# تاثیر سودآوری بر ساختار سرمایه و سرعت تعدیل : آزمون تجربی در شرکت های منتخب بورس اوراق بهادار تهران

**سید فخرالدین فخرحسینی**[۱]

**محمود سنگدوینی**[۲]

## چکیده:

هدف این پژوهش شناخت و تخمین سرعت تعدیل ساختار سرمایه در بین شرکتهای پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران است. بدین منظور، از روش گشتاورهای تعمیم یافته برای رسیدن به تخمینی معقول از این سرعت تعدیل استفاده کردیم. نمونه مورد بررسی شامل ۷۵ شرکت در دوره زمانی ۱۳۸۳ الی ۱۳۹۳ است. نتایج این بررسی نشان داد که شرکتهای ایرانی با سرعت زیادی به سمت نسبت بدهی هدف حرکت می‌کنند که با مطالعات کشورهای پیشرفته به خوبی قابل مقایسه است.(در حدود ۳۹ ٪براساس روش اثرات ثابت و ۳۸ ٪بر اساس روش گشتاورهای تعمیم‌یافته). این سرعت‌های

۱ استادیار گروه حسابداری و میریت مالی، واحد ملارد، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران (نویسنده‌ی مسئول)، پست الکترونیکی f_fkm21@yahoo.com

۲ کارشناس ارشد مدیریت مالی دانشگاه آزاد اسلامی ملارد

تعدیل بالا، تاییدی بر توضیح‌دهندگی نظریه توازن در بین شرکتهای ایرانی است. نتیجه دیگر این تحقیق آن است که سودآوری بر ساختار سرمایه مثبت و معنی‌دار بوده است.

**کلید واژه‌ها:** ساختار سرمایه دینامیک؛ نظریه توازن؛ سرعت تعدیل؛ تخمین زننده گشتاورهای تعمیم‌یافته؛ طبقه‌بندی JEL: G32, C23, E44

## مقدمه

گسترش دامنه فعالیت واحدهای تجاری نیازهای مالی جدیدی را به وجود می‌آورد که از منابع درونی و بیرونی امکان تامین دارد. منابع درونی شامل سود انباشته و اندوخته‌ها می‌باشد. منابع بیرونی شامل بدهی‌های بهره‌دار و حقوق صاحبان سهام می‌باشد. استفاده از منابع بیرونی از نظر هزینه سرمایه و میزان بهره یا سود تقسیمی آن، دارای منافع و مخاطراتی می‌باشد و به تبع آن بر روی بازده و قیمت سهام و سود حسابداری تاثیر دارد (ایزدی‌نیا و دستجردی، ۱۳۸۸). یکی از اصلی‌ترین تصمیمات مدیران مالی در شرکت‌های سهامی عام، تعیین ترکیب بدهی و سهام است که این تصمیمات باید در راستای به حداکثر رساندن ثروت سهامداران، اتخاذ شود (پورزمانی و همکاران، ۱۳۸۹). شناخت و آگاهی از ساختار سرمایه شرکت‌ها از سویی برای سهام داران و سرمایه گذاران بالقوه حائز اهمیت و از سوی دیگر، اطلاعات در مورد ساختار سرمایه، مورد استفاده اعتبار دهندگان قرار می‌گیرد (کردستانی و پیرداوری، ۱۳۹۱).

ساختار سرمایه پازل جذاب ادامه داری برای بسیاری از محققان و سیاست‌گذاران، به ویژه در مؤسسات مالی می‌باشد. ساختار سرمایه جایگشتی از سهام و بدهی است که برای استخراج هزینه سرمایه مورد استفاده قرار می‌گیرد. هدف شرکت‌ها صرف نظر از صنعت یا بخش کاهش هزینه سرمایه

می‌باشد. ساختار سرمایه یک شرکت، فعالیت‌های تامین مالی شرکت را با استفاده از ترکیبی از بدهی‌ها و سهام برای بهینه سازی ارزش شرکت را توضیح می‌دهد(اوینو و یوکاگبو[1]،۲۰۱۵). انتخاب ساختار مطلوب سرمایه و شیوه‌های مختلف تامین مالی، دغدغه اصلی مدیران مالی شرکتها است. ساختار سرمایه نامناسب در هر شکتی زمینه‌های مختلف فعالیت شرکت را تحت تاثیر قرار می‌دهد و می‌تواند به بروز مسائلی نظیر عدم کارایی در بازاریابی محصولات، کارامدی نداشتن و ناتوانی در به کارگیری مناسب نیروی انسانی و موارد مشابه منجر شود. ساختار سرمایه‌ی بهینه هنگامی حاصل خواهد شد که ارزش بازار هر سهم حداکثر گردد. برای تعیین ساختار سرمایه مطلوب، استفاده از سود هر سهم، نقطه-ی سربه سر مالی، درجه اهرم مالی و نقطه بی تفاوتی EBIT-EPS به عنوان روش های قابل قبول سنجش ریسک و بازده ضروری است. تعیین ساختار سرمایه ی بهینه در شرایط واقعی وظیفه‌ی دشواری بوده و شمول آن فراتر از مباحث صرفاً نظری است (نیکومرام و همکاران، ۱۳۸۸: ۴۱۹).

اکثر مطالعات انجام شده در سرعت تعدیل ساختار سرمایه از تجزیه و تحلیل عوامل در انتخاب ساختار سرمایه و همچنین در مورد نقش عوامل اقتصاد کلان در انتخاب ساختار سرمایه به دست آمده است(کوک و تانگ[2]،۲۰۱۰). نسبت بدهی بهینه (هدف) بر اساس توازن بین منافع و هزینه‌های تامین مالی از طریق بدهی تعیین می‌شود. نسخه‌ی پویای این نظریه که در دهه‌ی 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 (هاشمی و کشاورزمهر، ۱۳۹۴). نظریه دینایک، نظریه‌ای است که فرآیند تعدیل ساختار سرمایه شرکت‌ها را فرآیندی هزینه بر می‌داند و با در نظر گرفتن هزینه‌های تعدیل[3]، معتقد است که شرکتها تنها زمانی به اصلاح نسبت‌های اهرمی روی می‌اورند که مزایای این اصلاح بر هزینه‌های آن فزونی یابد. لذا شرکت‌ها همواره تحت ساختار سرمایه بهینه فعالیت نمی‌کنند، بلکه با شناسایی هزینه‌های تعدیل، دامنه ای قابل قبول از اهرم‌ها را تعریف کرده و سعی می‌کنند تا ساختار سرمایه را در این دامنه حفظ کنند. هوآنگ و ریتر[4] (۲۰۰۹) معتقدند، تخمین سرعت حرکت شرکت‌ها به سمت اهرم هدف، مهمترین مساله این روزهای تحقیقات ساختار سرمایه است.

