

تأثیر آستانه‌ای مالکیت مدیریتی بر ارزش شرکت: آزمون مجدد به کمک مدل PSTR

تاریخ دریافت: ۹۵/۱۰/۲۷

تاریخ پذیرش: ۹۶/۰۱/۱۵

ابوالقاسم گل خندان^۱

چکیده

مطالعات گذشته نشان‌دهنده نتایج متناقضی در مورد تأثیر مالکیت مدیریتی بر ارزش شرکت می‌باشند؛ این تناقض در نتایج می‌تواند به دلیل وجود اثر غیرخطی از مالکیت مدیریتی به ارزش شرکت باشد. بر این اساس، این پژوهش با استفاده از مدل رگرسیون انتقال ملایم پانلی (PSTR) به‌عنوان یکی از برجسته‌ترین مدل‌های تغییر رژیم، تأثیر آستانه‌ای مالکیت مدیریتی را بر ارزش شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران طی دوره‌ی زمانی ۱۳۸۹ تا ۱۳۹۴ مورد بررسی قرار داده است. نتایج آزمون خطی بودن، قویاً وجود رابطه‌ی غیرخطی بین متغیرهای مورد مطالعه را نشان می‌دهد. همچنین لحاظ نمودن یک تابع انتقال با یک پارامتر آستانه‌ای که بیان‌گر یک مدل دورژیمی است، برای تصریح رابطه غیرخطی بین متغیرهای مورد مطالعه کفایت می‌کند. نتایج نشان می‌دهد که حد آستانه‌ای ۷۱/۲۴ درصد است و پارامتر شیب نیز ۲/۵۵ برآورد شده است. در رژیم اول مالکیت مدیریتی تأثیر مثبت بر ارزش شرکت دارد (تأیید فرضیه همگرایی منافع) که پس از عبور از حد آستانه‌ای، در رژیم دوم این تأثیرگذاری منفی است (تأیید فرضیه سنگربندی). لذا بین مالکیت مدیریتی و ارزش شرکت یک رابطه به‌شکل U معکوس تأیید شده است.

واژه‌های کلیدی: مالکیت مدیریتی، ارزش شرکت، حد آستانه، مدل رگرسیون انتقال ملایم پانلی (PSTR).

۱- مقدمه

هدف اصلی مطالعه حاضر، آزمون مجدد تأثیر مالکیت مدیریتی بر ارزش شرکت است. در این راستا تاکنون مطالعات داخلی متعددی انجام شده است؛ که به نتیجه واحدی دست نیافته‌اند. این مطالعات را می‌توان در چهار دسته کلی قرار داد: نتایج بعضی از این مطالعات، مانند مطالعه خدادادی و تاکر (۱۳۹۱)، در قالب مدل‌های خطی، نشان می‌دهد که مالکیت مدیریتی، ارزش شرکت را بهبود می‌بخشد (دسته اول). در مقابل، پژوهش گرانی مانند: نمازی و کرمانی (۱۳۸۷)، در قالب مدل‌های خطی، به این نتیجه رسیده‌اند که مالکیت مدیریتی، ارزش شرکت را کاهش می‌دهد (دسته دوم). بعضی از مطالعات تجربی نیز مانند: مطالعه احمدوند و همکاران (۱۳۹۰)، در قالب مدل‌های خطی، تأثیر قابل ملاحظه‌ای را از متغیر مالکیت مدیریتی بر ارزش شرکت نیافته‌اند (دسته سوم). در کنار این مطالعات، گروه جدیدتری از مطالعات، مانند مطالعه: سهرابی و ولی‌زاده (۱۳۹۳)، با استفاده از توان‌های مختلف متغیر مالکیت مدیریتی، اثر این متغیر را بر ارزش شرکت به صورت غیرخطی بررسی کرده‌اند (دسته چهارم).

اهم مطالعات تجربی انجام شده در زمینه موضوع تحقیق، در سه دسته اول قرار می‌گیرند. ایراد اساسی این مطالعات در آنست که در بررسی رابطه مالکیت مدیریتی و ارزش شرکت از مدل‌های خطی استفاده کرده‌اند؛ اما (همان‌طور که در قسمت ادبیات موضوع به آن پرداخته می‌شود) ممکن است از ترکیب منافع و هزینه‌هایی که مالکیت مدیریتی بر ارزش شرکت دارد، یک رابطه غیرخطی بین این متغیرها به وجود آید. مطالعات دسته چهارم نیز به دلیل تحمیل یک فرم محدودکننده، قادر به بررسی دیگر اشکال غیرخطی محتمل در رابطه بین متغیرها نیستند؛^۱ از این‌رو، در مطالعه حاضر تلاش می‌شود تا با استفاده از مدل رگرسیون انتقال ملایم پانلی^۲ (PSTR)، در تبیین تأثیر مالکیت مدیریتی بر ارزش شرکت، ایرادهای موجود در مطالعات قبلی تا حدود زیادی رفع و نتایج قابل اعتمادتری ارائه شود. در حقیقت مدل PSTR،

می‌تواند رابطه‌ی غیرخطی و آستانه‌ای بین متغیرها را با استفاده از تابع انتقال^۳ و مشاهدات متغیر آستانه‌ای^۴ به شیوه‌ای پیوسته مدل‌سازی کند. هم‌چنین در مدل PSTR، با توجه به مشاهدات متغیر آستانه‌ای و پارامتر تعدیل، ضرایب تخمینی در طول زمان و نیز برای مقاطع (شرکت‌ها) مختلف تغییر می‌یابند. نکته مهم آنکه به کمک برآورد این مدل می‌توان سطح بهینه مالکیت مدیریتی را که منجر به بالاترین میزان ارزش شرکت می‌شود، محاسبه کرد.

۲- مبانی نظری و مروری بر پیشینه پژوهش

در میان سهام‌داران درونی آن‌چه مورد توجه کارشناسان و از نکات چالش برانگیز در مبحث مالکیت است، عمدتاً سهم مدیران از مالکیت شرکت است. زیرا این گروه، از یک‌سو به اطلاعات درونی و اخبار پنهانی شرکت دسترسی دارند و از سوی دیگر از قدرت تصمیم‌گیری برخوردارند. به‌همین دلیل حساسیت اصلی در رابطه با مالکیت افراد داخل سازمان، اغلب بیش از سایر کارکنان، معطوف مدیران رده‌های مختلف می‌باشد؛ اگرچه لاقبل بخشی از کارکنان هر شرکت در زمره دارندگان اطلاعات نهانی قرار دارند و رفتارهای معاملاتی آن‌ها نیز باید به‌دقت مورد توجه دست‌اندرکاران و فعالان بازار قرار گیرد. در این رابطه مطالعه‌ای که در کشور ژاپن صورت گرفته، بیان‌گر این نتیجه بوده است که در کل، افزایش مالکیت سهام‌داران داخلی^۵، موجب کاهش تضاد منافع بین مدیران و سهام‌داران می‌شود و مالکیت اعضای هیأت مدیره بر عملکرد شرکت تأثیر مثبت و معناداری دارد. به‌عبارت دیگر، برخلاف ایالات متحده آمریکا، عملکرد شرکت‌های ژاپنی به موازات افزایش مالکیت مدیران افزایش یافته است (پوشنر^۶، ۱۹۹۳). در این خصوص تاکنون تحقیقات نسبتاً گسترده‌ای در کشورهای مختلف انجام شده است و در مجموع پژوهش‌گران به نتایج مختلف و بعضاً متضاد رسیده‌اند. از میان تئوری‌هایی که بر اساس یافته‌های پژوهشی از سوی صاحب‌نظران ارائه شده است، فرضیه‌های همگرایی منافع و تثبیت جایگاه مدیران از برجستگی و اهمیت

بیش تری برخوردارند که نکات اصلی و قابل توجه این دو فرضیه به شرح زیر مورد توجه قرار می‌گیرد.

الف) فرضیه همگرایی منافع^۷

مالکیت مدیران و ساختار سرمایه از عوامل مهمی هستند که در کنار عواملی مانند اندازه شرکت و هزینه‌های تحقیق و توسعه، بر ارزش شرکت‌ها تأثیر مستقیم دارند. براساس فرضیه همگرایی منافع، با بزرگ‌تر شدن اندازه شرکت، به‌طور معمول مالکیت سهام شرکت، گسترده‌تر و پراکندگی آن بیش‌تر می‌شود و در نتیجه سهم مدیران از مالکیت شرکت کاهش می‌یابد. به این ترتیب منافع مدیران با خواسته‌های سهام‌داران انطباق کامل نخواهد داشت و در نتیجه ممکن است تصمیم‌گیری مدیران در جهتی باشد که به جای حداکثر کردن ثروت سهام‌داران و تأمین خواسته‌های آنان، بیش‌تر در مسیر تأمین منافع و رفاه مدیران قرار گیرد. با توجه به این فرض، افزایش مالکیت درونی و بالا رفتن درصد مالکیت سهام توسط مدیران و کارکنان شرکت، انتظار می‌رود که تضاد منافع کاهش و بازده و ارزش شرکت افزایش یابد و در عمل بین منافع مدیران و سهام‌داران همگرایی قوی‌تری به وجود آید (نا،^۸، ۲۰۰۲).

