

The Effect of Audit Quality on the Relationship of Collateral Assets with Financing and Investment

Hassan Farajzadeh Dehkordi¹, Mohsen Rezazadeh^{2*}

1- Assistant Professor, Department of Accounting, Faculty of Financial Sciences, Kharazmi University, Tehran, Iran

ha.farajzadeh@gmail.com

2- M.Sc. Department of Accounting, Faculty of Financial Sciences, Raja University, Qazvin, Iran

msn.rezazadeh@gmail.com

Abstract

This research investigates the effect of audit quality on the relationship of collateral value of assets with the firm's financing and investment decisions. Moreover, the firms' audit quality responses to the change in firm's real estate assets were examined. We used changes in a firm's collateral values caused by changes in real estate prices as an exogenous change to the financing capacity of a firm. The audit firms ranks (carried out by Iranian Association of Certified Public Accountant (IACPA)) were used as a proxy of audit quality. A sample consists of 126 firms listed in the Tehran Stock Exchange for the period 2007 to 2014, 1003 firm-year observations, and multivariate regressions in panel data mode were used to test the hypotheses. The results show that financing and investment by firms with higher audit quality is less affected by changes in real estate values than are financing and investment by firms with lower audit quality. Further, firms select auditors with higher quality in response to decreases in financing capacity. The results also show that changes in collateral value have a significant negative effect on the investment of firms that are more likely to under-investment and audit quality plays decreasing role in this relation.

Keywords: Audit quality, Collateral value, Financing, Investment

تأثیر کیفیت حسابرسی در رابطه ارزش وثیقه‌ای دارایی‌ها با سطح تأمین مالی و سرمایه‌گذاری شرکت‌ها

حسن فرج‌زاده دهکردی^۱، محسن رضازاده^{۲*}

۱- استادیار گروه حسابداری، دانشکده علوم مالی، دانشگاه خوارزمی، تهران، ایران

ha.farajzadeh@gmail.com

۲- کارشناس ارشد، گروه حسابداری، دانشکده علوم مالی، دانشگاه رجا، قزوین، ایران

msn.rezazadeh@gmail.com

چکیده

این پژوهش، تأثیر کیفیت حسابرسی را در رابطه تأمین مالی و سرمایه‌گذاری با ارزش وثیقه‌های دارایی‌های ملکی بررسی می‌کند که معیار ظرفیت تأمین مالی در نظر گرفته شده است. از طرفی تأثیر تغییر ارزش وثیقه‌های دارایی‌های ملکی در انتخاب حسابرس نیز مطالعه می‌شود. برای سنجش کیفیت حسابرسی از رتبه‌بندی مؤسسات حسابرسی استفاده شده است که جامعه حسابداران رسمی ایران انجام داده است. از نوسان‌های قیمت املاک برای برآورد ارزش وثیقه‌های دارایی‌های ملکی ۱۲۶ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در دوره زمانی ۱۳۸۶ تا ۱۳۹۳، مشتمل بر ۱۰۰۳ مشاهده شرکت-سال بهره گرفته شده است. فرضیه‌های پژوهش با استفاده از رگرسیون چندمتغیره، با به کارگیری داده‌های تابلویی و نرم‌افزار ایویوز آزمون شده است. یافته‌های پژوهش نشان می‌دهد کیفیت حسابرسی از حساسیت مخارج سرمایه‌ای و تأمین مالی به ظرفیت تأمین مالی می‌کاهد و تغییر در ظرفیت تأمین مالی در انتخاب حسابرس مؤثر است. علاوه بر این نتایج نشان می‌دهد در شرکت‌هایی که احتمال کم سرمایه‌گذاری در آنها بیشتر است، تغییرات در ارزش وثیقه‌ای دارایی‌ها، رابطه منفی و معناداری با سرمایه‌گذاری دارد. کیفیت حسابرسی نیز در این رابطه، نقش تعدیل‌گر خود را دارد.

واژه‌های کلیدی: ارزش وثیقه، تأمین مالی، سرمایه‌گذاری، کیفیت حسابرسی.

مقدمه

دارد. درنهایت، این موضوع، تأمین مالی را تسهیل می‌کند و موجب کاهش یا جلوگیری از پدیده کم‌سرمایه‌گذاری می‌شود.

از تغییرات در ارزش وثیقه دارایی‌های واحد تجاری که از تغییرات در قیمت املاک منتج می‌شود، به‌عنوان یک عامل بیرونی مؤثر در ظرفیت تأمین مالی واحد تجاری استفاده شده است. انتظار می‌رود تغییرات ارزش وثیقه در تصمیم‌های سرمایه‌گذاری واحد تجاری تأثیرگذار باشد. زمانی که قیمت املاک افزایش می‌یابد، شرکت‌هایی که املاک بیشتری دارند، در ارزش وثیقه خود، افزایش بیشتری به دست می‌آورند که این امر باعث افزایش ظرفیت تأمین مالی آنها می‌شود و از محدودیت‌های مالی برای سرمایه‌گذاری بیشتر آنها می‌کاهد. پژوهش‌های پیشین [۷] نشان داد افزایش در ارزش ملکی با افزایش در ارزش وثیقه شرکت باعث می‌شود تأمین مالی خارجی و سرمایه‌گذاری به‌طور معناداری افزایش یابد [۴]. با بسط الگوی پژوهش‌های قبلی [۷] نقش کیفیت حسابرسی در رابطه تغییرات سرمایه‌گذاری و تأمین مالی با تغییرات در ارزش وثیقه بررسی می‌شود. برخلاف مطالعات پیشین که تأثیر کیفیت گزارشگری مالی را در حساسیت تصمیم‌های تأمین مالی و سرمایه‌گذاری به ظرفیت تأمین مالی بررسی کرده‌اند [۲، ۴] در این پژوهش برای نخستین بار به‌صورت مستقیم، کیفیت حسابرسی به‌عنوان یکی از عوامل اصلی تعیین‌کننده کیفیت اطلاعات حسابداری [۸] بر رابطه ارزش وثیقه‌ای دارایی‌ها و تصمیم‌های تأمین مالی و سرمایه‌گذاری بررسی شده است. این موضوع از آن جهت اهمیت دارد که برخلاف سایر شاخص‌های کیفیت گزارشگری مالی، حسابرسی با کیفیت بیشتر،

چگونگی تأثیر ظرفیت تأمین مالی در سرمایه‌گذاری، موضوعی است که به‌طور گسترده در مبانی تأمین مالی شرکتی درباره آن بحث شده است [۱۱ و ۲۵]. در سال‌های اخیر، پژوهشگران، این موضوع را مطالعه کرده‌اند که چگونه کیفیت حسابرسی، پدیده کم‌سرمایه‌گذاری ناشی از محدودیت‌های مالی را کاهش می‌دهد [۱۳]. با وجود تعدد این پژوهش‌ها، مطالعات اندکی به این موضوع توجه کرده‌اند که چگونه کیفیت حسابرسی، محدودیت‌های موجود در ظرفیت تأمین مالی را کاهش می‌دهد. پژوهش‌های پیشین نشان داد شرکت‌های با ارزش وثیقه بیشتر، توانایی بیشتری در افزایش تأمین مالی برون‌سازمانی و انجام سرمایه‌گذاری دارند [۴، ۵، ۷]. پژوهش حاضر با توسعه مطالعات پیشین، بیان می‌کند که کیفیت بیشتر حسابرسی، حساسیت تصمیم‌های تأمین مالی و مخارج سرمایه‌گذاری شرکت را به تغییرات در ارزش وثیقه کاهش می‌دهد. محور دوم این پژوهش، بررسی تأثیر تغییرات در ظرفیت تأمین مالی در تصمیم‌های انتخاب حسابرس است. پژوهش‌های پیشین که تأثیر کیفیت گزارشگری را در سرمایه‌گذاری بررسی کرده‌اند، کیفیت گزارشگری را یک عامل برون‌زاد می‌دانند که تأثیرات زیادی در سرمایه‌گذاری آتی شرکت دارد [۴]. این پژوهش‌ها نشان می‌دهد مؤسسات حسابرسی با کیفیت زیاد، برای حفظ حسن شهرت خود، شرکت را ترغیب می‌کنند کیفیت گزارشگری خود را افزایش دهند [۲۱، ۹]؛ از این‌رو، افزایش در پدیده کم‌سرمایه‌گذاری (به‌دلیل کاهش ظرفیت تأمین مالی)، موجب افزایش تقاضا برای حسابرسی با کیفیت زیاد می‌شود تا این پیام را به تأمین‌کنندگان مالی منتقل کند که واحد تجاری، کیفیت گزارشگری مطلوبی

