Investigating the Effect of Financial Reporting Quality on the Relation among Collateral Assets, Financing and Investment

Abbas Aflatooni[1]
1- Booali Sina University, Hamedan, Iran
abbasaflatooni@gmail.com

Abstract

This research investigates the relation between collateral assets and the firms' financing and investments in 247 firms listed in the Tehran Stock Exchange from 2003 to 2013 and examines the effect of financial reporting quality on this relation. Moreover, the impact of collateral assets on the financial reporting quality is taken into consideration. The results indicate that increase in collateral assets increases the amount of financing via debts and as a result increases firms' investments. Also, the increase in financial reporting quality undermines the relation between collateral assets and the amount of firms' financing and investments. Finally, with the increase in collateral assets, firms reduce their financial reporting quality. Results are compatible with the theoretical models based on the notions of adverse selection and moral hazard.

Keywords: Collateral assets, financing, investment, reporting quality, moral hazard.

Archive of SID

www.SID.ir

فصلنامه علمی- پژوهشی مدیریت دارایی و تأمین مالی
سال چهارم، شماره سوم، شماره پیاپی (۱۴) پاییز ۱۳۹۵
تاریخ دریافت: ۹۳/۶/۱۰ تاریخ پذیرش: ۹۴/۴/۱۰
صص: ۱۲۴ – ۱۰۹

بررسی تأثیر کیفیت گزارشگری مالی بر رابطهٔ دارایی‌های وثیقه‌ای با تأمین مالی و سرمایه‌گذاری

عباس افلاطونی[1*]
۱- استادیار حسابداری، دانشگاه بوعلی سینا، همدان، ایران
abbasaflatooni@gmail.com

چکیده

این پژوهش، رابطهٔ بین اندازهٔ دارایی‌های وثیقه‌ای را با میزان تأمین مالی و حجم سرمایه‌گذاری‌های نمونه‌ای متشکل از ۲۴۷ شرکت پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران در بازهٔ زمانی ۱۳۸۲ تا ۱۳۹۲ بررسی می‌کند و تأثیر کیفیت گزارشگری را بر رابطهٔ ذکرشده می سنجد. همچنین، در این پژوهش به تأثیر میزان دارایی‌های وثیقه‌ای بر کیفیت گزارشگری شرکت‌ها توجه شده است. نتایج پژوهش نشان می‌دهد با افزایش دارایی‌های وثیقه‌ای، میزان تأمین مالی از محل بدهی‌ها افزایش می‌یابد و به تبع آن، میزان سرمایه‌گذاری شرکت نیز زیاد می‌شود؛ درحالی‌که افزایش کیفیت گزارشگری مالی، باعث تضعیف رابطهٔ دارایی‌های وثیقه‌ای با میزان تأمین مالی و حجم سرمایه‌گذاری‌ها می‌شود. سرانجام، نتایج نشان می‌دهد وقتی حجم دارایی‌های وثیقه‌ای افزایش می‌یابد، شرکت‌ها کیفیت گزارشگری خود را کاهش می‌دهند. یافته‌های این پژوهش با مدل‌های نظری مبتنی بر مفاهیم انتخاب نامناسب و خطر اخلاقی، سازگاری دارند.

واژه‌های کلیدی: دارایی وثیقه‌ای، تامین مالی، سرمایه‌گذاری، کیفیت گزارشگری، خطر اخلاقی.

*نویسنده مسؤول

Archive of SID
www.SID.ir

مقدمه

پژوهش‌های پیشین (مانند [۵]، [۱۰] و [۱۲]) نشان داده‌اند شرکت‌هایی که دارایی‌های ثابت بیشتری دارند، آسان‌تر می‌توانند منابع مالی را از سرمایه‌گذاران و اعتباردهندگان برون‌سازمانی جذب کنند؛ زیرا با وجود دارایی‌های ثابت بیشتر (مانند زمین، ساختمان و وسایل‌نقلیه که قابلیت وثیقه‌شدن دارند) و گروگذاردن آن‌ها نزد اعتباردهندگان، ریسک اعطای اعتبار را برای وام‌دهنده و سرمایه‌گذار کاهش می‌دهند؛ به عبارت دیگر، وقتی یک شرکت، دارایی‌های وثیقه‌ای[1] بیشتری داشته باشد، ظرفیت و توانایی بیشتری برای جذب منابع مالی دارد و به‌شکل آسان‌تری، پروژه‌های سرمایه‌گذاری خود را تأمین مالی خواهد کرد. برای مثال، چنی، سریر و تسمار[2] (۲۰۱۲) و بالاکریشنان، کور و وردی[3] (۲۰۱۴) دریافتند افزایش ارزش دارایی‌های وثیقه‌ای، به افزایشی معنادار در توان تأمین مالی شرکت منجر می‌شود و میزان سرمایه‌گذاری‌های آن نیز افزایش می‌یابد. همچنین، آنان دریافتند کاهش در ارزش دارایی‌های وثیقه‌ای شرکت، باعث می‌شود اعتباردهندگان، مبالغ کمتری به آن اختصاص دهند و یا در ازای اعطای وام، نرخ‌های بهره بیشتری از شرکت مطالبه کنند [۱۰] و [۴]. وقتی حجم دارایی‌های وثیقه‌ای یک شرکت افزایش می‌یابد و به تبع آن، توانایی شرکت برای تأمین مالی از طریق بدهی‌ها زیاد می‌شود؛ شرکت، دیگر تمایلی برای حفظ سطح کیفیت گزارشگری، برای ایجاد رغبت در سرمایه‌گذاران بالقوه برای انتقال منابع مالی به شرکت (تأمین مالی از طریق اوراق مالکانه) نخواهد داشت [۴].

در سال‌های اخیر، پژوهشگران، مطالعات زیادی بر این موضوع که چگونه کیفیت گزارشگری اطلاعات مالی شرکت موجب رفع مشکل حجم پایین سرمایه‌گذاری‌های آن (که ناشی از محدودیت‌های مالی است) می‌شود، انجام داده‌اند[۹]. با وجود این، تعداد کمی از آنان به بررسی تأثیر کیفیت گزارشگری در رفع محدودیت‌های مربوط به ظرفیت تأمین مالی و حجم سرمایه‌گذاری‌های شرکت پرداخته‌اند.

ازاین‌رو، در این پژوهش، به تأثیر کیفیت گزارشگری مالی بر رابطهٔ بین اندازهٔ دارایی‌های وثیقه‌ای و میزان تامین مالی (از طریق ایجاد بدهی‌ها و صدور اوراق مالکانه) و به تبع آن میزان سرمایه‌گذاری‌های شرکت، پرداخته شده است و رابطهٔ بین میزان دارایی‌های وثیقه‌ای و کیفیت گزارشگری شرکت‌ها، بررسی شده است.

مبانی‌نظری و پیشینهٔ پژوهش

در چارچوب اقتصاد نئوکلاسیک، تنها عامل تعیین کنندهٔ سیاست‌های سرمایه‌گذاری شرکت، فرصت‌های آتی رشد آن است [۱]، [۱۶] و [۳۶]. در این چارچوب که مبتنی بر مفاهیم بازار کامل و کارا است، مدیران به آسانی قادرند تمام پروژه‌های سرمایه‌گذاری را که خالص ارزش فعلی مثبت دارند، تامین مالی کنند؛ درنتیجه سیاست‌های سرمایه‌گذاری همواره نتایج بهینه ای در بر خواهند داشت. در شرایط مذکور، فرض بر آن است که هیچ‌گونه عدم تقارن اطلاعاتی بین مدیران و سرمایه‌گذاران وجود ندارد و افراد برون‌سازمانی همانند مدیران، از فرصت‌های آتی رشد شرکت آگاهند و مبالغ مورد نیاز برای انجام پروژه‌های شرکت را در اختیار آن قرار می‌دهند[۱۴]. در مقابل، زمانی که بین مدیران شرکت و افراد برون‌سازمانی،

