مجله مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار
شماره بیست و سوم / تابستان ۱۳۹٤

بررسی عدم تقارن سرعت تعدیل ساختار سرمایه: مدل آستانه‌ای پویا

سید عباس هاشمی[۱]
داود کشاورزمهر[۲]

تاریخ دریافت: ۹۳/۸/۱۵ تاریخ پذیرش: ۹۳/۱۰/۲۴

چکیده

معمولاً شرکت‌ها از ساختار سرمایهٔ هدف‌شان انحراف دارند و ممکن است تنها زمانی برای تعدیل ساختار سرمایهٔ خود اقدام کنند که مزایای این تعدیل بیش از هزینه‌های آن باشد. بر اساس نظریهٔ توازن پویا می‌توان استدلال نمود که هر یک از شرکت‌ها با توجه به ویژگی‌های خاص خود، با هزینه‌های تعدیل متفاوتی مواجه شده و در نتیجه با سرعت‌های متفاوتی به سمت اهرم هدف‌شان حرکت می‌کنند. بر این اساس، در پژوهش حاضر عدم تقارن سرعت تعدیل ساختار سرمایه در بین شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران مورد بررسی قرار گرفته است. بدین منظور، در این پژوهش اطلاعات ۱۱۵ شرکت در دورهٔ زمانی ۱۳۸۱ تا ۱۳۹۰ جمع‌آوری شده و از مدل تعدیل جزئی آستانه‌ای و روش گشتاورهای تعمیم یافته استفاده شده است. نتایج آزمون فرضیه‌ها نشان داد که شرکت‌های دارای کسری مالی و سرمایه‌گذاری بیشتر و سودآوری و نوسان درآمد کمتر نسبت به شرکت‌های دارای ویژگی‌های متضاد با سرعت بیشتری ساختار سرمایهٔ خود را تعدیل می‌کنند. در واقع این شرکت‌ها به دلیل مواجهه با هزینه‌های بحران مالی بالاتر و یا هزینه‌های تعدیل پایین‌تر، انگیزهٔ بیشتری برای تعدیل ساختار سرمایهٔ خود دارند. بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که شرکت‌های مورد بررسی با سرعت‌های مختلفی به سمت اهرم‌های هدف‌شان حرکت می‌کنند.

واژه‌های کلیدی: اهرم هدف، سرعت تعدیل، مدل آستانه‌ای پویا، نظریهٔ توازن پویا، هزینه‌های تعدیل.

۱- دانشیار گروه حسابداری، دانشگاه اصفهان. a.hashemi2@yahoo.com
۲- کارشناس ارشد مدیریت مالی، دانشگاه اصفهان، (مسئول مکاتبات). d_keshavarz67@yahoo.com

۱- مقدمه

بعد از نظریهٔ بی‌ارتباطی[1] مودیگلیانی و میلر (۱۹۵۸)، که به عنوان سنگ بنای نظریه‌های ساختار سرمایه در نظر گرفته شده است، برخی از نظریه‌ها به منظور اثبات اهمیت موضوع ساختار سرمایه در امور مالی شرکت‌ها، با تمرکز بر ناسازگاری‌ها و نواقص بازار سرمایه توسعه یافتند. در این میان، نظریهٔ توازن[2] به عنوان یکی از دیدگاه‌های برجستهٔ ساختار سرمایه، بر روی دو نوع ناسازگاری تمرکز دارد، که یکی از آنها منافع مالیاتی و دیگری هزینه‌های بحران مالی (ورشکستگی) می‌باشد. بر اساس این نظریه، نسبت بدهی بهینه (هدف) بر اساس توازن بین منافع و هزینه‌های تأمین مالی از طریق بدهی تعیین می‌شود. نسخهٔ پویای این نظریه که در دههٔ اخیر نیز تحقیقات زیادی را به خود اختصاص داده است، بیان می‌کند که ممکن است هزینه‌های تعدیل مانع از حرکت مداوم شرکت‌ها به سمت اهرم هدف‌شان شوند. بنابراین، ممکن است شرکت‌ها تنها زمانی برای تعدیل اهرم خود اقدام کنند که مزایای تعدیل بیش از هزینه‌های آن باشد.

در سال‌های اخیر تعداد زیادی از پژوهش‌ها سعی کرده‌اند با بررسی اینکه شرکت‌ها چگونه و با چه سرعتی به سمت اهرم هدف حرکت می‌کند، اعتبار نظریهٔ توازن را مورد آزمون قرار دهند. به عنوان مثال، اوزکان (۲۰۰۱) و فلانری و رنگان (۲۰۰۶) با ارزیابی یک مدل تعدیل جزئی خطی[3] دریافتند که شرکت‌های انگلیسی و امریکایی به ترتیب با سرعتی بالاتر از ۵۰ و ۳۰ درصد به سمت اهرم هدف‌شان حرکت می‌کنند. ستایش و کارگرفرد (۱۳۹۰)، گرجی (۱۳۹۱)، صمدی و همکاران (۱۳۹۲) و اعتمادی و منتظری (۱۳۹۲) نیز سرعت تعدیلی بین ۲۶ تا ۵۳ درصد را برای شرکت‌های ایرانی تخمین زدند. محدودیت مهم این پژوهش‌ها آن است که به طور ضمنی فرض می‌کنند سازوکارهای تعدیل شرکت‌ها متقارن (مشابه) است، به طوری که شرکت‌ها با سرعت یکسانی به سمت یک نسبت بدهی یکسان حرکت می‌کنند. در واقع، آنها این نکته را در نظر نگرفته‌اند که ممکن است شرکت‌ها با توجه به ویژگی‌های خاص خود، با هزینه‌های تعدیل متفاوتی مواجهه شوند و بر این اساس مسیرهای مختلفی را به سمت ساختار سرمایهٔ هدف خود انتخاب کنند. البته برخی از پژوهش‌های انجام شده در سال‌های اخیر با تمرکز بر ویژگی‌های مختلف شرکت‌ها به بررسی عدم تقارن رفتار توازن پویای شرکت‌ها پرداخته‌اند. این پژوهش نیز تلاش می‌کند که با استفاده از یک مدل آستانه‌ای پویا، عدم تقارن در سرعت تعدیل ساختار سرمایهٔ شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران را مورد مطالعه قرار دهد.

۲- مبانی نظری و مروری بر پیشینهٔ پژوهش

به اعتقاد مایرز (۱۹۸۴)، در شرکت‌هایی که از الگوی نظریهٔ توازن استفاده می‌کنند، نسبتی برای بدهی هدف تعیین و جهت حرکت شرکت به سوی آن تنظیم می‌شود. وی بر این باور است که این نسبت از طریق ایجاد نوعی تعادل در میان منافع حاصل از سپر مالیاتی بدهی‌ها و هزینه‌های ورشکستگی معین می‌شود. می‌توان مدل ارائه شده توسط مایرز را در دو بخش نظریهٔ توازن ایستا و رفتار تعدیل اهداف مورد بررسی قرار داد (خالقی‌مقدم و باغومیان، ۱۳۸۶). در نظریهٔ توازن ایستا، ساختار سرمایهٔ بهینه از توازن یک‌دوره‌ای

بین مزایای مالیاتی بدهی و هزینه‌های بحران مالی تعیین می‌شود که بر تعدیل لحظه‌ای نسبت بدهی اشاره دارد. در واقع این نظریه نقش هزینه‌های تعدیل[۴] ساختار سرمایه را در نظر نگرفته است. در حالی که مایرز (۱۹۸۴) بیان می‌کند که هزینه‌های تعدیل وجود دارند و با وجود این هزینه‌ها، تعدیل ساختار سرمایه به سمت سطح بهینه به کندی صورت می‌گیرد و شرکت‌ها نمی‌توانند به سرعت وقایعی که آنها را از سطح بهینه دور می‌سازد خنثی کنند. به همین دلیل، تعدادی از صاحب‌نظران با در نظر گرفتن هزینه‌های تعدیل و با فرض اینکه فعالیت شرکت‌ها برای بیش از یک‌دوره تداوم می‌یابد، نسخهٔ تصحیح شده‌ای برای نظریهٔ توازن، با عنوان نظریه‌ی توازن پویا[۵] پیشنهاد کردند.

نظریهٔ توازن پویا فرض می‌کند که شرکت‌ها به تدریج و تنها در مقاطعی که اهرم آنها از سطح هدف انحراف قابل ملاحظه‌ای داشته باشد اقدام به تعدیل می‌کنند. همچنین این نظریه بیان می‌کند که ممکن است شرکت‌ها به جای داشتن یک اهرم هدف دقیق، یک دامنهٔ هدف داشته باشند که امکان تغییر اهرم درون آن وجود دارد (دانگ و همکاران، ۲۰۱۲). بررسی‌های تجربی نیز وجود این دامنهٔ هدف را تأیید می‌کند. در مطالعه‌ای که گراهام و هاروی (۲۰۰۱) انجام دادند، ۷۱ درصد از مدیران مالی شرکت‌ها به داشتن یک دامنهٔ هدف برای نسبت بدهی و ۱۰ درصد نیز به داشتن یک نسبت بدهی دقیق اذعان کرده بودند (لیری و رابرتز، ۲۰۰۵). به طور کلی، تحقیقات فعلی در زمینهٔ ساختار سرمایه تا حد زیادی طرفدار نسخهٔ تصحیح شدهٔ نظریهٔ توازن می‌باشند. همچنین بسیاری از تحقیقات به این نتیجه رسیده‌اند که مدل توازن پویا بر نظریه‌های جایگزین دیگر غلبه کرده است (فلانری و هانکینس، ۲۰۰۷).