1 Oino & Ukaegbu
2 Cook & Tang
3 Adjustment Costs
4 Huang and Ritter

از طرفی شرکتهای سودآور به احتمال زیاد سود انباشته‌ی در دسترس بالایی دارند به طوری که ممکن است دچار محدودیت‌های شدید تامین مالی(داخلی) نشوند و قادر به انتظار 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 اهرم جلوگیری می-کند(دانگ و همکاران[1]، ۲۰۱۰) با توجه به آنچه که بیان گردید مساله این تحقیق بررسی تاثیر سودآوری بر ساختار سرمایه و سرعت تعدیل در میان شرکت‌های غیرمالی پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران خواهد بود.

این مقاله در هفت قسمت تدوین شده است. بعد از مقدمه اشاره مختصری به ادبیات موضوع می-شود. در بخش سوم، چهارم و پنجم به معرفی روش‌شناسی، متغیرهای تحقیق و مدل تحقیق پرداخته و در بخش ششم به تجزیه و تحلیل الگو می‌پردازیم و در انتها نتیجه‌گیری آورده شده است.

## ۲. ادبیات موضوع و پیشینه تحقیق

به اعتقاد مایرز[2](۱۹۸۴)دفتر شرکتهایی که از الگوی نظریهٔ توازن[3] 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 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

1 Dang & et al
2 Myers
3 Trade-off Theory

تداوم می‌یابد، نسخهٔ تصحیح شده‌ای برای نظریهٔ توازن، با عنوان نظریه‌ی توازن پویا[1] 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[2](۲۰۰۱)انجام دادند، ۷۱درصد از مدیران مالی شرکتها به داشتن یک دامنهٔ هدف برای نسبت بدهی و۱۰ درصد نیز به داشتن یک نسبت بدهی دقیق اذعان کرده بودند(لیری و رابرتز[3]،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 رسیده-اند که مدل توازن پویا بر نظریه‌های جایگزین دیگر غلبه کرده است (فالنری و هانکینس[4]،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 هیچ‌گاه 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(فالنری و رنگان[5]،۲۰۰۶). در اکثر پژوهشها، تنها به هزینه‌های معامله برای انتشار اوراق بهادار به عنوان هزینه‌های تعدیل اشاره شده است(لیری و رابرتز،۲۰۰۵). اما فالکندر و همکاران[6](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[7](۲۰۰۷)، جبران انحراف۴۰-۳۵ 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 فالنری و رنگان(۲۰۰۶)،متوسط سرعت

1 Dynamic Trade-off Theory
2 Graham & Harvey
3 Leary & Roberts
4 Flannery & Hankins
5 Flannery & Rangan
6 Faulkender, Flannery, Hankins & Smith,
7 Kayhan & Titman

تعدیل۳۵ درصد در سال باشد، در این صورت اهرم هدف از اهمیت اساسی برخوردار است(هاواکیمیان و لی[1]،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 بلاتر و انعطاف‌پذیری مالی بالاتر دلالت داشته باشد(مکمیالن و کامارا[2]،۲۰۱۲).

## ۲-۱. عوامل مؤثر بر سرعت تعدیل

در حالی که بخش عمده‌ای از تحقیقات ساختار سرمایه به بررسی قدرت توضیح‌دهندگی متغیرهای کالن 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. در ادامه برخی از متغیرهای شرکتی که به طور بالقوه بر سرعت تعدیل ساختار سرمایه تأثیر می‌گذارند، مورد بررسی قرار گرفته‌اند.

**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. 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،

1 Hovakimian &Li
2 McMillan & Camara

می‌تواند با تغییر مناسب ترکیبی از بدهی و حقوق صاحبان سهام به راحتی اهرم خود را تعدیل کنند (دروبتز و همکاران[1]،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 اطالعات نامتقارن و مشکالت نمایندگی مواجه خواهند شد که برای آنها هزینهٔ کمتری برای تعدیل به سمت اهرم هدف در پی دارد. عالوه 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 باال 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(استربوالئف[2]،۲۰۰۷) پیش‌بینی و توسط نتایج تجربی قبلی(تیتمن و وسلز[3]،۱۹۸۸؛ راجان و زینگالس[4]،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 معموالً به دورهٔ بلوغ رسیده و دارایی‌های ثابت، سودآوری و انعطاف-پذیری 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. از سوی دیگر، شرکت‌های بزرگ کمترین

1 Drobetz, W. & Wanzenried
2 Strebulaev
3 Titman & Wessels
4 Rajan & Zingales

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. (فالنری 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[1]،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 استدالل کرد که نوسان درآمد و سرعت تعدیل ساختار سرمایه با یکدیگر رابطهٔ معکوس دارند.

## ۲-۲. پیشینه تحقیق

ژو[2](۲۰۱۲) در مقاله خود به بررسی رابطه سود آوری و ساختار سرمایه در شرکت های وارداتی پرداخته است. نتایج این پژوهش سازگار با مدل سنتی ساختار سرمایه تجارت که انتظار می‌رود در آینده رابطه مثبتی بین اهرم مالی و سودآوری وجود داشته باشد. همچنین شواهد در این تحقیق نشان می‌دهد که واردات رقابتی اهرم مالی را از طریق تغییرات در مبادله بین مزایای مالیاتی بدهی و هزینه آشفتگی مالی تحت تاثیر قرار می‌دهد. دانیس و همکاران[3](۲۰۱۴) به بررسی نفوذ افزایش سرمایه، سودآوری و ساختار سرمایه بر یکدیگر پرداخته‌اند. نتایج به دست آمده در این پژوهش با مدل مبادله پویا منطبق می‌باشد که در آن ساختار سرمایه به ندرت بهینه است. نتایج این تحقیق بیانگر رابطه منفی اقدامات مربوط به سودآوری با اهرم مالی دارد. در مقابل، زمانی که شرکتها در سطح مطلوب خود از نظر اهرم مالی قرار دارند، همبستگی مقطعی مثبتی بین سودآوری و اهرم وجود دارد. همچنین سری‌های زمانی اهرم بازار و سودآوری در بخش‌های قبلی، با این مدل الگوهای پیش بینی را متعادل می‌سازند.

