فصلنامه علمی پژوهشی
دانش مالی تحلیل اوراق بهادار
سال هشتم، شماره بیست و پنجم
بهار ۱۳۹۴

تبیین سرعت تعدیل ساختار سرمایه به کمک مدل دینامیک ساختار سرمایه بهینه با تاکید بر عامل رقابت بازار محصول

امیرمحسن گرجی[۱]
رضا راعی[۲]

تاریخ دریافت: ۹۲/۳/۱۷ تاریخ پذیرش: ۹۲/٤/۳۰

چکیده

بیش از ۵۰ سال مطالعه پیرامون ساختار سرمایه، نظریه‌های مختلف و گهگاه ضد و نقیضی به دانش مالی شرکتی معرفی شده است. در بین این نظریات، نظریه توازی (بده-بستان) با سابقه‌ای طولانی، حجم گسترده‌ای از مطالعات ساختار سرمایه را به خود اختصاص داده است و هنوز هم مورد توجه پژوهشگران این حوزه قرار دارد. از جدیدترین رویکردهایی که به عنوان زیر شاخه‌ای از این نظریه مطرح شده است، نظریه توازی دینامیک (پویا) می‌باشد. این پژوهش بر اساس نظریه توازی دینامیک، به دنبال شناخت و تخمین سرعت تعدیل ساختار سرمایه در بین شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران است. بدین منظور از یک مدل تعدیل جزئی دینامیک با داده‌های پنل (تلفیقی) بهره گرفته شده است تا به کمک روش‌های اقتصادسنجی پیشرفته‌ای مانند روش گشتاورهای تعمیم‌یافته به تخمینی معقول از این سرعت دست یابیم. نمونه مورد بررسی شامل ۲۲۵ شرکت در دوره زمانی ۲۰ ساله (۱۳۷۱ تا ۱۳۹۰) است. نتایج این بررسی نشان داد که شرکت‌های ایرانی با سرعت زیادی به سمت نسبت بدهی هدف حرکت می‌کنند. (در حدود ٤٨٪ براساس روش متغیرهای ابزاری و ٢٦٪ بر اساس روش گشتاورهای تعمیم‌یافته). این سرعت‌های تعدیل بالا، تاییدی بر توضیح‌دهندگی نظریه توازی در بین شرکت‌های ایرانی است.

هدف دیگر این پژوهش بررسی تاثیر متغیر عامل رقابت بازار محصول (که به کمک Q توبین محاسبه شده است) بر روی ساختار سرمایه شرکت‌های ایرانی است. نتایج به دست آمده از مدل تخمینی به کمک روش گشتاورهای تعمیم‌یافته بیانگر رابطه‌ای مثبت بین این دو متغیر است که هماهنگ با مدل‌های بدهی محدود است.

واژه‌های کلیدی: ساختار سرمایه دینامیک؛ نظریه توازی؛ سرعت تعدیل؛ تخمین‌زننده گشتاورهای تعمیم‌یافته؛ عامل رقابت بازار محصول.

۱- کارشناس ارشد مدیریت مالی دانشکده مدیریت دانشگاه تهران (مسئول مکاتبات) am.gorji@ut.ac.ir
۲- استاد و عضو هیات علمی دانشکده مدیریت دانشگاه تهران

۱- مقدمه

شرکت‌ها چگونه ساختار سرمایه خود را انتخاب می‌کنند؟" این سؤال که یکی از بنیادی‌ترین سؤالات مطرح شده در حوزه اقتصاد مالی است به واقع نقش قلب تپنده "معمای ساختار سرمایه[۱]" استیوارت مایرز[۲] را بازی می‌کند (لمون، رابرتس و زندر[۳]، ۲۰۰۸). از زمان ارائه نظریه "بی‌ارتباطی[٤]" مودیلیانی و میلر[٥] در سال ۱۹۵۸ تعداد زیادی از پژوهشگران تلاش کرده‌اند تا شکاف بین تصمیم‌های دنیای واقعی و پیش‌بینی‌های تئوریک نظریات مربوط به تصمیمات تأمین مالی شرکت‌ها را کمتر و کمتر کنند. مودیلیانی و میلر در مقاله معروف خود در سال ۱۹۵۸ اعلام کردند که ارتباطی بین ساختار سرمایه شرکت‌ها و ارزش آنها وجود ندارد. اما در واقعیت با توجه به وجود مزایای مالیاتی، هزینه‌های درماندگی مالی و ورشکستگی، نظریه نمایندگی و سایر مزایا و هزینه‌ها، ساختار سرمایه شرکت بر روی ارزش آن اثرگذار خواهد بود. به بیان دیگر می‌توان به دنبال یک ساختار سرمایه بهینه (هدف) گشت. شواهد تجربی متعددی وجود دارد که نشان می‌دهد شرکت‌ها در عمل تمایل دارند تا در دامنه بهینه‌ای از ساختار سرمایه فعالیت کنند و اگر به دلایل شرایط تجاری مجبور به خروج از این دامنه بهینه باشند در اولین فرصت ممکن به آن دامنه برمی‌گردند (ستایش، کاظم‌نژاد و شفیعی، ۱۳۸۸). بنابراین اگر به این ساختار سرمایه هدف قائل باشیم، آنگاه موضوع سرعت حرکت شرکت‌ها به سمت این ساختار و متوسط زمان تعدیل نسبت‌های اهرمی، به موضوعی با اهمیت در حوزه نظریات ساختار سرمایه تبدیل می‌شود. نظریه توازی[٦]که برآمده از همین دیدگاه است، با وجود طی دوران‌های مختلف فراز و فرود، هنوز هم جزء نظریات توضیح دهنده و معتبر ساختار سرمایه محسوب می‌شود. شاید یکی از بهترین علل تثبیت و ماندگاری این نظریه همان باشد که مایرز بیان می‌کند: "نظریه توازی از نظر عقل سلیم[۷] پذیرفتنی است (مایرز، ۲۰۰۳، صفحه ۲۲۲). یکی از جدیدترین رویکردهایی که به عنوان زیر شاخه‌ای از این نظریه مطرح شده است، نظریه توازی دینامیک[۸]است. نظریه‌ای که فرآیند تعدیل ساختار سرمایه شرکت‌ها را فرآیندی هزینه‌بر می‌داند و با در نظر گرفتن هزینه‌های تعدیل[۹]، معتقد است که شرکت‌ها تنها زمانی به اصلاح نسبت‌های اهرمی روی می‌آورند که مزایای این اصلاح بر هزینه‌های آن فزونی یابد. لذا شرکت‌ها همواره تحت ساختار سرمایه بهینه فعالیت نمی‌کنند، بلکه با شناسایی هزینه‌های تعدیل، دامنه‌ای قابل قبول از اهرم‌ها را تعریف کرده و سعی می‌کنند تا ساختار سرمایه شرکت را در این دامنه حفظ کنند. از مهم‌ترین نتایجی که این نظریه به همراه می‌آورد، سرعت حرکت شرکت‌ها در راستای این تعدیل دینامیک می‌باشد. مطالعات زیادی طی سال‌های اخیر به محاسبه این سرعت در میان شرکت‌های مختلف پرداخته‌اند و به نتایج مختلفی نیز دست یافته‌اند. هوانگ و ریتر[۱۰] (۲۰۰۹) معتقدند، تخمین سرعت حرکت شرکت‌ها به سمت اهرم هدف، مهم‌ترین مساله این روزهای تحقیقات ساختار سرمایه است. پژوهش پیش رو نیز، با توجه به نظریه توازی دینامیک، به دنبال بررسی اصلاحات ساختار سرمایه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران و محاسبه سرعت این اصلاحات است.

به منظور شناسایی ساختار سرمایه هدف، متغیرهای توضیح‌دهنده مختلفی مورد استفاده قرار می‌گیرند. تعداد زیادی از این متغیرها در بسیاری از

مطالعات انجام شده مشترک‌اند و بارها و بارها اثر گذاری آنها بر نسبت‌های اهرمی شرکت‌ها تایید شده است. یکی از متغیرهایی که به تازگی مورد توجه پژوهشگران قرار گرفته است، متغیر رقابت بازار محصول[11]است. در پژوهش حاضر از این متغیر در مدل استفاده شده است تا میزان اثرگذاری آن بر تغییرات و اصلاحات ساختار سرمایه شرکت‌های ایرانی مورد بررسی قرار گیرد.

۲- مبانی نظری و مروری بر پیشینه پژوهش

۲-۱- ساختار سرمایه

به ترکیب منابع مالی گوناگون هر شرکت، ساختار سرمایه می‌گویند (قالیباف اصل، ۱۳۹۱، صفحه ۲۱۱). در بررسی ساختار سرمایه شرکت‌ها تلاش می‌شود تا ترکیب منابع مالی مختلف مورد استفاده آنها در تامین مالی فعالیت‌ها و سرمایه-گذاری‌های مورد نیاز تبیین شود (مایرز، ۲۰۰۱). در واقع ساختار سرمایه شامل قسمت چپ ترازنامه می-شود (قالیباف اصل، ۱۳۷۳). به عبارت دیگر مساله این است که دارایی‌ها باید به چه نسبتی از محل بدهی‌ها و به چه نسبتی از محل حقوق صاحبان سهام تأمین مالی شده باشد.

دهه ۱۹۵۰ در دانش مالی دوران آغاز مطالعات آکادمیک بر روی ساختار سرمایه است. این مطالعات با تمرکز بر روی بررسی رابطه بین ساختار سرمایه و ارزش شرکت‌ها آغاز شد و مهم‌ترین موضوع در آن زمان تقابل نظریه سنتی "ارتباط[12]"دوراند[13]، (۱۹۵۲) و نظریه مدرن "بی‌ارتباطی" مودیلیانی و میلر (۱۹۵۸) بود. بر طبق نظریه سنتی دوراند، ارزش شرکت از ساختار سرمایه آن تاثیر می‌پذیرد. این تئوری بر اساس سه رویکرد سود خالص[14]، سود عملیاتی خالص[15] و ساختار سرمایه بهینه[16] استوار است. رویکرد ساختار سرمایه بهینه که به رویکرد سنتی نیز شهرت دارد، بیان می‌کند که اثر ساختار سرمایه بر ارزش شرکت به بده- بستان بین مزایای استفاده از بدهی و افزایش هزینه ناشی از استفاده از سهام بستگی دارد. در نتیجه می‌بایست ساختار سرمایه‌ای وجود داشته باشد که با تعدیل نسبت بدهی به حقوق صاحبان سرمایه، هزینه سرمایه را حداقل و ارزش شرکت را حداکثر سازد.

نظریه مدرن ساختار سرمایه در سال ۱۹۵۸ با مقاله مشهور مودیلیانی و میلر آغاز گردید که بعدها به نظریه M&M معروف شد (مظاهری، ۱۳۸۸). مودیلیانی و میلر با به چالش کشیدن نظریه سنتی دوراند بیان کردند که ارزش یک شرکت در شرایط بازار کامل، تحت تأثیر ساختار سرمایه آن نیست (شن[17]، ۲۰۰۸). اقتصاددانان بسیاری نظریه ارائه شده توسط مودیلیانی و میلر را به طور تجربی آزموده‌اند و نظریه‌های جدید نیز مطرح گردیده است. برخی از این نظریه‌ها حدس زده‌اند که ساختار بهینه سرمایه شرکت‌ها به ویژگی‌ها و عوامل متفاوتی وابسته است (مظاهری، ۱۳۸۸). هریس و راویو[18] در مطالعه خود این عوامل را در چهار دسته طبقه‌بندی می‌کنند:

عواملی که به دنبال بهبود تضاد منافع بین گروه-های مختلف مدعی نسبت به منابع شرکت از جمله مدیران است (رویکرد هزینه‌های نمایندگی- Agency Costs Approach)؛

عواملی که به دنبال افشای اطلاعات محرمانه در بازارهای سرمایه یا کاهش اثر انتخاب‌های ناسازگار است (رویکرد اطلاعات نا متقارن- Information Asymmetry Approach)؛

عواملی که به دنبال اثرگذاری بر ماهیت محصولات در بازار محصولات و مواد اولیه است

(رویکرد بازار محصولات- Product Market Approach)؛

عواملی که به دنبال اثرگذاری بر مسائل مرتبط با اداره و کنترل شرکت است (رویکرد حاکمیت شرکتی- Corporate Governance Approach) (شن، ۲۰۰۸).

هریس و راویو در پایان مقاله خود اذعان می‌کنند که هنوز حوزه‌های خاصی وجود دارند که ناشناخته باقی مانده‌اند و این مورد به خصوص در باره مدل-هایی که ساختار سرمایه را با رویکرد بازار محصولات و مواد اولیه بررسی می‌کنند، بیش از همه به چشم می‌آید (هریس و راویو، ۱۹۹۱).