به طور کلی، سرعت حرکت شرکت‌ها به سوی نسبت‌های بدهی هدف، به هزینهٔ تعدیل اهرم بستگی دارد. اگر این هزینه‌ها وجود نداشته باشند، طبق نظریهٔ توازن هیچ گاه نباید انحرافی از اهرم بهینه در شرکت‌ها دیده شود. از سوی دیگر اگر این هزینه‌ها بینهایت بالا باشند، نباید هیچ حرکتی به سمت اهرم بهینه صورت گیرد (فلانری و رنگان، ۲۰۰۶). در اکثر پژوهش‌ها، تنها به هزینه‌های معامله برای انتشار اوراق بهادار به عنوان هزینه‌های تعدیل اشاره شده است (لیری و رابرتز، ۲۰۰۵؛ فلانری و رنگان، ۲۰۰۶). اما فالکندر و همکاران (۲۰۱۲) بیان می‌کنند که هزینهٔ تعدیل نه تنها به هزینه‌های صریح معامله، بلکه به انگیزه‌های شرکت برای دسترسی به بازارهای سرمایه نیز بستگی دارد. در واقع، آنها معتقدند که هر گونه دسترسی به بازار سرمایه را می‌توان برای تعدیل ساختار سرمایه مورد استفاده قرار داد.

مقدار برآورد شدهٔ سرعت تعدیل پیامدهای مهمی را برای نظریهٔ توازن به همراه دارد. سرعت تعدیل کمتر حاکی از آن است که جبران انحراف اهرم جاری از اهرم هدف مدت زمان بیشتری به طول می‌انجامد. اگر همانند یافته‌های کایهان و تیتمن (۲۰۰۷)، جبران انحراف ۳۵-۴۰ درصدی از اهرم هدف برای یک شرکت پنج سال به طول بیانجامد، در بهترین حالت، اهرم هدف می‌تواند به عنوان یک عامل ثانویه در تصمیم‌گیری‌های تأمین مالی شرکت‌ها مورد توجه قرار گیرد. اما اگر مانند فلانری و رنگان (۲۰۰۶)، متوسط سرعت تعدیل ۳۵ درصد در سال باشد، در این صورت اهرم هدف از اهمیت اساسی برخوردار است (هاواکیمیان و لی، ۲۰۱۱). در واقع اگر شرکت‌ها با سرعت زیادی به سمت اهرم هدف حرکت کنند، آنگاه

فعالیت‌های تأمین مالی گذشتهٔ شرکت و شرایط تاریخی بازار، تنها اثرات کوتاه‌مدتی بر ساختار سرمایهٔ فعلی شرکت خواهند داشت، در حالی که اگر شرکت‌ها به آرامی ساختار سرمایه‌شان را تعدیل کنند، عکس این قضیه صادق است. از منظر دیگر، تعدیل سریع به سمت هدف ممکن است بر هزینه‌های معاملاتی نسبتاً پایین (مانند هزینه‌های تأمین مالی خارجی کمتر)، هزینه‌های انحراف از هدف بالاتر و انعطاف‌پذیری مالی بالاتر دلالت داشته باشد (مک‌میلان و کامارا، ۲۰۱۲).

۲-۱- عوامل مؤثر بر سرعت تعدیل

در حالی که بخش عمده‌ای از تحقیقات ساختار سرمایه به بررسی قدرت توضیح‌دهندگی متغیرهای کلان اقتصادی و یا شرکتی تعیین‌کنندهٔ اهرم هدف پرداخته‌اند، اما در زمینهٔ عوامل بالقوه مؤثر بر سرعت و هزینه‌های تعدیل ساختار سرمایه مطالعات خاصی صورت نگرفته است (دانگ و همکاران، ۲۰۱۲). در ادامه برخی از متغیرهای شرکتی که به طور بالقوه بر سرعت تعدیل ساختار سرمایه تأثیر می‌گذارند، مورد بررسی قرار گرفته‌اند.

کسری مالی: مشاهده هر نشانه‌ای از عدم تعادل مالی پیامدهای مهمی را برای سرعت تعدیل شرکت به همراه دارد (دانگ و همکاران، ۲۰۱۱). به بیان دقیق‌تر، هنگامی که شرکت‌ها کسری مالی دارند، برای جبران این کسری، از طریق انتشار بدهی یا سهام، تحت فشار بیشتری قرار دارند. با این حال، چنین فعالیت‌های تأمین مالی خارجی، ممکن است فرصت‌هایی را برای انتخاب ترکیب مناسب‌تر بدهی و حقوق صاحبان سهام برای این شرکت‌ها فراهم کنند. از سوی دیگر، زمانی که شرکت‌ها مازاد جریان نقدی دارند تحت فشار نسبتاً کمتری برای مقابله با این عدم تعادل قرار دارند، که بر انگیزهٔ کمتر آنها برای انجام تعدیل اهرم اشاره دارد.

سرمایه‌گذاری: به دلیل اینکه مخارج سرمایه‌ای معمولاً توسط جریان نقدی داخلی تأمین می‌شود، میزان سرمایه‌گذاری تأثیر مهمی بر تصمیمات تأمین مالی و تعدیل ساختار سرمایهٔ شرکت‌ها دارد. در نتیجه، شرکت‌هایی که سرمایه‌گذاری‌های جدید خود را توسط وجوه داخلی تأمین مالی می‌کنند، ممکن است توانایی کمتری برای تعدیل ساختار سرمایه (پرداخت سود سهام، بازپرداخت بدهی یا بازخرید سهام) داشته باشند، که نشان‌دهندهٔ سرعت تعدیل آهسته‌تر برای این شرکت‌ها می‌باشد (دانگ و همکاران، ۲۰۱۲). از سوی دیگر می‌توان استدلال نمود که ممکن است به دلیل محدود بودن منابع داخلی، شرکت‌های با مخارج سرمایه‌ای بالا به تأمین مالی خارجی نیاز داشته باشند. بنابراین آنها انگیزهٔ بیشتری برای دسترسی به منابع مالی خارجی دارند که بر سرعت بیشتر تعدیل ساختار سرمایه دلالت دارد.

فرصت‌های رشد: تأثیر فرصت‌های رشد بر سرعت تعدیل شرکت‌ها به لحاظ تئوریکی مبهم است. شرکت‌های دارای رشد بالا به احتمال زیاد شرکت‌های جوان و تازه تاسیس هستند. همچنین ممکن است سودآوری کم و وجوه داخلی محدودی داشته باشند، و برای تأمین بودجهٔ فرصت‌های رشد به شدت به تأمین مالی خارجی اتکا کنند. این شرکت‌ها از طریق مراجعهٔ مکرر به بازارهای سرمایه خارجی، می‌تواند با تغییر مناسب ترکیبی از بدهی و حقوق صاحبان سهام به راحتی اهرم خود را تعدیل کنند (دروبتز و همکاران،

۲۰۰۶). از سوی دیگر، بسیاری از شرکت‌های دارای رشد پایین به مرحله بلوغ رسیده و از لحاظ وضعیت نقدینگی غنی بوده و بسیار سودآور می‌باشند. در صورتی که این شرکت‌ها به اندازهٔ شرکت‌های دارای رشد بالا بر روی تأمین مالی خارجی تکیه نکنند، کمتر با اطلاعات نامتقارن و مشکلات نمایندگی مواجه خواهند شد که برای آنها هزینهٔ کمتری برای تعدیل به سمت اهرم هدف در پی دارد. علاوه بر این، شرکت‌های دارای رشد پایین که اهرم بالایی دارند، ممکن است به منظور اجتناب از آشفتگی مالی و هزینه‌های ورشکستگی بالقوه، منافع بیشتری در بازگشت سریع به اهرم هدف پیدا کنند.

سودآوری: شرکت‌های سودآور به احتمال زیاد سود انباشتهٔ در دسترس بالایی دارند به طوری که ممکن است دچار محدودیت‌های شدید تأمین مالی (داخلی) نشوند و قادر به انتشار اوراق بهادار با کمترین هزینه باشند. در واقع، شرکت‌های با سودآوری بالا به احتمال زیاد از مزایای انعطاف‌پذیری مالی و تعدیل اهرم بهره‌مند می‌شوند، و در نتیجه قادر به ایجاد تعدیل سریع‌تر به سمت اهرم هدف می‌باشند. از سوی دیگر، شرکت‌های با سودآوری پایین، تمایل دارند که وجوه داخلی محدود داشته باشند، در نتیجه با عدم ثبات و محدودیت‌های مالی روبرو هستند، که از تعدیل سریع اهرم جلوگیری می‌کند. این روابط نشان می‌دهد که سودآوری دارای اثر مثبت بر روی سرعت تعدیل است. البته، پیش‌بینی مخالفی نیز در این زمینه وجود دارد. شرکت‌های با سودآوری کم به طور معمول دارای اهرم بالا می‌باشند، که توسط نظریهٔ سلسله مراتبی و مدل توازن پویا (استربولائف، ۲۰۰۷) پیش‌بینی و توسط نتایج تجربی قبلی (تیتمن و وسلز، ۱۹۸۸؛ راجان و زینگالس، ۱۹۹۵) پیشنهاد شده است. از آنجا که اهرم بالا ممکن است منجر به هزینه‌های بحران مالی بزرگی شود، شرکت‌های با سودآوری کم باید انگیزهٔ زیادی برای بازگشت سریع به اهرم هدف داشته باشند که بر تأثیر منفی سودآوری بر سرعت تعدیل دلالت دارد (دانگ و همکاران، ۲۰۱۲).

