

## تأثیر ساختار سرمایه بر محافظه کاری غیر شرعی و هزینه های نمایندگی

دکتر رسول برادران حسن زاده

استاد یار حسابداری، دانشگاه آزاد اسلامی واحد تبریز

(نویسنده مسئول مقاله)

[Baradaran313@iaut.ac.ir](mailto:Baradaran313@iaut.ac.ir)

رضا بهشتی نهند

کارشناس ارشد حسابداری، دانشگاه آزاد اسلامی واحد تبریز

[beheshtyreza@ymail.com](mailto:beheshtyreza@ymail.com)

تاریخ دریافت: ۱۳۹۳/۰۵/۰۶ ، تاریخ پذیرش: ۱۳۹۳/۱۰/۰۸

### چکیده

هدف این پژوهش تعیین تأثیر ساختار سرمایه بر هزینه های نمایندگی و محافظه کاری غیر شرعی در بورس اوراق بهادار تهران است. بدین منظور برای اندازه گیری ساختار سرمایه از ۵ معیار، نسبت بدهی به حقوق صاحبان سهام، نسبت بدهی های کوتاه مدت به دارایی ها، نسبت بدهی های بلند مدت به دارایی ها، نسبت بدهی های بدون بهره به دارایی ها و نسبت بدهی های بهره دار به دارایی و برای اندازه گیری هزینه های نمایندگی از تعامل بین فرصت های رشد و جریانهای نقد آزاد و برای اندازه گیری محافظه کاری از مدل گیولی و هاین (۲۰۰۰) استفاده شده است. پژوهش حاضر از نوع پژوهشهای کاربردی بوده و روش آن از نوع علی- پس رویدادی است. جامعه آماری پژوهش شامل شرکتهای پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران می باشد و نمونه پژوهش با استفاده از روش نمونه گیری حذفی سیستماتیک و با اعمال شرایط متغیرهای پژوهش به تعداد ۷۵ شرکت از ۱۸ صنعت طی سالهای ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۰ انتخاب شده است. برای تجزیه و تحلیل داده ها و آزمون فرضیه ها از تکنیک آماری رگرسیون داده های تابلویی استفاده شده است و نتایج پژوهش حاکی از آن است که نسبت بدهی به حقوق صاحبان سهام باعث افزایش محافظه کاری و عدم تأثیر بر هزینه های نمایندگی، تجزیه بدهیها در قالب کوتاه و بلند مدت منجر به افزایش محافظه کاری و کاهش هزینه های نمایندگی می شوند.

همچنین بدهیها بهره دار باعث کاهش محافظه کاری و هزینه های نمایندگی و بدهیهای بدون بهره باعث کاهش هزینه های نمایندگی و عدم تاثیر بر محافظه کاری می باشد.

**واژگان کلیدی:** نوع قراردادهای بدهی، هزینه های نمایندگی، محافظه کاری غیرشرطی و ساختار سرمایه.

## مقدمه

محافظه کاری یکی از ویژگی های برجسته ی گزارشگری مالی است که در سال های اخیر به خاطر رسوایی های مالی در شرکت هایی مانند انرون و وردکام، توجه بیشتری را به خود جلب کرده است و برخی مطالعات اخیر مانند واتز، ۲۰۰۳؛ رویچوداری و واتز، ۲۰۰۵ و لافوند و واتز، ۲۰۰۶ به طور ویژه بر محافظه کاری تمرکز کرده اند. هرچند بسیاری از حسابداران بر وجود محافظه کاری در تنظیم صورت های مالی توافق دارند، تعریفی جامع و مانع از آن ارائه نشده است. با وجود این، در متون حسابداری دو خصوصیت عمده ی محافظه کاری مورد بررسی قرار گرفته است: نخست، جانب داری رو به پایین ارزش دفتری سرمایه نسبت به ارزش بازار آن است و دو دیگر گرایش به تسریع در شناسایی هزینه ها و تعویق شناخت درآمدها [۲]. تحقیقاتی که درباره محافظه کاری انجام گرفته است، مؤید اهمیت نقش این میثاق حسابداری در زمینه های مختلفی از قبیل برطرف کردن مسائل برخاسته از هزینه نمایندگی، بی اثر ساختن مسائل ناشی از عدم تقارن اطلاعاتی بین استفاده کنندگان آگاه و ناآگاه، احقاق حقوق ذینفعان شرکت، تأثیر مثبت بر کاهش هزینه های استقراض و هزینه های سرمایه، نقش بازدارندگی در قبال وقوع رسوایی های مالی و همچنین نقش انکارناپذیر آن در مباحث ساختار سرمایه و . . . است. واتز و زیمرمن (۱۹۸۶) در تعریف محافظه کاری چنین نوشته اند: "محافظه کاری یعنی اینکه حسابدار باید از بین ارزش های ممکن، برای دارایی ها کم ترین ارزش و برای بدهی ها بیشترین ارزش را گزارش کند. درآمدها باید دیرتر شناسایی شوند نه زودتر و هزینه ها باید زودتر شناسایی شوند نه دیرتر". باسو (۱۹۹۷) محافظه کاری را الزام به داشتن درجه بالایی از تایید برای شناخت اخبار خوب مانند سود، در مقابل شناخت اخبار بد مانند

زیان‌تعریف می‌نماید. این تعریف محافظه‌کاری را از دیدگاه سود و زیان توصیف می‌نماید [۱۳]. اما تعریف دیگر (فلتهام و السون، ۱۹۹۵) تعریف محافظه‌کاری از دیدگاه ترازنامه است. بر اساس این دیدگاه در مواردی که تردیدی واقعی در انتخاب بین دو یا چند روش گزارشگری وجود دارد، آن روش باید انتخاب گردد که کمترین اثر مطلوب بر حقوق صاحبان سهام داشته باشد. تعریف سوم در باره محافظه‌کاری (گیولی و هاین، ۲۰۰۰) بر اساس دیدگاه ترکیبی ترازنامه و سود و زیان است. در دیدگاه سوم محافظه‌کاری یک مفهوم حسابداری است که منجر به سود انباشته گزارش شده از طریق شناخت دیرتر درآمد و شناخت سریع‌تر هزینه، ارزیابی پایین‌داری و ارزیابی بالای بدهی می‌شود [۴]. یکی از مواردی که بر محافظه‌کاری اطلاعات مالی تاثیر می‌گذارد، ویژگی‌های سازمانی، از جمله ساختار سرمایه شرکت (قرارداد های بدهی) است. زمانی که شرکتها عمده منابع تامین مالی مورد نیاز خود را از طریق بازار سرمایه تامین کرده‌اند، نقش اقتصادی صورتهای مالی پررنگ‌تر خواهد بود. در این وضعیت، سرمایه‌گذاران و حسابرسان فشار بیشتری را برای افشای اخبار بد مرتبط با شرکت را بر مدیریت اعمال می‌کنند. در نتیجه این فشارها، مدیریت در گزارشگری خود، انگیزه افزایش محافظه‌کاری سود را دارد. در مقابل در شرکتهایی که تامین مالی آنها بیشتر از طریق بدهی است، بستانکاران ممکن است قادر باشند اطلاعات را از طریق کانال‌های خصوصی بدست آورند و در موقعیت بهتری برای نظارت مستقیم بر مدیران قرار داشته باشند. در چنین وضعیتی، گزارشگری به موقع اخبار بد از اهمیت کمتری برخوردار است. با این وجود، بستانکاران بواسطه ارزیابی توان پرداخت بدهی، شرکتها را وادار می‌کنند ترازنامه محافظه‌کارانه‌تری ارائه کنند. زیرا نگاه بستانکاران نسبت به ارزش‌داری‌های شرکت بد بینانه است [۱]. محافظه‌کاری مزایای متفاوتی دارد که از مهمترین آنها، انعقاد قراردادهای کارا، کاهش دعاوی حقوقی، کاهش یا به تعویق انداختن مالیات، خنثی کردن تمایل جانب‌داری مدیران [۱۸]، کاهش هزینه‌های سیاسی [۳]، کاهش فشارها و تهدیدات رقابتی و افزایش کیفیت اطلاعات مالی را میتوان نام برد [۱۸]. در مقابل همه این منافع اتخاذ رویکرد محافظه‌کارانه هزینه‌های نیز دارد که مهمترین آن کاهش انتظارات از عملکرد آتی واحد تجاری خواهد بود. فلسام در پژوهشی در این زمینه بیان کرد، محافظه‌کاری