در بین تمام نظریات مطرح شده، سه نظریه توازی (بده- بستان)، سلسله‌مراتبی[۱۹] و حرکت همگام با بازار[۲۰] بیشترین توجه را به خود جلب کرده‌اند. بخش زیادی از سایر مطالعات به بررسی توانایی‌ها و نقاط ضعف این مدل‌ها به خصوص نظریات توازی ایستا و سلسله‌مراتبی در پیش‌بینی ساختار سرمایه شرکت‌ها پرداخته‌اند (هوانگ و ریتر، ۲۰۰۹). در واقع می‌توان تمامی نظریات ساختار سرمایه را در دل این سه نظریه طبقه‌بندی کرد. همچنین نظریه اینرسی[۲۱] به عنوان جدیدترین نظریه ساختار سرمایه علاوه بر بیان نتایجی جدید، مهر تاییدی بر نتایج نظریه حرکت همگام با بازار بود. شاید اصلی‌ترین وجه تمایز این دو نظریه با مطالعات قبلی، تلاش آنها بر پایان دادن به نظریات عقلاییِ[۲۲] انتخاب ساختار سرمایه باشد (سبرهمانیام[۲۳]، ۲۰۰۸). دو نظریه‌ای که پای ادبیات مالی رفتاری را به حوزه ساختار سرمایه باز کردند.

۲-۲- نظریه توازی (بده- بستان)

پیشرفت و گسترش نظریه‌های ساختار سرمایه تا حد زیادی متوجه تلاش برای شناسایی ساختار سرمایه بهینه بوده است. ریشه نظریه توازی را می-توان در مباحثات پیرامون نظریه M&M پیدا کرد، چرا که وقتی مالیات بر درآمد شرکت‌ها به نظریه بی-ارتباطی افزوده می‌شد، سپر مالیاتی[۲۴] ایجاد شده به دلیل استفاده از بدهی، ایجاد کننده یک مزیت بود و از آنجایی که تابع هدف شرکت خطی بود، هیچ هزینه‌ایی در نقطه مقابل در نظر گرفته نمی‌شد و این به معنای استفاده ۱۰۰٪ از بدهی در تأمین مالی بود (لوئیجی و سورین[۲۵]، ۲۰۰۹). مودیلیانی و میلر در مقاله سال ۱۹۶۳ خود با معرفی اثر مالیات بر درآمد شرکت‌ها و افزودن آن به مدل قبلی خود، بیان کردند که در حضور مالیات، ساختار سرمایه می‌تواند اثر مثبتی بر ارزش شرکت داشته باشد. به علاوه میلر در مقاله ۱۹۷۷ خود مالیات بر درآمد شخصی را نیز به مدل اضافه کرد و نشان داد که مزایای حاصل از تأمین مالی از طریق بدهی می‌تواند توسط نرخ مالیات بر درآمد شخصی کاهش یافته و یا حتی به طور کامل از بین برود.

اکثر پژوهشگران بر مزایای تأمین مالی از طریق بدهی توافق نظر دارند. اگرچه به نظر می‌رسد که استفاده ۱۰۰٪ از بدهی در ساختار سرمایه شرکت این مزایا را حداکثر می‌کند، ولی نباید فراموش کرد که تأمین مالی به کمک بدهی هزینه‌هایی را نیز با خود به همراه دارد. از معروف‌ترین مطالعاتی که به شناسایی این هزینه‌ها انجامید، می‌توان به مطالعات جنسن و مکلینگ[۲۶] در ۱۹۷۶ و جنسن در ۱۹۸۶ اشاره کرد. مطالعاتی که به معرفی هزینه‌های نمایندگی به عنوان یکی دیگر از هزینه‌هایی که در

تحلیل بر مبنای نظریه توازی می‌بایست در نظر گرفته شود، انجامید (لوئیجی و سورین، ۲۰۰۹). این مزایا و هزینه‌ها تنها به موارد گفته شده در بالا محدود نمی‌شود. اهرم شرکت در مدل توازی توسط ترکیبی از نیروهای مختلف تعیین می‌شود (فاما و فرنچ[۲۷]، ۲۰۰۲). نظریه توازی بر اساس مطالعات انجام شده پیرامون آن به دو دسته زیر تقسیم می‌شود:

نظریه توازی ایستا: این دسته از نظریات توازی بر روی عوامل تعیین‌کننده ساختار سرمایه تمرکز می‌کنند. عواملی که بده– بستان آنها منجر به یک نسبت اهرمی هدف می‌شود که ارزش شرکت را بیشینه می‌سازد.

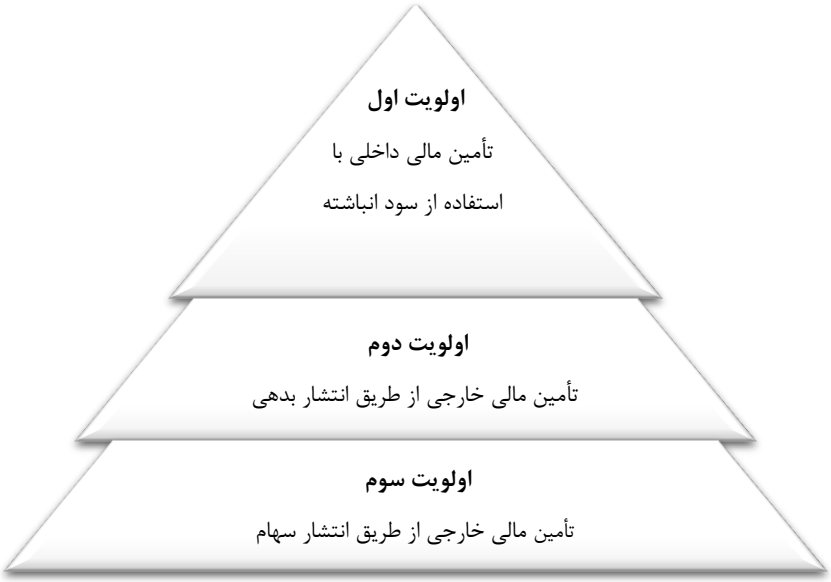
نظریه توازی دینامیک (پویا): این دسته از نظریات با توجه به وجود هزینه‌های تعدیل، بیان می‌کنند که انتشار و یا بازخرید بدهی دارای هزینه است. بنابراین ساختار سرمایه شرکت‌ها همواره منطبق با نسبت‌های اهرمی هدف نیست. شرکت‌ها با در نظر گرفتن هزینه‌های تعدیل، زمانی به تعدیل نسبت‌های اهرمی اقدام می‌کنند که مزایای این اقدام از هزینه‌های تعدیل بیشتر باشد (دودلی[۲۸]، ۲۰۰۸).

۲-۳- نظریه سلسله‌مراتبی

نظریه سلسله‌مراتبی که نخستین بار توسط دونالدسون[۲۹] در ۱۹٦۱ معرفی شد و بعدها توسط مایرز و مجلاف (۱۹۸٤) بسط یافت برخلاف نظریه توازی ایستا قائل به ساختار سرمایه بهینه نیست (لوئیجی و سورین، ۲۰۰۹). این نظریه بر اساس فرضیه وجود عدم تقارن اطلاعاتی میان سهامداران، مدیران و اعتباردهندگان در زمان تأمین مالی بنا شده است. بر اساس این نظریه، شرکت‌ها برای استفاده از منابع مالی مختلف ترجیحات مختلفی دارند، به‌طوری که در بدو امر ترجیح می‌دهند از وجوه داخلی و حاصل از فعالیت‌های خود (سود انباشته) استفاده کنند و در صورت عدم تکافوی آنها برای مقاصد مورد نیاز، در مرحله دوم دست به استقراض بزنند و در نهایت در صورت تکمیل ظرفیت استقراض، به تأمین منابع از محل افزایش سرمایه اقدام کنند (مظاهری، ۱۳۸۸).

۲-٤- نظریه حرکت همگام با بازار

این نظریه که توسط بیکر و ورگلر[۳۰] در سال ۲۰۰۲ ارائه شد، از جدیدترین نظریات مطرح شده پیرامون ساختار سرمایه است. آنها معتقدند که واقع بینانه‌ترین توضیح ممکن برای معمای ساختار سرمایه این است که وضعیت کنونی این ساختار، تا حد زیادی برآیند آثار انباشته تلاش‌های گذشته شرکت در زیر نظر قراردادن بازار سهام و همگام‌سازی خود با شرایط آن است. در این نظریه هیچ ساختار سرمایه بهینه‌ای وجود ندارد و تصمیمات مالیِ ناشی از زیر نظر قرار دادن بازار و تلاش در جهت حرکت همگام با آن، نتایج خود را روی ساختار سرمایه شرکت نشان می‌دهد (بیکر و ورگلر، ۲۰۰۲). بر اساس این نظریه شرکت‌ها در مواقعی که تصور می‌کنند در بازار بیش از ارزش واقعی قیمت‌گذاری شده‌اند، به افزایش سرمایه اقدام نموده و در مواقعی که این استنباط وجود دارد که کمتر ار ارزش واقعی قیمت‌گذاری گردیده‌اند، به تامین مالی از طریق استقراض اقدام می‌نمایند. در نتیجه نوسانات قیمت سهام شرکت‌ها ساختار سرمایه آنها را متأثر می‌سازد (لوئیجی و سورین، ۲۰۰۹).



شکل ۱- نظریه سلسله‌مراتبی ساختار سرمایه

۲-۵- نظریه اینرسی

ولش[۳۱] با ارائه مدلی به بررسی این مساله پرداخت که آیا شرکت‌ها ساختار سرمایه خود را به سمت یک نسبت بدهی هدف[۳۲] تعدیل می‌کنند و یا اجازه می‌دهند این نسبت بدهی با تغییرات قیمت سهام، نوسان داشته باشد. نتایج بررسی‌های وی که بر روی شرکت‌های امریکایی در دوره زمانی ۱۹۶۲ تا ۲۰۰۰ انجام شد، حاکی از آن بود که مهم‌ترین فاکتور توضیح‌دهنده ساختار سرمایه، بازدهی سهام شرکت‌هاست. این نظریه به نظریه اینرسی مدیریتی معروف شد. در حالی‌که مطالعات قبلی بیان می‌کنند که متغیرهایی هستند که تصمیمات ساختار سرمایه شرکت‌ها را متأثر می‌سازند، ولش ادعا می‌کند که تغییرات مشاهده شده در ساختار سرمایه‌ها یک تصمیم فعال نیست و مدیران به شکلی انفعالی با توجه به تغییرات ارزش سهام شرکت این تصمیمات را اتخاذ می‌کنند (جورهیدن و فالنیوس[۳۳]، ۲۰۰۷).

۲-۶- سرنوشت ساختار سرمایه؛ آیا بهترین نظریه وجود دارد؟

دهه‌های متمادی تحقیق و بررسی در حوزه ساختار سرمایه اگرچه تاکنون به نظریه‌ای قطعی و جهان‌شمول منتج نشده است، اما علاوه بر گردآوری پیشینه‌ای ارزشمند، پژوهشگران این حوزه را به این باور رسانده است که هیچ یک از نظریه‌های ساختار سرمایه به تنهایی قادر به توضیح تمامی الگوهای زمانی و مقطعی مشاهده شده در داده‌ها نیست. اهمیت نسبی هر یک از این نظریه‌ها در دوره‌های زمانی مختلف و در مطالعات گوناگون دستخوش تغییر شده‌اند (هوانگ و ریتر، ۲۰۰۹). در حالی‌که نظریه سلسله‌مراتبی (۱۹۸٤) با رد نظریه توازی، به نظریه‌ای غالب و برتر در دهه ۱۹۹۰ تبدیل شد، اما در سال‌های اخیر به سختی مورد انتقاد قرار گرفت تا جایی‌که فاما و فرنچ در مقاله‌ای که در سال ۲۰۰۵ تحت عنوان " تصمیمات تأمین مالی؛ چه کسی سهام منتشر می‌کند؟[۳٤]" چاپ کردند، مرگ نظریه سلسله-

مراتبی مایرز (۱۹۸٤) و مایرز و مجلاف (۱۹۸٤) را به عنوان یک مدل کامل ساختار سرمایه اعلام می-کنند (فاما و فرنچ، ۲۰۰۵). در این بین بیکر و ورگلر با معرفی نظریه حرکت همگام با بازار در سال ۲۰۰۲، هر دو نظریه توازی و سلسله‌مراتبی را به چالش می‌کشند. اما خود این نظریه نیز در مطالعات و مقالات بعدی با چالش و انتقاد مواجه می‌شود (هوانگ و ریتر، ۲۰۰۹). لیری و رابرتس (۲۰۰۵) با تعریف سه سناریوی مختلف برای هزینه‌های تعدیل و شبیه‌سازی داده‌های اهرم تحت این سه سناریو، بار دیگر نظریات حرکت همگام با بازار و اینرسی را مورد بررسی قرار می‌دهند و متوجه می‌شوند که اثر پایدار به دست آمده در این نظریه‌ها بیشتر به دلیل وجود هزینه‌های تعدیل است تا بی‌تفاوتی نسبت به سیاست‌های ساختار سرمایه. در واقع چنانچه هزینه-های تعدیل ساختار مالی بیشتر از مزایای آن باشد، شرکت‌ها از تغییر ساختار سرمایه خود دست می-کشند. آنها نتیجه می‌گیرند که انگیزه‌های تصمیمات تأمین مالی شرکت‌ها با نگاهی دینامیک به تعدیل اهرم[۳۵]، قابل توضیح است (لیری و رابرتس، ۲۰۰۵). دیتمار و ثاکور[۳٦] (۲۰۰۷) با ارائه نظریه خود تحت عنوان "استقلال سرمایه‌گذاری مدیریتی[۳۷]" ادعا می-کنند که دلیل اصلی انتشار سهام شرکت‌ها در زمان بالا بودن قیمت سهامشان، این است که سهامداران در این برهه‌های زمانی، تمایل بیشتری برای موافقت با تصمیمات مدیریت دارند. در واقع، برخلاف نظریه حرکت همگام با بازار که بهره‌بردن از قیمت‌گذاری بیش از حد بازار را محرک اصلی انتشار سهام معرفی می‌کند، آنها تأیید ضمنی مورد انتظار سهامداران را محرک اصلی انتشار سهام می‌دانند (دیتمار و ثاکور، ۲۰۰۷).

