

بررسی تأثیر تغییرات در ساختار شرکت‌ها در اثر اجرای سازوکارهای حاکمیت شرکتی بر محافظه کاری مشروط در سطح صنایع منتخب در بورس اوراق بهادار تهران

سیده آسیه حسینی^۱

تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۱۱/۰۷ تاریخ چاپ: ۱۴۰۰/۱۲/۰۵

چکیده

هدف این پژوهش بررسی تأثیر تغییرات در ساختار شرکت‌ها در اثر اجرای سازوکارهای حاکمیت شرکتی بر محافظه کاری مشروط در سطح صنایع منتخب در بورس اوراق بهادار تهران بوده است. در این راستا باید گفت، در حالی که سایر مطالعات تأثیر چارچوب نهادی بر محافظه کاری مشروط را در نظر گرفته اند، آنها به طور کلی بر جنبه های خاصی از چارچوب نهادی متمرکز شده اند و تفاوت ها را در مقاطعی از کشورها در یک زمان خاص بررسی کرده اند. در این مطالعه بر اساس تغییرات در ساختار شرکت‌ها در اثر اجرای سازوکارهای حاکمیت شرکتی در سال ۱۳۸۶ مورد توجه قرار گرفت. در همین راستا جامعه آماری مورد بررسی ۵۷ شرکت پذیرفته شده در صنایع دارویی، پالایشی و فلزات اساسی پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران هستند. این داده‌ها برای دوره زمانی ۲۰ ساله و طی سال‌های ۱۳۸۰-۱۳۹۹ انتخاب شده‌اند. همچنین بر اساس رگرسیون چندمتغیره نتایج آزمون شد. نتایج نشان داد که تغییرات در ساختار شرکت‌ها در اثر اجرای سازوکارهای حاکمیت شرکتی در سال ۱۳۸۶ بر محافظه کاری مشروط تأثیر ندارد. به همین ترتیب تغییرات در ساختار شرکت‌ها در اثر اجرای سازوکارهای حاکمیت شرکتی بر محافظه کاری مشروط در هیچ یک از صنایع پالایشی، فلزات اساسی و دارویی نیز تأثیر ندارد. بر این اساس بازنگری در قوانین سازوکارهای حاکمیت شرکتی توصیه می شود.

واژگان کلیدی

حاکمیت شرکتی، محافظه کاری مشروط، صنعت دارویی، صنعت فلزات اساسی، صنعت پالایشی.

۱. دانشجوی کارشناسی ارشد، دانشگاه غیر انتفاعی نور هدایت شهرکرد، ایران. (asyhhsyny9@gmail.com)

مقدمه

بر اساس تئوری نمایندگی جنسن و مک‌لینگ^۱ (۱۹۷۶)، به دلیل جدایی مالکیت از مدیریت تضاد منافع بین مدیر و مالک اجتناب ناپذیر است زیرا هر کدام در پی به حداکثر رساندن منافع خود هستند. به دلیل وجود چنین تضاد منفعی مالکان باید مخارجی را متحمل گردند تا بتوانند منافع نماینده را با خود همسو کنند (زهیرول^۲، ۲۰۱۰). محافظه کاری، واکنشی احتیاطی است که در شرایط نبود اطمینان به کار گرفته میشود و میکوشد نشان دهد که نبود اطمینان و ریسک ذاتی در وضعیت شرکت، به قدر کافی مطرح شده است. به اعتقاد بسیاری از محققان، این واکنش احتیاطی میتواند دارای اطلاعات بااهمیتی باشد و در کاهش نبود تقارن اطلاعاتی موجود بین تهیه کنندگان صورت‌های مالی، نقش آفرینی کند. به اعتقاد این محققان، محافظه کاری نقش اطلاعاتی دارد و درواقع به محافظه کاری باید به عنوان نوعی ارسال نشانه از مدیریت به استفاده کنندگان نگرست (شورورزی و برزگر خاندوزی، ۱۳۸۸).

در تحقیقات اخیر، تاکید شده است که رویکرد کلان به حاکمیت شرکتی و اهمیت درک تفاوت‌های مدیریت شرکت در سراسر دنیا، نیازمند دیدگاهی غنی نسبت به مؤسسات مختلف در هر کشور است (فیلاتوویچ و همکاران^۳، ۲۰۱۳؛ شیهل و همکاران^۴، ۲۰۱۴). محیط سازمانی در هر کشور مطابق با قوانین محلی، از تفاوت‌های خاص حاکمیتی شرکتی برخوردار است که باعث تحریک تحقیقات در کشورهای مختلف می شود (چوچاریم و لیوین^۵، ۲۰۰۹). در بازارهایی که از حمایت سهامداران قوی برخوردار هستند، محیط سازمانی تمایل به ارتقاء سیستم های حاکمیت شرکتی با تنوع کمتر در بین شرکت ها دارد (دورنیو و کیم^۶، ۲۰۰۵). در مقابل، حمایت حقوقی ضعیف می تواند منجر به فشار بازار برای بهبود سیستم حاکمیت شرکتها از طریق سیستم حقوقی یا ترویج اتخاذ داوطلبانه شیوه های حکمرانی خوب شود (کلیسینز و یورتوگلو^۷، ۲۰۱۳).

بنابراین بررسی تأثیر تغییرات در ساختار شرکت‌ها در اثر اجرای سازوکارهای حاکمیت شرکتی بر محافظه کاری مشروط می تواند در راستای توسعه ادبیات در این زمینه مفید باشد. این مساله در صنایع مختلف ممکن است تفاوت هایی داشته باشد. این مطالعه چنین دیدگاهی را مورد مطالعه قرار می دهد.

محافظه کاری همواره در اطلاعات حسابداری وجود داشته است و به طور سنتی به عنوان پاسخی به روابط نمایندگی که بین مدیران، سهامداران و ارائه دهندگان بدهی وجود دارد، توضیح داده شده است. محافظه کاری مشروط بر عدم تقارنی که بین تأیید سود در مقابل تأیید ضرر وجود دارد، متمرکز است و به دنبال کار باسو^۸ (۱۹۹۷) به طور گسترده مورد مطالعه قرار گرفته است. در ادبیات به دو نوع محافظه کاری، شامل محافظه کاری مشروط و محافظه کاری غیر مشروط اشاره شده است (پاپ و واکر^۹، ۲۰۰۳). محافظه کاری مشروط وابسته به اخبار است و بیانگر سرعت گنجاندن اخبار بد در برابر حسابداری در مقابل خبرهای خوب است (باسو^۹، ۱۹۹۷). نمونه ای از محافظه کاری مشروط، شناخت فوری

¹ Jensen & Meckling

² Zahirul

³ Filatotchev

⁴ Schiehl

⁵ Chochocharia and Laeven

⁶ Durnev and Kim

⁷ Claessens and Yurtoglu

⁸ Basu

⁹ Pope and Walker

تغییرات نزولی ارزش دارایی است در حالی که تغییرات رو به بالا در حساب ها شناسایی نمی شوند. محافظه کاری غیرمشروط به مفاهیم ارزش گذاری کمتر از حد دارایی مربوط می شود. به عنوان مثال، گزارش فوری هزینه داراییهای نامشهود داخلی تولید شده، محافظه کاری غیرمشروط را نشان می دهد. اعمال محافظه کاری غیرمشروط (به دلیل عدم شناسایی دارایی تحقیق و توسعه) به طور کلی نیاز به محافظه کاری مشروط را بیشتر می کند، زیرا در محافظه کاری مشروط نیازی به ثبت دارایی نامشهود نیست (بیور و رایان ۱۰، ۲۰۰۵؛ گارسیا لارا و مورا ۱۱، ۲۰۰۴؛ پاپ و واکر، ۲۰۰۳)؛ بنابراین این مطالعه بر روی محافظه کاری مشروط تمرکز دارد.

در برخی تعاریف دیگر محافظه کاری حسابداری به عنوان "الزامات تأیید نامتقارن برای سود و زیان" تعریف شده است (واتس ۱۲، ۲۰۰۳) و از گزینه های سیاست حسابداری (به عنوان مثال، تصمیمات تشخیص و اندازه گیری) ناشی می شود که منجر به دست کم گرفتن ارزش دفتری ثابت می شود. با این حال، این گزینه ها توسط چارچوب نهادی یک کشور که شامل استانداردهای حسابداری کشور است، محدود می شوند (بال و همکاران ۱۳، ۲۰۰۰؛ بوشمن و پیوتروسکی ۱۴، ۲۰۰۶؛ چان و همکاران ۱۵، ۲۰۱۱؛ مورا و واکر ۱۶، ۲۰۱۵). در واقع، چارچوب نهادی یک کشور شامل نهادها و مقرراتی است که گزارشگری مالی را شکل می دهند، از جمله سیستم های حقوقی، مالی و نظارتی، استانداردهای حسابداری، قوانین حاکمیت شرکتی و ویژگی ها و شرایط اقتصادی (از جمله خطر دادرسی و مالیات)؛ بنابراین میتوان انتظار داشت که حاکمیت شرکتی و سازوکارهای آن بر محافظه کاری حسابداری اثرگذار باشد.

چارچوب نهادی یک کشور شامل ساختار حقوقی آن، قوانین مالیات و اوراق بهادار، هنجارهای حاکمیت، اقتصاد سیاسی و رژیم های مالیاتی است (بوشمن و پیوتروسکی، ۲۰۰۶). حسابداری عنصری از چارچوب نهادی است (ویسوکي ۱۷، ۲۰۱۱). در چهارچوب صنایع مختلف در ویژگی های سازمانی آنها شباهت ها و تفاوت هایی وجود دارد. این صنایع ممکن است تنوع خاصی را در چارچوب نهادی خود به نمایش گذارند و این زمینه ای را فراهم می کند که در آن تأثیر تنوع در چارچوب نهادی را در هر صنعت با گذشت زمان بر محافظه کاری مشروط بررسی شود.

در مطالعات واتس (۲۰۰۳) اشاره شده است که محافظه کاری با چارچوب نهادی مرتبط است. بر اساس تعریف واتس (۲۰۰۳) چارچوب نهادی به نهادها و عملکردهای یک شرکت خاص اشاره دارد که روی عملکرد گزارشگری مالی تأثیر می گذارد. این موارد شامل استانداردهای حسابداری، خطرات دعوی و مالیات است (واتس، ۲۰۰۳). بال و همکاران (۲۰۰۰) و بوشمن و پیوتروسکی (۲۰۰۶) رابطه بین عوامل مختلف نهادی و محافظه کاری را در دوره ۱۹۸۵-۲۰۰۱ بررسی کردند. آنها دریافتند که حمایت جدی از سرمایه گذاران، اجرای عمومی قوی، مالکیت نهادی کم و مالکیت کم دولت، همگی به سطوح بالاتر محافظه کاری مشروط کمک می کنند. مطالعه موی و همکاران ۱۸ (۲۰۲۰) بر تغییرات اساسی در چارچوب نهادی و تأثیر این تغییرات بر محافظه کاری مشروط تمرکز می کند و بیان می کند که

¹⁰ Beaver and Ryan

¹¹ Garcia Lara and Mora

¹² Watts

¹³ Ball et al.

¹⁴ Bushman and Piotroski

¹⁵ Chan et al.

¹⁶ Mora and Walker

¹⁷ Wysocki

¹⁸ Moy et al.

تغییرات ساختار حاکمیت شرکت بر محافظه کاری در کشورهای مختلف، تفاوت دارد. یک مساله مهم که در ادبیات به آن اشاره شده است، معرفی IFRS در سال ۲۰۰۵ است. زیگال و همکاران (۲۰۱۲) و احمد و همکاران (۲۰۱۳) به دنبال به کارگیری IFRS، بیان کردند که اجرای IFRS کاهش به موقع بودن اخبار بد را در پی دارد. آندره و همکاران (۲۰۱۵) بیان کردند که سطح بالاتری از محافظه کاری مشروط در کشورهایی با حاکمیت شرکتی قوی تر اتفاق می افتد؛ اما برخلاف مطالعات مورد نظر نتایج مطالعات مادا مرزوکى و عبدالوهاب (۲۰۱۶) تا حدودی متفاوت است. آنها پس از تصویب IFRS در مالزی، به عنوان یک کشور در حال توسعه بیان کردند که میزان محافظه کاری مشروط بیشتر شده است.

