بررسی‌های حسابداری و حسابرسی
دانشکده مدیریت دانشگاه تهران
دوره ۲۰، شماره ۲
تابستان ۱۳۹۲
صص ۴۲-۱۹

بررسی ارتباط بین کیفیت حسابرسی و کارایی سرمایه‌گذاری

یونس بادآور نهندی[۱]، وحید تقی‌زاده خانقاه[۲]

چکیده: به‌دنبال تفکیک مدیریت شرکت‌ها از مالکیت آنها و ایجاد مسائل نمایندگی و نیز، افزایش عدم تقارن اطلاعاتی بین مدیران و مالکان، موضوع کیفیت خدمات حسابرسی اهمیت بسیار زیادی یافته است و می‌تواند همچون ابزار مراقبت از منافع گروه‌های ذینفع عمل کرده و زمینهٔ استفاده صحیح مدیریت از منابع برای سرمایه‌گذاری بهینه با هدف حداکثرسازی ثروت مالکان را فراهم کند. این پژوهش با هدف مطالعهٔ جنبه‌ای از پیامدهای اقتصادی جایگاه خدمات حسابرسی در ایران، به بررسی ارتباط بین کیفیت حسابرسی و کارایی سرمایه‌گذاری در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران می‌پردازد. برای تعیین کیفیت حسابرسی از چهار شاخص تخصص حسابرس در صنعت، شهرت حسابرس، دورهٔ تصدی حسابرس و استقلال حسابرس و به‌منظور محاسبهٔ کارایی سرمایه‌گذاری از مدل ریچاردسون (۲۰۰۶) استفاده شده است. هدف پژوهش از نوع کاربردی و روش آن از نوع همبستگی و پس‌رویدادی است. با بهره‌مندی از روش نمونه‌گیری حذفی و با اعمال شرایط انتخاب نمونه، تعداد ۱۰۰ شرکت نمونه برای دورهٔ زمانی ۱۳۹۰- ۱۳۸۵ انتخاب شد. برای آزمون فرضیه‌های پژوهش از روش داده‌های ترکیبی استفاده شده است. نتایج پژوهش نشان می‌دهد در کل بین کیفیت حسابرسی و کارایی سرمایه‌گذاری ارتباط مثبت و معناداری وجود دارد. بدین ترتیب، بهبود کیفیت حسابرسی با کاهش عدم تقارن اطلاعاتی بین مدیریت و سرمایه‌گذاران و برطرف کردن مشکلات نمایندگی، به‌افزایش کارایی سرمایه‌گذاری منجر می‌شود.

واژه‌های کلیدی: کارایی سرمایه‌گذاری، تخصص حسابرس در صنعت، شهرت حسابرس، دورهٔ تصدی حسابرس، استقلال حسابرس.

۱. استادیار دانشگاه آزاد اسلامی، واحد تبریز، گروه حسابداری، تبریز، ایران
۲. کارشناس ارشد دانشگاه آزاد اسلامی، واحد تبریز، گروه حسابداری، تبریز، ایران

تاریخ دریافت مقاله: ۱۳۹۱/۱۰/۱۷
تاریخ پذیرش نهایی مقاله: ۱۳۹۲/۰۲/۰۳
نویسنده مسئول مقاله: وحید تقی‌زاده خانقاه
E-mail: Vahid20t@yahoo.com

مقدمه

یکی از موضوعات مهم در فرآیند ارزش‌آفرینی شرکت، بحث سرمایه‌گذاری است که با موضوعاتی همچون عدم تقارن اطلاعاتی و مشکلات نمایندگی ارتباط عمیقی دارد (یو و همکاران، ۲۰۱۲). اعتقاد بر این است که عدم تقارن اطلاعاتی، به اصطکاک بازار و عدم کارایی سرمایه‌گذاری برای شرکت‌هایی که با محدودیت نقدینگی مواجه هستند، می‌افزاید (فازاری و همکاران، ۱۹۹۸). گاهی اوقات، مشکلات نمایندگی ناشی از بیش سرمایه‌گذاری مدیران، در تعقیب منافع شخصی و سوءاستفاده از جریان‌های نقد آزاد، در پروژه‌هایی با خالص ارزش فعلی منفی است (جنسن، ۱۹۸۶؛ استالز، ۱۹۹۰). از یک سو، اغلب شرکت‌ها در حال حاضر به‌دلیل مشکلات نمایندگی، بیش سرمایه‌گذاری گسترده‌ای دارند و به‌طور جدی از جریان‌های نقد آزاد برای این رویکرد سوءاستفاده می‌کنند (شین، ۲۰۰۷) و از سوی دیگر، محدودیت‌های تأمین مالی و کمبود جدی در سرمایه‌گذاری، مربوط به عدم تقارن اطلاعاتی است (ژنگ و همکاران، ۲۰۰۱). بنابراین، سرمایه‌گذاری بیش از حد و کمتر از حد، هر دو نوعی عدم کارایی است که ضرر و زیان سرمایه‌گذاران و اتلاف منابع اجتماعی را در پی دارد.

با توجه به موضوعاتی همچون تضاد منافع، از حسابرس انتظار می‌رود که به استانداردهایی مانند استقلال، عینیت و صداقت پای‌بند باشد. ارنس، الدر و یانگ (۲۰۰۸) و مسییر، گلاور و پراویت (۲۰۰۷)؛ معتقدند که وظیفهٔ حسابرس، کاهش عدم تقارن اطلاعاتی و تضاد منافع بین سهام‌داران و مدیران است. حسابرس مستقل در راستای منافع شخصی سهام‌داران شرکت عمل می‌کند و حسابرسی مالی یکی از جنبه‌های حاکمیت شرکتی است که سبب می‌شود مدیران برای وظیفهٔ مباشرت و سرپرستی خود به سهام‌داران، پاسخ‌گو باشند. در این مفهوم، حسابرسان در جایگاه بخشی از سیستم نظارت و اجرایی در شرکت، کاهش هزینه‌های نمایندگی را تسهیل می‌کنند (واتز و زیمرمن، ۱۹۸۳).

محققانی همچون بیدل و هیلاری (۲۰۰۶)؛ بیدل، هیلاری و وردی (۲۰۰۹)؛ لی و وانگ (۲۰۱۰)؛ چن و همکاران (۲۰۱۱) به بررسی ارتباط بین کیفیت گزارشگری مالی و کارایی سرمایه‌گذاری پرداختند. این پژوهش ادبیات مربوط در این حوزه را با بررسی نقش مستقیم کیفیت حسابرسی در تأثیر بر کارایی سرمایه‌گذاری گسترش می‌دهد. در واقع پژوهش حاضر، نگرانی‌های به‌وجود آمده در ارتباط با نقش حسابرسی، در ارزیابی چگونگی تأثیرگذاری حسابرسی بر کارایی سرمایه‌گذاری را کاهش می‌دهد. در حالی‌که اکثر مطالعات دانشگاهی پیشین، به موضوع سرمایه‌گذاری اختصاص داده شده است، نقش حسابرسان در ارتباط با تصمیمات سرمایه‌گذاری مدیران، مورد توجه کافی قرار نگرفته است (داس و پاندیت، ۲۰۱۰).

پالمرز (۱۹۸۸) دریافته است که گزارش حسابرسی، عامل کلیدی در واکنش بازار به‌شمار می‌آید، اما این واکنش به کیفیت حسابرسی بستگی دارد. دی آنجلو (۱۹۸۱) کیفیت حسابرسی را مشتمل بر دو احتمال تعریف کرد. اول اینکه حسابرس تحریف‌های با اهمیت و نقص سیستم حسابداری کارفرما را کشف کند و دوم، آنها را گزارش کند (حساس یگانه و آذین فر، ۱۳۸۹).

مطالعات پیشین (بوشمن و اسمیت، ۲۰۰۱؛ داس و پاندیت، ۲۰۱۰؛ بای و چویی، ۲۰۱۲) اشاره کرده‌اند که کیفیت حسابرسی می‌تواند پیامدهای اقتصادی مهمی، از جمله افزایش کارایی سرمایه‌گذاری داشته باشد. با وجود پشتوانه‌های نظری این موضوع، شواهد تجربی کمی، به‌ویژه در کشورمان، در مورد این ادعا جمع آوری شده است. بنابراین با توجه به مطالب بیان شده، این سؤال در ذهن ایجاد می‌شود که آیا بین کیفیت حسابرسی و کارایی سرمایه‌گذاری شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران ارتباط وجود دارد؟

مبانی نظری

براساس تئوری نمایندگی، مدیران اطلاعات برتری دربارهٔ سودآوری مورد انتظار و زمان‌بندی پرداخت برای پروژه‌ها و طرح‌های سرمایه‌گذاری دارند (لامبرت، ۲۰۰۱). با وجود این، مدیران می‌توانند تصمیمات بالقوه‌ای را اتخاذ کنند که در راستای منافع سهام‌داران نباشد (جنسن و مک لینگ، ۱۹۷۶). حسابرسان مستقل و فرایند حسابرسی، نقش گواهی‌دهندگی و تأییدکنندگی برای واحدهای تجاری دارند و مانند میانجی بین مدیران و سهام‌داران عمل می‌کنند (سجادی و لادن، ۱۳۸۲). چاو (۱۹۸۲) در مطالعه‌ای نشان داد که احتمال درگیری حسابرس هنگامی افزایش می‌یابد که تضاد بین سهام‌داران شرکت بالا است. در مطالعه‌ای مشابه اوین، فرانسیس و ویلسن (۱۹۸۸) بررسی می‌کنند که تقاضا برای کیفیت بالای حسابرسی، هنگامی زیاد است که هزینه‌های نمایندگی افزایش می‌یابد. بنابراین، افزایش کیفیت حسابرسی، عدم تقارن اطلاعاتی را بین مدیران آگاه و عرضه‌کنندگان ناآگاه، به‌طور قابل ملاحظه‌ای کاهش می‌دهد و در نتیجه، تصمیمات سرمایه‌گذاری شرکت تحت تأثیر قرار می‌گیرد (مجتهدزاده و آقایی، ۱۳۸۳). با رویکردی به این دیدگاه‌ها، چانگ، داسگوپا و هیلاری (۲۰۰۹) بررسی می‌کنند که چگونه تفاوت در کیفیت حسابرسی، زمان‌بندی و انتخاب طرح‌های سرمایه‌گذاری را تحت تأثیر قرار می‌دهد.