نامشروط باعث کاهش خالص ارزش دارایی های گزارش شده است، در صورتی که محافظه کاری مشروط به کاهش انتظارات از عملکرد آتی منجر میشود؛ زیرا محافظه کاری مشروط با زودترشناسایی کردن اخبار بد و نامساعد نسبت به اخبار خوب و مساعد، تصویری نامناسب از وضعیت واحد تجاری ارائه می کند. پایین بودن انتظارات از عملکرد آتی، ارزش کمتر اوراق بهادار شرکت را به دنبال خواهد داشت؛ زیرا تحلیلگران و سرمایه گذاران بازار، تا حدودی اعمال محافظه کاری در گزارشگری مالی را در نظر میگیرند ولی قادر به انعکاس کامل آن نیستند[۱۸]. تامین مالی از طریق استقراض حداقل به سه صورت زیر به عنوان یک سازو کار کاهنده هزینه های نمایندگی، به حل مشکلات نمایندگی کمک می نماید: ۱- به دلیل این واقعیت که ممکن است مدیران به دنبال بیشترین منافع برای اعتبار دهندگان نباشند؛ بین مدیران و اعتبار دهندگان تضاد منافع وجود دارد، و این امر منجر به ایجاد انگیزه در اعتبار دهندگان برای اعمال نظارت بر مدیران می گردد. ۲- از آنجا که با انتشار سهام جدید، درصد مالکیت مدیر کاهش می یابد، تامین مالی از طریق استقراض در مقایسه با انتشار سهام جدید مانع از کاهش درصد مالکیت و در نتیجه افزایش همسویی منافع مدیران و مالکان می شود. ۳- جنس بیان می دارد افزایش بدهی با کاهش جریان های نقد در اختیار مدیریت باعث کاهش هزینه های نمایندگی جریان نقد آزاد می گردد. رابطه مدیران و اعتبار دهندگان متفاوت از رابطه آنها با سهامداران است، به این معنی که میزان و زمان پرداخت اصل و فرع بدهی توسط مدیران تعهد شده است، در صورتی که آنها تعهدی مبنی بر توزیع میزان معینی از سود در زمان های از پیش تعیین شده به سهام داران ندارند. استقراض با خروج وجوه نقد به صورت منظم و از پیش تعیین شده منجر به کاهش جریان های نقد آزاد شده و این امر امکان سرمایه گذاری چنین وجوهی را در پروژه های با خالص ارزش فعلی منفی، کاهش می دهد، در نتیجه با افزایش استقراض، هزینه های نمایندگی جریان های نقد آزاد کاهش می یابد. مک کنل و سرواس بیان نمودند که افزایش در بدهی ممکن است به افزایش سرمایه گذاری در پروژه های با ریسک بالا، به منظور تامین وجوه پرداختی بابت هزینه بهره، بیانجامد. بنابراین با افزایش بدهی، اعتبار دهندگان از انگیزه بیشتری برای اعمال نظارت بیشتر بر مدیریت و در نتیجه کاهش هزینه های نمایندگی برخوردار خواهند

بود [۱۱]. در ایران پژوهش های متعددی در ارتباط با محافظه کاری حسابداری، ساختار سرمایه و هزینه نمایندگی و موضوعات مرتبط در سالهای اخیر صورت گرفته است (نظیر بنی مهد (۱۳۸۵)، مران جوری و علیخانی (۱۳۸۹)، سجادی و همکاران (۱۳۹۰)، تقوی و همکاران (۱۳۸۹)). اما در کمتر مقاله ای تفاوت های مهم میان انواع بدهی ها مد نظر قرار گرفته است. و پژوهشی که به صورت مستقیم به بررسی تاثیر ساختار سرمایه بر هزینه های نمایندگی و محافظه کاری پردازد وجود ندارد. بنابر این پژوهش حاضر سعی دارد تا با استفاده از تمامی نسبت های بدهی نشان دهد که آیا نسبت های مذکور تاثیری بر هزینه های نمایندگی و محافظه کاری غیر شرطی دارند یا خیر؟

### **پیشینه پژوهش:**

هوانگ و سانگ (۲۰۰۶) تحقیق خود را در مورد ۱۲۰۰ شرکت چینی انجام دادند. آنها رابطه برخی از مؤلفه های ساختار سرمایه با نسبت بدهی را مورد مطالعه قرار، و نشان دادند که نسبت بدهی با افزایش سودآوری و افزایش سهم مالکیت مدیریت در شرکت کاهش، و با افزایش اندازه شرکت افزایش مییابد؛ میزان داراییهای مشهود نیز بر نسبت بدهی تأثیر مثبت دارد. علاوه بر این، تحقیق آنها نشان داد که مالکیت دولتی و سازمانی بر سیاستهای ساختار سرمایه شرکتها تأثیر چندانی ندارد. فرانکل و همکاران (۲۰۰۷)، در استدلال نتایج پژوهش خود معتقدند که محافظه کاری توانسته است در برابر منافع اعتبار دهندگان در برابر سهامداران حمایت کند. بیتی، ویر و یو (۲۰۰۸)، به بررسی شروط محافظه کاری گنجانده شده در قراردادهای بدهی پرداختند؛ آنها بیان کردند هنگامی که هزینه های نمایندگی بدهی بالاتر است این شروط قراردادی بیشتر مورد استفاده قرار می گیرند. با این حال شواهد ایشان بیانگر این بود که شروط قراردادی تقاضای اعتبار دهندگان برای محافظه کاری را به تنهایی برآورده نمی سازد و بنابراین برای کاهش هزینه های نمایندگی بدهی نیاز به استفاده از حسابداری محافظه کارانه نیز است. ژانگ (۲۰۰۸)، به بررسی مزایای حسابداری محافظه کارانه برای طرفین قراردادهای بدهی پرداخت. یافته های او نشان می داد که در صورت استفاده از حسابداری محافظه کارانه (وجود شروطی برای حسابداری محافظه کارانه در قرارداد بدهی) اگر اعتبار گیرندگان این شروط را نقض نمایند اعتبار دهندگان از مزایایی مانند سررسید نمودن پیش از موعد بدهی و تحمیل جریمه

