۱
مد	۰.۱۷۸	۵.۵۳	۰	۰.۴
انحراف معیار	۰.۷۹۲۹	۲.۱۲۱۹	۲.۳۷۷۷۷	۰.۹۲۴۸۱
واریانس	۰.۶۲۴۱	۰.۴۵	۵.۶۵۴	۰.۸۵۵
چولگی	۰.۱۷۸	-۰.۷۲	۰.۸۹	-۰.۲۱۱
کشیدگی	-۰.۱۷	۱.۳۲۶	۶.۰۷۲	۱.۴۴۷
حداقل	-۰.۸۲۵	-۵.۹	-۹.۷۷	-۳.۵۳
حداکثر	-۰.۵۶	-۴.۱۷	۱۳.۹۳	۲.۷۷

جدول (۲): توصیف متغیر شهرت مؤسسه حسابرسی

درصد	درصد	درصد	فراوانی		
درصد	اعتبار	درصد	جمع		
۶۶.۵	۶۶.۵	۶۶.۵	۴۱۲	۰	Valid
۱۰۰.۰	۳۳.۵	۳۳.۵	۲۰۸	۱	
	۱۰۰.۰	۱۰۰.۰	۶۲۰	جمع	

حال با توجه به خروجی نرم افزار SPSS می توان نرمال بودن توزیع متغیر انتخابی را تشخیص داد؛ به نحوی که اگر «سطح معنی داری»^۱ بیشتر از ۰/۰۵ باشد فرض H_0 پذیرفته می شود و ادعای نرمال بودن متغیر انتخابی تأیید می گردد.

در جدول (۳) زیر نتایج آزمون نرمال بودن متغیرها نشان داده شده است.

جدول (۳): نتیجه آزمون کولموگوروف-اسمیرنوف

Aq-DD	C-D	
۶۳۷	۶۳۷	تعداد
۰/۳۳۵۸	-۰/۰۷۷	میانگین
-۰/۷۹۲۹	۰.۳۷۷۷	انحراف معیار
۰.۱۱۳	۰.۹۵	قدر مطلق
۰.۱۱۳	۰.۹۵	مثبت
-۰.۰۲۳	-۰.۹۱	منفی
۱.۰۵۷	۲.۰۹۰	کولموگوروف-اسمیرنوف Z
۰.۰۹۰	۰.۵۶	سطح معنی داری

همان طور که در جدول (۳) می بینیم سطح معنی داری متغیرهای Aq-DD و C-D کمتر از ۰/۵ می باشد بنابراین فرض H_1 تأیید می شود به عبارتی دیگر توزیع این داده ها نرمال می باشد اما متغیر کیفی (شهرت مؤسسه حسابرسی) R با توجه به اختصاص مقدار عددی صفر و یک، دارای توزیع نرمالی نمی باشد.

آزمون همبستگی

همان طور که در قسمت قبل مشخص گردید توزیع داده های Aq-DD و C-D نرمال می باشد بنابراین برای بررسی همبستگی بین متغیرها از ضریب همبستگی پیرسون استفاده می گردد و به علت نرمال نبودن متغیر R از ضریب همبستگی پیرسون استفاده می کنیم. نتایج حاصل از این بررسی در جدول (۴) و (۵) به نمایش درآمده است.

با توجه به سطح معنی داری و مقادیر ضریب همبستگی جدول (۴)، بین هزینه بدهی شرکت با نرخ بازده داراییها رابطه مثبت و معناداری و معنی دار وجود دارد و بین هزینه بدهی شرکت با اندازه شرکت و متغیر

به دلیل اسمی بودن متغیر R از روش کدگذاری برای این متغیر استفاده شده است که خلاصه ی نتایج در جدول (۲) آمده است. در جدول مذکور کد یک نشان-دهنده ی شهرت حسابرس و کد صفر نشان دهنده ی عدم شهرت حسابرس می باشد.