نی‌هانگ و اکودا[4](۲۰۱۵) به بررسی تاثیر مالکیت دولتی بر ساختار سرمایه و سودآوری پرداخته اند. یافته‌های این تحقیق نشان می‌دهد که اصلاح بازار ویتنام نیاز به توسعه یک سیستم دارد که

1 Antoniou, Guney & Paudyal,
2 Xu
3 Danis, Rettl & Whited
4 Nhung & Okuda

شفافیت اطلاعات و استقلال حکومت شرکت‌ها و افزایش خصوصی‌سازی از جمله بانک‌ها را تضمین کند. همچنین یافته‌های این تحقیق بر اساس مقایسه ساختارهای سرمایه نشان می‌دهند که شرکت های تحت کنترل دولت تمایل بیشتری به اتکا به بدهی‌های شرکت های خارجی دارند. اوینو و یوکاگبو (۲۰۱۵) در مطالعه خود به بررسی اثرات ساختار سرمایه بر عملکرد شرکت های غیرمالی نیجریه ای و چگونگی تعدیل ساختار سرمایه هدف آن ها پرداخته اند. در این مطالعه، آمار توصیفی نشان می دهد که اهرم مالی ۶۳٪ از ساختار سرمایه شرکت‌های نیجریه‌ای را تشکیل می‌دهد، در حالی که اهرم مالی بوسیله اهرم کوتاه مدت تحت تسلط قرار دارد. نتایج این تحقیق نشان می‌دهد که سودآوری و ساختار دارایی رابطه منفی با اهرم مالی دارند در حالی که اندازه شرکت و پوشش‌های مالیاتی بدون بدهی رابطه مثبتی با اهرم مالی دارند. همچنین سرعت تعدیل شرکت‌های نیجریه‌ای بسیار بالا می باشد (۰/۴۷) که به خوبی قابل مقایسه با مطالعات انجام شده در شرکت های غیرمالی در کشورهای توسعه یافته است.

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 شرکت-های مورد بررسی آنها در هر سال۵۳ درصد از شکاف میان اهرم واقعی و اهرم هدفشان را جبران می-کنند. 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 اثر سود آوری بر ساختار سرمایه و سرعت تعدیل آن فرضیه‌های زیر طراحی گردیده است:

- سودآوری بر ساختار سرمایه تاثیرمثبت دارد.
- سودآوری بر سرعت تعدیل ساختار سرمایه تاثیرمثبت دارد

## ۴. روش‌شناسی پژوهش این پژوهش

از لحاظ هدف کاربردی است و از نظر ماهیت و روش از نوع توصیفی- همبستگی می‌باشد. داده-های 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 روش‌های اثرات ثابت و تصادفی با استفاده از دادههای ترکیبی(مقطعی- زمانی) و روش گشتاورهای تعمیم یافته(GMM) و نرم‌افزارE-Views نسخه ۷ استفاده شده است. جامعهٔ آماری این پژوهش شامل کلیهٔ شرکتهای پذیرفتهشده در بورس اوراق بهادار تهران در دورهٔ زمانی ۱۳۸۳ تا ۱۳۹۳می‌باشد. برای انتخاب نمونهٔ پژوهش محدودیتهای زیر اعمال شده است:

۱. سال مالی شرکت منتهی به پایان اسفند ماه بوده است.
۲. در صنعت واسطه گری مالی (سرمایه گذاری بانک ها، بیمه و لیزینگ) نباشد.
۳. اطلاعات مورد نیاز برای محاسبه پارامترها را دارا باشد.
۴. سهام آن ها در طول تمامی دوره تحقیق حداقل هر سه ماه یکبار معامله شده باشد.

تعداد غیرمالی پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران نمونه۷۵ می باشد.

## ۵. مدل پژوهش و متغیرهای پژوهش

بر اساس چارچوب نظری برای بررسی انتقادی از عوامل ساختار سرمایه و سرعت تعدیل ساختار سرمایه به سمت ساختار هدف از مدل مبتنی بر مدل مایر[1](۱۹۸۴)، راجان و زینگالس (۱۹۹۵)، شیام-ساندر و مایر[2] مبتنی بر مدل مایر(۱۹۸۴) و کوتی[3](۲۰۱۱) برای تعیین مدلی که مورد استفاده برای تعیین اثرات ثابت و اثرات پویای تعدیل خواهد بود(اوینو و یوکاگبو،۲۰۱۵):

$$LEVit = \beta1 + \beta2SIZE2it + \beta3PROF3it + \beta4TANG4it + \beta5GROWTH5it + \beta6ETR6it + \mu it$$

LEV= بدهی کل شرکت، LEVLT = بدهی بلندمدت، LEVST = بدهی های کوتاه مدت شرکت، PROF= سودآوری شرکت، TANG= شرکتهای ملموس (توانایی برای ارائه وثیقه)، SIZE= اندازه شرکت، ETR = نرخ موثر مالیات، GROWTH = فرصت های رشد شرکتها

جهت تعیین سرعت تعدیل نیز مطابق تحقیق حشمتی (۲۰۰۱) از مدل مبتنی بر این پژوهش استفاده خواهد شد:

$$LV^*i,t+1 - LVit = \lambda(LV^*i,t+1 - LVit) + \varepsilon t+1$$

1 Myer
2 Shyam-Sunder and Myers
3 Cotei

## نتایج تحقیق

با توجه به اینکه از روش ترکیب داده‌های پانل برای آزمون فرضیه‌های تحقیق استفاده می‌کنیم، تعداد مشاهدات سال- شرکت بر اساس داده‌های ترکیبی متوازن، ۷۵۰ مشاهده بوده است.

### ۶-۱. آزمون نرمال بودن داده‌ها

اولین مرحله جهت آغاز فرآیند آزمون فرضیه‌ها، بررسی نرمال بودن داده‌ها است. آماره جارک برا آماره ای با توزیع خی دو و درجه آزادی دو میباشد اگر این آماره از ۵/۷ کوچکتر باشد، میتوان نتیجه گرفت که توزیع آماری مورد نظر با توجه به جدول خی دو، نرمال میباشد. جارک برا از فرمول ذیل برای بررسی نرمال بودن استفاده می‌کند:

$$JB = n\left\{\frac{(Skew)^2}{6} + \frac{(Kurt-3)^2}{24}\right\}$$

که در آن :SKEW : ضریب چولگی، KURT: ضریب کشیدگی، N: درجه آزادی

همانطورکه در جدول(۱) ملاحظه می‌شود سطح معناداری آزمون جارک برا برای تمام متغیرها بیشتر از $\alpha$=۰/۰۵ محاسبه شده لذا با اطمینان ۹۵٪ توزیع متغیرهای مورد بررسی نرمال می‌باشد