مطالعات پیشین نشان می‌دهند که کیفیت حسابرسی و کیفیت افشا، به‌طور بالقوه بیش‌سرمایه‌گذاری و کم‌سرمایه‌گذاری را کاهش می‌دهد و از این رو به افزایش کارایی سرمایه‌گذاری منجر می‌شود. چندین سازوکار وجود دارد که نشان می‌دهد، کیفیت حسابرسی می‌تواند چنین نقشی را ایفا کند. ابتدا، کیفیت بالای صورت‌های مالی می‌تواند، عدم تقارن

اطلاعاتی بین سرمایه‌گذاران را کاهش و نقدینگی بازار سرمایه را افزایش دهد. بدین ترتیب، کیفیت حسابرسی می‌تواند هزینه‌های تأمین مالی ناشی از انتخاب ناسازگار را کاهش دهد و همچنین تأمین مالی پروژه‌های بلند مدت و پروژه‌هایی با بازده بالا را تسهیل بخشد. از آنجا که کیفیت حسابرسی، عدم تقارن اطلاعاتی را بین مدیران و سهامداران کاهش می‌دهد، احتمال این تفکر کاهش می‌یابد که سرمایه‌گذاران فرض کنند شرکت‌ها به‌دلیل فقر مالی دست به انتشار اوراق بهادار زده‌اند و بنابراین، تأمین‌کنندگان سرمایه، ارزش‌های جاری شرکت‌ها را به‌درستی تعیین می‌کنند و درنتیجه هزینه‌های تأمین مالی کاهش می‌یابد و بدین ترتیب، کیفیت بالای اقلام حسابرسی‌شده با کاهش هزینه‌های تأمین مالی ناشی از انتخاب ناسازگار سهامداران، به افزایش کارایی سرمایه‌گذاری منجر می‌شود. به‌علاوه، کیفیت حسابرسی، نه‌تنها برای طراحی قراردادهای جبران خدمات[1] به‌کار می‌رود، بلکه منبع اطلاعاتی مهمی است که سهامداران از این طریق می‌تواند بر عملیات مدیران نظارت کافی داشته باشند و به‌طور چشمگیری به کاهش مشکلات نمایندگی بین سهامداران و مدیران کمک کنند. درنهایت زمانی که منابع اطلاعاتی شرکت ناهمگن[2] است، اطلاعات حسابداری می‌تواند به ایفای نقش نظارتی بازار سهام کمک کند و درنتیجه به کاهش مشکلات نمایندگی بین سهامداران و مدیران یاری رساند، ظرفیت نظارتی سهامداران را افزایش دهد، انتخاب پروژها را بهبود بخشد و هزینه‌های تأمین مالی را کاهش دهد و بدین ترتیب کارایی سرمایه‌گذاری افزایش یابد (لی و وانگ، ۲۰۱۰).

ریچاردسون (۲۰۰۶) به بررسی میزان بیش‌سرمایه‌گذاری و ارتباط آن با جریان‌های نقد آزاد پرداخت و از داده‌های ۵۸۰۵۳ شرکت برای دورهٔ مالی ۲۰۰۲- ۱۹۸۸ استفاده کرد. او از یک چارچوب مبتنی بر حسابداری برای اندازه‌گیری جریان‌های نقد آزاد و بیش‌سرمایه‌گذاری استفاده کرد. شواهد نشان داد، مطابق با تئوری نمایندگی، بیش‌سرمایه‌گذاری در شرکت‌هایی رخ می‌دهد که دارای جریان‌های نقد بالایی باشند. همچنین نتایج نشان می‌دهد، ساختار حاکمیتی شرکت با بیش‌سرمایه‌گذاری از طریق جریان‌های نقدی مرتبط است. بدین ترتیب برخی از ساختارهای حاکمیتی مانند حضور فعال سهامداران، به کاهش بیش‌سرمایه‌گذاری کمک می‌کند.

بیدل و همکاران (۲۰۰۹) به بررسی ارتباط بین کیفیت گزارشگری مالی و کارایی سرمایه‌گذاری در یک نمونه شامل ۳۴۷۹۱ شرکت برای دورهٔ مالی ۲۰۰۵- ۱۹۹۳ پرداختند. پژوهش‌های گذشته نشان می‌دهد که افزایش کیفیت گزارشگری مالی، کارایی سرمایه‌گذاری را بهبود می‌بخشد و سبب کاهش بیش‌سرمایه‌گذاری و کم‌سرمایه‌گذاری می‌شود. یافته‌های آنها

1. Executive Compensation Contracts
2. Heterogeneous

نشان داد که همبستگی منفی (یا مثبت) بین کیفیت گزارشگری مالی و سرمایه‌گذاری در شرکت‌هایی بیشتر است که محیط عملیاتی آنها متمایل به سرمایه‌گذاری کمتر از حد یا سرمایه‌گذاری بیشتر از حد است. همچنین، شرکت‌هایی با کیفیت گزارشگری مالی بالا، انحراف کمتری از میزان سرمایه‌گذاری مورد انتظار داشته و حساسیت پایینی به شرایط اقتصاد کلان دارند. این نتایج بیانگر آن است که وجود سازوکار میان کیفیت گزارشگری و کارایی سرمایه‌گذاری، می‌تواند اصطکاک میان این دو موضوع را کاهش دهد و درنتیجه منجر به کاهش انتخاب ناسازگار و خطر اخلاقی شود.

داس و پاندیت (۲۰۱۰) به بررسی ارتباط میان کیفیت حسابرسی و کارایی سرمایه‌گذاری با تأکید بر چرخهٔ عمر شرکت پرداختند. آنها تأثیر ترکیبی ریسک وجوه نقد و نگهداری وجوه نقد را مورد مطالعه قرار دادند. نتایج مطالعات آنها حاکی از آن است که تأثیر متعادل کیفیت حسابرسی و چرخهٔ عمر بر سرمایه‌گذاری، اهمیت بیشتری برای شرکت‌های برخوردار از ریسک بالا و وجوه نقد غنی دارد که این امر، موجب سرمایه‌گذاری بیشتر از حد می‌شود. در کل نتایج مطالعات آنها با این مفهوم سازگار است که کیفیت حسابرسی، تضاد اطلاعاتی را که مانع سرمایه‌گذاری می‌شود، کاهش می‌دهد.

چن و همکاران (۲۰۱۱) در پژوهشی به بررسی ارتباط بین کیفیت گزارشگری مالی و کارایی سرمایه‌گذاری شرکت‌های خصوصی در بازارهای در حال توسعه پرداختند. آنها داده‌های ۷۹ کشور را برای دورهٔ مالی ۲۰۰۵-۲۰۰۲ مورد بررسی قرار دادند. نتایج آنها نشان می‌دهد که کیفیت گزارشگری مالی، به‌طور مثبتی کارایی سرمایه‌گذاری را تحت تأثیر قرار می‌دهد. علاوه‌براین، تأمین مالی شرکت‌ها از طریق بانک، موجب بهبود نقش اطلاعات حسابداری در تصمیمات سرمایه‌گذاری می‌شود و انگیزهٔ حداقل‌سازی سود را برای اهداف مالیاتی کاهش می‌دهد.

لنارد و یو (۲۰۱۲)، ارتباط بین کیفیت حسابرسی و تصمیمات سرمایه‌گذاری را در میان شرکت‌های چینی حسابرسی‌شده از سوی چهار مؤسسهٔ بزرگ حسابرسی، مورد بررسی قرار دادند. نتایج آنها نشان می‌دهد که نسبت بیش‌سرمایه‌گذاری برای شرکت‌هایی که از دورهٔ تصدی بیشتری برخوردارند، پایین است و برای شرکت‌هایی که دورهٔ تصدی کمتری دارند، بیش‌سرمایه‌گذاری در حدود ۷۰ درصد است. درنتیجه شرکت‌هایی که دورهٔ تصدی طولانی‌تری دارند، کارایی سرمایه‌گذاری به‌طور چشمگیری بالا است.

بای و چویی (۲۰۱۲) ارتباط میان تخصص حسابرس در صنعت و کارایی سرمایه‌گذاری را در بین شرکت‌های خدماتی مورد بررسی قرار دادند. آنها با استفاده از نمونه بزرگی از شرکت‌های

کـره‌ای در دوره ۲۰۰۵- ۱۹۷۶، نشـان دادنـد کـه تخصـص حسـابرس در صـنعت بـا کـارایی سرمایه‌گذاری ارتباط مثبتی دارد.