پژوهش‌های پیشین [۷] نشان داده است، کاهش ظرفیت تأمین مالی به کاهش سرمایه‌گذاری منجر می‌شود. این پژوهش‌ها نشان داد واحدهای تجاری زمانی که ظرفیت تأمین مالی کمتری (کاهش در ارزش وثیقه) دارند، سرمایه خود را نخواهند توانست افزایش دهند و در نهایت، با سطح سرمایه‌گذاری کمتری مواجه می‌شوند. تغییرات در قیمت املاک موجب تغییر در ارزش دارایی‌های ملکی شرکت خواهد شد که به‌عنوان یک عامل بیرونی، سبب تغییر در ارزش وثیقه می‌شود. دارایی‌های وثیقه‌ای با مهیا کردن منبعی برای اعتباردهی، آثار عدم تقارن اطلاعاتی بین وام‌دهنده و وام‌گیرنده را از بین می‌برد و موجب افزایش ظرفیت تأمین مالی وام‌گیرنده می‌شود [۲۶]. کاهش ارزش وثیقه، کاهش ظرفیت تأمین مالی را به همراه دارد. مطالعات پیشین نشان داد همزمان با کاهش ارزش وثیقه، همسو با کاهش ظرفیت تأمین مالی واحد تجاری و یا افزایش هزینه‌های تأمین مالی آن، سرمایه‌گذاری و تأمین مالی نیز کاهش می‌یابد [۷]. این موضوع از عدم تقارن اطلاعاتی بین مدیران و اعتباردهندگان و سرمایه‌گذاران نشأت می‌گیرد. کیفیت بیشتر حسابرسی از تأثیر شرایط بازار در تصمیم‌های تأمین مالی و ساختار سرمایه واحد تجاری می‌کاهد [۸]؛ بنابراین شرکت تمام تلاش خود را برای کاهش عدم تقارن اطلاعاتی به کار می‌برد تا منابع مالی ضروری خود را تأمین کند.

اگر حسابرسان واحد تجاری، کیفیت حسابرسی ضعیفی داشته باشد، توانایی واحد تجاری برای سرمایه‌گذاری یا تأمین مالی، بیشتر تحت تأثیر تغییرات در ارزش وثیقه قرار می‌گیرد. این پیش‌بینی بر سه فرض استوار است: (۱) عدم تقارن اطلاعاتی باعث محدودیت در تأمین مالی می‌شود، (۲) کیفیت گزارشگری، عدم تقارن اطلاعاتی را کاهش می‌دهد [۲۷]، (۳) کیفیت

علاوه بر تأثیرگذاری مستقیم در کیفیت گزارشگری مالی، به‌صورت شفاف، پیام خود را درباره کیفیت اطلاعات به دریافت‌کنندگان اطلاعات مخابره می‌کند [۱۲].

مبانی نظری

در بازارهای کارا به دلیل وجود تقارن اطلاعاتی، سطح تأمین مالی واحدهای تجاری، تأثیری در تصمیم‌های سرمایه‌گذاری آنها ندارد [۱۹]. از دیدگاه نئوکلاسیک، تنها عامل سیاست‌های سرمایه‌گذاری، فرصت‌های رشد واحد تجاری است [۱]. مدیران، منابع مالی ضروری برای سرمایه‌گذاری در تمامی پروژه‌های با ارزش فعلی خالص مثبت را به دست می‌آورند و سیاست‌های سرمایه‌گذاری آنها اختیاری است؛ به عبارت دیگر، به دلیل اینکه هیچ تفاوتی در اطلاعات وجود ندارد، محدودیت‌های اطلاعاتی در تأمین مالی و سرمایه‌گذاری تأثیر نخواهد داشت. استفاده‌کنندگان برون‌سازمانی از جمله اعتباردهندگان، همانند مدیران، از فرصت‌های رشد واحد تجاری مطلع هستند؛ بنابراین تمامی پروژه‌های با ارزش فعلی خالص مثبت را تأمین مالی می‌کنند [۴].

زمانی که عدم تقارن اطلاعاتی در بازارهای سرمایه ناکارا به وجود آید و هزینه جذب سرمایه خارجی از وجوه داخلی فزونی یابد، تصمیم‌های سرمایه‌گذاری برای شرکت به گونه دیگری رقم خواهد خورد. محدودیت‌های اطلاعاتی باعث می‌شود وام‌دهنده یا سرمایه‌گذار با ریسک بیشتری در سرمایه‌گذاری مواجه باشد که برای کاهش این ریسک، وثیقه‌ای با ارزش بیشتر و یا هزینه بهره بیشتری را از واحد تجاری طلب کند. این موضوع باعث کاهش ظرفیت تأمین مالی و یا افزایش هزینه تأمین مالی می‌شود. همانگونه که

تصمیم‌گیری در سرمایه‌گذاری به سمت الگوی نئو کلاسیک میل می‌کند که در این الگو، تغییرات در ارزش وثیقه، تأثیر بسیار کمی در سیاست‌های تأمین مالی و سرمایه‌گذاری دارد.

فرضیه اول: کیفیت حسابرسی از حساسیت مخارج سرمایه‌ای به ظرفیت تأمین مالی می‌کاهد.

فرضیه دوم: کیفیت حسابرسی از حساسیت تأمین مالی به ظرفیت تأمین مالی می‌کاهد.

پیش‌بینی ارائه‌شده در فرضیه‌های اول و دوم پژوهش، این گزاره ضمنی را در خود مستتر دارد که شرکت در واکنش به تغییرات ارزش وثیقه و به تبع آن، تغییرات ظرفیت تأمین مالی خود، در راستای کاهش عدم تقارن اطلاعاتی، حسابرس با کیفیت‌تری را انتخاب می‌کند. کیفیت کم حسابرسی باعث می‌شود عدم تقارن اطلاعاتی و به تبع آن، محدودیت‌های تأمین مالی افزایش یابد [۱۵، ۱۶]. انتخاب حسابرس با انتقال اطلاعات از واحد تجاری به سرمایه‌گذاران همراه است [۱۲]؛ از این‌رو، در پاسخ به این وضعیت، اعتباردهندگان، سطح نظارتی خود و نرخ بهره را افزایش و اعتبار اعطایی را کاهش می‌دهند [۵]. شرکت انتخاب حسابرس خود را بر مبنای اصل فزونی منافع بر مخارج انجام می‌دهد و تغییر در ارزش وثیقه در تصمیم‌های آتی انتخاب حسابرس تأثیرگذار است. زمانی که در ارزش وثیقه تغییری رخ می‌دهد، شرکت ممکن است برای کاهش عدم تقارن اطلاعاتی و بر مبنای نظریه علامت‌دهی، حسابرس با کیفیت‌تری را انتخاب کند.

فرضیه سوم: تغییرات ظرفیت تأمین مالی در تصمیم انتخاب حسابرس تأثیرگذار است.

حسابرسی زیاد موجب افزایش کیفیت گزارشگری می‌شود [۲۱، ۹]. برای بررسی ارتباط عدم تقارن اطلاعاتی و محدودیت‌های تأمین مالی فرض می‌شود هیچ محدودیت اطلاعاتی وجود ندارد و الگوی نئو کلاسیک برقرار است. در این حالت، ارزش وثیقه و تغییرات آن، هیچ تأثیری در تأمین مالی و سرمایه‌گذاری نخواهد داشت؛ اما هنگامی که عدم تقارن اطلاعاتی افزایش یابد، تغییر در ارزش وثیقه موجب تغییر در ظرفیت تأمین مالی می‌شود؛ یعنی وثیقه کمتر به معنای تضمین کمتری برای دریافت وام است [۴]. در پاسخ، اعتباردهندگان، سطح نظارتی خود و نرخ بهره را افزایش و اعتبار اعطایی را کاهش می‌دهند [۵]؛ بدین ترتیب، واحدهای تجاری، دسترسی کمتری به تأمین مالی با استقراض خواهند داشت و به دنبال روش‌های جایگزین تأمین مالی نظیر افزایش سرمایه خواهند بود. براساس پژوهش‌های قبلی [۲۰] زمانی که عدم تقارن اطلاعاتی وجود داشته باشد، توانایی واحد تجاری برای افزایش سرمایه کاهش می‌یابد و با افزایش هزینه‌های تأمین مالی نیز مواجه می‌شود؛ به عبارت دیگر، به دلیل امکان استفاده مدیران از منابع مالی براساس الگوهای نامناسب و به شیوه‌ای ناکارآمد، سطح انتظارات سرمایه‌گذاران افزایش و متعاقب آن، ریسک سرمایه‌گذاری و در نتیجه، هزینه‌های تأمین مالی شرکت افزایش می‌یابد [۲۳]. فرض می‌شود ارزش وثیقه‌ای دارایی‌های شرکت در تصمیم‌های سرمایه‌گذاری و تأمین مالی اثرگذار است و کیفیت حسابرسی از رابطه آنها می‌کاهد. این حالت زمانی اتفاق می‌افتد که کیفیت حسابرسی از عدم تقارن اطلاعاتی بین مدیران و اعتباردهندگان و سرمایه‌گذاران می‌کاهد؛ بنابراین، در شرایطی که عدم تقارن اطلاعاتی در سطح کمی قرار دارد، محدودیت‌های تأمین مالی کاهش می‌یابد و

روش پژوهش

جزء بانک‌ها و سایر مؤسسات مالی، شرکت‌های سرمایه‌گذاری و واسطه‌گری و هلدینگ و لیزینگ نباشند؛ فعالیت شرکت از نوع ساخت و ساز، ساختمانی و معدنی نباشد؛ زیرا با توجه به ماهیت پژوهش، تغییرات متغیر مستقل ممکن است باعث تغییر فرصت‌های رشد و سرمایه‌گذاری اینگونه شرکت‌ها شود؛ اطلاعات لازم شرکت در دسترس باشد. براساس معیارهای گفته‌شده، نمونه پژوهش متشکل از ۱۲۶ شرکت (۱۰۰۳ مشاهده شرکت-سال) به شرح جدول (۱) است.

