ISSN: 2645-4408
پژوهش در حسابداری و علوم اقتصادی
فصلنامه علمی تخصصی پژوهش در حسابداری و علوم اقتصادی
سال چهارم، شماره ۴ (پیاپی ۱۴)، زمستان ۱۳۹۹، جلد یک

بررسی تأثیر عوامل رشد تولید ناخالص داخلی بر ساختار سرمایه شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران*

مهدی عباس زاده[۱]، حسین اسلامی مفیدآبادی[۲]*

تاریخ دریافت: ۹۹/۱۰/۱۱
تاریخ پذیرش: ۹۹/۱۲/۲۶
کد مقاله: ۲۸۶۰۵

چکـیده

هدف این پژوهش بررسی تأثیر رشد تولید ناخالصی داخلی بر ساختار سرمایه شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران است. برای این منظور، روش پژوهش حاضر از نوع توصیفی- پیمایشی و از نظر هدف نیز کاربردی است. برای تحلیل داده‌ها و تخمین مدل‌های تجربی پژوهش نیز از مدل رگرسیون خطی چند متغیره و برای بررسی معنادار بودن معادله خط رگرسیون برآوردی از آزمون (F) و برای بررسی معنادار بودن ضرایب مدل نیز از آزمون (t) استفاده‌شده است. همچنین، برای بررسی و برآورد وجود رابطه بین متغیرهای پژوهش از داده‌های شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران در دوره زمانی بین سال‌های ۱۳۹۲ تا ۱۳۹۸ استفاده شده است. نتایج پژوهش حاضر نشان می‌دهد عوامل اساسی رشد تولید ناخالصی داخلی بر ساختار سرمایه شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران تأثیر معناداری دارد. بنابراین، نتایج پژوهش حاضر به نوبهٔ خود این امکان را برای سرمایه‌گذاران و تحلیل‌گران مالی فعال در بازار سهام فراهم می‌کند که برای ارزیابی وضعیت شرکت‌ها علاوه بر عوامل داخلی نظیر اهرم مالی، سودآوری و سود سهام پرداختی شرکت، به یک سری عوامل مهم بیرونی نظیر نرخ تورم، نرخ ارز و سایر شاخص‌های اقتصادی را نیز موردتوجه قرار دهند. به‌طوری‌که این اقدام نیز به سهم خود موجب مدیریت ریسک مالی حاصل سرمایه‌گذاری در بازار سهام خواهد شد.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

واژگـان کلـیدی: تولید، رشد تولید ناخالص داخلی، ساختار سرمایه

طبقه‌بندی JEL: *P23، G32، D51*.

--این مقاله مستخرج از پایان‌نامه کارشناسی ارشد حسابداری نویسنده اول در دانشگاه آزاد اسلامی واحد کرج است.

۱- دانشجوی کارشناسی ارشد حسابداری دانشگاه آزاد اسلامی، واحد کرج، گروه حسابداری و مدیریت، کرج، ایران
۲- استادیار دانشگاه آزاد اسلامی، واحد شهریار، گروه حسابداری ومدیریت، شهریار، ایران. (نویسنده مسئول)
hossein_eslami@shriau.ac.ir

۱- مقدمه

دستیابی به سطوح بالاتر رشد اقتصادی یکی از اهداف مهم برنامه‌های توسعه اقتصادی و اجتماعی کشور بوده است، یکی از راهکارهای میل به این هدف سوق دادن منابع مالی و سرمایه‌ای به سمت فعالیت‌های مولد اقتصادی و نیز توسعه بازارهای مالی است. امروزه در کنار پرداختن به مسئله رشد اقتصادی، توجه به تولید ناخالصی داخلی یکی از دغدغه‌های سیاست‌گذاران است. همچنین، شناسایی عوامل تعیین‌کننده رشد اقتصادی کشورها همواره موردتوجه پژوهشگران علوم اقتصادی برای طراحی الگوهای کاربردی توسعه‌ی اقتصادی بوده است. در کنار عوامل سنتی تعیین‌کننده رشد مانند نیروی کار و سرمایه، تغییرات ساختاری در اقتصاد کشورها نیز به‌عنوان یک عامل بالقوه رشد در نظر گرفته‌شده است (پندر[1]، ۲۰۱۳).

در این راستا، بنگاه‌های اقتصادی به‌عنوان نتیجه طبیعی نظام سرمایه‌داری در مسیر توسعه اقتصادی تلقی شده است. زیرا بنگاه‌های اقتصادی دارای شرایط پذیره‌نویسی، بانک‌ها و غیره در ابتدا تأمین سرمایه موردنیاز این نوع شرکت‌ها را برآورده می‌کنند. سپس، بازار سهام (بورس اوراق بهادار) است که توزیع مجدد سهام شرکت را انجام می‌دهد (محمود[2]،۲۰۰۳: ۷۲۷). پس بی‌تردید امروزه بیشترین سرمایه جهان در بازارهای سرمایه مبادله می‌شود و اقتصاد و بازار سرمایه به‌شدت از یکدیگر متأثر هستند. آنچه برای سرمایه‌گذاران اهمیت ویژه‌ای دارد، افزایش ثروت آن‌ها در کوتاه‌ترین زمان است. با جدایی مدیریت شرکت از سرمایه‌گذاران و نظری نمایندگی، تصمیم‌گیری‌های مدیریت میان سهام‌داران بازتاب زیادی دارد؛ تصمیم‌گیری‌هایی همچون تصمیم‌گیری‌های مالی و استراتژی‌های تأمین مالی. با توجه به تصمیم‌گیری‌های مدیران درزمینهٔ نوع تأمین مالی، هزینه‌های متفاوتی بر شرکت تحمیل می‌شود که بر سودآوری و بازده شرکت‌ها مؤثر است (سجادی، فرازمند و علی‌صوفی،۲۰۱۶). بازار سرمایه به‌عنوان محل گردآوری وجوه خرد و هدایت آن‌ها به‌سوی سرمایه‌گذاری و نیز ابزاری برای دادوستد اوراق بهادار باظرافت و حساسیت‌های بسیاری همراه است که عملکرد آن را، به نحو قابل‌ملاحظه‌ای تحت تأثیر قرار می‌دهند (عباسی و معلمی،۱۳۹۲).