به نظر می‌رسد همانطور که فاما و فرنچ عنوان کرده‌اند؛ شاید وقت آن رسیده است که اسب-های رقابت بین نظریات ساختار سرمایه برای دستیابی به یک نظریه واحد متوقف شوند. شاید زمان آن باشد که مدل‌های مطرح شده را به عنوان شرکایی مکمل در نظر بگیریم که هر یک بیانگر حقایقی هستند که ما را در تبیین جنبه‌های مختلف تصمیمات تأمین مالی کمک می‌کنند (فاما و فرنچ، ۲۰۰۵).

۲-۷- ساختار سرمایه هدف

همان‌طور که پیش از این گفته شد، نظریات سلسله‌مراتبی، حرکت همگام با بازار و اینرسی اعتقادی به یک ساختار سرمایه بهینه ندارند و لذا از دید این نظریه‌ها مدیران تلاشی برای تغییر دادن اهرم شرکت در جهتی مشخص از خود نشان نمی‌دهند. در طرف مقابل نظریه توازی بیان می‌کند که نواقص بازار سبب می‌شود تا ارزش شرکت و اهرم آن به هم مرتبط شوند. به همین دلیل مدیران قدم‌هایی را در راستای کاهش انحراف شرکت از نسبت‌های بدهی بهینه برمی‌دارند. سرعت حرکت شرکت‌ها به سوی نسبت‌های بدهی هدف، بستگی به هزینه تعدیل اهرم دارد. اگر این هزینه‌ها وجود نداشته باشند، طبق نظریه توازی هیچ‌گاه نباید انحرافی از اهرم بهینه در شرکت‌ها دیده شود. از سوی دیگر اگر این هزینه‌ها بی نهایت بالا باشد، هیچ حرکتی به سمت اهرم بهینه نباید دیده شود (فلنری و رنگان، ۲۰۰٦). اگر شرکت‌ها با سرعت زیادی به سمت اهرم هدف حرکت کنند، آنگاه فعالیت‌های تأمین مالی گذشته شرکت و شرایط تاریخی بازار، تنها اثراتی کوتاه‌مدت بر ساختار سرمایه جاری شرکت خواهند داشت و

این مساله می تواند اهمیت نظریه حرکت همگام با بازار را خدشه‌دار کند (هوانگ و ریتر، ۲۰۰۹).

۲-۸- سرعت تعدیل (SOA) ساختار سرمایه

یکی از ابتدایی‌ترین مطالعاتی که فرضیه تعدیل ساختار سرمایه شرکت‌ها را تقویت کرد، مطالعه مارکوس[۳۸] در ۱۹۸۳ می‌باشد. وی در این مطالعه به دنبال توضیح تغییرات ساختار سرمایه بانک‌های تجاری امریکا می‌باشد. مارکوس بیان می‌کند که بانک‌های مورد بررسی دارای یک نسبت بدهی هدف بوده‌اند که همگرایی بالایی به سمت آن از خود نشان می‌دهند. وی با استفاده از یک مدل تلفیقی (پنل)، سرعت تعدیل ساختار سرمایه این بانک ها را بین ۲۰ تا ۲٤ درصد در سال تخمین می-زند.

جلیلوند و هریس[۳۹] (۱۹۸٤) با این فرض که رفتار تأمین مالی یک شرکت توسط تعدیل جزئی[٤۰] به سمت یک نسبت هدف بلندمدت قابل تبیین است، به بررسی تصمیمات تأمین مالی شرکت‌ها پرداختند. آنها چنین نتیجه می‌گیرند که شرکت‌ها به سمت نسبت‌های هدف حرکت می‌کنند و به دلیل نواقص بازار از جمله هزینه‌های تعدیل، این حرکت به صورت تدریجی و آهسته صورت می‌گیرد. همچنین آنها الگوهایی از اختلاف بین سرعت تعدیل در میان شرکت‌های بزرگ و کوچک مشاهده کردند.

رابرتس[٤۱] در سال ۲۰۰۱، به مطالعه تغییرات شرکت‌ها پرداخت. وی ادعا می‌کند که اهرم مورد نظر شرکت، خود در طول زمان دستخوش تغییر می‌شود. بنابراین مدل‌های رگرسیونی ایستا قدرت کافی برای توضیح تغییرات ساختار سرمایه ندارند. وی با استفاده از رویکردی دینامیک مشاهده می‌کند که تخمین‌های سرعت تعدیل از نظر آماری به شدت معنادار هستند. با استفاده از مدل تعدیل جزئی فیلتر کالمن[٤۲]، وی دامنه‌ای از ۱۸ درصد تا ۱۰۰ درصد را برای سرعت‌های تعدیل تخمین می‌زند (جورهیدن و فالنیوس، ۲۰۰۷).

فاما و فرنچ در مطالعه سال ۲۰۰۲ به شواهدی دال بر تعدیل آرام نسبت‌های بدهی شرکت‌ها به سمت نسبت‌های هدف دست یافتند. تخمین آنها از سرعت حرکت شرکت‌ها برای تعدیل ساختار سرمایه دامنه‌ای معادل ۷ تا ۱۸ درصد در سال بود (فاما و فرنچ، ۲۰۰۲).

لیری و رابرتس[٤۳] در بررسی سال ۲۰۰۵ خود به دنبال پاسخ به این سؤال هستند که آیا شرکت‌ها به تعدیل ساختار سرمایه خود می‌پردازند یا خیر و آیا سیاست‌های تأمین مالی آنها با رفتار تعدیل دینامیک سازگار است؟ آنها بیان می‌کنند که اکثر بررسی‌های قبلی به طور ضمنی این تعدیل را بدون هزینه فرض کرده‌اند. در این حالت شرکت‌ها قادر خواهند بود به طور پیوسته ساختار سرمایه خود را به سمت اهرم بهینه تعدیل کنند. حال آنکه در حضور چنین هزینه-هایی، پاسخ فوری به انحرافات همواره بهترین سیاست نخواهد بود. لذا آنها به معرفی هزینه‌های تعدیل تحت سه سناریوی مختلف و شبیه سازی نسبت‌های اهرمی در هر یک از این سناریوها می-پردازند. لیری و رابرتس به این نتیجه می‌رسند که تصمیمات تأمین مالی شرکت‌ها با فرضیه تعدیل دینامیک اهرم سازگاری دارد. از دیگر نکات قابل توجه مطالعه آنها بررسی مجدد نظریه‌های حرکت همگام با بازار (۲۰۰۲) و اینرسی (۲۰۰٤) و عدم همخوانی نتایج آنها با پیش‌بینی این مدل‌ها می‌باشد. (لیری و رابرتس، ۲۰۰۵).

فلنری و رنگان در مقاله‌ای که در سال ۲۰۰۶ به چاپ رساندند، چنین نتیجه می‌گیرند که شرکت‌ها به طور قطع ساختار سرمایه هدفی را در بلندمدت برای خود ترسیم می‌کنند و با نرخ بیش از ۳۰ درصد در سال به سمت این هدف حرکت می‌کنند. این سرعت تعدیل بالا اگرچه با نتایج بسیاری از مطالعات گذشته همخوانی ندارد (از جمله مطالعات شیام-ساندر و مایرز[44] (۱۹۹۹)، بیکر و ورگلر (۲۰۰۲)، فاما و فرنچ (۲۰۰۲)، ولش (۲۰۰٤) و هوانگ و ریتر (۲۰۰۵))، اما بخش دیگری از پیشینه تحقیقات نیز نتایج آنها را تأیید می‌کند (مانند مطالعه مارکوس (۱۹۸۳)، جلیلوند و هریس (۱۹۸٤) و رابرتس (۲۰۰۲)) (فلنری و رنگان، ۲۰۰٦).

نتایج بررسی کیهان و تیتمن[45] (۲۰۰۷) نشان داد که شرکت‌ها به نحوی رفتار می‌کنند که گویی دارای نسبت‌های بدهی هدف هستند اما جریانات نقدی، نیازهای سرمایه‌گذاری و تغییرات قیمت سهام موجب انحراف قابل ملاحظه از این نسبت‌های هدف می‌شود. نتایج آنها حاکی از تلاش شرکت‌ها برای برگشت به سمت این نسبت‌های هدف است، هر چند این حرکت با نرخی معادل ۸ تا ۱۰ درصد در سال نسبتاً آهسته صورت می‌گیرد (کیهان و تیتمن، ۲۰۰۷).

فلنری و هنکینز[46] (۲۰۰۷) با استفاده از روش حداقل مربعات با متغیرهای مجازی تصحیح شده[47] به نرخی معادل ۲۲ درصد در سال برای سرعت تعدیل شرکت‌ها می‌رسند. این مطالعه نیز نتیجه بررسی قبلی فلنری، مبنی بر حرکت نسبتاً سریع شرکت‌ها به سمت نسبت بدهی هدف را تائید می‌کند (فلنری و هنکینز، ۲۰۰۷).

لمون و همکاران[48] (۲۰۰۸) برای تخمین سرعت تعدیل ساختار سرمایه شرکت‌ها از سه روش شناسی مختلف استفاده می‌کنند. آنها به کمک روش OLS ترکیبی[49]، به نرخی معادل ۱۳ تا ۱۷ درصد (مشابه نتایج مطالعه فاما و فرنچ)، بر اساس روش اثرات ثابت[50]، به نرخی معادل ۳٦ تا ۳۹ درصد (مشابه نتایج فلنری و رنگان) و به کمک GMM، به نرخی معادل ۲۲ تا ۲۵ درصد دست می‌یابند. آنها بیان می‌کنند که هر دو روش OLS ترکیبی و اثرات ثابت تحت تأثیر تورش‌های بالقوه‌ای قرار دارند. تخمین بدست آمده از روشOLS ترکیبی با در نظر نگرفتن اثرات ثابت به سمت پایین تورش دارد، حال آنکه روش رگرسیون اثرات ثابت، منجر به تخمین سرعت تعدیلی می‌شود که به سمت بالا تورش دارد. آنها ادعا می‌کنند که تخمین‌های بدست آمده از روش GMM با درنظر گرفتن تمامی مشکلات تخمین دینامیک داده‌های تلفیقی (پنل) در حضور اثرات ثابت، صحیح‌ترین نتیجه را بدست می‌دهد، زیرا که در این روش، تورش‌های ناشی از روش‌های OLS ترکیبی و اثرات ثابت در جهت عکس هم حرکت می‌کنند و این امر می‌تواند منجر به تخمینی صحیح‌تر، مابین دو حد بالا و پایین این روش‌ها شود (لمون و همکاران، ۲۰۰۸).

هوانگ و ریتر (۲۰۰۹) در مطالعه خود به دنبال به کارگیری روش شناسی جدیدی هستند که بتواند مشکل تورش روش‌های قبلی به کار گرفته شده در تخمین سرعت تعدیل ساختار سرمایه را به خوبی برطرف کند. آنها با استفاده از تکنیک تفاضل مرتبه طولانی[51] به این نتیجه رسیدند که شرکت‌ها به آرامی به سمت ساختار مطلوب خود حرکت می‌کنند. تخمین آنها نرخی برابر با ۱۷ درصد برای اهرم با ارزش دفتری و ۲۳/۲ درصد برای اهرم با ارزش بازار می‌باشد. (هوانگ و ریتر، ۲۰۰۹). جدول ۱ به

طور خلاصه مقایسه‌ای از نتایج هوانگ و ریتر با مطالعات مشابه پیش از آنها را نمایش می‌دهد.