ناشی از تخطی اعتبار گیرندگان بهره مند می شوند. از طرفی اعتبار دهندگان نیز نرخ بهره کمتری از شرکت های استفاده کننده از حسابداری محافظه کارانه طلب کرده و استقراض کنندگان هم از مزایایی مانند نرخ بهره پرداختی کمتر، ناشی از هزینه های نمایندگی بدهی، منتفع می شوند. فلوراکیس (۲۰۰۸) در بخشی از پژوهش خود نشان داد که بدهی کوتاه مدت رابطه ی معنا داری با معیارهای هزینه نمایندگی داشته و باعث کاهش تعارضات نمایندگی می شود. ساندر، ساندر و ژانگ (۲۰۰۹) به بررسی تأثیر محافظه کاری در قراردادهای بدهی پرداختند. نتایج پژوهش آن ها بیانگر این است که بین محافظه کاری و سطح بدهی ارتباط مستقیمی وجود دارد. هنری (۲۰۱۰)، در مطالعه ای بر روی متغیرهای وابسته هزینه های نمایندگی، ساختار سرمایه و قبول راهبری شرکتی متغیرهای مستقل بسیاری را از جمله دوگانگی مدیر عامل، تامین مالی از طریق استقراض و مالکیت نهادی و ... را در شرکتهای بورسی استرالیا بررسی کرد و به این نتیجه رسید که بکارگیری ویژگی های راهبری بصورت جداگانه، هیچگونه تاثیر قابل توجهی روی هزینه های نمایندگی در سطح شرکت ندارد در حالی که هماهنگی بیشتر با شاخص سازگاری راهبری، سطوح هزینه نمایندگی شرکت را هم از نظر آماری و هم اقتصادی به صورت معنا داری کاهش می دهد و در نهایت رابطه منفی بین هزینه های نمایندگی و تبعیت از دستورالعمل های راهبری شرکتی وجود دارد. گاگینی و همکاران (۲۰۱۲)، رابطه بین هزینه های نمایندگی (افقی و عمودی) و ساختار مالکیتی و کنترلی را مورد آزمون قرار دادند. نتایج تحقیق آنها نشان داد شرکت های خصوصی با هزینه های نمایندگی پایین تری نسبت به شرکت های دولتی روبرو هستند. به علاوه هزینه های نمایندگی در شرکت هایی که ساختار مالکیت، تک مالکی دارند در مقایسه با سایر ساختار های مالکیت، پایین تر است. به عبارتی دیگر، با پیچیده تر شدن ساختار مالکیت، هزینه های نمایندگی افزایش می یابد.

ستایش و همکاران (۱۳۸۸) در پژوهش خود نشان دادند که رابطه بین ساختار سرمایه و سودآوری به تعریف متغیر سودآوری بستگی دارد. بیشترین مقدار سودآوری نیز در ازای استفاده ی کمتر از اهرم مالی حاصل شده است. مران جوری و علی خانی (۱۳۸۹) در پژوهشی تحت عنوان " بررسی رابطه بین محافظه کاری و فرضیه قراردادهای بدهی در شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران " انجام دادند. نتایج حاصل از

آزمون فرضیه های پژوهش نشان می دهد که بین محافظه کاری و شاخص های فرضیه قراردادهای بدهی در کلیه شرکتهای مورد مطالعه رابطه ی معنی داری وجود ندارد. قنواتی (۱۳۹۱) به بررسی ارتباط بین شفافیت گزارشگری مالی و محافظه کاری شرطی و غیر شرطی در شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران پرداخت، نتایج حاصل از این پژوهش نشان داد که با افزایش محافظه کاری غیر شرطی شاهد کاهش شفافیت گزارشگری مالی خواهیم بود. همچنین اهرم مالی رابطه عکس با شفافیت گزارشگری مالی دارد. یعنی هرچه نسبت بدهی های شرکت به دارایی ها بیشتر باشد، شفافیت گزارشگری مالی کمتر می شود.

### روش پژوهش و جامعه آماری

این تحقیق از نوع تحقیقات کاربردی است که با استفاده از روش رگرسیون چند متغیره و مدل های اقتصاد سنجی صورت گرفته است. فرضیه تحقیق بر اساس داده های ترکیبی آزمون شده است و تحلیل های آماری به کمک نرم افزار Eviews 6 انجام شده است. جامعه آماری تحقیق را شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران تشکیل می دهد. قلمرو زمانی برای یک دوره 6 ساله از ابتدای سال 1385 لغایت پایان سال 1390 تعیین شده است. نمونه آماری این تحقیق آن دسته از شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار است که دارای شرایط زیر باشند:

۱. تا پایان اسفند 1382 در بورس اوراق بهادار تهران پذیرفته شده باشند.
۲. بیش از 6 ماه توقف معاملاتی نداشته باشد.
۳. داده های مورد نیاز آنها در دسترس باشد.
۴. در دوره تحقیق سال مالی خود را تغییر نداده باشند.
۵. به دلیل ماهیت و طبقه بندی متفاوت اقلام صورت های مالی شرکت های سرمایه گذاری و واسطه گری مالی در مقایسه با شرکت های تولیدی، شرکت های سرمایه

گذاری شرکت های بیمه، بانک ها و مؤسسات تأمین مالی در این پژوهش مورد بررسی قرار نمی گیرند.

۶. سال مالی آنها منتهی به 29 اسفند باشد.

## فرضیه های پژوهش

### فرضیه اصلی اول: ساختار سرمایه بر محافظه کاری تاثیر دارد.

منظور از ساختار سرمایه، نوع استقراض شرکت می باشد که به ابعاد ذیل تقسیم می شود:

- ۱-۱. نسبت کل بدهی به کل حقوق صاحبان سهام بر محافظه کاری غیر شرطی تاثیر دارد.
- ۱-۲. نسبت بدهی های کوتاه مدت به دارایی ها بر محافظه کاری غیر شرطی تاثیر دارد.
- ۱-۳. نسبت بدهی های بلند مدت به دارایی ها بر محافظه کاری غیر شرطی تاثیر دارد.
- ۱-۴. نسبت بدهی های بدون بهره به دارایی ها بر محافظه کاری غیر شرطی تاثیر دارد.
- ۱-۵. نسبت بدهی های بهره دار به دارایی ها بر محافظه کاری غیر شرطی تاثیر دارد.

### فرضیه اصلی دوم: ساختار سرمایه بر هزینه های نمایندگی تاثیر دارد.

- ۱-۲. نسبت کل بدهی به کل حقوق صاحبان سهام بر هزینه های نمایندگی تاثیر دارد.
- ۲-۲. نسبت بدهی های کوتاه مدت به دارایی ها بر هزینه های نمایندگی تاثیر دارد.
- ۲-۳. نسبت بدهی های بلند مدت به دارایی ها بر هزینه های نمایندگی تاثیر دارد.
- ۲-۴. نسبت بدهی های بدون بهره به دارایی ها بر هزینه های نمایندگی تاثیر دارد.
- ۲-۵. نسبت بدهی های بهره دار به دارایی ها بر هزینه های نمایندگی تاثیر دارد.