1. Collateral Assets
2. Chaney, Sraer and Thesmar
3. Balakrishnan, Core and Verdi

Archive of SID

www.SID.ir

عدم تقارن اطلاعاتی وجود داشته باشد، این موضوع بر گزینه‌های سرمایه‌گذاری و تامین مالی که مدیریت انتخاب می کند، تاثیر می‌گذارد. برای مثال، در مدل های نظری مبتنی بر مفهوم انتخاب نامناسب[1] [۲۸]، فرض می‌شود که درخصوص وضعیت آتی شرکت، مدیران اطلاعات بیشتری از سرمایه‌گذاران دارند(عدم تقارن اطلاعاتی[2]) و درنتیجه می‌توانند اوراق بهادار را بیش از ارزش ذاتی آن قیمت‌گذاری کنند و به سرمایه گذاران بفروشند. همچنین، براساس مدل‌های نظری مبتنی بر مفهوم خطر اخلاقی[3]، در وضعیت وجود عدم تقارن اطلاعاتی، مدیران ممکن است سرمایه‌گذاری‌هایی انجام دهند که به‌شکلی بهینه موجب افزایش حداکثری ثروت سهام داران نشود [۶] و [۱۹]. در این حالت، تامین‌کنندگان سرمایه، میزان عدم تقارن اطلاعاتی موجود را به‌صورت عقلایی برآورد می‌کنند و براین اساس، مقدار مبالغی را که قصد دارند در شرکت سرمایه‌گذاری کنند، تعیین می‌کنند [۲۸] و یا بازده بیشتری از شرکت مطالبه می کنند[۲۲]. بنابراین، وجود عدم تقارن اطلاعاتی موجب کاهش ظرفیت تامین مالی شرکت می‌شود و شرکت نخواهد توانست مبالغ مورد نیاز برای انجام پروژه‌های سرمایه‌گذاری را تامین کند. در این وضعیت، اگر شرکت دارایی‌هایی داشته باشد که بتواند از آن‌ها بعنوان وثیقه‌برای دریافت وام استفاده کند، می‌تواند محدودیت‌های مالی ایجادشده را تا حدی برطرف کند. به عبارت دیگر، اگر ارزش دارایی‌های قابلِ وثیقه‌شدن، کاهش (افزایش) یابد، توان تامین مالی و به تبع آن میزان سرمایه‌گذاری‌های شرکت نیز کاهش (افزایش) می‌یابد[۳۳]. کاهش ارزش دارایی‌های وثیقه‌ای، خود موجب افزایش هزینه‌های تامین مالی شرکت می‌شود[۱۰]، [۱۲] و [۲۸]. شرکت‌ها با افزایش کیفیت گزارشگری، عدم تقارن اطلاعاتی موجود بین مدیران و افراد برون‌سازمانی را کاهش می‌دهند و شرایط مطرح در اقتصاد نئوکلاسیک را تا حدی ایجاد می‌کنند. این موضوع سبب کاهش هزینه‌های نمایندگی [۲۲] و [۳۴]، هزینه‌های تامین مالی از طریق بدهی‌ها [۷] و [۳۵]، و هزینه‌های تامین مالی از طریق صدور اوراق سهام [۲۳] و [۲۴] می‌شود. به عقیدهٔ بالاکریشنان و همکاران (۲۰۱۴)، در شرکت‌هایی که کیفیت گزارشگری بهتری دارند، تاثیر تغییر در میزان دارایی‌های وثیقه‌ای بر حجم تامین مالی و میزان سرمایه‌گذاری‌ها، کمتر است. دلیل، آن است که کیفیت گزارشگری بهتر، موجب کاهش عدم تقارن اطلاعاتی می‌شود و در این شرایط (مطابق با اصول اقتصاد نئوکلاسیک)، میزان دارایی‌های وثیقه‌ای، تاثیر کمتری بر توان تامین مالی شرکت و میزان سرمایه گذاری‌های انجام شدهٔ شرکت خواهد داشت؛ چرا که در شرایط مذکور، تنها عامل تعیین‌کنندهٔ سیاست‌های سرمایه‌گذاری و تامین مالی شرکت، فرصت‌های رشد آتی آن و نه حجم دارایی‌های وثیقه‌ای است. به عبارت دیگر، با افزایش کیفیت گزارشگری (و در نتیجه کاهش عدم تقارن اطلاعاتی)، سطح تامین‌مالی و سرمایه‌گذاری‌های شرکت، حساسیت کمتری به تغییرات در دارایی‌های وثیقه‌ای نشان می‌دهد [۴]. ورشیا[4] (۲۰۰۱) اعتقاد دارد اگر مدیریت شرکت، منافع بیشتر را در افزایش کیفیت افشای اطلاعات شرکت تشخیص دهد، سیاست‌های گزارشگری را برای افشای باکیفیت‌تر اطلاعات، تغییر خواهد داد [۳۴]؛ زیرا کیفیت گزارشگری بهتر، موجب

1. Adverse Selection
2. Information Asymmetric
3. Moral Hazard
4. Verrecchia

Archive of SID

www.SID.ir

کاهش عدم تقارن اطلاعاتی بین مدیران و سرمایه گذاران می‌شود و هزینه‌های تامین مالی را کاهش می‌دهد و در عین حال، افزایش کیفیت گزارشگری، خود، هزینه‌هایی به شرکت تحمیل می‌کند. شرکت‌ها براساس مقایسهٔ هزینه و منفعت ناشی از افزایش کیفیت گزارشگری، سیاست‌های افشای اطلاعات را تغییر می‌دهند و تغییر در میزان دارایی‌های وثیقه‌ای، بر سیاست‌های آتی گزارشگری شرکت تاثیر می‌گذارد. از آنجا که ارائهٔ گزارش‌های مالی باکیفیت، خود برای شرکت هزینه‌بر است، شرکت‌ها برای جذب منابع مالی نه تنها نیازی نمی‌بینند کیفیت گزارشگری را افزایش دهند، بلکه سطح کیفیت افشای اطلاعات مالی را کاهش می‌دهند؛ زیرا زمانی که دارایی‌های وثیقه ای افزایش می‌یابد، شرکت‌ها به‌آسانی می‌توانند با گروگذاشتن دارایی‌های مذکور، نیازهای خود به منابع مالی را با استقراض برطرف کنند[۴]. براساس مبانی نظری پژوهش، درمجموع می‌توان گفت وقتی کیفیت گزارشگری مالی و به تبع آن، درجهٔ شفافیت اطلاعات در بازار سرمایه پایین باشد، شرکت ها توان کمی برای جذب منابع مالی از طریق صدور اوراق مالکانه دارند. در این شرایط، اگر یک واحد تجاری دارای حجم مناسبی از دارایی‌های وثیقه‌ای باشد، می‌تواند از طریق ایجاد بدهی‌های جدید، حجم تامین مالی خود را زیاد کند و به تبع آن، میزان سرمایه‌گذاری‌های خود را توسعه دهد. چنین شرکتی، دیگر انگیزه نخواهد داشت اطلاعات مالی باکیفیت و شفاف، به بازار سرمایه ارائه کند. به عبارت ساده‌تر، وجود دارایی‌های وثیقه‌ای بیشتر، مزایا و معایب خاص خود را دارد. علاوه بر پژوهش هایی که تاکنون ذکر شده‌اند، بیدل و هیلاری[1] (۲۰۰۶) و بیدل، هیلاری و وردی[2] (۲۰۰۹) بیان می‌کنند افزایش کیفیت گزارشگری موجب کاهش نوسانات سرمایه‌گذاری‌های شرکت می‌شود[۸] و [۹]. بالاکریشان، کور و وردی (۲۰۱۴) نشان دادند در شرکت‌هایی که کیفیت گزارشگری بهتری دارند، میزان دارایی‌های وثیقه‌ای، تاثیر چندانی بر توان تامین مالی شرکت از طریق بدهی‌ها و صدور اوراق مالکانه ندارد و هم‌زمان با افزایش دارایی‌های وثیقه‌ای، شرکت از کیفیت گزارشگری برون‌سازمانی می‌کاهد[۴]. یافته های اخیر نشان می‌دهد در شرایط افزایش نرخ مالیاتی، شرکت ها تامین مالی از طریق بدهی‌ها را به تامین مالی از طریق صدور سهام ترجیح می‌دهند و چون دارایی‌های وثیقه‌ای از قابلیت گروگذاری برای تامین مالی از طریق بدهی‌ها برخوردارند، بیش از سایر دارایی‌ها ارزش‌گذاری می‌شوند [۳] و [۱۱].