مساله دیگری که وجود دارد آن است که اگرچه محافظه کاری مشروط یک عامل کیفیت در حسابداری مالی محسوب می شود، اما در مطالعات اخیر مشخص شده است که با گذشت زمان محافظه کاری تغییر می کند. در همین راستا موی و همکاران (۲۰۲۰) چهار کشور را با چارچوب های مختلف حاکمیت شرکتی بررسی نمودند و نشان دادند که تغییرات قابل توجهی در چارچوب های نهادی طی دوره ۱۹۸۱-۲۰۰۸ برای هر یک از این کشورها اتفاق افتاده است.

به طور خلاصه بر اساس مسایل مطرح شده در این پژوهش تأثیر تغییرات در چارچوب های نهادی بر محافظه کاری مشروط بررسی می شود. برای این کار، دوره های تغییر در چارچوب نهادی را برای هر صنعت در نمونه مشخص نموده و سپس بررسی می شود که آیا محافظه کاری مشروط در آن صنعت همانطور که با تغییر در چارچوب نهادی پیش بینی شده، تغییر می کند یا خیر؟ در این مطالعه تنها سه صنعت بزرگ کشور شامل فلزات اساسی، دارویی و پالایشی بررسی می شود. تجزیه و تحلیل فقط سه صنعت کشور در یک دوره طولانی به ما اجازه می دهد تا تغییراتی را در چارچوب نهادی مشاهده کنیم که هنگام استفاده از تعداد زیادی از صنایع، امکان پذیر نیست.

روش تحقیق

این پژوهش از نظر هدف، کاربردی است. هدف پژوهش کاربردی، توسعه دانش کاربردی در یک زمینه خاص است (خاکی، ۱۳۸۲). با توجه به هدف تحقیق که بررسی تأثیر تغییرات در ساختار شرکت‌ها در اثر اجرای سازوکارهای حاکمیت شرکتی بر محافظه کاری مشروط در سطح صنایع منتخب در بورس اوراق بهادار تهران است، روش تحقیق مطالعه حاضر، کاربردی بوده و می تواند نتایج حاصل از آن برای، مجموعه هیئت مدیره شرکت‌ها، سهامداران شرکت‌ها، اعتباردهندگان، محققان دانشگاهی و تدوین کنندگان استانداردها مفید باشد.

تحقیقات می توانند از لحاظ بعد زمانی نیز گذشته نگر یا آینده نگر باشند. چنان چه به طور کلی داده های گردآوری شده در رابطه با رویدادهایی باشند که در گذشته اتفاق افتاده است، طرح تحقیق را می توان گذشته نگر دانست. لذا پژوهش حاضر از نوع مطالعات گذشته نگر است.

تحقیقات می توانند بر اساس روش گردآوری اطلاعات تاریخی، همبستگی، تجربی، توصیفی یا علی باشند. مطالعات توصیفی شامل مجموعه متدهایی است که توصیف شرایط یا پدیده های موردبررسی هدف آن خواهد بود. تحقیقات همبستگی شامل پژوهش هایی است که در آنها سعی می شود بین متغیرهای مختلف رابطه بر اساس ضریب همبستگی

¹⁹ Zeghal et al.

²⁰ Ahmed et al.

²¹ André et al.

²² Madah Marzuki and Abdul Wahab

کشف و تبیین گردد. در مطالعات همبستگی مشخص کردن نوع، اندازه و مقدار رابطه بین دو یا چند متغیر هدف اصلی است (سرمد و همکاران، ۱۳۹۵). بر این اساس می‌توان دریافت که این تحقیق از نوع توصیفی و همبستگی است. قلمرو مکانی و زمانی پژوهش

برای انجام هر پژوهشی شرط لازم در دسترس بودن داده است. اطلاعات مربوط به شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس در وضعیت کنونی ایران، به طور راحت‌تر در دسترس است. علاوه بر این با توجه به اصولی که سازمان بورس برای پذیرش، ادامه فعالیت و روش گزارشگری شرکت‌ها تعیین کرده است، داده‌ها و اطلاعات مربوط به شرکت‌های عضو بورس از کیفیت بالاتری نسبت به سایر شرکت‌ها برخوردار است، همچنین منسجم‌تر و همگن‌تر است. لذا قلمرو مکانی پژوهش پیش‌رو، شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران خواهد بود. قلمرو زمانی این تحقیق نیز یک دوره زمانی شش ساله بر اساس صورت‌های مالی مربوط به سال‌های ۱۳۸۰ تا ۱۳۹۹ است.

نمونه آماری پژوهش و روش نمونه‌گیری

جامعه آماری را کلیه عناصری که در یک مقیاس دارای یک یا چند صفت مشترک باشند می‌گویند (حافظ نیا، ۱۳۸۹). جامعه آماری مطالعه حاضر کلیه شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران است. نمونه آماری نیز تعداد محدودی از کل جامعه است که منعکس‌کننده ویژگی‌های جامعه باشد (آذر و مؤمنی، ۱۳۸۹).

در این پژوهش از روش حذف سیستمی مطابق با مطالعات حسابداری که بر اساس داده‌ها و اطلاعات شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران انجام می‌شود، از روش حذف سیستماتیک استفاده خواهد شد. لذا شرکت‌های جامعه آماری که شرایط مورد نظر را دارا باشند به‌عنوان نمونه آماری انتخاب می‌شوند.

اطلاعات برای سه صنعت فلزات اساسی، دارویی و صنعت پالایشی در دسترس باشد.

جزء شرکت‌های سرمایه‌گذاری، واسطه‌گر مالی و هلدینگ و موارد مشابه نباشد.

بیش از سه ماه وقفه معاملاتی نداشته باشند.

شرکت‌ها قبل از سال ۱۳۸۰ در بورس اوراق بهادار تهران پذیرفته شده باشد و تا پایان سال ۱۳۹۹ از بورس خارج نشده باشد.

صورت‌های مالی و یادداشت‌های توضیحی مربوط به آنها به طور کامل در دسترس باشد.

با توجه به شرایط و محدودیت‌های فوق، از بین شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران در نهایت تعداد مشاهدات ۹۴۵ سال-شرکت و مجموع ۵۷ شرکت برای ۲۰ سال، به‌عنوان نمونه آماری پژوهش انتخاب شده است. شیوه انتخاب تعداد شرکت‌های مذکور به شرح جدول ۱ بوده است.

جدول ۱: نحوه نمونه‌گیری

محدودیت	تعداد شرکت‌ها
جامعه آماری	۴۷۲
شرکت‌های تحت بررسی جزء شرکت‌های سرمایه‌گذاری، هلدینگ، واسطه‌گری مالی و بیمه باشند. (۹۴)	
بیش از سه ماه وقفه معاملاتی داشته باشند. (۴۶)	
شرکت‌هایی که در تمام سال‌های پژوهش جزء شرکت‌های بورسی نباشد. (۹۶)	
اطلاعات برای سه صنعت فلزات اساسی، دارویی و صنعت پالایشی در دسترس باشد. (۹۳)	
اطلاعات و داده‌های آن‌ها در دسترس و قابل استفاده نباشد. (۸۶)	
نمونه نهایی	۵۷

از ۵۷ شرکت نمونه، ۱۹ شرکت در صنعت فلزات اساسی، ۲۴ شرکت در صنعت دارویی و ۱۴ شرکت نیز در صنعت پالایشی هستند.

ابزار جمع‌آوری داده‌های تحقیق

جهت محاسبه متغیرهای پژوهش داده‌های موردنیاز، از بانک‌های اطلاعاتی مختلف استخراج می‌شود و در صورتی که داده‌های موجود ناقص باشد به آرشیوهای کتابخانه‌ی سازمان بورس مراجعه گردید. در همین راستا لازم به ذکر است که برای اطمینان از داده‌های جمع‌آوری شده تلاش بر این بوده است که تمامی داده‌ها از بانک اطلاعاتی ناشران کدال جمع‌آوری گردد. بعد از جمع‌آوری داده‌هایی موردنیاز تحقیق، ابزاری مناسب انتخاب می‌شود تا بتوان به‌منظور محاسبه و تجزیه و تحلیل اطلاعات مربوط به متغیرها اقدام کرد. برای انجام محاسبات و همچنین تجزیه و تحلیل آن‌ها، از نرم‌افزارهای Excel و Eviews9 استفاده می‌شود. از مسایلی که در مورد جمع‌آوری داده‌ها بایستی به آن توجه شود، روایی ابزارهای گردآوری داده‌ها می‌باشد. در این راستا اینکه ابزارها بتوانند واقعیت‌ها را به‌خوبی نشان دهد بعنوان روایی ابزار گردآوری داده‌ها است. با توجه به اینکه داده‌ها و اطلاعات مورد نیاز این پژوهش، از بانک‌های اطلاعاتی تهیه شده توسط سازمان بورس اوراق بهادار تهران و یا کتابخانه‌ی سازمان بورس اوراق بهادار تهران است؛ پس می‌توان به روایی ابزارهای گردآوری داده‌ها اعتماد کرد.

فرضیات، مدل و متغیرهای پژوهش

با توجه به مبنای نظری که بطور مفصل در فصل دوم ارائه گردید این تحقیق به دنبال بررسی فرضیات زیر می‌باشد. فرضیه اصلی ۱: تغییرات در ساختار شرکت‌ها در اثر اجرای حاکمیت شرکتی بر محافظه کاری مشروط تأثیر مثبت و معناداری دارد.

فرضیه فرعی ۱-۱: تغییرات در ساختار شرکت‌ها در اثر اجرای حاکمیت شرکتی در صنعت فلزات اساسی بر محافظه کاری مشروط تأثیر مثبت و معناداری دارد.

فرضیه فرعی ۱-۲: تغییرات در ساختار شرکت‌ها در اثر اجرای حاکمیت شرکتی در صنعت دارویی بر محافظه کاری مشروط تأثیر مثبت و معناداری دارد.

فرضیه فرعی ۱-۳: تغییرات در ساختار شرکت‌ها در اثر اجرای حاکمیت شرکتی در صنعت پالایشی بر محافظه کاری مشروط تأثیر مثبت و معناداری دارد.

متغیرهای پژوهش

متغیر وابسته:

محافظه کاری مشروط (CON): باسو برای آزمون پیش بینی های خود با استفاده از رگرسیون رابطه ۱، از بررسی همبستگی سود خالص و بازده سهام، محافظه کاری را اندازه گیری کرده است.

رابطه ۱ همبستگی سود خالص و بازده سهام، محافظه کاری

$$\frac{EPS_i}{P_i} = \beta_0 + \beta_1 DR_i + \beta_2 RET_i + \beta_3 DR_i \times RET_i + \varepsilon_i$$

در رابطه فوق EPS سود هر سهم، P قیمت بازاری سهام، RET بازده بازاری سهام است. بازده کل سهام از دو بخش جریانات نقدی و تغییرات قیمت تشکیل شده است که در این تحقیق جزء تغییرات قیمتی مدنظر می باشد و برای محاسبه آن، قیمت سهام ابتدای دوره را از قیمت سهام انتهای دوره کسر و حاصل را بر قیمت سهام ابتدای دوره تقسیم می شود و بدین ترتیب بازده قیمتی یا بازار به دست می آید. DR یک متغیر ساختگی می باشد، زمانی که بازده سهام منفی باشد برابر یک خواهد بود و در غیر اینصورت صفر می شود.

بر اساس مدل باسو، تفاوت زمانی بین اخبار خوب و بد که با β_3 نشان داده می شود بیانگر درجه محافظه کاری می باشد. هر چه میزان β_3 بیشتر باشد به معنای بزرگتر بودن درجه محافظه کاری خواهد بود.

متغیر مستقل:

تغییرات در ساختار سرمایه گذاران (D1386): تغییرات در ساختار سرمایه گذاران یک متغیر مجازی است. بطوری که برای سال های قبل از اجرای حاکمیت شرکتی (سال ۱۳۸۶ و سال های قبل از آن) در ایران برابر صفر بوده و برای سال های بعد از اجرای حاکمیت شرکت (پس از سال ۱۳۸۶)، برابر یک خواهد بود.