اطلاعات مربوط به نوسان‌های قیمت املاک از سایت مرکز آمار ایران و سایر داده‌های این پژوهش از صورت‌های مالی شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران و نرم‌افزار ره‌آورد نوین گردآوری شده است. قلمرو زمانی پژوهش دوره ۸ ساله ۱۳۸۶ تا ۱۳۹۳ است. جامعه آماری پژوهش، شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار است که سال مالی آنها پایان اسفندماه باشد؛ در فاصله سال‌های ۱۳۸۶ تا ۱۳۹۳ تغییر دوره مالی نداده باشند؛ در دوره پژوهش به بورس اوراق بهادار تهران وارد یا خارج نشده باشند؛

جدول (۱) شرکتهایی که شرایط انتخاب از جامعه پژوهش را احراز کرده‌اند.

۴۹۱	کل شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران از ابتدا تا پایان سال ۱۳۹۳
(۶۴)	شرکتهایی که سال مالی آنها منتهی به ۲۹ اسفند نیست.
(۸۹)	شرکتهایی که در دوره مدنظر، از بورس اوراق بهادار تهران خارج شده‌اند.
(۵۸)	شرکتهایی که در دوره مدنظر، در بورس اوراق بهادار تهران پذیرفته شده‌اند.
(۵۶)	شرکتهایی که داده‌های آنها برای انجام این پژوهش کافی نبوده است.
(۲۱)	شرکتهایی که در دوره مدنظر، سال مالی خود را تغییر داده‌اند.
(۲۴)	شرکتهایی که فعالیت آنها از نوع ساخت و ساز ساختمانی و معدنی بوده است.
(۵۳)	شرکتهایی که جزء بانک‌ها و مؤسسات اعتباری، واسطه‌گری، بیمه و هلدینگ بوده‌اند.
۱۲۶	کل شرکت‌های مدنظر، پس از انجام نمونه‌گیری به روش حذف نظام مند

مطالعات پیشین نشان داد سرمایه‌گذاری تابعی از نسبت Q توبین، جریان‌های نقدی عملیاتی، اهرم مالی، حقوق صاحبان سهام و سابقه حضور شرکت در بورس است [۱۰، ۲۲]؛ از این رو، الگوی آزمون فرضیه نخست پژوهش به صورت الگوی (۱) خواهد بود [۴].

$$RE_VALUE_{i,t} = (RE_VALUE_{i,86} \times STATE_INDEX_{s,86-t})$$

مطالعات پیشین نشان داد سرمایه‌گذاری تابعی از نسبت Q توبین، جریان‌های نقدی عملیاتی، اهرم مالی، حقوق صاحبان سهام و سابقه حضور شرکت در بورس است [۱۰، ۲۲]؛ از این رو، الگوی آزمون فرضیه نخست پژوهش به صورت الگوی (۱) خواهد بود [۴].

الگوی (۱)

$$INV_{it} = \alpha_i + \beta_1 RE_VALUE_{it} + \beta_2 RE_VALUE_{it} \times AQ_{it-1} + \beta_3 STATE_INDEX_{st} + \beta_4 AQ_{it-1} + \beta_5 CFO_{it} + \beta_6 Q_{it-1} + \beta_7 MVE_{it-1} + \beta_8 AGE_{it-1} + \beta_9 LEV_{it-1} + \varepsilon_{it}$$

مسکونی به جای قیمت‌های واحدهای تجاری در نظر گرفته شد؛ زیرا قیمت‌های واحدهای تجاری در دسترس نیست. $STATE_INDEX_{s,86-t}$ شاخص انباشته قیمت از سال ۱۳۸۶ تا سال t ؛ $STATE_INDEX_{st}$ متغیر کنترلی تغییرات در قیمت املاک در شهر s از سال ۱۳۸۶ تا سال t ؛ AQ_{it-1} شاخص کیفیت حسابرسی است که با استفاده از کنترل کیفیت مؤسسات حسابرسی موضوع ماده ۳۱ اساسنامه جامعه حسابداران رسمی ایران محاسبه شده است. مؤسسات حسابرسی براساس این دستورالعمل، رتبه‌بندی و به چهار طبقه تقسیم‌بندی شدند. با توجه به رتبه مؤسسات برای سازمان حسابرسی و مؤسسات با درجه کیفی الف مقدار ۳، برای مؤسسات با درجه کیفی ب مقدار ۲، برای مؤسسات با درجه کیفی ج مقدار ۱ و برای مؤسسات با درجه کیفی د مقدار صفر به‌عنوان کیفیت حسابرسی در نظر گرفته شد.

با پیروی از پژوهش‌های پیشین در این زمینه [۲،۴] متغیرهای کنترلی پژوهش بدین صورت تعریف می‌شود: CFO_{it} جریان نقد عملیاتی وجوه نقدی است که شرکت با انجام فعالیت‌های تجاری خود ایجاد می‌کند که از تقسیم جریان‌های نقدی عملیاتی بر دارایی‌های سال قبل به دست می‌آید؛ Q_{it-1} نسبت Q توپین از تقسیم ارزش بازار شرکت بر جمع دارایی‌های شرکت محاسبه می‌شود؛ MVE_{it-1} اندازه شرکت با لگاریتم طبیعی ارزش بازار حقوق صاحبان سرمایه (حاصل ضرب تعداد سهام عادی شرکت در قیمت سهام در پایان سال) اندازه‌گیری می‌شود؛ AGE_{it-1} لگاریتم طبیعی تعداد سال‌های حضور شرکت در بورس؛ LEV_{it-1} اهرم مالی از تقسیم کل بدهی‌های جاری و بلندمدت بر کل دارایی‌ها اندازه‌گیری می‌شود. برای آزمون فرضیه دوم پژوهش (همانند [۴]) با

$RE_VALUE_{i,86}$ ارزش بازار دارایی‌های ملکی در سال ۱۳۸۶ است. برای محاسبه این متغیر، ابتدا سه طبقه عمده از سرفصل دارایی‌های ثابت به‌عنوان تعریف دارایی‌های ملکی در نظر گرفته شده است: ساختمان، زمین و مستحقات آن و کار در جریان ساخت [۷]. از آنجا که این دارایی‌ها به بهای تمام‌شده تاریخی اندازه‌گیری می‌شود، برای محاسبه ارزش بازار آنها از معادله استهلاک انباشته دارایی به روش نزولی برای محاسبه میانگین مدت‌زمان تحصیل این دارایی‌ها استفاده شده است. پس از محاسبه مدت‌زمان تحصیل دارایی‌ها، ارزش دفتری آنها در شاخص انباشته قیمت از سال تحصیل تا سال ۱۳۸۶ ضرب شده است تا ارزش بازار دارایی در سال ۱۳۸۶ محاسبه شود. از طرفی ارزش‌گذاری دارایی‌های ملکی نیازمند اطلاعاتی درباره محل دفتر مرکزی و کارخانه واحد تجاری است. پژوهش‌های پیشین [۷] موقعیت جغرافیایی دفتر مرکزی را معیاری برای تعیین محل دارایی‌های ملکی در نظر گرفتند و این دو فرض را زیربنای این انتخاب قرار دادند که نخست، دفتر مرکزی و کارخانه در یک شهر قرار دارند و دوم، دفتر مرکزی، سهم عمده‌ای از دارایی‌های ملکی واحد تجاری را دربردارد. از آنجا که در ایران، تعداد زیادی از واحدهای تجاری، در تهران دفتر مرکزی دارند و کارخانه در شهرهای دیگر کشور قرار دارد، معیار تعیین محل دارایی‌های ملکی، مکان کارخانه در نظر گرفته شده است. پس از تعیین محل کارخانه واحد تجاری، اطلاعات لازم مربوط به قیمت املاک از سایت مرکز آمار ایران دریافت شده است. از آنجا که شاخص قیمت‌ها برای تمام شهرهای کشور در اختیار نیست، از نزدیک‌ترین شاخص قیمت شهری موجود برای ارزیابی ارزش دارایی‌های ملکی استفاده شد [۷]. قیمت‌های املاک برای واحدهای

در آزمون فرضیه‌های اول و دوم، از کیفیت حسابرسی به‌عنوان یک متغیر تعدیلگر استفاده شد که در سرمایه‌گذاری و تأمین مالی تأثیرگذار بود؛ با وجود این، همانگونه که قبلاً نیز بیان شد، به نظر می‌رسد واحدهای تجاری، حسابرس خود را با توجه به اصل فزونی منافع بر مخارج انتخاب می‌کنند و تغییر در ارزش وثیقه در تصمیم‌های انتخاب حسابرس برای حسابرسی آتی تأثیرگذار است. در راستای مطالعات گذشته، فرضیه سوم پژوهش با برآورد رگرسیونی کیفیت حسابرسی بر تغییرات ارزش وثیقه آزمون می‌شود [۴].