ب) فرضیه تثبیت جایگاه مدیران

این فرضیه در مقابل فرضیه همگرایی منافع قرار دارد. به این ترتیب که معتقد است، پراکندگی و عدم تمرکز مالکیت سهام شرکت و کاهش سهم مدیران از مالکیت نمی‌تواند دلیل محکمی برای بی‌انگیزگی مدیران در حداکثر کردن ارزش شرکت و عملکرد ضعیف آنان باشد. این فرضیه که از سوی دمسترز^۹ در سال ۱۹۸۳ مطرح و توسط محققان دیگر پی‌گیری و بررسی بیش‌تری گردید، با طرح موضوع نظم بازار و بازار کار مدیران، معتقد است وجود رقابت در بازار کار مدیران، آنان را وادار می‌سازد به‌رغم مالکیت درصد اندکی از شرکت و عدم انطباق کامل منافع مدیر و سهام‌داران، با انگیزه حفظ پست و کسب موقعیت‌های بهتر و بالاتر در دنیای رقابت کاری،

حداکثر تلاش خود را برای تأمین منافع سهام‌داران به‌کار گیرند. حال اگر مدیر بخش عمده‌ای از سهام را در اختیار داشته باشد، به‌نحوی که با برخورداری از حق رأی کافی بتواند موقعیت خود را در شرکت حفظ نماید، شاید انگیزه حالت قبل را برای به‌کارگیری حداکثر تلاش خود نداشته باشد. به این ترتیب، در صورت تملک بیش‌تر مدیران در شرکت، حتی ممکن است ارزش شرکت کم‌تر از حالتی باشد که مدیران درصد بسیار کمی از سهام را در اختیار دارند. بر اساس این فرضیه، هنگامی که درصد مالکیت مدیران از حد معینی بالاتر برود، تأثیر مالکیت آنان بر عملکرد شرکت به‌تدریج ضعیف‌تر خواهد شد. به‌عبارت دیگر، افزایش مالکیت مدیران موجب کم‌رنگ شدن اثرات نظارت خارجی، تثبیت هر چه بیش‌تر موقعیت مدیران و کم‌توجهی آنان به انضباط و مقررات بازار سرمایه خواهد شد و این مسأله آثار منفی برای ارزش شرکت به‌دنبال دارد (نا، ۲۰۰۲). مطالعات مختلف نشان می‌دهند که اثر تثبیت جایگاه مدیران در کشور ژاپن در مقایسه با آمریکا از اهمیت کم‌تری برخوردار است. در مقایسه بین دو فرضیه همگرایی منافع با ادعای وجود رابطه مثبت بین مالکیت مدیران و عملکرد و ارزش شرکت از یک سو و فرضیه تثبیت موقعیت مدیران با ادعای وجود رابطه منفی بین مالکیت مدیران و عملکرد شرکت از سوی دیگر، شاید بتوان گفت که همگرایی منافع از استدلال و پایه‌تئوریک قوی‌تر برخوردار است؛ زیرا اگر عملکرد مدیر، مطلوب و قابل قبول سهام‌داران باشد، صرف‌نظر از درصد مالکیت مدیر، می‌تواند تثبیت جایگاه وی را به‌دنبال داشته باشد و در مقابل، عملکرد ضعیف مدیر، حتی با داشتن مالکیت بالا، ممکن است به‌دلایل مختلف از قبیل موضع‌گیری هماهنگ سهام‌داران دیگر، حساس شدن سهام‌داران نهادی و حتی در مواردی تهدید به قبضه مالکیت شرکت از سوی شرکت‌های قوی‌تر، موضعیت مدیر را متزلزل کند و به‌خطر بیندازد. فرضیه همگرایی منافع به رابطه مثبت یکنواخت بین دو پدیده مالکیت مدیران و عملکرد شرکت می‌پردازد؛ اما فرضیه تثبیت موقعیت مدیران،

مالکیت مدیریتی بر ارزش شرکت و اهم مطالعات داخلی انجام شده در زمینه تأثیر مالکیت مدیریتی بر ارزش شرکت یا نزدیک به آن آمده است.

سیمونتی و گریگوریک^{۱۴} (۲۰۰۴)، در مطالعه‌ای با استفاده از داده‌های ۱۸۲ شرکت کشور اسلوانی طی دوره‌ی زمانی ۱۹۹۵-۱۹۹۹، نشان داده‌اند که بین مالکیت مدیریتی و ارزش شرکت یک رابطه به شکل U معکوس وجود دارد. شین-پینگ و تی-سانگ-هسین^{۱۵} (۲۰۰۹)، در مطالعه‌ای به بررسی رابطه‌ی مالکیت مدیریتی و مالکیت نهادی بر عملکرد شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس کشور تایوان طی دوره‌ی ۲۰۰۳-۱۹۹۴ پرداخته‌اند. نتایج مطالعه آن‌ها با استفاده از روش داده‌های ترکیبی نشان داده است که بین مالکیت مدیریتی و عملکرد شرکت، رابطه‌ی U شکل معکوس وجود دارد. رثوان و همکاران^{۱۶} (۲۰۱۱)، در مطالعه‌ای با استفاده از داده‌های نمونه‌ای متشکل از شرکت‌های پذیرفته‌شده در بازار سهام کشور چین طی دوره‌ی زمانی ۲۰۰۷-۲۰۰۲، نشان داده‌اند که بین مالکیت مدیریتی و ارزش شرکت یک رابطه غیرخطی به شکل N وجود دارد؛ که این نتیجه ناشی از وجود اثرات سنگربندی و هم‌گرایی منافع در سطوح مختلف مالکیت مدیریتی است. اریف و همکاران^{۱۷} (۲۰۱۴)، در مطالعه‌ای با استفاده از داده‌های ۵۴ شرکت کشور مالزی طی دوره‌ی زمانی ۲۰۱۱-۲۰۰۸، نشان داده‌اند که فرضیه وجود رابطه خطی بین مالکیت مدیریتی و ارزش شرکت رد می‌شود؛ اما فرضیه U شکل بین این متغیرها را نمی‌توان رد کرد. به‌گونه‌ای که با افزایش مالکیت مدیریتی تا سطح ۳/۳۶ درصد، ارزش شرکت کاهش (اثر سنگربندی) و از این سطح تا سطح ۱۵/۱۵ درصد، ارزش شرکت افزایش می‌یابد (اثر هم‌گرایی منافع). لی و سان^{۱۸} (۲۰۱۴)، در مطالعه‌ای با استفاده از داده‌های نمونه‌ای متشکل از شرکت‌های پذیرفته‌شده در بازار سهام کشور چین طی دوره‌ی زمانی ۲۰۰۵-۲۰۰۰، نشان داده‌اند که بین مالکیت مدیریتی و ارزش شرکت یک رابطه غیرخطی به شکل U معکوس وجود دارد. نورادیوا و همکاران^{۱۹} (۲۰۱۶)، در مطالعه‌ای با استفاده

عمدتاً به شرایط بازار و ارزیابی سرمایه‌گذاران بالقوه از اثرات مالکیت مدیران توجه می‌کند (همان منبع).