اما مسأله مهمی که در بازار سرمایه وجود دارد، این است که عملکرد بازارهای مالی و غیرمالی تا حد نسبتاً زیادی وابسته به مجموعه سیاست‌های پولی و مالی دولت است. در حقیقت، اهداف، سیاست‌ها و برنامه‌های خرد و کلان یک نظام اقتصادی می‌تواند تأثیر بسزایی بر خروجی (ستانده) اقتصادی و مالی یک کشور در سطح ملی و فراملی داشته باشد. موضوعی که همواره مدنظر اندیشمندان و پژوهشگران حوزه‌های اقتصادی و مالی قرارگرفته است. در راین راستا، بازار سرمایه نیز به‌نوبهٔ خود از این قاعده مستثنی نبوده و همواره تحت تأثیر آن اهداف، سیاست‌ها و برنامه‌های خرد و کلان نظام اقتصادی کشور قرار دارد. در جائیکه، فرانک وگویال[3] (۲۰۰۳)، طی بررسی‌ها و پژوهش‌های میدانی که در این رابطه انجام داد به این نتیجه رسیدند که تنها ۳۰ درصد از تفاوت‌ها در ساختار سرمایه می‌تواند توسط عوامل تعیین‌کننده داخلی توضیح داده شود. این بدین معنی است که شاخص‌های خرد و کلان و عوامل دیگری به‌جز عوامل داخلی شرکت بر ساختار سرمایه تأثیر می‌گذارد. اگر جریانات نقدی شرکت نسبت به تغییرات در اقتصاد حساس باشد، شرکت‌ها یا باید بدهی کم‌تری منتشر کنند (تا میزان پرداخت بهره را کاهش دهند) و یا باید ویژگی خاصی به اوراق بدهی خود (به‌احتمال‌زیاد از طریق متغیر نرخ بهره) اضافه کنند (بوکپین[4]،۲۰۰۹).

البته، مدت‌زمان طولانی می‌گذرد که موضوع تصمیمات شرکت‌های تجاری در مورد سیاست ساختار سرمایه موردبحث بوده و هنوز هم به‌عنوان یک موضوع لاینحل باقی‌مانده است. امّا، یک دیدگاه سنتی در مورد ساختار سرمایه وجود دارد و این‌که همواره فرض می‌شود میانگین وزنی هزینه سرمایه یک شرکت به‌صورت یک تابع (U) شکل به خود می‌گیرد، این بدان معنا است که همواره یک ترکیب بهینه در ارتباط با بدهی و حقوق صاحبان سهام وجود دارد؛ به‌طوری‌که در آن ارزش زمانی یک شرکت به میزان حداکثر خود می‌رسد. بااین‌حال، در پژوهش‌های نخستین حوزه ساختار سرمایه و ارزش شرکت پژوهشگرانی نظیر مودیلیانی- میلر[5] (۱۹۵۸)، با فرض یک شرایط اقتصادی بدون اخذ مالیات و عدم پریشانی مالی، ثابت کردند که ساختار سرمایه برای توضیح ارزش نهایی شرکت چندان مهم نیست. آن‌ها معتقدند وقتی‌که مالیات شرکت در نظر گرفته می‌شود، منافع حاصل از سپر مالیاتی مودیلیانی- میلر (۱۹۶۳) را به این نتیجه رساندیدکه ساختار سرمایه یک شرکت بیانگر همان حداکثر ارزش اهرم بیش‌ازحد است. همچنین، در مقاله بعدی میلر (۱۹۷۷)، با واردکردن متغیر مالیات بر شرکت‌ها و مالیات‌های شخصی به مدل پیشین خود، به موضوع عدم ارتباط ساختار سرمایه شرکت‌های سهامی اشاره نمود (محمود،۲۰۰۳: ۷۲۷).

همچنین، لازم به ذکر است که مراحل مختلف چرخه اقتصادی و شرایط اقتصاد کلان بر ساختار سرمایه هدف و سرعت تعدیل آن به‌طور مستقیم و غیرمستقیم تأثیر می‌گذارد؛ منابع تأمین مالی خارجی (بازار سهام و بدهی) به‌طور مستقیم تحت تأثیر شرایط اقتصاد کلان قرار می‌گیرد، درحالی‌که ویژگی‌های شرکتی مانند سودآوری و احتمال ورشکستگی به‌طور غیرمستقیم و به‌واسطه هزینه سرمایه، جریانات نقدی، اهرم و عناصر ترازنامه تحت تأثیر قرار می‌گیرند (کامارا[6]،۲۰۱۲).