فلنری در جدیدترین مطالعه خود (۲۰۱۲) به همراه اوزتکین این بار دامنه بررسی را به کشورهای دیگر می‌گستراند. آنها این بار تاثیر متغیرهای نهادی و سیاسی در کشورهای مختلف بر روی ساختار سرمایه شرکت‌ها و توانایی این متغیرها در توضیح تغییرات سرعت‌های تعدیل تخمینی را هدف اصلی پژوهش خود قرار می‌دهند. بررسی‌های آنها نشان می‌دهد که محیط قانونی و متغیرهای نهادی به طور معناداری با سرعت‌های تعدیل شرکت‌ها همبستگی دارند و نتایج به‌دست آمده در واقع با فرضیه آنها مبنی بر محیط قانونی بهتر و قوانین نهادی تسهیل کننده‌تر، منجر به کاهش هزینه‌های تعدیل اهرم شرکت‌ها می‌شود، سازگار است. به عنوان مثال استانداردهای حسابداری کاراتر می‌تواند موجب کاهش عدم تقارن اطلاعاتی و در نتیجه آسان‌تر شدن فرآیند انتشار اوراق بهادار و یا بازخرید آنها توسط شرکت‌ها شود. به همان نسبت که انتشار بدهی و یا سهام تسهیل می‌شود، سرعت تعدیل شرکت‌ها هم افزایش خواهد داشت. اوزتکین و فلنری[۵۲] نشان می‌دهند که شرکت‌های فعال در کشورهایی با نهادهای قانونی کارا و ساختارهای مالی مبتنی بر کارایی بازارها (به جای واسطه‌ها)، به طور میانگین ۵۰ درصد سریع‌تر از سایرین به تعدیل ساختار سرمایه خود دست می‌زنند. به علاوه آنها دریافتند که ساختارهای اقتصادی بازارمحور، هزینه تعدیل کمتری را به شرکت‌ها تحمیل می‌کنند و لذا سرعت تعدیل شرکت‌ها در کشورهایی که دارای ساختار مالی بازار محور هستند، بیشتر از شرکت‌هایی است که در کشورهایی با ساختار مالی بانک محور فعالیت می‌کنند.

جدول ۱. تخمین‌های سرعت تعدیل در مطالعات تجربی ساختار سرمایه

مقاله	روش تخمین	SOA با به کارگیری اهرم دفتری	SOA با به کارگیری اهرم بازار
فاما و فرنچ (۲۰۰۲)	OLS بدون اثرات ثابت	*٪۱۰ **٪۱۸	*٪۷ **٪۱۵
کیهان و تیتمن (۲۰۰۷)	OLS بدون اثرات ثابت	٪۱۰	٪۸/۳
فلنری و رنگان (۲۰۰۶)	اثرات ثابت، تفاضل میانگین و استفاده از متغیر ابزاری	٪۳٤/۲	٪۳۵/۵
آنتونیو، گونی و پودیال (۲۰۰۸)	GMM با اثرات ثابت		٪۳۲/۲
لمون، رابرتز و زندر (۲۰۰۸)	GMM با اثرات ثابت	٪۲۵	
هوانگ و ریتر (۲۰۰۹)	مدل تفاضل مرتبه طولانی با اثرات ثابت	٪۱۷	٪۲۳/۲

*شرکت‌هایی که سود نقدی پرداخت می‌کنند. **شرکت‌هایی که سود نقدی پرداخت نمی‌کنند.

منبع: هوانگ و ریتر، ۲۰۰۹، Testing Theories of Capital Structure and Estimating the Speed of Adjustment.

۲-۹- رقابت بازار محصول

تحقیق در زمینه ارتباط بین ساختار سرمایه و رقابت بازار محصول با کار برندر و لوئیس[۵۳] در سال ۱۹۸٦ آغاز شد. آنها بیان کردند که رفتار یک شرکت متأثر از ساختار سرمایه آن خواهد بود و عملکرد بازار شرکت تصمیمات مالی آن را متأثر خواهد

ساخت. این دو به منظور آزمون فرضیه‌های خود به طراحی یک مدل بازار انحصار فروش دو جانبه[54] دست زدند. مدل این دو نشان داد که ساختار سرمایه شرکت‌ها بر تعادل بازار محصول اثر می‌گذارد.

وانزنرید[55] (۲۰۰۰) نشان داد که تصمیمات مالی شرکت‌ها به طور قابل ملاحظه‌ای وابسته به ویژگی-های بازار محصولات آنهاست. ژو و همکاران[56] (۲۰۰۲) نشان دادند که شرکت‌های چینی در زمان-هایی که انتظار رقابت فشرده‌تری در بازار دارند، تمایل کمتری به استفاده از بدهی در ساختار سرمایه خود دارند و به تبع آن تصمیمات مالی محتاطانه‌تری اتخاذ می‌کنند. اما ژائو و سان[57] (۲۰۰٤) به رابطه معناداری میان همبستگی بین استراتژی رقابتی شرکت‌ها و محافظه‌کاری مالی آنها دست نیافتند و این‌گونه نتیجه‌گیری کردند که شرکت‌های چینی در هنگام تصمیم‌گیری در زمینه سیاست‌های ساختار سرمایه خود به ندرت تعامل و ارتباط بین ساختار سرمایه و رقابت بازار محصولات را در نظر می-گیرند. لیو و همکاران[58] (۲۰۰۳) نیز در بررسی خود رابطه مثبتی را بین ساختار سرمایه شرکت‌های چینی و میزان رقابت بازار محصولات نشان دادند (ژیانگ و همکاران[59]، ۲۰۱۰).گونِی و همکاران[60] (۲۰۱۱) در بررسی خود تحت عنوان ارتباط بین رقابت بازار محصول و ساختار سرمایه در شرکت‌های چینی به نتایج زیر دست یافتند:

- تفاوت معناداری در ساختار سرمایه در میان صنایع مختلف وجود دارد.
- تفاوت معناداری در رقابت بازار محصول در میان صنایع مختلف وجود دارد.
- بر اساس مدل‌های GMM و FEیک رابطه خطی و معکوس بین شدت رقابت و نسبت اهرمی در بین نمونه مورد بررسی وجود دارد (گونِی و همکاران[61]، ۲۰۱۱).

ایستایتیه و رودریگوئز-فرناندز[62] در مقاله سال ۲۰۰٦ خود به مرور ادبیات موجود پیرامون ساختار سرمایه و بازارهای عامل محصول پرداختند. این دو، مطالعات صورت گرفته در این مقوله را در سه دسته کلی طبقه‌بندی کردند. دسته اول را تئوری ذینفعان ساختار سرمایه[63] نامیدند که به دنبال توضیح اثرات ذینفعان غیرمالی شرکت(از جمله کارگران، مشتریان، تأمین کنندگان و غیره) بر روی بدهی‌های شرکت است. دسته دوم مطالعات که آن را مطالعات ساختار بازار[64]نامیدند، به دنبال بررسی اثرات متقابل ساختار-های بازار و سرمایه بر روی هم می‌باشد. تحقیقاتی که اثرات ساختار بازار را بر روی ساختار سرمایه شرکت‌ها بررسی می‌کند در این دسته قرار می‌گیرند. نویسندگان این مقاله بیان می‌کنند که حجم تحقیقات انجام گرفته در این دسته بسیار کمتر از دو دسته دیگر است. در نهایت دسته سوم که آن را مطالعات استراتژی رقابتی شرکت[65] نامیدند، تحقیقاتی را در بر می‌گیرد که در آنها ساختار سرمایه طبق یک رابطه دو سویه (همانند دسته قبل) به عامل استراتژی رقابتی شرکت مرتبط می‌شود. آنها مطرح می‌کنند که اکثر تحقیقات انجام گرفته در این دسته به دو نتیجه اصلی و در عین حال متضاد دست یافته‌اند: اول آنکه اهرم، شرکت‌ها را به اتخاذ استراتژی‌های تهاجمی‌تر وادار می‌کند و موجب تشدید رقابت می‌شود. دوم، اهرم، شرکت‌ها را به اتخاذ استراتژی‌های محافظه-کارانه‌تر وامی‌دارد و موجب کاهش رقابت می‌شود. مدل‌هایی که در این قسمت بررسی می‌شوند به سه دسته تقسیم می‌شوند:

- مدل‌های بدهی محدود[٦٦] که بیان کننده یک رابطه مثبت بین نسبت اهرمی و قدرت بازار محصول[٦٧]می‌باشند. در این مدل‌ها به دلیل حضور اثر بدهی محدود، شرکت‌های اهرمی عموماً از یک استراتژی تهاجمی به منظور خارج کردن رقبای خود از بازار بهره می‌برند.
- مدل‌های رفتار غارتگرایانه[٦٨] که در نقطه مقابل مدل‌های دسته اول قرار می‌گیرند و به یک رابطه منفی بین اهرم و قدرت بازار محصول اشاره دارند. به عبارت دیگر در این مدل‌ها این شرکت‌های غیراهرمی هستند که متمایل به استراتژی‌های تهاجمی به منظور خارج کردن شرکت‌های اهرمی از بازار هستند.
- مدل‌های اثر سرمایه‌گذاری[٦٩] که ترکیبی از دو مدل قبل بوده و نشان می‌دهند چگونه سطوح مختلف بدهی ممکن است بر افزایش یا کاهش میزان سرمایه‌گذاری شرکت‌ها اثرگذار باشد (ایستایتیه و رودریگوئز- فرناندز، ٢٠٠٦).

٣- فرضیه‌های پژوهش

فرضیه اول: شرکت‌ها ساختار سرمایه خود را به سمت ساختار سرمایه هدف اصلاح و تعدیل می‌کنند و این تعدیل به صورت دینامیک صورت می‌گیرد. این فرضیه در حقیقت، آزمون نظریه توازی در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران محسوب می‌شود. به عبارت دیگر حرکت شرکت‌ها با سرعتی قابل توجه به سمت اهرم هدف، شواهدی مبنی بر تقویت نظریه توازی به دست خواهد داد.

فرضیه دوم: شرکت‌ها ساختار سرمایه خود را با توجه به تغییرات در رقابت بازار محصول، اصلاح می‌کنند.

٤- روش‌شناسی پژوهش

جامعه آماری مورد استفاده در این تحقیق، کلیه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در فاصله سال‌های ١٣٧١ تا ١٣٩٠ است اما به دلیل وجود متغیر با وقفه، از برخی داده‌های سال ١٣٧٠ نیز استفاده شده است.

با توجه به ادبیات پژوهش، تعداد نمونه مورد مطالعه در این تحقیق با استفاده از روش غربال[٧٠] و با توجه به معیارهای زیر انجام خواهد گرفت:

- شرکت‌های واسطه مالی و سرمایه‌گذاری، هلدینگ، بیمه و بانک‌ها از نمونه مورد بررسی کنار گذاشته شدند. علت این امر ساختارهای سرمایه معمولاً متفاوت این شرکت‌ها با سایر شرکت‌هاست. در واقع برخی الزامات قانونی می‌تواند ساختار سرمایه این شرکت‌ها را تحت تاثیر قرار دهد و لذا این اعتقاد وجود دارد که ساختار سرمایه این شرکت‌ها ممکن است، منعکس‌کننده عوامل دیگری باشند که نتایج این بررسی را با تورش همراه سازند. به همین دلیل در مطالعات مشابه نیز این دسته از شرکت‌ها از نمونه مورد بررسی کنار گذاشته شده‌اند (جورهیدن و فالنیوس، ٢٠٠٧).
- از آنجایی که مدل رگرسیون مورد استفاده در این پژوهش، یک مدل دینامیک بوده و این به معنای حضور وقفه متغیر وابسته در میان متغیرهای مستقل است، بنابراین شرکت‌هایی که دارای

حداقل دو سال پی‌درپی داده نباشند، می‌بایست از نمونه خارج شوند.

- شرکت‌هایی که به هر دلیلی تا سال ۱۳۹۰ فعال نبوده‌اند، از نمونه خارج شده‌اند. این اقدام به منظور پیشگیری از تورش بقا[۷۱] ، انجام شد.
- شرکت‌هایی که پایان سال مالی آنها منطبق با ۲۹ اسفند ماه نبود، از نمونه کنار گذاشته شدند.