## متغیر های پژوهش:

### متغیر مستقل

متغیر مستقل در این پژوهش ساختار سرمایه (قراردادهای بدهی) می باشد، برای بررسی متغیر ساختار سرمایه از نسبتهای اهرمی استفاده میشود، زیرا نسبتهای اهرمی نشان دهنده نحوه ترکیب سرمایه شرکت میباشد. این نسبت وضع طلبکاران را در مقابل صاحبان سهام نشان میدهد که هر یک تا چه اندازه در واحد تجاری سرمایه گذاری کرده اند (هاشمی و همکاران ۱۳۹۱). ولی با توجه به اینکه نسبت کل بدهی به کل دارایی های تحلیل های مهم



میان بدهی های کوتاه مدت، بدهی های بلند مدت، بدهی های بهره دار و بدهی های بدون بهره را در نظر نمی گیرد برای سنجش نسبت بدهی به کل دارایی از چهار معیار: نسبت بدهی های کوتاه مدت به کل دارایی ها، نسبت بدهی های بلند مدت به کل دارایی ها، نسبت بدهی های بهره دار به کل دارایی ها و نسبت بدهی های بدون بهره به کل دارایی ها استفاده شده است. و برای بررسی و تجزیه و تحلیل دقیق تر ساختار سرمایه از شاخص های زیر به عنوان معیار ساختار سرمایه استفاده شده است:

۱- نسبت کل بدهی به کل حقوق صاحبان سهام (TD/E): که از تقسیم مجموع بدهی به مجموع حقوق صاحبان سهام به دست می آید.

۲- نسبت بدهی های بلند مدت به کل دارایی ها (LD/A): که از تقسیم جمع بدهی بلند مدت به جمع دارایی ها به دست می آید.

۳- نسبت بدهی های کوتاه مدت به کل دارایی ها (SD/A): که از تقسیم جمع بدهی کوتاه مدت به جمع دارایی ها بدست می آید.

۴- نسبت بدهی های بدون بهره به کل دارایی ها (ID/A): که از تقسیم جمع بدهی های بدون بهره به جمع دارایی ها به دست می آید.

۵- نسبت بدهی های بهره دار به کل دارایی ها (DD/A): که از تقسیم جمع بدهی های بهره دار به جمع دارایی ها به دست می آید.

### متغیرهای وابسته

در این تحقیق متغیرهای محافظه کاری و هزینه های نمایندگی به عنوان متغیرهای وابسته مورد استفاده قرار گرفته اند.

### محافظه کاری

در پژوهش حاضر برای اندازه گیری شاخص محافظه کاری از مدل گیولی و هاین (۲۰۰۰) استفاده شده است. شاخص محافظه کاری بر اساس مدل مزبور به صورت زیر محاسبه می شود:

=شاخص محافظه کاری	اقلام تعهدی عملیاتی	*(۱)-
	جمع دارایی ها در اول دوره	

اقلام تعهدی عملیاتی از تفاوت سود خالص و جریان نقدی عملیاتی بعلاوه هزینه استهلاک به دست می آید. به عقیده (گیولی و هاین ۲۰۰۰) رشد ارقام تعهدی می تواند شاخصی از تغییر در درجه محافظه کاری حسابداری در طول یک دوره بلند مدت باشد. به بیانی دیگر اگر ارقام تعهدی افزایش یابد، در آن صورت محافظه کاری کاهش می یابد و بر عکس، از این رو برای تعیین جهت تغییرات محافظه کاری ارقام تعهدی در عدد منفی یک ضرب می شود. از آن جایی که فروش می تواند بر ارقام تعهدی نظیر تغییرات در حساب های دریافتی و موجودی کالا و شاخص سودآوری اثرگذار باشد، لذا در این تحقیق نسبت فروش به جمع دارایی به عنوان متغیر کنترل به متغیرهای پژوهش اضافه شده است. برای کنترل عامل تورم بر ارقام تعهدی و تغییرات محافظه کاری و همچنین برای همگن کردن اطلاعات در سطح شرکتهای با اندازه های مختلف و هم چنین برای کاهش ناهمسانی واریانس در باقی مانده مدل (جمله پسماند) متغیرهای پژوهش بر جمع دارایی ها تقسیم شده است.

### هزینه های نمایندگی

در این پژوهش برای اندازه گیری هزینه نمایندگی از دو فرمول جریان نقد آزاد و فرصتهای رشد شرکت استفاده شده است.

### جریان نقد آزاد

جنسن در تئوری جریان های نقد آزاد بیان می نماید که مدیران به جای توزیع جریان های نقد آزاد بین مالکان، تمایل به سرمایه گذاری مجدد آن در شرکت دارند؛ چرا که پرداخت وجه به سهام داران موجب کاهش منابع تحت کنترل مدیران و در نتیجه کاهش قدرت آنها

می‌گردد. از طرفی این امر احتمالاً به دلیل نیاز به جذب سرمایه جدید توسط شرکت موجب افزایش نظارت بازار سرمایه خواهد شد، به عبارت دیگر انباشت جریان های نقد آزاد باعث کاهش توان نظارت بازار بر تصمیمات مدیریت می‌شود. در نتیجه شرکت های دارای جریان های نقد آزاد بالا و فرصت های رشد و سرمایه گذاری کم، دارای هزینه نمایندگی بالایی هستند (نوروش و همکاران، ۱۳۸۸). برای محاسبه جریان نقد آزاد از مدل لن و پولسن استفاده شده که براساس این مدل، جریان های نقد آزاد از سود عملیاتی قبل از استهلاک و به کسر مجموع مالیات ها، به اضافه هزینه بهره و سود تقسیمی پرداختی به دست می‌آید و با تقسیم بر مجموع دارایی ها استاندارد می‌گردد. فرصت های رشد توسط شاخص Q توین اندازه گیری می‌شود که از تقسیم ارزش بازار به ارزش دفتری دارایی های شرکت به دست می‌آید. که به شکل رابطه زیر محاسبه می‌گردد.

$$\text{Tobin's-Q} = \frac{\text{تعداد سهام در دست سهامداران} \times \text{ارزش بازار هر سهم} + \text{ارزش دفتری کل بدهی ها}}{\text{ارزش دفتری کل دارایی های شرکت}}$$

برای هر سال با استفاده از میانه شاخص Q توین، شرکت های نمونه به دو گروه بالاتر و پایین تر از میانه تقسیم بندی شده، سپس به شرکت های گروهی که شاخص Q توین آن بالای میانه باشد عدد صفر و به شرکت های گروه دوم عدد یک اختصاص داده می‌شود.