1.Peneder (2013)
2 .Mahmud (2003).
3 .Frank & Goyal (2003)
4 .Bokpin, (2009)
5 .Modigliani-Miller (1958)
6 .Camara (2012).

ازاین‌رو، با مرور مبانی نظری و پیشینه پژوهش به این نتیجه خواهیم رسید که ساختار سرمایه و انتخاب نوع تأمین مالی ازجمله دغدغه‌های مدیران در شرکت‌هاست. پژوهشگران درزمینهٔ انتخاب ساختار سرمایه بهینه، نوع تأمین مالی و عوامل داخلی و خارجی مؤثر بر آن، پژوهش‌های بسیاری انجام داده‌اند؛ متغیرهای کلان اقتصادی ازجمله این عوامل خارجی است. درکشورهای درحال‌توسعه همچون ایران، متغیرهای کلان اقتصادی در سه دهه گذشته بسیار پر نوسان بوده‌اند و اثر نامطلوبی بر اقتصاد و بازار سرمایه گذاشته‌اند؛ بی‌شک بر تصمیمات مدیران نیز تأثیر گذاشته و آن‌ها را با تردیدهای جدی روبه‌رو کرده‌اند (جهانخانی و کنعانی‌امیری، ۲۰۱۸). البته، شایان‌ذکر بوده که علی‌رغم توسعه ادبیات در مورد عوامل مؤثر بر ساختار سرمایه، توجه کمی به تأثیر شرایط متغیرهای کلان اقتصادی بر ریسک اعتباری و تصمیمات تأمین مالی شرکت‌ها شده است و بیشتر مطالعات تجربی مرتبط با ساختار سرمایه، تمایل به تمرکز بر ویژگی‌های شرکتی و صنعت به‌عنوان عوامل مؤثر اهرم دارند (تهرانی و نجف زاده خویی،۱۳۹۶: ۱۰).

بنابراین، این پژوهش به‌نوبهٔ خود درصدد بررسی و تبیین تأثیر رشد تولید ناخالصی داخلی بر ساختار سرمایه شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران است. لذا، با توجه به این‌که مبانی نظری و پیشینه تجربی وسیعی در مورد موضوع این پژوهش وجود دارد، این مقاله با استفاده از داده‌های سری زمانی برای دوره ۱۳۹۲ تا ۱۳۹۸ ارتباط بین رشد تولید ناخالصی داخلی بر ساختار سرمایه شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران را مورد آزمون قرار می‌دهد. برای این منظور، روش رگرسیونی چندمتغیره[1] برای ارزیابی اثرات عوامل تعیین‌کننده نظیر رشد تولید ناخالصی داخلی و متغیرهای کنترلی بر وضعیت ساختار سرمایه شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران برای اثرات کوتاه‌مدت به کار گرفته‌شده است. به‌طورکلی، می‌توان گفت که سازمان‌دهی این پژوهش به این شرح است که: بعد از ارائه این مقدمه، ادبیات موضوع که دربرگیرنده مبانی نظری و مطالعات تجربی صورت گرفته در این زمینه است، ارائه می‌شود. سپس در بخش طراحی الگوی مدل، به معرفی خصوصیات مدل و ارتباط چارچوب روش‌شناسی و آمار پرداخته می‌شود. سپس تحلیل‌های تجربی پژوهش بیان‌شده است. سپس، در بخش پایانی پژوهش حاضر نیز به نتیجه‌گیری خواهیم پرداخت.

۲- مبانی نظری و پیشینه‌ی پژوهش

ساختار تأمین مالی شرکت‌ها[2] همواره به‌عنوان یکی از موضوعات محوری حوزه مالی شرکت‌های تجاری بخصوص شرکت‌های سهامی بوده است. البته، موضوع، انتخاب روش تأمین مالی شرکت‌ها به‌عنوان یکی از مهم‌ترین بخش‌های فرایند تأمین مالی در دهه‌های گذشته به انتشار مقالهٔ تأثیرگذار مودیگلیانی و میلر (۱۹۵۸)، برمی‌گردد. این مقالهٔ به دنبال مسئلهٔ رابطهٔ بین انتخاب تأمین مالی شرکت‌ها و ارزش آن مطرح شد. در سال‌های اخیر نیز پژوهش‌های زیادی در خصوص تئوری مودگلیانی و میلر انجام شد و شواهدی جدیدی هم نیز در ارتباط با آن ارائه‌شده است. این تئوری متکی بر بازارهای سرمایهٔ کامل (ایدئال) است (ابرو و بوکپین،۲۰۱۰). این تئوری بیان می‌کند که ارزش شرکت کاملاً مستقل از چگونگی تأمین مالی دارایی‌های سودآور آن می‌باشد. پژوهش‌های بعدی هم نیز رابطه مشخص بین انتخاب تأمین مالی و ارزش شرکت را نشان داده‌اند. اگرچه برخی از محققان یافته‌های تئوری مودیگلیانی و میلر را تأیید کرده‌اند (فاما،۱۹۷۴؛[3] پرویت وگیتمن[4]،۱۹۹۱).