فاما و جنسن^{۲۰} (۱۹۸۳)، توجه خود را به هزینه‌هایی معطوف نموده‌اند که نسبت بالایی، مالکیت مدیریت می‌تواند برای شرکت داشته باشد. وقتی مدیر، مالک درصد پایینی از سهام شرکت می‌باشد، او تحت تأثیر نیروهای بازار و اعمال نظارت کارآمد، در جهت به حداکثر رساندن ارزش مؤسسه حرکت می‌کند (فرضیه همگرایی منافع). در مقابل زمانی که مدیر، کنترل بخش قابل توجهی از سهام مؤسسه را در دست داشته باشد، او ممکن است از خود رفتارهایی نشان دهد که کاملاً مغایر با هدف به حداکثر رساندن ارزش مؤسسه می‌باشد (فرضیه سنگربندی)^{۲۱}. رفتارهایی نظیر تعیین پاداش و حقوق بالا برای خود، استخدام خویشان و نزدیکان با مزایای قابل توجه و یا فراهم کردن مقدمات یک زندگی مجلل که میتواند لطمه جدی به اهداف شرکت وارد نماید. به این ترتیب، ترکیب دو فرضیه همگرایی منافع و فرضیه سنگربندی منجر به ایجاد یک رابطه غیرخطی بین نسبت مالکیت مدیریت و عملکرد شرکت می‌شود. مورک، شلیفر و ویشنی^{۲۲} (۱۹۸۸) و مک‌کانل و سروز^{۲۳} (۱۹۹۰) سعی کردند به توضیح این دو نیروی مخالف بپردازند. تیم تحقیقاتی مورک در این مورد چنین بیان می‌کنند که:

«مباحث تئوری به‌تنهایی قادر به پیش‌بینی شفاف و روشن رابطه بین مالکیت مدیریت و ارزش بازار دارایی‌های مؤسسه نمی‌باشد. در حالی که فرضیه همگرایی منافع، وجود یک رابطه مثبت و باثبات را وعده می‌دهد، فرضیه سنگربندی، اشاره بر این دارد که ارزش بازار مؤسسه می‌تواند به‌طور معکوس تحت تأثیر نسبت بالای مالکیت مدیریت باشد.»

مورک و همکارانش معتقد هستند که امکان پیش‌بینی این‌که در هر سطح از مدیریت کدام نیرو، نیروی مسلط باشد، وجود ندارد. بنابراین آن‌ها نتیجه گرفتند که رابطه بین ساختار مالکیت و ارزش شرکت، موضوعی تجربی است. در ادامه خلاصه‌ای از منتخب مطالعات خارجی انجام شده در زمینه تأثیر غیرخطی

نگهداشت وجه نقد و بین سطح نگهداشت وجه نقد و ارزش شرکت یک رابطه به شکل U وجود دارد.

۳- فرضیه‌های پژوهش

با توجه به مطالب مذکور در ادبیات پژوهش و مفروضاتی که پژوهش‌گران در رابطه با موضوع پژوهش حاضر، در نظر داشته‌اند و نتایجی که حاصل شده است، فرضیه زیر را به‌عنوان فرضیه اصلی پژوهش مطرح می‌نماییم:

«تأثیر مالکیت مدیریتی بر ارزش شرکت به صورت غیرخطی و به شکل U معکوس است. به این صورت که با افزایش مالکیت مدیریتی تا یک سطح مشخص به نام سطح آستانه (بهینه)، ارزش شرکت افزایش (مطابق فرضیه هم‌گرایی منافع)، اما، از این سطح به بعد، با افزایش مالکیت مدیریتی، ارزش شرکت کاهش می‌یابد (مطابق فرضیه سنگربندی)».

۴- روش‌شناسی پژوهش و تصریح مدل

۴-۱- روش پژوهش

۴-۱-۱- معرفی مدل PSTR

مدل‌های رگرسیون آستانه‌ای تابلویی (PSTR) نمونه اولیه از طیف مدل‌های رگرسیونی مبتنی بر داده‌های تابلویی هستند که به‌وسیله هانسن^{۲۰} (۱۹۹۹) ارائه شده‌اند. در این مدل‌ها ضرایب رگرسیونی می‌توانند در طول زمان و برای واحدهای مقطعی تغییر یابند و مشاهدات تابلویی در این مدل‌ها با توجه به متغیر آستانه‌ای که کم‌تر یا بیش‌تر از مقدار آستانه‌ای تعیین شده باشند، به چند گروه یا رژیم همگن^{۲۱} تقسیم می‌شوند. البته در این مدل‌ها مشاهدات بسیار نزدیک به مقدار آستانه‌ای وجود دارند که به لحاظ اختلافات ناچیز در دو گروه متفاوت قرار گرفته‌اند و از این‌رو، نحوه تأثیرگذاری آنها با یک جهش شدید مواجه است (چیو و همکاران^{۲۲}، ۲۰۱۱). برای فائق آمدن بر این مشکل، فوک و همکاران^{۲۳} (۲۰۰۴)، گونزالز و همکاران^{۲۴} (۲۰۰۵) و کولیتاز و هارلین^{۲۵} (۲۰۰۶) مدل PSTR را ارائه کردند و توسعه دادند که در حقیقت، شکل گسترش یافته مدل PTR

از داده‌های ۴۶ شرکت کشور مالزی طی دوره‌ی زمانی ۲۰۰۹-۲۰۱۲، نشان داده‌اند که فرضیه وجود رابطه خطی بین مالکیت مدیریتی و ارزش شرکت رد نمی‌شود؛ اما فرضیه U شکل بین این متغیرها را می‌توان رد کرد. به‌گونه‌ای که با افزایش مالکیت مدیریتی می‌توان انتظار داشت که ارزش شرکت در نمونه مورد بررسی کاهش می‌یابد.

نمازی و همکاران (۱۳۸۷)، در بررسی تأثیر ساختار مالکیت بر عملکرد شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از نمونه آماری متشکل از ۶۶ شرکت طی سال‌های ۱۳۸۲ تا ۱۳۸۶، به این نتیجه رسیده‌اند که مالکیت مدیریتی به صورت معنی‌دار و منفی بر عملکرد تأثیر می‌گذارد. احمدوند و همکاران (۱۳۹۰)، رابطه بین شاخص مالکیت مدیریتی و معیار عملکردی شرکت‌های داروسازی پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران را طی سال‌های ۱۳۸۳ تا ۱۳۸۷ و در قالب مدل‌های رگرسیون خطی مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج این تحقیق نشان می‌دهد که متغیر مستقل مالکیت مدیریتی تأثیر مثبت اما ضعیف بر هر متغیرهای عملکرد شرکت داشته است. خدادادی و تاکر (۱۳۹۱)، در بررسی تأثیر ساختار حاکمیت شرکتی بر عملکرد مالی و ارزش شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از نمونه آماری متشکل از ۸۰ شرکت طی سال‌های ۱۳۸۴ تا ۱۳۸۷، به این نتیجه رسیده‌اند که مالکیت مدیریتی به صورت معنی‌دار و مثبت بر ارزش شرکت تأثیر می‌گذارد. سهرابی و ولی‌زاده (۱۳۹۳)، در مطالعه‌ای با استفاده از داده‌های نمونه‌ای متشکل از شرکت‌های پذیرفته‌شده در بازار بورس اوراق بهادار تهران طی دوره‌ی زمانی ۱۳۹۲-۱۳۸۸، نشان داده‌اند که بین مالکیت مدیریتی و ارزش شرکت یک رابطه غیرخطی به شکل N وجود دارد. توکل‌نیا و تیرگری (۱۳۹۳)، با استفاده از اطلاعات و داده‌های آماری ۱۰۵ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۸۶ تا ۱۳۹۰، نشان داده‌اند که بین اهرم مالی و سطح

رژیمی است، به سبب بررسی این که آیا تأثیر مالکیت مدیریتی بر ارزش شرکت در طول رژیم‌های مختلف متأثر از نوع رژیم‌ها و سطوح مختلف مالکیت مدیریتی هست یا نه، این متغیر به‌عنوان متغیر انتقال در تخمین مدل لحاظ شده است. با توجه به این که گونزالز و همکاران (۲۰۰۵) بیان کرده‌اند که تابع انتقال به‌طور معمول دارای یک یا دو حد آستانه‌ای ($m=1, m=2$) است، ویژگی پیوسته و کراندار بودن تابع انتقال بین صفر و یک مورد بحث قرار می‌گیرد. با فرض $m=1$ ، یک تابع انتقال با دو رژیم حدی وجود دارد. بدین ترتیب که با میل کردن پارامتر شیب به سمت بی‌نهایت، در صورتی که $q_{it} > c$ باشد، تابع انتقال مقدار عددی یک ($g=1$) دارد و در صورتی که $q_{it} < c$ باشد، تابع انتقال مقدار عددی صفر دارد ($g=0$). با فرض $m=2$ ، در صورت میل کردن پارامتر شیب به سمت بی‌نهایت، با یک تابع انتقال سه رژیمی مواجه خواهیم شد که دو رژیم بیرونی آن مشابه و متفاوت از رژیم میانی است. بدین معنی که برای مقادیر بزرگ‌تر و کوچک‌تر از متغیر انتقال، تابع انتقال مقدار عددی یک ($g=1$) دارد و در غیر این صورت مقدار عددی صفر دارد ($g=0$). شایان ذکر است که در صورت میل کردن پارامتر شیب با سرعت انتقال میان رژیمی به سمت صفر، مدل PSTR به یک مدل رگرسیون خطی با اثرات ثابت تبدیل خواهد شد. با توجه به مطالب عنوان‌شده، در مدل PSTR ضرایب تخمینی با توجه به مشاهدات متغیر انتقال و پارامتر شیب به صورت پیوسته بین دو حالت حدی $F=1$ و $F=0$ تغییر می‌یابد که این دو حالت حدی به صورت زیر تصریح می‌گردند:

$$(3)$$

$$y_{it} = \begin{cases} \mu_i + \beta_0'x_{it} + u_{it} & \dots \dots \dots & F = 0 \\ \mu_i + (\beta_0 + \beta_1)x_{it} + u_{it} & \dots \dots \dots & F = 1 \end{cases}$$