**جدول(۱). نتایج آزمون جارک برا، برای مدل**

| | آماره آزمون | سطح معناداری | نتیجه |
|---|---|---|---|
| LEV | ۵/۵٤ | ۰/۰۵۷ | نرمال بودن توزیع پسماند مدل |
| PROF | ٤/٤٤ | ۰/۰۷ | نرمال بودن توزیع پسماند مدل |
| TANG | ٤/۲۵ | ۰/۰۸ | نرمال بودن توزیع پسماند مدل |
| SIZE | ٤/۷۵ | ۰/۰۷ | نرمال بودن توزیع پسماند مدل |
| ETR | ۳/۲۸ | ۰/۱۳ | نرمال بودن توزیع پسماند مدل |
| GROWTH | ۵/۱۱ | ۰/۰٦ | نرمال بودن توزیع پسماند مدل |
| LEVLT | ۵/۱۷ | ۰/۰٦ | نرمال بودن توزیع پسماند مدل |
| LEVST | ۵/۲۱ | ۰/۰٦ | نرمال بودن توزیع پسماند مدل |

**ماخذ: یافته‌های تحقیق**

## ۶-۲. همبستگی بین متغیرها

برای بررسی همبستگی بین متغیرهای کمی از ضریب همبستگی پیرسون (به علت نرمال بودن متغیرهای وابسته) بهره‌گیری شده است. که نتایج حاصل از این آزمون در جدول (۲) ارائه شده است. مطابق با جدول (۲) و فرضیات تدوین شده در سطح اطمینان ۹۵٪ در جدول بالا میزان همبستگی در سطر اول و معنی داری همبستگی در سطر دوم نوشته شده است. در صورتی که معنی داری کمتر از ۰/۰۵ باشد همبستگی مورد نظر از نظر آماری معنی دار است. همانگونه که ملاحظه می‌شود در برخی موارد همبستگی‌ها معنی‌دار میباشند اما شدت همبستگیها، کمتر از مقداری است که احتمال وجود همخطی در مدل وجود داشته باشد. مثلا بین سود آوری و ساختار سرمایه میتوان همبستگی مثبت و ضعیف ۰/۰۶ را تشخیص داد که با توجه به سطح معنی داری (۰/۰۲) از نظر آماری کاملا معنی دار است. در سایر موارد نیز در جدول بالا کاملا مشخص است.

**جدول (۲) ماتریس همبستگی پیرسون برای متغیرهای کمی تحقیق**

| | GROW | ETR | LEV | LEVLT | LEVST | PROF | SIZE | TANG |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| GROW | ۱/۰۰۰<br>--- | | | | | | | |
| ETR | ۰/٤٤<br>۰/۰۰۰ | ۱/۰۰۰<br>--- | | | | | | |
| LEV | ۰/٦۱<br>۰/۰۰۰ | ۰/۲٦<br>۰/۰۰۰ | ۱/۰۰۰<br>--- | | | | | |
| LEVLT | ۰/۵۲<br>۰/۰۰۰ | ۰/۷۷<br>۰/۰۰۰ | ۰/۳۵<br>۰/۰۰۰ | ۱/۰۰۰<br>--- | | | | |
| LEVST | ۰/۰۰۷<br>۰/۸۹ | ۰/۲۹<br>۰/۰۰۰ | ۰/۰۰۸<br>۰/۸۸ | -۰/۰۱<br>۰/۷۷ | ۱/۰۰۰<br>--- | | | |
| PROF | -۰/۰۷<br>۰/۲۲ | ۰/۰۰٦<br>۰/۹۱ | ۰/۰٦<br>۰/۰۲ | -۰/۰۰۸<br>۰/۸۸ | -۰/۰۹<br>۰/۱۱ | ۱/۰۰۰<br>--- | | |
| SIZE | ۰/۰٤<br>۰/٤۱ | ۰/۰۳<br>۰/۵٦ | ۰/۰٤<br>۰/٤۸ | ۰/۰٤<br>۰/۳۹ | -۰/۰۱<br>۰/۸۲ | -۰/۰۹<br>۰/۰۹ | ۱/۰۰۰<br>--- | |
| TANG | ۰/۰۲<br>۰/٦٦ | -۰/۰۸<br>۰/۱۲ | ۰/۰٦<br>۰/۲۷ | -۰/۰۱<br>۰/۸۵ | ۰/۳۸<br>۰/۰۰۰ | -۰/۰۰۱<br>۰/۹۷ | ۰/۱۲<br>۰/۰۲ | ۱/۰۰۰<br>--- |

**ماخذ: یافته‌های تحقیق**

## ۶-۳. آزمون ریشه واحد (مانایی)

برای تشریح این آزمون ها، الگوی AR(1) برای متغیر در نظر گرفته می‌شود که در آن $Y_{it}$ متغیر مورد بررسی(متغیرهای وابسته و مستقل) $i=1,2,\ldots,N$ معرف صنایع، $t=1,2,\ldots,T_i$ تعداد مشاهدات سری زمانی در هر کشور،$X_{it}$ عرض از مبداو روند، $\delta_i$ ضریب خود همبستگی و $\varepsilon_i$ جمله اخلال بوده که

فرض می‌شود در بین صنایع مختلف مستقل از هم هستند. اگر $|\rho_i| < 1$ در این صورت متغیر مورد نظر مانا و جنانچه $|\rho_i| = 1$ باشد، $Y_i$ دارای ریشه واحد و نامانا می‌شود.

جدول (۳) ارائه شده‌اند، شامل عرض از مبدا و روند می‌باشند. فرضیه صفر در این آزمونها مبین وجود ریشه واحد است. نتایج نشان می‌دهند که سری‌های تلفیقی روی سطح مانا بوده است. فرض صفر در آزمون فیلیپس پرون بر عدم مانایی متغیرهای مورد بررسی استوار است و فروض را میتوان چنین نوشت:

H0: متغیر مورد بررسی نامانا میباشد.

H1: متغیر مورد بررسی مانا میباشد.

برای رد فرض صفر کافیست سطح معنی داری از ۰/۰۵ کمتر باشد. با توجه به جدول نتایج کلیه متغیرها مانا هستند.