لازم به ذکر است که همه شرکت‌ها از سال ۱۳۷۱ در بازار بورس اوراق بهادار تهران فعال نبوده-اند و بنابراین مشاهدات این شرکت‌ها، بازه‌های زمانی کوتاه‌تری را در بر می‌گیرد (به کارگیری مدل پنل نامتوازن برای داده‌ها امکان بررسی شرکت‌هایی با بازه‌های زمانی متفاوت را برای این پژوهش فراهم می‌آورد). در حقیقت، هدف از به کارگیری بزرگترین نمونه ممکن، افزایش اعتبار مطالعه و همچنین بالا بردن احتمال دستیابی به نتایجی کلی و قابل اتکا می‌باشد. در نهایت پس از حذف شرکت‌هایی که شرایط گفته‌شده را نداشتند، ۲۲۵ شرکت برای نمونه استفاده شده در این پژوهش باقی ماندند که در مجموع ۱٦,۹٤٤ مشاهده تجمعی شرکت–سال[۷۲]را فراهم کردند.

٤-۱- مدل و متغیرهای پژوهش

٤-۱-۱- سرعت تعدیل

مدلی که برای تخمین سرعت تعدیل مورد استفاده قرار خواهد گرفت، یک مدل تعدیل جزئی[۷۳] می‌باشد که توسط مارک نرلاو[۷٤] مطرح شده است (گجراتی، ۲۰۰٤، ص٦۷۳). مدل تعدیل جزئی نرلاو به صورت زیر قابل نمایش است:

$$MDR_{i,t} - MDR_{i,t-1} = \lambda\left(MDR^{*}_{i,t} - MDR_{i,t-1}\right) + u_{i,t} \qquad \text{رابطه(1)}$$

در این مدل، $MDR^{*}_{i,t}$ اهرم هدف شرکت i ام در زمان t، $MDR_{i,t}$ و $MDR_{i,t-1}$ به ترتیب اهرم‌های واقعی شرکت i ام در زمان‌های t و t-1 می‌باشد. λ نیز سرعت تعدیل جزئی و $u_{i,t}$جزء اخلال مدل است. در واقع این مدل اجازه می‌دهد که هر سال، شرکتi ام شکاف بین اهرم واقعی و اهرم هدف خود را به مقدار λ کاهش دهد. چنانچه مدل را بر اساس اهرم واقعی شرکت مرتب کنیم به معادله زیر خواهیم رسید:

$$MDR_{\mathrm{i,t}} = \lambda \mathrm{MDR}^{*}_{\mathrm{i,t}} + (1-\lambda)\mathrm{MDR}_{\mathrm{i,t-1}} + \mathrm{u_{i,t}} \qquad \text{(رابطه ۲)}$$

تخمین مدل فوق با دو مشکل با اهمیت مواجه است. مشکل اول، غیرقابل مشاهده بودن یا غیرقابل اندازه‌گیری بودن اهرم هدف $(MDR^{*}_{i,t})$ است و مشکل دوم حضور وقفه متغیر وابسته $(\mathrm{MDR_{i,t-1}})$ در میان متغیرهای توضیحی. برای رفع مشکل اول، از طریق مدلسازی نسبت بدهی هدف به کمک متغیرهای موثر بر ساختار سرمایه، به تخمینی معقول از اهرم هدف شرکت، دست پیدا می‌کنیم. با مشکل دوم نیز به کمک به کارگیری تخمین‌زنندگان متغیرهای ابزاری[۷۵] و روش گشتاورهای تعمیم-یافته[۷٦]برخورد خواهد شد. در واقع مدل بر این اساس که اهرم هدف شرکت‌های مختلف می‌تواند در گذر زمان با تاثیرپذیری از عوامل تعیین‌کننده ساختار سرمایه دستخوش تغییر شود، شکل گرفته می‌شود. پس خواهیم داشت:

$$MDR^{*}_{i,t} = \beta X_{i,t-1} \qquad \text{رابطه(3)}$$

که در رابطه فوق $X_{i,t-1}$؛ برداری از ویژگی‌های شرکت i ام در زمان t-1است که با مزایا و هزینه‌های فعالیت تحت نسبت‌های اهرمی متفاوت مرتبط است. β هم ضریب تخمینی این بردار خواهد بود. طبق

نظریه توازی، $\beta \neq 0$ است. بردار $X_{i,t-1}$ دربرگیرنده مجموعه عواملی است که بر ساختار سرمایه شرکت-ها موثر هستند. اگرچه این عوامل در مطالعات گوناگون با تغییرات اندکی همراه بوده‌اند، اما بخش اعظم ادبیات ساختار سرمایه بر روی تعدادی از این عوامل اتفاق نظر دارند که در حقیقت متغیرهای این تحقیق را شامل می‌شوند.

٤-١-٢- متغیرهای پژوهش

٤-١-٢-١- متغیر وابسته

اهرم هدف ($MDR_{i,t}$): راجان و زینگالس[٧٧] (١٩٩٥) اشاره دارند که چگونگی تعریف ساختار سرمایه بستگی به هدف مطالعه دارد (گونی و همکاران، ٢٠١١). در این بررسی نیز بر همین اساس و با توجه به مطالعات مشابه، متغیر وابسته مدل را نسبت بدهی بازار[٧٨] در نظر می‌گیریم که به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$MDR_{i,t} = \frac{D_{i,t}}{D_{i,t} + S_{i,t}P_{i,t}} \qquad \text{رابطه(4)}$$

که در این رابطه $MDR_{i,t}$؛ نسبت بدهی بازاری شرکت i ام در زمان t، $D_{i,t}$ نمایش‌دهنده ارزش دفتری بدهی‌های شرکت iام در زمان t، $S_{i,t}$؛ بیانگر تعداد سهام عادی شرکت i ام در زمان t و $P_{i,t}$ بیانگر قیمت هر سهم شرکت i ام در زمان t است.

٤-١-٢-٢- متغیرهای مستقل

نسبت سود عملیاتی به دارایی ($^{EBIT}/_{TA}$): اولین متغیر توضیحی (مستقل) مدل، نسبت سود عملیاتی سالانه شرکت (سود قبل از بهره و مالیات سالانه، EBIT) به کل دارایی‌های (TA) آن در پایان سال است. تأثیر این متغیر بر روی اهرم شرکت مبهم است. زیرا که ($^{EBIT}/_{TA}$) بالاتر، می‌تواند توانایی شرکت در بازپرداخت بدهی‌ها را افزایش داده و مشوقی برای اهرمی‌تر کردن شرکت باشد و از طرفی می‌تواند مشوقی برای کاهش پرداخت‌های بهره و اطمینان از دریافت هر چه بیشتر این درآمدها توسط سهامداران باشد.

رقابت بازار محصول (Q): از اصلی‌ترین متغیرهای مورد بررسی در این پژوهش خواهد بود. از نظر عملیاتی درجه رقابت بازار محصول، نشان‌دهنده قدرت انحصار یکجانبه[٧٩]، انحصار چندجانبه فروش[٨٠] و یا قدرت رقابتی شرکت است. برای محاسبه این قدرت رقابتی بازار، از شاخص‌های مختلفی از جمله شاخص لرنر[٨١]، شاخص هرفیندال-هیرشمن[٨٢] و یا Q توبین[٨٣] استفاده شده است. لیندنبرگ و راس (١٩٨١) نشان دادند که Q توبین از توانایی قابل ملاحظه‌ای برای نمایش قدرت رقابت بازار شرکت برخوردار است. ما نیز در این پژوهش به مانند مطالعه گونی و فرچایلد (٢٠١١)، از شاخص Q توبین برای نمایش قدرت رقابت بازار شرکت‌ها استفاده می‌کنیم و آن را به صورت زیر تعریف می‌کنیم.

در واقع هر چه بازار رقابتی‌تر باشد، شرکت توانایی کمتری برای افزایش ارزش خود خواهد داشت و بنابراین می‌توان انتظار Q کمتری را داشت (گونی و فرچایلد، ٢٠١١).

$$Q = \frac{\text{(قیمت پایانی هر سهم} \times \text{تعداد سهام عادی) بازاریارزش سهام} + \text{ارزش بدهی‌هادفتری}}{\text{دارایی‌هادفتریارزش}} \qquad \text{رابطه(5)}$$

لگاریتم طبیعی دارایی‌ها (LnTA): می‌توان انتظار داشت که شرکت‌های بزرگتر، به دلایل مختلف از جمله دسترسی آسان‌تر به بازارهای بدهی و یا شفافیت بیشتر عملیاتی اهرم بزرگتری به کار گیرند. اندازه شرکت به وسیله شاخص‌های مختلفی از جمله میزان فروش سالانه، ارزش دارایی‌ها، ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام و یا ارزش بازار سهام، مشخص می‌شود (شاهسونی، ۱۳۸۸). در این تحقیق با توجه به هدف پژوهش (بررسی تغییرات ساختار سرمایه)و ادبیات پژوهش،از متغیر ارزش دارایی‌های شرکت به عنوان متغیر توضیح‌دهنده این عامل استفاده خواهد شد. از آنجایی که این متغیر بر خلاف سایر متغیرهای مدل نسبی نیست، از آن لگاریتم گرفته می‌شود تا تغییرات واقعی دارایی‌های شرکت را به ما نشان دهد. همچنین در ابتدا لازم است تا اثر تورمی مقادیر دارایی‌ها گرفته شود. این امر به کمک شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی (منتشر شده توسط بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران) صورت می‌پذیرد و سپس از این مقادیر، لگاریتم طبیعی گرفته می‌شود.

نسبت دارایی‌های ثابت به کل دارایی‌ها ($^{FA}/_{TA}$): می‌توان فرض کرد که شرکت‌هایی که سهم بیشتری از دارایی‌هایشان را دارایی‌های محسوس و ثابت تشکیل می‌دهد، از نسبت بدهی بزرگتری نیز برخوردارند. یک دلیل این امر می‌تواند این باشد که سرمایه‌گذاری بیشتر در دارایی‌های ثابت نیاز به استقراض را افزایش می‌دهد. دلیل دیگر می‌تواند امکان استفاده از دارایی‌های ثابت به عنوان وثیقه در هنگام استقراض و در نتیجه کمتر شدن هزینه بدهی باشد. بنابراین می‌توان انتظار داشت که ضریب این متغیر در مدل، مثبت باشد.

٤-١-٣- مدل بسط‌یافته اهرم هدف و مدل نهایی

با جایگذاری متغیرهای تحقیق که در قسمت قبل به آنها اشاره شد، به جای بردار $X_{i,t-1}$، در رابطه (۳)، مدل اهرم هدف به شکل زیر در خواهد آمد:

$$MDR^{*}_{i,t} = \beta_1 \mathrm{EBIT/TA_{i,t-1}} + \beta_2 \mathrm{Q_{i,t-1}} + \beta_3 \mathrm{LnTA_{i,t-1}} + \beta_4 \mathrm{FA/TA_{i,t-1}} + \varepsilon_{it} \quad \text{رابطه(6)}$$

β ها، ضرایب متغیرهای توضیحی مدل هستند که به دنبال تخمین آنها خواهیم بود. جدول زیر نمایش-دهنده علائم مورد انتظار آنهاست:

متغیر	علامت مورد انتظار
$(\mathbf{EBIT}/\mathbf{TA})$	(+) یا(−)
$(\boldsymbol{Q})$	(+)
$(\mathbf{LnTA})$	(+)
$(\boldsymbol{FA}/\boldsymbol{TA})$	(+)

با جایگذاری رابطه بسط یافته اهرم هدف (رابطه ٦)، در مدل اصلاح جزئی استاندارد (رابطه ۲)، مدل نهایی تحقیق به شکل زیر خواهد شد:

رابطه (۷)

$$MDR_{i,t} = \beta_1 \mathrm{EBIT/TA_{i,t-1}} + \beta_2 \mathrm{Q_{i,t-1}} + \beta_3 \mathrm{LnTA_{i,t-1}} + \beta_4 \mathrm{FA/TA_{i,t-1}} + (1-\lambda)\mathrm{MDR_{i,t-1}} + \mathrm{u_{i,t}}$$

رابطه بالابیان می‌کند که مدیران به طور معمول به اتخاذ استراتژی‌هایی می‌پردازند که شکاف بین موقعیت ساختار سرمایه کنونی آنها ($\mathrm{MDR_{i,t-1}}$) و موقعیت مطلوب و مورد نظرشان ($\beta X_{i,t-1}$) را کاهش دهد. به علاوه این رابطه فرض می‌کند که تمامی شرکت‌ها با سرعت یکسان λ به تعدیل ساختار سرمایه خود می‌پردازند (فلنری و رنگان، ۲۰۰٦). بنابراین با تفریق ضریب تخمین زده شده برای $\mathrm{MDR_{i,t-1}}$ از عدد یک، سرعت تعدیل ساختار سرمایه به‌دست خواهد آمد:

$$1-(1-\lambda) = \lambda \qquad \text{رابطه(8)}$$

٤-١-٤- مدل‌های دینامیک با داده‌های پنل[٨٤]

