

The Effect of Financial Information Risk on Agency Relationship with Firms Capital Structure

Mina Sahrakaran¹, Farzin Rezaei^{2*}

- 1- Master of Accounting, Faculty of Management and Accounting, Islamic Azad University of Qazvin, Qazvin, Iran
sahrakaran10136@gmail.com
2- Associate Professor, Faculty of Management and Accounting, Islamic Azad University of Qazvin, Qazvin, Iran
farzinrezaei@yahoo.com

Abstract

This research investigates the effect of financial information risk on firms' capital structure with agency approach from 2004 to end of 2013 in 87 firms listed in Tehran Stock Exchange. The conflicts of interests between managers and owners due to Information asymmetry, I ncrease the risk of financial information which is effective on capital structure. The pooled regression analysis is incorporated to test the hypotheses. The results show an increase in conflicts of interest between managers, the financing deficit increase and as a result, the financing of the debt increases, so there is a positive and significant relationship between the financing deficit and changes in capital structure. Also, the impact of financial information risk on the relationship between financing deficit and changes in capital structure is significant and negative. On the other hand, the impact of financial information risk on the relationship between financing deficit and changes in capital structure with intervention of asymmetry as a first agency proxy was confirm, but with the intervention of asymmetry as a second agency proxy was not confirm.

Keywords: Information Risk, Capital Structure, Information Asymmetry, Agency Theory

تأثیر ریسک اطلاعات مالی بر رابطه نمایندگی با ساختار سرمایه شرکت ها

مینا صحراکاران^۱، فرزین رضایی^{۲*}

- ۱- کارشناس ارشد حسابداری، دانشکده مدیریت و حسابداری، دانشگاه آزاد اسلامی واحد قزوین، قزوین، ایران
sahrakaran10136@gmail.com
۲- دانشیار حسابداری، دانشکده مدیریت و حسابداری، دانشگاه آزاد اسلامی واحد قزوین، قزوین، ایران
farzinrezaei@yahoo.com

چکیده

این پژوهش، تأثیر ریسک اطلاعات مالی را در ساختار سرمایه با رویکرد نمایندگی در بازه زمانی ۱۳۸۳-۱۳۹۲ در ۸۷ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران بررسی کرده است. ساختار سرمایه، مهم ترین پارامتر مؤثر در ارزش شرکت ها است. تضاد منافع بین مدیران و مالکان که به دلیل نابرابری در توزیع اطلاعات پدیدار می شود، ریسک اطلاعات مالی را افزایش می دهد و در ساختار سرمایه مؤثر است. برای آزمون فرضیه ها از تجزیه و تحلیل رگرسیون با استفاده از روش داده های تلفیقی بهره گرفته شده است. نتایج نشان می دهد با افزایش تضاد منافع بین مدیران، کسری مالی و به تبع آن، میزان تأمین مالی از محل بدهی ها افزایش می یابد؛ بنابراین بین کسری مالی و تغییرات ساختار سرمایه، رابطه مثبت و معناداری وجود دارد. تأثیر ریسک اطلاعات مالی شرکت ها در رابطه کسری مالی و تغییرات ساختار سرمایه نیز منفی و معنادار است. تأثیر ریسک اطلاعات مالی شرکت ها در رابطه کسری مالی و تغییرات ساختار سرمایه با مداخله عدم تقارن به عنوان عامل نمایندگی اول تأیید شد؛ اما با مداخله عدم تقارن به عنوان عامل نمایندگی دوم تأیید نشد.

واژه های کلیدی: ریسک اطلاعات مالی، ساختار سرمایه، عدم تقارن اطلاعاتی، نظریه نمایندگی

مقدمه

امروزه تأمین مالی شرکت‌ها یکی از چالش‌برانگیزترین مباحث در حوزه بازارهای تأمین سرمایه است؛ به عبارتی، تصمیم‌های تأمین مالی از جمله عواملی است که شرکت‌ها به بهترین شکل ممکن، منافع صاحبان خود را می‌توانند تأمین کنند و ثروت آنان را به حداکثر برسانند. اینکه شرکت چگونه منابع مالی لازم برای سرمایه‌گذاری در این فعالیت‌ها را تأمین می‌کند، ساختار سرمایه شرکت را شکل می‌دهد [۱۴].

درباره چگونگی تأمین مالی شرکت‌ها، نظریه‌های متعددی مطرح شده است که هر یک، عامل یا عوامل خاصی را در انتخاب ساختار مطلوب سرمایه مؤثر می‌داند؛ برای مثال، در نظریه موازنه ایستا، تأکید اصلی بر نقش مالیات است؛ در حالی که نظریه سلسله مراتبی بر عدم تقارن اطلاعات و تعامل جریان نقدی و هزینه نمایندگی تأکید دارد [۱۴]. نظریه سلسله مراتبی مبتنی بر مفهوم عدم تقارن اطلاعاتی در بازار است که باعث می‌شود شرکت‌ها در تأمین منابع مالی، سلسله مراتب معینی را طی کنند. بر مبنای این نظریه، شرکت‌ها ترجیح می‌دهند به منابعی روی آورند که کمترین میزان عدم تقارن اطلاعاتی را دارد؛ زیرا هزینه تأمین مالی با افزایش سطح عدم تقارن اطلاعاتی افزایش می‌یابد [۲۰]. هرچه عدم تقارن اطلاعاتی بیشتر باشد، اعتماد سرمایه‌گذاران به مدیریت شرکت کم می‌شود؛ به عبارتی، ریسک اطلاعات افزایش می‌یابد و سهامداران از سرمایه‌گذاری در شرکت، استقبال نمی‌کنند؛ بنابراین شرکت مجبور می‌شود از بانک‌ها وام بگیرد.