در مطالعات داخلی، پژوهشی در زمینهٔ بررسی تاثیر کیفیت گزارشگری بر رابطهٔ بین دارایی‌های وثیقه‌ای و میزان تامین مالی و سرمایه‌گذاری‌ها انجام نشده است. بااین‌حال، هاشمی و مهرابی (۱۳۸۷) دریافتند با کاهش نرخ مالیات شرکت، استفاده از بدهی‌ها برای تامین مالی کاهش می‌یابد[۱۵]. ملانظری، حجازی و صحرایی(۱۳۸۸) دریافتند تعداد شرکت‌های موفق که از محل افزایش سرمایه تامین مالی کرده‌اند، به‌صورتی معنادار بیش از تعداد شرکت‌های موفقی است که از طریق دریافت وام، نیازهای مالی خود را برطرف کرده‌اند [۲۷]. مجتهدزاده، علوی طبری و خدابخشی (۱۳۸۸) نشان دادند نوع و حجم تامین مالی، تاثیر چندانی بر معیارهای عملکرد عملیاتی شرکت ندارند[۲۶]. احمدپور، کاشانی پور و شجاعی(۱۳۸۹) دریافتند وجود سهام‌داران نهادی در ترکیب مالکان شرکت و نظارت کارای آنان، تأثیر کاهنده و معناداری بر هزینهٔ بدهی شرکت‌ها دارد، درحالی‌که کیفیت

1. Biddle and Hilary
2. Biddle, Hilary and Verdi

Archive of SID

www.SID.ir

حسابرسی، چنین اثری ندارد. آنان دریافتند هرچه درصد مالکان نهادی شرکت بیشتر باشد، بهدلیل کاهش هزینهٔ بدهی، توان تامین مالی شرکت افزایش می‌یابد[۲]. پورحیدری و غفارلو(۱۳۹۰) دریافتند شرکت‌هایی که نیازهای مالی خود را از طریق بدهی‌های بلندمدت تامین می‌کنند، نه در دورهٔ تامین مالی و نه در دوره‌های قبل از آن، سطح محافظه کاری مشروط را کاهش نمی‌دهند. بااین‌حال آنان نشان دادند شرکت‌هایی که از طریق صدور سهام تامین مالی می کنند، هم در دورهٔ تامین مالی و هم در دورهٔ قبل از آن، سطح محافظه‌کاری مشروط را پایین می‌آورند، چرا که این کار باعث گزارش سطح بالاتری از سود می‌شود، انتظارات سهام داران از عملکرد آتی را بالا می برد و درنهایت تامین مالی کاراتری را به دنبال خواهد داشت[۳۰]. ثقفی و غلامزاده(۱۳۹۱) نیز نشان دادند مهم‌ترین متغیر حسابداری که سهام‌داران بالقوه و اعتباردهندگان برای تصمیم‌گیری درخصوص تامین مالی پروژه‌های شرکت استفاده می‌کنند، میزان سودآوری شرکت است و مؤلفه‌هایی چون وضعیت نقدینگی، درآمد فروش، توان پوشش هزینه‌های تامین مالی در رده‌های بعدی اهمیت قرار دارند [۳۱]. قائمی و علوی (۱۳۹۱) دریافتند شرکت‌هایی که دارای شفافیت اطلاعاتی بیشتری هستند، وجه نقد کمتری نگهداری می‌کنند [۱۳]. شیخ، دهقانی و راعی عزآبادی (۱۳۹۲) نشان دادند تاثیر نرخ تورم، بر تامین مالی از طریق بدهی ها بیش از تاثیر آن بر تامین مالی از طریق انتشار سهام است. همچنین، آنان نشان دادند ریسک مالی، اثر ناچیزی بر هر دو روش تامین مالی ذکر شده دارد[۳۲]. گوگردچیان، امیری و خداوردی سامانی (۱۳۹۲) تاثیر هزینهٔ مبادله را بر روش‌های تامین مالی از طریق بدهی ها و سهام بررسی کردند. آنان دریافتند هزینهٔ مبادلهٔ سهام بر میزان تامین مالی از طریق بدهی‌ها(صدور سهام)، تاثیر منفی(مثبت) و معناداری دارد [۱۴]. جباری، رحمانی و وفاپور (۱۳۹۲) نیز نشان دادند رابطهٔ منفی و معناداری بین هزینه‌های نمایندگی و حجم تامین مالی شرکت وجود دارد[۱۸].

در مجموع، پژوهش‌های پیشین خارجی بر وجود رابطهٔ معنادار بین میزان دارایی‌های وثیقه‌ای و حجم تامین مالی از طریق ایجاد بدهی‌ها و صدور اوراق مالکانه تاکید دارند. با اینکه در پژوهش های داخلی، تاثیر متغیرهای مختلفی بر میزان تامین مالی بررسی شده ولی به نقش دارایی‌های وثیقه‌ای توجهی نشده است.

فرضیه‌های پژوهش

به‌منظور تامین اهداف پژوهش، فرضیه‌های زیر تنظیم شده‌اند:

فرضیهٔ اول: با افزایش کیفیت گزارشگری، تاثیر دارایی‌های وثیقه‌ای روی میزان تامین مالی، کاهش می‌یابد.

سپس، با تجزیهٔ حجم تامین مالی به ۱. تامین مالی از طریق بدهی‌ها و ۲. تامین مالی از طریق اوراق سهام، فرضیه‌های دوم و سوم پژوهش به‌صورت زیر ارائه می‌شوند:

فرضیهٔ دوم: با افزایش کیفیت گزارشگری، تاثیر دارایی‌های وثیقه‌ای روی میزان تامین مالی از طریق بدهی‌ها، کاهش می‌یابد.

فرضیهٔ سوم: با افزایش کیفیت گزارشگری، تاثیر دارایی‌های وثیقه‌ای روی میزان تامین مالی از طریق صدور سهام، کاهش می یابد.

همچنین، برای بررسی تاثیر کیفیت گزارشگری بر رابطهٔ بین دارایی‌های وثیقه‌ای و میزان

Archive of SID

www.SID.ir

سرمایه‌گذاری‌های شرکت، فرضیهٔ چهارم به‌صورت زیر تنظیم شده است:

فرضیهٔ چهارم: با افزایش کیفیت گزارشگری، تاثیر دارایی‌های وثیقه‌ای بر میزان سرمایه‌گذاری، کاهش می یابد.

در پایان، برای بررسی رابطهٔ بین دارایی‌های وثیقه‌ای و کیفیت گزارشگری مالی، فرضیهٔ زیر بررسی می شود:

فرضیهٔ پنجم: با افزایش دارایی‌های وثیقه‌ای، شرکت‌ها *سطح کیفیت گزارشگری را کاهش می دهند.*

روش پژوهش

پژوهش حاضر به لحاظ نتایج از نوع کاربردی است. برای آزمون فرضیه‌ها در این پژوهش، از رویکرد رگرسیون چندگانه با داده‌های ترکیبی استفاده شده است. در این رویکرد، با استفاده از آزمون‌های چاو[1]، بروش-پاگان[2] و هاسمن[3]، الگوی مناسب برای برآورد هر یک از مدل‌ها (از بین سه الگوی تلفیقی[4]، آثار ثابت[5] و آثار تصادفی[6]) مشخص و با استفاده از الگوی تعیین‌شده، مدل موردنظر برآورد می‌شود. برای تجزیه و تحلیل داده‌ها، از نرم افزار استاتا استفاده شده است. داده‌های مورد استفاده در این پژوهش به روش کتابخانه‌ای از بانک اطلاعاتی ره‌آورد نوین استخراج شده و به‌منظور اطمینان از صحت داده‌ها، با آرشیو صورت‌های مالی مطابقت داده شده است.

نمونهٔ آماری پژوهش، شامل تمام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در بازهٔ زمانی ۱۱ساله ۱۳۸۲ تا ۱۳۹۲ است که پایان سال مالی آنها منتهی به پایان اسفندماه باشد و در طول دورهٔ مطالعه، تغییر سال مالی نداشته باشند، سهام شرکت‌ها وقفهٔ معاملاتی بیش از ۴ ماه نداشته باشد، از شرکت‌های فعال در صنایع بیمه‌ای، بانکی و سرمایه گذاری مالی نباشند، و داده‌های مورد نیاز برای محاسبهٔ متغیرها در دسترس باشد. با اعمال محدودیت های فوق، حجم نمونهٔ آماری برابر ۲۴۷ شرکت(۱۱۵۴ مشاهده) شده که برای آزمون فرضیه‌های پژوهش از آن استفاده شده است.