اندازه: شرکت‌های بزرگ معمولاً به دورهٔ بلوغ رسیده و دارایی‌های ثابت، سودآوری و انعطاف‌پذیری مالی بالایی دارند. معمولاً این شرکت‌ها در بازار بدهی دارای اعتبار و شهرت هستند و دسترسی بهتری نیز به بازارهای سرمایه دارند. از این رو، هزینه تأمین مالی خارجی برای شرکت‌های بزرگ ناچیز می‌باشد، که نشان دهندهٔ سرعت تعدیل بالاتری است (دروبتز و وانزنرید، ۲۰۰۶). از سوی دیگر، شرکت‌های بزرگ کمترین نوسانات جریان نقدی، هزینه‌های بحران مالی و تعهدات بدهی را دارند. بنابراین، آنها انگیزه و فشار خارجی کمتری برای تعدیل ساختار سرمایه دارند، که بر سرعت تعدیل آهسته‌تر اشاره دارد (فلانری و رنگان، ۲۰۰۶).

نوسان درآمد: بر اساس مدل توازن، شرکت‌هایی که نوسان درآمد دارند، در زمینهٔ استقراض با مشکلاتی مواجه‌اند، زیرا ممکن است در شرایط بد اقتصادی، درآمد پایینی داشته باشند که برای بازپرداخت تعهدات بدهی آنها کافی نباشد (آنتونیو و همکاران، ۲۰۰۸). به بیان دیگر، شرکت‌های با نوسان درآمد بالا ممکن است برای انجام تعدیلات ساختار سرمایه، دسترسی محدودی به بازار سرمایه داشته باشند. بنابراین می‌توان استدلال کرد که نوسان درآمد و سرعت تعدیل ساختار سرمایه با یکدیگر رابطهٔ معکوس دارند.

پژوهش‌های خارجی

دانگ و همکاران (۲۰۱۲) با استفاده از مدل آستانه‌ای پویا عدم تقارن تعدیلات ساختار سرمایه را در شرکت‌های انگلستان مورد بررسی قرار دادند. آنها به این نتایج دست یافتند که شرکت‌های با کسری مالی و سرمایه‌گذاری بزرگتر و نوسان درآمد کمتر، سریع‌تر به سمت ساختار سرمایهٔ هدف حرکت می‌کنند.

جان و همکاران (۲۰۱۲) با بررسی مجموعهٔ جامعی از ویژگی‌های شرکت و صنعت مؤثر بر هزینه‌های تعدیل، به این نتایج دست یافتند که شرکت‌های با سپر مالیاتی غیر بدهی و موجودی نقدی بالاتر سریع‌تر به سمت ساختار سرمایه هدف خود حرکت می‌کنند و شرکت‌های با سودآوری، رشد، عمق اطلاعات، اهرم صنعت، محدودیت‌های تأمین مالی و موقعیت‌سنجی بازار بالاتر با سرعت کمتری به سمت ساختار سرمایهٔ هدف خود حرکت می‌کنند.

دانگ و همکاران (۲۰۱۱) سرعت تعدیل ساختار سرمایه را در شرکت‌های موجود در فرانسه، آلمان، ژاپن، انگلستان و امریکا مورد بررسی قرار دادند. آنها به این نتیجه رسیدند، شرکت‌هایی که کسری مالی دارند و سطح اهرم‌شان بالاتر از سطح اهرم هدف قرار دارد، با سرعت بیشتری به سمت اهرم هدف حرکت می‌کنند. آنها همچنین به این نتیجه رسیدند که شرکت‌هایی که سرعت تعدیل بیشتری دارند، سودآوری و فرصت‌های رشد پایین‌تر و دارایی‌های مشهود کمتری دارند و از نظر اندازه، کوچکتر هستند.

دروبتز و وانزنرید (۲۰۰۶) با بررسی ویژگی‌های شرکتی و متغیرهای اقتصاد کلان به این نتایج دست یافتند که شرکت‌های با رشد بالاتر و شرکت‌هایی که انحراف زیادی از ساختار سرمایهٔ بهینه دارند، سرعت تعدیل بیشتری دارند. همچنین نتایج این پژوهش حاکی از آن بود که میان شرایط اقتصادی خوب و سرعت تعدیل رابطهٔ مثبتی وجود دارد.

نتایج پژوهش دروبتز و همکاران (۲۰۰۶) نیز نشان داد که شرکت‌های با رشد بالاتر و با اندازهٔ بزرگتر سرعت تعدیل بیشتری دارند. همچنین آنها نشان دادند که انحراف بیشتر از اهرم هدف منجر به تعدیل سریع‌تر می‌شود.

پژوهش‌های داخلی

اعتمادی و منتظری (۱۳۹۲) با استفاده از یک مدل پویای ساختار سرمایه، سرعت تعدیل ۵۲ درصدی را برای شرکت‌های ایرانی برآورد نمودند. صمدی و همکاران (۱۳۹۲) نیز نشان دادند که شرکت‌های مورد بررسی آنها در هر سال ۵۳ درصد از شکاف میان اهرم واقعی و اهرم هدف‌شان را جبران می‌کنند.

گرجی (۱۳۹۱) سرعت تعدیل ساختار سرمایه را در شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران مورد بررسی قرار داد. در این پژوهش، سرعت تعدیل ساختار سرمایه بین ۲۶ تا ۴۸ درصد برآورد گردید. ستایش و کارگرفرد (۱۳۹۰) نیز نشان دادند که صنایع مورد بررسی آنها با سرعت ۴۵ درصدی به سمت ساختار سرمایهٔ هدف خود حرکت می‌کنند.

۳- فرضیه‌های پژوهش

با توجه به مطالب بیان شده، به منظور بررسی عدم تقارن سرعت تعدیل ساختار سرمایه فرضیه‌های زیر طراحی گردیده است:

۱) بین کسری مالی و سرعت تعدیل شرکت‌ها رابطهٔ معنی‌داری وجود دارد.
۲) بین سرمایه‌گذاری و سرعت تعدیل شرکت‌ها رابطهٔ معنی‌داری وجود دارد.
۳) بین فرصت‌های رشد و سرعت تعدیل شرکت‌ها رابطهٔ معنی‌داری وجود دارد.
۴) بین سودآوری و سرعت تعدیل شرکت‌ها رابطهٔ معنی‌داری وجود دارد.
۵) بین اندازه و سرعت تعدیل شرکت‌ها رابطهٔ معنی‌داری وجود دارد.
۶) بین نوسان درآمد و سرعت تعدیل شرکت‌ها رابطهٔ معنی‌داری وجود دارد.

۴- روش‌شناسی پژوهش

این پژوهش از لحاظ هدف کاربردی است و از نظر ماهیت و روش از نوع توصیفی- همبستگی می‌باشد. داده‌های این پژوهش از طریق مراجعه به صورت‌های مالی، سایت بورس اوراق بهادار تهران و با استفاده از نرم‌افزار تدبیرپرداز گردآوری شده‌اند. برای آزمون فرضیه‌های پژوهش نیز از مدل تعدیل جزئی آستانه‌ای[۶] با استفاده از داده‌های ترکیبی (مقطعی- زمانی) و روش گشتاورهای تعمیم یافته[۷] (GMM) و نرم‌افزار Stata12 استفاده شده است. جامعهٔ آماری این پژوهش شامل کلیهٔ شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران در دورهٔ زمانی ۱۳۸۱ الی ۱۳۹۰ می‌باشد. برای انتخاب نمونهٔ پژوهش محدودیت‌های زیر اعمال شده است:

۱) تا قبل از سال ۱۳۸۱ در بورس اوراق بهادار تهران پذیرفته شده باشند.
۲) به منظور قابل مقایسه بودن اطلاعات، پایان سال مالی شرکت‌ها منتهی به ۲۹ اسفند باشد.
۳) طی بازهٔ زمانی پژوهش، سال مالی خود را تغییر نداده باشند.
۴) اطلاعات صورت‌های مالی و یادداشت‌های توضیحی آنها در دسترس باشد.
۵) جزء شرکت‌های سرمایه‌گذاری و واسطه‌گری مالی نباشند.

با اعمال محدودیت‌های فوق، تعداد ۱۱۵ شرکت (۱۱۵۰ سال- شرکت) به عنوان نمونهٔ پژوهش انتخاب گردیدند.

۵- متغیرهای پژوهش و نحوه اندازه‌گیری آن

نحوهٔ محاسبهٔ متغیرهای پژوهش به صورت خلاصه در جدول (۱) نشان داده شده است.