همچنین مطالعات اندرسون (۱۹۸۳)، پیترسون و بینش[5] (۱۹۸۳)، نشان داده‌اند که کاستی‌های بازار دنیای واقعی به‌طور تأثیرگذاری مانع تفکیک تصمیم‌های سرمایه‌گذاری شرکت و تأمین مالی می‌گردد. این کاستی‌های بازار عمدتاً حاصل از این حقیقت است که مالیات، هزینهٔ مبادله، نامتقارنی اطلاعات و هزینهٔ ورشکستگی وجود دارد. این یافته نشان‌دهندهٔ رابطهٔ بین انتخاب تأمین مالی و ارزش شرکت می‌باشد (ابرو و بوکپین،۲۰۱۰). گفته می‌شود که اهرم مالی نقش مهمی در کاهش هزینه‌های نمایندگی حاصل از تعارض سهامدار، مدیر و نقش محوری در نظارت مدیران دارد (جنسن و میکلینگ،۱۹۷۶؛ جنسن،۱۹۸۶؛ استولز[6]،۱۹۸۸). فارینها[7] (۲۰۰۳)، بیان می‌کند که بدهی بر روی تصمیم‌های مربوط به سود سهام به دلیل تعهدات بدهی و محدودیت‌های مرتبط با دارندگان بدهی تأثیر می‌گذارد. همچنین شرکت‌های دارای اهرم مالی بالا و ریسک مالی ضمنی، تمایل دارند که از پرداخت سود سهام بالا اجتناب نمایند. بنابراین آن‌ها می‌توانند ریسک مرتبط با کاربرد تأمین مالی بدهی را پوشش دهند (ابرو و بوکپین،۲۰۱۰). روزف (۱۹۸۲)، ایستربروک[8] (۱۹۸۴) و کولینز و همکاران (۱۹۹۶)، درحالی‌که تئوری نمایندگی را گسترش می‌دهند، درمی‌یابند که شرکت به‌طور هم‌زمان هم‌سود سهام به سهامداران شرکت می‌پردازند و هم اینکه در طول زمان سرمایه مربوط به شرکت را نیز افزایش می‌دهند. بر اساس نظر ایستربروک (۱۹۸۴)، افزایش سود سهام این احتمال را افزایش می‌دهد که سرمایهٔ اضافی باید از

1 .Multi- regressive variable Model (MRVM)
2. Corporate finance and dividend payout
3.Fama (1974)
4.Pruitt and Gitman (1991)
5. Peterson and Benesh (1983)
6. Stulz (1998)
7.Farinha (2003)
8. Easterbrook (1984)

بیرون شرکت و آن‌هم به‌صورت دوره‌ای افزایش یابد (ابرو و ای. بوکپین،۲۰۱۰). گرین و همکاران (۱۹۹۳)[1] و بر این اساس هم دارای این عقیده هستند. آن‌ها بحث می‌کنند که در خصوص سطوح پرداخت سود سهام بعد از تأمین مالی یک شرکت به‌طور کامل تصمیم‌گیری نمی‌شود (ابرو و بوکپین،۲۰۱۰). هیگینز[2] (۱۹۷۲)، آن‌ها همچنین، می‌کنند بیان می‌کند که نیاز شرکت‌ها برای تأمین مالی بر روی نسبت پرداخت سود سهام شرکت‌ها می‌تواند تأثیر منفی داشته باشد. بنابراین تصمیم‌گیری برای پرداخت و چگونگی پرداخت سود سهام به سهامداران شرکت در امتداد تصمیم‌گیری‌های مربوط به تأمین مالی شرکت قرار دارند. هیگینز (۱۹۸۱)، یک رابطهٔ مثبت و مستقیمی رابین نیازهای تأمین مالی و رشد شرکت نشان می‌دهد. ازاین‌جهت که شرکت‌های با وضعیت برخورداری از رشد سریع دارای نیاز تأمین مالی بیرونی هستند. زیرا نیازهای سرمایه مؤثر معمولاً نشأت گرفته از جریان‌های نقدینگی به نمایش گذاشته‌شدهٔ حاصل از جریان فروش‌های جدید شرکت می‌باشد (ابرو و بوکپین،۲۰۱۰).

عیوضیان و بوث (۲۰۰۳)، هم نیز در پژوهش خود از این واقعیت حمایت می‌کنند که محدودیت‌های مربوط به تأمین مالی می‌توانند بر روی تصمیم‌گیری‌های سود سهام تأثیر بگذارند. بنابراین شرکت‌های دارای بدهی‌های نسبتاً کمتر، از ظرفیت مالی بیشتری برخوردار هستند و با احتمال بیشتری هم نیز سودهای مربوط به سهامشان را پرداخت و حفظ می‌کنند (ابرو و بوکپین،۲۰۱۰). در این رابطه نتایج پژوهش رهنمای رود پشتی و همکاران (۱۳۹۵)، نشان داد که در سطح اطمینان ۹۵٪، فرصت‌های سرمایه‌گذاری و ساختار تأمین مالی بر سیاست پرداخت سود سهام شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران تأثیر معناداری دارد. اما آنچه نقش و جایگاه اساسی در کنار عوامل مطرح‌شده در قسمت بالابر روی ساختار سرمایه (ساختار تأمین مالی) شرکت‌های تجاری دارد؛ همان اهداف، سیاست‌ها و برنامه‌های خرد و کلان یک نظام اقتصادی است.