با توجه به اینکه از روش ترکیب داده های سری زمانی و مقطعی برای آزمون فرضیه های پژوهش استفاده شده، تعداد مشاهدات سال - شرکت بر اساس داده های ترکیبی متوازن، ۶۲۰ مشاهده بوده است. با توجه به آماره توصیفی، شاخص پراکندگی این متغیرها در شرکتهای مختلف کم است. بررسی میزان چولگی و کشیدگی هریک از متغیرها و مقایسه آن با توزیع نرمال، نشان می دهد که تمام متغیرهای پژوهش به صورت نرمال توزیع شده است.

۲-۶- تحلیل داده ها

۲-۶-۱- آزمون نرمال بودن داده ها

جهت بررسی نرمال بودن متغیرهای این تحقیق از آزمون «کولموگوروف-اسمیرنوف»^۱ استفاده شده است؛

Aq-DD (شاخص معکوس کیفیت اقلام تعهدی) همبستگی مستقیم و معنی‌دار وجود دارد.

تغییرات کوچک در مقادیر داده‌ها به تغییرات بزرگ در برآورد ضرایب معادله‌ی رگرسیون منجر می‌شود. شاخص‌های وضعیت با مقدار بیشتر از ۱۵ نشان‌دهنده‌ی احتمال هم‌خطی بین متغیرهای مستقل می‌باشد و مقدار بیشتر از ۳۰ بیانگر مشکل جدی در استفاده از رگرسیون در وضعیت موجود آن است. آزمون هم‌خطی متغیرهای مستقل به شرح جدول (۶) می‌باشد.

جدول (۴): آزمون همبستگی پیرسون با متغیر C-D

SIZE	ROA	Aq-DD		
.۱۳۷	-.۵۳۶	.۷۸	ضریب همبستگی پیرسون	C-D
.۰۲۷	.۰۰۴	.۰۳	سطح معنی‌داری	
معنی‌دار	معنی‌دار	معنی‌دار	نوع همبستگی	
ضعیف و مثبت	قوی و معکوس	قوی و مستقیم	شدت همبستگی	

جدول (۶): آزمون هم‌خطی

مدل	ردیف	مقدار ویژه	شاخص وضعیت
۱	۱	۵.۲۹۵	۱.۰۰۰
	۲	۱.۱۱۵	۲.۱۸۰
	۳	.۹۵۲	۲.۳۵۸
	۴	.۹۱۲	۲.۴۱۰
	۵	.۸۴۰	۲.۵۱۰

جدول (۵): آزمون همبستگی پیرسون با متغیر C-D

R		
-.۶۳۱	ضریب همبستگی اسپیرمن	C-D
.۰۰۴	سطح معنی‌داری	
معنی‌دار	نوع همبستگی	
قوی و معکوس	شدت همبستگی	

همان‌گونه که مشاهده می‌نمایید مقادیر ویژه نشان‌دهنده عدم احتمال همبستگی داخلی بین متغیرها می‌باشد. از طرفی تمامی شاخص‌های وضعیت کوچکتر از ۱۵ می‌باشند که نشان‌دهنده‌ی عدم وجود هم‌خطی بین متغیرهای مستقل است.

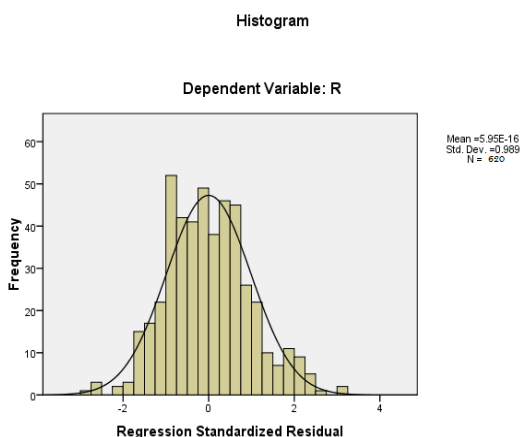
یکی از مفروضات رگرسیون خطی، نرمال بودن توزیع خطاها می‌باشد بدیهی است در صورت عدم تحقق پیش‌فرض فوق نمی‌توان از رگرسیون استفاده کرد. به منظور بررسی نرمال بودن توزیع خطاها نمودار خطاها را رسم می‌کنیم.