جدول ۱. نحوهٔ محاسبهٔ متغیرهای پژوهش

متغیر	نماد	نحوه محاسبه
اهرم بازاری	L	مجموع بدهی‌ها تقسیم بر ارزش بازار شرکت
دارایی‌های ثابت مشهود	TANG	دارایی‌های ثابت تقسیم بر مجموع دارایی‌ها
فرصت‌های رشد	GROW	ارزش بازار شرکت تقسیم بر مجموع دارایی‌ها
سپر مالیاتی غیر بدهی	NDTS	هزینهٔ استهلاک تقسیم بر مجموع دارایی‌ها
سودآوری	PROF	سود قبل از بهره و استهلاک تقسیم بر مجموع دارایی‌ها
اندازه	SIZE	لگاریتم مجموع دارایی‌ها
کسری مالی	FIMB	سود سهام پرداختی بعلاوهٔ خالص وجوه نقد حاصل از فعالیت‌های سرمایه‌گذاری بعلاوهٔ تغییرات سرمایه در گردش منهای وجوه نقد حاصل از فعالیت‌های عملیاتی، تقسیم بر ارزش بازار شرکت
سرمایه‌گذاری	INVS	مخارج سرمایه‌ای بعد از کسر استهلاک تقسیم بر دارایی‌های ثابت
نوسان درآمد	EARNV	قدر مطلق تفاوت درآمد هر دوره از میانگین درآمد شرکت در دوره ۱۰ ساله

۶- مدل پژوهش

پژوهش‌های ساختار سرمایه کوشیده‌اند تا با استفاده از یک مدل تعدیل جزئی، سرعت تعدیل ساختار سرمایه را برآورد نمایند. محاسبهٔ اهرم هدف لازمهٔ برآورد این سرعت تعدیل می‌باشد که بر اساس دیدگاه فلانری و رنگان (۲۰۰۶) اهرم هدف از رابطهٔ زیر بدست می‌آید:

$$L_{it}^{*} = \beta' X_{it}$$ مدل (۱)

در این مدل L_{it}^{*} اهرم هدف، X_{it} برداری از ویژگی‌های شرکتی تعیین‌کنندهٔ اهرم هدف شرکت i در زمان t و β بردار ضرایب می‌باشند. با توجه به پژوهش‌های گذشته در این پژوهش از متغیرهایی مانند دارایی‌های ثابت مشهود، سپر مالیاتی غیر بدهی، سودآوری، فرصت‌های رشد و اندازه به عنوان عوامل تعیین‌کنندهٔ اهرم هدف استفاده شده است.

مدل تعدیل جزئی ساختار سرمایه به صورت زیر می‌باشد:

$$L_{it} - L_{it-1} = \lambda\,(L_{it}^{*} - L_{it-1}) + \nu_{it}\ , \qquad \nu_{it} = \mu_i + e_{it}$$ مدل (۲)

که در این مدل L_{it} مشخص‌کنندهٔ نسبت اهرم واقعی (مشاهده شده) و ν_{it} مولفهٔ خطای یک‌سویه[۸] است که شامل اثرات ثابت منحصر به فرد شرکت، μ_i، و باقیماندهٔ جزء خطا، e_{it}، می‌باشد. λ نشان می‌دهد که شرکت‌ها به طور معمول در هر سال چند درصد از شکاف میان اهرم واقعی و سطح اهرم هدف‌شان را جبران می‌کنند، $0 \le \lambda \le 1$.

با جایگزینی مدل (۱) در مدل (۲) و چینش دوباره آن، مدل زیر بدست می‌آید:

$$L_{it} = \phi L_{it-1} + \delta' X_{it} + \nu_{it}$$ مدل (۳)

که $\phi = 1 - \lambda$ و $\delta = \lambda\beta$ می‌باشد. انجام آزمون نظریهٔ توازن با استفاده از مدل (۳) بر این فرض استوار است که شرکت‌ها تعدیلات ساختار سرمایه را به صورت متقارن انجام می‌دهند. به هر حال، با توجه به هزینه‌بر بودن تعدیلات، این فرض معتبر نیست، زیرا تغییرات اهرم به ندرت صورت می‌گیرد و این تمایل وجود دارد که این تغییرات در نقاط تجدید ساختار[۹] انجام شود. در حقیقت، شرکت‌ها با توجه به موقعیت اهرم واقعی خود نسبت به سطح هدف و همچنین هزینه‌های تعدیل، با سرعت‌های متفاوتی به سمت اهرم هدف حرکت می‌کنند (دانگ و همکاران، ۲۰۱۲). به همین دلیل، در این پژوهش برای بررسی رفتار توازن پویا، از یک مدل آستانه‌ای پویا به صورت مدل (۴) استفاده شده است:

$$L_{it} = [\phi_1 L_{it-1} + \delta_1' X_{it}] 1_{\{q_{it} \le c\}} + [\phi_2 L_{it-1} + \delta_2' X_{it}] 1_{\{q_{it} > c\}} + \nu_{it} \qquad \text{مدل (۴)}$$

$1_{\{*\}}$ یک تابع نشانگر است که در صورت درست بودن رویداد، ارزش یک و غیر این صورت ارزش صفر را اتخاذ می‌کند. در حقیقت، مدل (۴) حالت بسط یافته‌ای از مدل تعدیل جزئی خطی (۳) است که با توجه به متغیر آستانه‌ای[۱۰] q_{it} و مقدار آستانه‌ای c، عدم تقارن کوتاه‌مدت را در ضرایب وقفه‌دار ϕ_1 و ϕ_2 (و به طور ضمنی در سرعت تعدیل) و ضرایب کوتاه مدت (δ_1 و δ_2) و همچنین عدم تقارن بلندمدت را در روابط اهرم هدف (β_1 و β_2) ایجاد می‌کند. برای سادگی، متغیر آستانه‌ای q_{it}، به صورت ثابت و برون‌زا فرض شده است.

تجزیه و تحلیل سنتی روابط غیرخطی، معمولاً بر اساس رویکرد تقسیم نمونه به دو گروه است که مستلزم انتخاب اختیاری مقادیر آستانه‌ای از قبل تعیین شده مانند میانگین، میانه، چارک یا پنجک می‌باشد. اما رویکرد پیشنهاد شده، با فراهم کردن امکان تخمین مقدار آستانه‌ای در درون مدل، بر این محدودیت غلبه کرده است.

۶-۱- برآورد مدل آستانه‌ای پویا

در مدل (۴)، به دلیل اینکه رگرسورها از طریق همبستگی میان L_{it-1} و ν_{it}، با اثرات ثابت مشاهده نشده شرکت، μ_i، همبسته هستند، برآوردهای اثرات ثابت ϕ_1 و ϕ_2 به سمت پایین تورش‌دار می‌باشد. به همین صورت می‌توان نتیجه گرفت، برآوردهای سرعت تعدیل، $\lambda_1 = 1 - \phi_1$ و $\lambda_2 = 1 - \phi_2$ به سمت بالا تورش‌دار خواهند بود. همچنین می‌توان گفت، برآوردهای اثرات ثابت δ_1 و δ_2 نیز تورش‌دار خواهند بود.

یکی از راه‌حل‌های موجود برای حل این مشکل، استفاده از تخمین زننده‌های متغیر ابزاری[۱۱] (IV) است. یکی از روش‌هایی که برای محاسبهٔ تخمین IV مورد استفاده قرار می‌گیرد، روش GMM می‌باشد. علی‌رغم مطالعات گسترده‌ای که بر روی GMM، برای داده‌های ترکیبی پویای خطی صورت گرفته است (آرلانو و باند، ۱۹۹۱؛ آرلانو و بوور، ۱۹۹۵؛ بلوندل و باند، ۱۹۹۸)، تنها دانگ و همکاران (۲۰۱۲) به شکل جدی در زمینهٔ سازوکارهای آستانه‌ای (غیرخطی) در مدل داده‌های ترکیبی پویا پژوهشی را انجام داده‌اند. آنها، برآوردها و تفسیرهای مدل آستانه‌ای ایستا در داده‌های ترکیبی[۱۲] هانسن (۱۹۹۹) را توسعه دادند و روش تخمین و آزمون جدیدی را برای حالت پویا ارائه نمودند. در ادامه برای بدست آوردن مقدار آستانه‌ای c، از

روش ارائه شده توسط دانگ و همکاران (۲۰۱۲) استفاده شده است. بر این اساس می‌توان مدل (۴) را به صورت زیر بازنویسی کرد:

$$L_{it} = [\phi_1 L_{1it-1}(c) + \delta_1' X_{1it}(c)] + [\phi_2 L_{2it-1}(c) + \delta_2' X_{2it}(c)] + \nu_{it}$$

مدل (۵)

$$\nu_{it} = \mu_i + e_{it}$$

با تفاضل‌گیری مرتبه اول از مدل (۵) تمام متغیرهایی که در طی زمان ثابت هستند (همانند اثرات ثابت شرکت) از مدل حذف می‌شوند.

$$\Delta L_{it} = [\phi_1 \Delta L_{1it-1}(c) + \delta_1' \Delta X_{1it}(c)] + [\phi_2 \Delta L_{2it-1}(c) + \delta_2' \Delta X_{2it}(c)] + \Delta e_{it}$$

مدل (۶)

$$i = 1, \dots, N; \quad t = 2, \dots, T$$

با این حال، به دلیل همبستگی میان $\Delta L_{1it-1}(c)$ و $\Delta L_{2it-1}(c)$ با Δe_{it}، تخمین مدل (۶) با استفاده از OLS تورش‌دار خواهد بود. به همین دلیل باید برای $\Delta L_{1it-1}(c)$ و $\Delta L_{2it-1}(c)$ ابزارهایی یافت که شرط متعامد[۱۳] با Δe_{it} را برآورده کنند. دو گزینهٔ بدیهی برای این ابزارها، $L_{1it-2}(c)$ و $L_{2it-2}(c)$ می‌باشند که به طور معمول در روش برآورد IV مورد استفاده قرار می‌گیرند (اندرسون و هسیائو، ۱۹۸۲).