در حقیقت، نقش بازارهای مالی در اثرگذاری بر متغیرهای کلان اقتصادی مانند سرمایه‌گذاری، تولید، اشتغال، مصرف بخش خصوصی، صادرات، واردات و سطح عمومی قیمت‌ها سبب شده است تا به‌عنوان بازاری که زمینه‌ساز توسعه اقتصادی و افزایش‌دهنده نرخ رشد تولید است، موردتوجه خاص قرار گیرد (عرب‌مازار و آهنگر،۱۳۸۸). در این خصوص، نقش بارز متغیرهای خرد و کلان اقتصادی نظیر تولید ناخالص ملی، تولید ناخالص داخلی، نرخ ارز، نرخ تورم، نرخ اشتغال (نرخ بیکاری) و غیره بیشتر نمایان می‌شود. زیرا شواهد تجربی متعدی وجود دارد که فرضیه تأثیرگذاری عوامل رشد تولید ناخالص داخلی بر ساختار سرمایه شرکت‌های سهامی در بورس اوراق بهادار حمایت می‌کند. بنابراین، در ادامه به مروری برخی از این مطالعات مرتبط به فرضیه مطرح‌شده می‌پردازیم.

آناند و پرکاش گوپتا (۲۰۰۷) در تحقیق خود تأثیر رشد تولید ناخالصی داخلی در شرکت‌ها را بین سال‌های ۱۹۹۶ تا ۲۰۰۶ موردبررسی قراردادند. در این تحقیق تعداد ۲۷ شرکت به‌عنوان نمونه انتخاب‌شده بود. در این تحقیق برای ارزیابی تولید ناخالصی شرکت‌ها از معیار کارایی چرخه تبدیل وجه نقد، گردش چرخه عملیاتی و گردش سرمایه در گردش استفاده شده بود. نتایج تحقیق حاکی از این بود که معیارهای انتخاب‌شده برای ارزیابی عملکرد تولید ناخالصی در گردش علاوه بر اینکه برای ارزیابی مدیریت سرمایه در گردش مفید می‌باشند، به تجزیه‌وتحلیل ریسک و بازده شرکت‌ها نیز کمک می‌کند.

نیکولاس و همکاران[3] (۲۰۰۷)، در پژوهش خود با عنوان «چگونه ویژگی‌های شرکت، ساختار سرمایه را تحت تأثیر قرار می‌دهند؟» به این نتیجه رسید که یک رابطه منفی بین ساختار سرمایه با میزان پوشش نرخ بهره و رشد شرکت و نسبت آنی وجود دارد و بین اندازه شرکت با ساختار سرمایه رابطه مثبتی وجود دارد.

آبور[4] (۲۰۰۷)، به بررسی ساختار سرمایه، جریان نقدینگی، گوناگونی و عملکرد شرکت: یک تحلیل جامع در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس کشور غنا پرداخت و به این نتیجه رسید که یک ارتباط مثبت و معنادار بین ساختار سرمایه و شاخص‌های نقدینگی وجود دارد.

اریوتیس و همکاران[5] (۲۰۰۷)، در تحقیقی برای بررسی چگونگی تأثیر ویژگی‌های شرکت بر ساخـــــتار سرمایه در بازار یونان از آزمون داده‌های تلفیقی استفاده کردند و به این نتیجه رسیدند که رابطه‌ای منفی بین ساختار سرمایه با میزان پوشش نرخ بهره و رشد مورد انتظار و نسبت آنی وجود دارد و بین اندازه شرکت با ساختار سرمایه یک رابطه مثبت وجود دارد.

النجار و تیلور[6] (۲۰۰۸)، به این نتیجه رسیدند که در شرکت‌های اردنی، سودآوری، اندازه شرکت، نرخ رشد، نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری، ساختار دارایی‌ها و نقدینگی از عوامل تعیین‌کننده ساختار سرمایه هستند که این عوامل، مشابه با عوامل تعیین‌کننده ساختار سرمایه در بازارهای توسعه‌یافته بوده است.

آداک[7] (۲۰۰۸)، به بررسی تأثیر نقدینگی دارایی و نقدینگی سهم بر روی تصمیمات ساختار سرمایه شرکت بین سال‌های ۱۳۸۸ – ۱۳۹۰ به‌عنوان نمونه انتخاب‌شده پرداخته است. تصمیمات ساختار سرمایه از دو دیدگاه ایستا و سلسله مراتبی (تئوری توجیهی) موردبررسی قرارگرفته است. روش آماری مورداستفاده در این تحقیق روش رگرسیون با استفاده از داده‌های ترکیبی

1. Green et al (1993)
2. Higgin(1972)
3 .Nikolaos & Dimitrios & Zoe (2007)
4 .Abor. J. (2007)
5 .Eriotis, et al(2007)
6 .Al-najjar B, P Taylo (2008)
7 .Adak (2008)

می‌باشد. برای تخمین مدل‌های رگرسیونی با داده‌های تابلویی، از روش حداقل مربعات تعمیم‌یافته تخمین (EGLS) با تشخیص مدل توسط آزمون چاو، هاسمن و همچنین آزمون فروش کلاسیک مانایی داده و متغیرهای تحقیق استفاده شده است. نتایج آزمون فرضیه‌ها، رابطه معنادار و معکوس شاخص نقدینگی با متغیرهای ساختار سرمایه و عدم وجود رابطه معنادار بین شاخص نقد شوندگی با متغیرهای ساختار سرمایه را نشان می‌دهد.