مدل‌ها و متغیرهای پژوهش

پس از گردآوری مشاهدات پژوهش، برای آزمون فرضیه‌های اول، دوم و سوم، با پیروی از بالاکریشنان، کور و وردی (۲۰۱۴) به ترتیب مدل‌های (۱)، (۲) و (۳) با استفاده از رویکرد داده‌های ترکیبی برآورد شده‌اند:

(۱)

$$T_Fin_{it} = \alpha + \beta_1 \Delta Coll_{it} + \beta_2 FRQ_{it} + \beta_3 \Delta Coll_{it}.FRQ_{it} + \sum_{j=1}^{5} \gamma_j Control_{it-1} + \varepsilon_{it}$$

(۲)

$$Debt_Fin_{it} = \alpha + \beta_1 \Delta Coll_{it} + \beta_2 FRQ_{it} + \beta_3 \Delta Coll_{it}.FRQ_{it} + \sum_{j=1}^{5} \gamma_j Control_{it-1} + \varepsilon_{it}$$

(۳)

$$Equity_Fin_{it} = \alpha + \beta_1 \Delta Coll_{it} + \beta_2 FRQ_{it} + \beta_3 \Delta Coll_{it}.FRQ_{it} + \sum_{j=1}^{5} \gamma_j Control_{it-1} + \varepsilon_{it}$$

در مدل‌های فوق، *T_Fin*، کل مبلغ تامین مالی است که برابر مجموع مبالغ تحصیلشده از طریق ایجاد بدهی‌های بلندمدت (*Debt_Fin*) و صدور اوراق

1. Chow
2. Breusch – Pagan
3. Hausman
4. Pooled
5. Fixed Effects Model
6. Random Effects Model

Archive of SID

www.SID.ir

سهام(*Equity_Fin*) است. متغیرهای فوق، با استفاده از مبلغ کل دارایی‌های ابتدای دوره، همگن می‌شوند. *ΔColl* مجموع دارایی‌های وثیقه‌ای شرکت(شامل زمین، ساختمان و وسایل نقلیه) است که با به‌کارگیری دارایی‌های ابتدای دوره، همگن شده است. *FRQ* نیز لگاریتم نمرهٔ کیفیت گزارشگری است(که سازمان بورس اوراق بهادار از سال ۱۳۸۲برای رتبه‌بندی شرکت‌های عضو از نظر کیفیت گزارشگری و شفافیت اطلاعات منتشرشده، گزارش می‌کند). نماد $\sum_{j=1}^{5}\gamma_j Control_{it-1}$ نیز نشان‌دهندهٔ تعداد ۵ متغیر کنترلی استفاده شده در برآورد مدل‌های فوق است.

با پیروی از پژوهش‌های پیشین در این زمینه (مانند [۱۷]، [۲۳] و [۲۵])، متغیرهای کنترلی بازده دارایی‌ها *ROA* (نسبت سود خالص به مجموع دارایی‌های ابتدای دوره)، نسبت کیوتوبین *Q* (مجموع ارزش بازار سهام و ارزش دفتری بدهی‌ها تقسیم بر مجموع دارایی‌ها)، اندازهٔ شرکت *Size* (لگاریتم طبیعی مجموع دارایی‌های شرکت)، نسبت اهرم بدهی *Lev* (نسبت کل بدهی‌ها به کل دارایی‌ها) و نسبت جریان وجوه نقد عملیاتی *CFO* (جریان وجوه نقد عملیاتی به کل دارایی‌های ابتدای دوره) در آزمون فرضیه‌های پژوهش لحاظ شده‌اند. در مدل‌های پژوهش، مقدار متغیرهای کنترلی مربوط به پایان سال مالی *t-1* است. برای آزمون فرضیهٔ چهارم پژوهش نیز مدل زیر برآورد شده است:

(۴)

$$Investment_{it} = \alpha + \beta_1 \Delta Coll_{it} + \beta_2 FRQ_{it} + \beta_3 \Delta Coll_{it}.FRQ_{it} + \sum_{j=1}^{5}\gamma_j Control_{it-1} + \varepsilon_{it}$$

که در آن، *Investment* برابر مجموع مخارج سرمایه‌ای شرکت است که با مجموع دارایی‌های ابتدای دوره همگن شده است. سایر متغیرها نیز پیش از این تعریف شده‌اند. براساس فرضیه‌های پژوهش، انتظار می‌رود در مدل‌های (۱) تا (۴)، ضریب $\Delta Coll_{it}.FRQ_{it}$ منفی و معنادار باشد. همچنین، براساس مبانی نظری پژوهش، انتظار می‌رود ضریب متغیر $\Delta Coll_{it}$ در تمام مدل‌های ارائه‌شده، مثبت و معنادار باشد. در پایان، به‌منظور بررسی رابطهٔ بین دارایی‌های وثیقه‌ای و کیفیت گزارشگری شرکت‌ها، مدل زیر تنظیم و برآورد شده است:

(۵)

$$FRQ_{it} = \alpha + \beta_1 \Delta Coll_{it} + \sum_{j=1}^{5}\gamma_j Control_{it-1} + \varepsilon_{it}$$

که تمام متغیرهای مدل (۵) پیش از این تعریف شده‌اند. براساس فرضیهٔ پایانی پژوهش، پیش‌بینی می‌شود ضریب متغیر $\Delta Coll_{it}$ منفی و معنادار باشد.

یافته‌های پژوهش

همانند کرافت، لئون و وازلی[1] (۲۰۰۷)، در این پژوهش به‌منظور خنثی‌کردن اثر مشاهدات پرت، مشاهداتی که کوچک‌تر(بزرگ‌تر) از صدک اول(صدک ۹۹) هر یک از متغیرها در سطح شرکت بودند، حذف شد و به جای آن‌ها، مقدار معادل صدک اول(صدک ۹۹) هر متغیر جایگزین شد [۲۱]. آماره‌های توصیفی پژوهش که شمایی کلی از وضعیت توزیع داده‌ها را ارائه می‌کنند، در جدول(۱) گزارش شده‌اند. نتایج ارائه‌شده نشان می‌دهد میانگین(میانه) کل تامین مالی ۰/۴۸ (۰/۱۶)، تامین مالی از طریق بدهی‌ها ۰/۰۴ (۰/۰۱) و تامین مالی از طریق صدور اوراق سهام ۰/۴۴ (۰/۱۳) است. این موضوع نشان میدهد شرکت‌های مورد بررسی، حجم بیشتر (کمتر) تامین مالی خود را از طریق صدور اوراق مالکانه(استقراض از اعتباردهندگان) انجام داده‌اند. میانگین (میانه)

1. Kraft, Leone and Wasley

Archive of SID

www.SID.ir

سرمایه‌گذاری‌ها ۰/۲۴ (۰/۰۴)، تغییر در میزان دارایی‌های وثیقه ای ۰/۱۴ (۰/۰۱)، کیفیت گزارشگری مالی ۳/۹۰ (۴/۰۸)، بازده دارایی‌ها ۰/۵۸ (۰/۱۷)، نسبت کیوتوبین ۴/۷۵ (۱/۸۵)، اندازهٔ شرکت ۱۳/۲۸ (۱۳/۲۴)، نسبت اهرمی ۰/۶۷ (۰/۶۷) و نسبت جریان وجوه نقد عملیاتی ۰/۴۹ (۰/۱۲) است. سایر مقادیر آماره‌های توصیفی نیز در ستون‌های دیگر جدول (۱) ارائه شده‌اند.

به‌منظور بررسی شدت و جهت همبستگی بین متغیرهای پژوهش، آزمون همبستگی پیرسون به کار رفته است و نتایج آن در جدول (۲) ارائه شده است.

همچنین، وجود همبستگی مثبت و معنادار بین تغییر در میزان دارایی‌های وثیقه‌ای و متغیرهای کل تامین مالی(۰/۱۳) در سطح ٪۵ و تامین مالی از طریق بدهی‌ها(۰/۵۲) در سطح ٪۱ نشان می‌دهد با افزایش دارایی‌های وثیقه ای، توانایی شرکت در تامین مالی از طریق بدهی‌ها(و به تبع آن کل تامین مالی) افزایش یافته است. ضریب همبستگی مثبت و معنادار بین میزان سرمایه گذاری‌ها و تامین مالی از طریق بدهی‌ها(۰/۴۹) نیز نشان می‌دهد وقتی شرکت قادر است مقادیر بیشتری از منابع مالی را به شرکت جذب کند، حجم سرمایه‌گذاری‌ها را نیز بالا می‌برد.