در نهایت شکل تعمیم‌یافته مدل PSTR با بیش از یک تابع انتقال نیز به صورت زیر تصریح می‌شود:

$$(4)$$

$$y_{it} = \mu_i + \beta_0'x_{it} + \sum_{j=1}^r [\beta_1'x_{it}] \cdot g_j(q_{it}; \gamma_j, c_j) + u_{it}$$

با لحاظ تابع انتقال است. بنابراین در مدل PSTR شیب تابع انتقال که بیان‌کننده سرعت تعدیل است، تغییر ضرایب رگرسیونی را از یک رژیم به رژیم دیگر تعیین می‌کند. یک مدل PSTR با دو رژیم حدی و یک تابع انتقال توسط گونزالز و همکاران (۲۰۰۵)، به صورت زیر تصریح شده است:

$$(1)$$

$$y_{it} = \mu_i + \beta_0'x_{it} + \beta_1'x_{it} \cdot g(q_{it}; \gamma, c) + u_{it} \quad i = 1, \dots, N, \quad t = 1, \dots, T$$

که در آن y_{it} متغیر وابسته، x_{it} برداری از متغیرهای برون‌زا، μ_i اثرات ثابت مقاطع و u_{it} جزء اخلال است که فرض می‌شود شرط $u_t = iid(0, \sigma^2)$ را تأمین می‌کند. ضمناً تابع g که یک تابع انتقال لجستیک، پیوسته و کراندار بین صفر و یک می‌باشد، به فرم زیر است که انتقال ملایم بین رژیم‌ها را نشان می‌دهد (همان):

$$(2)$$

$$g(q_{it}; \gamma, c) = \left(1 + \exp \left[-\gamma \prod_{j=1}^m (q_{it} - c_j) \right] \right)^{-1}, \quad \gamma > 0, c_1 \leq c_2 \leq \dots \leq c_m$$

در این تابع، γ پارامتر شیب و بیان‌کننده سرعت تعدیل از یک رژیم به رژیم دیگر و q_{it} متغیر انتقال یا آستانه‌ای است. هم‌چنین $c = (c_1, c_2, \dots, c_m)$ نشان‌دهنده‌ی یک بردار از پارامترهای حد آستانه‌ای یا مکان‌های وقوع تغییر رژیم است. پارامتر m نیز تعداد دفعات تغییر رژیم را نشان می‌دهد.

بر اساس مطالعه کولیتاز و هارلین (۲۰۰۶)، متغیر انتقال می‌تواند از بین متغیرهای توضیحی، وقفه متغیر وابسته، یا هر متغیر دیگر خارج از مدل که از حیث مبانی تئوریک در ارتباط با مدل مورد مطالعه بوده و عامل ایجاد رابطه غیرخطی باشد، انتخاب گردد. در مطالعه حاضر مالکیت مدیریتی به‌عنوان متغیر انتقال انتخاب شده است؛ زیرا از یک‌سو مطابق با مبانی نظری، ممکن است در سطوحی از مالکیت مدیریتی، ارزش شرکت افزایش و در سطوحی دیگر کاهش یابد. از سوی دیگر با توجه به هدف اصلی مطالعه حاضر که بررسی تأثیر مالکیت مدیریتی با استفاده از مدل تغییر

ضریب لاگرانژ فیشر^{۳۳} (LM_F) و نسبت درست‌نمایی^{۳۴} (LR) استفاده می‌شود که به وسیله روابط زیر محاسبه می‌شوند:

$$LM_W = \frac{TN(SSR_0 - SSR_1)}{SSR_0} \quad (۶)$$

$$LM_F = \frac{[(SSR_0 - SSR_1)/mK]}{[SSR_0/(TN - N - mK)]} \quad (۷)$$

$$LR = -2[\log(SSR_1) - \log(SSR_0)] \quad (۸)$$

در معادلات فوق، SSR_0 مجموع مربعات باقیمانده مدل پانلی خطی و SSR_1 مجموع مربعات باقیمانده مدل غیرخطی PSTR است. هم‌چنین، T دوره‌ی زمانی، N تعداد مقاطع، K تعداد متغیرهای توضیحی لحاظ‌شده در مدل و m تعداد حدهای آستانه‌ای می‌باشد. در صورتی که نتایج بر تبعیت رفتار متغیرها از یک الگوی PSTR دلالت کند، در گام بعدی باید تعداد توابع انتقال جهت تصریح کامل رفتار غیرخطی انتخاب گردد. برای این منظور فرضیه صفر وجود یک تابع انتقال در مقابل فرضیه وجود حداقل دو تابع انتقال آزمون شود. فرآیند این آزمون نیز مشابه آزمون خطی بودن است، با این تفاوت که تقریب سری تیلور از تابع انتقال دوم مورد آزمون می‌گیرد که به صورت زیر تصریح می‌شود:

$$y_{it} = \mu_i + \beta_0 x_{it} + \beta_1 x_{it} g(q_{it}^{(1)}; \gamma, c) + \beta_{21} x_{it} q_{it}^{(2)} + \dots + \beta_{2m} x_{it} q_{it}^{(2)m} + u_{it} \quad (۹)$$

آزمون نبود رابطه غیرخطی باقیمانده به وسیله آزمون فرضیه صفر $H_0: \beta_{21} = \dots = \beta_{2m} = 0$ انجام می‌شود. در صورتی که فرضیه صفر رد نشود، لحاظ کردن یک تابع انتقال جهت بررسی رابطه غیرخطی بین متغیرهای مورد بررسی کفایت می‌کند. اما در صورتی که فرضیه صفر در این آزمون رد شود، حداقل دو تابع انتقال در مدل PSTR وجود خواهد داشت و در ادامه باید فرضیه صفر وجود دو تابع انتقال در مقابل فرضیه سه تابع انتقال آزمون شود. این فرآیند تا زمانی که فرضیه صفر پذیرفته شود، باید ادامه یابد.

که در آن r بیان‌گر تعداد توابع انتقال جهت تصریح رفتار غیرخطی می‌باشد و سایر موارد از پیش تعریف شده‌اند. شایان ذکر است که مدل PSTR با حذف اثرات ثابت از طریق حذف میانگین‌های انفرادی و سپس با استفاده از روش حداقل مربعات غیرخطی^{۳۶} (NLS) که معادل تخمین‌زن حداکثر درست‌نمایی^{۳۷} (ML) است، برآورد خواهد شد.

۴-۱-۲- مراحل تخمین

مطابق مطالعات انجام‌شده توسط فوک و همکاران (۲۰۰۴)، گونزالز و همکاران (۲۰۰۵)، کولیتاز و هارلین (۲۰۰۶) و جوید^{۳۸} (۲۰۱۰) مراحل تخمین یک مدل PSTR به این ترتیب است که ابتدا آزمون خطی بودن در مقابل PSTR انجام می‌شود و در صورت رد فرضیه صفر مبنی بر خطی بودن رابطه بین متغیرها، باید تعداد توابع انتقال جهت تصریح کامل رفتار غیرخطی موجود بین متغیرها انتخاب شود. اگرچه آزمون خطی بودن می‌تواند با آزمون فرضیه صفر $H_0: \gamma = 0$ یا $H_0: \beta_1 = 0$ انجام شود، اما از آنجایی که مدل PSTR تحت فرضیه صفر دارای پارامترهای مزاحم نامعین^{۳۹} است، آماره‌های آزمون هر دو فرضیه فوق غیراستاندارد هستند. برای فائق آمدن بر این مشکل، لوکنن و همکاران^{۳۰} (۱۹۸۸) و تراسورتا^{۳۱} (۱۹۹۸) (به نقل از گونزالز و همکاران، ۲۰۰۵) استفاده از تقریب تیلور تابع انتقال را پیشنهاد کرده‌اند. برای این منظور گونزالز و همکاران (۲۰۰۵) و کولیتاز و هارولین (۲۰۰۶) نیز تقریب تیلور تابع انتقال $g(q_{it}; \gamma, c)$ را بر حسب پارامتر γ حول مقدار $\gamma = 0$ پیشنهاد داده‌اند (به صورت زیر):

$$y_{it} = \mu_i + \beta_0 x_{it} + \beta_1 x_{it} q_{it} + \dots + \beta_m x_{it} q_{it}^m + u_{it} \quad (۵)$$