مدرس و حصارزاده (۱۳۸۷) در پژوهشی به بررسی ارتباط کیفیت گزارشگری مالی و کـارایی سرمایه‌گذاری پرداختند و با بررسی ۱۲۰ شرکت پذیرفته‌شـده در بـورس اوراق بهـادار تهـران در سال‌های ۷۹ تا ۸۵ نشان دادند که علاوه‌بر اینکه سطح کیفیت گزارشگری مالی با سطح کـارایی سرمایه‌گذاری ارتبـاط معنـادار و مثبتـی دارد، کیفیـت گزارشـگری مـالی موجـب بهبـود کـارایی سرمایه‌گذاری می‌شود. همچنین، این پژوهش نشان داد که بر اساس مـدل اسـتفاده شـده بـرای کارایی سرمایه‌گذاری بین بیش (یا کم) سرمایه‌گذاری و کیفیت گزارشـگری مـالی ارتبـاط منفـی وجود دارد.

خدائی وله زاقرد و یحیایی (۱۳۸۹) به بررسی ارتباط بین کیفیت گزارشگری مـالی و کـارایی سرمایه‌گذاری در بورس اوراق بهادار تهران پرداختند و برای این امر، ۲۱۰ شرکت پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران بین سال‌های ۱۳۸۷- ۱۳۸۳را مورد بررسی قرار دادند. نتایج بـه‌دسـت آمده نشان می‌دهد، بین کیفیت گزارشگری مالی و سرمایه‌گذاری کمتر از حد ارتباط منفی وجـود دارد. همچنین بین کیفیت گزارشگری مالی و سرمایه‌گذاری بیشتر از حد ارتباط منفی اسـت، امـا معنادار نیست.

ثقفی و همکاران (۱۳۹۱) به بررسی کیفیت اطلاعات حسابداری، سرمایه‌گذاری بیش از حد و جریان نقد آزاد در بورس اوراق بهادار تهران در بـین سـال‌هـای ۱۳۸۹- ۱۳۸۰ پرداختنـد. نتـایج به‌دست آمده حاکی از آن است که هرچه کیفیت اطلاعات حسـابداری شـرکت‌هـا بـالاتر باشـد، مسئلهٔ سرمایه‌گذاری بیش‌ازحد، کمتر به‌وجود می‌آید و این ارتباط در شرکت‌هایی با جریـان‌هـای نقد آزاد بالا بیشتر رخ می‌دهد و تأثیر کاهش سرمایه‌گذاری بیش‌ازحد، از طریق کیفیت اطلاعات حسابداری در این شرکت‌ها به مراتب بیشتر است.

با توجه به بررسی پیشینهٔ مطالعات انجام‌شده در ارتباط با ابعاد مختلـف کیفیـت حسابرسـی و کارایی سرمایه‌گذاری، شواهد موجود نشـان مـی‌دهـد کـه کیفیـت حسابرسـی بـا بهبـود محـیط اطلاعاتی و کاهش انتخاب نادرست و خطر اخلاقی در تصمیم‌گیری‌های مدیریت، بـه اثربخشـی تصـمیم‌گیـری‌هـای سـرمایه‌گـذاری مـدیریت در بهبـود پـروژه‌هـا و در نهایـت بـه کـارایی سرمایه‌گذاری‌های شرکت کمک می‌کند.

در این پژوهش برای اندازه‌گیری کارایی سرمایه‌گذاری از مدل ریچاردسون (۲۰۰۶) اسـتفاده شده است. این مدل نخستین‌بار است که به‌منظور اندازه‌گیری میـزان کـارایی سـرمایه‌گـذاری در بورس اوراق بهادار تهران به‌کار گرفته می‌شود. همچنین برای اندازه‌گیری کیفیـت حسابرسـی، از

چهار شاخص استفاده می‌شود تا اینکه بتوان شواهد محکمی در تبیین ارتباط بین کیفیت حسابرسی و کارایی سرمایه‌گذاری به‌دست آورد. با توجه به اینکه اندازهٔ حسابرس شاخص قابل اتکایی در بورس اوراق بهادار تهران نیست، بنابراین از شاخص جایگزینی به‌نام شهرت حسابرس استفاده می‌شود. این شاخص کل شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران را در نظر می‌گیرد. برای اندازه‌گیری استقلال حسابرس از مدل تعدیل‌شده جونز (۱۹۹۵) استفاده شده است که شاخص معکوسی از کیفیت حسابرسی به‌شمار می‌آید. این متغیر نخستین‌بار است که به‌منزلهٔ شاخصی برای استقلال حسابرس در بورس اوراق بهادار تهران استفاده می‌شود. همچنین با توجه به مطالعات بیدل و همکاران (۲۰۰۹)؛ لی و وانگ (۲۰۱۰)؛ چن و همکاران (۲۰۱۱)؛ بای و چویی (۲۰۱۲) و چنگ و همکاران (۲۰۱۳)، از متغیرهای کنترلی متعددی استفاده شده است.

برای دست‌یابی به اهداف پژوهش، فرضیه‌های پژوهش به شرح زیر تدوین شده‌اند:

فرضیه اصلی) بین کیفیت حسابرسی و کارایی سرمایه‌گذاری ارتباط وجود دارد.

فرضیه فرعی اول: بین تخصص حسابرس در صنعت و کارایی سرمایه‌گذاری ارتباط وجود دارد.

فرضیه فرعی دوم: بین دورهٔ تصدی حسابرس و کارایی سرمایه‌گذاری ارتباط وجود دارد.

فرضیه فرعی سوم: بین شهرت حسابرس و کارایی سرمایه‌گذاری ارتباط وجود دارد.

فرضیه فرعی چهارم: بین استقلال حسابرس و کارایی سرمایه‌گذاری ارتباط وجود دارد.

روش‌شناسی پژوهش

این پژوهش تلاش دارد که ارتباط بین کیفیت حسابرسی و کارایی سرمایه‌گذاری شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران را مورد بررسی قرار دهد. بنابراین از آنجاکه نتایج این پژوهش می‌تواند در تدوین قوانین و مقررات بورس اوراق بهادار مورد استفاده قرار گیرد، از نوع پژوهش‌های کاربردی است. همچنین با توجه به اینکه این پژوهش در پی یافتن ارتباط بین چندین متغیر است، از نوع همبستگی و روش‌شناسی آن از نوع پس‌رویدادی است. برای تخمین مدل‌های پژوهش از روش داده‌های تلفیقی استفاده شده است.

جامعهٔ آماری پژوهش تمامی شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران هستند. به‌دلیل گستردگی حجم جامعهٔ 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 نمونهٔ آماری قرار داده شده و نمونهٔ آماری پژوهش به روش حذف نظام‌مند انتخاب شده است:

کلیه شرکت‌هایی که دست‌کم از ابتدای سال ۱۳۸۵ در بورس اوراق بهادار پذیرفته‌شده، تا پایان سال ۱۳۹۰ حضور داشته و از چهار ویژگی زیر، به‌طور همزمان برخوردار باشند:

الف) جزء شرکت‌های صنعت سرمایه‌گذاری نبوده، ماهیت سرمایه‌گذاری نیز نداشته باشد.

ب) اطلاعات مورد نیاز در ارتباط با شرکت‌ها در دسترس باشد.

ج) برای رعایت قابلیت مقایسه‌پذیری، دورهٔ مالی آنها منتهی به پایان اسفند ماه باشد.

د) در طول هر یک از سال‌های دوره پژوهش، وقفه معاملاتی بیش از سه ماه نداشته باشند.

با توجه به اعمال محدودیت‌های فوق، تعداد شرکت‌های باقی‌مانده به ۱۰۰ شرکت با ترکیب ۱۱ شرکت از صنعت خودرو و قطعات، ۱۴ شرکت از صنعت دستگاه‌های برقی، ۸ شرکت از صنعت کانی غیر فلزی، ۷ شرکت از صنعت فلزات اساسی، ۱۸ شرکت از صنعت دارویی، ۸ شرکت از صنعت شیمیایی، ۶ شرکت از صنعت رایانه، ۱۳ شرکت از صنعت سیمان، ۵ شرکت از صنعت کانی غیر فلزی، ۵ شرکت از صنعت مواد غذایی به جز قند و شکر و ۵ شرکت از صنعت فرآورده‌های نفتی یا به بیانی ۶۰۰ شرکت ـ سال رسید. از این رو برای آزمون فرضیه‌ها، تمام شرکت‌های باقی‌مانده نمونه‌های انتخابی این پژوهش شمرده شدند.

متغیرهای پژوهش

متغیرهای وابسته

در بسیاری از مطالعات تجربی، متغیرهایی شامل نسبت توبین Q و مخارج سرمایه‌ای، برای کارایی سرمایه‌گذاری به‌کار گرفته می‌شد (لی و وانگ، ۲۰۱۰)؛ اما به‌تازگی استفاده از شاخص‌هایی چون، مدل نهایی Q توبین[1]، مدل ورگلر[2] (۲۰۰۰) و ریچاردسون (۲۰۰۶)، برای کارایی سرمایه‌گذاری افزایش گسترده‌ای یافته است. هرچند که مدل ریچاردسون (۲۰۰۶) را برگ استرسر[3] (۲۰۰۶) مورد سؤال قرار داده است، اما این مدل می‌تواند به‌طور مستقیم کارایی سرمایه‌گذاری را به‌صورت سال ـ شرکت اندازه‌گیری کند، همچنین استفاده از داده‌های مقطعی رگرسیون در مدل ریچاردسون، می‌تواند انتقادهایی را که برای معیار توبین و مدل ورگلر (۲۰۰۰) وارد شده، کاهش دهد.