**جدول(۳). نتیجه آزمون مانایی فیلیپس پرون**

| متغیر | آماره | معنی داری | نتیجه |
|---|---|---|---|
| *LEV* | ۲۵۹/۶۴ | ۰/۰۰۰ | مانا |
| *PROF* | ۶۳۴/۴۱ | ۰/۰۰۰ | مانا |
| *TANG* | ۳۲۲/۳۶ | ۰/۰۰۰ | مانا |
| *SIZE* | ۲۳۳/۵۱ | ۰/۰۰۰ | مانا |
| *ETR* | ۲۸۲/۳۳ | ۰/۰۰۰ | مانا |
| *GROWTH* | ۲۹۳/۲۰ | ۰/۰۰۰ | مانا |
| *LEVLT* | ۳۳۲/۲۷ | ۰/۰۰۰ | مانا |
| *LEVST* | ۲۸۹/۴۳ | ۰/۰۰۰ | مانا |

**ماخذ: یافته‌های تحقیق**

## ۶-۴. آزمون اثرات تصادفی و ثابت

برای انتخاب بین مدلی که بیان می‌کند عرض از مبدا و شیب برای تمام صنایع ثابت بوده و جمله خطا در طول زمان و برای صنایع مختلف متفاوت باشد(مدل مقید)، و مدلی که شیب ثابت بوده ولی عرض از مبدا برای صنایع متفاوت باشد(مدل اثرات ثابت)، از آزمون $F$ استفاده می‌شود. این آماره مبتنی بر صحت همگنی بین کلیه صنایع استوار است. از این رو رد فرضیه $H_0$ مبین استفاده از مدل اثرات ثابت و عدم رد فرضیه $H_0$ بیانگر استفاده از روش حداقل مربعات معمولی تجمیع شده می‌باشد. این آماره با توجه به گرین[1](۲۰۰۳) به صورت زیر محاسبه میگردد:

$$F(n-1, nT-n-K) = \frac{(R^2_{LSDV} - R^2_{Pooled})/(n-1)}{(1-R^2_{LSDV})/(nT-n-K)}$$

و یا مانند والدریج[2](۲۰۰۱)

$$F(N-1, NT-N-K) = \frac{(SSR_{pooled} - SSR_{LSDV})/(n-1)}{(SSR_{LSDV})/(nT-n-K)}$$

که در آن $R^2_{LSDV}$: $R^2$ اثرات ثابت یا درونگروهی، $R^2_{Pooled}$: $R^2$ کل یا ترکیبی(pool)، n تعداد مقاطع، T طول دوره نظر و تعداد پارامترها می‌باشد.

1 Green(2003)
2 Wooldridge(2001)

**جدول(۴) مقایسه مدل اثرات ثابت، تصادفی و آمیخته برای الگو**

| متغیرهای مستقل | ضرایب رگرسیونی | آماره آزمون $t$ | سطح معناداری |
|---|---|---|---|
| ثابت معادله (α) | ۰/۰۷ | ۰/۷۷ | ۰/۴۴ |
| *SIZE* | -۰/۰۰۷ | -۰/۶۵ | ۰/۵۱ |
| *PROF* | ۱/۳۸ | ۹/۷۹ | ۰/۰۰۰ |
| *TANG* | ۰/۱۱ | ۱/۲۵ | ۰/۲۱ |
| *GROW* | -۰/۴۶ | -۹۳/۲۴ | ۰/۰۰۰ |
| *ETR* | ۰/۰۳۵ | -۱/۱۰ | ۰/۲۶ |
| *LEVST* | ۷/۶۰ | ۹/۳۷ | ۰/۰۰۰ |
| *LEVLT* | -۰/۴۲ | -۱۰/۲۵ | ۰/۰۰۰ |
| $\mu$ | -۰/۳۹ | -۲۷/۳۲ | ۰/۰۰۰ |
| *F* | *Prob* (۰/۰۰) | | ۷۸/۰۷ |
| *F-white* | *Prob* (۰/۸۱) | | ۰/۶۲ |
| *Breusch-Godfrey* | *Prob* (۰/۰۰) | | ۵۶/۷۱ |
| *F-limer* | *Prob* (۰/۰۰) | | ۴/۹۷ |
| *Durbin-Watson* | ۱/۸۰ | | |
| *R^2* | ۰/۷۲ | | |

**ماخذ: یافته‌های تحقیق**

با توجه به اینکه سطح معنی داری آماره F-white، به ترتیب ۰/۶۲ بوده، که فرض صفر در اینجا عدم وجود ناهمسانی واریانس بوده است،که رد نمی‌شود؛ به عبارت دیگر این موضوع بیانگر این است که رگرسیون دارای ناهمسانی واریانس نمی‌باشد. در نهایت سطح معنی‌داری آماره

Breusch-Godfrey، به ترتیب ۵۶/۷۱ بوده و فرض صفر که نبود همبستگی سریالی در این آزمون می باشد، رد خواهد شد. بنابراین رگرسیون دارای مشکل خود همبستگی سریالی می‌باشد. در مرحله بعد با توجه به اینکه آمارهF برای الگو دارای سطح معناداری زیر(۵ درصد) می‌باشد، بنابراین رگرسیون قدرت تبیین دارد. آماره دوربین واتسون نیز چون بین ۱/۵ تا ۲/۵ مورد تاییدمی‌باشد، پس می‌توان نتیجه‌گیری کرد که بین متغیرها مشکل خود همبستگی وجود ندارد.

حال برای تعیین اینکه کدام یک از مدل‌های استفاده شده(رگرسیون ترکیبی و اثر ثابت) برای برآورد مدل تحقیق مناسبتر است، از آزمون$F$ که توضیح داده شده، استفاده شده است: در این آزمون فرض صفر این است که اثر خاص هر شرکت($\alpha_i$) برابر صفر است لذا، مقدار$F$ حاصل شده از آزمون بدین ترتیب برای الگوبرابر۴/۶۲۹۷ از بحرانی (۱/۰۶) بیشتر می‌باشند. در نتیجه فرضیه صفر رد می‌شود، یعنی که این تأثیر صفر نیست و رگرسیون ترکیبی برای برآورد مناسب نیست. لذا، از بین دو روش حداقل مربعات معمولی تجمیع شده و روش اثرات ثابت، روش اثرات ثابت پذیرفته می‌شود. بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که هر صنعت دارای عرض از مبدا خاص خود می‌باشد و در نظر گرفتن فقط یک عرض از مبدا برای تمام صنایع مورد مطالعه مناسب نیست.