در پژوهش حاضر، از خطای پیش‌بینی سود به عنوان معیاری برای اندازه‌گیری عدم تقارن که عامل نمایندگی است، استفاده شده است [۱۶]. با فرض نبود انگیزه نمایندگی، مدیران با توجه به اطلاعات دریافتی

از شرکت و صنعت در هر زمان لازم به پیش‌بینی سود اقدام می‌کنند. از آنجایی که فضای کسب و کار ایران، نوسان‌های شدید دارد، امکان فراهم کردن اطلاعات پشتیبان برای قضاوت و پیش‌بینی را به خوبی فراهم نمی‌آورد. این رویداد، درک ناقص استفاده‌کنندگان را در مقاطع زمانی مختلف که اطلاعات در دسترس آنها قرار می‌گیرد، فراهم می‌آورد؛ بنابراین در مقاطع زمانی مختلف، تقدم و تأخر در اصلاح و به‌روزرسانی اطلاعات موجب بروز عدم تقارن اطلاعاتی بین مدیران و مالکان می‌شود. کسری مالی، بیان‌کننده عامل نمایندگی و تضاد منافع مدیر با مالکان است. منظور از کسری مالی، کسری منابع نقدی حاصل از فعالیت‌های عملیاتی است؛ به عبارتی، کسری مالی زمانی ایجاد می‌شود که منابع نقدی لازم برای اداره امور شرکت و پرداخت به صاحبان منافع برون‌سازمانی (سهامداران، اعتباردهندگان و مقامات مالیاتی) کمتر از جریان‌های نقدی حاصل از فعالیت‌های عملیاتی باشد. همچنین هرچه این عامل افزایش یابد، شرکت‌ها برای پوشش کسری مالی، تمایل بیشتری به افزایش نسبت بدهی خود دارند؛ زیرا برای کاهش هزینه‌های نمایندگی (تضاد منافع موجود) و تأمین مالی برای پوشش کسری مالی، استقرار از بانک‌ها و مؤسسات مالی و اعتباری و یا انتشار اوراق مشارکت، راهکار مرضی‌الطرفینی تلقی می‌شود.

اکنون علاوه بر عدم تقارن اطلاعاتی که نقش مهمی در تصمیم‌های مربوط به تأمین مالی دارد، هدف این پژوهش، بررسی تأثیر ریسک اطلاعات مالی (به عنوان یکی از پیامدهای عمده عدم تقارن اطلاعاتی بین مدیران و سهامداران) در تصمیم‌های ساختار سرمایه شرکت‌های حاضر در بورس اوراق بهادار تهران با رویکرد نمایندگی است. در ادامه، به مبانی نظری و

یکی از تصمیم‌های مهم در مدیریت مالی در نظر گرفته شده است [۱۲].

اسدی و همکاران (۱۳۹۳) تأثیر عوامل مالی و غیرمالی مؤثر در تصمیم‌های مرتبط با ساختار سرمایه را بررسی کردند. نتایج نشان داد در تمامی موارد، ارتباط منفی و معنادار بین بازده دارایی با اهرم شرکت و رابطه مثبت و معنادار بین اندازه شرکت با اهرم وجود دارد. بین متغیرهایی نظیر درصد پرداخت سود تقسیمی و ارزش وثیقه‌گذاری دارایی‌ها با اهرم شرکت نیز رابطه معنادار وجود ندارد [۶]. آن^۱ و همکاران (۲۰۱۶) تأثیر مدیریت سود را در ساختار سرمایه بررسی کردند. نتایج نشان داد بین مدیریت سود با ساختار سرمایه، ارتباط مستقیم وجود دارد؛ به عبارت دیگر، شرکت‌ها با بیشترین مدیریت سود، بیشترین اهرم مالی را به عنوان معیاری برای شناسایی ساختار سرمایه دارند [۲].

استفاده بیش از حد از بدهی در تأمین مالی به علت هزینه ورشکستگی، شرکت‌ها را دچار مخاطره می‌کند. وجوه ناشی از بدهی با بانک‌ها، افراد و مؤسسات مالی، همچون شرکت‌های سرمایه‌گذاری، لیزینگ (اجاره) و شرکت‌های بیمه فراهم می‌شود که در اوراق بهادار بدهی از جمله اوراق قرضه و غیره سرمایه‌گذاری می‌کنند. تأمین مالی با حقوق صاحبان سهام، شامل سهام عادی می‌شود که هزینه سرمایه بیشتری نیز دارد؛ زیرا سهامداران در ازای ریسک بیشتری که نسبت به صاحبان بدهی تحمل می‌کنند، خواهان سود بیشتری نیز هستند [۱].

از جمله مواردی که در تصمیم‌گیری درباره ساختار سرمایه شرکت مؤثر است، ریسک اطلاعات مالی است. علاوه بر ریسک‌های موجود در بازارهای اوراق بهادار که در همه بازارها عمومیت دارد؛ مانند ریسک سیستماتیک (ریسک بازار یا ریسک کاهش ناپذیر)،

پژوهش‌های پیشین اشاره می‌شود؛ سپس روش پژوهش و یافته‌های حاصل از فرضیه‌ها ارائه می‌شود. در پایان نیز خلاصه‌ای از نتایج پژوهش به همراه پیشنهادها و کاربردی و پیشنهادها آینده ارائه شده است.

