

Adjustment of conditional conservatism model with respect to the effects of Theory Cost Stickiness

V. Khodadadi*

Associate professor of accounting, Shahid Cahmran University of Ahvaz, Iran

j. Nikkar

Ph.D. Student in Accounting, Shahid Cahmran University of Ahvaz, Iran

E. Malek Khodii

MSC in Accounting, Islamic Azad University, Tehran Central Unit, Iran

Abstract

The aim of this study was to modify the model of conditional conservatism with regard to the effect of theory costs stickiness in listed companies on the Tehran Stock Exchange. So, in this research, models of Basu (1997), Khan and Watts (2009) and Lafond and Raychaudhuri (2008) were adjusted based on the impact of Cost stickiness theory. For this purpose, two hypotheses are developed. Required data were collected from a sample of 105 companies listed on the Tehran Stock Exchange during 2006 to 2015. The collected data were analyzed using panel data regression model with fixed effects approach. Results showed that the lack of control on costs stickiness in conservatism models, causes upward bias in estimation of conservatism. In other words, the adjusted model showed a more accurate estimate of a conservative measure. Also, results showed that conservatism estimates of changes in the standard model would be distorted, because of the lack of control on cost stickiness changes in listed companies on the Tehran Stock Exchange.

Keywords: Conditional conservatism, Conservatism changes, Theory of stickiness cost, Asymmetry time to profit and Cost behavioral asymmetry.

* vkhodadadi@scu.ac.ir

پژوهش‌های حسابداری مالی
سال نهم، شماره دوم، پیاپی (۳۲)، تابستان ۱۳۹۶
تاریخ وصول: ۱۳۹۴/۱۲/۱۰
تاریخ پذیرش: ۱۳۹۶/۰۶/۲۰
صص: ۷۰-۴۵

تعدیل مدل محافظه‌کاری شرطی با لحاظ کردن اثر تئوری چسبندگی هزینه

ولی خدادادی*، جواد نیک‌کار**، الهه ملک‌خدایی***

* دانشیار حسابداری، دانشگاه شهید چمران اهواز، اهواز، ایران

vkhodadadi@scu.ac.ir

** دانشجوی دکتری حسابداری، دانشگاه شهید چمران اهواز، اهواز

j.nickar@yahoo.com

*** کارشناس ارشد حسابداری، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد تهران مرکزی، تهران، ایران

Elahemalek0067@gmail.com

چکیده

هدف این پژوهش، تعدیل مدل محافظه‌کاری شرطی با لحاظ کردن اثر تئوری چسبندگی هزینه در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران است؛ بنابراین، مدل‌های باسو [۱۴]، خان و واتس [۲۴] و لافوند و ریچادوری [۲۶] بر اساس تأثیر تئوری چسبندگی هزینه تعدیل شده است. بدین‌منظور، دو فرضیه برای بررسی این موضوع تدوین و داده‌های مربوط به ۱۰۵ شرکت عضو بورس اوراق بهادار برای دوره زمانی سال‌های ۱۳۸۴ تا ۱۳۹۳ تجزیه و تحلیل شد. الگوی رگرسیون پژوهش با استفاده از روش داده‌های تابلویی با رویکرد اثرات ثابت، بررسی و آزمون شد. نتایج نشان داد کنترل‌نکردن چسبندگی هزینه در مدل محافظه‌کاری سبب تعصب رو به بالا در برآورد محافظه‌کاری شده است. به عبارت دیگر، مدل تعدیل‌شده برآورد دقیق‌تری از میزان محافظه‌کاری اندازه‌گیری‌شده ارائه می‌دهد. همچنین، نتایج نشان داد برآورد تغییرات محافظه‌کاری در مدل استاندارد، به دلیل کنترل‌نکردن تغییرات چسبندگی هزینه در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران تحریف می‌شود.

واژه‌های کلیدی: محافظه‌کاری شرطی، تغییرات محافظه‌کاری، تئوری چسبندگی هزینه، عدم تقارن زمانی سود و عدم تقارن رفتار هزینه

^۱ - نشانی مکاتباتی نویسنده مسئول: ایران، اهواز، دانشگاه شهید چمران اهواز

مقدمه

مدیران، مسئولان تهیه صورت‌های مالی، با تسلط کامل بر وضعیت مالی شرکت و با برخورداری از سطح آگاهی بیشتر نسبت به کاربران صورت‌های مالی، به طور بالقوه سعی می‌کنند تصویر بنگاه اقتصادی را مطلوب جلوه دهند. نتیجه کلی این است که تصویر بنگاه تجاری بهتر از وضعیت واقعی به نظر می‌رسد و انگیزه سرمایه‌گذاری در سرمایه‌گذاران بالقوه افزایش می‌یابد. در چنین شرایطی، مراجع تدوین‌کننده استانداردهای حسابداری، با هدف متعادل کردن خوش‌بینی مدیران، حمایت از حقوق ذی‌نفعان و ارائه منصفانه صورت‌های مالی، کاربرد مفهوم محافظه‌کاری را توصیه می‌کنند [۵]. واتس [۲۸]، محافظه‌کاری را گرایش حسابداری به الزام درجه بالاتری از تأییدپذیری برای شناسایی اخبار مثبت در مقایسه با میزان تأییدپذیری لازم برای شناسایی اخبار منفی تعریف کرد. همچنین، با توجه به همین مفهوم باسو [۱۴] استدلال می‌کند که سودها اخبار منفی را نسبت به اخبار مثبت سریع‌تر منعکس می‌کنند. او فرض می‌کند که اگر بازارها بر خلاف درآمد کارا باشند، اخبار مثبت و منفی با یک سرعت منعکس می‌شوند. بر این اساس، او رابطه قوی‌تری بین بازده و سود برای اخبار منفی نسبت به اخبار مثبت به دست آورد که عدم تقارن زمانی سود^۱ نامگذاری شده است.

افزون بر این، شناخت رفتار هزینه، یکی از مباحث مهم حسابداری بهای تمام‌شده و حسابداری مدیریت است. در مدل سنتی، رفتار هزینه‌ها متناسب با تغییر محرک هزینه تغییر می‌کند؛ یعنی میزان تغییر

در هزینه‌ها به میزان تغییر در سطح فعالیت بستگی دارد و جهت تغییرات (افزایش و کاهش) در حجم فعالیت، تأثیری روی بزرگی تغییرات در هزینه‌ها ندارد؛ اما نتایج پژوهش‌های برخی از پژوهشگران [۹ و ۱۷] در سال‌های اخیر بیانگر این موضوع است که میزان افزایش در هزینه‌ها هنگام افزایش در سطح فعالیت، بیشتر از میزان کاهش در هزینه‌ها هنگام کاهش در حجم فعالیت است. چنین رفتاری را «چسبندگی هزینه»^۲ می‌نامند.

این پژوهش نشان خواهد داد چسبندگی هزینه ممکن است سبب اشتباه در برآورد محافظه‌کاری شرطی در مدل استاندارد [۱۴] شود. برای کاهش احتمال استنتاج نادرست، این پژوهش مفهوم جدیدی را توسعه می‌دهد که محافظه‌کاری جدا از اثر مخدوش‌کننده چسبندگی هزینه است. عدم تقارن رفتار هزینه نشان می‌دهد به صورت میانگین پاسخ سود برای کاهش فروش نسبت به افزایش فروش، بیشتر است. افزون بر این، با توجه به اینکه میان تغییرات فروش و همزمانی بازده سهام ارتباط مثبتی وجود دارد، چسبندگی هزینه منجر به یک رابطه نامتقارن میان سود و بازده سهام می‌شود که برای بازده منفی قوی‌تر از بازده مثبت است؛ بنابراین، برآورد مدل استاندارد از عدم تقارن زمانی سود به احتمال زیاد زمانی که چسبندگی هزینه وجود دارد، گرایش به سمت بالا دارد. علاوه بر این، به دلیل اینکه چسبندگی هزینه به شکل نظام‌مند متغیر است، منجر به تغییرات در تعصب مغرضانه و به احتمال زیاد منجر به تحریف نتایج در مورد میزان تغییرات مقطعی در محافظه‌کاری می‌شود [۱۱]؛ بنابراین، این پژوهش

مبانی نظری و پیشینه پژوهش

مفهوم چسبندگی هزینه و انواع آن

چسبندگی هزینه بیانگر عدم تقارن اقتصادی^۱ در واکنش هزینه به افزایش و کاهش فروش است [۹]. همچنین، چسبندگی هزینه تصمیم‌مدیر به تحمل هزینه‌های منابع استفاده‌نشده در صورت کاهش فروش نیز تعریف می‌شود. شرکت‌های دارای چسبندگی هزینه به دو گروه شرکت‌های کارآمد (با اخبار مثبت) و شرکت‌های ناکارآمد (با اخبار منفی) تقسیم می‌شوند. شرکت‌های دارای چسبندگی کارآمد به آن گروه از شرکت‌ها اطلاق می‌شود که فروش فعلی آنها کاهش یافته است، اما انتظار می‌رود فروش آنها در آینده نزدیک به سطح اولیه بازگردد؛ بنابراین، این شرکت‌ها از این لحاظ کارآمد هستند که تحمل هزینه‌های اضافی (منابع استفاده‌نشده)، با اجتناب از هزینه‌های تعدیل منابع (کاهش و افزایش دوباره)، منفعی برای شرکت در آینده به‌وجود می‌آورد. شرکت‌های دارای چسبندگی ناکارآمد به آن گروه از شرکت‌ها اطلاق می‌شود که فروش فعلی آنها کاهش یافته است، اما انتظار می‌رود فروش آنها دچار کاهش دائمی (بلندمدت) شود؛ بنابراین، شرکت‌های مزبور از این نظر ناکارآمد هستند که تحمل هزینه‌های اضافی (منابع استفاده‌نشده) منفعی در زمان حال و آینده برای شرکت ایجاد نمی‌کنند. در نتیجه، صرف‌نظر از آنکه شرکت با چسبندگی هزینه کارآمد یا ناکارآمد است، چسبندگی هزینه تأثیر منفی بر سود فعلی (سال کاهش سطح فروش) دارد؛ زیرا، کاهش فروش با همان مقدار کاهش در هزینه‌ها جبران نمی‌شود. اما، چسبندگی هزینه در شرکت‌های کارآمد تأثیر مثبتی بر سود آینده (به‌سبب افزایش دوباره سطح فروش

مدل محافظه‌کاری استاندارد (بر اساس مدل‌های باسو [۱۴]، خان و واتس [۲۴] و لافوند و ریچادوری [۲۶]) را با استفاده از اثر تعدیل‌کننده چسبندگی هزینه اصلاح می‌کند؛ چراکه، تفکیک اثرات مخدوش‌کننده چسبندگی هزینه برای اطمینان از استنتاج‌های دقیق در پژوهش‌های آینده ضروری است. در نتیجه، تعیین و شناسایی این اثر در تصمیم‌های اقتصادی سرمایه‌گذاران مختلف از جمله سهامداران بالفعل و بالقوه شرکت‌ها مؤثر است.

همچنین، لازم به توضیح است که صفرزاده و بیگ‌پناه [۴] و هاشمی و همکاران [۶] به بررسی تأثیر چسبندگی هزینه بر محافظه‌کاری شرطی پرداختند. تفاوت پژوهش حاضر با این پژوهش‌ها در آن است که آنان فقط به تأثیر چسبندگی هزینه بر مدل باسو پرداخته‌اند و به تغییرات محافظه‌کاری با توجه به تغییرات چسبندگی هزینه، تأثیر چسبندگی هزینه در سال‌های قبل (کاهش فروش بلندمدت)، بازده منفی سال قبل (بازده منفی بلندمدت)، تأثیر تئوری نمایندگی (تأثیر مالکیت مدیریت و تمرکز مالکیت) و تأثیر هزینه‌های تعدیل با توجه به ویژگی‌های خاص شرکت توجه نکرده‌اند. علاوه بر این، در این پژوهش بر خلاف پژوهش‌های نام‌برده، مدل‌های محافظه‌کاری که باسو [۱۴]، خان و واتس [۲۴] و لافوند و ریچادوری [۲۶] ارائه داده‌اند، بر اساس تأثیر تئوری چسبندگی هزینه تعدیل شده و مدل‌های جدیدی با توجه به تأثیر تئوری چسبندگی هزینه ارائه شده است. ساختار مقاله در برگزیده پیشینه نظری و تجربی پژوهش، تدوین فرضیات و روش‌شناسی پژوهش و در انتها شامل یافته‌های پژوهش به‌همراه نتیجه‌گیری و ارائه پیشنهادها پژوهش است.

به‌عنوان خبر مثبت) و در شرکت‌های ناکارآمد تأثیر منفی بر سود آینده (به‌سبب دائمی بودن کاهش فروش به‌عنوان خبر منفی) دارد [۲۲].

تأثیر تعدیل‌کننده چسبندگی هزینه بر مدل محافظه‌کاری شرطی استاندارد

باسو [۱۴] اساس اندازه‌گیری اولیه عدم تقارن زمانی را در یک رگرسیون از سود خالص و بازده سهام با دامنه جداگانه برای بازده مثبت و منفی پایه‌گذاری کرد. وی در می‌یابد دامنه ضریب و R^2 برای بازده منفی نسبت به بازده مثبت بیشتر است که مطابق با پیش‌بینی‌های وی بود. مدل وی به شکل گسترده، سند محافظه‌کاری برای اندازه‌گیری میانگین عدم تقارن زمانی و بررسی تئوری‌ها در مورد علت و ارتباط محافظه‌کاری و تجزیه و تحلیل تغییرات نظام‌مند در عدم تقارن زمانی استفاده می‌شود. افزون بر این، ادبیات هزینه حسابداری [۹، ۲۹ و ۱۲] منبع دیگری از عدم تقارن رفتار هزینه و سود را شناسایی کردند (چسبندگی هزینه). با توجه به همین مفهوم، به‌طور متوسط، هزینه‌ها حساسیت بیشتری برای افزایش فروش نسبت به کاهش فروش به‌دلیل منابع تعدیل‌شده نامتقارن دارند. از آنجا که هزینه‌ها تأثیر منفی بر سود دارند، جهت عدم تقارن برای سود معکوس است؛ در نتیجه، سود حساسیت بیشتری برای کاهش فروش نسبت به افزایش فروش دارد [۱۰].