بسیاری از روابط اقتصادی و مالی دارای ماهیتی دینامیک هستند و یکی از مهم‌ترین مزیت‌های داده-های تلفیقی این است که به محقق اجازه می‌دهد تا این رفتار تعدیل دینامیک را بهتر شناسایی کند. حضور وقفه متغیر وابسته در بین متغیرهای توضیحی مدل مورد استفاده نشان‌دهنده یک مدل دینامیک است. به عنوان مثال رابطه زیر که در آن δ یک اسکالر، x_{it} ماتریس $K \times 1$ و βماتریسی $K \times 1$ است، نشان‌دهنده یک مدل دینامیک با داده‌های تلفیقی است:

$$y_{it} = \delta y_{i,t-1} + x_{it}\beta + u_{it} \qquad i = 1, \dots, N; t = 1, \dots, T \quad \text{رابطه}(9)$$

حال چنانچه فرض کنیم که u_{it} از یک مدل جزء اخلال یک طرفه[٨٥] تبعیت می‌کند، یعنی:

$$u_{it} = \mu_i + \nu_{it} \qquad \text{رابطه}(10)$$

آنگاه از آنجایی که y_{it} تابعی از μ_i است، می‌توان فهمید که $y_{i,t-1}$ نیز تابعی از μ_i خواهد بود، و این یعنی همبستگی یکی از متغیرهای توضیحی (سمت راست) مدل با جزء اخلال. این مساله سبب می‌شود که تخمین‌زننده OLSنه تنها تورش‌دار، بلکه ناسازگار نیز باشد (حتی با وجود عدم همبستگی سریالی در بین ν_{it}ها). تخمین زننده اثرات ثابت نیز اگرچه به کمک یک تبدیل درونی تفاضل از میانگین، قادر است تا μ_i را حذف کند؛

$$y_{it} - \bar{y}_i = \delta(y_{i,t-1} - \bar{y}_{i,-1}) + \beta(x_{it} - \bar{x}_i) + \nu_{it} - \bar{\nu}_i; \; t = 2, \dots, T \quad \text{رابطه}(11)$$

اما $(y_{i,t-1} - \bar{y}_{i,-1})$ که در آن؛ $\bar{y}_{i,-1} = \sum_{t=2}^{T} \frac{y_{i,t-1}}{(t-1)}$، همچنان با $(\nu_{it} - \bar{\nu}_i)$ همبسته خواهد بود و علت این امر همبستگی $y_{i,t-1}$ با $\bar{\nu}_i$ است. لازم به ذکر است تنها زمانی‌که $T \to \infty$، تخمین‌زننده تبدیل درونی یافته δ و β برای چنین مدل دینامیکی سازگار خواهند بود. در این میان، تخمین زننده GLS اثرات تصادفی نیز؛ در مدل‌های دینامیک با داده‌های پنل، تورش‌دار است (بالتاجی[٨٦]، ٢٠٠٥، صفحه ١٣٦-١٣٥). بنابراین باید به سراغ روش‌هایی رفت که مشکل تخمین مدل‌های دینامیک با داده‌های پنل را برطرف کنند. در این بین تخمین‌زنندگان متغیر ابزاری، روش گشتاورهای تعمیم‌یافته و حداکثر درستنمایی[٨٧] تخمین‌هایی سازگار به دست می‌دهند (هایسائو[٨٨]، ٢٠٠٣، صفحه ٧٠).

٥- یافته‌های پژوهش

٥-١- آمار توصیفی داده‌های پژوهش

در نمونه مورد بررسی که شامل ٢٢٥ شرکت و ٢١ سال می‌شود، برای هر متغیر مدل در مجموع ٢٨٢٤ مشاهده باقی ماند که جزئیات مربوط به آنها در جدول ٣ بیان شده است.

یکی از مشکلات بالقوه در تحلیل داده‌های مالی وجود ریشه واحد است. وجود ریشه‌های واحد به معنای نامانا بودن داده‌هاست و این امر می‌تواند به بروز مشکلاتی در اعتبار آزمون‌های انجام شده منجر شود. بنابراین پیش از تخمین مدل، مانایی متغیرهای مدل به کمک نرم‌افزار EViews 7 و از طریق آزمون-های ریشه واحد لوین، لینو چو[٨٩]، ایم، پسران و شین[٩٠]، دیکی فولر افزوده[٩١] و فیلیپس-پرون[٩٢] مورد بررسی قرار گرفت. نتایج در مورد تمامی متغیرها به غیر از Ln(TA)، حاکی از مانا بودن آنهاست. البته در مورد متغیر Ln(TA) نیز آزمون ریشه واحد لوین، لینو چو نامانایی آن را رد می‌کند، اما سه آزمون دیگر نامانایی آن را رد نمی‌کنند.

جدول ۳- آمار توصیفی داده‌ها

	تعداد مشاهدات	میانگین	میانه	ماکزیمم	مینیمم	انحراف‌معیار
MDR	۲۸۲٤	۰/۵۲۱	۰/۵۰۹	۱	۰/۰۲۱	۰/۲۳۵
EBIT/TA	۲۸۲٤	۰/۱٦	۰/۱٤۷	۰/٦۹۲	−۰/۵۸۱	۰/۱۳۳
Q	۲۸۲٤	۱/۵۹	۱/۳۳۳	۱۱/۸۰٤	۰/۲۸۱	۱/۰۱۲
Ln(TA)	۲۸۲٤	۱۲/٦۰۸	۱۲/۵۲۰	۱۷/۷۷۵	۹/۱٤٦	۱/۳۱
FA/TA	۲۸۲٤	۰/۲٤	۰/۲	۰/۹٤۲	۰	۰/۱٦۸
BDR	۲۸۲٤	۰/٦۸٦	۰/٦۸٤	۳/٦٦۲	۰/۰٤	۰/۲۳۷

جدول ٤- نتایج نهایی رگرسیون ترکیبی حداقل مربعات معمولی

متغیر	ضریب	آماره t	Prob
$MDR_{i,t-1}$	0.713226	50,57979	0.0000
$EBIT_TA_{i,t-1}$	-0.284393	-12.54019	0.0000
$Q_{i,t-1}$	0.003711	1.265311	0.2059
$LnTA_{i,t-1}$	0.015491	15.54154	0.0000
$FA_TA_{i,t-1}$	-0.038297	-2.569013	0.0103
R-squared		0.683277	
Adjusted R-squared		0.682788	

۵-۲- نتایج تخمین مدل

۵-۲-۱- رگرسیون ترکیبی به کمک حداقل مربعات معمولی

در ابتدا مدل دینامیک ساختار سرمایه هدف (رابطه ۷)، به کمک رگرسیون ترکیبی و با تکنیک حداقل مربعات معمولی تخمین زده شد. مدل رگرسیون ترکیبی ساده‌ترین نحوه برخورد با داده‌های تلفیقی است که در آن آثار زمانی و یا مقطعی در نظر گرفته نمی‌شود.آماره‌های به‌دست آمده برای ضرایب مدل رگرسیون ترکیبی فوق حاکی از معنی‌داری همه ضرایب است به جز ضریب Q توبین[۹۳] (ضریب متغیر توضیح‌دهنده عامل رقابت بازار محصول). مدل تخمین‌زده شده به صورت زیر خواهد بود:

رابطه (۱۲)

$$MDR_{i,t} = -0/284\ EBIT_TA_{i,t-1} + 0/004\ Q_{i,t-1} + 0/015 LnTA_{i,t-1} - 0/383 FA_TA_{i,t-1} + 0/713\ MDR_{i,t-1}$$

حال برای محاسبه سرعت تعدیل ساختار سرمایه کافیست ضریب $MDR_{i,t-1}$ را از یک کم کنیم:

$$\lambda = 1 - 0/713 = 0/287$$

و این یعنی سرعت تعدیلی معادل ۲۸/۷٪ در سال.

۵-۲-۲- رگرسیون پنل با اثرات ثابت

این‌بار هماهنگ با اکثر مطالعات مشابه، مدل را به کمک اثرات ثابت در بین مقاطع (شرکت‌ها) تخمین می‌زنیم. پس از حاصل‌شدن نتایج، با انجام آزمون چاو[۹٤] روی نتایج تخمین، بررسی می‌کنیم که آیا استفاده از مدل‌های رگرسیونی پنل با درنظر گرفتن اثرات ثابت ضرورتی دارد یا خیر. در آزمون چاو، فرض صفر بیان‌کننده عدم تفاوت معنادار بین ضریب تعیین روش‌های ترکیبی و اثرات ثابت است. بر اساس نتایج بدست آمده، فرض H_0 رد می‌شود و این یعنی استفاده از رگرسیون پنل با اثرات ثابت تفاوت معناداری با رگرسیون ترکیبی دارد. این نتیجه هماهنگ با اکثر بررسی‌های قبلی تخمین سرعت تعدیل ساختار سرمایه است که اثرات ثابت مقاطع را در تخمین مدل‌های پنل خود لحاظ کرده بودند. اما

در مورد نتایج تخمین مدل، این‌بار علاوه بر ضریب Qتوبین، بی‌معنی بودن ضریب FA/TA نیز رد نمی-شود[۹۵]. مدل تخمین‌زده شده در این حالت به شکل زیر است که ضریب تعیین (R-squared) به‌دست آمده برای آن (۷۵٪) در مقایسه با رگرسیون ترکیبی (۶۸٪) با بهبود همراه بوده است:

رابطه (۱۳)

$$MDR_{i,t} = -0/294 - 0/285EBIT_TA_{i,t-1} - 0/0005\ Q_{i,t-1} + 0/046LnTA_{i,t-1} + 0/014\ FA_TA_{i,t-1} + 0/521\ MDR_{i,t-1}$$

سرعت تعدیل در این حالت ۴۷/۹٪ به دست می‌آید ($\lambda = 1 - 0/521$) که در حدود ۱۷٪ سریعتر از نتیجه رگرسیون ترکیبی بدون اثرات ثابت است.

فلنری و رنگان (۲۰۰۶) بیان می‌کنند که دو دلیل مختلف ممکن است باعث تخمین چنین سرعت تعدیل بالایی شده باشد. یکی وجود اثرات ثابت شرکت‌ها و دیگری محدودیت مدل رگرسیون پنل که در آن ضرایب شیب‌ها در طول زمان ثابت نگه داشته می‌شوند. آنها به منظور شناسایی بین این دو علت، مدل را به کمک داده‌های تبدیل یافته از طریق تفاضل از میانگین تخمین می‌زنند. در این حالت هر متغیر به صورت انحراف از میانگین مقاطع (شرکت-ها) بیان می‌شود. ما نیز به همین ترتیب عمل کرده و نتایج تخمین مدل تبدیل‌یافته را در جدول ۶ می‌بینیم:

با توجه به تشابه بسیار زیاد تخمین‌های بدست آمده از مدل تفاضل میانگین با مدل اثرات ثابت می-توان نتیجه گرفت که اثرات ویژه مشاهده نشده شرکت‌ها به طور قابل ملاحظه‌ای سرعت‌های تعدیل تخمینی را تحت تاثیر قرار می‌دهند. در واقع تغییر تخمین مدل از روش رگرسیون ترکیبی به رگرسیون با اثرات ثابت، موجب افزایشی در حدود ۲۰٪ در سرعت‌های تعدیل شد.

جدول ۵. نتایج نهایی رگرسیون حداقل مربعات با اثرات ثابت

متغیر	ضریب	آماره t	Prob
$MDR_{i,t-1}$	0.520709	28.44988	0.0000
$EBIT_TA_{i,t-1}$	-0.285288	-10.49135	0.0000
$Q_{i,t-1}$	-0.000500	-0.143934	0.8856
$LnTA_{i,t-1}$	0.046327	7.161325	0.0000
$FA_TA_{i,t-1}$	0.014269	0.585590	0.5582
R-squared		0.747948	
Adjusted R-squared		0.723563	
F-statistic		30.67215	
Prob(F-statistic)		0.000000	

جدول ۶. نتایج نهایی رگرسیون تبدیل‌یافته (تفاضل میانگین)

متغیر	ضریب	آماره t	Prob
$MDR_{i,t-1}$	0.505464	29.35704	0.0000
$EBIT_TA_{i,t-1}$	-0.318424	-12.36499	0.0000
$Q_{i,t-1}$	-0.001273	-0.383120	0.7017
$LnTA_{i,t-1}$	0.031030	9.233936	0.0000
$FA_TA_{i,t-1}$	0.002450	0.104132	0.9171
R-squared		0.450943	
Adjusted R-squared		0.450095	

۵-۲-۳- رگرسیون پنل با اثرات تصادفی

سومین تخمین مدل را با در نظرگرفتن اثرات تصادفی انجام خواهیم داد. این‌بار پس از تخمین مدل، به کمک آزمون هاسمن، بررسی می‌کنیم که آیا مدل اثرات تصادفی برای تخمین سرعت تعدیل مناسب‌تر است یا خیر. رد فرضیه صفر آزمون هاسمن نشان می‌دهد که تخمین‌زننده مدل اثرات تصادفی ناسازگار خواهد بود و بنابراین مدل اثرات ثابت برای تخمین سرعت تعدیل مناسب‌تر است.