جدول (۱) آماره‌های توصیفی

نمادها	میانگین	حداقل	میانه	حداکثر	انحراف معیار
T_Fin	۰/۴۸	−۰/۲۳	۰/۱۶	۷/۹۵	۱/۰۳
Debt_Fin	۰/۰۴	−۰/۲۵	۰/۰۱	۱/۲۴	۰/۱۵
Equity_Fin	۰/۴۴	۰/۰۰	۰/۱۳	۷/۹۵	۱/۰۲
Investment	۰/۲۴	−۰/۳۸	۰/۰۴	۶/۱۵	۰/۷۷
ΔColl	۰/۱۴	−۰/۴۲	۰/۰۱	۵/۷۴	۰/۵۷
FRQ	۳/۹۰	۱/۳۹	۴/۰۸	۴/۶۰	۰/۶۲
ROA	۰/۵۸	−۰/۵۶	۰/۱۷	۹/۲۱	۱/۲۴
Q	۴/۷۵	۰/۴۰	۱/۸۵	۹۸/۰۶	۱/۳۵
Size	۱۳/۲۸	۹/۰۶	۱۳/۲۴	۱۸/۰۲	۱/۶۴
Lev	۰/۶۷	۰/۱۳	۰/۶۷	۲/۵۸	۰/۲۸
CFO	۰/۴۹	−۲/۲۲	۰/۱۲	۲/۸۱	۱/۲۲

Archive of SID

www.SID.ir

جدول (۲) ضرایب همبستگی پیرسون

متغیرها	*T_Fin*	*Debt_Fin*	*Equity_Fin*	*Investment*	*ΔColl*	*FRQ*	*ROA*	*Q*	*Size*	*Lev*
Debt_Fin	۰/۱۳**	۱								
Equity_Fin	۰/۹۲***	−۰/۰۱	۱							
Investment	۰/۱۰	۰/۴۹***	۰/۰۳	۱						
ΔColl	۰/۱۳**	۰/۵۲***	۰/۰۶	۰/۵۲***	۱					
FRQ	−۰/۰۸	−۰/۱۰	−۰/۰۷	−۰/۰۱	−۰/۰۸	۱				
ROA	۰/۶۰***	−۰/۰۱	۰/۶۱***	۰/۱۱*	۰/۰۹	−۰/۰۲	۱			
Q	۰/۶۰***	−۰/۰۹	۰/۶۲***	−۰/۰۹	−۰/۰۴	−۰/۱۳**	۰/۶۴***	۱		
Size	۰/۳۱***	۰/۰۶	۰/۳۰***	۰/۱۰	۰/۰۴	۰/۳۳***	۰/۴۴***	۰/۴۳***	۱	
Lev	۰/۱۷**	۰/۱۱*	۰/۱۵**	−۰/۱۳**	−۰/۰۳	−۰/۲۵***	۰/۰۶	۰/۱۴**	−۰/۱۴**	۱
CFO	۰/۴۷***	−۰/۰۱	۰/۴۸***	۰/۰۶	۰/۰۹	−۰/۰۶	۰/۳۲***	۰/۵۸***	۰/۳۳***	۰/۰۹

***، ** و * به ترتیب معناداری در سطح ٪۱، ٪۵ و ٪۱۰

بین تغییر در میزان دارایی‌های وثیقه‌ای و سرمایه‌گذاری‌های شرکت(۰/۵۲) نیز همبستگی مثبت و معناداری در سطح ٪۱ وجود دارد. این نتیجه نشان می‌دهد با افزایش دارایی‌های وثیقه‌ای(و بالا رفتن ظرفیت تامین مالی شرکت)، حجم سرمایه گذاری‌های شرکت افزایش می یابد. همان گونه که مشاهده می‌شود، نتایج تحلیل همبستگی بین متغیرهای پژوهش، تا حد زیادی با مبانی نظری پژوهش سازگار است.

قبل از برآورد مدل ها و آزمون فرضیه های پژوهش، باید پایایی متغیرها بررسی شود. برآورد مدل بدون درنظرگرفتن وجود متغیرهای ناپایا سبب می‌شود آزمون‌های تی استیودنت و فیشر از اعتبار لازم برخوردار نباشند و کمیت های بحرانی که توزیع های مذکور ارائه کرده است، مقادیر صحیحی برای انجام آزمون ها نباشند. برای بررسی پایایی متغیرهای پژوهش، از آزمون های ریشه واحد پسران و همکاران، دیکی فولر تعمیم یافته و آزمون فیلیپس و پرون استفاده شده است [۲۹]. نتایج آزمون های پایایی متغیرهای پژوهش در جدول (۳) ارائه شده است.

Archive of SID

www.SID.ir

جدول (۳) آزمون پایایی متغیرها

متغیرها	آزمون پسران و همکاران	آزمون دیکی فولر تعمیم یافته	آزمون فیلیپس-پرون
T_Fin	-۵۷/۴۲***	۱۲۵۴/۱۲***	۱۳۹۸/۵۵***
Debt_Fin	-۴۱/۷۰***	۱۶۳۱/۳۷***	۱۸۹۱/۰۷***
Equity_Fin	-۵/۹۴***	۲۸/۲۵**	۳۱/۹۵**
Investment	-۵۸/۱۶***	۱۵۰۸/۴۷***	۱۶۸۶/۵۴***
ΔColl	-۴۴/۳۰***	۱۴۴۴/۷۶***	۱۵۶۳/۴۹***
FRQ	-۹/۹۴***	۷۱۳/۱۱***	۷۵۰/۰۸***
ROA	-۱۳/۰۸***	۸۳۶/۶۳***	۸۷۴/۱۳***
Q	-۲۲/۵۶***	۹۵۷/۳۱***	۱۰۵۸/۷۲***
Size	-۱۱۰۶/۸۸***	۶۹۶/۷۵**	۶۹۶/۶۵**
Lev	-۲/۵۴***	۴۶۴/۲۱***	۵۲۱/۷۳***
CFO	-۳۶/۶۳***	۱۰۱۷/۹۵***	۱۱۷۵/۲۹***
***، ** و * به ترتیب معناداری در سطح ۱٪، ۵٪ و ۱۰٪.			

نتایج نشان می‌دهد تمام متغیرهای پژوهش در سطح ۵٪ و کمتر از آن پایا هستند و استفاده از آن‌ها در برآورد مدل‌های پژوهش، به نتایج کاذب منجر نمی‌شود.

برای آزمون سه فرضیهٔ نخستین پژوهش، مدل‌های(۱)، (۲) و (۳) با رویکرد داده‌های ترکیبی برآورد شده و نتایج آن‌ها در جدول(۴) ارائه شده است. در برآورد مدل(۱)، معنادار نبودن آماره‌های چاو(۱/۳۸) و بروش-پاگان(۰/۳۶) نشان می‌دهد الگوی مناسب برای برآورد مدل (۱)، الگوی داده‌های تلفیقی است. نتایج برآورد مدل (۱) با الگوی مذکور نشان می دهد عرض از مبدا(۰/۲۲-) و ضریب متغیرهای کیفیت گزارشگری(۰/۰۱-)، حاصلِ ضرب تغییر در دارایی‌های وثیقه‌ای و کیفیت گزارشگری(۰/۱۰-)، نسبت کیوتوبین (۰/۰۵)، اندازهٔ شرکت (۰/۰۲)، نسبت اهرم بدهی (۰/۰۸) و نسبت جریان وجوه نقد عملیاتی (۰/۰۲-) در سطح ۱٪ معنادارند. همچنین، نتایج نشان می‌دهد ضریب متغیرهای تغییر در دارایی‌های وثیقه‌ای(۰/۰۹) و بازده دارایی‌ها(۰/۰۲) در سطح ۵٪ معنادارند. مقادیر آمارهٔ عامل تورم واریانس[1] نیز نشان می‌دهد متغیرهای مستقل با هم مشکل هم‌خطی شدید ندارند. مثبت و معنادار بودن ضریب متغیر تغییر در دارایی‌های وثیقه ای(۰/۰۹) نشان می‌دهد با افزایش دارایی‌های وثیقه‌ای، میزان کل تامین مالی افزایش یافته است. منفی و معنادار بودن ضریب متغیر حاصلِ ضرب تغییر در دارایی‌های وثیقه‌ای و کیفیت گزارشگری(۰/۱۰-) نیز نشان می‌دهد با افزایش کیفیت گزارشگری، تاثیر دارایی‌های وثیقه ای در افزایش توان تامین مالی، کاهش می یابد؛ بنابراین فرضیهٔ اول پژوهش رد نمی‌شود و نتیجهٔ حاصل با یافته های بالاکریشان، کور و وردی(۲۰۱۴) سازگاری دارد. معناداری آمارهٔ فیشر (۱۶۵/۱۷) نشان‌دهندهٔ معناداری کلی مدل(۱) است. ضریب تعیین تعدیل شده نشان می‌دهد متغیرهای مستقل مدل (۱) حدود ۵۴ درصد از تغییرات متغیر وابسته را تبیین می کنند. مقدار آماره دوربین-واتسون[2] (۲/۰۹) نیز نشان می‌دهد باقیمانده های مدل (۱) با هم

1. Variance Inflation Factor (VIF)
2. Durbin-Watson

Archive of SID

www.SID.ir

خودهمبستگی‌سریالی ندارند. بنابراین، نتایج حاصل کاذب نیست و برای آزمون فرضیهٔ اول پژوهش می‌توان بدان اتکا کرد.