برای بهبود کارایی برآوردگر IV، بر اساس مبانی نظری (آرلانو و باند، ۱۹۹۱) می‌توان مقادیر وقفه‌دار $L_{1it-2}(c)$ و $L_{2it-2}(c)$ را به عنوان ابزارهای اضافی برای $\Delta L_{1it-1}(c)$ و $\Delta L_{2it-1}(c)$ مورد توجه قرار داد. سپس می‌توان ماتریس‌های ابزاری کامل GMM برای $\Delta L_{1it-1}(c)$ و $\Delta L_{2it-1}(c)$ را به ترتیب برابر $W_{1i}(c)$ و $W_{2i}(c)$ ایجاد نمود:

$$W_{ji}(c) = \begin{bmatrix} L_{ji1}(c) & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & L_{ji1}(c), L_{ji2}(c) & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \cdots & L_{ji1}(c), L_{ji2}(c), \dots, L_{ji,T-2}(c) \end{bmatrix}$$

مدل (۷)

$$i = 1, \dots, N; \quad j = 1,2$$

مدل (۶) را می‌توان در فرم ماتریس بیان نمود:

$$\Delta L = Z_1(c)\theta_1 + Z_2(c)\theta_2 + \Delta e = Z(c)\theta + \Delta e$$

مدل (۸)

که در آن:

$$Z_1(c) = \left(\Delta L_{1,-1}(c), \Delta X_1(c)\right), Z_2(c) = \left(\Delta L_{2,-1}(c), \Delta X_2(c)\right), Z(c) = \left(Z_1(c), Z_2(c)\right),$$
$$\theta_1 = (\phi_1, \delta_1')', \quad \theta_2 = (\phi_2, \delta_2')', \quad \theta = (\theta_1', \theta_2')'$$
$$\Delta L = (\Delta L_1', \dots, \Delta L_N')', \quad \Delta L_i = (\Delta L_{i2}, \dots, \Delta L_{iT})'$$
$$\Delta L_{j,-1}(c) = \left(\Delta L_{j1,-1}'(c), \dots, \Delta L_{jN,-1}'(c)\right)', \quad \Delta L_{ji,-1}(c) = \left(\Delta L_{ji1}(c), \dots, \Delta L_{ji,T-1}(c)\right)'$$

$$\Delta X_j(c) = \left(\Delta X'_{j1}(c), \dots, \Delta X'_{jN}(c)\right)', \qquad \Delta X_{ji}(c) = \left(\Delta X_{ji2}(c), \dots, \Delta X_{jiT}(c)\right)' \qquad j = 1,2$$

بر اساس این فرض که بردار $K \times 1$ متغیرهای کمکی (X_{it}) نسبت به e_{it} برون‌زا هستند، می‌توان ماتریس ابزارهای مرتبط با $Z(c)$ را به صورت یک ماتریس $N(T-2) \times \{(T-2)(T-1)+2K\}$ تشکیل داد:

مدل (۹)
$$W(c) = \begin{bmatrix} W_1(c) \\ \vdots \\ W_N(c) \end{bmatrix}, W_i(c) = \left(W_{1i}(c), \Delta X_{1i}(c), W_{2i}(c), \Delta X_{2i}(c)\right)$$
$$i = 1, \dots, N$$

با بکارگیری شرط‌های گشتاوری، $E[W(c)'\Delta e] = 0$ و $\Delta e = (\Delta e'_1, \dots, \Delta e'_N)'$ و $\Delta e_i = (\Delta e_{i3}, \dots, \Delta e_{iT})'$ ، می‌توان برای تعیین مقدار آستانه‌ای c، یک برآوردگر GMM به صورت زیر بدست آورد:

مدل (۱۰)
$$\hat{\theta}(c) = [Z(c)'W(c)V(c)^{-1}W(c)'Z(c)]^{-1}\,[Z(c)'W(c)V(c)^{-1}W(c)\Delta L]$$

نظریهٔ GMM پیشنهاد می‌کند که یک ماتریس وزنی معکوس بهینه، $V(c)$، توسط ماتریس کواریانس شرایط متعامد، $E[W(c)'\Delta e] = 0$ ، بدست می‌آید.

سپس، می‌توان برآوردگر GMM را در دو حالت همسانی واریانس و ناهمسانی واریانس بدست آورد. ابتدا، اگر e_{it} در سراسر شرکت‌ها و در طول زمان، مستقل و واریانس همسان باشد، برآوردگر GMM را می‌توان به سادگی در یک مرحله محاسبه نمود (آرلانو و باند، ۱۹۹۱). ماتریس کواریانس $E[W(c)'\Delta e] = 0$ به صورت زیر می‌باشد:

مدل (۱۱)
$$E[W_i(c)'\Delta e_i \Delta e'_i W_i(c)] = \sigma^2 W_i(c)'GW_i(c)$$

که G، ماتریس ثابت $(T-2) \times (T-2)$ ای است که تمام درایه‌های قطر اصلی آن برابر ۲، درایه‌های قطرهای فرعی آن برابر ۱- و سایر درایه‌های آن صفر می‌باشد. بنابراین برآوردگر GMM یک مرحله‌ای توسط رابطهٔ زیر بدست می‌آید:

مدل (۱۲)
$$\hat{\theta}_{GMM_1}(c) = \left[Z(c)'W(c)\hat{V}_{GMM_1}(c)^{-1}W(c)'Z(c)\right]^{-1}\left[Z(c)'W(c)\hat{V}_{GMM_1}(c)^{-1}W(c)'\Delta L\right]$$

که $\hat{V}_{GMM_1}(c) = \sum_{i=1}^{N} W_i(c)'GW_i(c)$ می‌باشد.

اگر e_{it} واریانس ناهمسان باشد، برآوردگر GMM یک مرحله‌ای توضیح داده شده، ناکارآمد است (آرلانو و باند، ۱۹۹۱). در این حالت عمومی، می‌بایست برآوردگر نیرومند ماتریس کواریانس زیر را در نظر گرفت:

$$\widehat{V}_{GMM_2}(c) = \sum_{i=1}^{N} W_i(c)'\Delta\hat{e}_i(c)\Delta\hat{e}_i(c)'W_i(c) \qquad \text{مدل (۱۳)}$$

که $\Delta\hat{e}_i(c) = \Delta L_i - Z_i(c)\hat{\theta}_{GMM_1}(c)$ بردار $(T-2)\times 1$ باقیمانده‌های بدست آمده از برآورد GMM یک مرحله‌ای می‌باشد. حال می‌توان برآوردگر GMM دو مرحله‌ای کارآمد زیر را بدست آورد:

$$\hat{\theta}_{GMM_2}(c) = \left[Z(c)'W(c)\widehat{V}_{GMM_2}(c)^{-1}W(c)'Z(c)\right]^{-1}\left[Z(c)'W(c)\widehat{V}_{GMM_2}(c)^{-1}W(c)'\Delta L\right] \qquad \text{مدل (۱۴)}$$

پس از آن می‌توان مقدار آستانه‌ای c را به صورت زیر برآورد نمود:

$$\hat{c} = \operatorname{argmin} Q(c) \qquad \text{مدل (۱۵)}$$

که $Q(c)$ معیار فاصله‌ای تعمیم یافته[۱۴] می‌باشد و توسط رابطهٔ زیر محاسبه می‌شود:

$$Q(c) = \left\{\frac{1}{N}W(c)'\Delta\hat{e}(c)\right\}'\left\{\frac{1}{N}\widehat{V}_{GMM_2}(c)\right\}^{-1}\left\{\frac{1}{N}W(c)'\Delta\hat{e}(c)\right\} \qquad \text{مدل (۱۶)}$$

که $\Delta\hat{e}(c) = \Delta L - Z(c)\hat{\theta}_{GMM_2}(c)$ می‌باشد.

تخمین مقدار آستانه‌ای c از آن جهت مهم است که بتوان بر اساس آن، داده‌ها را در دو گروه مجزا تقسیم‌بندی نمود. برای تخمین مقدار آستانه‌ای، راهکار زیر پیشنهاد شده است:

مرتب کردن مقادیر متمایز مشاهدات بر اساس هر یک از متغیرهای آستانه‌ای (عوامل مؤثر بر سرعت تعدیل)، حذف کردن ۱۵ درصد از کمترین و بیشترین مقادیر و در پایان جستجو برای مقدار آستانه‌ای $\hat{c}$ در بین مقادیر باقیمانده. بر اساس هر یک از این مقادیر، یک رگرسیون تخمین زده می‌شود و برای هر یک از این رگرسیون‌های تخمین زده شده، معیار فاصله‌ای تعمیم یافته محاسبه می‌شود، کمترین مقدار در این محاسبات، مقدار آستانه‌ای $\hat{c}$ می‌باشد. هانسن (۱۹۹۹) جهت اطمینان از وجود حداقل مجموعه‌ای از مشاهدات در هر یک از گروه‌ها، پیشنهاد محدود ساختن جستجوی مقدار آستانه‌ای را ارائه داد. بر همین اساس، بسیاری از پژوهش‌ها محدوده جستجو برای مقدار آستانه‌ای را بین ۱۵ تا ۸۵ درصد در نظر گرفتند.

بر مبنای مقدار آستانه‌ای بدست آمده، شرکت‌ها به دو گروه کمتر از مقدار آستانه‌ای و بیشتر از آن تقسیم می‌شوند. پس از محاسبهٔ سرعت تعدیل این دو گروه، برای مقایسهٔ معنی‌دار بودن تفاوت در سرعت‌های محاسبه شده، از آزمون والد[۱۵] با فرضیه‌های زیر استفاده می‌شود.

$$\begin{cases} H_0: \phi_1 = \phi_2 \\ H_1: \phi_1 \neq \phi_2 \end{cases}$$

برای سنجش اعتبار نتایج بدست آمده از روش GMM دو آزمون توسط آرلانو و باند (۱۹۹۱)، آرلانو و بوور (۱۹۹۵) و بلوندل و باند (۱۹۹۸) تصریح شده است. یکی از این آزمون‌ها، آزمون سارگان[۱۶] می‌باشد که

معتبر بودن ابزارها را آزمون می‌کند. آزمون دوم، آزمون همبستگی سریالی[۱۷] یا AR(2) است که وجود همبستگی سریالی مرتبه دوم در جملات خطای تفاضلی مرتبه اول را آزمون می‌کند. عدم رد فرضیه صفر هر دو آزمون، شواهدی را مبنی بر فرض عدم همبستگی سریالی و معتبر بودن ابزارها فراهم می‌کند.