متغیرهای کنترلی:

بر اساس مطالعات موی و همکاران (۲۰۲۰)، متغیرهای کنترلی در واقع متغیرهای مدل محافظه کاری باسو هستند؛ که در مدل اصلی آزمون فرضیه های پژوهش آورده می شود.

مدل پژوهش

بر اساس مطالعات موی و همکاران (۲۰۲۰)، مدل پژوهش به شرح رابطه ۲ است.

رابطه ۲: متغیرهای پژوهش

$$\frac{EPS_i}{P_i} = \beta_0 + \beta_1 DR_i + \beta_2 RET_i + \beta_3 DR_i \times RET_i + \beta_4 D1386 + \beta_5 DR_i \times D1386 + \beta_6 RET_i \times D1386 + \beta_7 DR_i \times RET_i \times D1386 + \varepsilon_i$$

در رابطه ۲ متغیرهای پژوهش پیشتر توضیح داده شده است که همان متغیرهای مدل باسو (۱۹۹۷) است. متغیر D1386 نیز دامی تغییرات در ساختار سرمایه گذاران است. در این مدل ضریب اثرات متقابل $DR_i \times RET_i \times D1386$ مورد بررسی قرار می گیرد تا مشخص شود که آیا محافظه کاری مشروط با تغییرات در چارچوب نهادی بر اساس حاکمیت شرکتی، تغییر می کند یا خیر. در این رابطه در صورتی که ضریب β_7 مثبت و معنادار باشد، آنگاه می توان گفت که تغییرات در ساختار شرکت ها در اثر اجرای حاکمیت شرکتی بر محافظه کاری مشروط تأثیر مثبت و معناداری دارد. آنگاه فرضیه اصلی پژوهش تأیید می شود.

برای آزمون فرضیه های فرعی پژوهش مدل رابطه ۲، یک مرتبه برای شرکت های صنعت فلزات اساسی (فرضیه فرعی ۱-۱)، یک مرتبه برای صنعت دارویی (فرضیه فرعی ۲-۱) و یک مرتبه برای صنعت پالایشی (فرضیه فرعی ۳-۱) به عنوان بزرگترین صنایع ایران بررسی می شود. مدل های مورد نظر در رابطه ۳ تا ۵ آورده شده است.

رابطه ۳:

$$\frac{EPS_i}{P_i, \text{ Basic metals industry}} = \beta_0 + \beta_1 DR_i + \beta_2 RET_i + \beta_3 DR_i \times RET_i + \beta_4 D1386 + \beta_5 DR_i \times D1386 + \beta_6 RET_i \times D1386 + \beta_7 DR_i \times RET_i \times D1386 + \varepsilon_i$$

رابطه ۴:

$$\frac{EPS_i}{P_i, \text{ Pharmaceutical industry}} = \beta_0 + \beta_1 DR_i + \beta_2 RET_i + \beta_3 DR_i \times RET_i + \beta_4 D1386 + \beta_5 DR_i \times D1386 + \beta_6 RET_i \times D1386 + \beta_7 DR_i \times RET_i \times D1386 + \varepsilon_i$$

رابطه ۵:

$$\frac{EPS_i}{P_i, \text{ Refining industry}} = \beta_0 + \beta_1 DR_i + \beta_2 RET_i + \beta_3 DR_i \times RET_i + \beta_4 D1386 + \beta_5 DR_i \times D1386 + \beta_6 RET_i \times D1386 + \beta_7 DR_i \times RET_i \times D1386 + \varepsilon_i$$

در روابط ۳ تا ۵، در صورتی که ضریب β_7 در هر یک از صنایع مورد نظر مثبت و معنادار باشد، آنگاه فرضیه های فرعی پژوهش نیز تأیید می شود.

لازم به ذکر است که برای پاسخگویی به مشکلات احتمالی اقتصاد سنجی در مدل باسو (۱۹۹۷)، از رگرسیون اثرات ثابت استفاده می شود. علاوه بر این در این مطالعه و بر اساس یک سری آزمون های اضافی، از بازده تعدیل شده بر اساس تورم نیز استفاده می شود. چراکه در ایران به دلیل وجود تورم های پی در پی ممکن است نتایج تحت الشعاع قرار گیرد.

روش های آماری مورد استفاده در پژوهش

زمانی که بررسی بین یک متغیر وابسته با یک یا چند متغیر مستقل مورد تأمل باشد و پژوهشگر بخواهد بر اساس این ارتباط و با استفاده از داده های گذشته، پارامترهایی برای متغیر مستقل محاسبه کرده و با ارائه مدل اقدام به پیش بینی کرد، از سه نوع داده مختلف به شرح زیر می توان استفاده کرد:

الف- داده های سری زمانی

ب- داده های مقطعی

ج- داده های ترکیبی

مقادیر یک متغیر را داده های سری زمانی، در نقاط متوالی در زمان، اندازه گیری می کند. این توالی سالانه، فصلی، ماهانه، هفتگی یا حتی به صورت پیوسته می تواند باشد. مقادیر یک متغیر را داده های مقطعی، در زمان معین و روی واحدهای متعدد اندازه گیری می کند. داده های ترکیبی روشی برای استفاده همزمان از داده های مقطعی و سری زمانی است. به طور کلی باید گفت داده های ترکیبی اصولاً تحلیل های تجربی را به شکلی جامع تر می سازند که در صورت استفاده از داده های سری زمانی یا مقطعی این امکان کمتر وجود دارد و یا وجود ندارد (گجراتی، ۱۳۷۸). لذا همیشدر استفاده از داده های حسابداری پژوهشگر با استفاده از داده های ترکیبی اقدام به تخمین مدل ها می کند.

مزایای استفاده از داده‌های ترکیبی

وجود ناهمسانی واریانس در این واحدها محدود می‌شود چراکه داده‌های ترکیبی به افراد، بنگاه‌ها، کشورها و از این قبیل واحدها طی زمان ارتباط دارد.

داده‌های ترکیبی با ترکیب مشاهدات سری زمانی و مقطعی، با داشتن مزایای اطلاعات بیشتر، تغییرپذیری بیشتر، هم خطی کمتر میان متغیرها و درجات آزادی بیشتر، کارایی بالاتری را نیز ارائه می‌کند.

داده‌های ترکیبی به‌منظور مطالعه پویای تغییرات با مطالعه مشاهدات مقطعی تکراری، مناسب‌تر هستند. اصولاً تأثیراتی را که در داده‌های ترکیبی نمی‌توان به‌سادگی در داده‌های مقطعی و سری زمانی مشاهده کرد، بهتر تعیین می‌کند.

با ارائه داده برای هزاران واحد، داده‌های ترکیبی می‌توانند انحرافی را که ممکن است در نتیجه لحاظ افراد یا بنگاه‌ها حاصل می‌شود، کمتر کند (گجراتی، ۱۳۸۹).

باید توجه کرد که استفاده از داده‌های مشکلات عدم کارایی و ناسازگاری تخمین مدل‌ها را ممکن است همراه داشته باشد. در تخمین مدل‌ها به روش داده‌های ترکیبی مشکلات مزبور با استفاده از روش‌هایی مانند مدل اثرات ثابت، مدل اثرات تصادفی، مدل رگرسیون به‌ظاهر نامرتب و مدل داده‌های یکپارچه‌شده، وجود ندارد بر این اساس این نوع مدل‌ها کارایی بیشتری دارند.

اگر ضریب اثرات مقطعی و اثر زمانی معنی‌دار نشود، در بررسی داده‌های مقطعی و سری زمانی، تمامی داده‌ها را با یکدیگر ترکیب کرده و به‌وسیله رگرسیون حداقل مربعات معمولی^{۲۳} می‌توان تخمین زد. به این روش، داده‌های تلفیق‌شده نیز گفته می‌شود.

روش‌های تخمین داده‌های ترکیبی

می‌توان داده‌های ترکیبی را به دو روش تلفیقی^{۲۴} و تابلویی^{۲۵} برآورد کرد. زمانی که داده‌ها روی هم انباشته می‌شوند و بین مقاطع اختلاف نادیده گرفته می‌شود از روشی که به آن اصطلاحاً روش داده‌های تلفیقی می‌گویند، استفاده خواهد شد. مشاهدات مربوط به داده‌های مقطعی در این روش در طول چندین دوره کلیه تفاوت‌های میان واحدهای مقطعی و زمان را قادر است توضیح دهد. استفاده از روش داده‌های تلفیقی در صورتی که تفاوت‌های فردی از اهمیت برخوردار باشد چندان مناسب نیست. در این شرایط روش داده‌های تابلویی با حذف محدودیت یکسان بودن اثرات فردی هر یک از متغیرها این مشکل را کم‌تر می‌کند. داده‌های تابلویی را به‌عبارت دیگر می‌توان با در نظر گرفتن ناهمگنی میان افراد و آثار فردی به روش‌های اثرات ثابت یا تصادفی برآورد کرد. تفاوت بین گروه‌ها در روش اثرات ثابت، در عرض از مبدأ مشخص می‌شود و فرض می‌شود که در طول زمان هر گروه دارای یک عرض از مبدأ ثابت است.

در روش اثرات تصادفی اما ناهمگنی بین گروه‌ها به عوامل تصادفی نسبت داده می‌شود و برای هر گروه برآیند این اثرات تصادفی محاسبه‌شده و به‌صورت یک جزء خطا از دو بخش تشکیل شده است که بخش دوم بیانگر تفاوت‌های بین گروهی است. تفاوت روش اثرات ثابت و اثرات تصادفی به‌عبارت دیگر در این است که در روش اثرات ثابت، ناهمسانی‌ها به عوامل ثابتی که بین گروه‌ها متفاوت‌اند نسبت داده می‌شود. لذا برای هر گروه یک عرض از مبدأ ثابت

23 Ordinary least squares (OLS)

24 - Pooling

25 - Panel Data

وجود دارد؛ اما عرض از مبدأ در روش اثرات تصادفی مخصوص هر گروه، حالت تصادفی دارد چونکه از جمع عرض از مبدأ مشترک یک جزء تصادفی حاصل شده است.

در مطالعه پیش‌رو داده‌ها ترکیبی هستند. در همین راستا برای تشخیص اینکه برای تخمین از کدام روش (تلفیقی یا تابلویی) استفاده شود و در صورتی که روش تابلویی پذیرفته شود کدام مدل (اثرات ثابت یا اثرات تصادفی) به کار گرفته شود، نیازمند آزمون‌های چاو و هاسمن می‌باشد که در ادامه به توضیح آن‌ها اشاره می‌شود.

آزمون F لیمر

از آماره F لیمر برای انتخاب یکی از روش‌های تابلویی یا تلفیقی استفاده می‌شود؛ در این آزمون مقایسه بین مجموع مربعات جملات خطا (RSS) در روش داده‌های تابلویی و تلفیقی است. در روش داده‌های تلفیقی از آنجا که پارامترهای محدودکننده بیشتری وجود دارد؛ لذا در روش داده‌های تلفیقی انتظار بر این است که نسبت به روش داده‌های تابلویی، RSS بیشتری داشته باشد. بنابراین اگر RSS روش حداقل مربعات معمولی (OLS) ۲۶، با اضافه شدن محدودیت‌ها به‌طور معنی‌داری افزایش پیدا نکند بهتر است که از این روش استفاده شود. در غیر این صورت روش داده‌های تابلویی مناسب‌تر است. در این آزمون، مدل اثرات تصادفی به‌عنوان مدل غیر مقید و مدل تلفیقی به‌عنوان مدل مقید انجام می‌شود:

$$F_{(N-1)(NT-N-K)} = \frac{RSS - URSS/N - 1}{URSS/NT - N - K} \quad \text{رابطه ۶:}$$

در رابطه ۶، K متغیرهای توضیحی است و N مقاطع را نشان می‌دهد؛ (N-1) تعداد درجات آزادی در مدل مقید و (NT-N-K) نیز تعداد درجه آزادی در مدل غیر مقید است.

فرضیه H_0 در این آزمون بر یکسان بودن عرض از مبدأها دلالت دارد. به بیان دیگر اختلاف در داخل گروه‌ها خیلی شدید نیست و لزومی به استفاده از روش داده‌های تابلویی نیست. فرضیه H_1 در مقابل استفاده از روش داده‌های تابلویی را توصیه می‌کند و یکسان نبودن عرض از مبدأها را نشان می‌دهد.

$$\begin{cases} H_0: \alpha_i = \alpha \\ H_1: \alpha_i \neq \alpha \end{cases}$$

فرضیه H_0 مبنی بر پذیرش داده‌های تلفیقی را نمی‌توان پذیرفت، در صورتیکه F محاسبه‌شده، از F جدول با درجه آزادی (N-1) و (NT-N-K) بزرگ‌تر باشد، لذا روش تابلویی ترجیح‌تر است. لازم به ذکر است که در سطح اطمینان ۹۵٪ (خطای ۵٪) آزمون فرضیه‌های تحقیق انجام می‌شود.

آزمون هاسمن ۲۷

بعد از انجام دادن آزمون F لیمر، اگر فرضیه H_0 رد شود، این سوال ایجاد می‌شود که مدل در قالب کدام یک از روش‌های اثرات ثابت یا تصادفی قابل بررسی است. در روش داده‌های تابلویی آزمون هاسمن برای تعیین روش تخمین به کار می‌رود. آماره این آزمون دارای توزیع کای-دو با درجه آزادی مورد نظر در مشاهدات است و فرضیه آن به‌صورت زیر است:

رابطه ۷:

$$\begin{cases} H_0: b_s = \hat{B}_s \\ H_1: b_s \neq \hat{B}_s \end{cases}$$

$$W = (b_s - \hat{B}_s)'(M_1 - M_0)^{-1}(b_s - \hat{B}_s) \cong X^2$$

M_0 : ماتریس واریانس - کوواریانس به روش اثرات تصادفی

M_1 : ماتریس واریانس - کوواریانس به روش اثرات ثابت

$\hat{B}_s$: رد پارامتر به روش اثرات تصادفی

b_s : برآورد پارامتر به روش اثرات ثابت

آماره محاسبه شده چنانچه فرضیه H_0 مبنی بر پذیرش اثرات تصادفی بزرگتر از کای-دو جدول با درجه آزادی K باشد رد می شود در این حالت از روش اثرات ثابت استفاده می شود؛ اما اگر فرضیه H_0 پذیرفته شود از روش اثرات تصادفی باید استفاده کرد (بالتاجی، ۱۹۹۵).

اثرات ثابت

عرض از مبدأ در این روش، برای هر یک از واحدها متفاوت است ولی میان واحدهای مختلف ضرایب شیب ثابت است. این مدل، اثرات ثابت گفته می شود. به این دلیل که باوجود تفاوت عرض از مبدأ میان واحدهای مختلف، عرض از مبدأ طی زمان تغییر نمی کند اصطلاح اثرات ثابت گفته می شود.

اثرات تصادفی

هنگامی مدل اثرات تصادفی برای یک مدل مناسب به است که بین داده های مقطعی به صورت تصادفی تفاوت باشد. باید توجه کرد که ممکن است در این حالت واریانس های مربوط به مقاطع مختلف باهم یکسان نبوده و مدل موردنظر دچار ناهمسانی واریانس باشد. لذا در این روش باید به جای روش حداقل مربعات معمولی از روش رگرسیون حداقل مربعات تعمیم یافته (GLS) ۲۸ استفاده گردد.

آزمون های آماری

برای دستیابی به نتایج قابل اتکا در پژوهش حاضر، از آمار استنباطی استفاده می شود. در آمار استنباطی نمونه کوچکی از جامعه انتخاب شده و فرضیه هایی که مدنظر محقق است، مورد بررسی قرار می گیرد. سپس برای تعمیم نتایج به کل جامعه، آزمون های آماری مورد نیاز انجام می شود. در ادامه آزمون های آماری مورد استفاده در روش داده های ترکیبی اشاره خواهد شد.

آزمون جارکو- برا

از فروض مهم راجع به جمله خطا این است که خطای مدل دارای توزیع نرمال باشد. برای بررسی نرمال بودن توزیع جزء خطا در این پژوهش از آزمون جارکو- برا ۲۹ استفاده خواهد شد. آماره این آزمون و فرضیه صفر به صورت زیر بوده و به توزیع کای-دو با درجه آزادی ۲ گرایش دارد:

$$\begin{cases} H_0 : \text{Normal Distribution} \\ H_1 : \text{Not Normal Distribution} \end{cases}$$

$$W = n \left(\frac{A_1^2}{6} + \frac{(A_2 - 3)^2}{24} \right)$$

رابطه ۸:

در این آماره، A_1 (ضریب چولگی) و A_2 (ضریب کشیدگی) از طریق باقیمانده‌های مدل قابل محاسبه است. لازم به ذکر است که فرضیه H_0 آزمون جارکو- برا بیان گر نرمال بودن توزیع جمله‌ی خطای مدل می‌باشد؛ لذا زمانی که مقدار آماره محاسبه شده با درجه آزادی ۲ از مقدار بحرانی آن کوچک تر باشد، فرضیه صفر پذیرفته می‌شود. این فرضیه حاکی از نرمال بودن توزیع خطاها می‌باشد (سوری و مهرگان، ۱۳۸۹).

آزمون خودهمبستگی دوربین- واتسون

فرضیه خودهمبستگی مدل کلاسیک رگرسیون خطی بیان می‌کند که بین جملات خطای رگرسیون مورد نظر همبستگی وجود ندارد. اگر فرض مورد نظر نقض شود کوواریانس بین دو جمله اخلاص ۱ و ۲ برابر صفر نیست. برای بررسی استقلال باقیمانده‌ها در مطالعه حاضر از آماره دوربین-واتسون ۳۰ استفاده شده است. این آزمون مفروضاتی به شرح زیر دارد (افلاطونیان، ۱۳۹۵):

مدل رگرسیونی عرض از مبدأ دارد.

متغیرهای مستقل غیر تصادفی باشد.

به وسیله مدل خود رگرسیونی مرتبه اول، اجزای اخلاص حاصل می‌شوند.

در مدل رگرسیونی وقفه متغیر وابسته وجود ندارد (به عنوان یکی از متغیرهای توضیحی). به بیان دیگر مدل رگرسیون دارای الگوی خود رگرسیونی نیست.

مشاهده مفقوده‌ای در داده‌ها وجود ندارد.

با توجه به استفاده از روش داده‌های پانل آماره آزمون خودهمبستگی به صورت رابطه زیر تعریف می‌شود:

$$d_{pd} = \frac{\sum_{i=1}^N \sum_{t=2}^T (\varepsilon_{i,t} - \varepsilon_{i,t-1})^2}{\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \varepsilon_{i,t}^2} \quad \text{رابطه ۹:}$$

مقدار آماره دوربین واتسون اگر نزدیک به مقدار عددی ۲ باشد، استقلال باقیمانده‌ها پذیرفته می‌شود و مشکل خودهمبستگی نداریم؛ اما در صورت وجود مشکل، برای رفع مسئله خودهمبستگی می‌توان از روش‌های رفع خودهمبستگی مثل وقفه زمانی مرتبه اول $AR(1)$ استفاده کرد.

آزمون ثابت بودن واریانس جمله خطا

از دیگر فروض رگرسیون به روش حداقل مربعات معمولی این است که تمامی جملات پسماند واریانس برابر داشته باشند. ممکن است در عمل این فرض چندان صادق نباشد و به دلیل شکل نادرست تابع مدل، وجود نقاط پرت، شکست ساختاری در جامعه آماری، یادگیری در طی زمان و غیره مدل پژوهش با پدیده واریانس ناهمسانی مواجه شود. آزمون‌های مختلفی برای بررسی این مشکل توسط اقتصاددانان معرفی شده است. در این مطالعه بر اساس آنچه که در اکثر مطالعات حسابداری مورد توجه است فرض همسانی واریانس باقیمانده‌ها از طریق آزمون بروش-پاگان-گادفری ۳۱ بررسی می‌شود. آزمون بروش-پاگان-گادفری وابستگی واریانس جملات پسماند به دست آمده از رگرسیون خطی را با

مقادیر متغیرهای توضیح‌دهنده مدل، بررسی می‌کند. این آزمون در سال ۱۹۷۹ توسط بروش و پاگان و گادفری معرفی شده است و شامل چهار مرحله زیر است:

۱- ابتدا با فرض واریانس همسانی مدل رگرسیونی تخمین زده شده و جملات پسماند به دست می‌آید:

$$y = \beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \beta_2 X_{2i} + \dots + \beta_k X_{ki} + u_i \quad \text{رابطه ۱۰:}$$

۲- در مرحله بعد مجذور جملات پسماند استخراج شده در مرحله اول روی متغیرهای توضیح‌دهنده X رگرسیون زده و ضریب تعیین به صورت رابطه زیر دست می‌آید:

$$u_i^2 = \gamma_0 + \gamma_1 X_{1i} + \gamma_2 X_{2i} + \dots + \gamma_k X_{ki} + \eta_i \quad \text{رابطه ۱۱:}$$

۳- با استفاده از ضریب تعیین به دست آمده، آماره F محاسبه می‌شود. لازم به ذکر است که آماره F دارای توزیع F با درجه آزادی $n-k-1$, k است.

$$F = \frac{\left(\frac{R^2}{k} \right)}{\left(\frac{1-R^2}{n-k-1} \right)} \quad \text{رابطه ۱۲:}$$

۴- در مرحله آخر مقادیر بحرانی متناظر با این آماره از جدول توزیع F با توجه به سطح اطمینان موردنظر (در این مطالعه ۹۵٪)، به دست می‌آید، بدین صورت که اگر مقادیر این آماره از مقادیر بحرانی بیشتر باشد، فرض صفر که بر وجود همسانی واریانس دلالت دارد، رد می‌شود و می‌توان گفت که جملات پسماند ارتباط معناداری با متغیرهای توضیح‌دهنده X دارد و در واقع ناهمسانی واریانس وجود دارد. در این مطالعه بر اساس آنچه که پیشتر ذکر شد فرض همسانی واریانس باقیمانده‌ها از طریق آزمون بروش-پاگان-گادفری بررسی می‌شود.

فرض عدم وجود هم خطی ۳۲ بین متغیرهای مستقل

از دیگر فروض کلاسیک هم خطی است. بر اساس تعریف‌های موجود، وجود رابطه خطی بین متغیرهای مستقل موجود در مدل به عنوان هم خطی هست. روش‌های مختلفی برای تشخیص وجود هم خطی وجود دارد. اصولاً اگر هم خطی در مدل وجود داشته باشد ضریب تعیین مدل بالا برآورد شده و درعین حال تعداد متغیرهای معنی‌دار موجود در مدل کم است. البته این نکته حائز اهمیت است که هم خطی هیچ‌یک از فروض کلاسیک را نقض نمی‌کند و همچنین برآورد کننده‌های به دست آمده باوجود مشکل هم خطی سازگار خواهند بود اما مشکلی که وجود دارد این است که در این حالت ضرایب دارای خطای معیار بالایی خواهند بود و این مسئله منجر می‌شود تا تعداد متغیرهای معنی‌دار در معادله کاهش یابد.

آزمون F فیشر

برای مطالعه تفاوت و اثرگذاری در رابطه به دو متغیر معمولاً از آزمون t استفاده می‌شود. زمانی که بخواهیم اثرگذاری کلی مدل یا اثرگذاری چند متغیر بصورت همزمان مدنظر باشد از آزمون F استفاده می‌شود چرا که آزمون t قادر است به‌طور مجزا به بررسی اثرگذاری هریک از متغیرهای مستقل بر وابسته بپردازد در این صورت بروز اشتباهات آماری و

محاسبه غلط اجتناب‌ناپذیر است. لذا برای اجتناب از این مشکل از آزمون F فیشر استفاده می‌شود. این روش امکان تأثیر کل متغیرها به صورت هم‌زمان و تشخیص تفاوت‌های معنی‌دار بین گروه‌ها را فراهم خواهد کرد.

آزمون t

به منظور بررسی معنی‌دار بودن ضرایب محاسبه‌شده، از آزمون t و مدل‌های رگرسیونی استفاده می‌شود. لازم به توضیح است که توزیع t شباهت زیادی به توزیع Z دارد اما بین این دو توزیع تفاوت‌هایی نیز وجود دارد. به طور مثال توزیع کمیت z ، نرمال است اما توزیع t تحت تأثیر تعداد آزمودنی‌های الگو قرار دارد. برای نمونه‌های کوچک توزیع t به کاربرده می‌شود و هرچه تعداد نمونه بیشتر شود شکل توزیع به منحنی نرمال نزدیک‌تر و زمانی که حجم نمونه به ۳۰ برسد تقریباً با توزیع نرمال یکی می‌شود. چنانچه سطح معنی‌داری محاسبه‌شده بر اساس آزمون t کمتر از ۵٪ باشد (سطح معنی‌داری برابر با ۵٪) مقادیر محاسبه‌شده از لحاظ آماری در این صورت ۹۵٪ معنی‌دار هستند.

ضریب تعیین (R^2)

بر اساس مجموعه‌ای از داده‌ها مناسب بودن خط رگرسیون برازش شده با استفاده از ضریب تعیین، مورد بررسی قرار خواهد گرفت. در همین راستا اگر تمام مشاهدات مربوط به متغیر وابسته بر روی خط رگرسیون برآورد شده قرار گیرد، برازش کامل به دست می‌آید که این حالت بدلیل وجود همیشگی خطا کمتر اتفاق می‌افتد. عموماً بعضی از ϵ_t ها مثبت و برخی دیگر منفی هستند و بنابراین مشاهدات مربوط به متغیر وابسته در اطراف خط رگرسیون برازش شده (به دلیل وجود خطا) قرار می‌گیرند. انتظار بر این است که این باقیمانده‌ها در اطراف خط رگرسیون تا حد امکان کوچک باشند. در این راستا ضریب تعیین R^2 معیاری است که بیان می‌کند نمونه داده‌ها خط رگرسیون را چه میزان برازش می‌کند (گجراتی، ۱۳۸۹).

بر اساس توضیحات ارائه شده در بالا به طور خلاصه تغییرات کل مقادیر مشاهده‌شده Y از میانگین آن می‌توان به دو بخش تقسیم کرد که یک بخش از آن قابل استناد به خط رگرسیون ($\hat{Y}$) و بخش دیگر آن مربوط به نیروهای تصادفی است که بصورت: $TSS = ESS + RSS$ می‌باشد و در آن TSS کل تغییرات متغیر وابسته را حول میانگین آن نشان می‌دهد، ESS تغییراتی را که توسط رگرسیون برآورد شده است نشان می‌دهد و RSS قسمت تغییرات تصادفی مربوط به Y را نشان می‌دهد. حال با تقسیم طرفین الگو بر TSS بر اساس رابطه زیر داریم:

$$1 = \frac{ESS}{TSS} + \frac{RSS}{TSS} = \frac{\sum(Y_i - \bar{Y})^2}{\sum(Y_i - \bar{Y})^2} + \frac{\sum \epsilon_i^2}{\sum(Y_i - \bar{Y})^2} \quad \text{رابطه ۱۳}$$

و در نتیجه ضریب R^2 به صورت الگو ۱۴ تعریف می‌گردد:

$$R^2 = \frac{ESS}{TSS} = \frac{\sum(Y_i - \bar{Y})^2}{\sum(Y_i - \bar{Y})^2} \quad \text{رابطه ۱۴}$$

با توجه به الگو ۱۴ می‌توان گفت که R^2 درصد تغییرات کل برآوردی در Y که به وسیله مدل رگرسیون پژوهش توضیح داده شده است را اندازه‌گیری خواهد کرد. با توجه به رابطه (۱۴-۳) می‌توان چنین بیان کرد که R^2 هم مثبت و هم کوچک‌تر از یک است. بطور کلی برازش کامل رگرسیون که معمولاً اتفاق نمی‌افتد R^2 برابر با یک است. در حالتی که بین متغیر وابسته و مستقل و متغیرهای کنترلی ارتباط وجود نداشته باشد. میزان ضریب تعیین برابر صفر می‌باشد. در حالت کلی مقدار این ضریب هرچه به یک نزدیک‌تر باشد برازش بهتر مدل را نشان می‌دهد (گجراتی، ۱۳۸۹).

تحلیل رگرسیون (تصمیم‌گیری برای رد یا پذیرش فرضیه‌ها)

پس از آنکه یک مدل رگرسیون برآورد شد بر اساس گفته‌های فوق‌الذکر در این پژوهش ابتدا برای آزمون فرضیات با استفاده از آزمون F مقید، درستی ترکیب کردن داده‌ها یا ادغام داده‌ها آزمون می‌گردد و سپس بر اساس آزمون هاسمن مشخص می‌شود که اگر داده‌ها ترکیبی است، اثرات این ترکیب تصادفی یا صابت خواهد بود و با توجه به نوع روش نسبت به برآورد مدل اقدام شده است. بعد از تعیین مراحل فوق برای بررسی معنی‌دار بودن کل مدل از آماره F استفاده می‌شود تا متوجه شویم که متغیرهای پژوهش در حالت گروهی و کلی می‌توانند متغیر وابسته را توضیح دهند یا خیر؟ لذا با مقایسه آماره F و F جدول که در سطح خطای ۵٪ محاسبه شده، معنی‌داری کل مدل موردبررسی قرار می‌گیرد. در ادامه برای بررسی معنی‌دار بودن ضریب متغیرهای مستقل از آماره t استفاده خواهد شد. همین فرآیند آزمون F در مورد آماره t نیز انجام می‌شود و آماره t به‌دست آمده با t جدول که در سطح اطمینان ۹۵٪ محاسبه شده است مقایسه می‌شود، چنان چه قدر مطلق t محاسبه شده از t جدول بزرگ‌تر باشد، ضریب موردنظر معنی‌دار است که بر وجود ارتباط بین متغیر مستقل و وابسته دلالت دارد. در نهایت نیز بر اساس تمامی مسایل مورد نظر نسبت به تأیید و رد فرضیات پژوهش اقدام می‌شود.

یافته‌ها

در پژوهش حاضر به بررسی تاثیر تغییرات در ساختار شرکت‌ها در اثر اجرای سازوکارهای حاکمیت شرکتی بر محافظه کاری مشروط در سطح صنایع منتخب در بورس اوراق بهادار تهران پرداخته می‌شود. همانطور که اشاره شد جامعه آماری موردبررسی ۵۷ شرکت پذیرفته شده صنایع فلزات اساسی، پالایشی و دارویی در بورس اوراق بهادار تهران هستند. این داده‌ها برای دوره زمانی ۲۰ ساله و طی سال‌های ۱۳۸۰-۱۳۹۹ انتخاب شده‌اند. در این فصل، فرضیه پژوهش تجزیه و تحلیل می‌شود. بطوری که پس از ارائه آمار توصیفی متغیرها و همبستگی آنها، با استفاده از آزمون فروض کلاسیک، یعنی هم خطی، واریانس ناهمسانی، خودهمبستگی و نرمالیت، به صحت بررسی تأثیر متغیر مستقل بر متغیر وابسته پرداخته می‌شود. در پایان نیز بر اساس مدل‌های برآورد شده فرضیات پژوهش مورد بررسی قرار می‌گیرد.

آمار توصیفی متغیرهای پژوهش

برای شناخت بهتر ماهیت جامعه‌ای که در پژوهش مورد مطالعه قرار گرفته است و آشنایی بیشتر با متغیرهای پژوهش، قبل از تجزیه و تحلیل داده‌های آماری، به توصیف متغیرهای پژوهش پرداخته می‌شود؛ بنابراین، قبل از این که به آزمون فرضیه‌های پژوهش پرداخته شود، متغیرهای پژوهش به صورت خلاصه در جدول ۱ مورد بررسی قرار می‌گیرد. این جدول حاوی شاخص‌هایی برای توصیف متغیرهای پژوهش است.

جدول ۱: آمار توصیفی متغیرهای پژوهش

پنل الف) متغیرهای پیوسته						
متغیر	نماد	میانگین	میانه	حداکثر	حداقل	انحراف معیار
سود هر سهم	EPS	0.175	0.148	0.510	0.000	0.131
بازده بازاری سهام	RET	0.314	0.054	2.694	-0.566	0.831
پنل ب) متغیرهای گسسته						
متغیر	نماد	فراوانی		درصد فراوانی		
		یک	صفر	یک	صفر	
بازده سهام منفی	DR	433	512	45.820	54.180	
تغییرات در ساختار سرمایه گذاران	D1386	686	259	72.593	27.407	

بر اساس آنچه که در جدول ۱ مشاهده می‌گردد میانگین سود هر سهم که بر اساس قیمت سهام تعدیل شده است برابر با ۰/۱۷۵ است. این عدد نشان می‌دهد که اکثر مشاهدات حول این نقطه متمرکز هستند. در واقع در شرکت های نمونه به ازای قیمت سهام ۱۷/۵ درصد سودسازی وجود دارد. با توجه به اینکه سه صنعت مورد بررسی سود سازی مناسبی دارند، این میزان سود منطقی است. به همین ترتیب میانه متغیر ۰/۱۴۸ است که نشان می‌دهد میزان سود هر سهم برای نیمی از شرکت ها بیشتر از ۱۴/۸ درصد و برای نیمی دیگر کمتر از این میزان است. بیشترین و کمترین سود هر سهم به قیمت نیز ۵۱ درصد و صفر بوده است. عدد انحراف معیار نیز برابر با ۰/۱۳۱ است که بیانگر انحراف نسبتاً متعادل سود هر سهم است. در واقع انحراف معیار میزان پراکندگی مشاهدات نسبت به میانگین را نشان می‌دهد، لذا سود هر سهم ۰/۱۳ واحد پراکندگی نسبت به میانگین دارد. به همین ترتیب بازده بازاری سهام به طور میانگین ۰/۳۱۴ است. این رقم در واقع نشان می‌دهد که طی یک بازه بلندمدت سه صنعت مورد نظر به طور متوسط ۳۱/۴ درصد در هر سال بازدهی داشته اند. بیشترین بازدهی سالانه ۲۶۹/۴ درصد و کمترین بازدهی نیز ۵۶/۶ درصد کاهش بازده بوده است. لازم به ذکر است متغیرهای پیوسته پژوهش پیش از ارائه آمار توصیفی و استفاده در مدل های پژوهش در سطح ۵ درصد خطا نرمال شده اند.

با بررسی متغیرهای دو ارزشی یا گسسته مشاهده می‌شود که ۴۵/۸۲ درصد از شرکت های نمونه بازدهی منفی داشته اند. به همین ترتیب تغییرات در ساختار سرمایه گذاران با توجه به اینکه قانون مورد نظر از سال ۱۳۸۶ اجرا شده است نیز نشان می‌دهد که ۷۲/۵۹ درصد از مشاهدات مربوط به سال های پس از اجرای حاکمیت شرکتی بوده و ۲۷/۴ درصد از مشاهدات نیز برای دوره قبل از اجرای حاکمیت شرکتی است.

آزمون ضریب همبستگی متغیرهای پژوهش

به‌طور کلی شدت وابستگی دو متغیر به یکدیگر را همبستگی گویند. ضرایب همبستگی بین -۱ تا ۱ متغیر است و رابطه بین دو متغیر می‌تواند مثبت باشد یا منفی باشد. اصولاً ضریب همبستگی یک رابطه متقارن است، بطوری که هر چه قدر ضریب همبستگی به عدد یک نزدیک‌تر باشد میزان وابستگی دو متغیر بیشتر خواهد بود، این وابستگی بیانگر رابطه علت و معلولی نیست و ضریب همبستگی حرفی از اینکه کدام کدام متغیر وابسته و کدام مستقل است به میان نمی‌آورد. در

واقع با انجام آزمون همبستگی ارتباط اولیه بین متغیرها شناسایی می‌شود و با توجه به نتایج می‌توان گفت بین متغیرها ارتباط وجود دارد یا خیر و می‌توان به بررسی دقیق‌تر این روابط در ادامه فرآیند بررسی پرداخت. در جدول ۲، نتایج همبستگی متغیرها آورده شده است.

جدول ۲: ضرایب همبستگی متغیرهای پژوهش

متغیر / احتمال	EPS	DR	RET	D1386
EPS	1.000			
احتمال	-----			
DR	-0.453	1.000		
احتمال	0.000	-----		
RET	0.544	-0.665	1.000	
احتمال	0.000	0.000	-----	
D1386	0.042	-0.063	0.142	1.000
احتمال	0.193	0.051	0.000	-----

بر اساس نتایج جدول ۲، ملاحظه می‌شود که بازده منفی سهام با سود هر سهم همبستگی منفی دارد. میزان همبستگی -0.453 است. این همبستگی در سطح احتمال ۹۵ درصد معنادار است. به همین ترتیب بازده سهام و سود هر سهم همبستگی مثبت (0.544) و معنادار دارد؛ اما تغییرات ساختاری ناشی از حاکمیت شرکتی همبستگی مثبت و غیرمعنادار با سود هر سهم دارد. با بررسی همبستگی سایر متغیرها نیز ملاحظه می‌شود که بازده سهام و بازده منفی، همبستگی منفی و معنادار دارند. همچنین تغییرات ساختاری ناشی از حاکمیت شرکتی به ترتیب با بازده منفی و بازده سهام همبستگی منفی و مثبت دارد.

آزمون F لیمر و هاسمن

در ابتدا به منظور بررسی انتخاب داده‌های تابلویی در برابر داده‌های تلفیقی از آزمون اف-لیمر استفاده می‌شود. نتیجه آزمون مذکور در جدول ۳ نشان داده شده است. لازم به ذکر است که در جدول مورد نظر تنها آزمون F لیمر برای مدل‌های اصلی تأیید و رد فرضیه‌های پژوهش گزارش شده است.

جدول ۳: نتایج آزمون F لیمر

مدل	آماره آزمون F	درجه آزادی	احتمال آماره آزمون	نتیجه
مدل اول (کل شرکت‌ها)	3.984	(56,881)	0.000	روش داده‌های ترکیبی
مدل دوم (صنعت فلزات اساسی)	5.513	(18,277)	0.000	روش داده‌های ترکیبی
مدل سوم (صنعت دارویی)	2.548	(23,406)	0.000	روش داده‌های ترکیبی
مدل چهارم (صنعت پالایشی)	2.778	(13,184)	0.001	روش داده‌های ترکیبی

به لحاظ آنکه احتمال آماره آزمون F لیمر، در هر چهار مدل کمتر از سطح خطای ۵٪ است، لذا استفاده از داده‌های ترکیبی به جای داده‌های تلفیقی تأیید می‌گردد. با توجه به نتایج حاصله و با توجه به تأیید داده‌های تابلویی، در مدل‌های اول تا چهارم پژوهش، نیاز به انجام آزمون هاسمن جهت تعیین اثرات تصادفی و اثرات ثابت ضرورت پیدا می‌کند. نتایج این آزمون در جدول ۴، آورده شده است.

جدول ۴: نتایج آزمون هاسمن

مدل	آماره آزمون F	درجه آزادی	احتمال آماره آزمون	نتیجه
مدل اول (کل شرکت‌ها)	5.644	7	0.582	اثرات تصادفی
مدل دوم (صنعت فلزات اساسی)	3.226	7	0.863	اثرات تصادفی
مدل سوم (صنعت دارویی)	16.039	7	0.025	اثرات ثابت
مدل چهارم (صنعت پالایشی)	18.033	7	0.012	اثرات ثابت

بر اساس نتایج آزمون هاسمن در جدول ۴، مشاهده می‌شود که احتمال آماره F برای الگوی اول و دوم بیشتر از سطح خطای ۵ درصد است، لذا داده‌های ترکیبی با اثرات تصادفی تأیید می‌شود. همچنین در الگوی سوم و چهارم، احتمال آزمون هاسمن کمتر از سطح خطای ۵ درصد است. لذا داده‌های ترکیبی با اثرات ثابت در این دو الگو تأیید می‌شود.

بررسی مفروضات مدل رگرسیون خطی

فروض کلاسیک مجموعه‌ای از فروض است که در مورد جمله باقیمانده (خطای مدل) مطرح می‌شود. برای اینکه در مدل رگرسیون خطی، تخمین زن‌های ضرایب رگرسیون، بهترین تخمین زن‌های بدون تورش خطی باشند، لازم است تا مفروضات این مدل بررسی و آزمون شوند. لذا در ادامه، نحوه آزمون این مفروضات بیان شده و سپس نتایج حاصل از برآوردهای انجام شده تشریح می‌گردد.

ثابت بودن واریانس جمله خطا (باقیمانده‌ها)

یکی از فروض رگرسیون خطی این است که تمامی جملات باقیمانده دارای واریانس برابر باشند. در این مطالعه فرض همسانی واریانس باقیمانده‌ها از طریق آزمون بروش-پاگان-گودفری ۳۳ مورد بررسی قرار گرفت؛ که نتایج آن در جدول ۵، نشان می‌دهد که فرضیه صفر مبنی بر وجود همسانی واریانس در هر شش مدل پژوهش رد می‌شود؛ بنابراین، مشکل ناهمسانی واریانس مدل‌های پژوهش وجود دارد. لذا برای رفع ناهمسانی واریانس از رگرسیون حداقل مربعات تعمیم یافته (GLS) استفاده خواهد شد.

جدول ۵: نتایج حاصل از آزمون ثابت بودن واریانس جمله خطا (آزمون بروش-پاگان-گادفری)

مدل	مقدار آماره F	احتمال آماره F	نتیجه
مدل اول (کل شرکت‌ها)	10.945	0.000	وجود مشکل ناهمسانی واریانس
مدل دوم (صنعت فلزات اساسی)	12.400	0.000	وجود مشکل ناهمسانی واریانس
مدل سوم (صنعت دارویی)	7.124	0.000	وجود مشکل ناهمسانی واریانس
مدل چهارم (صنعت پالایشی)	4.534	0.000	وجود مشکل ناهمسانی واریانس

خودهمبستگی جزء خطا

این فرض مدل کلاسیک رگرسیون خطی بیان می‌دارد که بین جملات باقیمانده رگرسیون، همبستگی وجود نداشته باشد. برای بررسی استقلال باقیمانده‌ها از آماره دوربین- واتسون استفاده شده است. اگر مقدار آماره دوربین- واتسون نزدیک به عدد دو باشد، استقلال باقیمانده‌ها پذیرفته می‌شود؛ اما اگر این آماره خارج از محدوده مجاز (۲/۵-۱/۵) باشد. به‌منظور رفع خودهمبستگی از تکنیک تأخیر (وقفه) زمانی مرتبه اول $AR(1)$ استفاده می‌شود. نتایج تخمین مدل‌ها ب پژوهش در جدول ۶، نشان می‌دهد که میزان این آماره برای هر شش مدل نزدیک به عدد ۲ بوده و در محدوده مجاز خود قرار دارد. به عبارت دیگر، فرض عدم وجود خودهمبستگی جزء خطا در مدل برقرار است.

جدول ۶: نتایج حاصل از آزمون عدم وجود خودهمبستگی جزء خطا (آماره دوربین-واتسون)

مدل	مقدار آماره	نتیجه
مدل اول (کل شرکت‌ها)	1/526	عدم وجود خودهمبستگی
مدل دوم (صنعت فلزات اساسی)	1/825	عدم وجود خودهمبستگی
مدل سوم (صنعت دارویی)	1/557	عدم وجود خودهمبستگی
مدل چهارم (صنعت پالایشی)	1/588	عدم وجود خودهمبستگی

هم خطی بین جملات توضیحی

هم خطی به معنای وجود رابطه شدید بین متغیرهای مستقل و کنترلی موجود در مدل می‌باشد. در صورت وجود هم خطی، ضرایب برآوردی الگو دارای خطای معیار بالایی خواهد بود و در نتیجه این مسئله باعث می‌شود که تعداد متغیرهای معنی‌دار در معادله کاهش یابد. یکی از راه‌های دقیق‌تر جهت بررسی وجود هم خطی آزمون VIF_{34} است. برای تشخیص هم خطی باید عامل تورم واریانس مربوط به متغیر موردنظر کمتر از ۱۰ باشد، در غیر این صورت متغیر موردنظر منجر به هم خطی می‌شود. در همین راستا نتایج آزمون VIF برای الگوی‌های پژوهش در جدول ۷ نشان می‌دهد که عامل تورم واریانس در تمامی الگوها و برای برخی از متغیرها بالاتر از سطح بحرانی ۱۰ است، برای رفع هم خطی بر اساس روش تمرکززایی (متغیر منهای میانگین) اقدام خواهد شد. نتایج نشان می‌دهد که پس از رفع هم خطی، عامل تورم واریانس کمتر از سطح بحرانی ۱۰ شده است.

جدول ۷: نتایج حاصل از آزمون هم خطی از طریق آزمون VIF

متغیر	نماد	مدل اول	مدل دوم	مدل سوم	مدل چهارم	مدل پنجم	مدل ششم	مدل هفتم	مدل هشتم
بازده سهام منفی	DR	10.441	2.988	11.964	3.090	9.174	2.871	13.873	3.443
بازده بازاری سهام	RET	15.311	2.310	9.818	1.975	23.165	2.870	22.987	2.825
کاهش بازده* بازده بازاری سهام	DR*RET	8.791	2.640	8.925	2.727	8.295	2.481	11.554	3.035
تغییرات در ساختار سرمایه گذاران	D1386	3.856	3.856	3.614	3.614	4.312	4.312	4.817	4.817
کاهش بازده* تغییرات در ساختار سرمایه گذاران	DR*D1386	12.786	5.733	14.003	5.542	12.236	5.850	14.782	6.986
بازده بازاری سهام* تغییرات در ساختار سرمایه گذاران	RET*D1386	15.402	2.613	10.217	2.146	22.792	3.423	22.501	3.416
کاهش بازده* بازده بازاری سهام* تغییرات در ساختار سرمایه گذاران	DR*RET*D1386	9.867	4.149	9.862	4.029	9.533	4.139	12.097	4.990

نرمال بودن جمله خطا

یکی دیگر از فروض مهم راجع به جمله باقیمانده این است که توزیع جملات آن نرمال است. به منظور آزمون نرمال بودن جمله خطا از آماره آزمون جارکو-براس ۳۵ استفاده شده است. نتایج آزمون نرمالیت در جدول ۸، مورد اشاره قرار گرفته است.

جدول ۸: نتایج حاصل از نرمال بودن جمله خطا (آزمون جارکو-بر)

مدل	مقدار آماره	احتمال	نتیجه
مدل اول	50/424	0/000	عدم نرمال بودن جزء خطای مدل
مدل دوم	11/899	0/003	عدم نرمال بودن جزء خطای مدل
مدل سوم	5/711	0/057	نرمال بودن جزء خطای مدل
مدل چهارم	2/376	0/305	نرمال بودن جزء خطای مدل

با توجه به نتایج به دست آمده در جدول ۹، آماره آزمون جارکو-بر، برای مدل اول و دوم در سطح احتمال ۹۵ درصد معنادار است؛ بنابراین فرضیه صفر مبنی بر نرمال بودن جمله خطا در مدل ها رد می شود. این بدان معناست که جزء خطای دو مدل مورد نظر معنادار نیست. لازم به ذکر است، زمانی که نمونه به اندازه کافی بزرگ باشد و سایر فروض کلاسیک نیز برقرار باشند، انحراف از فرض نرمال بودن معمولاً بی اهمیت و پیامدهای آن ناچیز است. در شرایط مذکور، با توجه به قضیه حد مرکزی می توان دریافت که حتی اگر باقیمانده ها نرمال نباشند، آماره های آزمون به طور مجانبی از توزیع نرمال پیروی می کنند، بدون تورش هستند و از کارایی برخوردارند؛ بنابراین با توجه به این مطالب می توان فرض نرمال بودن جمله خطا را نادیده گرفت.

در مدل سوم و چهارم مشکل نرمال بودن جزء خطا وجود ندارد.

آزمون فرضیه های پژوهش

تحقیق حاضر به دنبال بررسی فرضیه های زیر است:

فرضیه اصلی ۱: تغییرات در ساختار شرکت ها در اثر اجرای حاکمیت شرکتی بر محافظه کاری مشروط تأثیر مثبت و معناداری دارد.

فرضیه فرعی ۱-۱: تغییرات در ساختار شرکت ها در اثر اجرای حاکمیت شرکتی در صنعت فلزات اساسی بر محافظه کاری مشروط تأثیر مثبت و معناداری دارد.

فرضیه فرعی ۱-۲: تغییرات در ساختار شرکت ها در اثر اجرای حاکمیت شرکتی در صنعت دارویی بر محافظه کاری مشروط تأثیر مثبت و معناداری دارد.

فرضیه فرعی ۱-۳: تغییرات در ساختار شرکت ها در اثر اجرای حاکمیت شرکتی در صنعت پالایشی بر محافظه کاری مشروط تأثیر مثبت و معناداری دارد.

پیش از ارائه مدل آزمون فرضیه های پژوهش نتایج مدل اولیه محافظه کاری باسو در جدول ۹، آورده شده است.

جدول ۹: مدل رگرسیونی اولیه محافظه کاری باسو

$\frac{EPS_i}{P_i} = \beta_0 + \beta_1 DR_i + \beta_2 RET_i + \beta_3 DR_i \times RET_i + \varepsilon_i$					
متغیر	نماد	ضرایب رگرسیونی	انحراف استاندارد	آماره t	احتمال آماره t
بازده سهام منفی	DR	-0.021	0.010	-2.098	0.036
بازده بازاری سهام	RET	0.068	0.008	8.502	0.000
کاهش بازده * بازده بازاری سهام	DR*RET	0.076	0.021	3.675	0.000
ضریب ثابت	C	0.172	0.009	19.810	0.000
آماره F	166.718				
احتمال آماره F	0.000				
ضریب تعیین	0.347				
ضریب تعیین تعدیل شده	0.345				
تعداد مشاهدات	945				

همان‌طور که در جدول ۹ مشاهده می‌شود، آماره F برابر با ۱۶۶/۷۱۸ است و احتمال آماره F برای مدل برابر با ۰/۰۰۰ بوده و چون این مقدار کمتر از ۰/۰۵ است، فرض صفر در سطح اطمینان ۹۵٪ رد می‌شود، یعنی مدل در حالت کلی معنادار است. نتایج مربوط به ضریب تعیین و ضریب تعیین تعدیل شده نشان می‌دهد که به ترتیب ۳۴/۷ و ۳۴/۵ درصد از تغییرات متغیر وابسته به وسیله متغیرهای مستقل و کنترلی مدل، توضیح داده می‌شوند. در این راستا باید گفت که ضریب تعیین تعدیل شده از قدرت اتکای بالاتری برخوردار است. با توجه به معناداری کلی مدل، می‌توان در راستای معناداری تک‌تک متغیرها اظهار نظر کرد.

در همین راستا نتایج نشان می‌دهد که ضریب بازده منفی سهام ۰/۰۲۱- است. این ضریب بر اساس آماره t در سطح احتمال ۹۵ درصد معنادار است. لذا می‌توان گفت که اگر بازده سهام در یک سال منفی باشد، سود هر سهم کاهش خواهد یافت. همچنین ضریب بازده بازاری سهام ۰/۰۶۸ است. این ضریب نیز در سطح احتمال ۹۵ درصد معنادار است. در واقع بازدهی بازاری سهام منجر به افزایش سود هر سهم می‌شود. با بررسی ضریب اثرات متقابل کاهش بازده و بازده بازاری سهام که بیانگر درجه محافظه کاری است می‌توان دریافت که این ضریب ۰/۰۷۶ است و در سطح احتمال ۹۵ درصد معنادار است. در واقع کاهش بازده، نقش بازده بازاری بر سود هر سهم را تقویت می‌کند. به بیان دیگر مثبت بودن این ضریب بیانگر وجود محافظه کاری در شرکت‌های نمونه است.

در جدول ۱۰، نتایج آزمون فرضیه اصلی پژوهش آورده شده است.

جدول ۱۰: مدل رگرسیونی آزمون فرضیه اصلی پژوهش

$\frac{EPS_i}{P_i} = \beta_0 + \beta_1 DR_i + \beta_2 RET_i + \beta_3 DR_i \times RET_i + \beta_4 D1386 + \beta_5 DR_i \times D1386 + \beta_6 RET_i \times D1386 + \beta_7 DR_i \times RET_i \times D1386 + \varepsilon_i$					
متغیر	نماد	ضرایب رگرسیونی	انحراف استاندارد	آماره t	احتمال آماره t
بازده سهام منفی	DR	-0.016	0.010	-1.630	0.103
بازده بازاری سهام	RET	0.081	0.007	11.779	0.000
کاهش بازده* بازده بازاری سهام	DR*RET	0.061	0.020	2.972	0.003
تغییرات در ساختار سرمایه گذاران	D1386	0.026	0.013	1.933	0.054
کاهش بازده* تغییرات در ساختار سرمایه گذاران	DR*D1386	-0.035	0.020	-1.725	0.085
بازده بازاری سهام* تغییرات در ساختار سرمایه گذاران	RET*D1386	-0.075	0.014	-5.429	0.000
کاهش بازده* بازده بازاری سهام* تغییرات در ساختار سرمایه گذاران	DR*RET*D1386	0.040	0.041	0.973	0.331
ضریب ثابت	C	0.149	0.012	12.888	0.000
آماره F	76.732				
احتمال آماره F	0.000				
ضریب تعیین	0.364				
ضریب تعیین تعدیل شده	0.360				
تعداد مشاهدات	945				

همان‌طور که در جدول ۱۰ مشاهده می‌شود، احتمال آماره F برای مدل برابر با ۰/۰۰۰ بوده و چون این مقدار کمتر از ۰/۰۵ است، فرض صفر در سطح اطمینان ۹۵٪ رد می‌شود، یعنی مدل در حالت کلی معنادار است. نتایج مربوط به ضریب تعیین تعدیل شده نشان می‌دهد که ۳۶ درصد از تغییرات متغیر وابسته به وسیله متغیرهای مستقل و کنترلی مدل، توضیح داده می‌شوند.

با بررسی ضرایب مشاهده می‌شود که ضریب اثرات متقابل کاهش بازده در بازده بازاری سهام ۰/۰۶۱ است. این ضریب بر اساس آماره t در سطح احتمال ۹۵ درصد معنادار است. همچنین ضریب تغییرات در ساختار سرمایه گذاران ۰/۰۲۶ است. این ضریب در سطح احتمال ۹۰ درصد معنادار است. در واقع تغییرات در ساختار شرکت‌ها در اثر اجرای حاکمیت شرکتی منجر به افزایش سود هر سهم شده است.

در این راستا برای بررسی اینکه تغییرات در ساختار شرکت‌ها در اثر اجرای حاکمیت شرکتی بر محافظه کاری مشروط تأثیر دارد؛ باید ضریب اثرات متقابل کاهش بازده، بازده بازاری سهام و تغییرات در ساختار سرمایه گذاران بررسی شود. در همین راستا ضریب مورد نظر ۰/۰۴ است. این ضریب بر اساس آماره t معنادار نیست. در واقع می‌توان گفت که تغییرات در ساختار شرکت‌ها در اثر اجرای حاکمیت شرکتی منجر به تغییر در میزان محافظه کاری شرکت‌ها نشده است. لذا فرضیه اصلی پژوهش رد می‌شود.

برای بررسی فرضیه فرعی اول پژوهش نتایج در جدول ۱۱، گزارش شده است.

جدول ۱۱: مدل رگرسیونی آزمون فرضیه فرعی اول پژوهش (صنعت فلزات اساسی)

$\frac{EPS_i}{P_i, \text{ Basic metals industry}}$ $= \beta_0 + \beta_1 DR_i + \beta_2 RET_i + \beta_3 DR_i \times RET_i + \beta_4 D1386 + \beta_5 DR_i \times D1386 + \beta_6 RET_i \times D1386 + \beta_7 DR_i \times RET_i \times D1386 + \varepsilon_i$					
متغیر	نماد	ضرایب رگرسیونی	انحراف استاندارد	آماره t	احتمال آماره t
بازده سهام منفی	DR	-0.018	0.017	-1.049	0.295
بازده بازاری سهام	RET	0.080	0.012	6.912	0.000
کاهش بازده* بازده بازاری سهام	DR*RET	0.063	0.033	1.923	0.055
تغییرات در ساختار سرمایه گذاران	D1386	-0.040	0.022	-1.797	0.073
کاهش بازده* تغییرات در ساختار سرمایه گذاران	DR*D1386	-0.011	0.035	-0.326	0.745
بازده بازاری سهام* تغییرات در ساختار سرمایه گذاران	RET*D1386	-0.079	0.019	-4.084	0.000
کاهش بازده* بازده بازاری سهام* تغییرات در ساختار سرمایه گذاران	DR*RET*D1386	0.016	0.068	0.239	0.811
ضریب ثابت	C	0.178	0.021	8.394	0.000
آماره F	33.379				
احتمال آماره F	0.000				
ضریب تعیین	0.442				
ضریب تعیین تعدیل شده	0.429				
تعداد مشاهدات	303				

بر اساس نتایج جدول ۱۱ مشاهده می‌شود، احتمال آماره F برای مدل، در صنعت فلزات اساسی برابر با ۰/۰۰۰ بوده و چون این مقدار کمتر از ۰/۰۵ است، فرض صفر در سطح اطمینان ۹۵٪ رد می‌شود، یعنی مدل در حالت کلی معنادار است. نتایج مربوط به ضریب تعیین تعدیل شده نشان می‌دهد که ۴۲/۹ درصد از تغییرات متغیر وابسته به وسیله متغیرهای مستقل و کنترلی مدل، توضیح داده می‌شوند.

با بررسی ضرایب مشاهده می‌شود که ضریب اثرات متقابل کاهش بازده در بازده بازاری سهام ۰/۰۸ است. این ضریب بر اساس آماره t در سطح احتمال ۹۵ درصد معنادار است که نشان‌دهنده وجود محافظه کاری در این صنعت است. در این راستا برای بررسی اینکه تغییرات در ساختار شرکت‌ها در اثر اجرای حاکمیت شرکتی بر محافظه کاری مشروط در صنعت فلزات اساسی تأثیر دارد یا خیر، باید ضریب اثرات متقابل کاهش بازده، بازده بازاری سهام و تغییرات در ساختار سرمایه گذاران بررسی شود. در همین راستا ضریب مورد نظر ۰/۰۱۶ است. این ضریب بر اساس آماره t معنادار نیست. در واقع می‌توان گفت که تغییرات در ساختار شرکت‌ها در اثر اجرای حاکمیت شرکتی منجر به تغییر در میزان محافظه کاری شرکت‌های صنعت فلزات اساسی نشده است. لذا فرضیه فرعی اول مبنی بر اینکه "تغییرات در ساختار شرکت‌ها در اثر اجرای حاکمیت شرکتی در صنعت فلزات اساسی بر محافظه کاری مشروط تأثیر مثبت و معناداری دارد"، رد می‌شود.

در راستای بررسی فرضیه فرعی دوم پژوهش، نتایج در جدول ۱۲، گزارش شده است.

جدول ۱۲: مدل رگرسیونی آزمون فرضیه فرعی دوم پژوهش (صنعت دارویی)

EPS_i $P_i, \text{ Pharmaceutical industry}$ $= \beta_0 + \beta_1 DR_i + \beta_2 RET_i + \beta_3 DR_i \times RET_i + \beta_4 D1386 + \beta_5 DR_i \times D1386 + \beta_6 RET_i \times D1386 + \beta_7 DR_i \times RET_i \times D1386 + \varepsilon_i$					
متغیر	نماد	ضرایب رگرسیونی	انحراف استاندارد	آماره t	احتمال آماره t
بازده سهام منفی	DR	-0.001	0.011	-0.090	0.928
بازده بازاری سهام	RET	0.089	0.009	10.360	0.000
کاهش بازده* بازده بازاری سهام	DR*RET	0.050	0.028	1.758	0.080
تغییرات در ساختار سرمایه گذاران	D1386	0.050	0.014	3.500	0.001
کاهش بازده* تغییرات در ساختار سرمایه گذاران	DR*D1386	-0.039	0.023	-1.728	0.085
بازده بازاری سهام* تغییرات در ساختار سرمایه گذاران	RET*D1386	-0.073	0.023	-3.095	0.002
کاهش بازده* بازده بازاری سهام* تغییرات در ساختار سرمایه گذاران	DR*RET*D1386	0.027	0.060	0.446	0.656

ضریب ثابت	C	0.130	0.010	13.469	0.000
آماره F		14.792			
احتمال آماره F		0.000			
ضریب تعیین		0.522			
ضریب تعیین تعدیل شده		0.487			
تعداد مشاهدات		۴۳۷			

بر اساس نتایج جدول ۱۲ مشاهده می‌شود، احتمال آماره F برای مدل، در صنعت دارویی برابر با ۰/۰۰۰ بوده و چون این مقدار کمتر از ۰/۰۵ است، فرض صفر در سطح اطمینان ۹۵٪ رد می‌شود، یعنی مدل در حالت کلی معنادار است. نتایج مربوط به ضریب تعیین تعدیل شده نشان می‌دهد که ۴۸/۷ درصد از تغییرات متغیر وابسته به وسیله متغیرهای مستقل و کنترل مدل، توضیح داده می‌شوند.

در همین راستا ضریب اثرات متقابل کاهش بازده، بازده بازاری سهام و تغییرات در ساختار سرمایه گذاران ۰/۰۲۷ است. این ضریب نیز بر اساس آماره t در سطح احتمال ۹۵ درصد معنادار نیست. در واقع می‌توان گفت که تغییرات در ساختار شرکت‌ها در اثر اجرای حاکمیت شرکتی منجر به تغییر در میزان محافظه کاری شرکت‌های صنعت دارویی نشده است. لذا فرضیه فرعی دوم مبنی بر اینکه "تغییرات در ساختار شرکت‌ها در اثر اجرای حاکمیت شرکتی در صنعت دارویی بر محافظه کاری مشروط تأثیر مثبت و معناداری دارد"، رد می‌شود.

در نهایت برای بررسی فرضیه فرعی سوم پژوهش، نتایج در جدول ۱۳، گزارش شده است.

جدول ۱۳: مدل رگرسیونی آزمون فرضیه فرعی سوم پژوهش (صنعت پالایشی)

EPS_i $P_i, \text{ Refining industry}$ $= \beta_0 + \beta_1 DR_i + \beta_2 RET_i + \beta_3 DR_i \times RET_i + \beta_4 D1386 + \beta_5 DR_i \times D1386 + \beta_6 RET_i \times D1386 + \beta_7 DR_i \times RET_i \times D1386 + \varepsilon_i$					
متغیر	نماد	ضرایب رگرسیونی	انحراف استاندارد	آماره t	احتمال آماره t
بازده سهام منفی	DR	-0.028	0.019	-1.459	0.161
بازده بازاری سهام	RET	0.089	0.022	4.005	0.001
کاهش بازده* بازده بازاری سهام	DR*RET	0.021	0.046	0.456	0.654
تغییرات در ساختار سرمایه گذاران	D1386	0.005	0.042	0.123	0.903
کاهش بازده* تغییرات در ساختار سرمایه گذاران	DR*D1386	-0.021	0.041	-0.509	0.616
بازده بازاری سهام* تغییرات در ساختار سرمایه گذاران	RET*D1386	-0.006	0.058	-0.099	0.922

0.880	-0.153	0.111	-0.017	DR*RET*D138 ₆	کاهش بازده* بازده بازاری سهام* تغییرات در ساختار سرمایه گذاران
0.000	4.647	0.038	0.175	C	ضریب ثابت
11.204				آماره F	
0.000				احتمال آماره F	
0.549				ضریب تعیین	
0.500				ضریب تعیین تعدیل شده	
205				تعداد مشاهدات	

مطابق با نتایج جدول ۱۳ مشاهده می شود که احتمال آماره F برای مدل، در صنعت پالایشی برابر با ۰/۰۰۰ بوده و چون این مقدار کمتر از ۰/۰۵ است، فرض صفر در سطح اطمینان ۹۵٪ رد می شود، یعنی مدل در حالت کلی معنادار است. نتایج مربوط به ضریب تعیین تعدیل شده نشان می دهد که ۵۰ درصد از تغییرات متغیر وابسته به وسیله متغیرهای مستقل و کنترلی مدل، توضیح داده می شوند.

در همین راستا ضریب اثرات متقابل کاهش بازده، بازده بازاری سهام و تغییرات در ساختار سرمایه گذاران ۰/۰۱۷- است. این ضریب نیز بر اساس آماره t در سطح احتمال ۹۵ درصد معنادار نیست. لذا می توان گفت که تغییرات در ساختار شرکت ها در اثر اجرای حاکمیت شرکتی منجر به تغییر در میزان محافظه کاری شرکت های صنعت پالایشی نیز نشده است. لذا فرضیه فرعی سوم مبنی بر اینکه "تغییرات در ساختار شرکت ها در اثر اجرای حاکمیت شرکتی در صنعت پالایشی بر محافظه کاری مشروط تأثیر مثبت و معناداری دارد"، رد می شود.

جمع بندی و تفسیر نتایج

با بررسی نتایج ملاحظه شد که تغییرات در ساختار شرکت ها در اثر اجرای حاکمیت شرکتی بر محافظه کاری مشروط تأثیر ندارد. همچنین با بررسی این مساله در سه صنعت فلزات اساسی، دارویی و پالایشی نیز نتایجی مشابه حاصل شد. لذا در حالت کلی نمیتوان نقش تغییرات در ساختار شرکت ها در اثر اجرای حاکمیت شرکتی در صنعت دارویی بر محافظه کاری مشروط را تأیید کرد. در همین راستا دلیل چنین مساله ای را باید در حاکمیت شرکتی ضعیف در ایران طی سال های مختلف جستجو کرد. در واقع با توجه به اینکه مالکیت نهادی شرکت های بورسی نزدیک به ۷۵ درصد است، لذا کیفیت حاکمیت شرکتی نمیتواند اثرات چندانی بر میزان محافظه کاری مشروط در شرکت ها داشته باشد. علاوه بر این محیط شرکت ثابت نیست و در نتیجه، روابط بین حاکمیت شرکتی و رفتار شرکت ها تغییر می کند تا با تغییرات محیط آن سازگار شود. لذا ممکن است حاکمیت شرکتی در طول زمان نتواند بر میزان محافظه کاری مشروط شرکت ها تأثیر داشته باشد. بر اساس نظریه منافع شخصی با تمرکز مالکیت در اختیار سهامداران اندک، قدرت مدیریت برای اعمال روشهای افزایش سود و در نتیجه پاداش کمتر می شود، چرا که اگر مالکیت شرکت در دست سهامدارانی قرار داشته باشد که از لحاظ تعداد، زیاد و از لحاظ درصد مالکیت کوچک باشند، مدیر به راحتی میتواند قدرت خود را بر آنها اعمال نماید. از طرف دیگر فرضیه منافع شخصی بیان می دارد که سهامداران عمده به علت در اختیار داشتن سهام زیاد بر گزارشگری شرکت اعمال نفوذ خواهند داشت و با فشار بر مدیران برای افزایش سود و افزایش قیمت سهام

بر میزان محافظه کاری اعمال شده تأثیر معکوس خواهند گذاشت. همچنین بر اساس فرضیه فرضیه اتحاد استراتژیک سهامداران عمده به دلیل داشتن مالکیت بخش گسترده‌ای از مالکیت شرکت، بر خلاف منافع سهامداران جزء، با یکدیگر متحد شده، اهداف خود را تأمین می‌نمایند. به همی دلیل تغییرات در ساختار شرکت‌ها در اثر اجرای حاکمیت شرکتی نتوانسته بر محافظه کاری مشروط در شرکت‌ها تأثیر داشته باشد. در راستای این نتایج موی و همکاران (۲۰۲۰)، بیان کردند که تغییرات در چارچوب‌های نهادی بر محافظه کاری در کشورهای مختلف اثرات متفاوتی دارد. بطوری که تغییرات در چارچوب‌های نهادی در فرانسه بر محافظه کاری تأثیر نداشته است. همچنین تغییرات در چارچوب‌های نهادی سال ۱۹۹۷ در استرالیا، ۲۰۰۲ و ۲۰۰۵ در آمریکا و ۲۰۰۵ در ژاپن، بر محافظه کاری مشروط معنادار نیست. کیشنیک و شی (۲۰۲۰)، بیان کردند که محیط شرکت ثابت نیست و در نتیجه، روابط بین حاکمیت شرکتی و رفتار شرکت‌ها تغییر می‌کند تا با تغییرات محیط آن سازگار شود. علاوه بر این، شواهدی در مورد ضعف رگرسیونهای پانل اثرات ثابت برای درک کامل تأثیرات ویژگیهای مختلف حاکمیت شرکتی بر تمایل شرکت به گزارش محافظه کارانه نشان دادند. فلینا و باگوس (۲۰۲۰) نیز نشان دادند که پذیرش IFRS محافظه کاری حسابداری را در صورت‌های مالی تغییر نمی‌دهد. در ایران نیز حساس یگانه و شهریار (۱۳۸۹) رابطه منفی بین تمرکز مالکیت و محافظه کاری حسابداری پیدا کردند.

منابع

- Ahmed, A.S., Neel, M., Wang, D., 2013. Does mandatory adoption of IFRS improve accounting quality? Preliminary evidence. *Contemp. Account. Res.* 30, 1344–1372.
- André, P., Filip, A., Paugam, L., 2015. The effect of mandatory IFRS adoption on conditional conservatism in Europe. *J. Business Finance Account.* 42, 482–514.
- Beaver, W.H., Ryan, S.G., 2005. Conditional and unconditional conservatism: concepts and modeling. *Rev. Account. Stud.* 10, 269–309.
- Chhaochharia, V., Laeven, L., 2009. Corporate governance, norms and practices. *J. Financ. Intermediation* 18 (3), 405–431.
- Durnev, A., Kim, E.H., 2005. To steal or not to steal: firm attributes, legal environment, and valuation. *J. Finance* 60 (3), 1461–1493.
- Feliana, Y. K., & Bagus, J. (2020). The level of conservatism and earnings management during IFRS adoption. *Jurnal Keuangan dan Perbankan*, 24(1), 53-67.
- Kieschnick, R., & Shi, W. (2020). Nonstationarity in the relationship between corporate governance and accounting conservatism. *Journal of Business Finance & Accounting*.
- Moy, M., Heaney, R., Tarca, A., & van Zyl, W. (2020). Conditional accounting conservatism: Exploring the impact of changes in institutional frameworks in four countries. *Journal of Contemporary Accounting & Economics*, 16(3), 100214.
- Wysocki, P., 2011. New institutional accounting and IFRS. *Account. Business Res.* 41, 309–328.
- Zeghal, D., Chtourou, S.M., Fourati, Y.M., 2012. The effect of mandatory adoption of IFRS on earnings quality: evidence from the European Union. *J. Int. Account. Res.* 11, 1–25.

Investigating the effect of changes in the structure of companies due to the implementation of corporate governance mechanisms on conditional conservatism at the level of selected industries in the Tehran Stock Exchange

Seyedeh Asieh Hosseini¹

Date of Receipt: 2022/01/27 Date of Issue: 2022/02/24

Abstract

The purpose of this study was to investigate the effect of changes in the structure of companies due to the implementation of corporate governance mechanisms on conditional conservatism at the level of selected industries in the Tehran Stock Exchange. In this regard, it should be said that while other studies have considered the impact of the institutional framework on conditional conservatism, they have generally focused on specific aspects of the institutional framework and the differences at different points in countries at a particular time. Have examined. In this study, based on changes in the structure of companies due to the implementation of corporate governance mechanisms in 2007 was considered. In this regard, the statistical population of the study is 57 companies listed in the pharmaceutical, refining and basic metals industries listed on the Tehran Stock Exchange. These data have been selected for a period of 20 years during the years 1380-1399. The results were also tested based on multivariate regression. The results showed that changes in the structure of companies due to the implementation of corporate governance mechanisms in 2007 did not affect conditional conservatism. Similarly, changes in corporate structure due to the implementation of corporate governance mechanisms do not affect conditional conservatism in any of the refining, base metals and pharmaceutical industries. Accordingly, it is recommended to review the rules of corporate governance mechanisms.

Keywords

Corporate Governance, Conditional Conservatism, Pharmaceutical Industry, Basic Metals Industry, Refining Industry.

1. Master student of Noor Hedayat Non-Profit University, Shahrekord
asyhhsyny9@gmail.com