برای مقایسه بین مدل تجمیع شده، و مدلی که بیان می‌کند شیب ثابت و عرض از مبدا برای صنایع متفاوت بوده و عرض از مبدا هر صنعت دارای توزیع تصادفی باشد(مدل اثرات تصادفی) می‌توان از آزمون LM بروش- پاگان[1] که براساس پسماندهای حاصل از مدل مقید یا ترکیبی قرار دارد بهره گرفت (گرین،۲۰۰۳). آزمون به صورت زیر می‌باشد:

آمارهٔ آزمون به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$LM = \frac{nT}{2(T-1)}\left[\frac{\sum_{i=1}^{n}\left[\sum_{t=1}^{n} e_{it}\right]^2}{\sum_{i=1}^{n}\sum_{t=1}^{T} e^2{}_{it}} - 1\right]^2 = \frac{nT}{2(T-1)}\left[\frac{\sum_{i=1}^{n}(T\overline{e}_{i.})^2}{\sum_{i=1}^{n}\sum_{t=1}^{T} e^2{}_{it}} - 1\right]^2$$

تحت فرضیهٔ صفر، LM دارای توزیع $\chi^2$ با یک درجهٔ آزادی است. در رابطهٔ فوق e بردار پسماند حداقل مربعات معمولی است. در صورتی که آمارهٔ LM محاسبه شده بیشتر از مقدار بحرانی (۳/۸۴) باشد آنگاه فرضیه صفر رد می‌گردد و این بدان مفهوم است که جزء تصادفی ($U_i$)

1 Breusch-Pagan

در مدل قابل توجیه است و مدل اثرات تصادفی مدل برتر می‌باشد( گرین، ۲۰۰۰، ۳-۵۷۲). این آماره برای الگو برابر ۲۷۵/۸ می‌باشد که از کمیت بحرانی الگو بیشتر می‌باشد لذا نتایج آزمون که با آماره $\chi 2$ مقایسه شده است، قویاً فرض صفر را برای الگو رد نموده و مدل اثرات تصادفی به مدل مقید تنها در الگو تحقیق ارجحیت دارد.

دیدیم که در مدل تحقیق، اثرات تصادفی و ثابت هر دو بهتر از مدل مقید هستند و این بدان معناست که در هر صورت، در نظرگرفتن عرض از مبدا خاص برای هر شرکت بهتر از در نظر گرفتن یک عرض از مبدا مشترک برای همه آنها می باشد. این امر می‌تواند به دلیل تفاوت‌های احتمالی در محیط تجاری، ساختارهای سیاسی و فرآیندهای تصمیم‌گیری‌های کلان اقتصادی در هر شرکت باشد.

حال باید دید از بین این مدل کدام یک گزینه بهتری است. برای انجام این گزینش، از آزمون هاسمن[1] استفاده می‌کنیم. آزمون هاسمن به صورت زیر تنظیم می‌شود.

H0: بین اثرات تصادفی و متغیرهای توضیحی همبستگی وجود ندارد

H0: بین اثرات تصادفی و متغیرهای توضیحی همبستگی وجود دارد

آماره آزمون نیز به صورت زیر ارائه شده است:

$$H = \left(\hat{\beta}_{FE} - \hat{\beta}_{RE}\right)' \left(\widehat{var}(\hat{\beta}_{FE}) - \widehat{var}(\hat{\beta}_{RE})\right)^{-1} \left(\hat{\beta}_{FE} - \hat{\beta}_{RE}\right) \approx \chi^2$$

که $\hat{\beta}_{FE}$ ضریب مدل اثرات ثابت، $\hat{\beta}_{RE}$ ضریب مدل اثرات تصادفی و $\widehat{var}$ علامت واریانس است (والدریج، ۲۰۰۱).

حال اگر آمارهٔ $\chi^2$ محاسبه شده بزرگتر از آماره جدول باشد فرضیه $H_0$ رد می شود یعنی اینکه بین جزء اخلال مربوط به عرض از مبداها و متغیرهای توضیحی همبستگی وجود دارد.

**جدول (۵). نتایج آزمون هاسمن**

| آزمون هاسمن | الگو تحقیق |
|---|---|
| آماره $H$ | -۱۴/۴۵ |
| کمیت $\chi^2$ | ۳ |
| $Prob$ | ۰/۰۰ |

**ماخذ: یافته‌های تحقیق**

1 Hausman Test

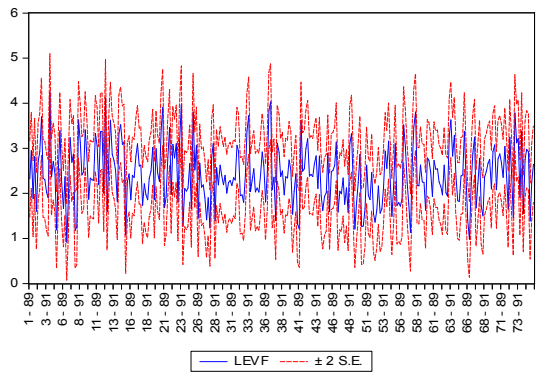
همانطوریکه ملاحظه می‌شود مقدار آماره محاسبه شده بطور معنی‌داری از مقدار آماره جدول بزرگتر است. پس فرضیه H0 برای هر الگو رد می‌شود. بنابراین بین اثرات تصادفی و متغیرهای توضیحی همبستگی وجود دارد و این به معنی مناسب بودن مدل اثرات ثابت است.

نتایج به دست آمده از جدول(۴) نشان می‌دهد که اثر سود آوری بر ساختار سرمایه مثبت و به مقدار ۱/۳۸ میباشد. این مقدار کاملا معنی دار است. اما متغیر فرصت‌های رشد شرکت بر میزان بدهی کل شرکت، اثر منفی و معنی دار دارد و هر چه فرصت‌های رشد بیشتر باشد، از بدهی کل شرکت کاسته می‌شود. همچنین برای متغیرهای بدهی کوتاه‌مدت و بلندمدت، به ترتیب دارای اثر مثبت و منفی بر بدهی کل میباشند. سایر متغیرها اثر معنی دار بر بدهی کل شرکت‌های مورد بررسی ندارند.

## ۶-۵. برآورد مقدار تعدیل سرمایه

مقدار LEV برازش شده در تخمین الگو از اهمیت ویژه ای برخوردار است چرا که به عنوان LEV* در معادله بعد کارایی دارد. بنابراین مقدار برازش شده LEV توسط مدل اول در نمودار ذیل نمایش داده شده است:

**نمودار(۱). مقدار برازش شده در معادله اول برای LEV***




| | |
|---|---|
| Forecast: LEVF | |
| Actual: LEV | |
| Forecast sample: 1389 1392 | |
| Included observations: 300 | |
| Root Mean Squared Error | 0.413320 |
| Mean Absolute Error | 0.335785 |
| Mean Abs. Percent Error | 15.60816 |
| Theil Inequality Coefficient | 0.082079 |
| Bias Proportion | 0.000000 |
| Variance Proportion | 0.081480 |
| Covariance Proportion | 0.918520 |

**ماخذ: یافته‌های تحقیق**

در نمودار بالا مقدار برازش شده برای LEV از معادله اول نمایش داده شده است که برای محاسبه سرعت تعدیل در معادله دوم به عنوان LEV* وارد مدل میشود.