الیپسون و مورتال[1] (۲۰۱۰)، در مطالعه‌ای به بررسی رابطه بین نقدینگی و ساختار سرمایه پرداختند. آن‌ها دریافتند که شرکت‌های با نقدینگی حقوق صاحبان سهام بیشتر بدهی کمتری دارند. علاوه بر این، با در نظر گرفتن تأمین مالی خارجی، شرکت‌های با نقدینگی بالاتر، تمایل بیشتری به افزایش حقوق صاحبان سهام از طریق بدهی دارند. همچنین دریافتند که مقدار اقتصادی اثر نقدینگی بر ساختار سرمایه معنی‌دار به نظر می‌رسد.

اودوم سریکل و همکاران[2] (۲۰۱۰)، تأثیر نقدینگی بر تصمیمات ساختار سرمایه را برای شرکت‌های کشور تایلند موردبررسی قراردادند. آن‌ها نشان دادند شرکت‌هایی که از نقدینگی حقوق صاحبان سهام بیشتر استفاده کردند، هزینه حقوق صاحبان سهام کمتر و ممکن است انگیزه بالایی برای اتخاذ حقوق صاحبان سهام بیشتر و بدهی کمتر در ساختار سرمایه خود داشته باشند. نتایج پژوهش آن‌ها حاکی از آن است شرکت‌هایی که نقدینگی حقوق صاحبان سهام بیشتری دارند به میزان قابل‌توجهی کمتر اهرمی هستند یعنی از بدهی کمتری استفاده می‌کنند.

گانی و همکاران[3] (۲۰۱۱)، رابطه میان ساختار سرمایه و رقابت بازار تولید، یعنی ساختار بازار شرکت‌های چینی را بررسی کردند. آن‌ها با استفاده از مدل پانل غیر متوازن و به‌کارگیری متغیرهای کنترلی سودآوری، اندازه شرکت، ارزش وثیقه‌ای دارایی‌ها، رشد، یکتایی دارایی‌ها، سپر مالیاتی غیر بدهی، قابلیت ایجاد منابع داخلی و نسبت جاری، به تحلیل رابطه میان ساختار سرمایه و ساختار بازار به‌صورت ایستا و پویا پرداختند. یافته‌های پژوهش حکایت از وجود رابطه سهمی‌وار میان ساختار سرمایه و ساختار بازار دارد.

کیسون پاداچی (۲۰۱۱) در تحقیق خود شرکت‌های تولیدی کوچک در پنج صنعت محصولات غذایی و آشامیدنی، مبلمان و اثاثیه، پوشاک، محصولات پیش‌ساخته و محصولات کاغذی بین سال‌های ۱۹۹۸ تا ۲۰۰۳ را موردبررسی قرارداد. در این تحقیق ۵۸ شرکت به‌عنوان نمونه انتخاب شدند. نتایج تحقیق حاکی از این بود که سرمایه‌گذاری بیش‌ازاندازه در موجودی‌ها و حساب‌های دریافتنی سودآوری شرکت‌ها را کاهش می‌دهد. همچنین با تحلیل نقدینگی، سودآوری و کارایی عملیاتی پنج صنعت ذکرشده، دریافتند که در صنعت چاپ و انتشار و کاغذسازی تغییرات عمده‌ای در رشد تولید ناخالصی داخلی رخداده است و انتخاب روش‌های مختلف می‌تواند تأثیر بااهمیتی بر سودآوری شرکت‌ها داشته باشد.

رحمان و ناصر (۲۰۱۲) در تحقیق خود رابطه بین رشد تولید ناخالصی و نقدینگی شرکت‌ها را با سودآوری شرکت‌ها موردبررسی قراردادند. در این تحقیق ۹۶ شرکت بین سال‌های ۲۰۰۴ تا ۲۰۱۰ موردبررسی قرار گرفتند. در این تحقیق از چرخه تبدیل وجه نقد، دوره گردش موجودی‌ها، دوره واریز بستانکاران، دوره وصول مطالبات، نسبت جاری، سود خالص عملیاتی، اندازه شرکت، نسبت بدهی و نسبت دارایی‌های مالی، استفاده شده بود. نتایج این تحقیق که بر اساس ضریب همبستگی پیرسون و تحلیل رگرسیون انجام‌شده بود، حاکی از این بود که بین چرخه تبدیل وجه نقد و اجزای آن شامل، دوره گردش موجودی‌ها، دوره واریز بستانکاران و دوره وصول مطالبات با سودآوری شرکت‌ها رابطه معکوس و معناداری وجود دارد. همچنین نتایج تحقیق نشان داد که بین نقدینگی شرکت‌ها و بدهی با سودآوری آن‌ها رابطه معکوس معناداری وجود دارد. علاوه بر این نتایج تحقیق حاکی از این بود که بین اندازه شرکت و سودآوری آن رابطه مستقیم و معناداری وجود دارد.

وکپین[4] (۲۰۱۶) تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر تصمیم‌گیری‌های مالی ساختار سرمایه را بین سال‌های ۲۰۰۵ تا ۲۰۱۵ بررسی کرده است. متغیرهای تحقیق شامل تولید ناخالص داخلی، نرخ بهره، ساختار سرمایه و اهرم مالی بوده است. آزمون فرضیه‌ها و تحلیل داده‌ها، وجود رابطه معناداری میان تولید ناخالص داخلی و نرخ بهره با تصمیم‌گیری درباره ساختار سرمایه و اهرم مالی در شرکت‌ها را تأیید کرد.