### فرصت های رشد و ارزش شرکت

آپلر و تیمن (۱۹۹۳) بیان نمودند که شرکت های با فرصت رشد بالا احتمالاً بهتر مدیریت می‌شوند؛ این شرکت ها احتمالاً از جریانهای نقد آزاد کمتری نیز برخوردارند، زیرا وجه نقد موجود در پروژه های با خالص ارزش فعلی مثبت سرمایه گذاری می‌شوند. از جمله محققانی که از این معیار برای اندازه گیری هزینه های نمایندگی بهره جسته اند می‌توان به دوکاس و همکاران (۲۰۰۰)، مک نایت و ویر (۲۰۰۸)، و دوکاس و همکاران (۲۰۰۵) اشاره کرد. برای اندازه گیری فرصت های رشد می‌توان از معیارهای مختلفی همچون رشد فروش، رشد سود عملیاتی و شاخص Q توین و ... استفاده نمود. در این پژوهش به پیروی از محققان مذکور، برای اندازه گیری هزینه های نمایندگی از تعامل بین فرصت های رشد و

جریان های نقد آزاد استفاده گردید؛ و همچنین مطابق با تحقیقات مذکور، شاخص Q توبین به عنوان معیاری برای اندازه گیری فرصت های رشد استفاده شده است. در این پژوهش از مدل لن و پولسن (۱۹۸۹) برای اندازه گیری جریان های نقد آزاد واحد تجاری استفاده می شود؛ بر اساس این مدل، جریان های نقد آزاد از سود عملیاتی قبل از استهلاک و به کسر مجموع مالیات ها، به اضافه هزینه بهره و سود تقسیمی پرداختی به دست می آید و با تقسیم بر مجموع دارایی ها استاندارد می گردد، که از طریق رابطه زیر محاسبه می گردد.

$$FCF = (INC - TAX - INTEXP - CSDIV) / ASSET$$

FCF: جریان های نقد آزاد، INC: سود عملیاتی قبل از کسر هزینه استهلاک،

CSDIV: سود پرداختی به سهامداران عادی، TAX: مالیات بر درآمد

ASSET: جمع ارزش دفتری دارایی ها

### نحوه محاسبه هزینه های نمایندگی

همان طور که اشاره شد، در این پژوهش مطابق با دو کاس و همکاران (۲۰۰۰)، مک نایت و ویر (۲۰۰۸)، و دو کاس و همکاران (۲۰۰۵) هزینه های نمایندگی به عنوان تابعی از تعامل بین شاخص Q توبین (نماینده فرصت های رشد) و جریان نقد آزاد در نظر گرفته شده است.

$$Agency\ costs = FCF * Tobin's - Q$$

با ضرب دو عامل فوق (شاخص Q توبین و جریان های نقد آزاد) در یکدیگر هزینه نمایندگی به دست می آید، بالاتر بودن نتیجه معادله فوق بیانگر هزینه های نمایندگی بالا و پایین تر بودن آن بیانگر هزینه های نمایندگی پایین می باشد.

### متغیرهای کنترلی

(۱) برای سنجش اندازه شرکت از لگاریتم طبیعی تعداد سهام (SIZE) در دست سهام داران استفاده می شود.

۲) برای اندازه گیری معیار عملکرد شرکت (مدیریت) (performance) از لگاریتم طبیعی خالص فروش شرکت استفاده می شود.

۳) نسبت فروش به جمع دارایی ها به عنوان معیار کارایی مدیریت.

## تجزیه و تحلیل یافته ها

### آمار توصیفی

همانطور که در جدول شماره ۱ مشخص است، میانه و میانگین متغیر وابسته به ترتیب ۰/۶ و ۰/۶۵ می باشد. کمترین میزان متغیر وابسته مربوط به شرکت افست در سال ۱۳۸۵ به میزان ۰/۰۰۲ می باشد. بیشترین میزان متغیر وابسته مربوط به شرکت نوش مازندران در سال ۱۳۹۰ می باشد. همچنین، انحراف معیار متغیر وابسته ۰/۲۹ می باشد که بیانگر تمرکز در بین متغیرهای پژوهش است و نشان دهنده انسجام بیشتر در نمونه پژوهش است.

جدول شماره ۱. آمار توصیفی متغیرهای پژوهش

متغیر	میانگین	میانه	بیشترین	کمترین	انحراف معیار	چولگی
CONS	0.601	0.652	1	0.002	0.298	-0.398
TD_E	0.304	1.681	41.582	-397.617	23.968	-12.942
SD_A	0.551	0.547	1.733	0.1156	0.195	0.960
LD_A	0.091	0.053	0.792	0.005	0.109	3.100
DD_A	0.298	0.283	0.887	0	0.181	0.590
ID_A	0.292	0.254	3.350	0.045	0.222	6.799
TOBINS-Q	13.133	13.115	15.58	10.53	0.832	-0.094
FCF	0.027	0.024	0.527	-0.429	0.133	0.446
AGENCY	-0.012	0	0.153	-0.429	0.062	-2.605
SIZE	18.264	18.13	21.13	15.93	1.042	0.106
Performance	11.304	11.3	15.86	5.9	1.647	0.155
S_A	0.896	0.135	26.421	-6.551	2.456	5.078

### انتخاب الگو برای مدل

برای انتخاب میان روش های حداقل مربعات تلفیقی، اثر ثابت (FE) و اثر تصادفی (RE) از آزمون های چاوو آزمون هاسمن استفاده شده است. جهت تخمین مدل و انجام آزمون های مذکور، از نرم افزار Eviews 6 استفاده شده استدر این پژوهش برای انتخاب میان

روش های حداقل مربعات تلفیقی و اثرات ثابت از آزمون چاو استفاده شده است که اگر سطح معناداری کمتر از ۰/۰۵ باشد، فرضیه  $H_0$  که به معنای وجود داده‌های تلفیقی است رد می‌شود و رد فرضیه  $H_0$  به معنای وجود مدل اثرات ثابت است، و در نهایت برای انتخاب بین مدل اثرات ثابت و مدل اثرات تصادفی از آزمون هاسمن استفاده می‌شود. طبق آزمون هاسمن فرضیه  $H_0$  به معنای وجود مدل اثرات تصادفی است و فرضیه  $H_1$  به معنای وجود اثرات ثابت است، که با توجه به سطح معناداری اگر کمتر از ۰/۰۵ باشد، فرضیه  $H_0$  را می‌توان رد کرد و مدل نهایی، مدلی با اثرات ثابت باشد و در غیر این صورت مدل نهایی، مدلی با اثرات تصادفی می‌باشد. در این پژوهش، آزمون چاو نشان می‌دهد که در تمامی فرضیه‌ها سطح معناداری کمتر از ۰/۰۵ است که نشان دهنده تأکید کاربرد FE در مقابل PLS می‌باشد. همچنین، آزمون هاسمن نشان می‌دهد که در تمامی فرضیه‌ها سطح معناداری کمتر از ۰/۰۵ است که نشان دهنده تأکید کاربرد FE در مقابل PLS می‌باشد. لذا، در این پژوهش از روش داده‌های ثابت FE استفاده شده است.