علاوه بر این، با توجه به اینکه تغییرات فروش و همزمانی بازده سهام رابطه مثبتی دارند [۱۵]؛ بنابراین، تغییرات فروش ممکن است یک متغیر حذف‌شده در مدل استاندارد محافظه‌کاری به‌وجود آورد. هنگامی

که هزینه‌ها چسبنده است، این متغیر حذف‌شده یک اثر نامتقارن بر سود دارد که برای کاهش فروش نسبت به افزایش فروش قوی‌تر است. در نتیجه، به‌دلیل اینکه تغییرات فروش رابطه مثبتی با بازده سهام دارد، ارتباط میان سود و بازده سهام باید برای بازده منفی نسبت به بازده مثبت، حتی در صورت نبود محافظه‌کاری، قوی‌تر باشد؛ بنابراین، برآود رابطه خطی میان سود و بازده سهام در مدل استاندارد نه تنها عدم تقارن کمتری را شناسایی می‌کند؛ حتی اثر نامتقارن مخدوش‌کننده چسبندگی هزینه را نیز لحاظ می‌کند؛ زیرا، هر دو نوع عمل عدم تقارن در جهت مشابه است و چسبندگی هزینه منجر به یک تعصب رو به بالا در میانگین عدم تقارن زمانی در برآورد مدل استاندارد می‌شود [۱۱].

از سوی دیگر، چسبندگی هزینه تغییراتی نظام‌مندی دارد [۲۹]. ادبیات هزینه حسابداری چهار دلیل اصلی این تغییرات را به‌صورت مستند ارائه کردند. اول، اندازه هزینه‌های تعدیل [۹ و ۱۲]؛ دوم، خوش‌بینی و بدبینی مدیران از آینده [۹ و ۱۳]؛ سوم، مشکلات نمایندگی [۱۹] و چهارم، مسائل رفتاری [۱۸]. افزون بر این، تغییرات در محافظه‌کاری، بر چسبندگی هزینه تأثیر می‌گذارد. همچنین، پژوهشگران دیگر [۲۰، ۸ و ۱۶] معتقدند که محافظه‌کاری سبب بهبود کارایی سرمایه‌گذاری از طریق مهار بیش سرمایه‌گذاری در رابطه با رفتار ایجاد امپراطوری مدیریتی و کاهش کم سرمایه‌گذاری از طریق اختلافات در بازار سرمایه می‌شود. این الگوهای سرمایه‌گذاری بر چسبندگی هزینه تأثیر می‌گذارد. از آنجا که مدل استاندارد محافظه‌کاری، تغییرات در چسبندگی هزینه را کنترل می‌کند، این

مدل به احتمال زیاد برای تغییرات در محافظه‌کاری اشتباه می‌کند. به عبارت دیگر، تعصب در برآورد عدم تقارن زمانی (فرضیه اول) تغییر نظام‌مند در برابر مشاهدات ایجاد می‌کند؛ زیرا، سبب تفاوت قابل پیش‌بینی در چسبندگی هزینه می‌شود. این اثر مخدوش‌کننده سبب تحریف در استنباط درباره میزان تغییرات محافظه‌کاری می‌شود.

بانکر و همکاران [۱۱] معتقدند با توجه به اینکه تغییرات فروش و همزمانی بازده سهام رابطه مثبتی دارند، تغییرات فروش ممکن است یک متغیر حذف‌شده در مدل استاندارد محافظه‌کاری به وجود آورد. هنگامی که هزینه‌ها چسبنده است، این متغیر حذف‌شده اثری نامتقارن بر سود دارد که برای کاهش فروش نسبت به افزایش فروش قوی‌تر است؛ بنابراین، آنها استدلال کردند به دلیل اینکه تغییرات فروش رابطه مثبتی با بازده سهام دارد، ارتباط میان سود و بازده سهام باید برای بازده منفی نسبت به بازده مثبت، حتی در صورت نبود محافظه‌کاری، قوی‌تر باشد؛ بنابراین، برآورد رابطه خطی میان سود و بازده سهام در مدل استاندارد، نه تنها عدم تقارن کمتری را شناسایی می‌کند، بلکه حتی اثر نامتقارن مخدوش‌کننده چسبندگی هزینه را نیز لحاظ می‌کند؛ زیرا، هر دو نوع عمل عدم تقارن در جهت مشابه است و چسبندگی هزینه به یک تعصب رو به بالا در میانگین عدم تقارن زمانی در برآورد مدل استاندارد منجر می‌شود.

حبیب و مونزارحسن [۲۱]، تأثیر مسئولیت اجتماعی شرکت بر رفتار چسبندگی هزینه را بررسی کردند. نتایج پژوهش آنان نشان داد هزینه‌های مربوط به مسئولیت اجتماعی شرکت سبب افزایش عدم تقارن رفتار هزینه در زمان کاهش فروش می‌شود؛

بنابراین، آنان رابطه مثبت و معنادار میان مسئولیت اجتماعی شرکت و چسبندگی هزینه را تأیید کردند. وارگانگارا و تامارا [۲۷] تأثیر چسبندگی هزینه بر سودآوری آتی شرکت‌ها را بررسی کردند. نتایج پژوهش آنان نشان داد در شرکت‌های اندونزیایی پدیده چسبندگی هزینه وجود دارد. علاوه بر این، نتایج مؤید آن است که چسبندگی هزینه سبب کاهش سودآوری آتی شرکت‌ها شده است.

عبدلحمید و ابولز، [۷] تأثیر ساختار هزینه و عدم اطمینان تقاضا بر شدت چسبندگی هزینه را بررسی کردند. نتایج پژوهش آنان نشان داد شرکت‌های دارای ساختار هزینه ثابت بیشتر به کمتر در صورت کاهش فروش با شدت چسبندگی هزینه بیشتری روبه‌رو می‌شوند. علاوه بر این، آنها بیان کردند هرچه عدم اطمینان تقاضا در آینده بیشتر باشد، شدت چسبندگی هزینه در صورت کاهش فروش بیشتر است.

بانکر و همکاران [۱۲] معتقدند چسبندگی هزینه و محافظه‌کاری شرطی منجر به عدم تقارن مدل تجزیه و تحلیل هزینه، حجم فعالیت و سود استاندارد می‌شود که این عدم تقارن در شرکت‌ها با حجم دارایی و تعداد کارکنان بیشتر، بالاتر و در شرکت‌ها با اندازه بزرگ‌تر، کمتر است؛ بنابراین، آنان مدل تجزیه و تحلیل هزینه، حجم فعالیت و سود استاندارد را با ترکیب چسبندگی هزینه و محافظه‌کاری شرطی تعدیل کردند.

خدادادی و همکاران [۲] تأثیر رفتار چسبندگی هزینه و محافظه‌کاری مشروط بر تجزیه و تحلیل هزینه، حجم فعالیت و سود را بررسی کردند. نتایج یافته‌های آنان نشان داد که رفتار چسبندگی هزینه بر مدل استاندارد تجزیه و تحلیل هزینه، حجم فعالیت و سود تأثیرگذار است. افزون بر این، نتایج پژوهش

نشان داد نادیده گرفتن محافظه‌کاری شرطی سبب تشدید تغییرات چسبندگی سود (کاهش سطح سود) می‌شود. همچنین، ویژگی‌های خاص شرکت‌ها بر رفتار چسبندگی هزینه و محافظه‌کاری شرطی مؤثر است و سبب تأثیر معنادار بر تجزیه و تحلیل هزینه، حجم فعالیت و سود می‌شود.

سجادی و همکاران [۳] تأثیر چسبندگی هزینه بر تقارن زمانی سود را با تأکید بر ارتباط میان چسبندگی هزینه و محافظه‌کاری شرطی بررسی کردند. آنان معتقدند مدیریت نمی‌تواند اطلاعات خصوصی خود را به صورت باورپذیرانه به بازار انتقال دهد. در نتیجه، انتظار می‌رود عدم تقارن اطلاعات بین مدیریت و سرمایه‌گذاران افزایش یابد. عدم تقارن بیشتر، انگیزه‌های مدیریت را برای بزرگ‌نمایی عملکرد مالی افزایش می‌دهد؛ بنابراین، محافظه‌کاری شرطی با محدود کردن اختیارات مدیریت برای بزرگ‌نمایی سود (برای مثال، با منع پیش‌بینی سودهای نامشخص) و کوچک‌نمایی زیان (برای مثال، با نیاز به شناسایی زیان‌های نامشخص) با انگیزه‌های مزبور مقابله می‌کند و عدم تقارن اطلاعات را کاهش می‌دهد. به همین دلیل، شرکت‌ها با چسبندگی هزینه در معرض محافظه‌کاری شرطی بیشتری قرار دارند.

صفرزاده و بیگ‌پناه [۴] و هاشمی و همکاران [۶] به بررسی تأثیر چسبندگی هزینه بر محافظه‌کاری شرطی پرداختند. نتایج پژوهش آنان نشان داد مدل استاندارد برای برآورد محافظه‌کاری، متوسط میزان محافظه‌کاری را بیشتر از واقع برآورد می‌کند. تفاوت پژوهش حاضر با پژوهش‌های نام‌برده در آن است که آنان فقط به تأثیر چسبندگی هزینه بر مدل باسو پرداختند و به تغییرات محافظه‌کاری با توجه به

تغییرات چسبندگی هزینه، تأثیر چسبندگی هزینه در سال قبل (کاهش فروش بلندمدت)، بازده منفی سال قبل (بازده منفی بلندمدت)، تأثیر تئوری نمایندگی (تأثیر مالکیت مدیریت و تمرکز مالکیت) و تأثیر هزینه‌های تعدیل با توجه به ویژگی‌های خاص شرکت توجه نکرده‌اند. علاوه بر این، در این پژوهش مدل‌های محافظه‌کاری که باسو [۱۴]، خان و واتس [۲۴] و لافوند و ریچادوری [۲۶] ارائه کرده‌اند، بر اساس تأثیر تئوری چسبندگی هزینه تعدیل شده است.

فرضیه‌های پژوهش

با توجه به مبانی نظری مطرح‌شده و پژوهش‌های پیشین، فرضیه‌های پژوهش به صورت زیر تدوین شده است:

فرضیه اول: برآورد عدم تقارن زمانی در مدل استاندارد محافظه‌کاری به دلیل عدم کنترل چسبندگی هزینه به طور متوسط دارای یک نوع تعصب رو به بالاست.

فرضیه دوم: برآورد تغییرات در محافظه‌کاری در مدل استاندارد، به دلیل عدم کنترل تغییرات چسبندگی هزینه تحریف می‌شود.

روش پژوهش

این پژوهش با توجه به عدم امکان کنترل کلیه متغیرهای مربوط، از نوع پژوهش‌های تجربی محض نیست، اما با توجه به تجزیه و تحلیل اطلاعات گذشته، این پژوهش از نوع پژوهش‌های نیمه‌تجربی است. همچنین، با توجه به اینکه نتایج به دست آمده از پژوهش به حل یک مشکل یا موضوع خاص

از منابع ذکرشده، این اطلاعات در کاربرگ‌های ایجادشده در محیط این نرم‌افزار وارد و سپس، محاسبات لازم برای دستیابی به متغیرهای مورد بررسی انجام شد. در نهایت نیز به‌منظور آزمون فرضیه‌ها از نرم‌افزار ایویوز (Eviews) نسخه ۸ استفاده شده است.

تجزیه و تحلیل اطلاعات

برای تجزیه و تحلیل داده‌ها با استفاده از شاخص‌های مرکزی همچون میانگین، میان و شاخص‌های پراکندگی انحراف معیار و برای آزمون فرضیه‌ها از الگوی رگرسیون داده‌های ترکیبی استفاده شده است. برای انتخاب از بین روش‌های الگوهای رگرسیونی ترکیبی^۱ و پانل^۲ از آزمون F لیمر استفاده شده است. به این معنی اگر در آزمون F لیمر روش داده‌های ترکیبی انتخاب شود، کار تمام است، اما اگر روش داده‌های تابلویی انتخاب شد، لازم است تا آزمون هاسمن نیز انجام شود. از آزمون هاسمن برای تعیین استفاده از الگوی اثرات ثابت در مقابل الگوی اثرات تصادفی استفاده می‌شود [۱].

همچنین، قبل از برازش الگو و با توجه به اینکه شرکت‌های مورد استفاده در این پژوهش مربوط به صنایع مختلف بوده‌اند و همچنین، در این پژوهش از روش داده‌های ترکیبی استفاده شده است، در نتیجه، امکان وجود ناهمسانی واریانس وجود دارد. برای رفع این مشکل از روش رگرسیون کمترین مربعات تعمیم‌یافته برای برازش الگو استفاده شد. پس از برازش الگو به‌منظور بررسی نبود خودهمبستگی در باقی‌مانده‌های الگو از آماره‌ی دوربین واتسون استفاده شده است.

می‌پردازد، از لحاظ هدف کاربردی و از لحاظ روش نیز از نوع تجزیه و تحلیل همبستگی با رویکرد رگرسیونی است.

جامعه آماری پژوهش، کلیه شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران در فاصله زمانی سال‌های ۱۳۸۴ تا ۱۳۹۳ بوده است. در این پژوهش، برای تعیین نمونه آماری از روش نمونه‌گیری به‌صورت حذف سیستماتیک استفاده شد؛ بدین‌صورت که در هر مرحله از بین کلیه شرکت‌های موجود در ابتدای سال ۱۳۸۲، شرکت‌هایی که شرایط زیر را نداشتند، حذف شدند و شرکت‌های باقی‌مانده برای انجام آزمون انتخاب شدند:

۱. شرکت‌ها باید در طول دوره مورد بررسی تداوم فعالیت داشته باشند.
 ۲. نمونه آماری شامل شرکت‌های تولیدی و صنعتی باشد.
 ۳. شرکت‌هایی که سال مالی آنها به انتهای اسفندماه ختم می‌شود.
- در نهایت، پس از طی مراحل مزبور، تعداد ۱۰۵ شرکت شامل ۱۰۵۰ سال-شرکت برای انجام آزمون فرضیه‌های پژوهش انتخاب شدند.