بنابراین در این پژوهش از مدل ریچاردسون (۲۰۰۶) برای محاسبهٔ عدم کارایی سرمایه‌گذاری (سرمایه‌گذاری کمترازحد و بیشترازحد) برای شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار

1. Marginal Tobin's Q Model
2. Wurgler
3. Bergstresser

تهران استفاده می‌شود. برآورد مدل ریچاردسون (۲۰۰۶) به‌شرح رابطه شماره ۱ است (لی و وانگ، ۲۰۱۰):

$$Inv_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Grow_{i,t-1} + \sum \Phi_j Control_{j,t,t-1} + v_{i,t}$$ رابطه ۱)

$Inv_{i,t}$: نسبت تغییر در کل خالص دارایی‌های ثابت، سرمایه‌گذاری بلندمدت و دارایی‌های نامشهود بر میانگین کل دارایی‌های شرکت i در سال t؛

$Grow_{i,t-1}$: نرخ رشد درآمد سالانهٔ شرکت i در سال t؛

$Control_{j,t,t-1}$: متغیرهای کنترلی است که این متغیرها عبارتند از:

$Lev_{i,t-1}$ (اهرم مالی شرکت): نسبت کل بدهی‌ها بر کل دارایی‌ها؛

$Age_{i,t-1}$ (سن): نسبت عمر شرکت بر لگاریتم میانگین دارایی‌ها در سال $t-1$؛

$Cash_{i,t-1}$ (نسبت نقدی): نسبت وجوه نقد و سرمایه‌گذاری کوتاه‌مدت بر میانگین دارایی‌ها در سال $t-1$؛

$Size_{i,t-1}$ (اندازه): لگاریتم طبیعی دارایی‌های ابتدای سال؛

$Ret_{i,t-1}$ (بازده سهام سالانه): بازده سالانه به‌صورت رابطه شماره ۲ محاسبه می‌شود:

$$R_t = [P_t(1+\alpha+\beta) - (P_{t-1} + C_\alpha) + DPS]/(P_{t-1} + C_\alpha)$$ رابطه ۲)

R_{it}: بازده سالانهٔ سهام؛

P_{it}: قیمت سهم شرکت i در دوره t؛

P_{it-1} : قیمت سهم شرکت i در دوره $t-1$؛

α : درصد افزایش سرمایه از محل آورده نقدی و مطالبات؛

β : درصد افزایش سرمایه از محل اندوخته‌ها و سود سهمی؛

C : مبلغ پذیره‌نویسی سهام (معمولاً ۱۰۰۰ریالی)؛

DPS : سود نقدی هر سهم.

بر اساس پژوهش ریچاردسون (۲۰۰۶)، متغیر فروش برای تخمین و برآورد فرصت‌های سرمایه‌گذاری مورد انتظار به‌کار گرفته می‌شود. بر اساس این رویکرد، سرمایه‌گذاری تابعی از فرصت‌های رشد و همچنین متغیرهای کنترلی تأثیرگذار بر آن بوده است. بنابراین انحراف سرمایه‌گذاری واقعی شرکت، از سرمایه‌گذاری مورد انتظار طبق معادله برازش شده، نشان از

بیش‌سرمایه‌گذاری یا کم‌سرمایه‌گذاری شرکت است. مقدار این انحراف بیانگر شاخص معکوسی از کارایی سرمایه‌گذاری (عدم کارایی سرمایه‌گذاری) است.

متغیرهای مستقل

تخصص حسابرس در صنعت

در این پژوهش، سهم بازار شاخصی است که برای اندازه‌گیری تخصص حسابرس در صنعت استفاده می‌شود؛ زیرا اولویت صنعت را نسبت به سایر حسابرسان نشان می‌دهد. هر چه سهم بازار حسابرس بیشتر باشد، تخصص صنعت و تجربه حسابرس نسبت به سایر رقبا بالاتر است. همچنین داشتن سهم بالای بازار (سهم غالب بازار) به این نکته اشاره دارد که حسابرس، به‌طور موفقیت‌آمیزی خودش را از سایر رقبا از لحاظ کیفیت حسابرسی متمایز می‌کند. همچنین تخصص حسابرس در صنعت بر اساس مطالعات دان و ویلکنز (۲۰۰۳)، سان و لیو (۲۰۱۳) و اعتمادی و همکاران (۱۳۸۸)، از حاصل تقسیم مجموع دارایی‌های تمام کارفرمایان یک مؤسسهٔ حسابرسی خاص در یک صنعت خاص، تقسیم بر مجموع دارایی‌های کارفرمایان آن صنعت به‌دست می‌آید. این متغیر تنها برای اندازه‌گیری تخصص حسابرس مورد نظر در حسابرسی یک صنعت مشخص به‌کار می‌رود و مستقل از ویژگی اندازهٔ شرکت مورد حسابرسی است.

شهرت حسابرس

واتز و زیمرمن (۱۹۸۶) استدلال می‌کنند که شهرت و اعتبار، انگیزه‌ای برای مستقل ماندن حسابرسان است. در این پژوهش شهرت حسابرس[1] از حاصل تقسیم مجموع دارایی‌های تمام کارفرمایان یک مؤسسهٔ حسابرسی خاص در کل بورس بر کل دارایی‌های شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس به‌دست می‌آید. این متغیر تنها برای اندازه‌گیری شهرت حسابرس مورد نظر در حسابرسی کل شرکت‌های بورس به‌کار می‌رود و مستقل از ویژگی اندازهٔ شرکت مورد حسابرسی است.

دورهٔ تصدی حسابرس

برای اندازه‌گیری صحیح دورهٔ تصدی، باید سالی در دسترس باشد که در آن حسابرس به استخدام واحد تجاری درآمده است. تعیین این تاریخ برای شرکت‌هایی که طی دورهٔ زمانی پژوهش، حسابرس خود را تغییر داده‌اند، مشکل نیست؛ اما برای شرکت‌هایی که در تمامی طول دورهٔ پژوهش از یک حسابرس استفاده کرده‌اند، تعیین سال اول شروع کار حسابرس با توجه به

1. Reputation

اطلاعات در دسترس، ممکن نیست (کرمی و همکاران، ۱۳۸۹). به این دلیل برای حداقل کردن تأثیرات هرگونه خطای اندازه‌گیری، مبنای سال اندازه‌گیری دورهٔ تصدی، از دو سال قبل از شروع دورهٔ پژوهش در نظر گرفته می‌شود. برای مثال اگر سال پایه ۸۳ در نظر گرفته شود، به حسابرس شرکت مورد نظر عدد ۱ تعلق می‌گیرد. چنانچه شرکت مورد نظر حسابرس خود را برای سال‌های ۸۴ و ۸۵ تغییر نداده باشد، به‌ترتیب دورهٔ تصدی دو و سه سال در نظر گرفته می‌شود. در صورتی که شرکت مورد نظر برای مثال در سال ۸۶ حسابرس خود را تغییر دهد، برای سال ۸۶ بار دیگر دورهٔ تصدی حسابرس از یک سال شروع می‌شود.

استقلال حسابرس

در این پژوهش برای اندازه‌گیری استقلال حسابرس، از مدیریت سود (اقلام تعهدی اختیاری) به‌منزلهٔ شاخص معکوسی از کیفیت حسابرسی استفاده شده است. از آنجاکه اقلام تعهدی اختیاری، در اختیار و قابل اِعمال نظر از سوی مدیریت است، از آن به‌عنوان شاخصی در کشف مدیریت سود استفاده می‌شود (مشایخی و همکاران، ۱۳۸۴). در این پژوهش برای اندازه‌گیری میزان مدیریت سود، از مدل تعدیل‌شدهٔ جونز (۱۹۹۵) استفاده می‌شود.

در الگوی یادشده، در نخستین گام ارتباط مجموع اقلام تعهدی برای یک دورهٔ زمانی مشخص که به دورهٔ رویداد معروف است، با متغیرهای فروش، ناخالص اموال و ماشین‌آلات و تجهیزات به شرح رابطه شماره ۳ برآورد می‌شود:

$$NDA_{it} = \alpha_1\left(\frac{1}{A_{i(t-1)}}\right) + \alpha_2\left(\frac{\Delta REV_{it} - \Delta REC_{it}}{A_{i(t-1)}}\right) + \alpha_3\left(\frac{PPE_{it}}{A_{i(t-1)}}\right) \quad \text{رابطه ۳)}$$

در این ارتباط TA معرف مجموع اقلام تعهدی است که به‌صورت رابطه شماره ۴ محاسبه می‌شود:

$$TA_{it} = (\Delta CA_{it} - \Delta CASH_{it}) - (\Delta DCL_{it} - \Delta STD_{it}) - DEP_{it} \quad \text{رابطه ۴)}$$

در روابط (۳) و (۴) متغیرها به‌شرح زیر هستند:

ΔCA_{it}: تغییر در دارایی‌های جاری سال جاری نسبت به سال قبل؛

$\Delta CASH_{it}$: تغییر در وجه نقد سال جاری نسبت به سال قبل؛

ΔDCL_{it} : تغییر در بدهی‌های سال جاری نسبت به سال قبل؛

ΔSTD_{it} : تغییر در بهرهٔ کوتاه‌مدت بدهی‌های بلندمدت سال جاری نسبت به سال قبل؛

DEP_{it} : هزینهٔ استهلاک دارایی‌های مشهود و نامشهود سال جاری.

همچنین،

$A_{i(t-1)}$: مجموع دارایی‌های شرکت در سال قبل؛

ΔREV_{it}: تفاوت فروش سال جاری نسبت به سال قبل؛

PPE_{it} : اموال، ماشین‌آلات و تجهیزات ناخالص؛

ε_{it}: خطای برآورد؛

α_1، α_2 و α_3 پارامترهای خاص شرکت است.