### آزمون فرضیه اول پژوهش:

در فرضیه اول تحقیق با استفاده از مدل زیر به بررسی تأثیر ساختار سرمایه بر محافظه کاری غیرشرطی پرداخته شده است.

$$UNCON_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 TD/E_{i,t} + \alpha_2 SD/A_{i,t} + \alpha_3 LD/A_{i,t} + \alpha_4 DD/A_{i,t} + \alpha_5 ID/A_{i,t} + \alpha_6 SIZE_{i,t} + \alpha_7 S/A_{i,t} + \epsilon_{i,t}$$

متغیر مستقل	ضریب	آماره t	سطح معنی داری
عرض از مبدا	-0/4514	-2/2903	0/0225
TD/E	0/0002	2/8886	0/0041
SD/A	0/2778	3/7440	۰/۰۰۲
LD/A	0/4854	8/5984	0/0000
DD/A	-0/1926	-4/0558	0/0001
ID/A	0/0192	0/4171	۰/۶۷۶۸
Size	0/0165	2/2469	۰/۰۲۵۲
Performance	-0/0058	-1/2836	۰/۲۰۰۰
S/A	0/0089	4/0241	۰/۰۰۰۱
ضریب تعیین	0/0874	ضریب تعیین تعدیل شده	۰/۰۶۹۹

۰/۰۰۰۰	سطح خطای آماری F	4/9982	آماره F
2/0967		آماره دورین - واتسون	

جدول شماره ۲. تاثیر متغیر مستقل (ساختار سرمایه) بر محافظه کاری غیر شرطی

در جدول فوق نتایج مربوط به آزمون فرضیه اصلی ۱ و فرضیه های فرعی آن آورده شده است. ضریب تعیین تعدیل شده در فرضیات تقریباً ۷۰٪ می باشد و این بدان معناست که ۷۰٪ از تغییرات متغیر وابسته (محافظه کاری) توسط متغیر مستقل (ساختار سرمایه) بیان می شود. آماره F برای فرضیه فوق در حدود ۵ می باشد که نشان از تایید الگو در به طور کلی در سطح معناداری ۹۵٪ است. مقدار آماره دورین واتسون به میزان ۲/۰۹۶۷ نیز نشان می دهد که باقیمانده های مدل، مشکل خود همبستگی مرتبه اول ندارند. طبق نتایج، در فرضیه فرعی اول، تغییرات نسبت کل بدهی به کل حقوق صاحبان سهام با محافظه کاری دارای رابطه ای مثبت و معنادار است و ضریب آن ۰/۰۲ می باشد، یعنی با افزایش یک واحد نسبت بدهی به حقوق صاحبان سهام محافظه کاری غیر شرطی ۰/۰۲ واحد افزایش می یابد. انتظار این بود که واحدهای تجاری در مواقع تامین مالی (از طریق حقوق صاحبان سهام یا بدهی ها) به منظور بهبود انتظارات از عملکرد آتی خود، سطح محافظه کاری را کاهش دهند تا بدین ترتیب تامین مالی کارآمد تری داشته باشند. یا بعبارت دیگر شرکتهایی که تامین مالی آنها از طریق بدهی ها می باشد کمتر به محافظه کاری روی می آورند. نتایج تحقیق نشان داد که شرکتهایی که اهرمی تر هستند سطح محافظه کاری را افزایش می دهند.

در فرضیه فرعی دوم، تغییرات نسبت بدهی های کوتاه مدت به دارایی ها با محافظه کاری دارای رابطه ای مثبت و معنادار است و ضریب آن ۰/۲۷۷۸ می باشد. در فرضیه فرعی سوم، تغییرات نسبت بدهی های بلند مدت به دارایی ها با محافظه کاری دارای رابطه ای مثبت و معنادار است و ضریب آن ۰/۴۸۵۴ می باشد. این به این معنا می باشد که تجزیه بدهی ها در قالب کوتاه مدت و بلند مدت موجب کاهش محافظه کاری نمی شود. در فرضیه فرعی چهارم، تغییرات نسبت بدهی های بهره دار به دارایی ها با محافظه کاری دارای رابطه ای منفی و معنادار است و ضریب آن ۰/۱۹۲۶- می باشد. این می تواند به این دلیل باشد فشار از ناحیه بانکها برای محافظه کاری بوده است، یعنی افزایش استقراض

از نظام بانکی تاثیر معناداری بر محافظه کاری دارد. در فرضیه فرعی پنجم، تغییرات نسبت بدهی های بدون بهره به دارایی ها با محافظه کاری دارای رابطه ای مثبت که از لحاظ آماری معنادار نیست. در نتایج این فرضیه نمایان شد که متغیر کنترلی اندازه شرکت رابطه معناداری با محافظه کاری غیرشرطی دارد که این نتیجه موافق با تبیین هزینه های سیاست و مقابل فرضیه تجمیعی رویدادها و عدم تقارن اطلاعاتی است. طبق تبیین هزینه های سیاسی شرکتهای بزرگ نسبت به شرکتهای کوچک محافظه کاری بیشتری دارند. نتیجه این تحقیق در مقابل با نتایج نیکومرام و بنی مهد (۱۳۸۷) و مهرانی و همکاران (۱۳۸۹) می باشد هرچند از معیارهای متفاوتی برای اندازه گیری اندازه شرکت و محافظه کاری حسابداری در هر یک از این تحقیقات استفاده شده است. و متغیر کنترلی عملکرد شرکت دارای رابطه ای منفی با محافظه کاری غیر شرطی می باشد که از لحاظ آماری در سطح ۹۵٪ معنادار نمی باشد، به این صورت که با افزایش عملکرد شرکت محافظه کاری غیر شرطی کاهش می یابد. نتیجه این تحقیق مطابق با نتایج مهرانی و همکاران (۱۳۸۹)، نیکومرام و بنی مهد (۱۳۸۷) می باشد. و همچنین متغیر کنترلی نسبت فروش به جمع دارایی ها که به عنوان معیاری از کارایی مدیریت می باشد دارای رابطه ای مثبت با محافظه کاری غیر شرطی می باشد که در سطح اطمینان ۹۵٪ معنادار می باشد.

### آزمون فرضیه دوم پژوهش:

در فرضیه دوم تحقیق با استفاده از مدل زیر به بررسی تأثیر ساختار سرمایه بر هزینه های نمایندگی پرداخته شده است.

$$AGANCY_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 TD/E_{i,t} + \alpha_2 SD/A_{i,t} + \alpha_3 LD/A_{i,t} + \alpha_4 DD/A_{i,t} + \alpha_5 ID/A_{i,t} + \alpha_6 N_{i,t} + \alpha_7 SIZE_{i,t} + \alpha_8 S/A_{i,t} + \epsilon_{i,t}$$

جدول شماره ۳. تاثیر متغیر مستقل (ساختار سرمایه) بر هزینه های نمایندگی

متغیر مستقل	ضریب	آماره t	سطح معنی داری
عرض از مبداء	۰/۰۸۶	۱/۲۰۱۳	۰/۲۳۰۳
TD/E	۰/۰۰۰۱	۱/۰۱۱۲	۰/۳۱۲۵
SD/A	-۰/۵۷۲۱	-۱۳/۲۲۶۷	۰/۰۰۰۰
LD/A	-۰/۵۳۳۶	-۱۰/۲۴۶۲	۰/۰۰۰۰