با توجه به سطح معنی‌داری و مقادیر ضریب همبستگی جدول (۵)، بین شهرت مؤسسه حسابرسی با نرخ بازده داراییها رابطه منفی و معناداری و معنی‌دار وجود دارد.

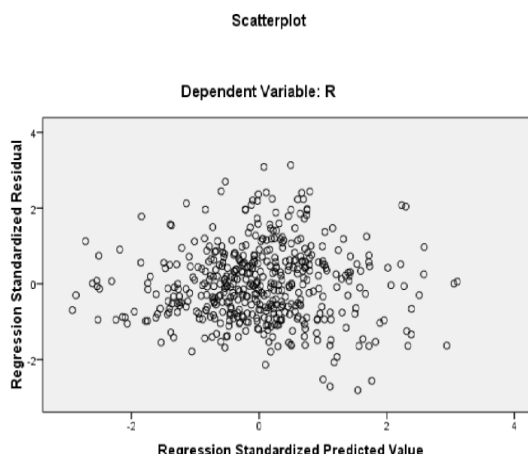
۳-۶- آزمون فرضیه‌ها

در این بخش با استفاده از رگرسیون چندمتغیره به تعیین مدل رگرسیونی می‌پردازیم. رگرسیون خطی ساده، مشروط به معنی‌دار بودن ضریب همبستگی است اما وجود و یا عدم وجود رگرسیون خطی چندمتغیره ارتباطی به معنی‌دار بودن ضریب همبستگی ندارد. به غیر از نرمال بودن متغیر وابسته، پیش فرض‌های دیگر رگرسیون خطی چندمتغیره عدم وجود خودهمبستگی در متغیر وابسته و عدم وجود هم‌خطی در متغیرهای مستقل و نرمال بودن خطاها می‌باشد. آزمون آماری برای بررسی خودهمبستگی آزمون دوربین واتسون است. در خروجی spss به ترتیب مقدار ویژه (Eigen value) و شاخص وضعیت (Condition Index) نشان داده می‌شود. مقادیر ویژه نزدیک به صفر نشان می‌دهد همبستگی داخلی پیش‌بینی‌ها زیاد است و

شکل (۱) توزیع خطاهای مدل رگرسیون با متغیر C-D



تجزیه و تحلیل آماری قرار گرفت. رقم دوربین واتسن ۱.۵۰۸ می‌باشد که نشان‌دهنده‌ی عدم وجود همبستگی بین خطاها می‌باشد. ضریب تعیین ۰.۲۴۲ می‌باشد این رقم نشان می‌دهد که ۲۴٪ از تغییرات هزینه بدهی (متغیر وابسته) می‌تواند توسط تغییرات در متغیرهای مستقل و کنترلی (کیفیت اقلام تعهدی، اندازه شرکت و نرخ بازده داراییها) توضیح داده شود و بقیه‌ی تغییرات در هزینه بدهی توسط عواملی غیر از موارد فوق توضیح داده می‌شود از طرف دیگر سطح معنی‌داری ستون تحلیل واریانس کمتر از ۰.۵٪ می‌باشد که نشان‌دهنده‌ی معنی‌داری کل مدل می‌باشد. بدین ترتیب می‌توان گفت، مجموعاً متغیرهای مستقل تأثیری قوی و معنی‌دار بر متغیر وابسته داشته است. زیرا سطح معنی‌داری کمتر از ۰.۵٪ می‌باشد که نشان‌دهنده‌ی معنی‌داری می‌باشد. بتای مربوط به شاخص معکوس متغیر وابسته محاسبه شده توسط نرم افزار ۱.۰۲ می‌باشد که نشان‌دهنده‌ی تأثیری معکوس و معنی‌دار هزینه بدهی و کیفیت اقلام تعهدی می‌باشد. به طور خلاصه H_1 در فرضیه‌ی اول تأیید می‌شود. بنابراین به طور کلی با توجه به جدول تحلیل واریانس بین هزینه بدهی و کیفیت اقلام تعهدی رابطه‌ای معکوس وجود دارد.