سراسیکویر و روگائو[5] (۲۰۱۸) ساختار سرمایه در کشور پرتقال را در سال ۲۰۱۸ تحلیل کرد. او رابطه میان ساختار سرمایه را با چهار متغیر مهم کلان اقتصادی شامل تولید ناخالص داخلی (بدون نفت)، درآمد نفت، سرمایه‌گذاری در بخش ساختمان و تورم به‌طور مجزا و توأم آزمود. سپس رابطه میان رشد چهار متغیر مهم کلان اقتصادی و نسبت حاشیه سود عملیاتی را با بازده دارایی و بازده حقوق صاحبان سهام تحلیل کرد. به‌طورکلی سه متغیر وابسته با نرخ تورم، رابطه معکوس و با سه متغیر مستقل دیگر رابطه مستقیم دارند. بین اندازه و دارایی‌های ثابت شرکت‌ها با ساختار سرمایه و میزان بدهی‌های بلندمدت نسبت به‌کل دارایی، رابطه معنادار وجود دارد.

1 .Lipson and Mortal (2010)
2.Udomsirikul et al (2010)
3 .Guney,et al (2011)
4.Bokpin (2016)
5.Serrasqueiro, Z. M. S., & Rogão, M. C. R. (2018)

کالومیریس[1] و همکارانش (۲۰۱۹) در تحقیقی با عنوان «جریان سرمایه، فعالیت انتشار سهام و سرمایه‌گذاری شرکت» تلاش دارند که بفهمند چگونه سرمایه‌های سهام عدالت که وارد اقتصادهای بازارهای نوظهور می‌شوند، بر انتشار سهام و سرمایه‌گذاری شرکت تأثیر می‌گذارد؟ آن‌ها به این نتیجه می‌رسند که: ورودهای خارجی با صدور سطح کشور به‌شدت ارتباط دارد. این رابطه به‌ویژه نشان‌دهنده رفتار شرکت‌های بزرگ است .برای شناسایی شوک‌های طرف عرضه، ورود سرمایه به هر کشور با تغییرات بیرونی در جذابیت سایر کشورها نسبت به سرمایه‌گذاران خارجی انجام می‌شود. تغییر در عرضه سرمایه خارجی محرک‌های مهم افزایش سرمایه‌های داخلی است .ورود سرمایه‌های معاصر و با تأخیر، شرکت‌های بزرگ را به سمت جذب سهام جدید سوق می‌دهد که از آن‌ها برای تأمین سرمایه‌گذاری استفاده می‌کنند.

آدرین، مونچ و شین[2] (۲۰۱۹) رابطه میان نرخ بهره، نرخ تورم، میزان تولید ناخالص ملی و نرخ ارز را با ساختار سرمایه در شرکت‌های ایتالیا، آلمان، فرانسه و انگلستان در بازه زمانی ۲۰ ساله بررسی کردند. آن‌ها به این نتیجه رسیدند که شرایط مطلوب یا نامطلوب اقتصادی کشور بر توسعه ساختار سرمایه شرکت‌ها به‌شدت مؤثر است و برای تعیین ساختار سرمایه بهینه نه‌فقط عوامل درونی شرکت، بلکه وضعیت اقتصادی و نوسانات متغیرهای کلان اقتصادی و سیاست‌گذاری‌های انجام‌شده درباره آن‌ها نیز اثرگذار هستند.

ژائو ژی[3] (۲۰۲۰) در مقاله‌ای با عنوان «عدم قطعیت سیاست اقتصادی، هزینه سرمایه و نوآوری شرکت‌ها» تأثیر عدم اطمینان سیاست اقتصادی دولت (GEPU) در نوآوری شرکت‌ها را بررسی کرده و کانال انتقال هزینه سرمایه را شناسایی کرده است. از نظر وی، با افزایش عدم قطعیت سیاست‌های اقتصادی، بنگاه‌هایی که بیشتر در معرض چنین بلاتکلیفی قرار می‌گیرند، با متوسط هزینه وزنی بالاتر سرمایه روبرو هستند و کمتر نوآوری می‌کنند. نوآوری شرکت‌ها و بنگاه‌های اقتصادی محدودشده درزمینهٔ رقابت بر اقتصاد خارجی متکی هستند. این مطالعه شواهد جدیدی ارائه می‌دهد که عدم قطعیت سیاست‌های اقتصادی نه‌تنها از طریق کانال غیرقابل برگشت‌پذیری سنتی سرمایه‌گذاری، بلکه از طریق کانال هزینه سرمایه نیز باعث ایجاد نوآوری می‌شود.

۳- فرضیه‌های پژوهش

با توجه به‌مرور مبانی نظری و پیشینه‌ی تجربی پژوهش، یک فرضیه اصلی تحت این عنوان که عوامل اساسی رشد تولید ناخالصی داخلی بر ساختار سرمایه شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران تأثیر معناداری دارد» مطرح گردیده است. همچنین، فرضیه‌های فرعی پژوهش نیز به شرح زیر بیان‌شده است. ازاین‌رو، فرضیه‌های پژوهش حاضر عبارت‌اند از:

فرضیه اول: نرخ تولید ناخالص داخلی بر ساختار سرمایه شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران تأثیر معناداری دارد.