تحت معادله (۵) فرضیه خطی بودن به صورت $H_0: \beta_1 = \dots = \beta_m = 0$ تبدیل می‌شود که رد فرضیه به معنی وجود رابطه غیرخطی است و عدم رد آن تصریح خطی از مدل را پیشنهاد می‌کند. به منظور آزمون این فرضیه به پیروی از کولیتاز و هارولین (۲۰۰۶) از آماره‌های ضریب لاگرانژ والد^{۳۲} (LM_W),

۲-۴- تصریح مدل

در این تحقیق تأثیر آستانه‌ای مالکیت مدیریتی بر ارزش شرکت، در ۷۴ شرکت پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران، طی دوره‌ی زمانی ۱۳۸۹-۱۳۹۴، با استفاده از مدل رگرسیونی انتقال ملایم پانلی (PSTR) به صورت ایستا مدل‌سازی خواهد شد. در این تحقیق نمونه آماری از طریق روش حذف سیستماتیک انتخاب شده است. به این معنی که نمونه آماری، شامل کلیه شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران می‌باشد که از محدودیت‌های ذیل عبور کرده باشند: (۱) تا پایان اسفند ماه ۱۳۸۸ در بورس اوراق بهادار تهران پذیرفته شده باشند و سال مالی آن‌ها منتهی به پایان اسفند باشد. (۲) نبایستی سال مالی خود را طی دوره مورد بررسی تغییر داده باشند. (۳) طی دوره مورد پژوهش، فعالیت مستمر داشته و سهام آن‌ها مورد معامله قرار گرفته باشد. (۴) جزء شرکت‌های سرمایه‌گذاری نباشند و البته سوده باشند. (۵) اطلاعات مالی مورد نیاز برای انجام این پژوهش را طی دوره مورد بررسی ۱۳۸۹-۱۳۹۴ به‌طور کامل ارائه کرده باشند. در این تحقیق، به منظور تعیین واکنش غیرخطی ارزش شرکت نسبت به مالکیت مدیریتی و دیگر عوامل مؤثر بر آن، از رابطه زیر در قالب یک حالت کلی از مدل PSTR، استفاده شده است:

(۱۰)

$$fv_{it} = \mu_i + \alpha_1 mo_{it} + \alpha_2 cs_{it} + \alpha_3 size_{it} + \alpha_4 debt_{it} + \alpha_5 is_{it} + \sum_{j=1}^F [\beta_1 mo_{it} + \beta_2 cs_{it} + \beta_3 size_{it} + \beta_4 debt_{it} + \beta_5 is_{it}] \cdot g_j(ms^j; \gamma_j, c_j) + u_{it}$$

تعریف متغیرها در رابطه فوق به صورت زیر است:

متغیر وابسته:

fv : ارزش شرکت؛ در این تحقیق از شاخص نسبت Q توپین، به عنوان معیار ارزش شرکت استفاده شده است. این شاخص یکی از معیارهای مهم ارزیابی شرکت‌ها است که به‌طور گسترده‌ای توسط پژوهش‌گران مورد استفاده قرار گرفته است. نسبت Q توپین از حاصل تقسیم ارزش بازار دارایی‌ها، بر بهای

تمام‌شده جای‌گزینی آن‌ها به دست می‌آید و به شکل رابطه (۱۱) محاسبه می‌شود:

(۱۱)

$$Q = \frac{MVE + BVD}{BVA}$$

در این رابطه، MVE نشان‌دهنده ارزش بازار حقوق صاحبان سهام است. BVD مبین ارزش دفتری بدهی‌های شرکت، شامل: ارزش دفتری بدهی‌های جاری شرکت، ارزش دفتری بدهی‌های بلندمدت شرکت و ارزش دفتری موجودی‌های شرکت و BVA مشخص‌کننده ارزش دفتری دارایی‌های شرکت است.

متغیر مستقل

mo : مالکیت مدیریتی؛ این متغیر به صورت مجموع درصد سهام هر یک از اعضای هیأت‌مدیره در شرکت محاسبه می‌شود. نحوه تعیین مالکیت مدیریتی برای یک شرکت خاص به صورت زیر است:

$$mo = \frac{\text{تعداد سهام در اختیار هیأت مدیره}}{\text{تعداد کل سهام منتشره شرکت}}$$

متغیرهای کنترل

cs : نسبت ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام به فروش؛ $size$: اندازه شرکت؛ در این تحقیق منظور از اندازه شرکت، مجموع دارایی شرکت در پایان سال مالی آن است. برای عملیاتی کردن تعریف این متغیر و به منظور سنجش اندازه شرکت و نیز همگن بودن داده‌ها، از لگاریتم طبیعی این متغیر استفاده شده است. $debt$: نسبت بدهی؛ نشان‌دهنده میزان استفاده از بدهی‌ها در ساختار سرمایه شرکت است. در این تحقیق نسبت بدهی با تقسیم جمع بدهی‌ها بر جمع دارایی‌ها اندازه‌گیری شده است (که به آن اهرم مالی نیز گفته می‌شود). is : نسبت سود عملیاتی به فروش؛ هم‌چنین i نشان‌دهنده شرکت‌های انتخابی ($i=1, \dots, 74$)، t نشان‌دهنده بازه‌ی زمانی (۱۳۹۴-۱۳۸۹)، μ_i اثر ثابت مقاطع و u_{it} جزء خطا تصادفی است. شایان ذکر است که به منظور گردآوری داده‌های تحقیق از نرم‌افزارهای تدبیرپرداز، صحرا و ره‌آورد نوین

می‌شود. از آنجایی که هدف از مطالعه حاضر، مدل‌سازی رابطه غیرخطی بین مدل‌ها و لازمه آن نیز استفاده از متغیرها در سطح می‌باشد، این رویکرد چندان مناسب نمی‌باشد. رویکرد دیگری که برای فائق آمدن بر مشکل حضور چند متغیر نامانا در مدل‌های PSTR توسط کادلی و مارکوف^{۳۶} (۲۰۱۱) ارائه شده به این صورت است که در صورت مانا بودن پسماندهای قسمت خطی و غیرخطی مدل PSTR، تخمین‌های مدل سازگار بوده و مشکل رگرسیون کاذب وجود ندارد. از این‌رو به پیروی از کادلی و مارکوف (۲۰۱۱)، در مطالعه حاضر پسماندهای خطی و غیرخطی حاصل از مدل PSTR استخراج و مانا بودن آن‌ها به وسیله آزمون ریشه IPS بررسی شده و نتایج آن در جدول (۲) آمده است.

نتایج این جدول با توجه به سطوح احتمال، بر مانا بودن پسماندهای قسمت خطی و غیرخطی مدل دلالت می‌کند که این امر نیز بر قابل اتکا بودن نتایج و عدم وجود رگرسیون کاذب دلالت می‌کند.

جدول ۲- نتایج آزمون مانایی پسماندها

متغیر	آماره آزمون در سطح	احتمال
پسماندهای قسمت خطی	-۵/۶۶۴	۰/۰۰۰
پسماندهای قسمت غیرخطی	-۳/۹۴۱	۰/۰۰۰

منبع: یافته‌های تحقیق با استفاده از نرم‌افزار *Matlab*

۵-۳- نتایج تخمین مدل PSTR

به پیروی از مباحث مطرح‌شده در بخش روش‌شناسی، ابتدا فرضیه صفر خطی بودن در مقابل فرضیه وجود الگوی PSTR با در نظر گرفتن مالکیت مدیریتی به عنوان متغیر انتقال آزمون شده و نتایج آن در جدول (۳) آمده است. بر اساس نتایج این جدول، تمامی آماره‌های ضریب لاگرانژ والد (LM_w)، ضریب لاگرانژ فیشر (LM_F) و نسبت درست‌نمایی (LR) برای یک و دو حد آستانه‌ای ($m=1$ و $m=2$) نشان می‌دهند که رابطه بین متغیرهای مورد مطالعه از یک مدل غیرخطی تبعیت می‌کند.

و همچنین پایگاه‌های اطلاعاتی بورس اوراق بهادار تهران، استفاده شده است. داده‌ها پس از گردآوری، وارد نرم‌افزار Excel شده و اصلاح و طبقه‌بندی شده و بر اساس نوع متغیرهای مورد بررسی، وارد نرم‌افزارهای Eviews و Matlab شده و در نهایت تجزیه و تحلیل نهایی بر اساس این نرم‌افزارها انجام شده است.