با توجه به نمودار توزیع نرمال و میانگین ارایه شده که بسیار کوچک (نزدیک به صفر) و انحراف معیار خطاها که نزدیک به یک است، می‌توان نتیجه گرفت که توزیع خطاها تقریباً نرمال است پس می‌توان از رگرسیون استفاده کرد.

نتایج به دست آمده از آزمون رگرسیون خطی چندمتغیره برای فرضیه یک در جدول (۷) آورده شده است.

همان‌طور که در جدول ۷ مشاهده می‌نمایید، رابطه‌ی بین هزینه بدهی شرکت و کیفیت اقلام تعهدی از طریق مدل رگرسیون خطی چندمتغیره در ۹۱ شرکت، مورد آزمون و

جدول (۷): آزمون فرضیه یک با متغیر وابسته C-D

معنی‌داری کل مدل تحلیل واریانس		روش آماری: مدل رگرسیون خطی چندمتغیره		
متغیر وابسته: C-D		روش ورود متغیر: Enter		
سطح معنی‌داری		سطح اطمینان: ۹۵٪	R ²	R ² تعدیل شده
آماره‌ی F	سطح معنی‌داری	دوربین واتسون		
۷.۶۰۷	.۰۰۰	۱.۵۰۸	.۲۴۲	.۲۴۱

معنی‌داری هر یک از متغیرها		بتا	متغیرهای مستقل و کنترل	فرضیه
آماره‌ی t	سطح معنی‌داری			
.۱۷۸	.۰۰۰	.۱۰۲	Aq-DD	اول
۴.۵۵۳	.۰۰۰	.۲۰۳	SIZE	
-۱.۷۰۳	.۰۰۹	-.۰۹۷	ROA	

جدول (۱۱): آزمون رگرسیون فرضیه دوم

معنی‌داری کل مدل تحلیل واریانس		دوربین واتسون	R ²	R ² تعدیل شده
آماره F	سطح معنی‌داری	۱.۵۸۱	۰.۲۷۳	۰.۲۷۲
۱۰.۷۱۸	۰.۰۰۰			

فرضیه‌ها	متغیرهای مستقل و کنترل	بتا	معنی‌داری هر یک از متغیرها	آماره t
دوم	شاخص معکوس کیفیت اقلام تعهدی Aq-DD	۱.۰۸۳	۰.۰۰۰	۱.۱۸۹
	شهرت حسابرسان R	-۰.۲۴	۰.۵۷۱	-۰.۵۶۶
	اندازه شرکت SIZE	۰.۱۲۵	۰.۰۰۴	۲.۸۸۳
	نرخ بازده داراییها ROA	-۰.۴۲	۰.۰۴۵	-۰.۷۶۵

، ۰.۴۲ و ۰.۱۲۵ می‌باشد که نشان‌دهنده تأثیری معکوس و معنی‌دار متغیر هزینه بدهی بر کیفیت اقلام تعهدی، شهرت حسابرسان و نرخ بازده داراییها دارد و همچنین تأثیر آن بر اندازه شرکت، مثبت و معنی‌دار می‌باشد.

۷- نتیجه‌گیری و بحث

موضوع پژوهش بررسی تأثیر شهرت حسابرسان بر رابطه کیفیت اقلام تعهدی و هزینه بدهی در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران می‌باشد، جامعه-ی مورد مطالعه شامل ۹۱ شرکت فعال در بورس اوراق بهادار تهران است. قلمروی زمانی پژوهش شامل یک دوره‌ی هفت ساله بر اساس صورت‌های مالی سال‌های ۱۳۸۳ الی ۱۳۸۹ شرکت‌های مورد مطالعه است. این پژوهش شامل دو فرضیه‌ی اصلی می‌باشد، جهت آزمون فرضیات از آزمون رگرسیون خطی چندمتغیره استفاده شده است.