پس از برآورد متغیرهای الگوی شماره (۱)، اقلام تعهدی غیراختیاری (NDA) به‌شرح زیر برای دورهٔ برآورد محاسبه می‌شوند:

$$NDA_{it} = \alpha_1\left(\frac{1}{A_{i(t-1)}}\right) + \alpha_2\left(\frac{\Delta REV_{it} - \Delta REC_{it}}{A_{i(t-1)}}\right) + \alpha_3\left(\frac{PPE_{it}}{A_{i(t-1)}}\right) \quad \text{رابطه ۵)}$$

در مدل فوق ΔREC_{it} معرف تغییر در خالص حساب‌های دریافتنی سال جاری نسبت به سال قبل است.

در مرحله آخر اقلام تعهدی اختیاری (DA) به‌شرح رابطه شماره ۶ محاسبه می‌شود:

$$DA_{it} = NDA_{it} \quad \text{رابطه ۶)}$$

متغیرهای کنترلی

انتخاب متغیرهای کنترلی، بر اساس مطالعات پیشین پژوهشگرانی چون ریچاردسون (۲۰۰۶)، بیدل و همکاران (۲۰۰۹)، لو و اسپارا (۲۰۰۹)، داس و پاندیت (۲۰۱۰)، چن و همکاران (۲۰۱۱) و چنگ و همکاران (۲۰۱۳) انجام گرفته است. این متغیرهای کنترلی شامل محرک‌های بالقوهٔ سطوح سرمایه‌گذاری است که در ادامه آورده شده است:

اندازه شرکت (Size): لگاریتم طبیعی دارایی‌های کل؛

نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری (MBV): نسبت ارزش بازار کل دارایی‌ها به ارزش دفتری کل دارایی‌ها؛

دارایی‌های مشهود (TANG): جمع اموال، ماشین‌آلات و تجهیزات تقسیم برکل دارایی‌هاغ

ساختار سرمایه (CS): نسبت بدهی‌های بلند مدت/ (کل بدهی‌های بلندمدت + ارزش بازار حقوق صاحبان سهام)؛

جریان‌های نقد حاصل از عملیات (CFOSALE): جریان‌های نقد حاصل از عملیات / دارایی‌های ابتدای سال؛

چرخهٔ عملیاتی (OC): لگاریتم {(مطالبات/فروش) + (موجودی کالا/ بهای تمام‌شده کالای فروش رفته) ×۳۶۰}.

سلامت مالی: در این پژوهش برای اندازه‌گیری سلامت مالی از مدل آلتمن (۱۹۸۶) استفاده شده است که به‌شرح رابطه شماره ۷ است:

$$Z = 0.717X_1\ (0.847X_2 + 3.107X_3 + 0.420X_4 + 0.998X_5)$$ رابطه ۷)

که در آن:

Z: شاخص کل؛

X_1: نسبت سرمایه در گردش به کل دارایی‌ها؛

X_2 : نسبت سود انباشته به کل دارایی‌ها؛

X_3 : نسبت سود قبل از بهره و مالیات به کل دارایی‌ها؛

X_4 : نسبت ارزش دفتری سهام شرکت به ارزش دفتری کل بدهی‌ها؛

X_5 : نسبت فروش به کل دارایی‌ها.

از آنجا که اکثر شرکت‌های نمونهٔ این پژوهش در منطقهٔ خاکستری قرار می‌گرفتند، در چگونگی طبقه‌بندی آنها تغییر داده شد، بدین گونه که اگر Z کمتر از ۱/۹ باشد، شرکت‌ها با بحران مالی مواجه هستند و زمانی که Z بیشتر از ۱/۹ باشد، پدیدهٔ بحران مالی آنها را تهدید نمی‌کند.

با توجه به اینکه مدل آلتمن در اکثر مطالعات پذیرفته شده است و با استناد به اینکه ضرایب مدل آلتمن در مطالعات مشابهی چون داس و پاندیت (۲۰۱۰) و چنگ و همکاران (۲۰۱۳) تغییر داده نشده است، بدین ترتیب در این پژوهش نیز از ضرایب همان مدل استفاده شده است.

یافته‌های پژوهش

جدول شماره ۱ آمار توصیفی متغیرهای پژوهش را نشان می‌دهد. میانگین و میانهٔ متغیر کارایی سرمایه‌گذاری، به‌ترتیب برابر ۰/۱۲۲ و ۰/۰۶۶ است که با مطالعات ریچاردسون (۲۰۰۶)، بیدل و همکاران (۲۰۰۹)، لی و وانگ (۲۰۱۰) و چن و همکاران (۲۰۱۱) سازگار است. میانگین و میانه تخصص حسابرس در صنعت، به‌ترتیب برابر ۰/۱۹۵ و ۰/۰۷۴ به‌دست آمد که نشان می‌دهد ۱۹/۵درصد شرکت‌ها به‌دست حسابرسان متخصص در صنعت، حسابرسی شده‌اند. میانگین و

میانه شهرت حسابرس، به‌ترتیب برابر ۰/۱۷۰ و ۰/۰۰۶ است و نشان می‌دهد که ۱۷ درصد شرکت‌های حسابرسی‌شده، از مؤسسه‌های با درجه اعتبار و شهرت بالایی برای حسابرسی استفاده کرده‌اند. دورهٔ تصدی حسابرس با میانگین و میانه ۳/۶۱۳ و ۳ نشان می‌دهد که به‌طور متوسط شرکت‌های مورد بررسی، روابط سه تا چهار ساله‌ای با حسابرسان خود داشته‌اند. همچنین میانگین و میانه استقلال حسابرس، به‌ترتیب برابر ۰/۰۷۸ و ۰/۰۵۷ است که دارای کمترین میزان پراکندگی در بین متغیرهای مورد مطالعه است.

جدول ۱. آمار توصیفی متغیرهای پژوهش

نام متغیر	علامت اختصاری	میانگین	میانه	کمینه	بیشینه	انحراف معیار
کارایی سرمایه‌گذاری	INV_EFFI	۰.۱۲۲	۰.۰۶۶	۰.۰۰۰	۰.۶۵۲	۰.۱۰۶
تخصص حسابرس در صنعت	SPE_AUD	۰.۱۹۵	۰.۰۷۴	۰.۰۰۰	۰.۹۲۸	۰.۲۶۴
شهرت حسابرس	REP_AUD	۰.۱۷۰	۰.۰۰۶	۰.۰۰۰	۰.۷۳۵	۰.۲۶۹
دورهٔ تصدی حسابرس	TEN_AUD	۳.۶۱۳	۳	۱	۸	۲.۰۷۸
استقلال حسابرس	INDE_AUD	۰.۰۷۸	۰.۰۵۷	۰.۰۰۰	۰.۵۶۹	۰.۰۷۹
اندازهٔ شرکت	SIZE	۱۲.۰۸۲	۱۱.۸۸	۱۰.۷۷	۱۳.۵۶	۰.۲۶۹
فرصت‌های رشد	MBV	۱.۵۴۲	۱.۱۲۰	۰.۰۶۷	۶.۶۶۸	۱.۲۳۹
دارایی‌های مشهود	TANG	۰.۲۳۶	۰.۱۸۹	۰.۰۰۰	۰.۸۸۸	۰.۱۸۸
ساختار سرمایه	CS	۰.۰۷۷	۰.۰۴۹	۰.۰۰۰	۰.۷۹۲	۰.۰۹۷
جریان‌های نقدی	CFOSAL	۰.۱۷۱	۰.۱۵۴	-۰.۸۳۸	۲.۱۹۵	۰.۱۹۵
چرخهٔ عملیاتی	OC	۲.۱۴۴	۲.۱۶۱	۰.۱۷۹	۳.۳۹۹	۰.۲۹۸

آزمون فرضیه‌های پژوهش

گام اول: تشخیص همگن یا ناهمگن بودن داده‌ها با استفاده از آزمون لیمر (چاو)

جدول ۲. نتایج آزمون F لیمر (همسانی عرض از مبدأ مقاطع)

فرضیه صفر (H_0)	مدل آزمون	Statistic	P-Value	نتیجهٔ آزمون
عرض از مبدأ تمامی مقاطع با هم یکسان است	مدل فرضیه اول	۱.۷۰۰	۰.۰۰۰	فرض H_0 رد می‌شود
	مدل فرضیه دوم	۱.۸۰۵	۰.۰۰۰	فرض H_0 رد می‌شود
	مدل فرضیه سوم	۱.۸۶۳	۰.۰۰۰	فرض H_0 رد می‌شود

در آزمون F، فرضیه H_0 استفاده از روش داده‌های تلفیقی را در مقابل فرضیه H_1؛ یعنی استفاده از روش داده‌های تابلویی نشان می‌دهد. با توجه به سطح معناداری به‌دست‌آمده از جدول شماره ۲، نتیجهٔ این آزمون بیانگر آن است که مقاطع مورد بررسی ناهمگن و دارای تفاوت‌های فردی بوده، بنابراین استفاده از روش‌های داده‌های تابلویی برای هر سه مدل مناسب‌تر است.

گام دوم: بعد از انتخاب روش داده‌های تابلویی با آزمون لیمر، آزمون هاسمن انجام گرفت. در این آزمون چنانچه H_0 پذیرفته شود، از مدل اثرات تصادفی و در صورت پذیرفته‌شدن H_1 از مدل اثرات ثابت استفاده می‌شود. خلاصه نتایج آزمون هاسمن در جدول شماره ۳ ارائه شده است.