روش گردآوری داده‌ها

در این پژوهش گردآوری اطلاعات در دو مرحله انجام شده است؛ در مرحله اول برای تدوین مبانی نظری پژوهش از روش کتابخانه‌ای و در مرحله دوم، برای گردآوری داده‌های مورد نظر از ماهنامه‌های بورس و تارنماهای بورس و بانک مرکزی و نرم‌افزارهای اطلاعات مالی شرکت‌ها استفاده شده است. سپس، برای آماده‌سازی اطلاعات از نرم‌افزار اکسل استفاده شده است، به این ترتیب که پس از استخراج اطلاعات مربوط به متغیرهای مورد بررسی

1 . Pooled Data

2 . Panel Data

الگوها و متغیرهای پژوهش

با توجه به مبانی نظری مطرح‌شده، هدف این پژوهش تعدیل مدل محافظه‌کاری شرطی با لحاظ کردن اثر تئوری چسبندگی هزینه در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران است. برای تعدیل مدل محافظه‌کاری شرطی با لحاظ کردن اثر چسبندگی هزینه از الگوهای پژوهش بانکر و همکاران [۱۱] به شرح الگوهای (۱)، (۲) و (۳) استفاده شده است:

الگوی (۱)

$$E_t/P_{t-1} = \alpha_0 + \alpha_1 DR_t + \alpha_2 RET_t + \alpha_3 DR_t \times RET_t + \varepsilon_t$$

الگوی (۲)

$$E_t/P_{t-1} = \beta_0 + \beta_1 DS_t + \beta_2 \Delta S_t/P_{t-1} + \beta_3 DS_t \times \Delta S_t/P_{t-1} + \varepsilon_t$$

الگوی (۳)

$$E_t/P_{t-1} = \alpha_0 + \alpha_1 DR_t + \alpha_2 RET_t + \alpha_3 DR_t \times RET_t + \beta_1 DS_t + \beta_2 \Delta S_t/P_{t-1} + \beta_3 DS_t \times \Delta S_t/P_{t-1} + \varepsilon_t$$

لازم به توضیح است که الگوی (۱) الگوی باسو [۱۴] است که به بررسی محافظه‌کاری و اندازه‌گیری عدم تقارن زمانی سود می‌پردازد. در الگوی (۲) چسبندگی هزینه اندازه‌گیری می‌شود که برگرفته از الگوی بانکر و چن [۱۰] است و در نهایت الگوی (۳) الگوی باسو با توجه به اثر مخدوش‌کننده چسبندگی هزینه است که با الگوی بانکر و همکاران [۱۱] تعدیل شده است (در حقیقت الگوی (۳)، ترکیب دو الگوی (۱ و ۲) است).

الگوی (۴)

$$E_t/P_{t-1} = \alpha_0 + \alpha_1 DR_t + \alpha_2 RET_t + \alpha_3 DR_t \times RET_t + \beta_1 DS_t + \beta_2 \Delta S_t/P_{t-1} + \beta_3 DS_t \times \Delta S_t/P_{t-1} + \alpha_4 DR_{t-1} + \alpha_5 RET_{t-1} + \alpha_6 DR_{t-1} \times RET_{t-1} + \beta_4 DS_{t-1} + \beta_5 \Delta S_{t-1}/P_{t-1} + \beta_6 DS_{t-1} \times \Delta S_{t-1}/P_{t-1} + DR_{t-1}(\alpha_7 DR_t + \alpha_8 RET_t + \alpha_9 DR_t \times RET_t) + DS_{t-1}(\beta_7 DS_t + \beta_8 \Delta S_t/P_{t-1} + \beta_9 DS_t \times \Delta S_t/P_{t-1}) + \varepsilon_t$$

افزون بر این، برای آزمون اعتباربخشی برای فرضیه اول در الگوی (۴)، ارتباط میان کاهش فروش در دوره قبل (DS_{t-1}) و درجه عدم تقارن زمانی سود با توجه به تغییرات فروش جاری بررسی شده است. به عبارت دیگر، الگوی (۳)، با افزودن تعامل میان کاهش فروش بلندمدت و بازده منفی بلندمدت تعدیل شده است.

الگوی (۵)

$$E_t/P_{t-1} = \alpha_0 + \alpha_1 DR_t + \alpha_2 RET_t + \alpha_3 DR_t \times RET_t + \beta_1 DS_t + \beta_2 \Delta S_t/P_{t-1} + \beta_3 DS_t \times \Delta S_t/P_{t-1} + AINT_{t-1}(\alpha_4 DR_t + \alpha_5 RET_t + \alpha_6 DR_t \times RET_t) + EINT_{t-1}(\alpha_7 DR_t + \alpha_8 RET_t + \alpha_9 DR_t \times RET_t) + AINT_{t-1}(\beta_4 DS_t + \beta_5 \Delta S_t/P_{t-1} + \beta_6 DS_t \times \Delta S_t/P_{t-1}) + EINT_{t-1}(\beta_7 DS_t + \beta_8 \Delta S_t/P_{t-1} + \beta_9 DS_t \times \Delta S_t/P_{t-1}) + \gamma_1 AINT_{t-1} + \gamma_2 EINT_{t-1} + \varepsilon_t$$

الگوی (۵) از طریق اضافه‌شدن دو پروکسی استاندارد برای هزینه‌های تعدیل از ادبیات چسبندگی هزینه گسترش داده شده است. متغیرهای شدت کارکنان در سال قبل ($EINT_{t-1}$) و شدت دارایی‌ها

در سال قبل ($AINT_{t-1}$) شاخص‌های اصلی در این الگو هستند.

الگوی (۸)

$$E_t/P_{t-1} = \alpha_0 + \alpha_1 DR_t + \alpha_2 RET_t + \alpha_3 DR_t \times RET_t + OWN_{t-1} \times (\alpha_4 DR_t + \alpha_5 RET_t + \alpha_6 DR_t \times RET_t) + BM_{t-1} \times (\alpha_7 DR_t + \alpha_8 RET_t + \alpha_9 DR_t \times RET_t) + LEV_{t-1} \times (\alpha_{10} DR_t + \alpha_{11} RET_t + \alpha_{12} DR_t \times RET_t) + SIZE_{t-1} \times (\alpha_{13} DR_t + \alpha_{14} RET_t + \alpha_{15} DR_t \times RET_t) + \gamma_1 OWN_{t-1} + \gamma_2 BM_{t-1} + \gamma_3 LEV_{t-1} + \gamma_4 SIZE_{t-1} + \varepsilon_{t-}$$

الگوی (۹)

$$E_t/P_{t-1} = \alpha_0 + \alpha_1 DR_t + \alpha_2 RET_t + \alpha_3 DR_t \times RET_t + OWN_{t-1} \times (\alpha_4 DR_t + \alpha_5 RET_t + \alpha_6 DR_t \times RET_t) + BM_{t-1} \times (\alpha_7 DR_t + \alpha_8 RET_t + \alpha_9 DR_t \times RET_t) + LEV_{t-1} \times (\alpha_{10} DR_t + \alpha_{11} RET_t + \alpha_{12} DR_t \times RET_t) + SIZE_{t-1} \times (\alpha_{13} DR_t + \alpha_{14} RET_t + \alpha_{15} DR_t \times RET_t) + \gamma_1 OWN_{t-1} + \gamma_2 BM_{t-1} + \gamma_3 LEV_{t-1} + \gamma_4 SIZE_{t-1} + \beta_1 DS_t + \beta_2 \Delta S_t/P_{t-1} + \beta_3 DS_t \times \Delta S_t/P_{t-1} + OWN_{t-1} \times (\beta_4 DS_t + \beta_5 \Delta S_t/P_{t-1} + \beta_6 DS_t \times \Delta S_t/P_{t-1}) + BM_{t-1} \times (\beta_7 DS_t + \beta_8 \Delta S_t/P_{t-1} + \beta_9 DS_t \times \Delta S_t/P_{t-1}) + LEV_{t-1} \times (\beta_{10} DS_t + \beta_{11} \Delta S_t/P_{t-1} + \beta_{12} DS_t \times \Delta S_t/P_{t-1}) + SIZE_{t-1} \times (\beta_{13} DS_t + \beta_{14} \Delta S_t/P_{t-1} + \beta_{15} DS_t \times \Delta S_t/P_{t-1}) + \varepsilon_{t-}$$

افزون بر این، برای بررسی فرضیه دوم پژوهش از الگوهای (۸) و (۹) نیز استفاده شده است. الگوی (۸)، الگویی است که لافوند و ریچادوری [۲۶] برای بررسی محافظه‌کاری با توجه به سطوح متفاوت مالکیت مدیریت و تمرکز مالکیت ارائه داده‌اند. علاوه بر این، چن و همکاران [۱۹] دریافتند چسبندگی هزینه ارتباط مثبت معناداری با مشکلات نمایندگی میان مدیران و مالکان دارد؛ زیرا، مالکیت مدیریت سبب هم‌راستاشدن انگیزه مدیران با منافع مالکان

الگوی (۶)

$$E_t/P_{t-1} = \alpha_0 + \alpha_1 DR_t + \alpha_2 RET_t + \alpha_3 DR_t \times RET_t + BM_{t-1} \times (\alpha_4 DR_t + \alpha_5 RET_t + \alpha_6 DR_t \times RET_t) + LEV_{t-1} \times (\alpha_7 DR_t + \alpha_8 RET_t + \alpha_9 DR_t \times RET_t) + SIZE_{t-1} \times (\alpha_{10} DR_t + \alpha_{11} RET_t + \alpha_{12} DR_t \times RET_t) + \gamma_1 BM_{t-1} + \gamma_2 LEV_{t-1} + \gamma_3 SIZE_{t-1} + \varepsilon_{t-}$$

الگوی (۷)

$$E_t/P_{t-1} = \alpha_0 + \alpha_1 DR_t + \alpha_2 RET_t + \alpha_3 DR_t \times RET_t + BM_{t-1} \times (\alpha_4 DR_t + \alpha_5 RET_t + \alpha_6 DR_t \times RET_t) + LEV_{t-1} \times (\alpha_7 DR_t + \alpha_8 RET_t + \alpha_9 DR_t \times RET_t) + SIZE_{t-1} \times (\alpha_{10} DR_t + \alpha_{11} RET_t + \alpha_{12} DR_t \times RET_t) + \gamma_1 BM_{t-1} + \gamma_2 LEV_{t-1} + \gamma_3 SIZE_{t-1} + \beta_1 DS_t + \beta_2 \Delta S_t/P_{t-1} + \beta_3 DS_t \times \Delta S_t/P_{t-1} + BM_{t-1} \times (\beta_4 DS_t + \beta_5 \Delta S_t/P_{t-1} + \beta_6 DS_t \times \Delta S_t/P_{t-1}) + LEV_{t-1} \times (\beta_7 DS_t + \beta_8 \Delta S_t/P_{t-1} + \beta_9 DS_t \times \Delta S_t/P_{t-1}) + SIZE_{t-1} \times (\beta_{10} DS_t + \beta_{11} \Delta S_t/P_{t-1} + \beta_{12} DS_t \times \Delta S_t/P_{t-1}) + \varepsilon_{t-}$$

از سوی دیگر، برای بررسی فرضیه دوم پژوهش از الگوهای (۶) و (۷) استفاده شده است. الگوی (۶) همان الگویی است که خان و واتس [۲۴] به‌کار برده‌اند و در الگوی (۷) با افزودن چسبندگی هزینه تعدیل شده است؛ بنابراین، الگوهای (۶) و (۷) با توجه به تأثیر متغیرهای نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار سال قبل، اهرم مالی سال قبل و اندازه شرکت سال قبل، تأثیر تغییرات در چسبندگی هزینه در استنباط درباره میزان تغییرات در محافظه‌کاری را بررسی کرده است.

می‌شود و ممکن است با چسبندگی هزینه کمتر مرتبط باشد. در الگوی استاندارد این اثر ممکن است با کاهش در محافظه‌کاری شرطی اشتباه شود؛ بنابراین، الگوی استاندارد احتمالاً ارتباط منفی میان مالکیت مدیریت و محافظه‌کاری را بیش از مقدار واقعی برآورد می‌کند. در نتیجه، الگوی (۸) (الگوی لافوند و ریچادوری) با پروکسی مالکیت شامل مالکیت مدیریت و تمرکز مالکیت با کنترل چسبندگی هزینه در غالب الگوی (۹) تعدیل شده است.

متغیرهای پژوهش

متغیر وابسته

نسبت E_t/P_{t-1} : برابر با نسبت سود خالص جاری شرکت به ارزش بازار سهام در ابتدای سال مالی [۱۱]

متغیرهای مستقل

در این پژوهش متغیرهای مستقل به این شرح هستند:

RET_t : برابر با بازده سالانه سهام شرکت است [۱۱].
 DR_t : یک متغیر موهومی است، به‌طوری‌که اگر بازده سهام شرکت منفی باشد، عدد یک و در غیر این صورت عدد صفر را می‌پذیرد [۱۱].
 DS_t : یک متغیر موهومی است، به‌طوری‌که اگر فروش نسبت به سال قبل کاهش یافته باشد، عدد یک و در غیر این صورت صفر را می‌پذیرد [۱۱].