جدول (۴) نتایج برآورد مدل‌های (۱)، (۲) و (۳)

متغیرهای مستقل	متغیرهای وابسته		
	T_Fin ضریب (معناداری) [VIF]	Debt_Fin ضریب (معناداری) [VIF]	Equity_Fin ضریب (معناداری) [VIF]
عرض از مبدا	(۰/۰۰) −۰/۲۲***	(۰/۰۱) −۰/۲۵**	(۰/۰۲) ۰/۱۴**
ΔColl	[۱/۰۶] (۰/۰۴) ۰/۰۹**	[۲/۳۶] (۰/۰۴) ۰/۲۱**	[۴/۰۵] (۰/۳۲) ۰/۰۷
FRQ	[۱/۲۰] (۰/۰۰) −۰/۰۱***	[۱/۱۹] (۰/۰۳) −۰/۰۲**	[۱/۳۵] (۰/۱۷) −۰/۰۲
ΔColl*FRQ	[۱/۱۵] (۰/۰۰) −۰/۱۰***	[۲/۴۲] (۰/۰۵) −۰/۰۳**	[۴/۱۶] (۰/۲۶) −۰/۰۲
ROA	[۲/۸۴] (۰/۰۱) ۰/۰۲**	[۳/۳۲] (۰/۹۱) ۰/۰۸	[۳/۲۳] (۰/۰۰) ۰/۲۸***
Q	[۲/۵۵] (۰/۰۰) ۰/۰۵***	[۲/۸۵] (۰/۰۱) −۰/۰۳**	[۱/۸۹] (۰/۰۰) ۰/۰۵***
Size	[۱/۴۶] (۰/۰۰) ۰/۰۲***	[۱/۴۶] (۰/۰۲) ۰/۰۲**	[۱/۶۷] (۰/۱۵) −۰/۰۷
Lev	[۱/۰۷] (۰/۰۰) ۰/۰۸***	[۱/۰۶] (۰/۰۰) ۰/۱۵***	[۱/۱۱] (۰/۰۰) ۰/۱۲***
CFO	[۲/۴۹] (۰/۰۰) −۰/۰۲***	[۲/۸۷] (۰/۱۲) −۰/۰۷	[۲/۹۳] (۰/۰۶) −۰/۰۶*
ضریب تعیین تعدیل شده	۵۴/۳۵٪	۳۱/۹۷٪	۲۴/۲۴٪
آمارهٔ فیشر (معناداری)	(۰/۰۰) ۱۶۵/۱۷***	(۰/۰۰) ۳/۰۸***	(۰/۰۰) ۱۷۷/۴۰***
آمارهٔ چاو (معناداری)	(۰/۱۸) ۱/۳۸	(۰/۰۰) ۲/۶۵***	(۰/۴۴) ۱/۰۰
آمارهٔ بروش–پاگان (معناداری)	(۰/۵۵) ۰/۳۶	(۰/۰۰) ۸/۸۳***	(۰/۲۶) ۱/۲۹
آمارهٔ هاسمن (معناداری)	---	(۰/۰۰) ۲۶/۰۶***	---
دوربین–واتسون	۲/۰۹	۲/۱۲	۱/۹۴

***، ** و * به ترتیب معناداری در سطح ۱٪، ۵٪ و ۱۰٪ تذکر: سطوح معناداری در داخل پرانتز (.) و مقادیر VIF داخل براکت [.] ارائه شده‌اند.

به دلیل معنادار بودن آمارهٔ چاو(۲/۶۵) و بروش–پاگان (۸/۸۳) و نیز معناداری آماره هاسمن(۲۶/۰۶) در سطح ۱٪، در برآورد مدل (۲) از الگوی آثار ثابت استفاده شده است. نتایج برآورد مدل(۲) نشان می‌دهد ضریب متغیر تغییر در دارایی‌های وثیقه‌ای(۰/۲۱) مثبت و معنادار و ضریب متغیر حاصل‌ضرب تغییر در دارایی‌های وثیقه‌ای و کیفیت گزارشگری (۰/۰۳−) در سطح ۱٪ منفی و معنادار است. ضریب متغیرهای کیفیت گزارشگری (۰/۰۲−)، نسبت کیوتوبین (۰/۰۳−) و اندازهٔ شرکت (۰/۰۲) در سطح ۵٪ معنادارند و ضریب متغیر نسبت اهرم بدهی (۰/۱۵) در سطح ۱٪ معنادار است. مقادیر آمارهٔ عامل تورم واریانس نشان می‌دهد متغیرهای مستقل مدل (۲) نیز با هم مشکل هم‌خطی ندارند. نتایج نشان می‌دهد با افزایش دارایی‌های وثیقه‌ای، میزان تامین مالی از طریق بدهی‌ها افزایش یافته است. بااین‌حال، در شرکت‌هایی که کیفیت گزارشگری بهتری داشته‌اند، افزایش دارایی‌های وثیقه‌ای تاثیر کمتری بر میزان تامین مالی از طریق بدهی‌ها داشته است. این موضوع، نشان‌دهندهٔ رد نشدن فرضیهٔ دوم پژوهش است و نتایج دراین‌خصوص

Archive of SID

www.SID.ir

با یافته‌های بالاکریشان، کور و وردی(۲۰۱۴) سازگار نیست. معنادار بودن آمارهٔ فیشر(۳/۰۸) نشان‌دهندهٔ معناداری کلی مدل(۲) است. ضریب تعیین تعدیل شده نشان می‌دهد متغیرهای مستقل مدل(۲) حدود ۳۲درصد از تغییرات متغیر وابسته را تبیین می‌کنند. مقدار آمارهٔ دوربین-واتسون (۲/۱۲) نیز حاکی از نداشتن مشکل خودهمبستگی سریالی بین اجزای اخلال مدل(۲) است. بنابراین، نتایج حاصل کاذب نیست و برای آزمون فرضیهٔ دوم پژوهش، قابل اتکاست.

معنادار نبودن آماره‌های چاو (۱/۰۰) و بروش-پاگان(۱/۲۹) نشان می‌دهد برای برآورد مدل(۳) از الگوی دادههای تلفیقی استفاده شده است. نتایج برآورد مدل (۳) نشان می‌دهد بازده دارایی‌ها(۰/۲۸)، نسبت کیوتوبین(۰/۰۵) و نسبت اهرم بدهی(۰/۱۲) در سطح ٪۱ و عرض از مبدا(۰/۱۴) و ضریب متغیر نسبت جریان وجوه نقد عملیاتی(۰/۰۶-) به‌ترتیب در سطح ٪۵ و ٪۱۰ معنادارند. مقادیر آمارهٔ عامل تورم واریانس نشان می‌دهد متغیرهای مستقل مدل(۳) هم‌خط نیستند. معنادارنبودن ضریب تغییرات در دارایی‌های وثیقه‌ای نتایج نشان می‌دهد با افزایش دارایی‌های وثیقه‌ای، میزان تامین مالی از طریق صدور اوراق سهام، افزایش معناداری نداشته است و معنادار نبودن ضریب حاصلِ ضرب تغییرات دارایی‌های وثیقه‌ای در کیفیت گزارشگری نشان می‌دهد کیفیت بهتر افشای اطلاعات مالی نیز تاثیر معناداری بر کاهش رابطه بین سطح تامین مالی از طریق صدور اوراق مالکانه و میزان دارایی‌های وثیقه ای ندارد. نتایج حاصل، نشان‌دهندهٔ رد فرضیهٔ سوم پژوهش است و با یافته‌های بالاکریشان، کور و وردی(۲۰۱۴) سازگار است. دلیل احتمالی رد فرضیهٔ سوم آن است که وجود دارایی‌های وثیقه‌ای، تاثیر چندانی بر حجم تامین مالی شرکت از طریق صدور سهام ندارد، چرا که در این روش، به گروگذاری دارایی‌ها نیازی نیست. معنادار بودن آمارهٔ فیشر (۱۷۷/۴۰) نشان‌دهندهٔ معناداری کلی مدل(۳) است. ضریب تعیین تعدیل‌شده نشان می‌دهد متغیرهای مستقل مدل(۳) فقط حدود ۲۴درصد از تغییرات متغیر وابسته را تبیین می‌کنند. مقدار آمارهٔ دوربین-واتسون (۱/۹۴) نیز نشان‌دهندهٔ نبودن مشکل خودهمبستگی سریالی بین باقیمانده‌های مدل (۳) است.