مبانی نظری

مؤسسات و سازمان‌های گوناگون از لحاظ هدف و نوع فعالیت، شکل حقوقی و نوع مالکیت تفاوت‌های بسیاری با یکدیگر دارند؛ اما در تمامی مؤسسات، یک جنبه مشترک وجود دارد و آن لزوم قضاوت درباره گذشته و تصمیم‌گیری درباره آینده است. در تصمیم‌گیری مربوط به امور مالی، هر واحد تجاری باید روشی را به کار گیرد که اطلاعات اعتمادپذیر و مؤثری را در تصمیم‌های تأمین مالی به موقع فراهم کند [۱۹]. در یک واحد اقتصادی، کار اصلی مدیران تصمیم‌گیری و مبنای تصمیم‌گیری نیز وجود اطلاعات است؛ به گونه‌ای که بدون اطلاعات درست، تصمیم‌های منطقی نمی‌توان اتخاذ کرد؛ بنابراین اطلاعات چیزی است که ابهام را کاهش می‌دهد و انسان را به سمت تصمیم‌گیری منطقی و درست سوق می‌دهد [۷]؛ به عبارتی، تصمیم‌های تأمین مالی، از مهم‌ترین تصمیمات مدیریت مالی است تا جایی که اینگونه تصمیم‌ها به علت آثاری که در ساختار مالی شرکت‌ها و منابع سرمایه‌گذاران دارد، جزء تصمیم‌های استراتژیک شرکت‌ها تلقی می‌شود. روشی که شرکت‌ها منابع مالی لازم را برای سرمایه‌گذاری در این فعالیت‌ها تأمین می‌کنند، ساختار سرمایه شرکت‌ها را شکل می‌دهد [۳]. ساختار سرمایه به ترکیبی از بدهی و حقوق صاحبان سهام یک شرکت اشاره دارد که رفتار شرکت را در تأمین مالی عملیات کلی و رشد آن نشان می‌دهد و

منصفانه داشتند، افزایش بدهی بیشتری را تجربه کردند [۱۷]. واسان و بون^۲ (۲۰۱۰) در مطالعه‌ای، رابطه اقلام تعهدی و عدم تقارن اطلاعاتی را بررسی کردند. نتایج پژوهش نشان داد بین دامنه تفاوت قیمت پیشنهادی خرید و فروش سهام و اقلام تعهدی، رابطه معناداری وجود ندارد [۲۰].

همچنین با توجه به نظریه عدم تقارن، مدیران از اطلاعات محرمانه و عمومی شرکت مطلع هستند و در پیش بینی سود هر سهم از تمام این اطلاعات استفاده می‌کنند. از آنجا که افشا، پیش‌بینی واقعی مدیران از سود هر سهم در بازار سرمایه اجباری است، افشاگری مدیران در قالب پیش‌بینی سود هر سهم با خطای کم، دقت زیاد و ارائه به موقع، محتوای اطلاعاتی دارد و عملکرد آینده واحد تجاری را انعکاس می‌دهد [۱۹]. منظور از انگیزه‌های نمایندگی در این پژوهش، سطح شدید و سطح معتدل انگیزه‌های نمایندگی است. اهمیت سودی که مدیریت پیش‌بینی می‌کند، به میزان انحراف آن با مقدار واقعی وابسته است. هرچه میزان این انحراف کمتر باشد، پیش‌بینی، خطای کمتری دارد [۱۱]؛ اما از آنجا که اقتصاد و محیط عملیاتی شرکت، مبهم است، معمولاً سودی که مدیران پیش‌بینی می‌کنند با سود واقعی تفاوت دارد. کردستانی و فدائی کلورزی (۱۳۹۱) رابطه عدم تقارن اطلاعاتی و ساختار سرمایه را در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران بررسی کردند. نتایج حاکی است بین عدم تقارن اطلاعاتی و تغییرات بدهی بلندمدت، رابطه منفی معنادار و بین کسری مالی و تغییرات بدهی بلندمدت، رابطه مثبت معناداری وجود دارد. بین عدم تقارن اطلاعاتی و اهرم مالی و بین عدم تقارن اطلاعاتی و تغییرات اهرم مالی، ارتباط معناداری وجود ندارد؛