جدول ۳. نتایج آزمون هاسمن (انتخاب بین اثرات ثابت و تصادفی)

فرضیه صفر (H_0)	مدل‌های آزمون	آماره کای دو	P-Value	نتیجه آزمون
تفاوت در ضرایب نظام‌مند نیست	مدل فرضیه اول	۳۲.۷۶۲	۰.۰۰۰	فرض H_1 پذیرفته می‌شود
	مدل فرضیه دوم	۳۴.۸۶۹	۰.۰۰۰	فرض H_1 پذیرفته می‌شود
	مدل فرضیه سوم	۱۰.۹۳۸	۰.۰۰۰	فرض H_1 پذیرفته می‌شود

همان‌طور که نتایج جدول شماره ۳ نشان می‌دهد، مقدار این آماره برای تمام مدل‌ها معنادار بوده و سطح معناداری گزارش‌شده در این جدول برای هر سه مدل کمتر از ۰/۰۵ است و بیانگر رد فرضیه H0 و پذیرش فرضیه H_1 در سطح اطمینان ۹۵ درصد بوده و بر استفاده از روش اثرات ثابت دلالت دارد.

گام سوم: آنجام آزمون بارتلت برای کشف ناهمسانی واریانس

جدول ٤. نتایج آزمون بارتلت (بررسی ناهمسانی واریانس)

فرضیه صفر (H_0)	مدل‌های آزمون	آماره بارتلت	P-Value	نتیجه آزمون
ناهمسانی واریانس وجود ندارد	مدل فرضیه اول	۲.۶۴۱	۰.۰۷۳	فرض H_0 پذیرفته می‌شود
	مدل فرضیه دوم	۲.۰۰۲	۰.۰۶۴	فرض H_0 پذیرفته می‌شود
	مدل فرضیه سوم	۳.۲۱۷	۰.۰۶۸	فرض H_0 پذیرفته می‌شود

با توجه به سطح معناداری و فرضیه H_0 که بیانگر همسانی واریانس است، آزمون مذکور برای هر سه مدل نتایج یکسانی به همراه داشت و ملاحظه گردید که مشکل ناهمسانی واریانس برای هیچ کدام از مدل‌ها وجود ندارد.

تجزیه و تحلیل داده‌ها

آزمون فرضیه اول: مدل اول برای تجزیه و تحلیل داده‌ها و آزمون فرضیه اول؛ یعنی بررسی ارتباط بین تخصص حسابرس در صنعت و کارایی سرمایه‌گذاری به‌کار گرفته شده است.

جدول ۵. ارتباط بین تخصص حسابرس در صنعت و کارایی سرمایه‌گذاری

$INV_INEFF_{it} = \beta_0+\beta_1(SPEC_{it}) + \beta_2\ SIZE_{it} + \beta_3\ MBV_{it} + \beta_4\ TANG_{it} + \beta_5\ CS_{it} + \beta_6\ CFOSAL_{it} + \beta_7\ OC_{it} + \beta_8\ ALT_Z_{it} + e$

متغیرها	ضرایب استاندارد نشده		t	P-Value
	ضریب	میزان خطا		
ضریب ثابت	−۰.۹۳۶	۱.۰۵۷	−۰.۸۸۵	۰.۳۷۶
SPE_AUD	−۰.۰۰۸	۰.۰۲۱	−۰.۴۱۰	۰.۶۸۱
SIZE	−۰.۱۹۱	۰.۰۸۴	−۲.۲۷۸	۰.۰۲۳
MBV	۰.۱۲۱	۰.۰۵۶	۲.۱۶۱	۰.۰۴۸
TANG	−۰.۰۰۷	۰.۰۴۲	−۰.۱۹۰	۰.۸۴۹
CS	−۰.۰۰۵	۰.۰۲۴	−۰.۲۰۵	۰.۸۳۷
CFOSAL	۰.۱۵۴	۰.۲۵۴	۰.۶۰۸	۰.۵۴۳
OC	−۰.۱۹۹	۰.۱۷۱	−۱.۱۶۰	۰.۲۴۶
ALT_Z	۰.۱۰۳	۰.۰۸۱	۱.۲۶۸	۰.۲۰۵
آماره F = ۲.۸۹۸			ضریب تعیین = ۰.۳۲	
سطح معناداری F = ۰.۰۰۰			آماره دوربین واتسون = ۲.۳۷۹	

نتایج جدول شماره ۵ نشان می‌دهد که بین تخصص حسابرس در صنعت و کارایی سرمایه‌گذاری در شرکت‌های پذیرفته‌شدهٔ بورس اوراق بهادار تهران، در سطح معناداری ۰/۰۵ ارتباط وجود ندارد. با توجه به اینکه مقدار (P-Value = ۰/۶۸۱) بیشتر از ۰/۰۵ است، بنابراین فرضیه صفر (H_0) تأیید شده و فرضیه مقابل (H_1) رد می‌شود. ضریب تعیین مدل بیانگر این است که حدود ۳۲ درصد از تغییرات متغیر ناکارایی سرمایه‌گذاری، به‌وسیلهٔ متغیر مستقل تخصص حسابرس در صنعت و متغیرهای کنترلی مدل قابل توجیه است. نتایج حاصل از اجرای آزمون آماره دوربین ـ واتسون، نشان می‌دهد که مقدار این آماره برابر رقم ۲/۳۷۹ است. بنابراین با توجه به آنکه آماره مزبور تا حدودی نزدیک به حد فاصل ۱/۵ و ۲/۵ قرار دارد، می‌توان تأیید کرد که خطاها یا تفاوت بین مقادیر واقعی و مقادیر پیش‌بینی‌شده به‌وسیلهٔ مدل رگرسیون، از یکدیگر مستقل هستند. همان‌طور که مشاهده می‌شود، سطح معناداری برای آماره F برابر (۰/۰۰۰) و کمتر از ۰/۰۵است؛ یعنی مدل رگرسیون اعتبار دارد.

آزمون فرضیه دوم: مدل دوم برای تجزیه و تحلیل داده‌ها و آزمون فرضیه دوم؛ یعنی بررسی ارتباط بین شهرت حسابرس و کارایی سرمایه‌گذاری به‌کار گرفته شده است.

جدول ٦. ارتباط بین شهرت حسابرس و کارایی سرمایه‌گذاری

$$INV_INEFF_{it} = \beta_0+\beta_1 (REPU_{it}) + \beta_2 SIZE_{it} + \beta_3 MBV_{it} + \beta_4 TANG_{it} + \beta_5 CS_{it} + \beta_6 CFOSAL_{it} + \beta_7 OC_{it} + \beta_8 ALT_Z_{it} + e$$

متغیرها	ضرایب استاندارد نشده		t	سطح معناداری
	ضریب	میزان خطا		
ضریب ثابت	−۰.۸۰۶	۰.۶۶۱	−۱.۲۱۹	۰.۲۲۳
REP_AUD	−۰.۳۵۴	۰.۱۳۵	−۲.۶۲۳	۰.۰۲۹
SIZE	−۰.۲۵۲	۰.۰۷۶	−۳.۳۱۵	۰.۰۰۲
MBV	−۰.۰۱۴	۰.۰۲۰	−۰.۷۰۷	۰.۴۷۹
TANG	۰.۰۱۱	۰.۰۱۸	۰.۶۴۸	۰.۵۱۷
CS	−۰.۰۴۵	۰.۰۱۶	−۲.۸۱۲	۰.۰۰۵
CFOSAL	۰.۱۲۲	۰.۲۰۷	۰.۵۹۱	۰.۵۵۴
OC	−۰.۲۳۸	۰.۱۱۱	−۲.۱۴۴	۰.۰۳۷
ALT_Z	−۰.۰۴۰	۰.۰۶۲	−۰.۶۴۸	۰.۵۱۷
آماره F = ۲.۸۸ سطح معناداری F= ۰.۰۰۳			ضریب تعیین = ۰.۴۰ آماره دوربین واتسن = ۲.۱۵۱	

نتایج جدول شماره ۶ نشان می‌دهد که بین شهرت حسابرس و ناکارایی سرمایه‌گذاری در شرکت‌های پذیرفته‌شدهٔ بورس اوراق بهادار تهران، در سطح معناداری ۰/۰۵ ارتباط مثبتی وجود دارد. با توجه به اینکه مقدار (P-Value = ۰/۰۲۹) کمتر از ۰/۰۵ است، بنابراین فرضیه صفر (H_0) مربوط به فرضیه دوم رد شده و فرضیه مقابل (H_1) تأیید می‌شود. ضریب مربوط به متغیر شهرت حسابرس در این مدل، براساس مبانی نظری منفی است (۰/۳۵۴−). منفی‌بودن این ضریب نشان می‌دهد که سطح کارایی سرمایه‌گذاری مربوط به آن دسته از شرکت‌هایی که حسابرس آنها از شهرت بالایی برخوردار است، بیشتر از شرکت‌هایی است که حسابرسان آنها دارای شهرت کمتری هستند. ضریب تعیین مدل بیانگر این است که حدود ۴۰ درصد از تغییرات متغیر ناکارایی سرمایه‌گذاری، به‌وسیلهٔ متغیر مستقل شهرت حسابرس و متغیرهای کنترلی مدل قابل توجیه است. آماره دوربین واتسون برابر با ۲/۱۵۱ و بیانگر عدم وجود خود همبستگی است. آماره F با سطح معناداری ۰/۰۰۳ فیشر، بیانگر معناداری کلی مدل است.

آزمون فرضیه سوم: مدل سوم برای تجزیه و تحلیل داده‌ها و آزمون فرضیه سوم؛ یعنی بررسی ارتباط دورهٔ تصدی حسابرس و کارایی سرمایه‌گذاری به‌کار گرفته شده است.