اگرچه نتایج به‌دست آمده از رگرسیون OLS ترکیبی و اثرات ثابت امکان مقایسه این بررسی با مطالعات قبلی را فراهم می‌سازد، اما هر دوی این روش‌ها تحت تاثیر تورش‌های بالقوه شدیدی هستند. به خصوص حداقل مربعات معمولی ترکیبی که به اشتباه حضور اثرات ثابت را نادیده می‌گیرد (لمون و همکاران، ۲۰۰۸).

۵-۲-٤- تخمین‌زننده متغیر ابزاری

این‌بار به سراغ تخمین مدل به روش متغیرهای ابزاری می‌رویم. با توجه به نتایج آزمون‌های چاو و هاسمن که درقسمت قبل به آنها اشاره شد، مدل را با در نظرگرفتن اثرات ثابت و مطابق بررسی فلنری و رنگان (۲۰۰٦) و جورهیدن و فالنیوس (۲۰۰۷) به کمک روش حداقل مربعات دو مرحله‌ای تخمین می‌زنیم. تخمین‌زننده TSLS با بهره‌گیری از متغیرهای ابزاری از جمله رویکردهایی است که به منظور حذف اثر همبستگی متغیرهای توضیحی و اجزای اخلال مورد استفاده قرار می‌گیرد. مطابق با بررسی فلنری و رنگان از وقفه متغیر ارزش دفتری نسبت بدهی (BDR) به عنوان متغیر ابزاری برای وقفه ارزش بازاری نسبت بدهی (MDR) استفاده می‌کنیم. نتایج به‌دست آمده، نشان‌دهنده سرعت تعدیلی معادل ٤۷/۳٪ ($\lambda = 1 - 52/7$) است. مدل برازش شده در این حالت که با توجه به Prob(F-statistic) آن، از نظر آماری معنی‌دار است به صورت زیر می‌باشد:

رابطه (۱۵)

$$MDR_{i,t} = -0/304 - 0/276 EBIT_TA_{i,t-1} - 0/004\ Q_{i,t-1} + 0/046 LnTA_{i,t-1} + 0/039\ FA_TA_{i,t-1} + 0/527\ MDR_{i,t-1}$$

بازهم ضرایب تخمین‌زده شده برای متغیرهای $Q_{i,t-1}$ و $FA_TA_{i,t-1}$ از نظر آماری بی‌معنی می‌باشند (البته ضریب $FA_TA_{i,t-1}$ در سطح اطمینان ۹۰٪ معنی‌دار است)، اما سایر ضرایب همگی معنی‌دار هستند[۹٦].

جدول ۷- نتایج نهایی رگرسیون حداقل مربعات با اثرات تصادفی

متغیر	ضریب	آماره t	Prob
$MDR_{i,t-1}$	0.688604	47.76033	0.0000
$EBIT_TA_{i,t-1}$	-0.305443	-14.03700	0.0000
$Q_{i,t-1}$	-0.000338	-0.116491	0.9073
$LnTA_{i,t-1}$	0.008859	4.821198	0.0000
$FA_TA_{i,t-1}$	-0.051199	-3.592071	0.0003
R-squared		0.685143	
Adjusted R-squared		0.684535	

جدول ۸. نتایج آزمون هاسمن

متغیر	آماره کای مربع	درجه آزادیکای مربع	Prob
Cross-section random	404.490617	5	0.0000

جدول ۹- نتایج نهایی رگرسیون حداقل مربعات دومرحله‌ای با اثرات ثابت

متغیر	ضریب	آماره t	Prob
$MDR_{i,t-1}$	0.526870	12.49494	0.0000
$EBIT_TA_{i,t-1}$	-0.276415	-8.016063	0.0000
$Q_{i,t-1}$	0.003896	0.785560	0.4322
$LnTA_{i,t-1}$	0.045782	6.593353	0.0000
$FA_TA_{i,t-1}$	0.039025	1.648147	0.0995
R-squared		0.769588	
Adjusted R-squared		0.745251	
F-statistic		22.65169	
Prob(F-statistic)		0.000000	

جدول ۱۰- نتایج نهایی رگرسیون گشتاورهای تعمیم‌یافته

متغیر	ضریب	آماره t	Prob
$MDR_{i,t-1}$	0.740128	216.0248	0.0000
$EBIT_TA_{i,t-1}$	-0.025514	-3.103054	0.0019
$Q_{i,t-1}$	0.058597	58.90005	0.0000
$LnTA_{i,t-1}$	0.087293	36.58110	0.0000
$FA_TA_{i,t-1}$	0.088123	11.43143	0.0000
J-statistic		175.7693	

۵-۲-۵- تخمین‌زننده روش گشتاورهای تعمیم-یافته

آخرین تخمین مدل به کمک روش گشتاورهای تعمیم‌یافته خواهد بود. مدل برازش شده به کمک تخمین‌زننده‌های سازگار آرلانو و باندر این روش به صورت زیر است:

رابطه (۱۵)

$$MDR_{i,t} = -0/025 EBIT_TA_{i,t-1} + 0/0586\ Q_{i,t-1} + 0/087 LnTA_{i,t-1} + 0/088\ FA_TA_{i,t-1} + 0/74\ MDR_{i,t-1}$$

آماره‌های به‌دست آمده برای ضرایب تخمین‌زده شده همگی حاکی از معنی‌داری آنها در سطح اطمینان ۹۹٪ می‌باشد. سرعت تعدیل در این مدل نیز به مانند مدل‌های قبلی با کم‌کردن ضریب متغیر $(MDR_{i,t-1})$ از عدد یک به دست خواهد آمد که برابر با ۲۶٪ است:

$$\lambda = 1 - 0/74 = 0/26$$

همان‌طور که ملاحظه می‌شود، مطابق انتظار سرعت تعدیل تخمین‌زده شده به کمک تخمین‌زننده گشتاورهای تعمیم‌یافته به‌مراتب کمتر از رگرسیون پنل با اثرات ثابت (۴۷/۹٪) و رگرسیون حداقل مربعات دومرحله‌ای (۴۷/۳٪) است. نکته دیگری که در مورد مدل گشتاورهای تعمیم‌یافته باید به آن توجه کرد، آماره Jمی‌باشد. آماره J با برخورداری از توزیع کای-مربع به منظور بررسی آزمون سارگان[۹۷] برای شناسایی محدودیت‌های بیش از حد شناسایی-شده[۹۸] به کار می‌رود. عدم رد فرضیه صفر در این آزمون به معنای اعتبار مدل تخمین‌زده شده به کمک گشتاورهای تعمیم‌یافته می‌باشد. به کمک دستور زیر می‌توان Prob J-statisticرا برای این آماره در EViews محاسبه و به بررسی آزمون سارگان پرداخت:

رابطه (۱۶)

Scalar Pval= @Chisq(J-statistic, (ρ − k))

در عبارت بالا ρ رتبه ماتریس متغیرهای ابزاری و k تعداد پارامترهای تخمینی مدل است. Prob J-statistic در مدل تخمین‌زده شده (رابطه ۱۵) برابر با ۰/۲۰۱۵٦ است که از عدم رد فرضیه صفر و معتبر بودن مدل حکایت می‌کند.

٦- نتیجه‌گیری و بحث

نتایج به‌دست آمده که در جدول ۱۱ نشان داده شده‌اند، از سرعت تعدیل نسبتا بالایی در بین شرکت‌های مورد بررسی حکایت می‌کند. براساس روش‌های رگرسیون پنل با اثرات ثابت و حداقل مربعات دومرحله‌ای با متغیرهای ابزاری شرکت‌های مورد بررسی سالانه در حدود 48٪ شکاف ایجاد شده بین ساختار سرمایه هدف و ساختار سرمایه موجود خود را کاهش می‌دهند. اما تخمین‌زننده GMM با تخمین سرعتی معادل 26٪ این حرکت به سمت ساختار سرمایه هدف را آرام‌تر از سایر روش‌ها ارزیابی می‌کند. نکته مهم این نتایج هماهنگی آنها با سایر مطالعات انجام شده در بین شرکت‌های خارجی است. در ادبیات تحقیق نیز دیدیم که تخمین‌های بدست آمده از مدل‌هایی که اثرات ثابت را در خود لحاظ می‌کنند از نظر کمّی بالاترین تخمین‌هاست (مانند مطالعه فلنری و رنگان در ۲۰۰٦، جورهیدن و فالنیوس در ۲۰۰۷ و یا لمون و همکاران در ۲۰۰۸) و تخمین‌های مدل‌های فاقد اثرات ثابت (مانند مطالعه فاما و فرنچ در ۲۰۰۲) و نیز GMM (مانند مطالعه آنتونیو، گونی و پودیال در ۲۰۰۸ و یا لمون، و همکاران در ۲۰۰۸) همواره کمتر از مدل‌های پنل با اثرات ثابت است.

در نهایت می‌توان گفت که اگرچه تغییر روش‌های تخمین مدل تعدیل جزئی ساختار سرمایه منجر به تخمین سرعت‌هایی با اختلاف قابل توجه می‌شوند، اما با توجه به دور بودن نتایج تخمین سرعت‌های تعدیل از عدد صفر می‌توان نتایج این بررسی را تاییدی بر نظریه توازی دانست. نظریه‌ای که بیان می‌کند شرکت‌ها ساختار سرمایه بهینه‌ای دارند که در صورت مشاهده انحراف از آن، رفتار تأمین مالی خود را به نحوی جهت‌دهی می‌کنند که آنها را به این سطح بهینه بازگرداند.

هدف دوم این پژوهش، بررسی اثر عامل بازار رقابت محصول بر روی تغییرات ساختار سرمایه شرکت‌ها بود. این عامل که تحت عنوان متغیر Q وارد مدل می‌شد، در هیچ‌یک از تخمین‌ها به غیر از GMM ضریب معنی‌داری به خود نگرفت و این امر نشان می‌دهد که عامل رقابت بازار محصول در بین شرکت‌های موجود در نمونه این بررسی عامل تاثیرگذاری در تعیین ساختار سرمایه هدف نبوده است.

جدول ۱۱- نتایج تخمین سرعت تعدیل ساختار سرمایه

روش تخمین	سرعت تعدیل ساختار سرمایه (SOA)
رگرسیون ترکیبی بدون اثرات ثابت (Pooled OLS)	٪۲۸/۷
رگرسیون پنل با اثرات ثابت (Firm Fixed Effects)	٪٤۷/۹
حداقل مربعات دو مرحله‌ای با متغیر ابزاری(TSLS with Instrumental Variable)	٪٤۷/۳
روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM)	٪۲٦

نتیجه‌ای که با یافته‌های فلنری و رنگان (۲۰۰۶) و جورهیدن و فالنیوس (۲۰۰۷) مطابقت می‌کند. البته در تخمین مدل به روش GMM، ضریب متغیر Q نه تنها معنی‌دار است بلکه دارای علامت مورد انتظار مثبت (+) نیز می‌باشد. به این معنا که بین رقابت بازار محصول (قدرت رقابت شرکت‌ها) با اهرم (نسبت بدهی) مشاهده شده برای آنها رابطه مثبتی وجود دارد. نتیجه‌ای که منطبق با مدل‌های بدهی محدود است. مدل‌هایی که به وجود رابطه مثبت بین قدرت رقابتی شرکت و اهرم آن اشاره می‌کنند. جدول 12 نشان‌دهنده ضرایب تخمین زده شده و Prob این ضرایب برای متغیر Q توبین در چهار روش تخمین اصلی این بررسی می‌باشد.