۷- یافته‌های پژوهش

۷-۱- مدل تعدیل جزئی خطی

جدول (۲) نشان می‌دهد که ضریب برآورد شده برای اهرم وقفه‌دار در سطح خطای یک درصد معنی‌دار است. بنابراین می‌توان گفت که در شرکت‌های مورد بررسی، ساختار سرمایهٔ هدف وجود دارد و این شرکت‌ها به طور متوسط با سرعت ۵۳ (۰/۴۷-۱) درصد به سمت ساختار سرمایهٔ هدف‌شان حرکت می‌کنند. در واقع این نتایج بیانگر آن است که شرکت‌های مورد بررسی، در مدت یک سال می‌توانند بیشتر از نصف انحراف از اهرم هدف‌شان را جبران کنند. به بیان دیگر و با استفاده مفهوم نیمهٔ عمر[۱۸] می‌توان گفت که این شرکت‌ها تنها به ۰/۹۲ سال نیاز دارند تا بتوانند انحراف از اهرم هدف را به نصف کاهش دهند. این سرعت برآورد شده تقریباً با نتایج پژوهش‌های ستایش و کارگرفرد (۱۳۹۰)، گرجی (۱۳۹۱)، صمدی و همکاران (۱۳۹۲) و اعتمادی و منتظری (۱۳۹۲) سازگار می‌باشد. همچنین با توجه به نتایج آزمون‌های AR(2) و سارگان، فرضیهٔ صفر در هر دو آزمون، مبنی بر فرض عدم همبستگی سریالی و معتبر بودن ابزارهای مورد استفاده در روش GMM رد نمی‌شود. در نتیجه اعتبار نتایج مدل آزمون شده مورد تأیید می‌باشد.
نتایج تخمین مدل (۳) و آزمون‌های AR(2) و سارگان، در جدول (۲) ارائه شده است.

جدول ۲. نتایج مدل تعدیل جزئی خطی

متغیرها	نماد	مدل تعدیل جزئی
اهرم دورهٔ قبل	L_{t-1}	۰/۴۶۹ (۰/۱۰۷) *
دارایی‌های ثابت مشهود	TANG	۰/۲۲۶ (۰/۰۴۴) *
سپر مالیاتی غیر بدهی	NDTS	-۰/۳۶۷ (۰/۲۱۰) ***
سودآوری	PROF	-۰/۱۲۶ (۰/۰۵۲) **
فرصت‌های رشد	GROW	-۰/۰۳۱ (۰/۰۱۲) **
اندازه	SIZE	۰/۰۳۷ (۰/۰۲۰) ***
سرعت تعدیل ($\lambda=1-\beta_1$)		۵۳ درصد
نیمهٔ عمر		۰/۹۲ سال
AR(2)		-۱/۱۹ [۰/۲۳۴]
سارگان		۴۰/۱۷ [۰/۲۵۲]

توضیح: اعداد داخل ()، خطای استاندارد مربوط به ضرایب و اعداد داخل []، p-value مربوط به آزمون‌های آماری می‌باشند.

* سطح معنی‌داری ۱ درصد ** سطح معنی‌داری ۵ درصد *** سطح معنی‌داری ۱۰ درصد

۷-۲- مدل تعدیل جزئی آستانه‌ای

نتایج تخمین مدل (۴) و آزمون فرضیه‌های پژوهش در جدول‌های (۳) و (۴) گزارش شده است.

همانطور که در ستون (۱) جدول (۳) مشاهده می‌شود، مقدار آستانه‌ای برای متغیر کسری مالی برابر ۰/۰۰۲۸ است که در صدک ۵۸ ام داده‌ها قرار دارد. همچنین، سرعت تعدیل شرکت‌های با کسری مالی کمتر و بیشتر به ترتیب برابر ۳۷ و ۴۴ درصد می‌باشد که این اختلاف از نظر آماری در سطح ۱۰ درصد معنی‌دار است. در نتیجه فرضیهٔ اول رد نمی‌شود.

ستون (۲) جدول (۳) نشان می‌دهد که مقدار آستانه‌ای برای متغیر سرمایه‌گذاری برابر ۰/۱۱۹۶ است که در صدک ۶۱ ام داده‌ها قرار دارد. همچنین نتایج نشان می‌دهد که شرکت‌های با سرمایه‌گذاری بیشتر (۶۴ درصد) نسبت به شرکت‌های دارای سرمایه‌گذاری کمتر (۴۳ درصد) سرعت تعدیل بیشتری دارند. بر اساس آزمون والد، این اختلاف از نظر آماری در سطح ۱ درصد معنی‌دار است. در نتیجه فرضیهٔ دوم رد نمی‌شود.

بر اساس ستون (۳) جدول (۳)، مقدار آستانه‌ای برای متغیر فرصت‌های رشد برابر ۱/۰۳۱۱ می‌باشد که در صدک ۲۶ ام داده‌ها واقع شده است. نتایج نشان می‌دهد که شرکت‌های با فرصت‌های رشد بالاتر سرعت تعدیل بیشتری نسبت به شرکت‌های با فرصت‌های رشد پایین‌تر دارند که این سرعت‌ها به ترتیب برابر ۵۳ و ۴۶ درصد می‌باشند. با این حال، این سرعت‌های برآورد شده از نظر آماری تفاوت معنی‌داری از یکدیگر ندارند. بنابراین فرضیه سوم رد می‌شود.

ستون (۱) جدول (۴) نشان می‌دهد که مقدار آستانه‌ای برای متغیر سودآوری برابر ۰/۰۹۳۱ می‌باشد که در صدک ۲۷ ام داده‌ها قرار دارد. همچنین، سرعت تعدیل شرکت‌های دارای سودآوری کمتر و بیشتر به ترتیب برابر ۵۰ و ۲۵ درصد می‌باشد که این اختلاف از نظر آماری در سطح ۵ درصد معنی‌دار است. بنابراین فرضیه چهارم رد نمی‌شود.

جدول ۳. نتایج مدل تعدیل جزئی آستانه‌ای، فرضیه‌های اول، دوم و سوم

متغیرها	نماد	کسری مالی		سرمایه‌گذاری		فرصت‌های رشد	
		کمتر	بیشتر	کمتر	بیشتر	کمتر	بیشتر
اهرم دورهٔ قبل	Lt-1	۰/۶۲۷ (۰/۰۷۸) *	۰/۵۶۰ (۰/۰۶۷) *	۰/۵۶۸ (۰/۰۷۶) *	۰/۳۶۱ (۰/۰۸۹) *	۰/۵۴۴ (۰/۱۰۳) *	۰/۴۷۴ (۰/۰۷۸) *
دارایی‌های ثابت مشهود	TANG	۰/۲۱۹ (۰/۰۵۶) *	۰/۲۱۶ (۰/۰۴۸) *	۰/۱۴۷ (۰/۰۶۳) **	۰/۲۸۷ (۰/۰۶۶) *	۰/۲۶۳ (۰/۰۷۸) *	۰/۱۶۷ (۰/۰۴۸) *
سپر مالیاتی غیر بدهی	NDTS	-۰/۳۳۰ (۰/۲۶۹)	-۰/۲۸۸ (۰/۲۵۵)	-۰/۰۸۷ (۰/۲۹۴)	-۰/۴۸۶ (۰/۲۸۵) ***	-۰/۲۳۷ (۰/۳۷۸)	-۰/۱۸۰ (۰/۲۲۴)
سودآوری	PROF	-۰/۰۹۸ (۰/۰۵۵) ***	-۰/۱۸۷ (۰/۰۵۸) *	-۰/۱۰۹ (۰/۰۶۰) ***	-۰/۲۱۱ (۰/۰۶۶) *	-۰/۰۶۸ (۰/۰۹۶)	-۰/۱۸۱ (۰/۰۵۲) *
فرصت‌های رشد	GROW	-۰/۰۳۷ (۰/۰۱۲) *	-۰/۰۴۷ (۰/۰۱۶) *	-۰/۰۴۸ (۰/۰۱۹) **	-۰/۰۳۹ (۰/۰۱۶) **	-۰/۱۸۷ (۰/۰۶۹) *	-۰/۰۲۳ (۰/۰۱۱) **
اندازه	SIZE	۰/۰۱۹ (۰/۰۱۴)	۰/۰۲۶ (۰/۰۱۴) ***	۰/۰۳۳ (۰/۰۱۶) **	۰/۰۳۷ (۰/۰۱۵) **	۰/۰۵۳ (۰/۰۲۰) *	۰/۰۲۸ (۰/۰۱۴) ***
سرعت تعدیل		۳۷ درصد	۴۴ درصد	۴۳ درصد	۶۴ درصد	۴۶ درصد	۵۳ درصد
مقدار آستانه (درصد)		۰/۰۰۲۸	۵۸ درصد	۰/۱۱۹۶	۶۱ درصد	۱/۰۳۱۱	۲۶ درصد
AR(2)		-۱/۱۴ [۰/۲۵۴]		-۱/۲۵ [۰/۲۱۱]		-۱/۳۱ [۰/۱۹۰]	
سارگان		۷۶/۵۰ [۰/۲۷۸]		۷۴/۱۱ [۰/۳۴۵]		۷۴/۹۴ [۰/۳۲۱]	
Wald		۲/۸۴ [۰/۰۹۲]		۷/۲۶ [۰/۰۰۷]		۲/۳۴ [۰/۱۲۶]	

توضیح: اعداد داخل ()، خطای استاندارد مربوط به ضرایب و اعداد داخل []، p-value مربوط به آزمون‌های آماری می‌باشند.