جدول ۷. ارتباط بین دورهٔ تصدی حسابرس و کارایی سرمایه‌گذاری

$$INV_INEFF_{it} = \beta_0+\beta_1 (TENURE_{it}) + \beta_2 SIZE_{it} + \beta_3 MBV_{it} + \beta_4 TANG_{it} + \beta_5 CS_{it} + \beta_6 CFOSAL_{it} + \beta_7 OC_{it} + \beta_8 ALT_Z_{it} + e$$

متغیرها	ضرایب استاندارد نشده		t	سطح معناداری
	ضریب	میزان خطا		
ضریب ثابت	−۰.۵۸۸	۰.۶۵۵	−۰.۸۹۸	۰.۳۶۹
TEN_AUD	۰.۲۵۸	۰.۱۱۳	۲.۲۳۸	۰.۰۰۷
SIZE	−۰.۱۵۱	۰.۰۶۸	−۲.۲۲۱	۰.۰۴۸
MBV	۰.۰۵۲	۰.۰۳۱	۱.۶۴۰	۰.۱۰۱
TANG	−۰.۰۱۴	۰.۰۴۰	−۰.۳۵۰	۰.۶۵۵
CS	−۰.۱۲۴	۰.۰۵۳	−۲.۳۳۹	۰.۰۱۵
CFOSAL	۰.۱۳۵	۰.۲۴۳	۰.۶۰۴	۰.۵۷۸
OC	−۰.۱۸۳	۰.۱۶۵	−۱.۱۱۲	۰.۲۶۶
ALT_Z	۰.۰۹۵	۰.۰۷۶	۱.۲۵۰	۰.۲۱۱
آماره F = ۲.۵۸۰ سطح معناداری آماره F = ۰.۰۰۹			ضریب تعیین = ۰.۳۳ آماره دوربین واتسن = ۲.۲۲۵	

نتایج جدول شماره ۷ نشان می‌دهد که بین دورهٔ تصدی حسابرس با ناکارایی سرمایه‌گذاری در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران، در سطح معناداری ۰/۰۵ ارتباط مثبتی وجود دارد. با توجه به اینکه مقدار (P-Value = ۰/۰۰۷) کمتر از ۰/۰۵ است، بنابراین فرضیه صفر (H_0) مربوط به فرضیه سوم رد شده و فرضیه مقابل (H_1) تأیید می‌شود. این ارتباط مثبت نشان می‌دهد که هرچه دورهٔ تصدی حسابرسان بیشتر باشد، کارایی سرمایه‌گذاری کمتر خواهد شد. یافته‌های این فرضیه مخالف نتایج لنارد و یو (۲۰۱۲) است. آنها نشان دادند که ناکارایی سرمایه‌گذاری برای شرکت‌هایی که از دورهٔ تصدی بیشتری برخوردارند، پایین است. همچنین داس و پاندیت (۲۰۱۰) نیز هیچ ارتباطی بین دورهٔ تصدی حسابرس و کارایی سرمایه‌گذاری نیافتند. ضریب تعیین مدل بیانگر این است که حدود ۳۳ درصد از تغییرات متغیر ناکارایی سرمایه‌گذاری، به‌وسیلهٔ متغیر مستقل دورهٔ تصدی حسابرس و متغیرهای کنترلی مدل قابل توجیه است. آماره دوربین واتسون برابر با ۲/۲۲۵ و بیانگر عدم وجود خود همبستگی است. آماره F با سطح معناداری ۰/۰۰۹ فیشر بیانگر معناداری کلی مدل است.

آزمون فرضیه چهارم: مدل چهارم برای تجزیه و تحلیل داده‌ها و آزمون فرضیه چهارم؛ یعنی بررسی ارتباط بین استقلال حسابرس و کارایی سرمایه‌گذاری به‌کار گرفته شده است.

جدول ۸. ارتباط بین میزان استقلال حسابرس و کارایی سرمایه‌گذاری

$$INV_INEFF_{it\,t} = \beta_0+\beta_1\,(INDE_{it}) + \beta_2\,SIZE_{it} + \beta_3\,MBV_{it} + \beta_4\,TANG_{it} + \beta_5\,CS_{it} + \beta_6\,CFOSAL_{it} + \beta_7\,OC_{it} + \beta_8\,ALT_Z_{it} + e$$

متغیرها	ضرایب استاندارد نشده		t	سطح معناداری
	ضریب	میزان خطا		
ضریب ثابت	−۰.۷۶۵	۰.۶۴۴	−۱.۱۸۷	۰.۲۳۵
IND_AUD	۰.۱۱۸	۰.۰۴۵	۲.۶۲۳	۰.۰۱۶
SIZE	−۰.۲۱۴	۰.۰۷۵	−۲.۸۵۳	۰.۰۰۹
MBV	−۰.۰۲۵	۰.۰۲۰	−۱.۲۵۵	۰.۲۱۰
TANG	۰.۰۲۱	۰.۰۱۷	۱.۰۱۷	۰.۱۶۱
CS	−۰.۰۴۹	۰.۰۱۵	−۳.۰۹۹	۰.۰۰۲
CFOSAL	۰.۱۵۴	۰.۲۰۷	۰.۷۴۴	۰.۴۵۷
OC	۰.۱۵۲	۰.۱۰۴	۱.۴۵۸	۰.۱۴۵
ALT_Z	−۰.۰۶۶	۰.۰۶۲	−۱.۰۷۶	۰.۲۸۲
آماره F = ۳.۱۱۲ سطح معناداری F = ۰.۰۰۱			ضریب تعیین = ۰.۰۴۵ آماره دوربین واتسن = ۲.۱۰۷	

نتایج جدول شماره ۸ نشان می‌دهد که بین استقلال حسابرس و ناکارایی سرمایه‌گذاری ارتباط مثبت وجود دارد. با توجه به اینکه مقدار (P-Value = ۰/۰۱۶) کمتر از ۰/۰۵ است، بنابراین فرضیه صفر (H_0) مربوط به فرضیهٔ چهارم رد شده و فرضیه مقابل (H_1) تأیید می‌شود.

در این پژوهش از اقلام تعهدی اختیاری به‌منزلهٔ شاخص معکوسی از استقلال حسابرسی استفاده شده است. بنابراین هر قدر مدیریت سود بالا باشد (استقلال حسابرس پایین باشد)، ناکارایی سرمایه‌گذاری بالا و کارایی سرمایه‌گذاری پایین خواهد بود. ضریب تعیین مدل بیانگر این است که حدود ۴/۵ درصد از تغییرات ناکارایی سرمایه‌گذاری، به‌وسیلهٔ متغیر مستقل استقلال حسابرس و متغیرهای کنترلی مدل قابل توجیه است. آماره دوربین واتسون برابر با ۲/۱۰۷ و بیانگر عدم وجود خود همبستگی است. آماره F فیشر با سطح معناداری ۰/۰۰۱ بیانگر معناداری کلی مدل است.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

هدف این پژوهش بررسی ارتباط بین کیفیت حسابرسی و کارایی سرمایه‌گذاری شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران است. از شاخص‌های تخصص حسابرس در صنعت،

شهرت حسابرس، دورهٔ تصدی حسابرس و استقلال حسابرس، برای ارزیابی کیفیت حسابرسی و از مدل بیدل و همکاران (۲۰۰۹)، برای اندازه‌گیری کارایی سرمایه‌گذاری استفاده شد. به‌منظور دست‌یابی به اهداف پژوهش چهار فرضیه تدوین شد.

نتایج حاصل از فرضیه اول بیان کرد که بین تخصص حسابرس در صنعت و کارایی سرمایه‌گذاری ارتباط وجود ندارد. آزمون فرضیه دوم نشان داد که بین شهرت حسابرس و کارایی سرمایه‌گذاری، ارتباط مثبت و معناداری وجود دارد. بنابراین هرچه مؤسسهٔ حسابرسی شهرت بالایی داشته باشد، شرکت تحت رسیدگی از کارایی قابل ملاحظه‌ای برخوردار خواهد بود. نتایج آزمون فرضیه سوم نشان می‌دهد که بین دورهٔ تصدی حسابرس و کارایی سرمایه‌گذاری در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران، ارتباط منفی وجود دارد. این نتایج با یافته‌های داس و پاندیت (۲۰۱۰) همخوانی داشته و مخالف یافته‌های لنارد و یو (۲۰۱۲) است. درنهایت آزمون فرضیه چهارم نشان می‌دهد که بین استقلال حسابرس و کارایی سرمایه‌گذاری ارتباط مثبتی وجود دارد.

در مجموع نتایج پژوهش نشان می‌دهد که کیفیت بالای حسابرسی، می‌تواند هزینه‌های انتخاب ناسازگار را کاهش دهد و همچنین تأمین مالی پروژه‌های بلندمدت و پروژه‌هایی با بازده بالا را تسهیل بخشد و به افزایش کارایی سرمایه‌گذاری منجر شود. از سوی دیگر، افزایش کیفیت حسابرسی با کاهش مشکلات نمایندگی بین سهام‌داران و مدیران و افزایش توان نظارتی سهام‌داران، می‌تواند هزینه‌های تأمین مالی را کاهش داده و بدین ترتیب منجر به افزایش کارایی سرمایه‌گذاری شود.

پیشنهادهای حاصل از نتایج پژوهش

۱. با توجه به یافته‌های پژوهش که نشان می‌دهد افزایش روابط بلندمدت حسابرس با کارفرمایان به ناکارایی سرمایه‌گذاری می‌انجامد، پیشنهاد می‌شود که سازمان بورس اوراق بهادار قوانین و مقرراتی را پیش‌بینی کنند تا حتی‌الامکان شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس، در طول سال‌های متمادی از وجود حسابرسان یکسان برای حسابرسی صورت‌های مالی استفاده نکنند. این نتایج با ادعای کمیته‌های نظارتی بورس اوراق بهادار سازگار است که بیان می‌کنند استقلال حسابرس در روابط بلندمدت با کارفرما کاهش می‌یابد.