۰/۰۰۰۰	۱۰/۸۲۰۳	۰/۴۴۴۶	DD/A
۰/۰۰۰۰	۱۲/۰۱۴۷	۰/۵۰۹۲	ID/A
۰/۷۲۸۳	-۰/۳۴۷۶	-۰/۰۰۱۲	Size
۰/۵۹۵۵	۰/۵۳۱۳	۰/۰۰۱۲	Performance
۰/۰۲۰۸	-۲/۳۱۹۴	-۰/۰۰۳۵	S/A
۰/۲۸۸۵	ضریب تعیین تعدیل شده	۰/۳۰۱۶	ضریب تعیین
۰/۰۰۰۰	F سطح خطای آماره ی	۲۲/۹۴۸۶	آماره F
۱/۶۵۵۵			آماره دوربین- واتسون

در جدول فوق نتایج مربوط به آزمون فرضیه اصلی ۲ و فرضیه های فرعی آن آورده شده است. ضریب تعیین تعدیل شده در فرضیات تقریباً ۲۸/۸۵ درصد می باشد و این بدان معناست که ۲۸/۸۵٪ از تغییرات متغیر وابسته (هزینه های نمایندگی) توسط متغیر مستقل (ساختار سرمایه) بیان می شود. معناداری آماره فیشر (۲۲/۹۴۸۶) حاکی از معناداری کل مدل در سطح ۵٪ است. مقدار آماره دوربین واتسون به میزان ۱/۶۵۵ نیز نشان می دهد که باقیمانده های مدل، مشکل خود همبستگی مرتبه اول ندارند.

طبق نتایج، در فرضیه فرعی اول، تغییرات نسبت کل بدهی به کل حقوق صاحبان سهام با هزینه های نمایندگی دارای رابطه ای مثبت که از لحاظ آماری معنی دار نیست. در فرضیه فرعی دوم، تغییرات نسبت بدهی های کوتاه مدت به دارایی ها با هزینه های نمایندگی دارای رابطه ای منفی و معناداری است و ضریب آن ۰/۵۷۲۱- می باشد. در فرضیه فرعی سوم، تغییرات نسبت بدهی های بلند مدت به دارایی ها با هزینه های نمایندگی دارای رابطه ای منفی و معنادار است و ضریب آن ۰/۵۳۳۶- می باشد.

در فرضیه فرعی چهارم، تغییرات نسبت بدهی های بهره دار به دارایی ها با هزینه های نمایندگی دارای رابطه ای مثبت و معناداری است و ضریب آن ۰/۴۴۴۶ می باشد. در فرضیه فرعی پنجم، تغییرات نسبت بدهی های بدون بهره به دارایی ها با محافظه کاری دارای رابطه ای مثبت و معناداری است و ضریب آن ۰/۵۰۹۲ می باشد.

برازش مدل رگرسیونی پژوهش منجر به محاسبه ضریب منفی (۰/۰۰۱۲-) برای متغیر اندازه شرکت گردیده است و این ضریب از نظر آماری در سطح ۵٪ معنادار نیست، ضریب مثبت

عملکرد شرکت، (۰/۰۰۱۲) و این ضریب در سطح ۰.۵٪ معنادار نیست و ضریب منفی نسبت فروش به جمع دارایی ها، (۰/۰۰۳۵-) و این ضریب در سطح ۰.۵٪ معنادار است. افزون بر این با توجه به آماره دورین واتسون بدست آمده که برابر ۱/۶۵۵۵ می باشد می توان بیان کرد که خودهمبستگی مرتبه اول میان جملات باقیمانده الگو وجود ندارد.

نتایج فرضیه کلی این فرضیه (ارتباط بین هزینه های نمایندگی و ساختار سرمایه) نشان دهنده این بود، که هزینه های نمایندگی در سطح اطمینان ۹۵٪ ارتباطی با نسبت بدهی به حقوق صاحبان سهام ندارند، ولی در تجزیه اهرم نتایج متفاوتی به دست آمد بدین صورت که:

نسبت بدهی های کوتاه مدت به کل دارایی ها و نسبت بدهی های بلند مدت به کل دارایی ها دارای ارتباط منفی با هزینه های نمایندگی می باشد. یعنی در تجزیه اهرم به دو بعد کوتاه و بلند مدت اثر مثبتی بر کاهش هزینه های نمایندگی دارد. ولی در تجزیه اهرم به دو بعد بدون بهره و بهره دار مشخص گردید که با افزایش اهرم های بدون بهره و بهره دار هزینه های نمایندگی نیز افزایش می یابد. دلیل توجیهی این فرضیه این می تواند باشد که مدیران شرکتها تمایل دارند با افزایش استقراض از نظام بانکی تمایل به افزایش حیطه اختیارات خود، بیش از اندازه مطلوب آن دارند.

### نتیجه گیری:

با توجه به فرضیه اول پژوهش ارتباط بین محافظه کاری نامشروط و ساختار سرمایه تایید می گردد. به سرمایه گذاران توصیه می گردد هنگام سرمایه گذاری در سهام شرکتها، شرکتهایی که در ساختار سرمایه خود (بدهی های بهره دار) دارند بیشتر مستعد محافظه کاری نامشروط می باشند. بدین معنا که چنین شرکتهایی از روشهایی استفاده می کنند که بر روی ترانزنامه آنها موثر است (نرخ های تسریعی استهلاک، شناسایی بی درنگ مخارج بعنوان هزینه و...) سرمایه گذاران و مدیران باید زمان انجام تصمیمات سرمایه گذاری هم ساختار سرمایه و هم ساختار مالکیت و تأثیر آن بر میزان محافظه کاری اطلاعات ارایه شده توسط شرکت ها را مدنظر قرار دهند و همچنین سازمان بورس اوراق بهادار

در راستای انتشار اطلاعات شرکت ها به عوامل تأثیرگذار بر محافظه کاری شرکت ها در ارایه اطلاعات توجه نماید. با توجه به فرضیه دوم پژوهش، ارتباط بین ساختار سرمایه و هزینه های نمایندگی، با توجه به نتایج به دست آمده یعنی با افزایش بدهی های بهره دار و بدون بهره هزینه های نمایندگی افزایش پیدا می کنند، به بانک ها و تامین کنندگان شرکتها توصیه می گردد هنگام اعطای وام و تسهیلات به شرکتها دقت بیشتری را مبذول فرمایند. لذا افزایش هزینه های نمایندگی اثر معکوسی بر ارزش شرکت و در نتیجه ثروت سهام داران دارد. با توجه به نتایج تحقیق حاضر، سازوکارهای نظام راهبری شرکت بر کنترل و کاهش هزینه های نمایندگی موثرند لذا به سرمایه گذاران و تحلیلگران توصیه می شود جهت اخذ تصمیمات سرمایه گذاری، در کنار سایر اطلاعات، به اطلاعات مرتبط با سازوکارهای نظام راهبری شرکت نیز توجه نمایند.