الگوی (۵)

$$AQ_{it} = \alpha_i \beta_1 RE_VALUE_{it} + \beta_2 STATE_INDEX_{st} + \beta_3 ROA_{it-1} + \beta_4 Q_{it-1} + \beta_5 MVE_{it-1} + \beta_6 AGE_{it-1} + \beta_7 LEV_{it-1} + \varepsilon_{it}$$

ROA_{it-1} بازده دارایی‌ها از تقسیم سود عملیاتی

قبل از استهلاك تقسیم بر کل دارایی‌ها محاسبه می‌شود [۴]؛ در تطابق با مطالعات پیشین، متغیرهای کنترلی بازده

دارایی‌ها، لگاریتم ارزش بازار حقوق صاحبان سهام،

نسبت Q توین، لگاریتم سابقه حضور شرکت در

بورس و اهرم مالی برای کنترل الگو در نظر گرفته

شده‌اند [۱۴]. پیش از آزمون فرضیه‌ها، فروض الگوی

رگرسیون بررسی شده است. برای آزمون ناهمسانی

واریانس از آزمون بروش-پاگان-گادفری و برای رفع

ناهمسانی واریانس از رگرسیون حداقل مربعات

تعمیم‌یافته (GLS) استفاده شده است. در تمام

آزمون‌ها، مقدار آماره VIF برای همه متغیرها بررسی

شد تا نبود همخطی بین متغیرهای مستقل پژوهش اثبات

شود. مقدار آماره دورین-واتسون در تمامی آزمون‌ها،

نبود همبستگی در اجزای باقیمانده الگوهای رگرسیونی

را تأیید می‌کند. پیش از تخمین الگوها، آزمون F لیمر

برای بررسی استفاده از روش داده‌های تابلویی با آثار

جایگزینی متغیر مستقل (سرمایه‌گذاری) با تأمین مالی خارجی، الگوی جدید برآورد شده است. برای برآورد الگوی تأمین مالی خارجی از سه متغیر Debt_Net، Equity_Net و Fin_Net استفاده می‌شود. Debt_Net خالص وجه دریافتی (پرداختی) بابت تأمین مالی با استقراض تقسیم بر جمع دارایی‌های سال قبل؛ Equity_Net خالص وجه دریافتی بابت افزایش سرمایه تقسیم بر جمع دارایی‌های سال قبل؛ Fin_Net جمع تأمین مالی با استقراض و تأمین مالی با افزایش سرمایه تقسیم بر جمع دارایی‌های سال قبل است؛ در نتیجه، برای برآورد الگوی تأمین مالی با استقراض از الگوی (۲) استفاده می‌شود.

الگوی (۲)

$$DEBT_NET_{it} = \alpha_i + \beta_1 RE_VALUE_{it} + \beta_2 RE_VALUE_{it} \times AQ_{it-1} + \beta_3 STATE_INDEX_{st} + \beta_4 AQ_{it-1} + \beta_5 CFO_{it-1} + \beta_6 Q_{it-1} + \beta_7 MVE_{it-1} + \beta_8 AGE_{it-1} + \beta_9 LEV_{it-1} + \varepsilon_{it}$$

برای برآورد الگوی تأمین مالی با افزایش سرمایه از

الگوی (۳) استفاده می‌شود.

الگوی (۳)

$$EQUITY_NET_{it} = \alpha_i + \beta_1 RE_VALUE_{it} + \beta_2 RE_VALUE_{it} \times AQ_{it-1} + \beta_3 STATE_INDEX_{st} + \beta_4 AQ_{it-1} + \beta_5 CFO_{it-1} + \beta_6 Q_{it-1} + \beta_7 MVE_{it-1} + \beta_8 AGE_{it-1} + \beta_9 LEV_{it-1} + \varepsilon_{it}$$

در نهایت، برای برآورد الگوی خالص کل تأمین

مالی از الگوی (۴) استفاده می‌شود.

الگوی (۴)

$$FIN_NET_{it} = \alpha_i + \beta_1 RE_VALUE_{it} + \beta_2 RE_VALUE_{it} \times AQ_{it-1} + \beta_3 STATE_INDEX_{st} + \beta_4 AQ_{it-1} + \beta_5 CFO_{it-1} + \beta_6 Q_{it-1} + \beta_7 MVE_{it-1} + \beta_8 AGE_{it-1} + \beta_9 LEV_{it-1} + \varepsilon_{it}$$

استفاده شد. برای رفع ناهمسانی واریانس در الگوهای (۲)، (۳) و (۴) از رگرسیون حداقل مربعات تعمیم یافته (GLS) استفاده شده است. در تمام آزمون‌ها، مقدار آماره VIF برای همه متغیرها کمتر از ۱۰ است؛ بنابراین مشکل همخطی بین متغیرهای مستقل پژوهش زیاد نیست. مقدار آماره دوربین-واتسون در تمامی آزمون‌ها، نبود همبستگی را در اجزای باقیمانده الگوهای رگرسیونی تأیید می‌کند. قبل از تخمین الگوها لازم است آزمون F لیمر برای بررسی استفاده از روش داده‌های تابلویی با آثار ثابت در مقابل روش داده‌های ترکیبی انجام شود. در صورت استفاده از روش داده‌های تابلویی باید از آزمون هاسمن نیز برای انتخاب از میان روش‌های داده‌های تابلویی با آثار ثابت در مقابل روش داده‌های تابلویی با آثار تصادفی استفاده شود. نتایج آزمون F لیمر و هاسمن برای هر الگو در جدول مربوط ارائه شده است.

برای آزمون فرضیه اول پژوهش از نتایج تخمین الگوی ارائه شده در جدول (۲) بهره گرفته شده است. در تطابق با پژوهش‌های پیشین (۴ و ۷) رابطه مستقیم و معناداری بین ارزش بازار دارایی‌های ملکی با مخارج سرمایه‌ای وجود دارد. این موضوع نشان می‌دهد زمانی که ارزش دارایی‌های ملکی به سبب تغییر در قیمت املاک افزایش می‌یابد، سرمایه‌گذاری نیز افزایش می‌یابد. ضریب منفی و معنادار رابطه $RE_VALUE_{it} \times AQ_{it-1}$ با متغیر وابسته نشان می‌دهد سرمایه‌گذاری در واحدهای تجاری که از حساسیت با کیفیت بیشتر استفاده می‌کنند، کمتر تحت تأثیر تغییرات در ارزش وثیقه قرار می‌گیرد. به‌طور کلی، نتایج حاصل از آزمون الگوی (۱) پژوهش با فرضیه اول پژوهش در تطابق است. با توجه به این نتایج می‌توان دریافت، کیفیت حساسیت از حساسیت مخارج سرمایه‌ای به

ثابت در مقابل روش داده‌های ترکیبی به کار رفت. در صورت لزوم استفاده از روش داده‌های تابلویی از آزمون هاسمن نیز برای انتخاب از میان روش‌های داده‌های تابلویی با آثار ثابت در مقابل روش داده‌های تابلویی با آثار تصادفی استفاده شد.