نتایج تخمین مدل دوم برای محاسبه سرعت تعدیل در جدول(۶) ارائه شده است.

**جدول(۶). تعیین مقدار سرعت تعدیل سرمایه**

| متغیرهای مستقل | ضرایب | آماره آزمون $t$ | سطح معناداری |
|---|---|---|---|
| ثابت معادله (α) | ۰/*006* | ۰/۱۰ | ۰/۹۱ |
| *LEV*i,t – LEVit-1* | -۰/۳۹ | -۶/۱۵ | ۰/۰۰۰ |
| *F* | *Prob* (۰/۰۰) | | ۷۸/۰۷ |
| *Durbin-Watson* | ۱/۸۰ | | |
| *R^2* | ۰/۷۲ | | |

**ماخذ: یافته‌های تحقیق**

ضریب بدست آمده برای (LEV*i,t – LEVit-1) بر روی (LEV*i,t+1- LEVit) منفی و کاملا معنی‌دار است یعنی حاصل تفاضل مقدار LEV براورد شده توسط مدل اول و LEV واقعی در دوره بعد دارای اثر منفی و معنی دار بر این مقدار در دوره جاری دارد. مقدار سرعت تعدیل در مدل برابر با ۰/۳۹ برآورد شده است.آماره آزمون اف نشان دهنده مناسب بودن تخمین انجام شده میباشد.

## ۶-۵. آزمون گشتاورهای تعمیم یافته(GMM)

در معادلاتی که در تخمین آنها اثرات غیر قابل مشاهده‌ی خاص هر صنعت و وجود وقفه‌ی متغیّر وابسته در متغیّرهای توضیحی مشکل اساسی است از تخمین زن گشتاور تعمیم یافته (GMM)[1]، که مبتنی بر مدل‌های پویای پانلی است استفاده می‌شود (بارو و لی،۱۹۹۶)[2]. برای تخمین مدل به وسیله-ی این روش لازم است ابتدا متغیّرهای ابزاری به کار رفته در مدل مشخص شوند. سازگاری تخمین زننده GMM به معتبر بودن فرض عدم همبستگی سریالی جملات خطا و ابزارها بستگی دارد که می‌تواند به وسیله دو آزمون تصریح شده توسط آرلانو و باند(۱۹۹۱)، آرلانو و بوور[3] (۱۹۹۵) و بلوندل و

1 Generalized method of moments
2 Barro and Lee
3 Arellano and Bover

باند[1](۱۹۹۸) آزمون شود. اولی آزمون سارگان[2] از محدویت های از پیش تعیین شده است که معتبر بودن ابزارها را آزمون می‌کند. دومین آماره $M_2$ 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 دال بر فرض عدم همبستگی سریالی و معتبر بودن ابزارها فراهم می‌کند. تخمین زننده GMM سازگار است اگر همبستگی سریالی مرتبه دوم در جملات خطا از معادله تفاضلی مرتبه اول وجود نداشته باشد.

**جدول(۷). نتایج برازش مدل رگرسیونی با استفاده از روش GMM**

| متغیرهای مستقل | ضرایب | آماره آزمون t | سطح معناداری |
|---|---|---|---|
| ثابت معادله ($\alpha$) | -۰/۵٤ | -٦/۵۲ | ۰/۰۰۰ |
| LEV(-1) | ۰/۰۳ | ۳/۸٤ | ۰/۰۰۰ |
| SIZE | -۰/۰۰۱ | -۰/۸۷ | ۰/۳۸ |
| PROF | ۰/۸٦ | ۲۲/٤۵ | ۰/۰۰۰ |
| TANG | ۰/۲٤ | ۹/۹٤ | ۰/۰۰۰ |
| GROW | -۰/۵۵ | -٤۰/۲۵ | ۰/۰۰۰ |
| ETR | ۰/۱۱ | ۱۸/۸٦ | ۰/۰۰۰ |
| LEVLT | -۰/۵۸ | -۳٦/۵٤ | ۰/۰۰۰ |
| LEVST | ۱۱/۹۰ | ۵۰/۲۳ | ۰/۰۰۰ |
| μ | -۰/۳٦ | -۱۸/٤۹ | ۰/۰۰۰ |
| Sargan | Prob (۰/۰۰) | | ۲۷/۵۱ |
| J-STATISTIC | Prob (۰/۰۰) | | ۲٤/۱۱ |

**ماخذ: یافته‌های تحقیق**

در جدول تخمین مشخص است که اثر سود آوری بر ساختار سرمایه در مدل GMM نیز مثبت و به مقدار ۰/۸۶ میباشد. این مقدار کاملا معنی‌دار است. اما فرصت های رشد شرکت بر میزان بدهی کل

1 Blundell and Bond
2 Sargan test

شرکت در مدل GMM نیز، اثر منفی و معنی دار دارد و هر چه فرصت های رشد بیشتر باشد، از بدهی کل شرکت کاسته می‌شود. همچنین به مانند مدل پانل دیتا همچنین بدهی کوتاه‌مدت و بلندمدت، به ترتیب دارای اثر مثبت و منفی بر بدهی کل می‌باشند. اثر سایر متغیرها به غیر از اندازه شرکت در مدل GMM بر بدهی کل معنی دار میباشد. همچنین سرعت تعدیل برآورد شده برای مدل GMM، برابر با ۰/38 میباشد. لازم به توضیح است که همانطور که گفته شد، آزمون سارگان (۱۹۵۸) از محدویت‌های بیش تعیین شده است و برای تعیین هر نوع همبستگی بین ابزارها و خطاها به کار برده می‌شود. برای این که ابزارها معتبر باشند، باید بین ابزارها و جملات خطا همبستگی وجود نداشته باشد. فرضیه صفر برای این آزمون این است که ابزارها تا آن جا معتبر هستند که با خطاها در معادله تفاضلی مرتبه اول همبسته نباشند. عدم رد فرضیه صفر می‌تواند شواهدی را دال بر مناسب بودن ابزارها فراهم آورد. به علاوه فرضیه صفر آزمون سارگان (متغیّرهای ابزاری استفاده شده با پسماندها همبسته نیستند) را نمی‌توان رد کرد و از این رو می‌توان گفت که متغیّرهای ابزاری استفاده شده در این مدل مناسب هستند. مقدار این آماره برای الگو ۲۷/۵۱ وده و معنی‌دار هستند؛ لذا فرض صفر را نمی‌توان رد نمود، در اینصورت ابزارها به صورت صحیحی تنظیم شده است.