* سطح معنی‌داری ۱ درصد ** سطح معنی‌داری ۵ درصد *** سطح معنی‌داری ۱۰ درصد

جدول ۴. نتایج مدل تعدیل جزئی آستانه‌ای، فرضیه‌های چهارم، پنجم و ششم

متغیرها	نماد	سودآوری		اندازه		نوسان درآمد	
		کمتر	بیشتر	کمتر	بیشتر	کمتر	بیشتر
اهرم دورهٔ قبل	Lt-1	۰/۵۰۱ (۰/۱۰۹) *	۰/۷۴۹ (۰/۰۸۵) *	۰/۵۵۸ (۰/۰۸۳) *	۰/۵۱۹ (۰/۰۶۸) *	۰/۴۸۴ (۰/۰۶۱) *	۰/۵۵۸ (۰/۰۶۴) *
دارایی‌های ثابت مشهود	TANG	۰/۲۱۶ (۰/۰۹۳) **	۰/۱۸۴ (۰/۰۵۱) *	۰/۲۲۹ (۰/۰۴۳) *	۰/۱۶۷ (۰/۰۷۷) **	۰/۲۴۷ (۰/۰۶۷) *	۰/۲۲۱ (۰/۰۳۹) *
سپر مالیاتی غیر بدهی	NDTS	-۰/۱۰۷ (۰/۳۹۲)	-۰/۱۶۶ (۰/۲۸۷)	-۰/۳۸۸ (۰/۱۹۷) **	-۰/۲۶۴ (۰/۴۸۲)	-۰/۳۵۰ (۰/۴۱۶)	-۰/۳۵۱ (۰/۱۹۴) ***
سودآوری	PROF	-۰/۱۴۶ (۰/۱۱۹)	-۰/۰۹۹ (۰/۰۶۱)	-۰/۱۳۹ (۰/۰۵۰) *	-۰/۰۶۶ (۰/۰۹۲)	-۰/۱۸۴ (۰/۰۸۹) **	-۰/۱۲۸ (۰/۰۵۳) **
فرصت‌های رشد	GROW	-۰/۰۷۵ (۰/۰۴۰) ***	-۰/۰۴۴ (۰/۰۱۴) *	-۰/۰۴۳ (۰/۰۱۲) *	-۰/۱۰۰ (۰/۰۵۷) ***	-۰/۰۷۶ (۰/۰۲۲) *	-۰/۰۳۸ (۰/۰۱۰) *
اندازه	SIZE	۰/۰۳۶ (۰/۰۱۷) **	۰/۰۱۶ (۰/۰۱۶)	۰/۰۱۶ (۰/۰۱۸)	۰/۰۳۲ (۰/۰۱۴) **	۰/۰۴۲ (۰/۰۱۶) *	۰/۰۳۲ (۰/۰۱۶) ***
سرعت تعدیل		۵۰ درصد	۲۵ درصد	۴۴ درصد	۴۸ درصد	۵۲ درصد	۴۴ درصد
مقدار آستانه (درصد)		۰/۰۹۳۱	۲۷ درصد	۱۴/۶۲۵	۸۵ درصد	۰/۰۱۲۱	۲۲ درصد
AR(2)		-۰/۸۳ [۰/۴۰۶]		-۱/۲۸ [۰/۲۰۱]		-۰/۹۴ [۰/۳۴۷]	
سارگان		۷۷/۳۹ [۰/۲۵۴]		۸۰/۹۸ [۰/۱۷۳]		۷۵/۷۳ [۰/۲۹۹]	
Wald		۵/۴۵ [۰/۰۱۹]		۰/۹۲ [۰/۳۳۷]		۲/۷۸ [۰/۰۹۵]	

توضیح: اعداد داخل ()، خطای استاندارد مربوط به ضرایب و اعداد داخل []، p-value مربوط به آزمون‌های آماری می‌باشند.

* سطح معنی‌داری ۱ درصد ** سطح معنی‌داری ۵ درصد *** سطح معنی‌داری ۱۰ درصد

همانطور که در ستون (۲) جدول (۴) مشاهده می‌شود، مقدار آستانه‌ای برای متغیر اندازه برابر ۱۴/۶۲۵ می‌باشد که این مقدار در صدک ۸۵ ام داده‌ها قرار دارد. همچنین نتایج نشان می‌دهد که شرکت‌های بزرگتر (۴۸ درصد) نسبت به شرکت‌های کوچکتر (۴۴ درصد) سرعت تعدیل بیشتری دارند. اما نتایج آزمون والد نشان می‌دهد که این اختلاف سرعت از نظر آماری معنی‌دار نمی‌باشد. در نتیجه، فرضیه پنجم رد می‌شود.

بر اساس ستون (۳) جدول (۴)، مقدار آستانه‌ای برای متغیر نوسان درآمد برابر ۰/۰۱۲۱ می‌باشد که در صدک ۲۲ ام داده‌ها واقع شده است. نتایج نشان می‌دهد که شرکت‌های با نوسان درآمد پایین‌تر سرعت تعدیل بیشتری نسبت به شرکت‌های با نوسان درآمد بالاتر دارند که این سرعت‌ها به ترتیب برابر ۵۲ و ۴۴ درصد می‌باشند. بر اساس آزمون والد، این اختلاف از نظر آماری در سطح ۱۰ درصد معنی‌دار است. بنابراین فرضیهٔ ششم رد نمی‌شود.

۵- نتیجه‌گیری و بحث

هدف این پژوهش بررسی عدم تقارن سرعت تعدیل ساختار سرمایه در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در دورهٔ زمانی ۱۳۸۱ تا ۱۳۹۰ بود. بدین منظور پس از مرور اجمالی بر مبانی نظری موجود و پژوهش‌های انجام شده در این زمینه، چند متغیر شرکتی تأثیرگذار بر سرعت تعدیل شامل کسری مالی، فرصت‌های رشد، سرمایه‌گذاری، سودآوری، اندازه و نوسان درآمد مورد بررسی قرار گرفت. برای آزمون فرضیه‌ها نیز از مدل تعدیل جزئی آستانه‌ای و روش گشتاورهای تعمیم یافته استفاده شد.

همانطور که گفته شد، برآورد سرعت تعدیل ساختار سرمایه پیامدهای مهمی را برای نظریهٔ توازن به همراه دارد. هر چه مقدار سرعت تعدیل برآورد شده بیشتر باشد، نشان‌دهندهٔ با اهمیت بودن اهرم هدف در تصمیمات ساختار سرمایه و در نتیجه، کاربرد نظریهٔ توازن در توضیح ساختار سرمایهٔ شرکت‌ها می‌باشد. نتایج حاصل از پژوهش نشان می‌دهد که در شرکت‌های مورد بررسی اهرم هدف وجود دارد و این شرکت‌ها با سرعت نسبتاً زیادی به سمت اهرم هدف‌شان حرکت می‌کنند. این نتایج تأییدی بر قابلیت تشریح ساختار سرمایهٔ شرکت‌ها از طریق نظریهٔ توازن می‌باشد.

نتایج آزمون فرضیه‌های پژوهش نیز نشان داد که شرکت‌های دارای کسری مالی و سرمایه‌گذاری بیشتر و سودآوری و نوسان درآمد کمتر نسبت به شرکت‌های دارای ویژگی‌های متضاد با سرعت بیشتری ساختار سرمایهٔ خود را تعدیل می‌کنند. این نتایج نشان می‌دهد که شرکت‌های دارای ویژگی‌های مذکور به دلیل مواجهه با هزینه‌های بحران مالی بالاتر و یا هزینه‌های تعدیل پایین‌تر، انگیزهٔ بیشتری برای تعدیل ساختار سرمایهٔ خود دارند. می‌توان این یافته‌ها را به صورت زیر تشریح نمود:

کسری مالی: بر اساس نتایج بدست آمده می‌توان نتیجه گرفت که شرکت‌های با کسری مالی بالاتر، برای پوشش کسری مالی‌شان تحت فشار بیشتری قرار گرفته و انگیزهٔ بیشتری برای مراجعه به بازار سرمایه و بدهی دارند.

سرمایه‌گذاری: با توجه به نتایج بدست آمده این بحث مطرح می‌شود که ممکن است به دلیل محدود بودن منابع داخلی، شرکت‌های با مخارج سرمایه‌ای بالا، به تأمین مالی خارجی نیاز داشته باشند. این شرایط می‌تواند فرصت‌هایی را برای انتخاب ترکیب مناسبی از بدهی و حقوق صاحبان سهام برای شرکت‌ها فراهم آورد که بر سرعت بیشتر تعدیل ساختار سرمایه دلالت دارد.

سودآوری: بر اساس مبانی نظری می‌توان استدلال نمود که شرکت‌های سودآورتر به دلیل سود انباشتهٔ بالاتر، تمایل کمتری به استفاده از تأمین مالی خارجی دارند، از این رو به احتمال زیاد سطح اهرم مالی پایین‌تری دارند. با همین استدلال می‌توان نتیجه گرفت که شرکت‌های با سودآوری کمتر، به طور معمول دارای اهرم بالاتری می‌باشند. از آنجا که ممکن است اهرم بالا منجر به هزینه‌های بحران مالی بزرگی شود، شرکت‌های با سودآوری کم، باید انگیزهٔ بیشتری برای بازگشت سریع به اهرم هدف داشته باشند.