$\Delta S_t/P_{t-1}$: برابر با نسبت تغییرات فروش نسبت به سال قبل تقسیم بر ارزش بازار سهام در ابتدای سال مالی [۱۱]

نسبت ارزش دفتری شرکت به ارزش بازار BM_{t-1} : برابر با نسبت کل ارزش دفتری شرکت در سال قبل به ارزش بازار شرکت در سال قبل [۱۱]
 LEV_{t-1} : اهرم مالی: برابر با نسبت کل بدهی‌های سال قبل شرکت به کل دارایی‌های سال قبل شرکت [۱۱]

اندازه شرکت $SIZE_{t-1}$: برابر با لگاریتم طبیعی ارزش بازار کل شرکت در سال قبل [۱۱].
 OWN_{t-1} : درصد مالکیت: برابر با درصد مالکیت سهام در اختیار مدیریت شرکت (برابر با مالکیت مدیریت) و درصد سهام ۵ سهامدار اول شرکت (برابر با تمرکز مالکیت) است که در مدل‌های ۸ و ۹ به صورت جداگانه برای متغیر مالکیت وارد و به‌صورت جداگانه تخمین زده می‌شود [۱۱].

متغیرهای کنترل

متغیر کنترل پژوهش به شرح زیر است:
 AIN_{t-1} : شدت دارایی‌ها: برابر با نسبت کل دارایی‌های سال قبل شرکت به کل فروش سال قبل شرکت [۱۱]
 $EINT_{t-1}$: شدت کارکنان: برابر با نسبت تعداد کارکنان سال قبل شرکت به کل فروش سال قبل شرکت [۱۱]

یافته‌های پژوهش

آمار توصیفی

همان‌طور که مشاهده می‌شود، نتایج آمار توصیفی متغیرهای پژوهش در نگاره (۱) نشان داده شده است.

نگاره ۱. آماره‌های توصیفی متغیرهای الگو*

متغیر	میانگین	میانه	انحراف معیار	بیشینه	کمینه
نسبت سود خالص به ارزش بازار سال قبل	۰/۱۹۴	۰/۱۷۰	۰/۴۱۹	۲/۴۷۹	-۱/۸۵۸
بازده سال جاری	۰/۲۳۴	۰/۰۹۹	۰/۵۷۵	۲/۷۲۰	-۰/۷۹۵
تغییرات فروش دوره جاری به ارزش بازار سال قبل	۰/۲۴۲	۰/۱۲۲	۰/۷۱۹	۲/۷۱۲	-۲/۱۵۷
بازده سال قبل	۰/۲۵۰	۰/۱۰۲	۰/۵۹۱	۲/۷۱۴	-۰/۷۹۵
تغییرات فروش دوره قبل به ارزش بازار سال قبل	۰/۲۱۸	۰/۱۰۳	۰/۶۹۶	۲/۹۸۶	-۲/۱۲۱
شدت دارایی‌های سال قبل	۱/۶۸۱	۱/۳۰۵	۱/۳۴۲	۷/۸۸۷	۰/۲۴۷
شدت کارکنان سال قبل	۰/۰۰۲	۰/۰۰۱	۰/۰۰۳۶	۰/۰۲۸	۰/۰۰۰۱
نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار سال قبل	۰/۶۸۸	۰/۵۴۷	۰/۶۲۹	۳/۱۸۶	-۰/۸۱۲
اهرم مالی سال قبل	۰/۶۵۵	۰/۶۶۰	۰/۱۸۶	۱/۳۱۰	۰/۰۹۶
اندازه شرکت سال قبل	۵/۵۵۶	۵/۴۷۸	۰/۶۳۶	۷/۶۰۵	۴/۰۶۲
درصد مالکیت مدیریت سال قبل	۰/۶۷۳	۰/۷۰۱	۰/۱۹۵	۰/۹۹۵	۰/۰۱
درصد تمرکز مالکیت سال قبل	۰/۷۵۹	۰/۸۰۸	۰/۱۷۴	۰/۹۹۵	۰/۰۴۹

* منبع: یافته‌های پژوهش

با توجه به اینکه متغیرهای بازده منفی و کاهش فروش موهومی است، در جدول آمار توصیفی لحاظ نشده است.

آزمون هم‌خطی متغیرهای مستقل و بررسی همسانی واریانس

هم‌خطی یعنی وجود رابطه شدید بین متغیرهای مستقل که به وسیله آماره VIF سنجیده می‌شود. مقادیر زیر ۱۰ برای این آماره نشان‌دهنده نبودن هم‌خطی بین متغیرهای مستقل است. با توجه به نتایج به دست آمده برای کلیه مقادیر به دست آمده این مقدار برای متغیرهای پژوهش کمتر از حد مجاز است. در نتیجه، هیچ‌گونه هم‌خطی میان متغیرهای پژوهش مشاهده نشده است. در ضمن، برای بررسی همسانی واریانس میان باقی‌مانده‌های مدل، از آزمون والد تعدیل شده استفاده شده است. این آزمون در نرم‌افزار ایویوز قابل انجام نیست و برای انجام آن از نرم‌افزار استاتا استفاده شده است. نتیجه این آزمون برای مدل‌های پژوهش مؤید وجود همسانی واریانس میان باقی‌مانده‌های مدل است. همچنین، نرمال بودن توزیع باقی‌مانده‌های رگرسیون نیز بررسی شده است که نتایج نرمال بودن این باقی‌مانده‌ها را تأیید می‌کند.^۱

با توجه به نتایج به دست آمده از آماره‌های توصیفی متغیرهای پژوهش و نزدیک به هم بودن میانگین و میانه در بیشتر متغیرهای پژوهش، می‌توان بیان کرد کلیه متغیرها از توزیع مناسبی برخوردار هستند. افزون بر این، آماره‌های انحراف معیار، ضریب کشیدگی و چولگی نیز به منظور بررسی نرمال بودن توزیع داده‌ها به کار گرفته می‌شوند (کلر و وارا، ۲۰۰۳). با بررسی معیارهای مذکور می‌توان اظهار داشت داده‌های مربوط به متغیرهای مستقل و وابسته از توزیع نرمال برخوردارند؛ زیرا، متغیرها دارای حداقل فاصله از ارزش ارائه شده برای کشیدگی هستند. افزون بر این، درصد مالکیت مدیریت و تمرکز دارای میانگین تقریبی ۷۰ درصد است که نشان‌دهنده سهم بالای هر یک از طبقات مالکیت در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار است (سهم بالای مسئله نمایندگی که در پژوهش‌های دیگر نادیده گرفته شده است). علاوه بر این، متغیر اهرم مالی شرکت دارای میانگین ۶۵ درصدی است که نشان‌دهنده سهم بالای بدهی در ساختار سرمایه شرکت‌های ایرانی است. همچنین، متغیر بازده سهام شرکت دارای میانگین حدود ۲۴ درصد است که نشان‌دهنده سطح بازده معقولی در دور مورد بررسی و شرکت‌های مورد بررسی است. لازم به توضیح است

۱. لازم به توضیح است که به دلیل محدودیت صفحه از آوردن جدول‌ها خودداری شده است.

تحلیل همبستگی

بکار می‌برند. همبستگی معیاری است که برای تعیین

میزان پیوند دو متغیر استفاده می‌شود. لازم به توضیح است با توجه به اینکه متغیرهای بازده منفی و کاهش فروش موهومی است لذا در آزمون همبستگی لحاظ نشده است.

تجزیه و تحلیل همبستگی، ابزاری آماری است که به وسیله آن می‌توان درجه‌ای را اندازه‌گیری کرد که یک متغیر به متغیر دیگر، از نظر خطی مرتبط است. همبستگی را به طور معمول با تحلیل رگرسیون

نگاره ۲. همبستگی متغیرهای پژوهش

متغیر	۱	۲	۳	۴	۵	۶	۷	۸	۹	۱۰	۱۱	۱۲
نسبت سود خالص به ارزش بازار سال قبل	۱											
بازده سال جاری	۰/۲۷۱	۱										
تغییرات فروش دوره جاری به ارزش بازار سال قبل	۰/۳۱۳	۰/۲۱۶	۱									
بازده سال قبل	۰/۰۶۶	۰/۰۵۳	-۰/۰۰۴	۱								
تغییرات فروش دوره قبل به ارزش بازار سال قبل	۰/۲۶۹	۰/۰۹۷	۰/۰۴۵	۰/۰۷۱	۱							
شدت دارایی‌های سال قبل	-۰/۰۰۵	-۰/۰۰۷	۰/۰۰۵	-۰/۰۰۸	-۰/۰۱۸	۱						
شدت کارکنان سال قبل	-۰/۰۰۱	-۰/۰۰۱	-۰/۰۰۳	-۰/۰۰۱	-۰/۰۱۱	۰/۰۴۴۰	۱					
نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار سال قبل	۰/۰۴۴۹	۰/۰۱۱۱	۰/۰۱۸۳	-۰/۰۱۰	۰/۰۳۱۰	۰/۰۱۵۴	۰/۰۲۳	۱				
اهرم مالی سال قبل	-۰/۰۱۱	-۰/۰۰۵	۰/۰۱۰۰	-۰/۰۱۵	۰/۰۱۰۴	-۰/۰۰۲	-۰/۰۱۲	-۰/۰۰۷	۱			
اندازه شرکت سال قبل	۰/۰۱۵	-۰/۰۰۷	-۰/۰۱۱	۰/۰۱۳۲	-۰/۰۰۳	۰/۰۱۴۵	-۰/۰۱۳	-۰/۰۲۱	-۰/۰۱۸	۱		
درصد مالکیت مدیریت سال قبل	-۰/۰۰۶	۰/۰۰۰۸	-۰/۰۰۷	-۰/۰۰۳	-۰/۰۰۹	-۰/۰۱۳	-۰/۰۰۷	۰/۰۰۶۴	-۰/۰۰۶	۱		
درصد تمرکز مالکیت سال قبل	-۰/۰۰۵	۰/۰۰۰۱	-۰/۰۰۲	-۰/۰۰۱	-۰/۰۰۲	-۰/۰۰۹	-۰/۰۱۱	-۰/۰۱۰	۰/۰۰۹۵	۰/۰۰۶۱	۰/۰۵۸۱	۱

* منبع: یافته‌های پژوهش

نشان‌دهنده نبود همبستگی، در بین متغیرهای پژوهش است.

با توجه به نگاره (۲)، همان‌گونه که مشاهده می‌شود ضریب همبستگی متغیرهای پژوهش منطقی است که

آمار استنباطی

هدف این پژوهش، تعدیل الگوی محافظه‌کاری شرطی با لحاظ کردن اثر تئوری چسبندگی هزینه در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران است. در همین راستا، با توجه به مبانی نظری مطرح‌شده دو فرضیه تدوین و در ادامه به بررسی و آزمون آنها پرداخته شده است. برای این منظور، ابتدا الگوهایی (۱، ۲ و ۳) آزمون شده است. البته لازم است قبل از برآزش الگوهای پژوهش، آزمون چاو و هاسمن به ترتیب به منظور بررسی

استفاده از روش داده‌های تابلویی با اثرات ثابت در مقابل روش داده‌های تلفیقی و انتخاب از بین الگوی داده‌های تابلویی با اثرات ثابت یا داده‌های تابلویی با اثرات تصادفی برای نمونه پژوهش انجام شود. نتایج حاصل از آزمون چاو و هاسمن برای الگوهای (۱)، (۲)، (۳)، (۴)، (۵)، (۶)، (۷)، (۸) و (۹) در نگاره (۳) نشان داده شده است. نتایج این آزمون به صورت زیر است:

نگاره ۳. نتایج آزمون F لیمر و هاسمن برای الگوهای پژوهش

الگوی مورد بررسی	آزمون F لیمر		آزمون هاسمن		روش پذیرفته‌شده
	آماره	سطح خطا	آماره	سطح خطا	
الگوی (۱)	۳/۰۰۲	۰/۰۰۴	۲/۳۰۶	۰/۵۱۱	روش اثرات تصادفی
الگوی (۲)	۴/۰۸	۰/۰۰۰	۴/۰۸۵	۰/۲۵۲	روش اثرات تصادفی
الگوی (۳)	۴/۱۹۳	۰/۰۰۰	۱۳/۲۲۲	۰/۰۳۹	روش اثرات ثابت
الگوی (۴)	۳/۸۲۲	۰/۰۰۰	۵۶/۱۷۲	۰/۰۰۰	روش اثرات ثابت
الگوی (۵)	۴/۲۴۰	۰/۰۰۰	۹۴/۱۵۸	۰/۰۰۰	روش اثرات ثابت
الگوی (۶)	۲/۲۱۱	۰/۰۰۰	۶۱/۴۷۹	۰/۰۰۰	روش اثرات ثابت
الگوی (۷)	۲/۵۶۳	۰/۰۰۰	۹۰/۳۵۱	۰/۰۰۰	روش اثرات ثابت
الگوی (با مالکیت مدیریت) (۸)	۲/۳۱۳	۰/۰۰۰	۶۷/۹۹۲	۰/۰۰۰	روش اثرات ثابت
الگوی (با تمرکز مالکیت) (۸)	۲/۲۷۶	۰/۰۰۰	۷۲/۳۵۹	۰/۰۰۰	روش اثرات ثابت
الگوی (با مالکیت مدیریت) (۹)	۲/۵۷۰	۰/۰۰۰	۱۲۰/۳۴	۰/۰۰۰	روش اثرات ثابت
الگوی (با تمرکز مالکیت) (۹)	۲/۶۶۴	۰/۰۰۰	۱۰۸/۸۱	۰/۰۰۰	روش اثرات ثابت

* منبع: یافته‌های پژوهش

همان‌طور که در نگاره (۳) قابل مشاهده است، نتایج نشان می‌دهد روش داده‌های تابلویی با اثرات ثابت برای الگوهای (۳)، (۴)، (۵)، (۶)، (۷)، (۸) و (۹) و روش داده‌های تابلویی با اثرات تصادفی برای الگوهای (۱) و (۲) روش ارجح است؛ بنابراین، در ادامه به تخمین الگوهای پژوهش با

توجه به روش ارجح پرداخته شد. در نتیجه، برای بررسی فرضیه اول پژوهش، نتایج تخمین الگوهای (۱، ۲ و ۳) با روش اثرات ثابت برای الگوی (۳) و تصادفی برای الگوهای (۱ و ۲)، در نگاره (۴) ارائه شده است.