#### **پیشنهادات:**

با انجام هر تحقیق، راه به سوی مسیری جدید باز می شود و ادامه را مستلزم انجام تحقیقات دیگری است. بنابراین انجام تحقیقاتی به شرح زیر برای پژوهشگران پیشنهاد می شود:

۱) در این تحقیق برای محاسبه محافظه کاری شرطی و غیر شرطی از مدل بال و شیوا کومار و مدل گیولی و هاین استفاده شد. بنابراین پیشنهاد می شود در تحقیقات آتی از مدل های دیگر محاسبه محافظه کاری نظیر مدل پنمن و ژانگ، مدل فلوس و ... استفاده شود.

۲) به لحاظ اینکه در این تحقیق از داده های سالانه و تعداد ۷۵ شرکت استفاده شده است می توان همین کار را برای داده های فصلی و تعداد شرکت های متفاوتی نیز انجام داد.

۳) در این تحقیق برای اندازه گیری هزینه های نمایندگی از شاخص  $Q$  توپین و جریان های نقد آزاد استفاده شد، پیشنهاد می شود در تحقیقات آتی از مدل های دیگر هزینه های نمایندگی نظیر هزینه های عملیاتی به فروش.

۴) بررسی مقایسه ای تحقیق حاضر، در نمونه های تفکیک شده بر اساس اندازه شرکت های بورس تهران به دو گروه بزرگ و متوسط.

۵) بررسی تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر روی روابط بین محافظه کاری با ساختار سرمایه، ساختار مالکیت و اندازه شرکت ها.

۶) پیشنهاد می شود که پژوهش فوق بر اساس تفکیک صنایع بررسی شود.

### منابع:

۱- اعتمادی، ح. و فرج زاده دهکردی، ح.، ۱۳۹۱، تأثیر مدیریت سود و ساختار سرمایه بر محافظه کاری سود، تحقیقات حسابداری و حسابرسی، سال چهارم شماره ۱۳، ص ۱۲۷-۱۱۲.

۲- بهارمقدم، م. و سالاری، م.، (۱۳۹۰)، "بررسی اثر گزارشگری محافظه کارانه بر ارتباط بین اقلام تعهدی بلند مدت و جریان نقدی عملیاتی آتی"، پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه شهید باهنر کرمان.

۳- بادآور نهندي، ی. و برادران حسن زاده، ر. و محمود زاده باغبانی، ی.، ۱۳۹۰، بررسی رابطه بین برخی مکانیزم های حاکمیت شرکتی و محافظه کاری در گزارشگری مالی، مجله تحقیقات حسابداری و حسابرسی، سال سوم شماره نهم، ص.

۴- بنی مهد، ب. و باغبانی، ت.، ۱۳۸۸، اثر محافظه کاری حسابداری، مالکیت دولتی، اندازه شرکت و نسبت اهرمی بر زیان دهی شرکت ها، مجله بررسی های حسابداری و حسابرسی، دوره ۱۶، شماره ۵۸، ص ۷۰-۵۳.

۵- ستایش، م. و جمالیان پور، م.، ۱۳۸۹، بررسی وجود محافظه کاری در گزارشگری مالی شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، پیشرفت های حسابداری، ۲(۱)، ص ۸۵-۱۱۹.

۶- شورورزی، م. و خاندوزی، ب.، ۱۳۸۸، نبود تقارن اطلاعاتی و نقش اطلاعاتی محافظه کاری، ماهنامه حسابداری، سال بیست و چهارم

۷-غفارلو، ع.، ۱۳۹۰، بررسی ارتباط بین ساختارهای رقابتی محصولات و محافظه کاری مشروط حسابداری، پایان نامه کارشناسی ارشد گروه حسابداری، دانشگاه شهید باهنر کرمان.

۸-کردستانی، غ. و امیر بیگی، ح.، ۱۳۸۷، محافظه کاری در گزارش گری مالی: بررسی رابطه عدم تقارن زمانی سود و MTB به عنوان دو معیار ارزیابی محافظه کاری، فصلنامه علمی پژوهشی بررسی های حسابداری و حسابرسی، شماره ۵۲، ص ۱۰۶-۸۹.

۹-مران جوری، م و علی خانی، ر.، ۱۳۸۹، بررسی رابطه بین محافظه کاری و فرضیه قرارداد بدهی، فصلنامه علمی پژوهشی حسابداری مالی، سال دوم، شماره هشت، ص ۱۱۲-۹۵.

۱۰-مهرانی، س. و محمدآبادی، م.، ۱۳۸۸، روشهای اندازه گیری محافظه کاری، حسابداری، سال بیست و سوم، ش 206، ص ۶۳-۵۸.

۱۱-نوروش، ا. و کرمی، غ. و وافی ثانی، ج.، ۱۳۸۸، بررسی رابطه سازوکارهای نظام راهبردی شرکت و هزینه های نمایندگی شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، فصلنامه تحقیقات حسابداری، شماره اول، ص ۲۷.

12-Ahmed, A. & et al., 2002, The Role of Accounting Conservatism in Mitigating Bondholder Shareholder Conflict Over Dividend Policy and in Reducing Debt Cost, The Accounting Review., Vol. 77, PP. 867-890

13-Basu S. The conservatism principle and the asymmetric timeliness of earnings, **Journal of Accounting and Economics** 1997; 24: 3-37.

14-Chi, W. & Wang, C., 2010, Accounting conservatism in a setting of Information Asymmetry between majority and minority shareholders, The International Journal of Accounting., Vol. 45, pp.465-489.

15-Cooper, W.W., 1983, Kothler s dictionary for accountants, sixth editin.

16-Givoly, D. & Hayn, C., 2000, The changing time-series properties of earnings, cash flows and accruals: has financial reporting become more conservative? Journal of Accounting and Economics., Vol. 29 (3), pp. 287-320.

17-Watts, R. Conservatism in accounting, Part I: Explanations and implications. **Accounting Horizon**2003;17 (3): 207-22

18-Feltham G, Ohlson J. A. Valuation and Clean Surplus Accounting for Operating and Financial Activities, *Contemporary Accounting Research* 1995; 11(2): 689–731.

**The effect of capital structure on unconditional conservatism and agency costs in firms listed in Tehran Stock Exchange**

**Abstract**

The purpose of this study was to determine the effect of conditional conservatism in debt contracts and agency costs on the Tehran Stock Exchange. Debt contracts are meant to measure the five criteria, the debt-to-equity ratio, the ratio of short-term debt to assets ratio, long term debt to assets ratio, debt to asset ratio of non-interest-bearing liabilities Interest assets and to measure the agency costs of free cash flow and the interaction between growth opportunities and to measure the conservative wing models Shiva Kumar (2005) is used. This study applied research and its methods of causal - after the event. Statistical

society research Companies including accepted in Tehran stock exchange and research sample with the use of systematic sampling is omissive and conditions research variables the number of 75 companies from 18 industry in the years 1385 to 1390 has been selected. For analysis data and theory test the Statistical technique of diagnosing a picture has been used and the results of that research indicates that compared to the rights of the owners of the debt stock increased the conservatism and lack of effect on Agency costs analysis debts in the form of short and long term will lead to the increase in conservatism and Agency costs are also debts interest resulted in decrease in a conservatism and the Agency costs And debts without interest cost will decrease the Agency costs and the lack of effect on conservatism..

Key words: type of debt contracts, agency costs, capital structure , unconditional conservatism.