ریسک غیرسیستماتیک (ریسک کاهش‌پذیر و یا ریسک خاص شرکت) و ریسک نقدشوندگی، ریسک‌ها یا مخاطرات دیگری در بازار اوراق بهادار وجود دارد. یکی از این مخاطرات، ریسک اطلاعاتی است. این ریسک از مقوله اطلاعات و اطلاع‌رسانی نشأت می‌گیرد [۴]. پژوهشگران در پژوهش‌های اخیر نشان دادند ریسک اطلاعات، ریسک تنوع‌ناپذیر در بازارهای سرمایه است. آنها دلایل بروز ریسک اطلاعات را در نقش عدم تقارن اطلاعاتی در میان سرمایه‌گذاران در تعیین هزینه سرمایه می‌دانند سرمایه‌گذاران با اطلاعات کمتر نسبت به سرمایه‌گذاران آگاه، با سطح بالاتری از ریسک اطلاعات روبه‌رو می‌شوند؛ به عبارت دیگر، این ریسک اطلاعاتی تنوع‌ناپذیر، سرمایه‌گذاران ناآگاه را به تقاضای بازده بیشتر سهام با اطلاعات خصوصی بیشتر وادار می‌کند [۹]. از جمله مواردی که در ساختار سرمایه شرکت مؤثر است، عدم تقارن اطلاعاتی است. وجود عدم تقارن اطلاعاتی بین افراد درون سازمانی و برون سازمانی، در ساختار سرمایه شرکت‌ها تأثیر می‌گذارد؛ به گونه‌ای که باعث ایجاد نوعی اولویت‌بندی در تصمیم‌های تأمین مالی می‌شود [۱۵]. به طور کلی، زمانی که نمایندگان (افراد درون سازمانی) در یک سوی بازار، اطلاعات بهتر و به‌هنگام‌تری (مزیت اطلاعاتی) درباره شرکت نسبت به سایر گروه‌ها (افراد برون سازمانی) در سوی دیگر بازار داشته باشند، گفته می‌شود بازار، ویژگی عدم تقارن اطلاعاتی دارد. پتاچی^۱ (۲۰۱۵) رابطه عدم تقارن اطلاعاتی و ساختار سرمایه را بررسی کرد. نتایج نشان داد شرکت‌هایی که سطح بیشتری از عدم تقارن اطلاعاتی داشتند، نسبت به شرکت‌هایی که سطح کمتری از عدم تقارن اطلاعاتی با مقررات افشای

باشند؛ جزء صنعت مالی و سرمایه گذاری نباشند و وقفه معاملاتتی بیشتر از ۶ ماه نداشته باشند. با اعمال محدودیت‌های فوق، معادل ۸۷ شرکت، نمونه این شرکت را تشکیل می‌دهد

پس از گردآوری مشاهدات پژوهش، برای آزمون فرضیه‌های اول، دوم و سوم با پیروی از شیام - ساندر و مایرز^۲ (۱۹۹۹) به ترتیب، الگوهای ۱ و ۲ با استفاده از رویکرد داده‌های ترکیبی برآورد شد. در پژوهش حاضر برای مداخله دادن عامل ریسک اطلاعات بر عدم تقارن به عنوان عامل نمایندگی، رابطه (۱) به رابطه (۲) تعمیم داده شده است.

برای آزمون فرضیه اول پژوهش، معادله رگرسیونی به شرح رابطه (۱) برآورد شده است:

$$\Delta D_{it} = \alpha + \beta DEF_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

که در آن ΔD ، تغییرات ساختار سرمایه است که از نسبت تغییرات بدهی به جمع کل دارایی‌ها به دست می‌آید. DEF ، کسری مالی به عنوان (عامل نمایندگی) که از نسبت حاصل جمع سود نقدی سهام، مخارج سرمایه‌ای و تغییرات خالص در سرمایه در گردش منهای جریان نقدی عملیاتی به کل دارایی‌ها محاسبه می‌شود (شیام - ساندر و مایرز، ۱۹۹۹).

برای آزمون فرضیه‌های دوم و سوم پژوهش، معادله رگرسیونی به شرح رابطه (۲) براساس الگوی شیام - ساندر و مایرز به شرح زیر برآورد می‌شود:

$$\Delta D_{it} = \alpha + \beta DEF_{it} + \gamma DEF_{it} * AIR_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

رابطه (۲) به طور کلی نشان می‌دهد تغییرات در ساختار سرمایه به دلیل کسری منابع مالی است؛ اما

براساس این، می‌توان انتظار داشت با کاهش عدم تقارن اطلاعاتی، تأمین مالی با بدهی افزایش یابد [۱۳]. با هاتاچاریا^۱ و همکاران (۲۰۱۳) نیز رابطه کیفیت سود و عدم تقارن اطلاعاتی را بررسی کردند. آنها با توجه به یافته‌های خود، اینگونه نتیجه‌گیری کردند که کیفیت ضعیف سود، به افزایش عدم تقارن اطلاعاتی در بازارهای مالی منجر می‌شود [۱۰].

با توجه به مبانی نظری ارائه شده، این پژوهش شامل فرضیه‌های زیر است:

فرضیه اول: بین کسری مالی و تغییرات ساختار سرمایه، رابطه مثبت و معنادار وجود دارد.

فرضیه دوم: ریسک اطلاعات مالی شرکت‌ها در رابطه کسری مالی و تغییرات ساختار سرمایه مؤثر است.

فرضیه سوم: انگیزه نمایندگی در تأثیر ریسک اطلاعات مالی شرکت‌ها در رابطه کسری مالی و تغییرات ساختار سرمایه مؤثر است.