۵- یافته‌های پژوهش

۵-۱- آزمون‌هایی مانایی و هم‌جمعی

پیش از پرداختن به برآورد مدل PSTR، به بررسی مانایی متغیرها با استفاده از آزمون ریشه واحد ایم و همکاران^{۳۵} (IPS) (۲۰۰۳) پرداخته شده است. فرضیه صفر در این آزمون مبتنی بر وجود یک ریشه واحد است. نتایج آزمون یادشده برای تمام متغیرهای مدل تحقیق در جدول (۱) آمده است. بر اساس نتایج این جدول و سطوح معناداری، به جز متغیر اندازه شرکت، که در سطح نامانا بوده و پس از یکبار تفاضل‌گیری مانا شده است، سایر متغیرها در سطح مانا می‌باشند.

جدول ۱- خلاصه نتایج آزمون مانایی IPS

متغیر	آماره آزمون	
	سطح	تفاضل
Fv	-۲/۷۸۵ (۰/۰۰۰)	-
Ins	-۲/۱۲۱ (۰/۰۱۷)	-
Mo	-۲/۲۲۱ (۰/۰۱۲)	-
Cs	-۲/۸۸۱ (۰/۰۰۰)	-
Size	-۱/۵۴۱ (۰/۰۶۵)	-۴/۸۲۳ (۰/۰۰۰)
Debt	-۳/۲۱۲ (۰/۰۰۰)	-
Is	-۳/۱۴۲ (۰/۰۰۰)	-

* اعداد داخل پرانتز نشان‌دهنده سطح احتمال پذیرش فرضیه صفر (یعنی نامانایی متغیر) هستند.

منبع: یافته‌های تحقیق با استفاده از نرم‌افزار Eviews.

وجود متغیرهای نامانا در مدل منجر به ایجاد رگرسیون کاذب می‌شود که برای رفع این مشکل، دو راه‌حل وجود دارد. رویکرد نخست، تفاضل‌گیری است که منجر به از بین رفتن اطلاعات مرتبط با سطح متغیرها و در نتیجه روابط بلندمدت بین متغیرها

جدول ۳- آزمون وجود رابطه غیرخطی

حالت وجود یک حد آستانه‌ای (m=1)			حالت وجود دو حد آستانه‌ای (m=2)		
LM _w	LM _F	LR	LM _w	LM _F	LR
۱۷/۲۸	۲/۸۹	۲۴/۸۱	۳۳/۳۶	۵/۱۶	۴۲/۸۱
(۰/۰۱)	(۰/۰۱)	(۰/۰۰)	(۰/۰۰)	(۰/۰۰)	(۰/۰۰)

$H_0: r = 0$ vs $H_1: r = 1$

* r بیان‌گر تعداد توابع انتقال است. مقادیر داخل پرانتز احتمال مربوط به هر آماره را نشان می‌دهند.
منبع: یافته‌های تحقیق با استفاده از نرم‌افزار Matlab.

پس از آزمون خطی بودن و انتخاب یک تابع انتقال، در ادامه باید تعداد مکان‌های آستانه‌ای ضروری برای مدل نهایی انتخاب شوند. برای این منظور و پیروی از کولیتاز و هارلین (۲۰۰۶) و جوید (۲۰۱۰)، دو مدل PSTR با یک و دو حد آستانه‌ای تخمین زده شده و برای هر کدام از آنها مقادیر مجموع مجذور باقیمانده‌ها، معیار شوارتز^{۳۷} و معیار اطلاعات آکائیک^{۳۸} محاسبه شده است. در جدول (۵)، معیارهای عنوان شده برای هر دو مدل PSTR ارائه شده که بیان‌کننده نتایج متفاوتی است. از آنجا که معیار شوارتز نسبت به سایر معیارها مدل صرفه‌جویی^{۳۹} را ارائه می‌دهد، از این‌رو با استفاده از این معیار، یک مدل PSTR با یک تابع انتقال و یک حد آستانه‌ای برای بررسی رفتار غیرخطی بین متغیرهای مورد مطالعه انتخاب می‌شود.

پس از نتیجه‌گیری و اطمینان از وجود رابطه غیرخطی بین متغیرهای مورد مطالعه، یعنی وجود حداقل یک تابع انتقال، در ادامه باید وجود رابطه غیرخطی باقیمانده را به‌منظور تعیین تعداد توابع انتقال بررسی کرد. برای این منظور به پیروی از گونزالز و همکاران (۲۰۰۵: ۱۰) و کولیتاز و هارلین (۲۰۰۶: ۹)، فرضیه صفر وجود الگوی PSTR با یک تابع انتقال در مقابل فرضیه وجود الگوی PSTR با حداقل دو تابع انتقال مورد آزمون قرار گرفته که نتایج آن در جدول (۴) ارائه شده است. نتایج نشان می‌دهد که فرضیه صفر مبنی بر کفایت لحاظ نمودن یک تابع انتقال در هر دو حالت وجود یک و دو حد آستانه‌ای رد نشده است. از این‌رو با لحاظ نمودن یک تابع انتقال، هیچ نوع رابطه غیرخطی باقیمانده‌ای وجود نخواهد داشت. بنابراین صرف لحاظ کردن یک تابع انتقال، قادر به تصریح رفتار غیرخطی بین متغیرهای مالکیت مدیریتی و ارزش شرکت است.

جدول ۴- آزمون وجود رابطه غیرخطی باقیمانده

حالت وجود یک حد آستانه‌ای (m=1)			حالت وجود دو حد آستانه‌ای (m=2)		
LM _w	LM _F	LR	LM _w	LM _F	LR
۳/۸۱	۰/۰۸	۲/۱۲	۸/۵۵	۰/۴۵	۱۰/۱۸
(۰/۷۲)	(۰/۷۸)	(۰/۷۹)	(۰/۴۴)	(۰/۴۹)	(۰/۵۶)

$H_0: r = 0$ vs $H_1: r = 1$

* r بیان‌گر تعداد توابع انتقال است. مقادیر داخل پرانتز احتمال مربوط به هر آماره را نشان می‌دهند.
منبع: یافته‌های تحقیق با استفاده از نرم‌افزار Matlab.

جدول ۵- تعیین تعداد مکان‌های آستانه‌ای در یک تابع انتقال

	مجموع مجذور باقیمانده‌ها	معیار شوارتز	معیار آکائیک
m=1	۱/۰۸	-۵/۴۴	-۴/۱۶
m=2	۱/۰۸	-۵/۳۸	-۴/۱۸

منبع: یافته‌های تحقیق با استفاده از نرم‌افزار Matlab.

$$fv_{it} = \mu_i + 1.181mo_{it} - 0.371cs_{it} - 0.139size_{it} - 1.421debt_{it} + 2.225is_{it}$$

رژیم حدی دوم نیز متناظر با حالتی است که پارامتر شیب به سمت بی‌نهایت میل کند، اما مقدار متغیر انتقال (مالکیت دولتی) بزرگ‌تر از حد آستانه‌ای باشد که در این حالت تابع انتقال مقدار عددی یک دارد و با توجه به مجموع ضرایب قسمت خطی و غیرخطی به صورت زیر تصریح می‌گردد:

$$fv_{it} = \mu_i + 0.660mo_{it} - 0.456cs_{it} - 0.184size_{it} - 1.832debt_{it} + 1.114is_{it}$$

همان‌طور که مشاهده می‌شود، مالکیت مدیریتی در رژیم اول تأثیر مثبتی بر ارزش شرکت داشته است. اما با گذار از حد آستانه‌ای و ورود به رژیم دوم، اثرگذاری مالکیت مدیریتی بر ارزش شرکت منفی می‌شود. به‌وضوح این نتیجه بیان‌گر رابطه نامتقارن و به شکل U معکوس، بین مالکیت مدیریتی و ارزش شرکت در سطوح مختلف مالکیت مدیریتی است. بر این اساس می‌توان گفت که افزایش میزان مالکیت مدیریتی تا یک سطح مشخص و بهینه، ارزش شرکت را افزایش می‌دهد، اما از این سطح به بعد همگام با افزایش میزان مالکیت مدیریتی، ارزش شرکت کاهش خواهد یافت. در توجیه نتیجه به‌دست‌آمده می‌توان گفت که وقتی سهم مدیر، از مالکیت سهام شرکت کم‌تر از حدود ۷۱/۲۴ درصد می‌باشد، بر اساس فرضیه همگرایی منافع وی تحت تأثیر نیروهای بازار و اعمال نظارت کارآمد، در جهت به حداکثر رساندن ارزش مؤسسه حرکت می‌کند و ارزش شرکت را افزایش می‌دهد. با رسیدن سهم مدیر از مالکیت سهام شرکت به مقدار ۷۱/۲۴ (در این نسبت ارزش شرکت بیش‌ترین مقدار را دارد)، از این به بعد با افزایش مالکیت مدیریتی، کنترل بخش قابل توجهی از سهام مؤسسه در دست مدیر قرار گرفته و او ممکن است از خود رفتارهایی نشان دهد که کاملاً مغایر با هدف به حداکثر رساندن ارزش مؤسسه می‌باشد (فرضیه سنگربندی) و این باعث کاهش ارزش شرکت می‌شود. از آن‌جا که بر اساس محاسبات این تحقیق، میانه

پس از انتخاب مدل PSTR با یک تابع انتقال و یک حد آستانه‌ای که بیان‌گر یک مدل دورژیمی است، در ادامه مدل فوق برآورده شده است.