برای آزمون فرضیه‌های چهارم و پنجم پژوهش، به ترتیب مدل‌های(۴) و(۵) برآورد شده‌اند. معناداری آماره‌های چاو، بروش-پاگان و هاسمن در سطح ٪۱ نشان می‌دهد الگوی مناسب برای برآورد هر دو مدل(۴) و (۵)، الگوی آثار ثابت است. بنابراین، نتایج برآورد مدل های(۴) و (۵) با استفاده از الگوی ذکرشده در جدول (۵) ارائه شده است. در هر دو مدل، مقادیر آمارهٔ عامل تورم واریانس نشان می‌دهد متغیرهای مستقل با هم، هم‌خط نیستند، معناداری آمارهٔ فیشر نشان‌دهندهٔ معناداری کلی مدل ها است و مقدار آمارهٔ دوربین-واتسون نشان‌دهندهٔ نبودن مشکل خودهمبستگی سریالی بین جملات اخلال مدل‌ها است. لذا نتایج حاصل برای آزمون فرضیه‌های چهارم و پنجم پژوهش، قابل اتکا است. نتایج برآورد مدل (۴) نشان می‌دهد ضریب متغیرهای تغییر در دارایی‌های وثیقه ای (۱/۱۹) و نسبت جریان وجوه نقد عملیاتی(۰/۰۸) در سطح ٪۱ و ضریب متغیرهای حاصلِ‌ضرب تغییر در دارایی‌های وثیقه‌ای و کیفیت گزارشگری(۰/۰۶-)، نسبت کیوتوبین (۰/۰۱-)، اندازهٔ شرکت (۰/۰۶) و نسبت اهرم بدهی(۰/۰۳-) در سطح ٪۵ معنادارند. نتایج نشان می‌دهد با افزایش دارایی‌های وثیقه‌ای، حجم سرمایه‌گذاری شرکت‌ها افزایش یافته است. با وجود این، افزایش کیفیت گزارشگری، موجب تضعیف

Archive of SID

www.SID.ir

رابطهٔ مثبت بین تغییر در دارایی‌های وثیقه ای و میزان سرمایه‌گذاری‌های شرکت شده است. این موضوع با پیش‌بینی ارائه‌شده در فرضیهٔ سوم پژوهش سازگاری دارد. نتایج این فرضیه نیز با یافته‌های بالاکریشان، کور و وردی(۲۰۱۴) مشابه است. نتایج برآورد مدل(۵) نشان می‌دهد عرض از مبدا(۲/۹۹)، ضریب متغیرهای اندازه شرکت(۰/۰۸) و نسبت اهرم بدهی (۰/۲۱-) در سطح ۱٪ و ضریب متغیرهای تغییر در دارایی‌های وثیقه ای(۰/۰۵-) و نسبت جریان وجوه نقد عملیاتی (۰/۰۴-) به ترتیب در سطح ۵٪ و ۱۰٪ معنادارند. منفی و معنادار بودن ضریب متغیر تغییر در دارایی‌های وثیقه ای(۰/۰۵-) نشان می‌دهد بین اندازهٔ دارایی‌های وثیقه‌ای شرکت و سطح کیفیت گزارشگری مالی آن، رابطهٔ منفی و معناداری وجود دارد.

جدول (۵) نتایج برآورد مدل‌های (۴) و (۵)

متغیرهای مستقل	متغیرهای وابسته	
	Investment ضریب (معناداری) [VIF]	***FRQ*** ضریب (معناداری) [VIF]
عرض از مبدا	۰/۰۲ (۰/۵۴)	۲/۹۹*** (۰/۰۰)
ΔColl	۱/۱۹*** (۰/۰۰) [۲/۵۰]	-۰/۰۵** (۰/۰۳) [۱/۰۱]
FRQ	-۰/۰۲ (۰/۶۵) [۱/۱۸]	
ΔColl*FRQ	-۰/۰۶** (۰/۰۵) [۲/۶۰]	
ROA	-۰/۰۲ (۰/۲۹) [۳/۳۱]	۰/۰۴ (۰/۷۶) [۲/۸۰]
Q	-۰/۰۱** (۰/۰۲) [۲/۸۵]	۰/۰۲ (۰/۵۴) [۲/۶۲]
Size	۰/۰۶** (۰/۰۱) [۱/۴۵]	۰/۰۸*** (۰/۰۰) [۱/۳۰]
Lev	-۰/۰۳** (۰/۰۱) [۱/۰۶]	-۰/۲۱*** (۰/۰۰) [۱/۰۵]
CFO	۰/۰۸*** (۰/۰۰) [۲/۹۴]	-۰/۰۴* (۰/۰۷) [۲/۷۵]
ضریب تعیین تعدیل شده	۷۲/۳۶٪	۲۳/۱۹٪
آمارهٔ فیشر (معناداری)	۱۶۷/۴۰*** (۰/۰۰)	۲۲/۷۶*** (۰/۰۰)
آمارهٔ چاو (معناداری)	۵/۷۹*** (۰/۰۰)	۱۴/۹۹*** (۰/۰۰)
آمارهٔ بروش-پاگان (معناداری)	۷۱/۲۶*** (۰/۰۰)	۵۹۷/۹۸*** (۰/۰۰)
آمارهٔ هاسمن (معناداری)	۵۷/۷۲*** (۰/۰۰)	۱۴/۲۳** (۰/۰۳)
دوربین-واتسون	۱/۶۵	۱/۸۲

***، ** و * به ترتیب معناداری در سطح ۱٪، ۵٪ و ۱۰٪ تذکر: سطوح معناداری در داخل پرانتز (.) و مقادیر *VIF* داخل براکت [.] ارائه شده‌اند.

این موضوع نشان می‌دهد وقتی شرکت از دارایی‌های وثیقه‌ای زیادی برخوردار است (و به همین دلیل توانایی زیادی در تامین مالی از طریق ایجاد بدهی‌ها دارد)، سطح کیفیت گزارشگری خود را

Archive of SID

www.SID.ir

کاهش می‌دهد. نتایج که با پیش‌بینی‌های ارائه شده در فرضیهٔ پنجم پژوهش هم‌خوانی دارد، با یافته‌های بالاکریشان، کور و وردی (۲۰۱۴) سازگار است.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

براساس مبانی اقتصاد نئوکلاسیک، زمانی که بازار سرمایه، کامل و کارا است و هیچ‌گونه عدم تقارن اطلاعاتی بین مدیران و سرمایه‌گذاران وجود ندارد، تنها مؤلفه‌ای که بر سطح سرمایه‌گذاری‌های یک شرکت تاثیر دارد، فرصت‌های آتی رشد آن است. بااین‌حال، پژوهش‌های مختلف، نشان‌دهندهٔ شواهدی هستند که وجود عدم تقارن اطلاعاتی[۲۰] و کارایی اطلاعاتی ضعیف بازار اوراق بهادار تهران[۳۲] را تایید می‌کنند. چنین موضوعی باعث می‌شود اعتباردهندگان، مبالغ کمتری را برای سرمایه‌گذاری به شرکت‌ها اختصاص دهند و یا در صورت اعطای اعتبار، نرخ‌های بازده بیشتری از شرکت مطالبه کنند. در این شرایط، شرکت‌هایی که حجم بیشتری از دارایی‌های وثیقه‌ای را در اختیار دارند، خواهد توانست با گرو گذاشتن دارایی‌های مذکور برای اخذ وام، محدودیت‌های مالی ایجاد شده را تا حدی برطرف کنند.

با وجود این، زمانی که شرکت‌ها کیفیت گزارشگری خود را ارتقا می‌بخشند، سطح عدم‌تقارن اطلاعاتی بین مدیران و سرمایه‌گذاران را کاهش می‌دهند. در این حالت، سرمایه‌گذاران می‌توانند وضعیت و عملکرد مالی شرکت را بهتر از گذشته ارزیابی کنند و برای تامین نیازهای مالی شرکت، شرایط سخت‌گیرانهٔ کمتری به آن تحمیل می‌کنند. این موضوع باعث می‌شود در شرکت‌هایی با کیفیت گزارشگری بهتر، اندازهٔ دارایی‌های وثیقه‌ای، نقش کمتری در تامین مالی از طریق بدهی‌ها و سهام داشته باشد. نتایج پژوهش حاضر، مؤید این ادعا است.