نگاره ۴. نتایج تخمین الگوهای (۱، ۲ و ۳)

نتایج حاصل از تخمین الگوی (۱)			
متغیر	ضریب متغیر	آماره تی	سطح خطا
عرض از مبدا	۰/۱۸۳	۵/۷۳۹	۰/۰۰۰
موهومی بازده منفی (DR_t)	-۰/۰۷۱	-۱/۶۷۸	۰/۰۹۳
بازده جاری (RET_t)	۰/۱۶۹	۵/۳۹۶	۰/۰۰۰
ضرب موهومی بازده منفی در بازده جاری ($DR_t \times RET_t$)	۰/۰۱۲	۲/۴۵۳	۰/۰۱۴
ضریب تعیین	۰/۱۸۱		
ضریب تعیین تعدیل شده	۰/۱۷۸		
آماره دوربین - واتسون	۱/۸۶۱		
آماره F	۲۴/۸۳۵		
احتمال آماره F	۰/۰۰۰		
نتایج حاصل از تخمین الگوی (۲)			
متغیر	ضریب متغیر	آماره تی	سطح خطا
عرض از مبدا	۰/۱۵۵	۵/۷۷۱	۰/۰۰۰
موهومی کاهش فروش (DS_t)	-۰/۰۰۵	-۰/۱۶۵	۰/۸۶۹
تغییرات فروش جاری به ارزش بازار سال قبل ($\Delta S_t / P_{t-1}$)	۰/۱۷۲	۶/۸۵۸	۰/۰۰۰
($DS_t \times \Delta S_t / P_{t-1}$)	۰/۰۰۶	۲/۳۰۸	۰/۰۲۱
ضریب تعیین	۰/۲۱۳		
ضریب تعیین تعدیل شده	۰/۲۰۹		
آماره دوربین - واتسون	۱/۶۳۸		
آماره F	۳۵/۵۲۳		
احتمال آماره F	۰/۰۰۰		
نتایج حاصل از تخمین الگوی (۳)			
متغیر	ضریب متغیر	آماره تی	سطح خطا
عرض از مبدا	۰/۱۳۳	۵/۱۵۹	۰/۰۰۰
موهومی بازده منفی (DR_t)	-۰/۰۵۶	-۱/۳۶۶	۰/۱۷۲
بازده جاری (RET_t)	۰/۱۳۹	۴/۵۱۲	۰/۰۰۰
ضرب موهومی بازده منفی در بازده جاری ($DR_t \times RET_t$)	۰/۰۰۷	۲/۳۵۹	۰/۰۱۸
موهومی کاهش فروش (DS_t)	۰/۰۰۰۰۱	۰/۳۴۵	۰/۷۲۹
تغییرات فروش جاری به ارزش بازار سال قبل ($\Delta S_t / P_{t-1}$)	۰/۱۷۴	۶/۹۳۱	۰/۰۰۰
($DS_t \times \Delta S_t / P_{t-1}$)	۰/۰۸۶	۱/۶۴۰	۰/۱۰۱
ضریب تعیین	۰/۲۶۴		
ضریب تعیین تعدیل شده	۰/۲۵۱		
آماره دوربین - واتسون	۱/۷۴۰		
آماره F	۱۲/۴۹۵		
احتمال آماره F	۰/۰۰۰		

* منبع: یافته‌های پژوهش

با توجه به نتایج قابل مشاهده در نگاره (۴) و با توجه آماره F به‌دست‌آمده برای الگوی‌های (۱)، ۲ و ۳ که به‌ترتیب برابر $(۲۴/۸۳۵, ۳۵/۵۲۳ و ۱۲/۴۹۵)$ و سطح خطای آنها که برای تمامی آنان برابر $(۰/۰۰۰)$ است، می‌توان ادعا کرد در سطح اطمینان ۹۹ درصد، در مجموع الگوی‌های نام‌برده از معناداری بالایی برخوردار هستند. همچنین، با توجه به ضریب تعیین تعدیل‌شده به‌دست‌آمده برای الگوهای (۱)، ۲ و ۳ که به‌ترتیب برابر ۱۷، ۲۰ و ۲۵ درصد است، می‌توان بیان کرد که در مجموع متغیرهای مستقل و کنترل پژوهش بیش از ۱۷، ۲۰ و ۲۵ درصد تغییرات متغیر وابسته را توضیح می‌دهند. افزون بر این، با توجه به مقدار آماره دوربین واتسون که برای الگوهای مورد بررسی به ترتیب برابر $۱/۸۶۱, ۱/۶۳۸ و ۱/۷۴۰$ است، می‌توان ادعا کرد که خودهمبستگی مرتبه اول میان باقی‌مانده‌های الگوهای مورد بررسی وجود ندارد.

مطابق مبانی نظری انتظار بر این بود که در صورتی که ضریب متغیر $DR_t \times RET_t$ در الگوی (۱) مثبت و معنادار باشد، نشان‌دهنده وجود محافظه‌کاری در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران است که با توجه به نگاره (۴) و ضریب به‌دست‌آمده برای الگوهای (۱) و (۳) که به‌ترتیب برابر $(۰/۰۱۲ و ۰/۰۰۷)$ و در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنادار است، می‌توان بیان کرد عدم کنترل چسبندگی هزینه در الگوی (۱) سبب تعصب رو به بالا در برآورد محافظه‌کاری شده است. با توجه به نگاره (۴) و ضریب به‌دست‌آمده برای الگوهای (۱) و (۳) که به‌ترتیب برابر $(۰/۰۱۲ و ۰/۰۰۷)$ و در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنادار است، می‌توان بیان کرد عدم کنترل چسبندگی هزینه در الگوی (۱) سبب تعصب رو به بالا در برآورد محافظه‌کاری در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران شده است. نتایج تخمین الگوی (۴) با روش اثرات ثابت، در نگاره (۵) ارائه شده است.

نگاره ۵. نتایج تخمین الگوی پژوهش (۴)*

متغیر	ضریب متغیر	آماره تی	سطح خطا
عرض از مبدا	۰/۱۳۸	۳/۸۵۴	۰/۰۰۰
موهومی بازده منفی (DR_t)	-۰/۰۸۲	-۱/۷۸۱	۰/۰۷۵
بازده جاری (RET_t)	۰/۱۳۸	۳/۸۰۰	۰/۰۰۰
ضرب موهومی بازده منفی در بازده جاری ($DR_t \times RET_t$)	۰/۳۳۶	۲/۱۰۶	۰/۰۳۵
موهومی کاهش فروش (DS_t)	۰/۰۲۵	۰/۶۳۷	۰/۵۲۴

متغیر	ضریب متغیر	آماره تی	سطح خطا
تغییرات فروش جاری به ارزش بازار سال قبل ($\Delta S_t / P_{t-1}$)	۰/۰۶۸	۲/۲۷۰	۰/۰۲۳
$(DS_t \times \Delta S_t / P_{t-1})$	۰/۲۲۶	۳/۳۶۱	۰/۰۰۰
موهومی بازده منفی سال قبل (DR_{t-1})	-۰/۰۷۴	-۱/۵۵۸	۰/۱۱۹
بازده جاری سال قبل (RET_{t-1})	-۰/۰۲۳	-۰/۸۳۸	۰/۴۰۲
ضرب موهومی بازده منفی در بازده جاری سال قبل ($DR_{t-1} \times RET_{t-1}$)	۰/۱۳۴	۱/۰۴۹	۰/۲۹۴
موهومی کاهش فروش سال قبل (DS_{t-1})	-۰/۰۱۸	-۰/۴۱۷	۰/۶۷۶
تغییرات فروش جاری به ارزش بازار سال قبل سال قبل ($\Delta S_{t-1} / P_{t-1}$)	۰/۱۸۲	۵/۸۹۰	۰/۰۰۰
$(DS_{t-1} \times \Delta S_{t-1} / P_{t-1})$	-۰/۰۴۸	-۰/۷۵۳	۰/۴۵۱
$DR_{t-1} \times DR_t$	۰/۱۳۵	۱/۸۱۱	۰/۰۷۰
$DR_{t-1} \times RET_t$	۰/۰۰۱	۰/۰۲۰	۰/۹۸۴
$DR_{t-1} \times DR_t \times RET_t$	۰/۳۳۷	۱/۳۵۵	۰/۱۷۵
$DS_{t-1} \times DS_t$	-۰/۰۰۳	-۰/۰۴۲	۰/۹۶۶
$DS_{t-1} \times \Delta S_t / P_{t-1}$	۰/۲۲۷	۳/۷۷۸	۰/۰۰۰
$DS_{t-1} \times DS_t \times \Delta S_t / P_{t-1}$	-۰/۴۱۸	-۳/۳۸۵	۰/۰۰۰
ضریب تعیین		۰/۵۱۰	
ضریب تعیین تعدیل شده		۰/۴۲۷	
آماره دوربین-واتسون		۱/۷۱۶	
آماره F		۶/۱۲۹	
احتمال آماره F		۰/۰۰۰	

* منبع: یافته‌های پژوهش

با توجه به نتایج قابل مشاهده در نگاره (۵) و با توجه آماره F به دست آمده (۶/۱۲۹) و سطح خطای آن (۰/۰۰۰)، باید گفت در سطح اطمینان ۹۹ درصد، در مجموع الگوی پژوهش از معناداری بالایی برخوردار است. همچنین، با توجه به ضریب تعیین تعدیل شده به دست آمده برای الگو که برابر ۴۲ درصد است، در مجموع متغیرهای مستقل و کنترل پژوهش بیش از ۴۲ درصد تغییرات متغیر وابسته را توضیح می‌دهند. افزون بر این، با توجه به مقدار آماره دوربین واتسون که برابر ۱/۷۱۶ است، خودهمبستگی مرتبه اول میان باقی مانده‌های الگو وجود ندارد. مطابق مبانی نظری انتظار بر این است که اگر ضریب متغیر

($DS_{t-1} \times DS_t \times \Delta S_t / P_{t-1}$) منفی و معنادار باشد، دلیل ضریب منفی آن است که مدیران، کاهش فروش در دوره قبل را مشاهده می‌کنند و برای فروش آتی بدبین می‌شوند (اندرسون و همکاران، [۹] و بانکر و بیزالو، [۱۳]). این بدبینی چسبندگی هزینه را کاهش می‌دهد؛ زیرا، مدیران این کاهش فروش را به صورت بلندمدت درک می‌کنند. در مقابل، در صورتی محافظه کاری برای تغییرات فروش پیش‌بینی می‌شود که ضریب متغیر ($DS_{t-1} \times DS_t \times \Delta S_t / P_{t-1}$) مثبت و معنادار باشد. یعنی درجه محافظه کاری برای تغییرات فروش جاری در صورت کاهش فروش دوره

قبل، بزرگ‌تر است (یک پروکسی از خبر بد)؛ بنابراین، با توجه به نگاره (۵)، ضریب متغیر $(DS_{t-1} \times DS_t \times \Delta S_t / P_{t-1})$ که برابر $(-۰/۴۱۸)$ و در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنادار است، تأثیر خطی عددی تغییرات فروش نشان‌دهنده چسبندگی هزینه است و با محافظه‌کاری برای تغییرات فروش مطابق نیست. نتایج تخمین الگوی (۵) با روش اثرات ثابت، در نگاره (۶) ارائه شده است.

نگاره ۶. نتایج تخمین الگوی پژوهش (۵)*

متغیر	ضریب متغیر	آماره تی	سطح خطا
عرض از مبدا	۰/۱۸۵	۱۳/۸۰۶	۰/۰۰۰
موهومی بازده منفی (DR_t)	۰/۰۰۹	۰/۶۰۱	۰/۵۴۷
بازده جاری (RET_t)	۰/۱۳۸	۸/۳۲۰	۰/۰۰۰
ضرب موهومی بازده منفی در بازده جاری ($DR_t \times RET_t$)	۰/۲۰۵	۳/۴۱۹	۰/۰۰۰
موهومی کاهش فروش (DS_t)	۰/۰۱۳	۰/۷۶۹	۰/۴۴۲
تغییرات فروش جاری به ارزش بازار سال قبل ($\Delta S_t / P_{t-1}$)	۰/۰۹۷	۴/۹۸۶	۰/۰۰۰
$(DS_t \times \Delta S_t / P_{t-1})$	۰/۰۹۳	۱/۸۴۸	۰/۰۶۵
شدت دارایی‌های سال قبل (AIN_{t-1})	-۰/۰۱۰	-۱/۵۸۹	۰/۱۱۲
$(AIN_{t-1} \times DR_t)$	-۰/۱۱۳	-۶/۲۱۵	۰/۰۰۰
$(AIN_{t-1} \times RET_t)$	-۰/۱۱۶	-۳/۹۱۹	۰/۰۰۰
$(AIN_{t-1} \times DR_t \times RET_t)$	۰/۰۹۲	۲/۹۹۸	۰/۰۰۱
$(AIN_{t-1} \times DS_t)$	-۰/۰۰۳	-۰/۳۴۷	۰/۷۲۸
$(AIN_{t-1} \times \Delta S_t / P_{t-1})$	-۰/۰۲۰	-۱/۴۲۶	۰/۱۵۴
$(AIN_{t-1} \times DS_t \times \Delta S_t / P_{t-1})$	<u>۰/۱۹۹</u>	۴/۴۳۶	۰/۰۰۰
شدت کارکنان سال قبل ($EINT_{t-1}$)	-۵/۴۷۹	-۱/۷۶۱	۰/۰۷۸
$(EINT_{t-1} \times DR_t)$	۰/۵۱۷	۰/۱۶۴	۰/۸۶۹
$(EINT_{t-1} \times RET_t)$	۰/۱۰۴	۰/۰۳۸	۰/۹۶۹
$(EINT_{t-1} \times DR_t \times RET_t)$	-۰/۸۵۵	-۰/۲۵۱	۰/۸۰۱
$(EINT_{t-1} \times DS_t)$	۱/۶۵۱	۰/۵۰۰	۰/۶۱۶
$(EINT_{t-1} \times \Delta S_t / P_{t-1})$	۲۶/۱۳۵	۲/۸۴۳	۰/۰۰۴
$(EINT_{t-1} \times DS_t \times \Delta S_t / P_{t-1})$	<u>۶۰/۴۲۶</u>	۲/۷۹۷	۰/۰۰۶
ضریب تعیین		۰/۶۶۷	
ضریب تعیین تعدیل‌شده		۰/۶۰۹	
آماره دوربین-واتسون		۱/۷۴۰	
آماره F		۱۱/۵۷۳	
احتمال آماره F		۰/۰۰۰	

* منبع: یافته‌های پژوهش

(۰/۰۰۰)، در مجموع الگوی پژوهش در سطح اطمینان ۹۹ درصد از معناداری بالایی برخوردار است.