طبق بررسی‌های به دست آمده از آزمون فرضیه‌های اول مبنی بر اینکه بین کیفیت اقلام تعهدی و هزینه بدهی رابطه معکوس وجود دارد، مشخص گردید فرضیه فوق تأیید می‌گردد و ارتباط معنی‌دار و معکوس کیفیت اقلام تعهدی و هزینه بدهی مشاهده گردید. از آنجایی که یکی از روشهای ایجاد ارزش، کاهش هزینه‌های تأمین مالی در شرکتها است و تصمیم‌گیری مالی شرکتها براساس ساختار سرمایه آنها صورت می‌گیرد و از طرفی

همان طور که در جدول بالا مشاهده می‌نمایید، با وارد کردن متغیر شهرت حسابرسان همچنان رابطه معکوس بین هزینه بدهی شرکت و کیفیت اقلام تعهدی به وجود می‌آید که در مقایسه با آزمون فرضیه قبل و با مقایسه بتای بدست آمده در آزمون فرضیات (۰.۱۰۲) میتوان به این نتیجه رسید که با وارد کردن متغیر شهرت حسابرسان رابطه‌ی معکوس هزینه بدهی شرکت و کیفیت اقلام تعهدی از طریق مدل رگرسیون خطی چندمتغیره تشدید می‌شود، یعنی فرضیه H₁ در فرضیه دوم تأیید می‌شود. رقم دوربین واتسون ۱.۵۸۱ می‌باشد که نشان‌دهنده‌ی عدم وجود همبستگی بین خطاها می‌باشد. ضریب تعیین ۰.۲۷۳ می‌باشد. این رقم نشان می‌دهد که ۲۷٪ از تغییرات هزینه بدهی (متغیر وابسته) می‌تواند توسط تغییرات در متغیرهای مستقل و کنترل (کیفیت اقلام تعهدی، شهرت حسابرسان، اندازه شرکت و نرخ بازده داراییها) توضیح داده شود و بقیه‌ی تغییرات در هزینه بدهی توسط عواملی غیر از موارد فوق توضیح داده می‌شود از طرف دیگر سطح معنی‌داری ستون تحلیل واریانس کمتر از ۰.۵٪ می‌باشد که نشان‌دهنده‌ی معنی‌داری کل مدل می‌باشد. بدین ترتیب می‌توان گفت، مجموعاً متغیرهای مستقل تأثیری قوی و معنی‌دار بر متغیر وابسته داشته است. سطح معنی‌داری آزمون برای متغیرهای مستقل و کنترل کمتر از ۰.۵٪ می‌باشد که نشان‌دهنده‌ی معنی‌داری می‌باشد. بتای آنها به ترتیب ۱.۸۰۳، -۰.۲۴