جدول ۶- نتایج تخمین مدل PSTR

قسمت خطی مدل		قسمت غیرخطی مدل	
متغیر	ضریب	متغیر	ضریب
mo ₀	۱/۱۸۱ (۰/۰۰۰)	mo ₁	-۰/۵۲۱ (۰/۰۰۰)
cs ₀	-۰/۳۷۱ (۰/۰۴۱)	cs ₁	-۰/۰۸۲ (۰/۰۳۵)
size ₀	-۰/۱۳۹ (۰/۰۰۳)	size ₁	-۰/۰۴۵ (۰/۰۱۴)
debt ₀	-۱/۴۲۱ (۰/۰۰۰)	debt ₁	-۰/۴۱۱ (۰/۰۰۰)
is ₀	۲/۲۲۵ (۰/۰۰۰)	is ₁	-۰/۸۹۱ (۰/۰۰۰)
پارامتر شیب: $\gamma = 2.55$		مکان وقوع تغییر رژیم: $c = 71.24$	

* اعداد داخل پرانتز نشان‌دهنده سطح احتمال هستند.

منبع: یافته‌های تحقیق با استفاده از نرم‌افزار Matlab.

جدول (۶) نتایج تخمینی مدل را نشان می‌دهد که بر اساس آن پارامتر شیب که بیان‌گر سرعت تعدیل از یک رژیم به رژیم دیگر می‌باشد معادل سرعت تعدیل ملایم ۲/۵۵ می‌باشد. مکان وقوع تغییر رژیم نیز ۷۱/۲۴ برآورد شده است که نشان می‌دهد در صورتی که نسبت مالکیت دولتی از ۷۱/۲۴ درصد تجاوز کند، رفتار متغیرها مطابق رژیم دوم خواهد بود و در صورت کم‌تر بودن از حد آستانه‌ای فوق در رژیم اول قرار خواهد گرفت. از آنجایی که ضرایب متغیرها با توجه به مقدار متغیر انتقال (مالکیت مدیریتی) و پارامتر شیب تغییر می‌یابند و برای شرکت‌های مختلف و در طول زمان یکسان نمی‌باشند، نمی‌توان مقدار عددی ضرایب ارائه‌شده در جدول (۶) را مستقیماً تفسیر نمود و صرفاً باید علامت‌ها را مورد تجزیه و تحلیل قرار داد.

به‌منظور ارائه درک روشن‌تری از نتایج حاصل‌شده، دو رژیم حدی موجود بررسی می‌شوند. رژیم حدی اول متناظر با حالتی است که پارامتر شیب به سمت بی‌نهایت میل کند و مقدار متغیر انتقال (مالکیت دولتی) کمتر از حد آستانه‌ای باشد که در این حالت تابع انتقال مقدار عددی صفر دارد و به‌صورت زیر تصریح می‌گردد:

بر ارزش شرکت را در ۷۴ شرکت پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران، طی دوره زمانی ۱۳۹۴-۱۳۸۹ تبیین کند. نتایج به‌دست‌آمده بر وجود رابطه‌ی غیرخطی بین متغیرهای مورد مطالعه دلالت می‌کند و آزمون نبود رابطه‌ی غیرخطی باقیمانده نیز لحاظ یک تابع انتقال و یک حد آستانه‌ای را که بیان‌کننده یک مدل دو رژیم می‌باشد، برای توضیح رفتار غیرخطی بین متغیرها پیشنهاد کرده است. در مدل PSTR نهایی، پارامتر شیب ۲/۵۵ برآورد شده که بیان‌گر سرعت آرام تعدیل از یک رژیم به رژیم دیگر است. مکان وقوع تغییر رژیم یا حد آستانه‌ای نیز ۷۱/۲۴ درصد برآورد شده است. نتایج مربوط به برآورد ضرایب متغیرهای لحاظ‌شده در مدل نیز نشان می‌دهند که مالکیت مدیریتی در رژیم اول تأثیر مثبت و معنادار بر ارزش شرکت دارد (تأیید فرضیه همگرایی) که با عبور از حد آستانه‌ای (مقدار ۷۱/۲۴) و وارد شدن به رژیم دوم، این اثرگذاری، منفی می‌شود (تأیید فرضیه سنگربندی). این نتیجه بیان‌گر تأثیر نامتقارن مالکیت مدیریتی بر ارزش شرکت و تأیید فرضیه منحنی U معکوس بین این متغیرها است. نتیجه به‌دست‌آمده مبنی بر وجود رابطه U معکوس شکل بین متغیرهای مالکیت مدیریتی و ارزش شرکت با نتایج مطالعات سیمونتی و گرگوریک (۲۰۰۴) و لی و سان (۲۰۱۴) هم‌سو است. البته در این زمینه بسیاری از مطالعات به نتایج متضاد و ناهمسانی رسیده‌اند. به‌عنوان مثال نتایج مطالعه اریف و همکاران (۲۰۱۴) تأییدکننده رابطه U شکل، نتایج مطالعات نورادیوا و همکاران (۲۰۱۶) و نمازی و همکاران (۱۳۸۷) تأییدکننده رابطه خطی منفی و معنادار، نتایج مطالعات رثوان و همکاران (۲۰۱۱) و سهرابی و ولسی‌زاده (۱۳۹۳) تأییدکننده رابطه N شکل و نتایج مطالعه خدادادی و تاگر (۱۳۹۲) تأییدکننده رابطه خطی مثبت و معنادار بین مالکیت مدیریتی و ارزش شرکت است.

بر اساس نتایج اصلی این تحقیق، به سرمایه‌گذاران توصیه می‌شود که در انتخاب سرمایه‌گذاری خود به میزان مالکیت مدیریتی شرکت، توجه جدی نموده و سرمایه‌گذاری خود را در سهام شرکت‌هایی انجام

متغیر مالکیت مدیریتی حدود مقدار ۰/۶۶۲ (یا ۶۶ درصد) به‌دست آمده و کم‌تر از مقدار آستانه‌ای است، می‌توان گفت که در بیش‌تر شرکت‌های مورد بررسی، مالکیت مدیریتی باعث افزایش ارزش شرکت شده است.

بر اساس سایر نتایج در مورد متغیرهای کنترل می‌توان گفت که در رژیم اول، تأثیر متغیرهای نسبت ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام به فروش، اندازه شرکت و نسبت بدهی بر ارزش شرکت منفی و تأثیر نسبت سود عملیاتی به فروش بر ارزش شرکت، مثبت می‌باشد. اما با افزایش متغیر مالکیت مدیریتی از مقدار ۷۱/۲۴ و وارد شدن به رژیم دوم، تأثیر منفی متغیرهای نسبت ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام به فروش، اندازه شرکت و نسبت بدهی بر ارزش شرکت، افزایش و تأثیر مثبت نسبت سود عملیاتی به فروش بر ارزش شرکت کاهش می‌یابد. بر این اساس می‌توان گفت که با افزایش مالکیت مدیریتی از سطح آستانه‌ای آن، نه تنها این متغیر باعث کاهش ارزش شرکت می‌شود، بلکه آثار منفی آن باعث می‌شود که میزان اثرگذاری منفی (مثبت)، سایر متغیرهای مؤثر بر ارزش شرکت، بیش‌تر (کم‌تر) شود.