با توجه به نتایج قابل مشاهده در نگاره (۶) و با توجه به آماره F به‌دست آمده (۱۱/۵۷۳) و سطح خطای آن

همچنین، با توجه به ضریب تعیین تعدیل‌شده به‌دست‌آمده برای الگو که برابر ۶۰ درصد است، در مجموع متغیرهای مستقل و کنترل پژوهش بیش از ۶۰ درصد تغییرات متغیر وابسته را توضیح می‌دهند. افزون بر این، با توجه به مقدار آماره دوربین واتسون که برابر ۱/۷۴۰ است، خودهمبستگی مرتبه اول میان باقی‌مانده‌های الگو وجود ندارد. مطابق مبانی نظری چسبندگی هزینه برای هر دو متغیر $(\Delta S_t / P_{t-1} \times AINT_{t-1})$ و $(DS_t \times \Delta S_t / P_{t-1})$ پیش‌بینی می‌کند که هر دو متغیر مثبت و معنادار باشند؛ زیرا، دارایی‌ها و کارکنان بیشتر، شدت هزینه‌های تعدیل را افزایش می‌دهند و سبب افزایش چسبندگی هزینه می‌شوند. در مقابل، محافظه‌کاری برای تغییرات فروش پیش‌بینی می‌کند که فقط ضریب $(\Delta S_t / P_{t-1} \times AINT_{t-1})$ مثبت و معنادار و ضریب $(DS_t \times \Delta S_t / P_{t-1})$ غیر معنادار

باشد؛ چراکه شدت دارایی‌ها سبب افزایش محافظه‌کاری می‌شود. این امر به دلیل آن است که شدت دارایی‌های بیشتر دارای قابلیت بالقوه بیشتر برای کاهش ارزش دارایی‌ها برای خبر بد است؛ درحالی‌که، شدت کارکنان بعید است تأثیری بر محافظه‌کاری داشته باشد؛ زیرا، چنین سرمایه‌نامشهودی در سرمایه‌انسانی در دارایی‌های ترازنامه شناسایی نمی‌شود. با توجه به نگاره (۶)، ضریب متغیر $(\Delta S_t / P_{t-1} \times AINT_{t-1})$ و $(DS_t \times \Delta S_t / P_{t-1})$ که برابر (۰/۱۹۹) و (۶۰/۴۲۶) و در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنادار است، نتیجه گرفته می‌شود تأثیرات شدت دارایی‌ها و شدت کارکنان مطابق با تئوری چسبندگی هزینه است و با تئوری محافظه‌کاری مطابق نیست. نتایج تخمین الگوهای (۶) و (۷) با استفاده از روش اثرات ثابت، در نگاره (۷) ارائه شده است.

نگاره ۷. نتایج تخمین الگوهای پژوهش (۶) و (۷)*

نتایج حاصل از تخمین الگوی (۶)			نتایج حاصل از تخمین الگوی (۷)			متغیر
سطح	آماره	ضریب	سطح	آماره	ضریب	
خطا	تی	متغیر	خطا	تی	متغیر	
۰/۲۴۱	۱/۱۷۱	۰/۴۷۰	۰/۱۲۵	۱/۵۳۴	۰/۵۹۰	عرض از مبدا
۰/۰۴۵	۲/۰۰۳	۰/۷۵۰	۰/۶۴۰	۰/۴۶۷	۰/۱۶۷	موهومی بازده منفی (DR_t)
۰/۵۴۴	-۰/۶۰۶	-۰/۱۸۱	۰/۱۰۹	-۱/۶۰۳	-۰/۴۴۵	بازده جاری (RET_t)
۰/۰۰۷	۲/۶۷۸	۳/۰۶۵	۰/۰۰۰	۸/۷۸۴	۰/۹۱۷	ضرب موهومی بازده منفی در بازده جاری $(DR_t \times RET_t)$
۰/۰۰۳	۲/۹۴۵	۰/۱۳۸	۰/۰۰۱	۳/۲۸۹	۰/۱۶۹	نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار سال قبل (BM_{t-1})
۰/۰۰۰	-۴/۱۹۱	-۰/۲۴۷	۰/۰۰۲	-۳/۰۰۶	-۰/۱۸۱	$(BM_{t-1} \times DR_t)$
۰/۰۰۴	۲/۸۴۱	۰/۱۰۹	۰/۰۰۰	۳/۸۶۲	۰/۱۳۸	$(BM_{t-1} \times RET_t)$
۰/۰۰۰	-۷/۳۶۰	-۰/۷۰۰	۰/۰۰۰	-۷/۱۴۰	-۰/۶۵۰	$(BM_{t-1} \times DR_t \times RET_t)$
-۰/۵۶۲	-۰/۵۷۹	-۰/۰۸۳	۰/۳۲۹	-۰/۹۷۶	-۰/۱۳۹	اهرم مالی سال قبل (LEV_{t-1})
۰/۰۰۳	-۲/۹۰۷	-۰/۵۳۳	۰/۸۰۴	-۰/۲۴۷	-۰/۰۴۴	$(LEV_{t-1} \times DR_t)$
۰/۰۴۴	۲/۰۱۲	۰/۲۸۳	۰/۰۰۰	۳/۴۵۵	۰/۴۵۷	$(LEV_{t-1} \times RET_t)$

نتایج حاصل از تخمین الگوی (۶)			نتایج حاصل از تخمین الگوی (۷)			متغیر
سطح	آماره	ضریب	سطح	آماره	ضریب	
خطا	تی	متغیر	خطا	تی	متغیر	
۰/۰۰۶	-۲/۷۴۳	-۱/۵۲۵	۰/۰۰۹	-۲/۵۸۵	-۰/۳۶۵	$(LEV_{t-1} \times DR_t \times RET_t)$
۰/۳۵۳	-۰/۹۲۹	-۰/۰۵۷	۰/۱۹۷	-۱/۲۹۰	-۰/۰۷۷	اندازه شرکت سال قبل $(SIZE_{t-1})$
۰/۳۱۸	-۰/۹۹۹	-۰/۰۵۷	۰/۸۰۸	-۰/۲۴۳	-۰/۰۱۳	$(SIZE_{t-1} \times DR_t)$
۰/۹۷۴	۰/۰۳۱	۰/۰۰۱	۰/۶۱۱	۰/۵۰۷	۰/۰۲۱	$(SIZE_{t-1} \times RET_t)$
۰/۰۲۵	-۲/۲۱۰	-۰/۳۹۳	۰/۴۲۱	-۰/۷۸۷	-۰/۰۵۳	$(SIZE_{t-1} \times DR_t \times RET_t)$
			۰/۱۸۱	-۱/۳۳۶	-۰/۳۹۹	موهومی کاهش فروش (DS_t)
			۰/۰۰۰	-۵/۱۴۰	-۰/۴۱۰	تغییرات فروش جاری به ارزش بازار سال قبل $(\Delta S_t/P_{t-1})$
			۰/۰۰۰	۴/۵۷۵	۰/۷۱۴	$(DS_t \times \Delta S_t/P_{t-1})$
			۰/۴۷۱	-۰/۷۲۰	-۰/۰۴۲	$(BM_{t-1} \times DS_t)$
			۰/۰۰۰	-۳/۸۷۸	-۰/۰۹۲	$(BM_{t-1} \times \Delta S_t/P_{t-1})$
			۰/۰۱۴	۲/۴۴۳	۰/۱۲۰	$(BM_{t-1} \times DS_t \times \Delta S_t/P_{t-1})$
			۰/۲۴۴	۱/۱۶۴	۰/۱۷۱	$(LEV_{t-1} \times DS_t)$
			۰/۰۰۰	-۳/۸۷۱	-۰/۳۹۵	$(LEV_{t-1} \times \Delta S_t/P_{t-1})$
			۰/۰۰۰	۶/۲۸۴	۱/۳۴۸	$(LEV_{t-1} \times DS_t \times \Delta S_t/P_{t-1})$
			۰/۳۱۰	۱/۰۱۴	۰/۰۴۶	$(SIZE_{t-1} \times DS_t)$
			۰/۰۰۰	۶/۰۵۲	۰/۱۵۴	$(SIZE_{t-1} \times \Delta S_t/P_{t-1})$
			۰/۰۰۰	-۶/۷۱۶	-۰/۳۳۶	$(SIZE_{t-1} \times DS_t \times \Delta S_t/P_{t-1})$
	۰/۵۱۱			۰/۶۰۰		ضریب تعیین
	۰/۴۳۰			۰/۵۲۶		ضریب تعیین تعدیل شده
	۱/۸۳۲			۱/۷۶۴		آماره دوربین-واتسون
	۶/۳۲۷			۸/۱۲۵		آماره F
	۰/۰۰۰			۰/۰۰۰		احتمال آماره F

* منبع: یافته‌های پژوهش

مجموع متغیرهای مستقل و کنترل پژوهش بیش از ۴۳ و ۵۲ درصد تغییرات متغیر وابسته را توضیح می‌دهند. افزون بر این، با توجه به مقدار آماره دوربین-واتسون که به ترتیب برابر ۱/۸۳۲ و ۱/۷۶۴ است، خودهمبستگی مرتبه اول میان باقی مانده‌های الگو وجود ندارد. در هر یک از الگوهای مورد بررسی (۶ و ۷) امتیاز محافظه‌کاری برابر $\alpha_3 + \alpha_6 BM$ و $\alpha_9 LEV + \alpha_{12} SIZE$ است (یعنی ضریب عدم تقارن

با توجه به نتایج قابل مشاهده در نگاره (۷) و با توجه آماره F به دست آمده برای الگوهای (۶) و (۷) که به ترتیب برابر ۶/۳۲۷ و ۸/۱۲۵ و سطح خطای آنها که برابر ۰/۰۰۰ است، در مجموع الگوی پژوهش در سطح اطمینان ۹۹ درصد از معناداری بالایی برخوردار است. همچنین، با توجه به ضریب تعیین تعدیل شده به دست آمده برای الگوهای (۶) و (۷) که به ترتیب برابر ۴۳ و ۵۲ درصد است، در

زمانی سود $DR_t \times RET_t$ همه شرایط متقابل مربوطه را شامل می‌شود. علاوه بر این الگوی (۶) برگرفته از الگوی خان و واتس [۲۴] است که در الگوی (۷) بر اساس تأثیر چسبندگی هزینه تعدیل شده است. برای بررسی فرضیه دوم پژوهش، مطابق پژوهش بانکر و همکاران [۱۱]، لازم است تا همبستگی پیرسون و همبستگی اسپیرمن دو امتیاز محافظه‌کاری در دو الگوهای (۶ و ۷) بررسی و مقایسه شود. نتایج حاصل از بررسی همبستگی امتیاز محافظه‌کاری برای دو الگوی (۶ و ۷) در نگاره (۸) ارائه شده است.

نگاره ۸. نتایج آزمون همبستگی میان امتیاز محافظه‌کاری دو الگوی (۶ و ۷)*

همبستگی پیرسون	همبستگی اسپیرمن
۰/۷۶۶	۰/۶۵۳

* منبع: یافته‌های پژوهش

با توجه به نتایج نگاره (۸)، همبستگی پیرسون میان امتیاز محافظه‌کاری استاندارد و امتیاز محافظه‌کاری تعدیل شده ۰/۷۶۶ و برای همبستگی اسپیرمن ۰/۶۵۳ است؛ بنابراین، تغییرات محدودکننده در چسبندگی هزینه دارای تأثیر قابل توجهی بر بزرگی نسبی و نیز

نگاره ۹. نتایج تخمین الگوهای پژوهش (۸) و (۹)*

نتایج حاصل از تخمین الگوی (۸) (مربوط به تمرکز مالکیت)			نتایج حاصل از تخمین الگوی (۹) (مربوط به مالکیت مدیریت)			متغیر
ضریب	آماره تی	سطح خطا	ضریب	آماره تی	سطح خطا	
۰/۷۰۰	۱/۶۹۸	۰/۰۸۹	۰/۷۸۴	۱/۸۳۹	۰/۰۶۶	عرض از مبدا
۰/۹۳۰	۲/۳۶۹	۰/۰۱۸	۰/۹۰۳	۲/۳۰۰	۰/۰۲۱	موهومی بازده منفی (DR_t)
-۰/۰۲۶	-۰/۰۸۸	۰/۹۲۹	-۰/۰۳۵	-۰/۱۱۴	۰/۹۰۸	بازده جاری (RET_t)
۳/۴۱۶	۲/۷۷۳	۰/۰۰۵	۳/۳۹۹	۲/۷۴۴	۰/۰۰۶	ضرب موهومی بازده منفی در بازده جاری ($DR_t \times RET_t$)
-۰/۲۲۰	-۱/۴۵۰	۰/۱۴۷	-۰/۳۸۷	-۱/۶۸۳	۰/۰۹۲	درصد مالکیت سال قبل (OWN_{t-1})
-۰/۲۷۸	-۱/۵۴۸	۰/۱۲۱	-۰/۱۸۱	-۰/۸۵۰	۰/۳۹۵	($OWN_{t-1} \times DR_t$)
-۰/۲۷۵	-۲/۱۹۶	۰/۰۲۸	-۰/۳۲۲	-۲/۰۰۸	۰/۰۴۴	($OWN_{t-1} \times RET_t$)
-۰/۳۹۴	-۲/۸۵۴	۰/۰۰۴	-۰/۲۲۳	-۳/۸۸۶	۰/۰۰۰	($OWN_{t-1} \times DR_t \times RET_t$)
۰/۱۳۰	۲/۷۶۷	۰/۰۰۵	۰/۱۴۱	۲/۹۹۴	۰/۰۰۲	نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار سال قبل (BM_{t-1})
-۰/۲۴۸	-۴/۲۱۶	۰/۰۰۰	-۰/۲۴۹	-۴/۲۳۳	۰/۰۰۰	($BM_{t-1} \times DR_t$)
۰/۱۱۱	۲/۸۸۹	۰/۰۰۴	۰/۱۰۳	۲/۶۸۴	۰/۰۰۷	($BM_{t-1} \times RET_t$)
۰/۷۱۱	۷/۵۱۵	۰/۰۰۰	۰/۶۹۳	۷/۳۱۷	۰/۰۰۰	($BM_{t-1} \times DR_t \times RET_t$)
-۰/۱۷۵	-۱/۱۶۲	۰/۲۴۵	-۰/۱۶۶	-۱/۰۷۲	۰/۲۸۳	اهرم مالی سال قبل (LEV_{t-1})
-۰/۴۴۵	-۲/۴۰۳	۰/۰۱۶	-۰/۴۷۴	-۲/۴۹۵	۰/۰۱۲	($LEV_{t-1} \times DR_t$)