جدول ۱۲- نتایج تخمین ضریب متغیر Q توبین

روش تخمین	ضریب تخمینزده شده برای متغیر Q	Prob
رگرسیون ترکیبی بدون اثرات ثابت (Pooled OLS)	۰/۰۰۳۷۱۱	۰/۲۰۵۹
رگرسیون پنل با اثرات ثابت (Firm Fixed Effects)	-۰/۰۰۰۵	۰/۸۸۵۶
حداقل مربعات دو مرحله‌ای با متغیر ابزاری(TSLS with Instrumental Variable)	۰/۰۰۳۸۹۶	۰/۴۳۲۲
روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM)	۰/۰۵۸۵۹۷	۰/۰۰۰۰

فهرست منابع

* اسلامی بیدگلی، غلامرضا (۱۳۸۷). مباحثی در تئوری و مدیریت مالی، تهران: انتشارات ترمه.
* خالقی مقدم، حمید؛ باغومیان، رافیک (۱۳۸۵). مروری بر نظریه‌های ساختار سرمایه. پیک نور، سال پنجم، شماره چهارم، ۸۲-۵۸.
* درخشان، مسعود (۱۳۸۷). اقتصادسنجی، جلد اول؛ تک معادلات با فروض کلاسیک (بخش اول). تهران: سازمان مطالعه و تدوین کتب علوم انسانی دانشگاه‌ها (سمت).
* ستایش، محمدحسین؛ کاظم نژاد، مصطفی؛ شفیعی، محمدجواد (۱۳۸۸). کاربرد الگوریتم ژنتیک در تعیین ساختار بهینه سرمایه شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران، بررسی‌های حسابداری و حسابرسی، دوره ۱۶، شماره ۵۶، ۵۸-۳۹.
* شاهسونی،داود (۱۳۸۸). ارزیابی توانایی مدل مبتنی بر ویژگی‌های سهام در مقایسه با مدل سه عاملی فاما و فرنچ در تبیین اختلاف بازده سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. پایان‌نامه کارشناسی ارشد،دانشگاه تهران، دانشکده مدیریت.
* قالیباف اصل، حسن (۱۳۹۱). مدیریت مالی، مفاهیم و کاربردها، تهران: انتشارات پوران پژوهش.
* قالیباف اصل، حسن (۱۳۷۳). بررسی تاثیر ساختار سرمایه (اهرم مالی) برروی ریسک سیستماتیک (β) سهام عادی شرکت‌های پذیرفته شده در بازار بورس اورق بهادار تهران، پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه تهران، دانشکده مدیریت.
* مظاهری، طهماسب (۱۳۸۸). تبیین ساختار سرمایه مناسب در شرکت‌های پذیرفته شده در

بورس اوراق بهادار تهران، پایان نامه دکتری، دانشگاه تهران، دانشکده مدیریت.

* نوو، ریموند. پی، (۱۳۸٦). مدیریت مالی (جلد دوم)، ترجمه و اقتباس علی جهانخانی و علی پارسائیان، تهران: انتشارات سمت.

* Baker, M., and Wurgler, J. (2002). Market Timing and Capital Structure, Journal of Finance, 57, 1–30.
* Baker, M., Wurgler, J. (2012). Behavioral Corporate Finance: an Updated Survey, Forthcoming in Handbook of the Economic s of Finance: Volume 2, George M. Constantinides, Milton Harris, a nd Rene M. Stulz, Eds. Elsevier Press.
* Baltagi, B.H., (2005). Econometric Analysis of Panel Data. Third Edition, John Wiley and Sons,Ltd
* Brooks, C., (2008). Introductory Econometrics for Finance. Second Edition, Cambridge University Press.
* Dittmar, A., Thakor,A. (2007). Why Do Firms Issue Equity?,Journal of Finance 62(1) , 1-54.
* Dudley, E. (2008). Essays on Capital Structure and Investment. Doctoral Dissertation, William E. Simon Graduate School of Business Administration, University of Rochester, New York.
* Fama, E., French, K.R. (2002). Testing Trade-Off and Pecking Order Predictions About Dividends and Debt. The Review of Financial Studies 15(1), 1-33.
* Fama, E., French, K.R., (2005). Financing Decisions, Who Issues Stock?.Journal of Financial Economics 76, 549-582.
* Flannery, M. and K. Hankins, (2007), A Theory of Capital Structure Adjustment Speed, Working paper, University of Florida.
* Flannery, M.J., Rangan, K.P., (2006). Partial Adjustment Toward TargetCapital Structures. Journal ofFinancial Economics 79, 469–506.
* Greene, W.H., (2011). Econometric Analysis. Seventh Edition, Prentice Hall.
* Gujarati, D. (2004). Basic Econometrics. Fourth Edition, The McGraw-Hill companies.
* Guney, Y., Li, L. and Fairchild, R. (2011). The Relationship Between Product Market Competition and Capital Structure in Chinese Listed Firms, International Review of Financial Analysis, 20, 41–51.
* Harris, M., Raviv, A. (1991). Theory of Capital Structure. Journal of Finance 46(1), 297-355.
* Hayashi, F., (2000). Econometrics. Princeton University Press.
* Heshmati, A., (200۲). The Dynamics of Capital Structure: Evidence from Swedish Micro and Small Firms, Resaech in Banking and Finance, 2: 199-241.
* Hovakimian, A., Li, G. (2011). In Search of Conclusive Evidence: How to Test For Adjustment to Target Capital Structure, Journal of Corporate Finance, 17, 33-44.
* Hsioa, C. (2003). Analysis of panel Data. Second Edition, Cambridge University Press.
* Huang, R., Ritter., J.R. (2009). Testing Theories of Capital Structure and Estimating the Speed of Adjustment, Journal of Financial and Quantitative Analysis, 44(2), 237-271.
* Istaitieh, A., Rodríguez-Fernàndez, J.M. (2006). Factor-Product Markets and Firm's Capital Structure: A Literature Review. Review of Financial Economics, 15: 49-75.
* Jiang F., Qu Y., Lu, Z. and Li, Y. (2010). Product Market Competition and Dynamic Adjustment in Capital Structure. Frontiers of Business Research in China, 4(1): 101–129.
* Jorheden,L., Fallenius, M. (2007). Target Capital Structure and Adjustment Speed- A Dynamic Panel Data Analysis of Swedish Firms, Master's Thesis, Lund University.
* Kayhan. A., Titman, S. (2007). Firms' Histories and Their Capital Structures. Journal of FinancialEconomics, 83, 1-32.
* Leary, M.T, Roberts, M.R. (2005). Do Firms Rebalance Their Capital Structure?.Journal of Finance, 60, 2575-2619.
* Lemmon. M.L., Roberts, M.R., Zender, J.F. (2008). Back to the Beginning: Persistence and the Cross-Section of Corporate Capital Structure. Journal of Finance, 63, 1575-1 608.
* Luigi, P., Sorin, V. (2009). A Review of the Capital Structure Theories, Annals of Faculty of Economics, 3(1), 315-32.
* Marques M.O., Santos, M.C. (2004), Capital Structure Policy and Determinants: Theory and Managerial Evidence, Working Paper, Department of Economy, University

یادداشت‌ها

[1]Capital Structure Puzzle
[2]Stewart Myers
[3]Lemmon, Roberts and Zender
[4]Irrelevance Theory
[5]Modigliani and Miller
[6]Trade-off Theory
[7]Common Sense
[8]Dynamic Trade-off Theory
[9]Adjustment Costs
[10]Huang and Ritter
[11]Product Market Competition
[12]Relevance Theory
[13]Durand
[14]Net Income Approach
[15]Net Operating Income Approach
[16]Optimal Capital Structure Approach
[17]Shen
[18]Harris and Raviv
[19]Pecking Order Theory
[20]Market Timing Theory
[21]Inertia Theory
[22]Rational
[23]Subrahmanyam
[24]Tax Shield
[25]Luigi and Sorin
[26]Jensen and Meckling
[27]Fama and French
[28]Dudley
[29]Donaldson
[30]Baker and Wurgler
[31]Welch
[32]Target Debt Ratio
[33]Jorheden and Fallenius
[34]Financing Decisions, Who Issues Stock?
[35]Dynamic Rebalancing of Leverage
[36]Dittmar and Thakor
[37]Managerial Investment Autonomy
[38]Marcus
[39]Jalilvand and Harris
[40]Partial Adjustment
[41]Roberts
[42]Kalman Filter model of Partial Adjustment
[43]Leary and Roberts
[44]Shyam-Sunder and Myers
[45]Kayhan and Titman
[46]Flannery and Hankins
[47]Corrected Least Squares Dummy Variables Technique
[48]Lemmon et al.
[49]Pooled OLS
[50]Fixed Effects Method
[51]Long Differencing Technique
[52]Öztekin and Flannery
[53]Brander and Lewis
[54]Duopoly
[55]Wanzenried
[56]Zhu et al.
[57]Zhao and Sun
[58]Liu et al
[59]Jiang et al.
[60]Guney et al
[61]Guney et al.
[62]Istaitieh and Rodríguez-Fernàndez
[63]Stakeholder Theory of Capital Structure
[64]Market Structure Literature
[65]Firm's Competitive Strategy

of Porto, Portugal. Available at SSRN: http://ssrn.com/abstract=494143.

* Modigliani, F., Miller, M.H. (1958). The cost of capital, corporation finance, and the theory of investment. American Economic Review, 48(3), 261-297.
* Myers, S.C. (2001). Capital Structure. The Journal of Economic Perspectives, 15(2), 81-102.
* Myers, S.C. (2003). Handbook of the Economics of Finance, Volume 1A (Corporate Finance), Edited by G.M. Constantinides, M. Harris and R. Stulz, Elsevier Press.
* Öztekin. Ö, Flannery, M.J. (2012). Institutional Determinants of Capital Structure Adjustment Speed, Journal of Financial Economics, 103, 88-112.
* Rajan R. G., Zingales L., (1995). What Do We Know about Capital Structure? Some Evidence from International Data, Journal of Finance, 50, 1421-146.
* Rasiah, D., Kim, P.K, (2011). A Theoretical Review on the Use of the Static Trade off Theory, The Pecking Order Theory and the Agency Cost Theory of Capital Structure. International Research Journal of Finance and Economics, 63, 150-159.
* Ross, S.A, Westerfield, R.W and Jordan, B.D. (2002). Fundamentals of Corporate Finance. McGraw-Hill/ Irwin, Sixth edition, Volume 1.
* Shen, G. (2008). The Determinants of Capital Structure in Chinese Listed Companies. Doctoral Dissertation, School of buiseness, University of Ballarat.
* Shyam-Sunder, L., Myers, S.C. (1999). Testing Static Tradeoff Against Pecking Order Models of Capital Structure. Journal of Financial Economics, 51, 219-244
* Subrahmanyam, A. (2007). Behavioural Finance: A Review and Synthesis. European Financial management, 14(1), 12-29.
* Swanson, Z., Srinidhi, B., Seetharaman,A. (2003). The Capital Structure Paradigm-Evolution of Debt/ Equity Choices. London: Praeger.
* Welch, I. (2004). Capital Structure and Stock Returns. Journal of Political Economy, 112(1), 106-131

[66]Limited Liability Models
[67]Product Market Power
[68]Predation Models
[69]Investment Effect Models
[70]Criteria Filtering Technique
[۷۱]تورش بقا (Survivorship Bias) بیان می‌کند که داده‌های شرکت‌های فعال در گذشته که هم‌اکنون به هر دلیلی فعالیت آنها متوقف شده است، می‌تواند موجب انحراف نتایج مطالعه شود. زیرا، این احتمال وجود دارد که بقای آنها در گذشته ناشی از ماهیت فعالیت‌شان نبوده، بلکه وابسته به مجموعه‌ای از امکانات و شرایطی بوده که پس از بین رفتن آنها، تداوم فعالیت‌شان نیز با مشکل مواجه شده است (جورهیدن و فالنیوس، ۲۰۰۷).
[72]Firm-year Observation
[73]Partial Adjustment Model
[74]Mark Nerlove
[75]Instrumental Variables
[76]Generalized Method of Moments
[77]Rajan and Zingales
[۷۸]اگرچهاکثر مطالعات گذشته نیز از نسبت بدهی بازاری، برای اهرم هدف استفاده کرده‌اند (هواکیمیان و همکاران (۲۰۰۱)، فاما و فرنچ (۲۰۰۲)، ولش (۲۰۰٤)، لیری و رابرتس(۲۰۰۵) و فلنری و رنگان(۲۰۰٦))، اما نتایج بررسی های فلنری و رنگان نشان داد که استفاده از اهرم دفتری هم نتایجی تقریبا یکسان با اهرم بازاری به دست می‌دهد (فلنری و رنگان، ۲۰۰٦).
[79]Monopoly
[80]Oligopoly
[81]Lerner Index
[82]Herfindahl- Hirschman Index
[83]Tobin's Q
[84]Dynamic Panel Data Models
[85]One-way Error Component Model
[86]Baltagi
[87]Maximum-Likelihood
[88]Hsiao
[89] Levin, Lin and Chu
[90] Im, Pesaran and Shin
[91] Augmented Dickey-Fullller (ADF)
[92] Philips-Perron (PP)
[۹۳]چنانچه بار دیگر مدل پس از حذف متغیر Q توبین تخمین زده شود، سرعت تعدیل تخمین زده شده به ۳۲% می‌رسد.
[94]Chow Test
[۹۵]چنانچه بار دیگر مدل پس از حذف متغیرهایQ توبین و FA/TAتخمین زده شود، سرعت تعدیل تخمین زده شده تغییری نمی‌کند و در سطح ٤۷% باقی می‌ماند.
[۹٦]چنانچه بار دیگر مدل پس از حذف متغیرهایQ توبین و FA/TA تخمین زده شود، سرعت تعدیل تخمین زده شده به ٤۰% می‌رسد.
[97]Sargan Test
[98] Over-identifying Restrictions