۶- نتیجه‌گیری و بحث

بر اساس فرضیه همگرایی منافع، وقتی مدیر مالک درصد پابینی از سهام شرکت می‌باشد، او تحت تأثیر نیروهای بازار و اعمال نظارت کارآمد، در جهت به حداکثر رساندن ارزش مؤسسه حرکت می‌کند. در مقابل زمانی که مدیر، کنترل بخش قابل توجهی از سهام مؤسسه را در دست داشته باشد، او ممکن است از خود رفتارهایی نشان دهد که کاملاً مغایر با هدف به حداکثر رساندن ارزش مؤسسه می‌باشد (فرضیه سنگربندی). در این راستا و با توجه به تناقض در نتایج مطالعات قبلی صورت‌گرفته پیرامون رابطه بین مالکیت مدیریتی و ارزش شرکت، موجب شد تا مطالعه حاضر در جهت بررسی این موضوع از یکی از جدیدترین رویکردهای اقتصادسنجی به‌نام مدل PSTR استفاده و نحوه تأثیرگذاری مالکیت مدیریتی

ارزش شرکت"، فصلنامه حسابداری مدیریتی، ۹(۳۱): ۸۰-۶۵.

* نمازی، م. و کرمانی، الف. (۱۳۸۷). "تأثیر ساختار مالکیت بر عملکرد شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران"، فصلنامه بررسی‌های حسابداری و حسابرسی، ۵۳: ۸۳-۱۰۰.

* Arief, Y., Kiwanto, L., Widiyanto, A. & Agung, Y. (2014). Linear and Non-linear Approaches in Testing Managerial Ownership on the Firm Value: Evidence Indonesian Firms", IOSR Journal of Business and Management (IOSR-JBM), 16: 1-5.

* Demsetz, H. (1983), "The structure of ownership and the theory of the Firm", Journal of Law and Economics, 26: 375-390.

* Fama, E.F. & Jensen, M.C. (1983). "Separation of ownership and control", Journal of Law and Economics, 26: 301-325.

* Fok, D., van Dijk, D. & Franses, P. (2004). "A multi-level panel STAR model for US manufacturing sectors", Working Paper, University of Rotterdam.

* Gonzalez, A., Terasvirta, T. & Van Dijk, D. (2005). "Panel smooth transition regression models", SEE/EFI Working Paper Series in Economics and Finance, 604: 1-33.

* Hansen, B. E. (1999). "Threshold effects in non-dynamic panels: Estimation, testing and inference", Journal of Econometrics, 39.

* Im, K. S., Pesaran, M. H. & Shin, Y. (2003). "Testing for unit roots in heterogeneous panels", Journal of Econometrics, 115: 53-74.

* Jude, E. (2010). "Financial development and growth: A panel smooth regression approach", Journal of Economic Development, 35: 15-33.

* Joëts, M. & Mignon, V. (2011). "On the link between forward energy prices: A nonlinear panel co-integration approach", Energy Economics, forthcoming.

* Kadilli, A., & Markov, N. (2011). "A panel smooth transition regression model for the determinants of credibility in the ECB and the recent financial crisis", Working Papers, University of Geneva, 11092: 1-40.

* Li, X. & Sun, S.T. (2014). "Managerial ownership and firm performance Evidence from the 2003 tax cut", Working Paper, 1-57.

دهند که میزان مالکیت مدیریتی آن‌ها بالنسبه بالا و بین حدود ۷۰ تا ۷۵ درصد باشد. چرا که بر اساس نتایج این تحقیق، افزایش مالکیت مدیریتی تا سطح ۷۱/۲۴ درصد، ارزش شرکت را به بالاترین میزان خود بر اساس این متغیر نسبت به سایر سطوح خواهد رساند. برای تحقیقات آتی نیز پیشنهاد می‌شود که تأثیر آستانه‌ای مالکیت مدیریتی به تفکیک صنایع مختلف فعال در بورس اوراق بهادار تهران و همچنین، تأثیر آستانه‌ای سایر مالکیت‌ها از قبیل مالکیت نهادی، دولتی، شرکتی و غیره بر ارزش شرکت، با استفاده از مدل PSTR بررسی و برآورد شود. در این صورت می‌توان سطح بهینه مالکیت مدیریتی و سایر مالکیت‌ها را در صنایع مختلف که ارزش شرکت را به بالاترین میزان خود می‌رساند، به‌منظور انجام سرمایه‌گذاری مناسب، برآورد و مشخص کرد.

فهرست منابع

* احمدوند، م.، کامران راد، ص و کامران راد، ر. (۱۳۹۰). "رابطه مالکیت مدیریتی و عملکرد شرکت‌های داروسازی"، پژوهشنامه حسابداری مالی و حسابرسی، ۳(۱۰): ۱۶۱-۱۴۳.

* توکل‌نیا، ا. و تیرگری، م. (۱۳۹۱). "اهرم مالی، سطح نگهداشت وجه نقد و ارزش شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران: بررسی روابط غیرخطی و سلسله مراتبی"، فصلنامه حسابداری مدیریتی، ۷(۳): ۵۱-۳۵.

* خدادادی، و. و تاکر، ر. (۱۳۹۱). "تأثیر ساختار حاکمیت شرکتی بر عملکرد مالی و ارزش شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران"، فصلنامه تحقیقات حسابداری و حسابرسی، ۴(۱۵): ۸۸-۱۰۱.

* سهرابی، ش. و ولی‌زاده، ی. (۱۳۹۳). "بررسی تأثیر مالکیت مدیریتی بر عملکرد شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران"، سومین کنفرانس ملی حسابداری و مدیریت.

* عابدی، ن. و صفری گرایلی، م. (۱۳۹۵). "تأثیر شفافیت اطلاعاتی بر رابطه اجتناب مالیاتی و

یادداشت‌ها

¹ ممکن است در بررسی تأثیر یک متغیر مستقل بر یک متغیر وابسته، این اثرگذاری در یک سطح (رژیم) مثبت یا منفی باشد، اما شدت این اثرگذاری (با حفظ نوع علامت) با ورود به سطح (رژیم) دیگر افزایش یا کاهش یابد (اثر نامتقارن). مدل‌های غیرخطی، شامل توان‌های مختلف متغیر مستقل، در نشان‌دادن این حالت از محدودیت کامل برخوردارند.

² Panel Smooth Transition Regression

³ Transition Function

⁴ Threshold Variable

⁵ Insider Ownership

⁶ Pushner

⁷ Convergence of Interests

⁸ Na

⁹ Demsetz

¹⁰ Fama & Jensen

¹¹ Entrenchment Hypothesis

¹² Morck, Shleifer & Vishny

¹³ McConnell & Servaes

¹⁴ Simoneti & Gregoric

¹⁵ Shin-Ping & Tsung-Hsien

¹⁶ Ruan et al.

¹⁷ Arief et al.

¹⁸ Li & Sun

¹⁹ Noradiva et al.

²⁰ Hansen

²¹ Homogenous

²² Chiou et al

²³ Fok et al

²⁴ González et al

²⁵ Colletaz & Hurlin

²⁶ Non-Linear Least Squares

²⁷ Maximum Likelihood

²⁸ Jude

²⁹ Contains Unidentified Nuisance Parameters

³⁰ Luukkonen et al.

³¹ Terasvirta

³² Wald Lagrange Multiplier

³³ Fischer Lagrange Multiplier

³⁴ Likelihood Ratio

³⁵ Im et al.

³⁶ Kadilli & Markov

³⁷ Schwarz Criterion

³⁸ Akaike Information Criterion

³⁹ Parsimonious Model

- * McConnell, J. & Servaes, H. (1990). "Additional evidence on equity ownership and corporate value", *Journal of Financial Economics*, 27: 595-612.
- * Morck, R., Shleifer, A., & Vishny, R. (1988). "Management ownership and market valuation", *Journal of Financial Economics*, 20: 293-315.
- * Na, S. K. (2002). "Ownership structure and firm performance in Korea" University of Missouri- Columbia.
- * Noradiva, N., Parastou, A. & Azlina, A. (2016). " The effects of managerial ownership on the relationship between intellectual capital performance and firm value", *International Journal of Social Science and Humanity*, 6(7): 514-518.
- * Pushner, G. M. (1993). "Ownership structure and corporate performance in the U.S. and Japan", Working Paper, Columbia University.
- * Ruan, W., Tian, G. & Ma, S. (2011). "Managerial ownership, capital structure and firm value: Evidence from China's civilian-run firms", *Australasian Accounting, Business and Finance Journal*, 5(3): 73-92.
- * Shin-Ping, L. & Tsung-Hsien, C. (2009). "The Determinants of corporate performance: A viewpoint from insider ownership and institutional ownership", *Managerial Auditing J*, 24(3): 233-247.
- * Simoneti, M. & Gregoric, A. (2004). " Managerial ownership and corporate performance in Slovenian post-privatizations period", *The European Journal of Comparative Economics*, 1(2): 217-241.
- * Terasvirta, T. (1998). "Modeling economic relationships with smooth transition regressions", in A. Ulla & D.E. Giles (eds.), *Handbook of Applied Economic Statistics*, Dekker, New York, 507-555