۰/۰۰۵	۲/۷۸۵	۰/۴۶۸	۰/۰۰۶	۲/۷۲۵	۰/۴۲۲	$(LEV_{t-1} \times RET_t)$
۰/۰۰۳	۲/۹۶۶	۱/۷۲۱	۰/۰۰۴	۲/۸۶۲	۱/۶۱۴	$(LEV_{t-1} \times DR_t \times RET_t)$
۰/۴۰۶	-۰/۸۳۰	-۰/۰۵۱	۰/۳۲۵	-۰/۹۸۴	-۰/۰۶۰	اندازه شرکت سال قبل $(SIZE_{t-1})$
۰/۲۴۷	-۱/۱۵۸	-۰/۰۶۶	۰/۲۵۰	-۱/۱۴۹	-۰/۰۶۵	$(SIZE_{t-1} \times DR_t)$
۰/۹۶۷	-۰/۰۴۱	-۰/۰۰۱	۰/۸۳۶	-۰/۲۰۶	-۰/۰۰۹	$(SIZE_{t-1} \times RET_t)$
۰/۰۰۰	-۳/۸۶۶	-۰/۲۹۹	۰/۰۰۰	-۳/۸۱۶	-۰/۲۹۷	$(SIZE_{t-1} \times DR_t \times RET_t)$
	۰/۵۱۸			۰/۵۲۰		ضریب تعیین
	۰/۴۳۵			۰/۴۳۸		ضریب تعیین تعدیل شده
	۱/۸۶۹			۱/۸۵۴		آماره دوربین-واتسون
	۶/۲۶۰			۶/۳۳۰		آماره F
	۰/۰۰۰			۰/۰۰۰		احتمال آماره F
<u>نتایج حاصل از تخمین الگوی</u>			<u>نتایج حاصل از تخمین الگوی</u>			
<u>(۹) (مربوط به تمرکز مالکیت)</u>			<u>(۹) (مربوط به مالکیت مدیریت)</u>			
<u>سطح</u>	<u>آماره تی</u>	<u>ضریب</u>	<u>سطح</u>	<u>آماره تی</u>	<u>ضریب</u>	<u>متغیر</u>
<u>خطا</u>		<u>متغیر</u>	<u>خطا</u>		<u>متغیر</u>	
۰/۰۰۰	۵/۸۳۵	۰/۵۸۸	۰/۰۰۰	۵/۵۹۰	۰/۵۲۸	عرض از مبدا
۰/۲۴۷	۱/۱۵۷	۰/۱۳۱	۰/۲۱۹	۱/۲۳۰	۰/۱۳۶	موهومی بازده منفی (DR_t)
۰/۲۴۸	-۱/۱۵۶	-۰/۰۹۸	۰/۳۹۳	-۰/۸۵۳	۰/۰۶۵	بازده جاری (RET_t)
۰/۱۲۹	۱/۵۱۶	۰/۵۹۲	۰/۰۲۵	۲/۲۳۶	۰/۴۳۵	ضرب موهومی بازده منفی در بازده جاری $(DR_t \times RET_t)$
۰/۰۳۶	-۲/۰۹۸	-۰/۱۱۵	۰/۳۲۱	-۰/۹۹۲	-۰/۰۳۶	درصد مالکیت سال قبل (OWN_{t-1})
۰/۵۷۳	-۰/۵۶۲	-۰/۰۲۹	۰/۰۹۰	-۱/۶۹۴	-۰/۰۶۵	$(OWN_{t-1} \times DR_t)$
۰/۰۲۷	-۲/۱۴۵	-۰/۰۵۱	۰/۱۴۶	-۱/۴۵۲	-۰/۰۵۸	$(OWN_{t-1} \times RET_t)$
۰/۰۰۱	-۳/۲۲۳	-۰/۱۴۱	۰/۰۰۸	-۲/۶۱۶	-۰/۱۲۴	$(OWN_{t-1} \times DR_t \times RET_t)$
۰/۰۰۰	۶/۳۷۸	۰/۱۱۲	۰/۰۰۰	۶/۳۳۴	۰/۱۰۸	نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار سال قبل (BM_{t-1})
۰/۰۰۱	-۳/۱۵۱	-۰/۰۸۸	۰/۰۰۱	-۳/۲۴۹	-۰/۰۸۷	$(BM_{t-1} \times DR_t)$
۰/۰۰۰	۴/۲۵۶	۰/۰۸۸	۰/۰۰۰	۴/۵۰۷	۰/۰۹۱	$(BM_{t-1} \times RET_t)$
۰/۰۲۱	-۲/۳۰۰	-۰/۲۲۶	۰/۰۱۶	۲/۳۹۵	۰/۲۳۸	$(BM_{t-1} \times DR_t \times RET_t)$
۰/۰۰۸	-۲/۶۴۵	-۰/۰۹۱	۰/۰۳۰	-۲/۱۷۲	-۰/۰۷۱	اهرم مالی سال قبل (LEV_{t-1})
۰/۳۱۹	-۰/۹۹۶	-۰/۰۴۶	۰/۱۴۷	-۱/۴۴۹	-۰/۰۶۶	$(LEV_{t-1} \times DR_t)$
۰/۰۰۰	۳/۹۴۴	۰/۱۹۳	۰/۰۰۱	۳/۲۵۶	۰/۱۵۶	$(LEV_{t-1} \times RET_t)$
۰/۴۷۹	-۰/۷۰۸	-۰/۱۴۵	۰/۵۷۹	۰/۵۵۴	۰/۱۱۳	$(LEV_{t-1} \times DR_t \times RET_t)$
۰/۰۰۰	-۴/۱۷۹	-۰/۰۶۲	۰/۰۰۰	-۴/۴۴۶	-۰/۰۶۴	اندازه شرکت سال قبل $(SIZE_{t-1})$
۰/۵۱۳	-۰/۶۵۳	-۰/۰۰۹	۰/۷۳۱	-۰/۳۴۳	-۰/۰۰۵	$(SIZE_{t-1} \times DR_t)$
۰/۶۱۳	۰/۵۰۵	۰/۰۰۵	۰/۰۰۲	۲/۹۹۳	۰/۰۳۳	$(SIZE_{t-1} \times RET_t)$
۰/۴۰۸	-۰/۸۲۷	-۰/۰۴۳	۰/۰۰۶	۲/۷۷۴	۰/۰۳۶	$(SIZE_{t-1} \times DR_t \times RET_t)$
۰/۲۱۸	-۱/۲۳۱	-۰/۱۲۵	۰/۱۲۲	-۱/۵۴۷	-۰/۱۵۸	موهومی کاهش فروش (DS_t)
۰/۰۰۱	-۳/۱۶۳	-۰/۱۶۰	۰/۰۰۲	-۳/۰۴۹	-۰/۱۶۳	تغییرات فروش جاری به ارزش بازار سال قبل $(\Delta S_t/P_{t-1})$
۰/۰۱۴	۲/۴۴۵	۰/۲۷۳	۰/۰۰۷	۲/۶۷۰	۰/۳۲۱	$(DS_t \times \Delta S_t/P_{t-1})$
۰/۰۰۴	۲/۸۵۰	۰/۱۵۰	۰/۰۰۰	۳/۹۹۶	۰/۱۶۵	$(OWN_{t-1} \times DS_t)$

۰/۰۸۸	-۱/۷۰۵	-۰/۱۰۴	۰/۲۶۵	-۱/۱۱۵	-۰/۰۶۵	$(OWN_{t-1} \times \Delta S_t / P_{t-1})$
۰/۰۰۱	-۳/۲۲۵	-۰/۴۸۵	۰/۰۴۰	-۲/۰۴۹	-۰/۳۳۳	$(OWN_{t-1} \times DS_t \times \Delta S_t / P_{t-1})$
۰/۰۲۹	-۲/۱۸۷	-۰/۰۴۹	۰/۰۳۱	-۲/۱۴۹	-۰/۰۴۷	$(BM_{t-1} \times DS_t)$
۰/۰۰۰	-۴/۷۷۴	-۰/۰۶۰	۰/۰۰۰	-۵/۲۵۴	-۰/۰۶۷	$(BM_{t-1} \times \Delta S_t / P_{t-1})$
۰/۲۰۵	۱/۲۶۷	۰/۰۴۰	۰/۱۷۰	۱/۳۷۱	۰/۰۴۹	$(BM_{t-1} \times DS_t \times \Delta S_t / P_{t-1})$
۰/۸۸۴	۰/۱۴۴	۰/۰۰۶	۰/۸۹۱	-۰/۱۳۶	-۰/۰۰۵	$(LEV_{t-1} \times DS_t)$
۰/۰۰۰	-۳/۴۸۰	-۰/۲۱۰	۰/۰۰۲	-۳/۰۰۸	-۰/۱۹۸	$(LEV_{t-1} \times \Delta S_t / P_{t-1})$
۰/۰۰۲	۳/۰۸۴	۰/۴۵۵	۰/۰۰۹	۲/۵۹۸	۰/۴۱۸	$(LEV_{t-1} \times DS_t \times \Delta S_t / P_{t-1})$
۰/۸۰۷	۰/۲۴۳	۰/۰۰۳	۰/۴۲۷	۰/۷۹۳	۰/۰۱۱	$(SIZE_{t-1} \times DS_t)$
۰/۰۰۰	۶/۱۲۲	۰/۰۹۸	۰/۰۰۰	۶/۰۵۴	۰/۰۹۲	$(SIZE_{t-1} \times \Delta S_t / P_{t-1})$
۰/۰۰۰	-۴/۸۰۲	-۰/۱۹۲	۰/۰۰۰	-۴/۴۳۲	-۰/۱۶۶	$(SIZE_{t-1} \times DS_t \times \Delta S_t / P_{t-1})$
۰/۷۰۴			۰/۷۱۰			ضریب تعیین
۰/۶۴۵			۰/۶۵۳			ضریب تعیین تعدیل شده
۱/۷۵۴			۱/۷۶۹			آماره دوربین - واتسون
۱۲/۰۹۲			۱۲/۴۷۶			آماره F
۰/۰۰۰			۰/۰۰۰			احتمال آماره F

* منبع: یافته‌های پژوهش

با توجه به نتایج قابل مشاهده در نگاره (۹) و با توجه آماره F به دست آمده برای الگوهای (۸ و ۹) برای مالکیت مدیریت و تمرکز مالکیت که به ترتیب برابر (۶/۳۳۰)، (۶/۲۶۰)، (۱۲/۴۷۶) و (۱۲/۰۹۲) و سطح خطای آنها که برابر (۰/۰۰۰) است، در مجموع الگوهای پژوهش در سطح اطمینان ۹۹ درصد از معناداری بالایی برخوردار هستند. همچنین، با توجه به ضریب تعیین تعدیل شده به دست آمده برای الگوهای (۸ و ۹) و برای مالکیت مدیریت و تمرکز مالکیت که به ترتیب برابر ۴۳، ۴۳، ۶۵ و ۶۴ درصد است، در مجموع متغیرهای مستقل و کنترل پژوهش بیش از ۴۳، ۴۳، ۶۵ و ۶۴ درصد تغییرات متغیر وابسته را توضیح می‌دهند. افزون بر این، با توجه به مقدار آماره دوربین واتسون که به ترتیب برابر ۱/۸۵۴، ۱/۸۶۹، ۱/۷۶۹ و ۱/۷۵۴ است، خودهمبستگی مرتبه

اول میان باقی مانده‌های الگو وجود ندارد. مطابق مبانی نظری انتظار بر این بود در الگوی بدون چسبندگی هزینه (الگوی ۸)، ارتباط میان مالکیت مدیریت و محافظه‌کاری (ضریب متغیر $OWN_{t-1} \times DR_t$) برای هر دو متغیرهای مالکیت مدیریت و تمرکز مالکیت منفی و معنادار باشد. نتایج نیز نشان داد برای این دو متغیر در برآوردهای (الگوی ۸ با متغیر مالکیت مدیریت) و (الگوی ۸ با متغیر تمرکز مالکیت) این ضرایب در سطح اطمینان ۹۵ درصد منفی و معنادار (۰/۳۹۴- و ۰/۲۲۳-) است (مطابق پژوهش لافوند و روچادوری، [۲۶]). علاوه بر این، مطابق مبانی نظری انتظار بر این است که ضریب منفی و معناداری میان چسبندگی هزینه و مالکیت مدیریت $(OWN_{t-1} \times DS_t \times \Delta S_t / P_{t-1})$ وجود داشته باشد نتایج هم نشان داد ضریب این متغیر

(۰/۳۳۳-) در سطح اطمینان ۹۵ درصد منفی و معنادار است. افزون بر این، برای بررسی تأیید یا رد فرضیه دوم انتظار می‌رفت ضریب منفی متغیر $(OWN_{t-1} \times DR_t \times RET_t)$ برای مالکیت مدیریت و نیز تمرکز مالکیت، الگوی (۹) کمتر از الگوی (۸) باشد. نتایج نیز نشان داد در الگوی (۹) (الگوی تعدیل شده بر حسب چسبندگی هزینه) نسبت به الگوی (۸) (الگوی لافوند و ریچادوری) برای متغیر مالکیت مدیریت، ضریب منفی این متغیر ۶۸ درصد $[1-(0/124 \div 0/394)]$ و برای تمرکز مالکیت نیز ضریب منفی این متغیر ۳۶ درصد $[-(0/141 \div 0/223)]$ [۱] تقلیل یافته است که بر تأیید فرضیه دوم پژوهش تأکید می‌کند.