## ۵. نتیجه‌گیری

هوانگ و ریتر(۲۰۰۹)[1] معتقدند، تخمین سرعت حرکت شرکتها به سمت اهرم هدف، مهمترین مساله این روزهای تحقیقات ساختار سرمایه است.لذا این تحقیق بدنبال آزمون فرضیات مربوط به اثر سودآوری بر ساختار سرمایه و سرعت تعدیل آن، بوده است. برای این کار از تخمین آزمونهای چاو(اف لیمر) ، بروش-پاگان و هاسمن و همچنین از روش گشتاورهای تعمیم یافته استفاده شد. در نهایت به عنوان نتیجه گیری از تجزیه و تحلیل اقتصاد سنجی کلیه فرضیه های مورد بررسی تایید گردیدند.

نتایج این تحقیق نشان می‌دهد، تخمین نهایی حاصل از دو مدل تا حد زیادی به یکدیگر شباهت دارند. سرعت تعدیل محاسبه شده تقریبا برابر و اثر سود آوری بر ساختار سرمایه در هر دو مورد مثبت و معنی دار میباشد. براساس روشهای رگرسیون پانل مورد بررسی سالانه در حدود ۳۹ ٪شکاف ایجاد شده بین ساختار سرمایه هدف و ساختار سرمایه موجود خود را کاهش میدهند. اما تخمینزننده GMM با تخمین سرعتی معادل ۳۸ ٪این حرکت به سمت ساختار سرمایه هدف را آرامتر از سایر روش ها ارزیابی می‌ند.

1 Huang and Ritter

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،۲۰۰۶؛ جورهیدن و فالنیوس،۲۰۰۷ و یا لمون و همکاران،۲۰۰۸). 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. اثر اندازه شرکت بر ساختار سرمایه در هیچ کدام از معادلات مورد بررسی معنی‌دار نمی‌باشد. همچنین در هر دو مدل مورد بررسی، فرصت‌های رشد بر بدهی کل اثر منفی و معنی‌دار دارد و همچنین بدهی در کوتاه مدت اثر مثبت و در بلند مدت اثر منفی بر ساختار سرمایه دارد. اثر نرخ موثر مالیات و توانایی برای ارائه وثیقه تنها در مدل GMM معنی دار است.

## منابع


۱. اعتمادی، حسن؛ جواد منتظری(۱۳۹۲) بررسی عوامل مؤثر بر ساختار سرمایهٔ شرکتهای پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. بررسیهای حسابداری و حسابرسی، ۲۰(۳)،۱-۲۶.

۲. ایزدی‌نیا ناصر، رحیمی‌دستجردی محسن. (۱۳۸۸). تاثیر ساختار سرمایه بر نرخ بازده سهام و درآمد هر سهم. تحقیقات حسابداری، شماره ۲۵، ۱۲۷-۱۴۶

۳. پورزمانی زهرا، جهانشاد آزیتا، نعمتی علی و فرهودی زارع پروین. (۱۳۸۹). بررسی عوامل موثر بر ساختار سرمایه در شرکت‌ها. پژوهشنامه حسابداری مالی و حسابرسی، ۲۶-۴۶.

۴. خالقی‌مقدم، حمید؛ رافیک باغومیان.(۱۳۸۶).مروری بر نظریههای ساختار سرمایه. فصلنامه پیک نور،۵،۵۸-۸۲.

۵. 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.

۶. کردستانی غلامرضا و پیرداوودی طناز. (۱۳۹۱). ساختار سرمایه، آزمون تجربی نظریه زمان-بندی بازار. مجله دانش حسابداری، سال سوم، ش۹، ۱۲۳-۱۴۲.

۷. نیکومرام هاشم، رهنمای‌رودپشتی فریدون، فرشاد هیبتی. (۱۳۸۸). مبانی مدیریت مالی، جلد دوم، انتشارات ترمه.

۸. هاشمی سیدعباس، کشاورزمهر داوود. (۱۳۹۴). بررسی عدم تقارن سرعت تعدیل ساختار سرمایه: مدل آستانه‌ای پویا. مجله مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار، شماره ۲۳.

9. 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.
10. Dang, V. A., Garrett, I. & Nguyen, C. (2011). Asymmetric Partial Adjustment toward Target Leverage: International Evidence. Unpublished Manuscript, University of Manchester.
11. 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.
12. Drobetz, W. & Wanzenried, G. (2006). What Determines the Speed of Adjustment to the Target Capital Structure? Applied Financial Economics, 16(13), 941-958.
13. 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.
14. Flannery, M. J. & Hankins, K. W. (2007). A Theory of Capital Structure Adjustment Speed. Unpublished Manuscript, University of Florida.
15. Flannery, M. J. & Rangan, K. P. (2006). Partial Adjustment toward Target Capital Structures. Journal of Financial Economics, 79(3), 469-506.
16. 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.
17. Hansen, B. E. (2000). Sample Splitting and Threshold Estimation. Econometrica, 68(3), 575- 603.
18. 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.

19. 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.
20. Kayhan. A. & Titman, S. (2007). Firms' Histories and Their Capital Structures. Journal of Financial Economics, 83(1), 1-32.
21. Leary, M. T. & Roberts, M. R. (2005). Do Firms Rebalance Their Capital Structure? Journal of Finance, 60(6), 2575-2619.
22. McMillan, D. G. & Camara, O. (2012). Dynamic Capital Structure Adjustment: US MNCs & DCs. Journal of Multinational Financial Management, 22(5), 278-301.
23. Myers, S. C. (1984). The Capital Structure Puzzle. Journal of Finance, 39(3), 575-592.
24. Rajan, R. & Zingales, L. (1995). What do We Know about Capital Structure? Some Evidence from International Data. Journal of Finance, 50(5), 1421-1460.
25. Strebulaev, I. A. (2007). Do Tests of Capital Structure Theory Mean What They Say? Journal of Finance, 62(4), 1747-1787.
26. Titman, S. & Wessels, R. (1988). The Determinants of Capital Structure Choice. Journal of Finance, 43(1), 1-19.