روش پژوهش

گردآوری داده‌ها به روش کتابخانه‌ای از بانک اطلاعاتی ره‌آورد نوین، سایت کدال، سایت سازمان بورس و اوراق و مراجعه به آرشیوهای آماری آن انجام شده است. داده‌ها با استفاده از نرم‌افزار اکسل آماده تجزیه و تحلیل شد و تجزیه و تحلیل نهایی با نرم‌افزار Eviews انجام گرفته است. نمونه این پژوهش شامل همه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در دوره زمانی ۱۳۹۲-۱۳۸۳ است که اطلاعات آنها در طول دوره، در دسترس باشد و شرایط زیر را داشته باشد: پایان سال مالی آنها منتهی به ۲۹ اسفندماه هر سال باشند؛ در طول دوره پژوهش، تغییر سال مالی نداشته باشند؛ قبل از سال ۱۳۸۳ در بورس پذیرفته شده

بالا، ۳۰ درصد پایین و ۴۰ درصد میانی متغیر مذکور را جدا می‌کنیم که به ترتیب، سطح بیشترین، کمترین و معتدل‌ترین اثر نمایندگی را دارد. آن‌گاه رابطه (۲) را یکبار برای ۶۰ درصد سطح شدید نمایندگی (۳۰ درصد بالا و ۳۰ درصد پایین) و یکبار برای ۴۰ درصد سطح معتدل (میانی) نمایندگی انجام می‌دهیم. در ادامه، برای تکمیل آزمون فرضیه سوم، روش AG_1 را برای متغیر مداخله‌گر AG_2 (عدم تقارن به‌عنوان عامل نمایندگی دوم) نیز تکرار می‌کنیم [۱۱]. این متغیر از انحراف معیار نسبت سود پیش‌بینی هر سهم به جمع حقوق صاحبان سهام محاسبه می‌شود. تعریف متغیرهای الگو و نحوه اندازه‌گیری آنها در جدول ۱ ارائه شده است:

عاملی به‌عنوان ریسک اطلاعات مالی $DEF_{it} * AIR_{it}$ این رابطه را تعدیل می‌کند که نتایج آن در بخش یافته‌ها ذکر شده است. متغیر ΔD ، تغییرات ساختار سرمایه و متغیر DEF ، کسری مالی (عامل نمایندگی) تعریف شده است.

برای آزمون فرضیه سوم نیز از رابطه (۲) استفاده شده است. منظور از انگیزه نمایندگی در فرضیه سوم، سطح شدید و سطح معتدل انگیزه نمایندگی است [۱۱]. آزمون فرضیه به این صورت است که ابتدا متغیر مداخله‌گر AG_1 (عدم تقارن به‌عنوان عامل نمایندگی اول)، که از نسبت تفاضل سود واقعی هر سهم از سود پیش‌بینی شده هر سهم به سود واقعی هر سهم شرکت محاسبه می‌شود، مرتب می‌شود؛ سپس ۳۰ درصد

جدول (۱) تعریف عملیاتی متغیرهای پژوهش

تعریف عملیاتی	نماد	متغیر	نوع متغیر
$\Delta D_{it} = \frac{\Delta D}{TA}$ ΔD : تغییرات بدهی TA : جمع کل دارایی‌ها		تغییرات ساختار سرمایه	وابسته
$AIR = \sum_{i=1}^N (R_i - \bar{R})^2$ R_i : بازده ماهانه سهام \bar{R} : متوسط بازده ماهانه سهام		ریسک اطلاعات مالی	مداخله‌گر
$DEF_{it} = \frac{DIV_{it} + CEX_{it} + \Delta WC_{it} - CF_{it}}{TA}$ تغییرات خالص در سرمایه در گردش ΔWC_{it} : DIV_{it} : سود نقدی سهام CF_{it} : جریان نقدی عملیاتی CEX_{it} : مخارج سرمایه‌ای TA : جمع کل دارایی‌ها		کسری مالی (عامل نمایندگی)	مستقل
$AG_1 = \frac{AEPS - FEPS}{AEPS}$ $FEPS$: سود پیش‌بینی شده هر سهم $AEPS$: سود واقعی هر سهم		عدم تقارن (عامل نمایندگی)	مداخله‌گر
$AG_2 = \sqrt{\frac{FEPS}{TE}}$ $FEPS$: سود پیش‌بینی شده هر سهم TE : جمع حقوق صاحبان سهام		عدم تقارن (عامل نمایندگی)	

یافته‌ها

توزیع متقارن ندارد و بدین ترتیب، بازده اضافی را برای افرادی فراهم می‌کند که به اطلاعات محرمانه دسترسی دارند و به همین دلیل، ریسک اطلاعات بین افراد مطلع و غیرمطلع افزایش می‌یابد. عدم تقارن شاخص اول با میانگین $0/059$ نشان می‌دهد هرچه نسبت تفاضل سود واقعی هر سهم با سود پیش‌بینی به سود واقعی افزایش یابد، عدم تقارن بین مالک و مدیر در گزارش سود بیشتر می‌شود. عدم تقارن شاخص دوم با میانگین $0/057$ نیز نشان‌دهنده عدم تقارن بین مدیر و مالکان است.

برای آزمون فرضیه اول پژوهش، قبل از تخمین رابطه (۱) برای انتخاب بین روش داده‌های ترکیبی یا مقطعی از آزمون تشخیصی F استفاده می‌شود. با توجه به اینکه سطح معناداری به دست آمده از آزمون F لیمر بیشتر از $0/05$ است، روش داده‌های مقطعی پذیرفته می‌شود؛ بنابراین، الگوی مربوط باید به روش داده‌های ترکیبی معمولی برآورد شود. نتایج برآزش رابطه (۱) برای آزمون فرضیه اول در جدول ۲ ارائه شده است.