یافته‌ها

آمار توصیفی متغیرهای پژوهش نشان می‌دهد شرکت‌های موجود در نمونه گیری در سال مدنظر t به‌طور میانگین، حدود ۴/۵۵ درصد از دارایی‌های سال قبل خود را سرمایه‌گذاری می‌کنند. مقدار میانگین برای $DEBT_NET_t$ برابر ۲/۷ درصد دارایی‌های سال قبل؛ برای $EQUITY_NET_t$ برابر ۰/۵ درصد دارایی‌های سال قبل و برای FIN_NET_t ۳/۳ درصد دارایی‌های سال قبل است. بدین ترتیب، به‌طور میانگین، ۱/۲۵ درصد (۴/۵۵ - ۳/۳) سرمایه‌گذاری در سال t با حقوق صاحبان سرمایه تأمین مالی شده است. میانگین سالانه تغییر در قیمت املاک $(STATE_INDEX_{t-1,t})$ برابر با ۲۰ درصد است؛ در حالی که میانگین انباشته تغییر در قیمت املاک در نمونه مدنظر $(STATE_INDEX_{86,t})$ برابر ۵۴ درصد است. این موضوع نشان می‌دهد به‌طور میانگین در هر سال، قیمت املاک ۲۰ درصد افزایش می‌یابد؛ در حالی که میانگین انباشته افزایش قیمت املاک از سال ۱۳۸۶ تا سال ۱۳۹۳ برابر ۵۴ درصد است. مقدار ۰/۱۶ برای میانگین ارزش بازار دارایی‌های ملکی (RE_VALUE_t) این موضوع را بیان می‌کند که ارزش جاری این دارایی‌ها برابر ۱۶ درصد ارزش دفتری دارایی‌های سال قبل است. قبل از آزمون فرضیه‌های پژوهش لازم است فرضیه‌های الگوی رگرسیون بررسی شود. برای آزمون ناهمسانی واریانس از آزمون بروش-پاگان-گادفری

افزایش سرمایه (EQUITY_NET_{it}) و جمع این دو عامل یعنی خالص کل تأمین مالی (FIN_NET_{it}) بررسی می‌شود.

ظرفیت تأمین مالی می‌کاهد و به این صورت، فرضیه اول پژوهش تأیید می‌شود. همانگونه که قبلاً اشاره شد، خالص تأمین مالی شرکت با توجه به سه عامل، تأمین مالی با استقراض (DEBT_NET_{it})، تأمین مالی با

جدول (۲) ارزش وثیقه‌ای دارایی‌ها و مخارج سرمایه‌ای و کیفیت حساسی

$INV_{it} = \alpha_i + \beta_1 RE_VALUE_{it} + \beta_2 RE_VALUE_{it} \times AQ_{it-1} + \beta_3 STATE_INDEX_{st} + \beta_4 AQ_{it-1} + \beta_5 CFO_{it} + \beta_6 Q_{it-1} + \beta_7 MVE_{it-1} + \beta_8 AGE_{it-1} + \beta_9 LEV_{it-1} + \varepsilon_{it}$				
معناداری	آماره t	ضرایب	نماد متغیر	نام متغیر
۰/۰۰۰۰	۶/۷۵۸***	۰/۰۷۷	α_i	مقدار ثابت
۰/۰۰۰۰	۵/۶۰۳***	۰/۱۷۳	RE_VALUE _{it}	ارزش بازار دارایی‌های ملکی
۰/۰۰۴۲	-۲/۸۶۷***	-۰/۰۳۲	RE_VALUE _{it} × AQ _{it-1}	تأثیر کیفیت حساسی در کاهش حساسیت
۰/۰۰۰۳	-۳/۶۶۴***	-۰/۰۰۵	STATE_INDEX _{st}	شاخص انباشته قیمت املاک
۰/۷۲۵۳	۰/۳۵۱	۰/۰۰۰	AQ _{it-1}	کیفیت حساسی
۰/۰۵۵۷	۱/۹۱۶*	۰/۰۰۹	CFO _{it}	جریان‌های نقدی عملیاتی
۰/۰۰۰۰	۱۲/۵۹۱***	۰/۰۱۸	Q _{it-1}	نسبت Q توبین
۰/۳۰۹۱	۱/۰۱۷	۰/۰۰۱	MVE _{it-1}	اندازه شرکت
۰/۰۰۰۰	-۴/۸۹۲***	-۰/۰۰۳	AGE _{it-1}	سابقه حضور در بورس
۰/۰۰۰۰	-۴/۱۵۲***	-۰/۰۱۵	LEV _{it-1}	اهرم مالی
(۰/۰۰۰۰) ۹/۰۹۷	آماره F فیشر (معناداری)	۰/۵۸۴		ضریب تعیین
۱/۷۶۵	آماره دوربین واتسون	۰/۵۱۹		ضریب تعیین تعدیل شده
(۰/۰۰۰۰) ۳۷/۶۹۱	آزمون هاسمن (معناداری)	(۰/۰۰۰۰) ۳/۳۸۶		آزمون F لیمر (معناداری)

*, **, *** به ترتیب، معناداری در سطح ۱۰ درصد، ۵ درصد و ۱ درصد را نشان می‌دهد.

متغیر ارزش بازار دارایی‌های ملکی، ضریب مثبت و معنادار و رابطه کیفیت حساسی و ارزش بازار دارایی‌های ملکی، ضریب منفی و معنادار دارد. این موضوع نشان می‌دهد هنگامی که ارزش وثیقه افزایش می‌یابد، واحدهای تجاری که کیفیت حساسی ضعیفی دارند، تأمین مالی با استقراض خود را افزایش می‌دهند؛ ولی واحدهای تجاری با کیفیت خوب حساسی، تغییری در میزان استقراض خود ایجاد نمی‌کنند.

جدول (۳) تأثیر کیفیت حساسی در حساسیت فعالیت‌های تأمین مالی واحد تجاری را در تغییرات ارزش وثیقه بررسی می‌کند. متغیر هدف در این آزمون، ارزش بازار دارایی‌های ملکی (RE_VALUE) و رابطه کیفیت حساسی و ارزش بازار دارایی‌های ملکی (RE_VALUE × AQ) است که انتظار می‌رود به ترتیب، ضرایب مثبت و منفی داشته باشد. در ستون اول، خالص تأمین مالی با استقراض آزمون شده است.

و معنادار ارزش بازار دارایی‌های ملکی و ضریب منفی و معنادار رابطه کیفیت حساسی و ارزش بازار دارایی‌های ملکی نشان می‌دهد افزایش ارزش وثیقه موجب افزایش خالص کل تأمین مالی در شرکت‌هایی می‌شود که از حساسی با کیفیت ضعیف بهره می‌برند؛ اما برای شرکت‌هایی که حساسی آنها کیفیت مطلوبی دارد، خالص تأمین مالی تحت تأثیر تغییرات ارزش وثیقه قرار نمی‌گیرد؛ از این رو، فرضیه دوم پژوهش تأیید می‌شود.

درمقابل، زمانی که تأمین مالی با افزایش سرمایه (ستون دوم) بررسی می‌شود، نتایج نشان می‌دهد ارزش بازار دارایی‌های ملکی و تعامل کیفیت حساسی و ارزش بازار دارایی‌های ملکی، رابطه معناداری با تأمین مالی ندارد. این نتایج نشان می‌دهد افزایش در ارزش وثیقه، هیچ تأثیری در افزایش سرمایه واحد تجاری ندارد و کیفیت حساسی نیز در رابطه آنها نقشی ندارد. ستون سوم، نتایج آزمون را برای جمع خالص تأمین مالی با استقراض و افزایش سرمایه نشان می‌دهد. ضریب مثبت