نتایج پژوهش نشان می‌دهد با افزایش کیفیت گزارشگری مالی، رابطهٔ بین دارایی‌های وثیقه‌ای و حجم تامین مالی از طریق بدهی‌ها کاهش می‌یابد ولی افزایش کیفیت گزارشگری مالی، تاثیر معناداری بر رابطهٔ بین دارایی‌های وثیقه‌ای و تامین مالی از طریق انتشار اوراق مالکانه ندارد. همچنین، یافته‌های پژوهش مؤید آن است که با افزایش کیفیت گزارشگری مالی، رابطهٔ بین حجم دارایی‌های وثیقه‌ای شرکت و میزان سرمایه گذاری‌های آن کاهش پیدا می‌کند و بین اندازهٔ دارایی‌های وثیقه‌ای و سطح کیفیت گزارشگری مالی، رابطهٔ منفی و معناداری وجود دارد. دلیل، آن است که وقتی شرکت، دارایی‌هایی دارد که می‌تواند به‌آسانی از آن‌ها برای وثیقهٔ دریافت وام و کاهش محدودیت مالی استفاده کند، متاسفانه دیگر برای جذب سرمایه‌ها و کاهش هزینه‌های تامین مالی، نیازی به ارتقاء سطح کیفیت گزارشگری (که برای شرکت هزینه‌بر ولی برای بازار سرمایه مفید است) احساس نمی‌کند. نتایج حاصل، با مفاهیم انتخاب نامناسب و خطر اخلاقی، سازگارند.

با توجه به نتایج پژوهش و وضعیت فعلی بازار سرمایهٔ تهران(یعنی شرایط عدم تقارن اطلاعاتی و سطح ضعیف کارایی اطلاعاتی)، به مدیران توصیه می‌شود درصورتی‌که حجم دارایی‌های وثیقه‌ای شرکت چندان زیاد نیست، در مرحلهٔ اول با افزایش کیفیت گزارشگری و ایجاد شفافیت در اطلاعات مالی خود، سرمایه‌گذاران را به سرمایه‌گذاری و اعطای اعتبار به شرکت ترغیب کنند و در مرحلهٔ بعد، برای کاهش محدودیت‌های مالی، از گروگذاری دارایی‌های وثیقه‌ای و اخذ وام استفاده کنند.

Archive of SID

www.SID.ir

منابع

[1] Abel, A. (1983). Optimal investment under uncertainty. *American Economic Review*, 73(1): 228–233.

[2] Ahmadpour, A., Kashanipoor, M., & Shojaei, M.R. (2011). The effect of corporate governance, and audit quality on cost of debt financing. *The Iranian Accounting and Auditing Review*, 17(4): 17-48.

[3] Alberternst, S., & Sureth, C. (2015). The effect of taxes on corporate financing decisions - evidence from the German interest barrier. From *http://ssrn.com/abstract=2563572.*

[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(3): 339–360.

[6] Berle, A., & Means, G. (1932). *The Modern Corporation and private property*. First edition. New York: Macmillan.

[7] Bharat, S., Sunder, J., & Sunder, S. (2008). Accounting quality and debt contracting. *The Accounting Review*, 83(1): 1–28.

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

[9] Biddle, G.; Hilary, G. & Verdi, R. (2009). How does financial reporting quality relate to investment efficiency? *Journal of Accounting and Economics*, 48(2-3): 112–131.

[10] Chaney, T., Sraer, D., & Thesmar, D. (2012). The collateral channel: how real estate shocks affect corporate investment. *American Economic Review*, 102(6): 2381–2409.

[11] Fostel, A., & Geanakoplos, J. (2015). Financial innovation, collateral and investment. *http://ssrn.com/abstract=2575752.*

[12] Gan, J. (2007). The real effects of asset market bubbles: loan- and firm-level evidence of a lending channel. *Review of Financial Studies*, 20(6): 1941–1973.

[13] Ghaemi M. H., & Alavi S.M. (2012). Relationship between accounting information transparency and corporate cash holdings. *Management Accounting*, 5(12): 67-78.

[14] Googedchian, A., Amairi, H., & Khodaverdisamani, M. (2014). Effect of asset specificity on the financing method of listed companies in Tehran Stock Exchange (2000-2010). *Asset Management & Finance*, 1(3): 15-32.

[15] Hashemi, S.A., & Mehrabi, M. (2009). Identifying Tax Factors Effecting Debt Tax Advantage in Financing for listed Firms in Tehran Stock Exchange. *The Iranian Accounting and Auditing Review*, 16(1): 137-154.

[16] Hayashi, F. (1982). Tobin's marginal q and average q: a neoclassical interpretation. *Econometrica*, 50(1): 213–24.

[17] Healy, P., Hutton, A., & Palepu, K. (1999). Stock Performance and intermediation changes surrounding sustained increases in disclosure. *Contemporary Accounting Research*, 16(3): 485–520.

[18] Jabbari H., Rahmani, H., & Vafapor, M. (2013). The effect of financing policies on the agency cost. *Quarterly the Financial Accounting and Auditing Researches*, 5(19): 153-172.

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

[20] Kordestani, G.R., & Hamidreza, S.M. (2013). Competition between Informed Investors over Information and the Pricing of Information Asymmetry. *Asset Management & Finance*, 1(2): 127-144.

[21] Kraft, A.G., Leone, A.J., & Wasley, C.E. (2007). Regression-based tests of the market pricing of accounting numbers: the mishkin test and ordinary least squares. *Journal of Accounting Research*, 45(5): 1081-1114.

[22] Lambert, R., Leuz, C., & Verrecchia, R. (2007). Accounting information, disclosure, and the cost of capital. *Journal of Accounting Research*, 45(2): 385–420.

Archive of SID

www.SID.ir

[23] Lang, M., & Lundholm, R. (2000). Voluntary disclosure and equity offerings: reducing information asymmetry or hyping the stock? *Contemporary Accounting Research*, 17(4): 623–662.

[24] Lee, G., & Masulis, R.W. (2009). Seasoned equity offerings: quality of accounting information and expected flotation costs. *Journal of Financial Economics*, 92(3): 443–469.

[25] Leuz, C., & Verrecchia, R. (2000). The economic consequences of increased disclosure. *Journal of Accounting Research*, 38: 91–124.

[26] Mojtahedzadeh, V., Alavi tabari, S.H., & Khodabakhshi, N. (2009). The relationship between financing and operating performance in the listed co. of Tehran Stock Exchange. *Quarterly Accounting Research*, 1(1): 28-79.

[27] Mollanazari, M., Hejazi, R., & Sahraei, A. (2010). Examination of the relation between financing method (external financing) and successful and unsuccessful companies: empirical evidence from the Tehran Stock Exchange (TSE). *Quarterly the Financial Accounting and Auditing Researches*, 2(6): 65-86.

[28] Myers, S., & Majluf, N. (1984). Corporate financing and investment decisions when firms have information those investors do not have. *Journal of Financial Economics*, 13(2): 187–222.

[29] Noferesti, M. (2008). *Unit root and cointegration in econometrics*. Tehran, Rasa.

[30] Pourheidari, O., & Gaffarloo, A. (2012). Financing and changes in the level of conditional accounting conservatism. *The Iranian Accounting and Auditing Review*, 18(3): 15-28.

[31] Saghafi, A., & GholamZadeh. M. (2012). Value relevance of accounting information in corporate financing decisions: evidence from Iran. *Journal of Empirical Research in Accounting*, 1(4): 1-15.

[32] Sheikh, M.J., Dehghany, J., & Mohammad Ebrahim, R.E. (2013). The effect of inflation rate on financing of company listed in Tehran security exchange (debt financing and equity financing). *Asset Management & Finance*, 1(2): 51-68.

[33] Stiglitz, J., & Weiss, A. (1981). Credit rationing in markets with imperfect information. *American Economic Review*, 71(3): 393–410.

[34] Verrecchia, R. (2001). Essays on disclosure. *Journal of Accounting and Economics*, 32(1-3): 97–180.

[35] Wittenberg-Moerman, R. (2008). The role of information asymmetry and financial reporting quality in debt trading: evidence from the secondary loan market. *Journal of Accounting and Economics*, 46(2-3): 240–260.

[36] Yoshikawa, H. (1980). On the "q" theory of investment. *American Economic Review*, 70(4): 739–743.

Archive of SID

www.SID.ir