۲. با توجه به نتایج این پژوهش می‌توان پیش‌بینی کرد، مؤسسه‌های حسابرسی با شهرت و اعتبار بالا، سبب افزایش قابل ملاحظه‌ای در کارایی سرمایه‌گذاری می‌شوند. بنابراین می‌توان به مجامع عمومی شرکت‌ها توصیه کرد که از مؤسسه‌های حسابرسی مشهور و معتبر برای حسابرسی شرکت خود استفاده کنند و به سازمان بورس اوراق بهادار نیز پیشنهاد می‌شود در انتخاب

مؤسسه‌های حسابرسی معتمد بورس به شرکت‌هایی که از شهرت بالایی برخوردارند، توجه بیشتری داشته باشد. همچنین سرمایه‌گذاران باید هنگام تصمیم‌گیری‌های خود در خرید سهام شرکت‌ها، به شهرت مؤسسهٔ حسابرسی که شرکت را مورد حسابرسی قرار می‌دهند نیز، توجه کنند.

۳. علاوه‌براین، به مدیران و مسئولان سازمان بورس و اوراق بهادار تهران پیشنهاد می‌شود تا در راستای کاهش عدم تقارن اطلاعاتی و بهبود کارایی سرمایه‌گذاری، راهکارهایی عملی درپیش گیرند و نظارت بیشتری بر کیفیت حسابرسی داشته باشند و همچنین برای کاهش تضاد منافع، مؤسسه‌ها را در دقت به امر گزارشگری حسابرسی و اعتباردهی به گزارش‌های مالی ملزم کنند.

پیشنهادهایی برای پژوهش‌های آینده

۱. با توجه به اینکه کیفیت حسابرسی، به کاهش عدم تقارن اطلاعاتی بین گروه‌های مختلف ذینفع منجر می‌شود، پیشنهاد می‌شود به بررسی ارتباط بین عدم تقارن اطلاعاتی و کارایی سرمایه‌گذاری پرداخته شود.

۲. با توجه به الگوی سلامت مالی، به‌منزلهٔ یکی از متغیرهای کنترلی و ارتباط آن با کارایی سرمایه‌گذاری نتایج مشابهی با مطالعات بیدل و همکاران (۲۰۰۹) و داس و پاندیت (۲۰۱۰) داشت، پیشنهاد می‌شود به بررسی جداگانهٔ ارتباط بین ورشکستگی و کارایی سرمایه‌گذاری در بورس اوراق بهادار تهران پرداخته شود.

۳. با توجه به اینکه تصمیم‌های مدیریت، نقش مهمی در کارایی و ناکارایی سرمایه‌گذاری دارد، بنابراین پیشنهاد می‌شود در خصوص ارتباط بین میزان خوش‌بینی مدیران و کارایی سرمایه‌گذاری مطالعاتی انجام گیرد.

منابع

ثقفی، ع.؛ بولو، ق. و محمدیان، م. (۱۳۹۱). کیفیت اطلاعات حسابداری، سرمایه‌گذاری بیش از حد و جریان نقد آزاد. *مجله پیشرفت‌های حسابداری شیراز*، ۳ (۳): ۶۳-۳۷.

حساس یگانه، ی. و آذین فر، ک. (۱۳۸۹). رابطه بین کیفیت حسابرسی و اندازه مؤسسه حسابرسی. *بررسی‌های حسابداری و حسابرسی*، ۱۷ (۶۱): ۹۸- ۸۵.

خدایی وله زاقرد، م. و یحیایی، م. (۱۳۸۹). بررسی ارتباط بین کیفیت گزارشگری مالی و کارایی سرمایه‌گذاری در بورس اوراق بهادار تهران. *مجله حسابداری مدیریت* سال سوم، ۳ (۵): ۱۵-۱.

سجادی، س. ح. و ناصح، ل. (۱۳۸۲). سودمندی حسابرسی مستقل صورت‌های مالی. *بررسی‌های حسابداری و حسابرسی*، ۱۰(۳۳): ۹۱-۶۵.

کرمی، غ.؛ بذرافشان، آ. و محمدی، ا. (۱۳۹۰). بررسی ارتباط بین دوره تصدی حسابرس و مدیریت سود. *مجله دانش حسابداری*، ۲ (۴): ۸۲-۶۵.

مجتهدزاده، و.؛ آقایی، پ. (۱۳۸۳). عوامل مؤثر بر کیفیت حسابرس مستقل از دیدگاه حسابرسان مستقل و استفاده‌کنندگان. *بررسی‌های حسابداری و حسابرسی*، ۱۱(۳۸): ۷۶-۵۳.

مدرس، ا. و حصارزاده، ر. (۱۳۸۷). کیفیت گزارشگری مالی و کارایی سرمایه‌گذاری. *فصلنامه بورس اوراق بهادار*، ۱ (۲): ۱۱۶-۸۵.

مشایخی، ب.؛ مهرانی، س.؛ مهرانی، ک. و کرمی، غ. (۱۳۸۴). نقش اقلام تعهدی اختیاری در مدیریت سود شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران. *بررسی‌های حسابداری و حسابرسی*، ۱۲(۴۲): ۷۴-۶۱.

یعقوب نژاد، ا. و امیری، م. (۱۳۸۸). بررسی عوامل مؤثر بر کیفیت گزارش‌های حسابرسی و تأثیر عوامل مذکور برضریب همبستگی تغییرات قیمت و تغییرات سود سهام. *پژوهش‌نامه حسابداری مالی و حسابرسی*، ۱ (۱): ۷۴- ۵۵.

Azibi, J., Tondeur, H. and Rajhi, M. (2011). Auditor choice and institutional investor characteristics after the Enron scandal in the French context. Int. J. of Economics and Accounting, 2 (1): 32 - 52.

Bae, G., Choi, S. (2012). Do Industry Specialist Auditors Improve Investment Efficiency? Electronic copy available at: http://ssrn .com /abstract=2145191.

Biddle, G. and Hilary, G. (2006). Accounting quality and firm-level capital investment. *The Accounting Review*, 81 (5): 963-982.

Biddle, G., Hilary, G. and Verdi, R.S. (2009). How does financial reporting quality relate to investment efficiency? *Journal of Accounting and Economics*, 48: 112-131.

Bushman, R. and Smith, A. (2001). Financial accounting information and corporate governance. *Journal of Accounting Economics*, 32 (1-3): 237-333.

Chang, X., Dasgupta, S., Hilary, G., (2009). The effect of auditor quality on financing decisions. *The Accounting Review*, 84 (4): 1085–1117.

Chen, F., Hope, O.K., Li, Q., Wang, X. (2011). Financial Reporting Quality and Investment Efficiency of Private Firms in Emerging Markets. *The Accounting Review*, 86 (4): 1255–1288.

Cheng, M., Dhaliwal, D., Zhang, Y. (2013). Does investment efficiency improve after the disclosure of material weaknesses in internal control over financial reporting? *Journal of Accounting and Economics*, 56 (1): 1-18.

Chow, C. (1982). The Demand for External Auditing; Size, Debt and Ownership Influences. *The Accounting Review*, 57 (2): 272-290.

Das, S., Pandit, SH. (2010). *Audit Quality, Life-Cycle Stage and the Investment Efficiency of the Firm*. Retrieved from http:// www.ssrn. com.

DeAngelo, L. (1981). Auditor Size and Audit Quality. *Journal of Accounting and Economics*, 3(3): 183-199.

Dechow, P., Sloan, G. and Sweeney, A. (1995). Detecting Earnings Management. *The Accounting Review*, 70 (2): 193-225.

Fazzari, S., Hubbard, R.G. and Petersen, B. (1988). Financing constraints and corporate investment. *Brookings Papers on Economic Activities*, 1988 (1): 141-206.

Jensen, M. (1986). Agency costs of free cash flow, corporate finance and takeovers. *American Economic Review*, 76 (2): 323-329.

Jensen, M. and Meckling, W. (1976). Theory of the firm: managerial behavior, agency costs and ownership structure. *Journal of Financial Economics*, 3 (4): 305-360.

Lambert, R. (2001). Contracting theory and accounting. *Journal of Accounting and Economics*, 32 (1-3): 3-87.

Lenard, M., Yu, B. (2012). Do Earnings Management and Audit Quality Influence Over-Investment by Chinese Companies? *International Journal of Economics and Finance*, 4 (2): 21-30.

Li, Q., Wang, T. (2010). Financial reporting quality and corporate investment efficiency: Chinese experience. *Nankai Business Review International*, 1 (2): 197-213.

Richardson, S. (2006). Over-investment of free cash flow. *Review of Accounting Studies*, 11 (2-3): 159-189.

Stulz, R.M. (1990). Managerial discretion and optimal financing policies. *Journal of Financial Economics*, 26 (1): 3-27.

Sun, J., Liu, G. (2013). Auditor industry specialization, board governance, and earnings management. *Managerial Auditing Journal*, 28 (1): 45-64.

Watts, R. L. and Zimmerman, J. L. (1983). Agency Problems, Auditing, and the Theory of the Firm: Some Evidence. *Journal of Law & Economics*, 26 (3): 613-633.

Wurgler, J. (2000). Financial markets and the allocation of capital. *Journal of Financial Economics*, 58 (1-2): 187-214.

Xin, Q., Zheng, G. and Yang, D. (2007). Corporate group, government control and investment efficiency. *Journal of Financial Research*, (10): 123-142.

Xu, X., Wang, X., Han, N. (2012). Accounting conservatism, ultimate ownership and investment efficiency. *China Finance Review International*, 2 (1): 53-77.

Zheng, J., He, X. and Wang, H. (2001). Financial constraints in the listed companies investment: explanation from the views of structure of equity. *Journal of Financial Research*, 11: 92-99.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی