فصلنامه رویکردهای پژوهشی نوین در
مدیریت و حسابداری
سال پنجم، شماره ۸۳، زمستان ۱۴۰۰، ص ۱۷۴۷-۱۷۱۹

Journal of New Research Approaches
in Management and Accounting
ISSN: 2588-4573
http://www.majournal.ir

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 تاثیر 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 پذیرفته‌شده 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 مکلینگ۱ (۱۹۷۶)، به دلیل جدایی مالکیت از مدیریت تضاد منافع بین مدیر و مالک اجتناب ناپذیر است زیرا هرکدام در پی به حداکثر رساندن منافع خود هستند. به دلیل وجود چنین تضاد منافعی مالکان باید مخارجی را متحمل گردند تا بتوانند منافع نماینده را با خود همسو کنند (زهیرول۲، 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، نقش‌آفرینی کند. به اعتقاد این محققان، محافظه‌کاری نقش اطلاعاتی دارد و درواقع به محافظه‌کاری باید به‌عنوان نوعی ارسال نشانه از مدیریت به استفاده‌کنندگان نگریست (شوروزی 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 همکاران۳، ۲۰۱۳؛ شیهل و همکاران۴، ۲۰۱۴). محیط سازمانی در هر کشور مطابق با قوانین محلی، از تفاوت های خاص حاکمیتی شرکتی برخوردار است که باعث تحریک تحقیقات در کشورهای مختلف می شود (چوچاریم و لیوین۵، 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 کیم۶، 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 یورتوگلو۷، ۲۰۱۳).

بنابراین بررسی تاثیر 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 دیدگاه هایی 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 باسو۸ (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 واکر۹، ۲۰۰۳). محافظه کاری مشروط وابسته به اخبار است و بیانگر سرعت گنجانیدن اخبار بد در برابر حسابداری در مقابل خبرهای خوب است (باسو، ۱۹۹۷). نمونه ای از محافظه کاری مشروط، شناخت فوری

[1] Jensen & Meckling
[2] Zahirul
[3] Filatotchev
[4] Schiehll
[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[10]، ۲۰۰۵؛ گارسیا لارا و مورا[11]، 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[12]، 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[13]، ۲۰۰۰؛ بوشمن و پیوتروسکی[14]، ۲۰۰۶؛ چان و همکاران[15]، ۲۰۱۱؛ مورا و واکر[16]، 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 (ویسوکی[17]، 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[18] (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 همکاران۱۹ (۲۰۱۲) و احمد و همکاران ۲۰ (۲۰۱۳) به دنبال به کارگیری IFRS، بیان کردند که اجرای IFRS کاهش به موقع بودن اخبار بد را در پی دارد. آندره و همکاران۲۱ (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 مرزوکی و عبدالوهاب۲۲ (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 توجه ی 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 تاثیر 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 می‌تواند نتایج حاصل از آن برای، مجموعه هیئت مدیره شرکت‌ها، سهامداران شرکت‌ها، اعتباردهندگان، محققان دانشگاهی و تدوین‌کنندگان استانداردها مفید باشد.

تحقیقات می‌توانند ازلحاظ بعد زمانی نیز گذشته‌نگر یا آینده‌نگر باشند. چنان چه به‌طورکلی داده‌های گردآوری‌شده در رابطه با رویدادهایی باشند که درگذشته اتفاق افتاده است، طرح تحقیق را می‌توان گذشته‌نگر دانست. لذا پژوهش حاضر از نوع مطالعات گذشته‌نگر است.

تحقیقات می‌توانند بر اساس روش گردآوری اطلاعات تاریخی، همبستگی، تجربی، توصیفی یا علی باشند. مطالعات توصیفی شامل مجموعه متدهایی است که توصیف شرایط یا پدیده‌های موردبررسی هدف آن خواهد بود. تحقیقات همبستگی شامل پژوهش‌هایی است که در آن‌ها سعی می‌شود 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 پذیرفته شده در برس 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 درنهایت تعداد مشاهدات ۹۴۵ سال-شرکت و مجموع ۵۷ شرکت برای ۲۰ سال، به‌عنوان نمونه آماری پژوهش انتخاب‌شده 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 قابل‌استفاده 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 تجزیه‌وتحلیل اطلاعات مربوط به متغیرها اقدام کرد. برای انجام محاسبات و همچنین تجزیه‌وتحلیل 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 تهیه‌شده 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 می باشد.

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.

متغیرهای پژوهش

متغیر وابسته:

محافظه‌کاری 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 می‌شود و بدین ترتیب بازده قیمتی یا بازار به دست می‌آید. DR یک متغیر ساختگی می‌باشد، زمانی که بازده سهام منفی باشد برابر یک خواهد بود و در غیر اینصورت صفر می‌شود.

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 باشدبه 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

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

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 $DR_i \times RET_i \times \mathrm{D1386}$ 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 ۱-۲) و یک مرتبه برای صنعت پالایشی (فرضیه فرعی ۱-۳) به عنوان بزرگترین صنایع ایران بررسی می شود. مدل های مورد نظر در رابطه ۳ تا ۵ آورده شده است.

رابطه ۳:

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

رابطه ۴:

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

رابطه ۵:

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

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.

روش‌های آماری مورداستفاده 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 داده‌های گذشته، پارامترهایی برای متغیر مستقل محاسبه کرده و با ارائه مدل اقدام به پیش‌بینی کرد، از سه نوع داده مختلف به شرح زیر می‌توان استفاده کرد:

الف- داده‌های سری زمانی

ب- داده‌های مقطعی

ج- داده‌های ترکیبی

مقادیر یک متغیر را داده‌های سری زمانی، در نقاط متوالی در زمان، اندازه‌گیری می‌کند. این توالی سالانه، فصلی، ماهانه، هفتگی یا حتی به‌صورت پیوسته می‌تواند باشد. مقادیر یک متغیر را داده‌های مقطعی، در زمان معین و روی واحدهای متعدد اندازه‌گیری می‌کند. داده‌های ترکیبی روشی برای استفاده همزمان از داده‌های مقطعی و سری زمانی است. به‌طورکلی باید گفت داده‌های ترکیبی اصولا تحلیل‌های تجربی را به شکلی جامع‌تر می‌سازند که در صورت استفاده از داده‌های سری زمانی یا مقطعی این امکان کمتر وجود دارد و یا وجود ندارد (گجراتی، ۱۳۷۸). لذا همیشهدر استفاده از داده‌های حسابداری پژوهشگر با استفاده از داده‌های ترکیبی اقدام به تخمین مدل‌ها می‌کند.

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.

اصولا 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 درنتیجه 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 نامرتبط 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 معمولی۲۳ می‌توان تخمین زد. به این روش، داده‌های تلفیق‌شده نیز گفته می‌شود.

روش‌های تخمین داده‌های ترکیبی

می‌توان داده‌های ترکیبی را به دو روش تلفیقی۲۴ و تابلویی۲۵ برآورد کرد. زمانی که داده‌ها روی‌هم 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 درصورتی‌که 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 به‌عبارت‌دیگر 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 تشکیل‌شده است که بخش دوم بیانگر تفاوت‌های بین گروهی است. تفاوت روش اثرات ثابت و اثرات تصادفی به‌عبارت‌دیگر 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 درصورتی‌که 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 ازآنجاکه 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 شناخته می‌شوند. در این آزمون بنابراین مقایسه بین مجموع مربعات باقیمانده مدل مقید و مدل غیر مقید انجام می‌شود:

رابطه ٦:

$$F_{(N-1),(NT-N-K)} = \frac{RRSS - URSS/N-1}{URSS/NT-N-K}$$

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 غیرمقید 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 مرجح‌تر 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 کدام‌یک از روش‌های اثرات ثابت یا تصادفی قابل‌بررسی 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:

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

26 - Ordinary Least Squares
27- Hausman Test

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

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

bs: برآورد پارامتر به روش اثرات ثابت

آماره محاسبه‌شده چنانچه فرضیه H_0 مبنی بر پذیرش اثرات تصادفی بزرگ‌تر از کای- دو جدول با درجه آزادی K باشد رد می‌شود در این حالت از روش اثرات ثابت استفاده می‌شود؛ 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 هریک از واحدها متفاوت است ولی میان واحدهای مختلف ضرایب شیب ثابت است. این مدل، اثرات ثابت گفته می‌شود. به این دلیل که باوجود تفاوت عرض از مبدأ میان واحدهای مختلف، عرض از مبدأ طی زمان تغییر نمی‌کند اصطلاح اثرات ثابت گفته می‌شود.

اثرات تصادفی

هنگامی مدل اثرات تصادفی برای یک مدل مناسب به است که بین داده‌های مقطعی به‌صورت تصادفی تفاوت باشد. باید توجه کرد که ممکن است در این حالت واریانس‌های مربوط به مقاطع مختلف باهم یکسان نبوده و مدل موردنظر دچار ناهمسانی واریانس باشد. لذا در این روش باید به‌جای روش حداقل مربعات معمولی از روش رگرسیون حداقل مربعات تعمیم‌یافته (GLS)[28] استفاده گردد.

آزمون‌های آماری

برای دستیابی به نتایج قابل اتکا در پژوهش حاضر، از آمار استنباطی استفاده می‌شود. در آمار استنباطی نمونه کوچکی از جامعه انتخاب‌شده و فرضیه‌هایی که مدنظر محقق است، موردبررسی قرار می‌گیرد. سپس برای تعمیم نتایج به‌کل جامعه، آزمون‌های آماری مورد نیاز انجام می‌شود. در ادامه آزمون‌های آماری مورداستفاده در روش داده‌های 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[29] استفاده خواهد شد. آماره این آزمون و فرضیه صفر به‌صورت زیر بوده و به توزیعکای-دو با درجه آزادی ۲ گرایش دارد:

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

رابطه ۸:

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

28 - General Least Squared

29-Jarque - Bera

در این آماره، A_1 (ضریب چولگی) و A_2 (ضریب کشیدگی) از طریق باقیمانده‌های مدل قابل‌محاسبه است. لازم به ذکر است که فرضیه H0 آزمون جارکو- برا بیان‌گر نرمال بودن توزیع جمله‌ی خطای مدل می‌باشد؛ لذا زمانی که مقدار آماره محاسبه‌شده با درجه آزادی ۲ از مقدار بحرانی آن کوچک‌تر 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 اخلال i و j برابر صفر نیست. برای بررسی استقلال باقیمانده‌ها در مطالعه حاضر از آماره دوربین-واتسون[30] استفاده شده است. این آزمون مفروضاتی به شرح زیر دارد (افلاطونیان،۱۳۹۵):

مدل رگرسیونی عرض از مبدأ دارد.

متغیرهای مستقل غیر تصادفی باشد.

به‌وسیله مدل خود رگرسیونی مرتبه اول، اجزای اخلال حاصل می‌شوند.

در مدل رگرسیونی وقفه متغیر وابسته وجود ندارد (به‌عنوان یکی از متغیرهای توضیحی). به‌بیان‌دیگر مدل رگرسیون دارای الگوی خود رگرسیونی نیست.

مشاهده مفقوده‌ای در داده‌ها وجود ندارد.

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

رابطه ۹:

$$d_{pd} = \frac{\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=2}^{T}\left(\varepsilon_{i,t} - \varepsilon_{i,t-1}\right)^2}{\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=1}^{T}\varepsilon_{i,t}^2}$$

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 وغیره مدل پژوهش با پدیده واریانس ناهمسانی مواجه شود. آزمون‌های مختلفی برای بررسی این مشکل توسط اقتصاددانان معرفی‌شده 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[31] بررسی می‌شود. آزمون بروش-پاگان-گادفری وابستگی واریانس جملات پسماند به‌دست‌آمده از رگرسیون خطی را با

30- Durbin-Watson
31 Breusch - Pagan

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

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

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

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:

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

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

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

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[32] بین متغیرهای مستقل

از دیگر فروض کلاسیک هم‌خطی است. بر اساس تعریف‌های موجود، وجود رابطه خطی بین متغیرهای مستقل موجود در مدل به عنوان هم‌خطی هست. روش‌های مختلفی برای تشخیص وجود هم خطی وجود دارد. اصولا اگر هم خطی در مدل وجود داشته باشد ضریب تعیین مدل بالا برآورد شده و درعین‌حال 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 به‌دست‌آمده 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 چراکه آزمون t قادر است به‌طور مجزا به بررسی اثرگذاری هریک از متغیرهای مستقل بر وابسته بپردازد در این صورت بروز اشتباهات آماری و

32 Collinearity

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

آزمون t

به‌منظور 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. به‌طور مثال توزیع کمیت z، نرمال است اما توزیع t تحت تأثیر تعداد آزمودنی‌های الگو قرار دارد. برای نمونه‌های کوچک توزیع t به‌کاربرده 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 ازلحاظ آماری در این صورت ۹۵٪ معنی‌دار هستند.

ضریب تعیین (R2)

بر اساس مجموعه‌ای از داده‌ها مناسب بودن خط رگرسیون برازش شده با استفاده از ضریب تعیین، موردبررسی 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 e_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 به‌طور 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: $TSS = ESS + RSS$ می باشد و درآن TSS کل تغییرات متغیر وابسته را حول میانگین آن نشان می دهد، 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:

رابطه ۱۳:
$$1 = \frac{ESS}{TSS} + \frac{RSS}{TSS} = \frac{\sum(\hat{Y}_i - \bar{Y})^2}{\sum(Y_i - \bar{Y})^2} + \frac{\sum e_i^2}{\sum(Y_i - \bar{Y})^2}$$

و درنتیجه ضریب R^2 به‌صورت الگو ۱۴ تعریف می گردد:

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

با توجه به الگو ۱۴ می‌توان گفت که R^2 درصد تغییرات کل برآوردی در Y که به‌وسیله مدل رگرسیون پژوهش توضیح داده‌شده است را اندازه‌گیری خواهد کرد. با توجه به رابطه (۳-۱۴) می‌توان چنین بیان کرد که R^2 هم مثبت و هم کوچک‌تر از یک است. بطورکلی 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 داده ها 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 دادامه 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 به‌دست‌آمده با t جدول که در سطح اطمینان ۹۵٪ محاسبه‌شده است مقایسه می‌شود، چنان چه قدر مطلق t محاسبه‌شده 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.

یافته ها

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 پذیرفته‌شده 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 تجزیه‌وتحلیل می‌شود. بطوری‌که پس از ارائه آمار توصیفی متغیرها و همبستگی آنها، با استفاده از آزمون فروض کلاسیک، یعنی هم‌خطی، واریانس ناهمسانی، خودهمبستگی و نرمالیته، 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 قرارگرفته است و آشنایی بیشتر با متغیرهای پژوهش، قبل از تجزیه‌وتحلیل داده‌های آماری، به توصیف متغیرهای پژوهش پرداخته می‌شود؛ بنابراین، قبل از این‌که به آزمون فرضیه‌های پژوهش پرداخته شود، متغیرهای پژوهش به‌صورت 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 می دهد 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 می دهد 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 می دهد 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 می شود 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 می دهد 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

به‌طورکلی 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. اصولا ضریب همبستگی یک رابطه متقارن است، بطوری‌که هر چه‌قدر 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 می شود که بازده منفی سهام با سود هر سهم همبستگی منفی دارد. میزان همبستگی ۰/۴۵۳- است. این همبستگی در سطح احتمل ۹۵ درصد معنادار است. به همین ترتیب بازده سهام و سود هر سهم همبستگی مثبت (۰/۵۴۴) 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 می شود 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 به‌منظور 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 مدل های اصلی تأیید و رد فرضیه های 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 به‌جای داده‌های تلفیقی تأیید می‌گردد. با توجه به نتایج حاصله و با توجه به تأیید داده‌های تابلویی، در مدل های 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 ٤: 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 داده های ترکیبی با اثرات تصادفی تأیید می شود. همچنین در الگوی سوم و چهارم، احتمال آزموت هاسمن کمتر از سطح خطای ۵ درصد است. لذا داده های ترکیبی با اثرات ثابت در این دو الگو تأیید می شود.

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 بیان‌شده و سپس نتایج حاصل از برآوردهای انجام‌شده 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- گودفری۳۳ موردبررسی قرار گرفت؛ که نتایج آن در جدول ۵، نشان می‌دهد که فرضیه صفر مبنی بر وجود همسانی واریانس در هر شش مدل پژوهش رد می شود؛ بنابراین، مشکل ناهمسانی واریانس مدل های پژوهش وجود دارد. لذا برای رفع ناهمسانی واریانس از رگرسیون حداقل مربعات تعمیم یافته (GLS) استفاده خواهد شد.

جدول ٥: 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

33 - Breusch– Pagan- Godfrey

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 استفاده‌شده 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 مدل‌هاب 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. به‌عبارت‌دیگر، فرض عدم وجود خودهمبستگی جزء خطا در مدل برقرار است.

جدول ٦: 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 درنتیجه این مسئله باعث می‌شود که تعداد متغیرهای معنی‌دار در معادله کاهش یابد. یکی از راه‌های دقیق‌تر جهت بررسی وجود هم خطی آزمونVIF[۳۴] 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 می دهد 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 می دهد که پس از رفع هم خطی، عامل تورم واریانس کمتر از سطح بحرانی ۱۰ شده است.

34- Variance Inflation Factor

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

متغیر	نماد	مدل اول	مدل اول بعد از رفع هم‌خطی	مدل دوم	مدل دوم بعد از رفع هم‌خطی	مدل سوم	مدل سوم بعد از رفع هم‌خطی	مدل چهارم	مدل چهارم بعد از رفع هم‌خطی
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. به‌منظور آزمون نرمال بودن جمله خطا از آماره آزمون جارکو-برا[35] استفاده‌شده است. نتایج آزمون نرمالیته در جدول ۸، مورد اشاره قرار گرفته است.

35 - Jarque-Bera

جدول ۸: نتایج حاصل از نرمال بودن جمله خطا (آزمون جارکوبرا)

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 به‌دست‌آمده در جدول ۹، آماره آزمون جارکو-برا، 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 می‌شود. این بدان معناست که جزء خطای دو مدل مورد نظر معنادار نیست. لازم به ذکر است، زمانی که نمونه به‌اندازه کافی بزرگ باشد و سایر فروض کلاسیک نیز برقرار باشند، انحراف از فرض نرمال بودن معمولاً بی‌اهمیت و پیامدهای آن ناچیز است. در شرایط مذکور، با توجه به قضیه حد مرکزی می‌توان دریافت که حتی اگر باقیمانده‌ها نرمال نباشند، آماره‌های آزمون به‌طور مجانبی از توزیع نرمال پیروی می‌کنند، بدون تورش هستند و از کارایی برخوردارند؛ بنابراین با توجه به این مطالب می‌توان فرض نرمال بودن جمله خطا را نادیده گرفت.

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

آزمون فرضیه‌های 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 تعدیل‌شده		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 به‌وسیله 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 اظهارنظر کرد.

در همین راستا نتایج نشان می دهد 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 می شود. با بررسی ضریب اثرات متقابل کاهش بازده و بازده بازاری سهام که بیانگر درجه محافظه کاری است می توان 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 می کند. به بیان دیگر مثبت بودن این ضریب بیانگر وجود محافظه کاری در شرکت های نمونه است.

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

جدول ۱۰: مدل رگرسیونی آزمون فرضیه اصلی پژوهش

$$\frac{EPS_i}{P_{i,}} = \beta_0 + \beta_1 DR_i + \beta_2 RET_i + \beta_3 DR_i \times RET_i + \beta_4 \square 1386 + \beta_5 DR_i \times D1386 + \beta_6 RET_i \times D1386 + \beta_7 DR_i \times RET_i \times D1386 + \varepsilon_i$$

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 تعدیل‌شده		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 به‌وسیله 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 شرکت ها در اثر اجرای حاکمیت شرکتی منجر به افزایش سود هر سهم شده است.

در این راستا برای بررسی اینکه تغییرات در ساختار شرکت ها 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 می توان گفت که تغییرات در ساختار شرکت ها در اثر اجرای حاکمیت شرکتی منجر به تغییر در میزان محافظه کاری شرکت ها نشده است. لذا فرضیه اصلی پژوهش رد می شود.

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)

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

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 تعدیل‌شده		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 به‌وسیله 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 شرکت ها 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 می توان گفت که تغییرات در ساختار شرکت ها در اثر اجرای حاکمیت شرکتی منجر به تغییر در میزان محافظه کاری شرکت های صنعت فلزات اساسی نشده است. لذا فرضیه فرعی اول مبنی بر اینکه "تغییرات در ساختار شرکت ها در اثر اجرای حاکمیت شرکتی در صنعت فلزات اساسی بر محافظه کاری مشروط تأثیر مثبت و معناداری دارد"، رد می شود.

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)

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

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 تعدیل‌شده	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 به‌وسیله متغیرهای مستقل و کنترلی 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 می توان گفت که تغییرات در ساختار شرکت ها در اثر اجرای حاکمیت شرکتی منجر به تغییر در میزان محافظه کاری شرکت های صنعت دارویی نشده است. لذا فرضیه فرعی دوم مبنی بر اینکه "تغییرات در ساختار شرکت ها در اثر اجرای حاکمیت شرکتی در صنعت دارویی بر محافظه کاری مشروط تأثیر مثبت و معناداری دارد"، رد می شود.

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)

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

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

کاهش بازده* بازده بازاری سهام*تغییرات در ساختار سرمایه گذاران	DR*RET*D1386	-0.017	0.111	-0.153	0.880
ضریب ثابت	C	0.175	0.038	4.647	0.000
آماره F	11.204				
احتمال آماره F	0.000				
ضریب تعیین	0.549				
ضریب تعیین تعدیل‌شده	0.500				
تعداد مشاهدات	205				

مطابق با نتایج جدول ۱۳ مشاهده می‌شود 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 می‌شود، یعنی مدل در حالت کلی معنادار است. نتایج مربوط به ضریب تعیین تعدیل شده نشان می‌دهد که ۵۰ درصد از تغییرات متغیر وابسته به‌وسیله متغیرهای مستقل و کنترلی مدل، توضیح داده می‌شوند.

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.

جمع‌بندی 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 شرکت‌ها 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 افزاینده 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 تاثیر 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 تامین می نمایند. به همی دلیل تغییرات در ساختار شرکت ها در اثر اجرای حاکمیت شرکتی نتوانسته بر محافظه کاری مشروط در شرکت ها تأثیر داشته باشد. در راستای این نتایج موی و همکاران (۲۰۲۰)، بیان کردند که تغییرات در چارچوب های نهادی بر محافظه کاری در کشورهای مختلف اثرات متفاوتی دارد. بطوری که تغییرات در چارچوب های نهادی در فرانسه بر محافظه کاری تأثیر نداشته است. همچنین تغییرات در چارچوب های 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 می کند 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 محافظه‌کاری حسابداری را در صورت‌های مالی تغییر نمی‌دهد. در ایران نیز حساس یگانه و شهریاری (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 Hosseini [1]

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