فهرست منابع

- هزینه بدهی نشان دهنده فشار مالی، نماینده بدهی و تضاد نمایندگی بین مدیران و سرمایه گذاران و اعتبار دهندگان یا بین گروههای مختلف سرمایه گذاران است، بنابراین با توجه به نتیجه این پژوهش می‌توان در مورد اقلام تعهدی که رابطه معکوسی با هزینه بدهی دارد تصمیمات و برنامه ریزیهای بهتری اتخاذ نمود.
- طبق بررسی‌های به دست آمده از آزمون فرضیه‌های دوم مبنی بر اینکه شهرت موسسه حسابرس، تشدید کننده رابطه معکوس کیفیت اقلام تعهدی و هزینه بدهی است، فرضیه فوق تأیید گردید و مشاهده شد که شرکت‌هایی که حسابرس دفاتر آنها توسط های حسابرس مشهور انجام می‌گردد رابطه معکوس بین کیفیت اقلام تعهدی و هزینه بدهی آنها بیشتر می‌باشد.
- این نتایج با نتایج بعضی از پژوهش‌های قبلی نظیر پژوهش چمبرز و پاین (۲۰۰۶) و مجتهدزاده و آقای (۱۳۸۶) از بعضی جهات مطابقت و با پژوهش‌های ژین چانگ و دیگران (۲۰۰۸) و احمد پور (۱۳۸۹) در بعضی جهات مطابقت ندارد. بنابراین بر اساس این پژوهش به محققان آینده پیشنهاداتی به شرح زیر ارائه می‌شود:
- ۱) در این پژوهش علاوه بر بررسی تأثیر شهرت حسابرس بر رابطه‌ی بین کیفیت اقلام تعهدی و هزینه بدهی، اثر سایر متغیرهای تأثیرگذار بر هزینه بدهی مانند اندازه‌ی شرکت و نرخ بازده داراییها. نیز بررسی شده است که در پژوهش‌های بعدی مرتبط با اقلام تعهدی می‌توان روی این متغیرها تمرکز کرد.
- ۲) با توجه به این‌که نتایج حاصل از آزمون فرضیه‌های تحقیق حاضر به تفکیک صنعت مورد بررسی قرار نگرفته است بنابراین پیشنهاد می‌شود در تحقیقات آتی رابطه‌ی بین شهرت حسابرس و کیفیت اقلام تعهدی با هزینه بدهی به تفکیک صنعت نیز صورت پذیرد.
- ۳) بررسی تأثیر کیفیت حسابرسی بر رابطه‌ی بین کیفیت اقلام تعهدی و هزینه بدهی در بورس تهران
- ۱) احمدپور، احمد. کاشانی پور، محمد. شجاعی، محمدرضا. (۱۳۸۹). "بررسی تأثیر حاکمیت شرکتی و کیفیت حسابرسی بر هزینه تأمین مالی از طریق بدهی"، بررسی‌های حسابداری و حسابرسی، شماره ۶۲. صص ۳۲-۱۷.
- ۲) آقای، محمدعلی. چالاک، پری (۱۳۸۸)، "بررسی رابطه بین ویژگی‌های حاکمیت شرکتی و مدیریت سود در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران"، فصلنامه تحقیقات حسابداری، شماره ۴، صص ۷۷-۵۴.
- ۳) مجتهدزاده، ویدا. آقای، پروین (۱۳۸۳)، "عوامل مؤثر بر کیفیت حسابرسی مستقل از دیدگاه حسابرسان مستقل و استفاده‌کنندگان"، فصلنامه بررسی‌های حسابداری و حسابرسی، شماره ۳۸، صص ۷۶-۵۳.
- 4) Balsam, S., Bartov, E., & Marquardt, C. (2002), "Accruals management, investor sophistication, and equity valuation: Evidence from 10-Q filings", *Journal of Accounting Research*, Vol. 40, pp. 987-1012.
- 5) Butler, Marty., Andrew, J. Leone, & Michael, Willenborg. (2004), "An empirical analysis of auditor reporting and its association with abnormal accruals", *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 37, pp. 139-165.
- 6) Chambers, A, Rend, C. (1997), "Do stock prices fully reflect information in accruals and cash flow about future earnings?", *The Accounting Review*, Vol. 71, pp. 289-315.
- 7) Chambers. S., payn M. (2006), " Audit quality and Earnings Management: Evidence from Finlan", Working paper, Available at <http://ssrn.com>
- 8) Chang, J.Ch., Sun, H.L. (2008), "The relation between Earning In formativeness, Earnings Management and Corporate Governance in the Pre-and Post-SOX periods", Working paper, SSRN.
- 9) Deanjellow, A. (1986), "Accruals and future stock returns: Test of naïve investor Hypothesis", *Journal of Accounting, Auditing & Finance*, Vol. 4, No. 2.
- 10) Deangelo, L. (1981), "Auditor size and audit quality", *Journal of Accounting and Economics*, pp. 113-127.
- 11) Hilley, P. (1985), "Detecting earnings management", *The Accounting Review*, Vol. 23, pp. 193-225.
- 12) Krishnan, G. (2003), "Audit quality and the pricing of discretionary accrual", *Auditing*, Vol. 22, pp. 109-126
- 13) Laey, B. (2010), "The effect of investment opportunity set and debt level on earnings-returns

relationship and the pricing of discretionary accruals", Unpublished Working Paper

یادداشت‌ها

- ¹ . Balsam & Et al, 2002
- ² . Butler & Et al, 2002
- ³ . Deangelo, 1991
- ⁴ . Krishnan
- ⁵ . Chambers & payn
- ⁶ . Xin Chang, et al ,2008
- ⁷ . Albornoz Noguier, 2009
- ⁸ Kolmogorov-Smirnov (K-S)
- ⁹ signification (sig)