جدول (۳) ارزش وثیقه‌ای دارایی‌ها و تأمین مالی و کیفیت حساسی

$FIN_NET_{it} = \alpha_1 + \beta_1 RE_VALUE_{it} + \beta_2 RE_VALUE_{it} \times AQ_{it-1} + \beta_3 STATE_INDEX_{st} + \beta_4 AQ_{it-1} + \beta_5 CFO_{it-1} + \beta_6 Q_{it-1} + \beta_7 MVE_{it-1} + \beta_8 AGE_{it-1} + \beta_9 LEV_{it-1} + \varepsilon_{it}$				
متغیرهای وابسته				
FIN_NET _{it}	EQUITY_NET _{it}	DEBT_NET _{it}	نام متغیر	نماد متغیرها
ضریب (آماره t)	ضریب (آماره t)	ضریب (آماره t)		
(-۱/۰۰۴) - ۰/۰۴۷	(۱/۰۳۸) ۰/۰۱۴	(-۱/۲۷۲) - ۰/۰۶۰	مقدار ثابت	
(۲/۶۲۱) ۰/۲۳۹***	(-۰/۳۱) - ۰/۰۰۶	(۲/۵۳۸) ۰/۲۴۸**	ارزش بازار دارایی‌های ملکی	
(-۲/۶۹۶) - ۰/۱۰۸***	(-۰/۱۶۳) - ۰/۰۰۱	(-۲/۶۸۱) - ۰/۱۰۸***	تأثیر کیفیت حساسی در کاهش حساسیت	RE_VALUE _{it} × AQ _{it-1}
(-۱/۵۴۵) - ۰/۰۱۲	(۲/۳۳۶) ۰/۰۰۶**	(-۲/۹۲۰) - ۰/۰۱۸***	شاخص انباشته قیمت املاک	
(۱/۱۱۷) ۰/۰۱۴	(۰/۵۰۶) ۰/۰۰۱	(۱/۲۰۵) ۰/۰۱۳	کیفیت حساسی	
(-۴/۶۴۸) - ۰/۰۰۲***	(-۰/۴۴۵) - ۰/۰۰۰	(-۵/۰۶۷) - ۰/۰۰۲***	جریان‌های نقدی عملیاتی	
(۳/۷۳۱) ۰/۰۲۲***	(۳/۲۹۷) ۰/۰۰۶***	(۲/۴۱۸) ۰/۰۱۵**	نسبت Q توبین	
(۰/۷۴۴) ۰/۰۰۲	(-۲/۰۳۹) - ۰/۰۰۲**	(۱/۲۶۵) ۰/۰۰۴	اندازه شرکت	
(۱/۱۹۳) ۰/۰۱۲	(۰/۲۶۶) ۰/۰۰۰	(۱/۱۶۹) ۰/۰۱۱	سابقه حضور در بورس	
(-۰/۶۸۷) - ۰/۰۱۵	(۰/۷۸۳) ۰/۰۰۳	(-۰/۹۷۹) - ۰/۰۲۰	اهرم مالی	
۰/۰۲۶	۰/۰۱۷	۰/۰۲۷	ضریب تعیین	
۰/۰۱۷	۰/۰۰۸	۰/۰۱۸	ضریب تعیین تعدیل شده	
(۰/۰۰۱) ۲/۹۵۰	(۰/۰۴۶) ۱/۹۱۳	(۰/۰۰۱) ۳/۰۶۸	آماره F فیشر (معناداری)	
۱/۸۵۴	۱/۷۰۳	۱/۸۴۸	آماره دوربین واتسون	
(۰/۰۰۰) ۱/۹۷۳	(۰/۰۰۰) ۱/۸۷۸	(۰/۰۰۰) ۲/۱۱۵	آزمون F لیمر (معناداری)	
(۰/۲۳۲۶) ۱۱/۶۷۰	(۰/۳۳۰۰) ۱۰/۲۵۷	(۰/۱۶۰۸) ۱۳/۰۳۹	آزمون هاسمن (معناداری)	

*** و ** و * به ترتیب، معناداری در سطح ۱۰ درصد، ۵ درصد و ۱ درصد را نشان می‌دهد.

نتایج آزمون فرضیه سوم پژوهش، تأثیر تغییرات در ظرفیت تأمین مالی در تصمیم‌های انتخاب حسابرس، در قالب جدول (۴) ارائه شده است. نتایج نشان می‌دهد در سطح اطمینان ۹۵ درصد، مقادیر آماره t برای کلیه متغیرها به استثنای متغیرهای بازده دارایی‌ها، سابقه حضور در بورس و اهرم مالی در ناحیه رد فرض صفر قرار می‌گیرد و رابطه معنادار با متغیر مستقل دارد. نتایج حاصل از متغیرهای کنترلی نشان می‌دهد ارزش بازار شرکت در کیفیت حسابرس منتخب، تأثیر مثبت و

معنادار و نسبت Q توپین در کیفیت حسابرس منتخب، تأثیر منفی و معناداری دارد. در حالت کلی، نتایج نشان می‌دهد با توجه به ضریب متغیر ارزش بازار دارایی‌های ملکی (۰/۲۹) و نیز مقدار آماره t این متغیر (۲/۱۱) رابطه مستقیم و معناداری بین ارزش بازار دارایی‌های ملکی با انتخاب حسابرس وجود دارد؛ یعنی مطابق فرضیه سوم پژوهش، تغییرات در ظرفیت تأمین مالی در تصمیم‌های انتخاب حسابرس تأثیر گذار است.

جدول (۴) تغییرات در ظرفیت تأمین مالی و تصمیم‌های انتخاب حسابرس

$AQ_{it} = \alpha_i \beta_1 RE_VALUE_{it} + \beta_2 STATE_INDEX_{st} + \beta_3 ROA_{it-1} + \beta_4 Q_{it-1} + \beta_5 MVE_{it-1} + \beta_6 AGE_{it-1} + \beta_7 LEV_{it-1} + \varepsilon_{it}$				
معناداری	آماره t	ضرایب	نماد متغیر	نام متغیر
۰/۰۰۰۰	۸/۶۰۱***	۱/۸۴۶		مقدار ثابت
۰/۰۳۴۳	۲/۱۱۹**	۰/۲۹۸		ارزش بازار دارایی‌های ملکی
۰/۰۰۰۱	-۴/۰۰۵***	-۰/۱۱۷		شاخص انباشته قیمت املاک
۰/۸۹۷۹	-۰/۱۲۸	-۰/۰۱۶		بازده دارایی‌ها
۰/۰۲۴۱	-۲/۲۵۹**	-۰/۰۷۹		نسبت Q توپین
۰/۰۰۰۰	۴/۹۸۸***	۰/۰۷۹		اندازه شرکت
۰/۱۷۳۹	۱/۳۶۰	۰/۰۴۳		سابقه حضور در بورس
۰/۸۸۹۰	۰/۱۳۹	۰/۰۱۱		اهرم مالی
(۰/۰۰۰۰) ۴/۸۷۳	آماره F فیشر (معناداری)		۰/۰۳۳	ضریب تعیین
۱/۶۰۰	آماره دوربین واتسون		۰/۰۲۶	ضریب تعیین تعدیل شده
(۰/۰۵۱۶) ۱۳/۹۷۷	آزمون هاسمن (معناداری)		(۰/۰۰۰۰) ۲/۲۳۸	آزمون F لیمر (معناداری)
*، ** و *** به ترتیب، معناداری در سطح ۱۰ درصد، ۵ درصد و ۱ درصد را نشان می‌دهد.				

که برخی از شرکت‌های مطالعه شده، با محدودیت تأمین مالی مواجه نباشند. در این شرایط، زمانی که ارزش وثیقه افزایش می‌یابد، هرگونه سرمایه‌گذاری اضافی ممکن است موجب بیش سرمایه‌گذاری در واحد تجاری شود و سطح مطلوب سرمایه‌گذاری را تحت‌الشعاع قرار دهد.

همانگونه که نتایج نشان داد، کیفیت حسابرسی، محدودیت‌های تأمین مالی را کاهش می‌دهد. در این نتیجه‌گیری، به‌طور ضمنی این فرض نهفته است که به‌طور میانگین، شرکت‌های حاضر در پژوهش، ظرفیت تأمین مالی محدودی دارند و افزایش در ارزش وثیقه از کم‌سرمایه‌گذاری آنها می‌کاهد. این امکان وجود دارد

برای بررسی حساسیت نتایج پژوهش به بیش سرمایه گذاری احتمالی، از الگوی استفاده شده در پژوهش‌های پیشین [۶ و ۴] استفاده شده است. براساس این الگو، واحدهای تجاری با توجه به تمایلشان به بیش (کم) سرمایه گذاری، به دو زیرمجموعه تبدیل می‌شوند. برای طبقه‌بندی واحدهای تجاری از میانگین تراز نقدینگی و اهرم مالی آنها پس از انجام محاسبات زیر استفاده می‌شود: (۱) اهرم مالی واحدهای تجاری در منفی یک ضرب می‌شود و (۲) میزان وجه نقد واحدهای تجاری بین مقادیر صفر و یک استاندارد می‌شود.

نمونه پژوهش به سه طبقه تقسیم می‌شود. طبقه اول، سال-شرکت‌هایی است که احتمال بیش سرمایه گذاری برای آنها بیشتر و طبقه سوم، سال-شرکت‌هایی است که احتمال کم سرمایه گذاری در آنها بیشتر است. پس از آن، تأثیر تغییرات در ارزش وثیقه در سرمایه گذاری، تأمین مالی و کیفیت حسابرسی برای دو طبقه با احتمال بیش سرمایه گذاری و با احتمال کم سرمایه گذاری به صورت مجزا بررسی می‌شود. نتایج پژوهش مرادی و همکاران (۱۳۹۳) نشان داد با افزایش دارایی‌های ثابت مشهود در شرکت‌هایی که با محدودیت مالی مواجه هستند، تأمین مالی با استقراض افزایش می‌یابد؛ از این رو، انتظار می‌رود شرکت‌هایی که با محدودیت تأمین مالی مواجه هستند، زمانی که ارزش وثیقه دارایی‌های آنها افزایش می‌یابد، سرمایه گذاری و تأمین مالی خود را افزایش دهند و کیفیت حسابرسی از این حساسیت سرمایه گذاری و تأمین مالی بر ارزش وثیقه بکاهد [۱۷]. از طرفی برای شرکت‌هایی که با محدودیت تأمین مالی مواجه نیستند و احتمال بیش سرمایه گذاری در آنها زیاد است، دو دیدگاه متصور است: دیدگاه اول اینکه، کیفیت حسابرسی از پدیده بیش سرمایه گذاری می‌کاهد؛ از این رو، افزایش

ارزش وثیقه به احتمال کمتری می‌تواند موجب افزایش بیش سرمایه گذاری شود. دیدگاه دوم این است که شرکت‌هایی که با محدودیت تأمین مالی مواجه نیستند، توان مالی داخلی زیادی دارند؛ به همین دلیل، تغییرات در ارزش وثیقه در تصمیم‌های سرمایه گذاری و تأمین مالی آنها تأثیری نخواهد داشت.