جدول (۲) نتایج آزمون فرضیه اول پژوهش

متغیر	ضرایب	آماره t	سطح معناداری
عرض از مبدأ	$0/076$	$18/54$	$0/000$
DEF	$0/06$	$2/65$	$0/008$
ضریب تعیین تعدیل شده	$0/068$	آماره F فیشر (معناداری)	$7/01$ ($0/008$)
آماره دوربین واتسون	$1/88$	آماره F لیمر (معناداری)	$1/08$ ($0/298$)

مقطعی از آزمون تشخیصی F استفاده می‌شود. با توجه به اینکه سطح معناداری به دست آمده از آزمون F لیمر بیشتر از $0/05$ است، روش داده‌های مقطعی پذیرفته می‌شود؛ بنابراین، الگوی مربوط باید به روش داده‌های ترکیبی معمولی برآورد شود. نتایج برآزش رابطه (۲) برای آزمون فرضیه دوم در جدول ۳ ارائه شده است.

آمار توصیفی متغیرهای پژوهش که با استفاده از داده‌های ۸۷ شرکت فعال در بورس اوراق بهادار تهران، در دوره‌های زمانی بین سال‌های ۱۳۸۳ تا ۱۳۹۲ اندازه‌گیری شده است، شامل تعداد مشاهدات، میانگین، انحراف معیار، حداقل، حداکثر، ضریب چولگی و ضریب کشیدگی است.

نتایج نشان می‌دهد میانگین متغیر وابسته $0/07$ و به طور متوسط، بدهی شرکت با مقدار $0/07$ بیشتر از دارایی شرکت است. کسری مالی بیان‌کننده عامل نمایندگی بین مدیر با مالکان است؛ به عبارتی، کسری مالی زمانی ایجاد می‌شود که مقدار منابع نقدی لازم برای اداره شرکت و پرداخت به سهامداران کمتر از جریان‌های نقدی حاصل از فعالیت‌های عملیاتی باشد. در اینجا، به طور متوسط شرکت‌ها $0/019$ - مازاد دارند. ریسک اطلاعات با میانگین $0/211$ به این معنا است که هرچه میزان بازده ماهانه سهام از متوسط بازده ماهانه فاصله می‌گیرد، اطلاعات لازم بین افراد،

نتایج نشان می‌دهد ضریب و سطح معناداری کسری مالی به ترتیب، برابر $(0/06)$ و $(0/008)$ است که وجود ارتباط مثبت و معنادار این متغیر را با تغییرات ساختار سرمایه نشان می‌دهد؛ بنابراین شواهدی مبنی بر رد این فرضیه یافت نشد و این فرضیه تأیید می‌شود.

برای آزمون فرضیه دوم پژوهش، قبل از تخمین رابطه (۲)، برای انتخاب بین روش داده‌های ترکیبی و

جدول (۳) نتایج آزمون فرضیه دوم پژوهش

$\Delta D_{it} = \alpha + \beta DEF_{it} + \gamma DEF_{it} * AIR_{it} + \varepsilon_{it}$			
متغیر	ضریب	آماره t	معناداری
عرض از مبدأ	۰/۰۷۵	۱۸/۵۳	۰/۰۰۰
DEF	۰/۰۹۵	۳/۶۲	۰/۰۰۰
AIR * DEF	-۰/۱۷۵	-۲/۷۷	۰/۰۰۶
ضریب تعیین تعدیل شده	۰/۰۷۴	آماره F فیشر	۷/۱۷ (۰/۰۰۰)
آماره دوربین واتسون	۱/۹۹	آماره F لیمر	۱/۰۹ ۰/۲۷۹

نتایج نشان می‌دهد ضریب و سطح معناداری (کسری مالی * ریسک اطلاعات مالی) به ترتیب، برابر (۰/۱۷۵-) و (۰/۰۰۶) است که وجود تأثیر منفی و معنادار ریسک اطلاعات مالی را در رابطه کسری مالی و تغییرات ساختار سرمایه نشان می‌دهد؛ به عبارتی، ریسک اطلاعات، شدت ضریب کسری مالی را از (۰/۰۶) به (۰/۱۷۵) افزایش و جهت آن را تغییر داده است؛ بنابراین شواهدی مبنی بر رد این فرضیه یافت نشد و این فرضیه تأیید می‌شود. برای

آزمون فرضیه سوم پژوهش، قبل از تخمین رابطه (۲) برای انتخاب بین روش داده‌های ترکیبی یا مقطعی از آزمون تشخیصی F استفاده شده است. با توجه به اینکه سطح معناداری به دست آمده از آزمون F لیمر بیشتر از ۰/۰۵ است، روش داده‌های مقطعی پذیرفته می‌شود؛ بنابراین، الگوی مربوط باید به روش داده‌های ترکیبی معمولی برآورد شوند. نتایج برازش رابطه (۲) برای آزمون فرضیه سوم در جدول ۴ ارائه شده است.