نوسان درآمد: نوسان درآمد، احتمال بحران مالی و ورشکستگی را نشان می‌دهد، که شرکت‌ها را از انجام تعهدات بدهی‌شان بازمی‌دارد. بر این اساس، زمانی که میزان نوسان درآمد بالا باشد، شرکت‌ها به منظور اجتناب از هزینهٔ بحران مالی، از بدهی کمتری استفاده می‌کنند که نشان می‌دهد این شرکت‌ها دسترسی محدودی به بازار سرمایه و بدهی دارند. بنابراین می‌توان گفت، شرکت‌های با نوسان درآمد کمتر، به دلیل دسترسی بهتر به بازار سرمایه و بدهی، با هزینه سرمایه پایین‌تری روبرو می‌باشند. در نتیجه، این شرکت‌ها دامنهٔ بیشتری برای انجام تعدیل ساختار سرمایه دارند.

با این حال نتایج بررسی دو متغیر فرصت‌های رشد و اندازه نشان‌دهندهٔ تقارن در تعدیل ساختار سرمایه بود. در واقع به نظر می‌رسد که این دو متغیر گزینهٔ مناسبی برای متغیر آستانه‌ای نیستند. به طور کلی، نتایج این پژوهش حاکی از آن است که شرکت‌های مورد بررسی با سرعت‌های مختلفی به سمت اهرم‌های هدف‌شان حرکت می‌کنند.

بر اساس نتایج حاصل از این پژوهش به مدیران، سرمایه‌گذاران و اعتباردهندگان شرکت‌ها پیشنهاد می‌گردد برای اینکه بتوانند اطلاعات بهتر و کامل‌تری در مورد نحوهٔ مدیریت و ترکیب منابع مالی شرکت‌ها در اختیار داشته باشند به سرعت تعدیل ساختار سرمایهٔ شرکت‌های مورد نظرشان توجه نمایند. همچنین به مسئولین ذیربط در بازار سرمایه نیز توصیه می‌شود زمینهٔ ایجاد بازار سازمان یافته برای انتشار اوراق بدهی شرکت‌های سهامی عام را فراهم آورند، تا همهٔ شرکت‌ها به راحتی بتوانند در صورت نیاز اقدام به تعدیل ساختار سرمایهٔ خود نمایند.

به پژوهشگران نیز پیشنهاد می‌شود برای درک بهتر عوامل مؤثر بر سرعت تعدیل ساختار سرمایه و استفاده هر چه بیشتر از نتایج پژوهش، موضوعات زیر را مورد توجه قرار دهند:

۱) بررسی مجدد موضوع پژوهش با در نظر گرفتن سایر ویژگی‌های شرکت نظیر موجودی نقدی، میزان انحراف از اهرم هدف و مواردی از این قبیل.
۲) بررسی مقایسه‌ای سرعت تعدیل ساختار سرمایه در سطح صنایع مختلف.
۳) بررسی مقایسه‌ای سرعت تعدیل ساختار سرمایه با استفاده از نسبت‌های اهرم بازاری و دفتری و سایر روش‌های رگرسیونی.

فهرست منابع

* اعتمادی، حسن؛ جواد منتظری. (۱۳۹۲). بررسی عوامل مؤثر بر ساختار سرمایهٔ شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران با تأکید بر رقابت بازار تولید. بررسی‌های حسابداری و حسابرسی، ۲۰(۳)، ۱-۲۶.
* خالقی‌مقدم، حمید؛ رافیک باغومیان. (۱۳۸۶). مروری بر نظریه‌های ساختار سرمایه. فصلنامه پیک نور، ۵(۴)، ۵۸-۸۲.
* ستایش، محمدحسن؛ محدثه کارگرفرد جهرمی. (۱۳۹۰). بررسی تأثیر رقابت در بازار محصول بر ساختار سرمایه. پژوهش‌های تجربی حسابداری مالی، ۱(۱)، ۹-۳۱.
* صمدی، سعید؛ سیروس سهیلی؛ وحید کبیری پور. (۱۳۹۲). تحلیل تأثیر فرصت‌های رشد بر اهرم مالی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. پیشرفت‌های حسابداری، ۵(۱)، ۱۴۱-۱۶۸.
* گرجی، امیر محسن. (۱۳۹۱). تبیین سرعت تعدیل ساختار سرمایه به کمک مدل دینامیک ساختار سرمایه بهینه با تاکید بر عامل رقابت بازار محصول. پایان‌نامه کارشناسی ارشد مدیریت مالی، دانشگاه تهران.
* Anderson, T. W. & Hsiao, C. (1982). Formulation and Estimation of Dynamic Models Using Panel Data. Journal of Econometrics, 18(1), 47-82.
* Antoniou, A., Guney, Y. & Paudyal, K. (2008). The Determinants of Capital Structure: Capital Market Oriented Versus Bank Oriented Institutions. Journal of Financial and Quantitative Analysis, 43(1), 59-92.
* Arellano, M. & Bond, S. R. (1991). Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations. Review of Economic Studies, 58(2), 227-297.
* Arellano, M. & Bover, O. (1995). Another Look at the Instrumental Variable Estimation of Error Components Models. Journal of Econometrics, 68(1), 29-51.
* Blundell, R. W. & Bond, S. R. (1998). Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models. Journal of Econometrics, 87(1), 115-143.
* Dang, V. A., Garrett, I. & Nguyen, C. (2011). Asymmetric Partial Adjustment toward Target Leverage: International Evidence. Unpublished Manuscript, University of Manchester.
* Dang, V. A., Kim, M. & Shin, Y. (2012). Asymmetric Capital Structure Adjustments: New Evidence from Dynamic Panel Threshold Models. Journal of Empirical Finance, 19(4), 465-482.
* Drobetz, W. & Wanzenried, G. (2006). What Determines the Speed of Adjustment to the Target Capital Structure? Applied Financial Economics, 16(13), 941-958.
* Drobetz, W., Pensa, P. & Wanzenried, G. (2006). Firm Characteristics and Dynamic Capital Structure Adjustment. Unpublished Manuscript, University of Hamburg.
* Faulkender, M., Flannery, M. J., Hankins, K. W. & Smith, J. M. (2012). Cash Flows and Leverage Adjustments. Journal of Financial Economics, 103(3), 632-646.
* Flannery, M. J. & Hankins, K. W. (2007). A Theory of Capital Structure Adjustment Speed. Unpublished Manuscript, University of Florida.
* Flannery, M. J. & Rangan, K. P. (2006). Partial Adjustment toward Target Capital Structures. Journal of Financial Economics, 79(3), 469-506.
* Graham, J. R. & Harvey, C. R. (2001). The Theory and Practice of Corporate Finance: Evidence from the Field. Journal of Financial Economics, 60(2-3), 187-243.

* Hansen, B. E. (1999). Threshold Effects in Non-Dynamic Panels: Estimation, Testing and Inference. Journal of Econometrics, 93(2), 345-368.
* Hansen, B. E. (2000). Sample Splitting and Threshold Estimation. Econometrica, 68(3), 575-603.
* Hovakimian, A. & Li, G. (2011). In Search of Conclusive Evidence: How to Test for Adjustment to Target Capital Structure. Journal of Corporate Finance, 17(1), 33-44.
* John, K., Kim, T. N. & Palia, D. (2012). Heterogeneous Speeds of Adjustment in Target Capital Structure. Working Paper Series. Available at SSRN: http://ssrn.com/abstract=2024357.
* Kayhan. A. & Titman, S. (2007). Firms' Histories and Their Capital Structures. Journal of Financial Economics, 83(1), 1-32.
* Leary, M. T. & Roberts, M. R. (2005). Do Firms Rebalance Their Capital Structure? Journal of Finance, 60(6), 2575-2619.
* McMillan, D. G. & Camara, O. (2012). Dynamic Capital Structure Adjustment: US MNCs & DCs. Journal of Multinational Financial Management, 22(5), 278-301.
* Myers, S. C. (1984). The Capital Structure Puzzle. Journal of Finance, 39(3), 575-592.
* Ozkan, A. (2001). Determinants of Capital Structure and Adjustment to Long Run Target: Evidence from UK Company Panel Data. Journal of Business Finance & Accounting, 28(1-2), 175-198.
* Rajan, R. & Zingales, L. (1995). What do We Know about Capital Structure? Some Evidence from International Data. Journal of Finance, 50(5), 1421-1460.
* Strebulaev, I. A. (2007). Do Tests of Capital Structure Theory Mean What They Say? Journal of Finance, 62(4), 1747-1787.
* Titman, S. & Wessels, R. (1988). The Determinants of Capital Structure Choice. Journal of Finance, 43(1), 1-19.

یادداشت‌ها

1. Irrelevance Theory
2. Trade-off Theory
3. Linear Partial Adjustment Model
4. Adjustment Costs
5. Dynamic Trade-off Theory
6. Threshold Partial Adjustment Model
7. Generalized Method of Moments
8. One-Way Error Component
9. Restructuring Points
10. در مدل‌های آستانه‌ای، به متغیری که برای تقسیم کل مشاهدات به دو گروه (رژیم)، مورد استفاده قرار می‌گیرد متغیر آستانه‌ای گفته می‌شود که می‌تواند یکي از متغیرهاي مستقل یا متغیري خارج از مدل تئوریکي باشد (هانسن، ۲۰۰۰).
11. Instrumental Variable Estimators
12. Static Panel Threshold Models
13. Orthogonal Condition
14. Generalized Distance Measure
15. Wald Test
16. Sargan Test
17. Serial Correlation Test

Half-Life. تعداد سال‌هایی که یک شرکت با توجه به سرعت تعدیل خود می‌تواند نیمی از انحراف ایجاد شده از ساختار سرمایهٔ هدف را جبران نماید، $\ln(0.5)/\ln(1-\lambda)$.