نتیجه‌گیری

هدف این پژوهش، تعدیل مدل محافظه‌کاری شرطی با لحاظ کردن اثر تئوری چسبندگی هزینه در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران است. بدین منظور، فرضیه‌هایی برای بررسی این موضوع تدوین و با استفاده از اطلاعات در دسترس به تجزیه و تحلیل آن پرداخته شد. به‌طورکلی، این استدلال وجود دارد که هزینه‌ها حساسیت بیشتری برای افزایش فروش نسبت به کاهش فروش به‌دلیل منابع تعدیل شده نامتقارن دارند. از آنجا که هزینه‌ها تأثیر منفی بر سود دارند، جهت عدم تقارن برای سود معکوس است و سود، حساسیت بیشتری برای کاهش فروش نسبت به افزایش فروش دارد. علاوه بر این، استدلال می‌شود با توجه به اینکه تغییرات فروش همزمانی بازده سهام رابطه مثبتی دارند، تغییرات فروش ممکن است یک متغیر حذف‌شده در مدل استاندارد محافظه‌کاری به‌وجود آورد. هنگامی که

هزینه‌ها چسبنده است، این متغیر حذف‌شده اثر نامتقارنی بر سود دارد که برای کاهش فروش نسبت به افزایش فروش قوی‌تر است. در نتیجه، به‌دلیل اینکه تغییرات فروش رابطه مثبتی با بازده سهام دارد، ارتباط میان سود و بازده سهام باید برای بازده منفی نسبت به بازده مثبت، حتی در صورت نبود محافظه‌کاری، قوی‌تر باشد؛ بنابراین، برآورد رابطه خطی میان سود و بازده سهام در مدل استاندارد نه تنها عدم تقارن کمتری را شناسایی می‌کند؛ حتی اثر نامتقارن مخدوش‌کننده چسبندگی هزینه را نیز لحاظ می‌کند. دلیل آن است که هر دو نوع عمل عدم تقارن در جهت مشابه است و چسبندگی هزینه به تعصب رو به بالایی در میانگین عدم تقارن زمانی در برآورد مدل استاندارد منجر می‌شود. همچنین، این استدلال وجود دارد که چسبندگی هزینه تغییرات نظام‌مندی دارد و مدل استاندارد محافظه‌کاری تغییرات در چسبندگی هزینه را کنترل نمی‌کند. این مدل به احتمال زیاد برای تغییرات در محافظه‌کاری اشتباه می‌کند. به‌عبارت دیگر، تعصب در برآورد عدم تقارن زمانی (فرضیه اول) تغییر نظام‌مند در برابر مشاهدات ایجاد می‌کند؛ زیرا، سبب تفاوت قابل پیش‌بینی در چسبندگی هزینه می‌شود. این اثر مخدوش‌کننده سبب تحریف در استنباط درباره میزان تغییرات محافظه‌کاری می‌شود. با توجه به استدلال‌های فوق، نتایج تخمین الگوهای پژوهش نشان داد عدم کنترل چسبندگی هزینه در مدل محافظه‌کاری سبب تعصب رو به بالا در برآورد محافظه‌کاری در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران شده است (مطابق با نتایج پژوهش بانکر و همکاران، [۱۱] و صفرزاده و بیگ پناه، [۴]). به‌عبارت دیگر، مدل تعدیل شده برآورد دقیق‌تری از میزان محافظه‌کاری اندازه‌گیری شده ارائه می‌دهد.

همچنین، نتایج نشان داد برآورد تغییرات محافظه‌کاری در مدل استاندارد، به دلیل عدم کنترل تغییرات چسبندگی هزینه در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران تحریف می‌شود (مطابق با نتایج پژوهش بانکر و همکاران، [۱۱]).

پیشنهادهای پژوهش

با توجه به نتایج پژوهش، مدیران شرکت‌ها می‌توانند تأثیرات چسبندگی هزینه را شناسایی و کنترل کنند. آنان باید از طریق انعقاد قراردادهای مناسب برای اجاره دارایی‌های عملیاتی و استخدام کارکنان (مانند انعقاد قراردادهای کوتاه‌مدت) میزان تعدیلات لازم برای کاهش سطح دارایی‌های عملیاتی خود را در دوره‌های کاهش تقاضا و سطح فروش، کمتر کنند و شدت چسبندگی هزینه‌ها را کاهش دهند. همچنین، لازم است مدیران شرکت‌ها، چسبندگی هزینه و محافظه‌کاری شرطی را شناسایی و کنترل کنند و در فرایند تصمیم‌گیری، برنامه‌ریزی و بودجه بندی فعالیت‌های شرکت برای پیش‌بینی سودهای آتی، ارتباط هزینه‌ها با درآمدها و تأثیر تغییرات فروش بر میزان هزینه‌ها را مدنظر قرار دهند و بدین وسیله تصمیم‌گیری دقیق‌تر و بودجه جامع‌تری را ارائه کنند. افزون بر این، به مدیران پیشنهاد می‌شود در تجزیه و تحلیل میزان محافظه‌کاری و تغییرات محافظه‌کاری به ساختار هزینه و تأثیر چسبندگی هزینه توجه کنند و آن را در تحلیل‌ها و ارزیابی‌های خود به کار ببرند. از سوی دیگر، به سرمایه‌گذاران پیشنهاد می‌شود در تحلیل‌های مالی برای شرکت‌هایی که انتظار می‌رود در آینده با کاهش فروش روبه‌رو شوند، موضوع

چسبندگی هزینه و تأثیر آن بر محافظه‌کاری را برای تجزیه و تحلیل سودهای آتی مدنظر قرار دهند. از سوی دیگر، با انجام هر پژوهش، راه به سوی مسیر جدیدی باز می‌شود و ادامه راه مستلزم انجام پژوهش‌های دیگری است؛ بنابراین، انجام پژوهش‌هایی به این شرح پیشنهاد می‌شود:

- بررسی تأثیر تعدیل‌شونده تئوری چسبندگی هزینه بر برآورد محافظه‌کاری در سطح صنایع مختلف (با توجه به سطح هزینه‌های تعدیل و منابع بلااستفاده ناشی از کاهش فروش در صنایع متفاوت)
- بررسی تأثیر چسبندگی هزینه بر دقت پیش‌بینی سود
- بررسی مقایسه‌ای تأثیر چسبندگی هزینه بر عدم تقارن زمانی سود در صنایع متفاوت (سرمایه‌بر و غیرسرمایه‌بر)
- بررسی و آزمون رفتار چسبندگی هزینه شرکت‌ها در شرایط متفاوت و متغیر اقتصادی

منابع

۱. افلاطونی، عباس. (۱۳۹۲). *تجزیه و تحلیل آماری با Eviews در تحقیقات حسابداری و مدیریت مالی*. چاپ اول، تهران، انتشارات ترمه.
۲. خدادادی، ولی؛ نیک‌کار، جواد و سعید حاجی‌زاده. (۱۳۹۴). تأثیر رفتار چسبندگی هزینه و محافظه‌کاری مشروط بر تجزیه و تحلیل هزینه، حجم فعالیت و سود، *پیشرفت‌های حسابداری*، دوره هفتم، شماره اول، صص ۴۹-۷۶.
۳. سجادی، سیدحسین، حاجی‌زاده، سعید و جواد نیک‌کار. (۱۳۹۳). تأثیر چسبندگی هزینه بر تقارن

11. Banker, R., Basu, S., Byzalov, D & Chen, J, Y. (2016). The Confounding Effect of Cost Stickiness on Conservatism Estimates, *Journal of Accounting and Economics*, Vol 61, No.1, Pp. 203-220
12. Banker, R., Basu, S., Byzalov, D and Chen, J. (2013). Asymmetries in Cost-Volume-Profit Relation: Cost Stickiness and Conditional Conservatism, <http://ssrn.com/abstract=2312179>.
13. Banker, R.D., D. Byzalov, and L. Chen. (2014). Employment protection legislation, adjustment costs and cross-country differences in cost behavior. *Journal of Accounting and Economics*, Vol 55, No. 1, Pp. 111-127.
14. Basu, S. (1997). "The conservatism principle and the asymmetric timelines of earnings", *Journal of Accounting and Economics*, Vol 24; PP 3-37
15. Benston, G.J., (1967). Published corporate accounting data and stock prices. *Journal of Accounting Research*, Vol 5 (Supplement), PP. 22-54.
16. Bushman, R.M., Piotroski, J.D., & Smith, A.J., (2011). Capital allocation and timely accounting recognition of economic losses. *Journal of Business Finance and Accounting* Vol 38, No. 1, Pp. 1-33.
17. Calleja, K., Steliaros, M., & Thomas D.C. (2006). "A Note on Cost Stickiness: Some International Comparisons". *Management Accounting Research* 2006; Vol 17, No. 2, Pp. 127- 140.
18. Chen, C, X., Gores, T., and Nasev, J. (2013). Managerial Overconfidence and Cost Stickiness, <http://ssrn.com/abstract=2208622>.
19. Chen, C., Lu, h., and Sougiannis, T. (2012). The Agency Problem, Corporate Governance, and the Asymmetrical Behavior of Selling, General, and Administrative Costs. *Contemporary Accounting Research*, Vol 27, No. 1, Pp. 252-282.
20. Francis, J.R., & Martin, X., (2010). Acquisition profitability and timely loss recognition. *Journal of Accounting and Economics*, Vol 49, No. 1-2, Pp. 161-178.
21. Habib, A and Monzur Hasan, M. (2016). Corporate social responsibility and cost stickiness, *Business & Society*, Article first published online: November 17, 2016.
- زمانی سود با تأکید بر ارتباط میان چسبندگی هزینه و محافظه‌کاری شرطی. *مجله دانش حسابداری*، سال پنجم، شماره ۱۶، بهار ۱۳۹۳، صص ۸۱-۹۹.
۴. صفرزاده، محمدحسین و بهزاد بیگ‌پناه. (۱۳۹۳). تأثیر چسبندگی هزینه بر محافظه‌کاری شرطی، *پژوهش‌های تجربی حسابداری*، سال چهارم، شماره ۱۴، زمستان ۱۳۹۳، صص ۳۹-۵۹.
۵. کردستانی، غلامرضا و امیر بیگی لنگرودی، حبیب. (۱۳۸۷). محافظه‌کاری در گزارشگری مالی: بررسی رابطه عدم تقارن زمانی سود و MTB به‌عنوان دو معیار ارزیابی محافظه‌کاری. *بررسی‌های حسابداری و حسابرسی*، دوره ۱۵، شماره ۵۲، تابستان ۱۳۸۷، صص ۸۹-۱۰۶.
۶. هاشمی، عباس، امیری، هادی و علی نجاتی. (۱۳۹۳). تأثیر چسبندگی هزینه بر محافظه‌کاری شرطی و عدم تقارن اطلاعاتی، *حسابداری مدیریت*، سال هفتم، شماره ۲۳، زمستان ۱۳۹۳، صص ۴۳-۵۶.
7. Abdulhamied, A. A., & Abulezz, M. E. (2014). An empirical investigation of the effect of cost structure and demand uncertainty on SA&G cost stickiness, <http://ssrn.com/abstract=2311584>.
8. Ahmed, A.S., & Duellman, S., (2011). Evidence on the role of accounting conservatism in monitoring managers' investment decisions. *Accounting and Finance*, Vol 51, No. 3, Pp. 609-633
9. Anderson, M., Banker, R., & Janakiraman, S. (2003). Are Selling, General, and Administrative Costs 'Sticky'. *Journal of Accounting Research* 2003; Vol 4, Pp. 47-63.
10. Banker, R., & Chen, L. (2006). Predicting Earnings Using a Model Based on Cost Variability and Cost Stickiness, *The Accounting Review* 2006; Vol 81, No. 2, Pp. 285-307.

26. LaFond, R., & Roychowdhury, S. (2008). Managerial ownership and accounting conservatism. *Journal of Accounting Research*, Vol 46, No. 1, Pp. 101-135.
27. Warganegara, D, L., & Tamara, D. (2014). The Impacts of Cost Stickiness on the Profitability of Indonesian Firms, *International Journal of Social, Behavioral, Educational, Economic and Management Engineering*, Vol 8, No. 1, Pp. 268-292.
28. Watts, R.L. (2003). "Conservatism in accounting part II: Evidence and research opportunities". *Accounting Horizons*, Vol 17, No. 4, Pp. 287-301.
29. Weiss, D. (2010). Cost behavior and analysts' earnings forecasts. *The Accounting Review*, Vol 85, No. 4, Pp. 1441-1471.
22. Homburg, C., and Nasev, J. (2010). How Timely are Earnings when Costs are Sticky? Implications for the Link between Conditional Conservatism and Cost Stickiness, *American Accounting Association*, Vol. 83, pp. 253-265.
23. Kama, I., & Weiss, D. (2013). Do Earnings Targets and Managerial Incentives Affect Sticky Costs? *Journal of Accounting Research forthcoming*, Vol 51, No. 1, Pp. 201-224.
24. Khan, M., & Watts, R.L., (2009). Estimation and empirical properties of a firm-year measure of accounting conservatism. *Journal of Accounting and Economics*, Vol 48, No. 1, Pp. 132-150.
25. LaFond, R., and Watts, R. L. (2008). "The Information Role of Conservative Financial Statements. *The Accounting Review*: March 2008, Vol. 83, No. 2, pp. 447-478.