نتایج نشان می‌دهد ضریب و سطح معناداری (کسری مالی * ریسک اطلاعات مالی) به ترتیب، برابر (۰/۱۷۵-) و (۰/۰۰۶) است که وجود تأثیر منفی و معنادار ریسک اطلاعات مالی را در رابطه کسری مالی و تغییرات ساختار سرمایه نشان می‌دهد؛ به عبارتی، ریسک اطلاعات، شدت ضریب کسری مالی را از (۰/۰۶) به (۰/۱۷۵) افزایش و جهت آن را تغییر داده است؛ بنابراین شواهدی مبنی بر رد این فرضیه یافت نشد و این فرضیه تأیید می‌شود. برای

جدول (۴) نتایج آزمون فرضیه سوم پژوهش

$\Delta D_{it} = \alpha + \beta DEF_{it} + \gamma DEF_{it} * AIR_{it} + \varepsilon_{it}$						
۴۰٪ سطح میانی متغیر AG1			۶۰٪ سطح شدید متغیر AG1			
متغیر	ضریب	معناداری	آماره t	ضریب	معناداری	آماره t
عرض از مبدأ	-۰/۰۰۰۳	۰/۵۰۹	-۰/۶۵۹	۰/۰۰۱	۰/۰۰۰	۵/۴۷
DEF	-۰/۰۱۲	۰/۰۱۷	-۲/۳۸	۰/۰۰۲	۰/۲۰۱	۱/۲۸
AIR * DEF	۰/۰۰۱	۰/۰۲۰	۲/۳۱	۰/۰۰۴	۰/۰۰۲	۳/۰۷
آماره F فیشر (معناداری)	۱/۳۶ (۰/۰۱۹)		۱/۱۷ (۰/۱۳۷)			
ضریب تعیین تعدیل شده	۰/۰۳۵		۰/۰۱۷			
آماره دوربین واتسون	۲/۱۴		۲/۱۵			
۴۰٪ سطح میانی متغیر AG2			۶۰٪ سطح شدید متغیر AG2			
متغیر	ضریب	معناداری	آماره t	ضریب	معناداری	آماره t
عرض از مبدأ	۰/۰۰۳	۰/۰۰۰	۴/۰۵	۰/۰۰۱	۰/۰۰۰	۸/۷۷
DEF	۹/۵۹	۰/۴۸۴	۰/۶۹۸	-۳/۱۰	۰/۹۷۱	-۰/۰۳۵
AIR * DEF	-۰/۰۰۰۲	۰/۱۷۷	-۱/۳۵۰	۰/۰۰۳	۰/۰۲۵	۲/۲۳
آماره F فیشر (معناداری)	۲/۲۷۴ (۰/۰۰۰)		۱/۳۱ (۰/۰۳۴)			
ضریب تعیین تعدیل شده	۰/۱۱۴		۰/۰۳۰			
آماره دوربین واتسون	۲/۱۳		۲/۱۹			

بدهی خود دارند. نتایج این فرضیه درباره تأثیر مثبت و معنادار کسری مالی و تغییرات ساختار سرمایه، با نتایج پژوهش قبلی بهارات^۱ [۲۰۰۹] و کردستانی و فدایی کلورزی [۱۳۹۱] مطابق است. نتایج حاصل از آزمون فرضیه دوم نشان می‌دهد تأثیر ریسک اطلاعات مالی شرکت‌ها در رابطه کسری مالی و تغییرات ساختار سرمایه، منفی و معنادار است. توزیع متقارن اطلاعات، نقش مهمی در تصمیم‌گیری‌های سرمایه‌گذاری و تأمین مالی دارد؛ به گونه‌ای که هرچه اطلاعات مالی گزارش شده دقت بیشتری داشته باشد، عدم تقارن اطلاعاتی ناشی از اطلاعات مالی میان مشارکت‌کنندگان در بازار کاهش خواهد یافت؛ به عبارتی، کیفیت توزیع اطلاعات با کاهش ریسک اطلاعات با متقارن کردن اطلاعات، هزینه‌های گزینش معکوس را کاهش می‌دهد و زمینه بیشتر برای صدور سهام فراهم می‌شود. نتایج این فرضیه درباره تأثیر ریسک اطلاعات مالی در رابطه کسری با تغییرات ساختار سرمایه با نتایج پژوهش‌های قبلی بیدل^۲ و همکاران [۲۰۰۶] و ایزلی و اوهارا^۳ [۲۰۰۴] همسو است. نتایج حاصل از آزمون فرضیه سوم نشان می‌دهد، سطح معناداری کسری مالی و ریسک اطلاعات مالی در سطح خطای ۰/۰۵ در عامل نمایندگی اول تأیید شد؛ اما در عامل نمایندگی دوم تأیید نشد. براساس نتایج به دست آمده از این پژوهش و با توجه به اینکه کسری مالی ناشی از عملیات و پرداخت‌نشدن به سهامداران به افزایش استقراض منتهی می‌شود، توصیه می‌شود شرکت‌ها با مدیریت سرمایه در گردش و سیاست‌های مناسب تقسیم سود از افزایش ریسک مالی پرهیز کنند. در پژوهش حاضر برای محاسبه ریسک

نتایج نشان می‌دهد ضریب و سطح معناداری (کسری مالی * ریسک اطلاعات مالی) در نمونه‌های مختلف با توجه به الگوهای تخمین زده شده به ترتیب، در الگوی اول برابر (۰/۰۰۱) و (۰/۰۲۰)، در الگوی دوم برابر (۰/۰۰۴) و (۰/۰۰۰)، در الگوی سوم برابر (۰/۰۰۲) و (۰/۱۷۷) و در الگوی چهارم برابر (۰/۰۰۳) و (۰/۰۲۵) است. با توجه به تفاوت ظاهری در مقادیر به دست آمده، برای آزمون تفاوت معناداری آماری آنها از آزمون کرامر استفاده شد. مقدار آماره Z به میزان (۷/۱۴۵) و سطح معناداری آن (۰/۰۰۰) شد؛ بنابراین تفاوت معناداری بین ضرایب تعاملی کسری مالی و ریسک اطلاعات مالی با تغییرات ساختار سرمایه در انگیزه‌های شدید و ضعیف مدیریتی به‌طور معنادار وجود دارد.