جدول (۵) به ترتیب، نتایج برآورد الگوهای سرمایه گذاری، تأمین مالی و کیفیت حسابرسی را با تفکیک بیش و کم سرمایه گذاری نشان می‌دهد. ستون‌های ۱ و ۲ سرمایه گذاری را برای هر دو زیرمجموعه مقایسه می‌کند. برای بیش سرمایه گذاری (ستون ۱) ارزش بازار دارایی‌های ملکی (RE_VALUE) و تأثیر کیفیت حسابرسی در حساسیت ارزش بازار دارایی‌های ملکی (RE_VALUE×AQ) رابطه معناداری با سرمایه گذاری ندارد. این حالت بدین معناست که اینگونه شرکت‌ها، منابع مالی داخلی قدرتمندی دارند و تغییرات در ارزش وثیقه در تصمیم‌های سرمایه گذاری آنها بدون تأثیر است. علاوه بر این در شرکت‌هایی که احتمال کم سرمایه گذاری در آنها بیشتر است (ستون ۲) در سطح اطمینان ۹۰ درصد تغییرات در ارزش بازار دارایی‌های ملکی، رابطه منفی و معنادار با سرمایه گذاری دارد و کیفیت حسابرسی نیز از رابطه آنها می‌کاهد. با توجه به ستون ۳ و ۴ برآورد الگوی تأمین مالی برای شرکت‌هایی که با احتمال کم سرمایه گذاری مواجه هستند، این نتایج استنباط می‌شود که افزایش ارزش وثیقه برای شرکت‌هایی که احتمال بیش (کم) سرمایه گذاری در آنها بیشتر است، هیچ تأثیری در جمع تأمین مالی برون‌سازمانی نداشته است؛ از این رو، افزایش قیمت املاک (با در نظر گرفتن شرایط تورمی و افزایش سطح عمومی قیمت‌ها در

می‌شود و تصمیم‌های انتخاب حسابرس را تحت تأثیر قرار می‌دهد. این رابطه، اینگونه تفسیر می‌شود که با توجه به نتایج ستون ۲ افزایش ارزش دارایی‌های ملکی موجب کاهش سرمایه‌گذاری در شرکت‌هایی می‌شود که احتمال کم سرمایه‌گذاری در آنها بیشتر است؛ بنابراین، اینگونه شرکت‌ها با افزایش در پدیده کم سرمایه‌گذاری مواجه می‌شوند. همانگونه که قبلاً نیز بیان شده بود، انتظار می‌رود افزایش در پدیده کم سرمایه‌گذاری، تقاضا برای کیفیت حسابرسی بهتر را به وجود آورد که نتایج ستون ۶ همسو با این پیش‌بینی است.

ایران) فقط موجب شده است قدرت خرید شرکت‌هایی که با کم سرمایه‌گذاری مواجه هستند، کاهش بیابد و چون این شرکت‌ها منابع مالی لازم را نتوانسته‌اند تأمین کنند، سرمایه‌گذاری آنها کاهش یافته است. ستون ۵ و ۶ نتایج حاصل از برآورد الگوی (۵) پژوهش با تفکیک، بیش و کم سرمایه‌گذاری را مقایسه می‌کند. همانگونه که مشاهده می‌شود، تغییرات در ارزش بازار دارایی‌های ملکی برای شرکت‌هایی که احتمال بیش سرمایه‌گذاری در آنها بیشتر است، رابطه معناداری با انتخاب حسابرس ندارد. در شرکت‌هایی که با کم سرمایه‌گذاری مواجه هستند، افزایش ارزش بازار دارایی‌های ملکی موجب افزایش کیفیت حسابرسی

جدول (۵) نتایج آزمون الگوها با تفکیک بیش سرمایه‌گذاری و کم سرمایه‌گذاری

متغیر وابسته							
کم	بیش	کم	بیش	کم	بیش	نماد متغیر	نام متغیر
۰/۳۳۱**	۰/۲۲۳	-۰/۱۶۳	۰/۳۴۲	-۰/۲۴۶*	۰/۵۱۸		ارزش بازار دارایی‌های ملکی
(۲/۳۰۱)	(۱/۲۲۱)	(-۰/۶۲۶)	(۱/۱۳۳)	(-۱/۹۰۳)	(۱/۵۸۴)		
		۰/۰۴۵	-۰/۱۳۹	۰/۰۸۲*	-۰/۱۷۳	RE_VALUE _{it} ×AQ _{it-1}	تأثیر کیفیت حسابرسی در کاهش حساسیت
		(۰/۴۹۱)	(-۱/۳۴۳)	(۱/۸۳۴)	(-۱/۵۹۴)		
۰/۰۵	۰/۱۲	۰/۱۰	۰/۰۴	۰/۲۰	۰/۱۲		ضریب تعیین
۰/۰۳	۰/۱۰	۰/۰۷	۰/۰۱	۰/۱۸	۰/۰۹		ضریب تعیین تعدیل شده
۲/۶۲**	۶/۴۰***	۴/۱۹***	۱/۵۰	۹/۳۸***	۴/۹۹***		آماره F فیشر
۱/۸۶	۲/۰۹	۲/۱۴	۲/۰۰	۱/۹۸	۲/۱۰		آماره دوربین واتسون
مقادیر ضرایب روبه‌روی هر متغیر آورده شده است. مقادیر آماره t در پایین ضریب مربوط در جدول گنجانده شده است. برای خلاصه کردن، متغیرهای کنترلی و تأثیر ثابت واحد تجاری در جدول نشان داده نشده است. *، ** و *** به ترتیب، معناداری در سطح ۱۰ درصد، ۵ درصد و ۱ درصد را نشان می‌دهد.							

نتایج و پیشنهادها

ارزش وثیقه‌ای دارایی‌های خود و تأثیر تغییرات در ارزش وثیقه واحد تجاری در انتخاب حسابرس مطالعه

در این پژوهش، تأثیر کیفیت حسابرسی در حساسیت تأمین مالی و سرمایه‌گذاری شرکت‌ها به

علامت‌دهی، حسابرس با کیفیت‌تری را انتخاب کند. در این مورد، نتایج پژوهش نشان داد رابطه معناداری بین انتخاب حسابرس با کیفیت‌تر و تغییرات ارزش وثیقه‌ای وجود دارد.

با توجه به نتایج پژوهش مشخص شد کیفیت مطلوب حسابرسی، موجب افزایش کیفیت گزارشگری مالی، کاهش عدم تقارن اطلاعاتی و افزایش زیاد کارایی سرمایه‌گذاری می‌شود؛ بنابراین مدیران شرکت‌هایی که با محدودیت‌های مالی زیاد و ظرفیت تأمین مالی کمی مواجه هستند، با انتخاب حسابرسان با کیفیت بهتر برای کاهش عدم تقارن اطلاعاتی می‌توانند گام بردارند و از پرداخت هزینه تأمین مالی زیاد برای دریافت اعتبار رهایی یابند. از طرفی اعتباردهندگان با تقاضای حسابرسی با کیفیت بهتر از واحدهای تجاری متقاضی دریافت اعتبار، عدم تقارن اطلاعاتی را برای خود می‌توانند کاهش دهند و ریسک سرمایه‌گذاری خود در واحدهای تجاری را به حداقل برسانند. نتایج پژوهش نشان داد کیفیت حسابرسی علاوه بر پیامدهای اقتصادی برای صاحبکار (با کاهش حساسیت سرمایه‌گذاری‌ها و تأمین مالی به ارزش وثیقه‌ای دارایی‌ها)، برای حسابرس نیز با افزایش تمایل صاحبکار به انتخاب حسابرس با کیفیت‌تر، پیامدهای اقتصادی دارد؛ از این رو، حسابرسان با افزایش کیفیت حسابرسی خود برای توسعه سهم خود از بازار می‌توانند گام بردارند.