نتایج و پیشنهادها

همانگونه که گفته شد، هدف اصلی این پژوهش، بررسی تأثیر ریسک اطلاعات مالی و رویکرد نمایندگی در ساختار سرمایه است. در پژوهش حاضر، اطلاعات مالی ۸۷ شرکت در دوره زمانی ۱۰ ساله، از سال ۱۳۸۳ تا ۱۳۹۲ تحلیل شد که نتایج نهایی به شرح زیر به دست آمده است.

نتایج حاصل از آزمون فرضیه اول نشان می‌دهد بین کسری مالی و تغییرات ساختار سرمایه، رابطه مثبت و معنادار وجود دارد. کسری مالی به‌عنوان عامل نمایندگی، عامل مهم و تأثیرگذار در ساختار سرمایه است؛ به گونه‌ای که هرچه میزان عدم تقارن اطلاعاتی بین مدیر و مالکان افزایش می‌یابد، نسبت بدهی استفاده‌شده برای پوشش کسری مالی نیز افزایش می‌یابد؛ به عبارتی، شرکت‌هایی که بیشتر از منابع داخلی استفاده می‌کنند، تمایل بیشتری به افزایش نسبت

1. Bharath

2. Biddle & Hilary

3. Easley & O'Hara

- quality affect information asymmetry? Evidence from trading costs. *Contemporary Accounting Research*. 30: 482-516.
- [11] Dittmar, A., & Thakor, A. (2007). Why do firms issue equity? *Journal of Financ.* 62: 1-53.
- [12] Easley, D., & O'Hara, M. (2004). Information and the cost of capital. *Journal of Finance*. 59:1553-1583.
- [13] Fathi, S., Abzari, M., & Habibi, S. (1393). Meta-analysis of the determinants of the capital structure of the company. *Journal of Asset Management & Financing*. 2(1): 55-74. (in Persian).
- [14] Kordestani, GH., & Fadaei, E. (1391). The relationship between information asymmetry in Tehran Stock Exchange. *Journal of Financial Accounting Research*. 2(7): 77-100. (in Persian).
- [15] Myers, S., & Majluf, N. (1984). Corporate financing and investment decisions when firms have information that investors do not have. *Journal of Financial Economics*. 13: 87-221.
- [16] Pan, L., Lin, C., & Ho, k. (2015). Information ratings and capital structure. *Journal of Corporate Finance*. 31: 17-32.
- [17] Petachi, R. (2015). Information asymmetry and capital structure: Evidence from regulation FD. *Journal of Accounting and Economics*. 59: 143-162.
- [18] Soleimani, Gh., & Taheri, M. (1391). The impact of EOS on cost of capital of listed companies in Tehran Stock Exchange. *Journal of Securities Exchange*. 5(20): 7-27. (in Persian).
- [19] Soltani, F. (1394). The effect of product market competition on the timeliness and quality of financial information disclosure. *Master Thesis Accounting, Qavin Islamic Azad University*. (in Persian).
- [20] Wasan, S., & Boone, P. (2010). Do accruals exacerbate information asymmetry in the market? *Advances in Accounting*. 26: 66-78.
- اطلاعات مالی از بازده غیرعادی استفاده شد؛ بنابراین برای پژوهش‌های آینده پیشنهاد می‌شود برای محاسبه ریسک اطلاعات از کیفیت اقلام تعهدی استفاده شود.

References

- [1] Afza, T., & Hussain, A. (2011). Determinants of capital structure: A case study of automobile sector of pakistan. *Interdisciplinary Journal of Contemporary Research in Business*. 10: 219-230.
- [2] An, Z., Li, D., & Yu, J. (2016). Earnings management, capital structure, and the role of institutional environments. *Journal of Banking & Finance*. (68): 52-131.
- [3] Ansari, A., & Abbasi, A. (1391). The effect of added value tax on the capital structure and the profitability of companies listed in Tehran Stock Exchange. *Journal of The Accounting and Auditing Review*. 1(4): 37-63. (in Persian).
- [4] Arabmazar Yazdi, M., & Talebiav, M. (1387). Financial reporting quality, information risk and cost of capital. *Empirical Studies in Journal of Financial Accounting*. 21: 1-30. (in Persian).
- [5] Asadi, A. (1393). The effect of firms characteristics and moderating role of government ownership on capital structure in Tehran Stock Exchange. *Journal of The Accounting and Auditing Review*. 3(12): 60-89. (in Persian).
- [6] Asadi, Gh., Bayat, M., & Naghdi, S. (1393). Financial and non-financial factors effective on capital structure decisions. *Empirical Research in Accounting*. 4(14): 187-203. (in Persian).
- [7] Azizi, A., Saffar, M., Ferghandost Haghigi, K., & Alimadad, M. (1387). Information technology and its role in financial reporting. *The Auditor Journal*. 4, 5: 24-31. (in Persian).
- [8] Biddle, G., & Hilary, G. (2006). Accounting quality and firm-level capital investment. *The Accounting Review*. 81: 963-982.
- [9] Bharath, S. T., Pasquariello, P., & Wu, G. (2009). Does asymmetric information drive capital structure decisions? *The Review of Financial Studies*. 22: 3211-3243.
- [10] Bhattacharya, N., Desai, H., & Venkataraman, K. (2013). Does earnings