درباره پژوهش حاضر به این نکته باید دقت کرد که با توجه به دسترسی نداشتن به ارزش جاری دارایی‌های ملکی، برای اندازه‌گیری ارزش وثیقه‌ای دارایی‌های شرکت‌ها از تغییرات شاخص قیمت املاک واحدهای مسکونی برای تبدیل ارزش دفتری دارایی‌های ملکی به ارزش‌های جاری استفاده شده است. هرچند می‌توان

شده است. عدم تقارن اطلاعاتی باعث می‌شود تأمین‌کننده منابع مالی برای پوشش ریسک خود، هزینه تأمین مالی را افزایش دهد [۵] یا وثیقه بیشتری مطالبه کند [۷، ۴ و ۲]؛ در نتیجه، هزینه تأمین مالی بیرونی از هزینه استفاده از وجوه داخلی فزونی می‌یابد. در همین رابطه، نتایج پژوهش حاضر نشان داد ارزش وثیقه‌ای دارایی‌های شرکت‌ها، رابطه مثبت و معناداری با سطح تأمین مالی و سرمایه‌گذاری شرکت‌ها دارد. در زمانی که شرکت‌ها از نظر منابع مالی در محدودیت هستند، تمام تلاش خود را برای کاهش این عدم تقارن اطلاعاتی به کار می‌برند تا منابع مالی ارزان‌تری به دست آورند [۲ و ۷]. یکی از روش‌های کاهش عدم تقارن اطلاعاتی، استفاده از حسابرس با کیفیت بیشتر است [۱۳، ۲۴ و ۳]. افزایش کیفیت حسابرسی با کاهش مشکلات نمایندگی بین مدیریت و اعتباردهندگان و سرمایه‌گذاران و افزایش کیفیت گزارشگری مالی، موجب کارایی سرمایه‌گذاری می‌شود [۱۸]. یافته‌های پژوهش حاضر نشان داد با افزایش کیفیت حسابرسی، حساسیت تأمین مالی و سرمایه‌گذاری‌های شرکت‌ها به ارزش وثیقه‌ای دارایی‌ها، یا همان ظرفیت تأمین مالی کاهش می‌یابد. شرکت‌هایی که از حسابرسان با رتبه کیفی بهتر استفاده می‌کنند، برای تأمین مالی و یا انجام مخارج سرمایه‌ای، کمتر به ارزش وثیقه‌ای دارایی‌های خود متکی هستند؛ به‌ویژه، در شرکت‌هایی که با پدیده کم‌سرمایه‌گذاری مواجه هستند، کیفیت بیشتر حسابرسی باعث می‌شود از رابطه سرمایه‌گذاری‌ها و ظرفیت تأمین مالی کاسته شود. زمانی که در ارزش وثیقه تغییری رخ می‌دهد، از آنجا که انتخاب حسابرس، پیام‌هایی را درباره کیفیت گزارشگری مالی به سرمایه‌گذاران منتقل می‌کند [۱۲]، شرکت ممکن است برای کاهش عدم تقارن اطلاعاتی و بر مبنای نظریه

- [4] Balakrishnan, K., Core, J. E., & Verdi. R. S. (2014). The relation between reporting quality and financing and investment: Evidence from changes in financing capacity. *Journal of Accounting Research*. 52(1): 1-36.
- [5] Benmelech, E., & Bergman. N. (2009). Collateral pricing. *Journal of Financial Economics*. 91: 339-360.
- [6] Biddle, G., Hilary, G., & Verdi. R. S. (2009). How does financial reporting quality relate to investment efficiency? *Journal of Accounting and Economics*. 48: 112-131.
- [7] Chaney, T., Sraer, D., & Thesmar. D. (2012). The collateral channel: How real estate shocks affect corporate investment? *American Economic Review*. 102: 2381-409.
- [8] Chang, X., Dasgupta, S., & Hilary. G. (2009). The effect of auditor quality on financing decisions. *The Accounting Review*. 84: 1085-1117.
- [9] Clarkson, P. M., Ferguson, C., & Hall. J. (2003). Auditor conservatism and voluntary disclosure: Evidence from the year 2000 system issue. *Accounting and Finance*. 43: 21-40.
- [10] Fazzari, S., Hubbard, R. G., & Petersen. B. (1988). Financing constraints and corporate investment. *Brookings Papers on Economic Activities*. 1: 141-206.
- [11] Hubbard, R. G. (1998). Capital market imperfections and investment. *Journal of Economic Literature*. 36: 193-227.
- [12] Kausar, A., Shroff, N., & White. H. (2015). Real effect of the audit choice. *Journal of Accounting and Economics*. 62 (1): 157-181.
- [13] 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.
- [14] Leuz, C., & R. Verrecchia. (2000). The economic consequences of increased disclosure. *Journal of Accounting Research*. 38: 91-124.
- [15] Li, C., Xie, Y., & Zhou. J. (2010). National level, city level auditor industry specialization and cost of debt. *Accounting Horizons*. 24(3): 395-417.
- [16] Lou, Y., & Vasvari. F. P. (2009). Auditor specialization and the cost of public debt.

انتظار داشت تغییرات در ارزش املاک مسکونی با تغییرات دارایی‌های غیرمنقول شرکت‌ها هم‌جهت باشد، این احتمال وجود دارد که مبالغ برآوردی برای ارزش وثیقه‌ای دارایی‌های شرکت‌ها به‌طور کامل، منعکس‌کننده ارزش جاری این دارایی‌ها نباشد. به این ترتیب در پژوهش‌های آینده، تأثیر کیفیت حسابرسی در توان تأمین مالی و سرمایه‌گذاری آن دسته از شرکت‌هایی را می‌توان بررسی کرد که دارایی‌های خود را تجدید ارزیابی کرده‌اند و در نتیجه، برآوردهای دقیق‌تری برای اندازه‌گیری ارزش وثیقه‌ای دارایی‌های آنها وجود دارد. علاوه بر این برای اندازه‌گیری کیفیت حسابرسی از رتبه‌بندی کیفی مؤسسات حسابرسی استفاده شده است که بیشتر کیفیت حسابرسی و نه کیفیت حسابرسی را منعکس می‌کند. هرچند می‌توان انتظار داشت ارتباط نزدیکی بین این دو وجود داشته باشد، معیارهای دقیق‌تری مانند حق‌الزحمه حسابرسی می‌تواند منعکس‌کننده تلاش و کیفیت بیشتر حسابرسی باشد. در صورت دسترسی، در پژوهش‌های آینده، حق‌الزحمه حسابرسی را می‌توان جایگزین رتبه‌بندی کیفی مؤسسات برای اندازه‌گیری کیفیت حسابرسی و تکرار پژوهش حاضر کرد.

References

- [1] Abel, A. (1983). Optimal investment under uncertainty. *American Economic Review*. 73(1): 228-233.
- [2] Aflatooni, A. (2016). Investigating the effect of financial reporting quality on the relation among collateral assets, financing and investment. *Journal of Asset Management and Financing*. 4(3): 109-124. (In Persian).
- [3] Badavar Nahandi, V., & Taghizadeh Khangah. V. (2013). The relationship between audit quality and investment efficiency. *The Iranian Accounting and Auditing Review*. 20(2): 19-42 (In Persian).

- Studies*. 11(2): 159–89.
- [23] Safari Gerayoli, M., & Ranaei. F. (2017). Investigating the relation between financial reporting quality and Investment efficiency and the role of debt maturity in such relation among the companies listed in Tehran Stock Exchange. *Journal of Asset Management and Financing*. 5(1): 83-98. (In Persian).
- [24] Saghafi, A., & Motamedi Fazel. M. (2012). Relation between audit quality and investment efficiency in firms with high investment opportunities. *Journal of Financial Accounting Research*. 3(4): 1-14. (In Persian).
- [25] Stein, J. (2003). Agency, information and corporate investment. In *Handbook of the Economics of Finance*, edited by G. Constantinides, M. Harris, and R. Stulz. North Holland: Elsevier, 111–65.
- [26] Stiglitz, J., & Weiss. A. (1981). Credit rationing in markets with imperfect information. *American Economic Review*. 71: 393–410.
- [27] Verrecchia, R. (2001). Essays on disclosure. *Journal of Accounting and Economics*. 32: 97–180.
- Working Paper*, London Business School.
- [17] Moradi, M., Eskandar, H., & Elhaeisahar. M. (2015). Sensitivity of external finance resources to cash flow under financial constraints: Replacement role of tangible fixed assets. *Journal of Asset Management and Financing*. 2(4): 111-126. (In Persian).
- [18] Modarres, A., & Hasarzadeh. R. (2008). Financial reporting quality and investment efficiency. *Journal of Securities Exchange*. 1(2): 85-116. (In Persian).
- [19] Modigliani, F., & Miller. M. H. (1959). The cost of capital, corporation finance, and the theory of investment. *American Economic Review*. 49(4): 261-297.
- [20] Myers, S., & Majluf. N. (1984). Corporate financing and investment decisions when firms have information that investors do not have. *Journal of Financial Economics*. 13(2): 187–222.
- [21] Palmer, P. D. (2008). Disclosure of the impacts of adopting Australian equivalents of international financial reporting standards. *Accounting and Finance*. 48(5): 847–870.
- [22] Richardson, S. (2006). Over-investment of free cash flow. *Review of Accounting*