فرضیه دوم: نرخ سود بانکی بر ساختار سرمایه شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران تأثیر معناداری دارد.

فرضیه سوم: نرخ تورم بر ساختار سرمایه شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران تأثیر معناداری دارد.

فرضیه چهارم: نرخ ارز بر ساختار سرمایه شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران تأثیر معناداری دارد.

فرضیه پنجم: حجم نقدینگی بر ساختار سرمایه شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران تأثیر معناداری دارد.

۴- روش‌شناسی و طراحی الگوی تجربی پژوهش

پژوهش حاضر ازنظر روش‌شناسی از نوع توصیفی- پیمایشی و ازنظر هدف کاربردی است. جامعه آماری پژوهش نیز بازار مالی ایران بوده که کلیه داده‌ها و اطلاعات موردنیاز (در مورد وضعیت اقتصادی و شرکت‌ها) جهت بررسی و آزمون مدل‌های تجربی پژوهش نیز در دوره زمانی بین سال‌های ۱۳۹۲ تا ۱۳۹۸ از طریق مرکز آمار ایران، بانک سری‌های زمانی جمهوری اسلامی ایران، نرم‌افزار تدبیر پرداز و در برخی موارد نیز از طریق پژوهش‌ها و رساله‌های دانشگاهی و از طریق بررسی اسناد و مدارک موجود در سازمان‌های پولی و مالی داخلی و بین‌المللی تهیه‌شده است.

۴-۱- روش گردآوری اطلاعات و تحلیل آماری داده‌های پژوهش

در پژوهش حاضر برای تجزیه‌وتحلیل آماری متغیرهای پژوهش، ابتدا کلیه داده‌های موردنیاز از بین اقلام مندرج در اطلاعات مالی ملی و اطلاعات مالی شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران، به‌عنوان نمونه آماری پژوهش تهیه‌شده است. سپس جهت برآورد آماره‌های توصیفی و تخمین مدل‌های تجربی پژوهش از دو شکل آمار توصیفی و استنباطی استفاده‌شده است. البته، روش تجزیه‌وتحلیل داده‌های پژوهش حاضر هم برای تخمین معادلات با توجه به ویژگی‌های الگوهای بکار رفته در پژوهش،

1.Calomiris (2019)
2.Adrian, T., Moench, E., & Shin, H. S (2020)
3 .Zhaoxia, Xu. (2020)

شامل روش‌های آماری پارامتریک بوده است. درجایی که برای بررسی عدم خودهمبستگی جملات خطای باقی‌مانده در مدل رگرسیون از آزمون دوربین- واتسون (D-W) استفاده‌شده است. از آزمون کولموگروف- اسمیرنوف هم نیز جهت بررسی نرمال بودن متغیر وابسته و از آزمون دیکی فولر و دیکی فولر تعمیم‌یافته و فیلیپس- پرون هم‌جهت ایستایی متغیرهای رگرسیون، استفاده‌شده است. برای بررسی وجود ناهمسانی واریانس جملات اخلال از آزمون اِل.اِم.آرچ (LM-ARCH) استفاده شده است. از آزمون فیشر (F) هم نیز جهت آزمون برابری ضرایب عرض از مبدأ مقاطع مختلف و همچنین، از آزمون هاسمن نیز به‌منظور تبیین مدل اثرات ثابت و اثرات تصادفی مورد برآورد قرارگرفته، استفاده‌شده است. درنهایت هم این‌که جهت آزمون معنادار بودن معادله خط برآوردی رگرسیون از آماره فیشر (F-test) و جهت آزمون معنادار بودن ضرایب از آماره (t-test) استفاده‌شده است. البته، این داده‌ها در نرم‌افزار (Excel) ثبت و طبقه‌بندی شدند و سپس متغیرهای موردنظر محاسبه و برای تجزیه‌وتحلیل داده‌ها از مدل رگرسیون با رویکرد اقتصادسنجی و با استفاده از نرم‌افزار(Eviews) پردازش می‌شوند. در جدول (۱)، خلاصه آزمون‌های مورد استفاده در این پژوهش نیز ارایه شده است.

جدول (۱): آزمون‌های آماری و نوع آماره استفاده شده

نوع آزمون استفاده شده	نوع آماره استفاده شده
آزمون کولموگروف-اسمیرنوف (بررسی نرمال بودن متغیر وابسته)	آماره K.S
ماتریس همبستگی (بررسی استقلال متغیرهای مستقل و کنترل)	ضریب همبستگی پیرسون
آزمون لوین و چو، ایم، پسران و شین، دیکی فولر تعمیم‌یافته و فیلیپس پرون (ایستایی متغیرهای رگرسیون)	آماره t
آزمون F (آزمون قابلیت تلفیق داده‌ها)	آماره F
آزمون هاسمن	آماره کای دو
آزمون اثرات ثابت	آماره کای دو
آزمون معنادار بودن معادله رگرسیون	آماره F
آزمون معنادار بودن ضرایب	آماره t
آزمون ناهمسانی واریانس (آزمون ضریب لاگرانژ)	آماره کای اسکوئر
آزمون خودهمبستگی خطای رگرسیون	آماره دوربین واتسون (DW)
آزمون جارک – برا (نرمال بودن جملات پسماند)	آماره Jarque-Bera

۳-۲- تصریح مدل‌های تجربی پژوهش

این رابطه در اجرای رگرسیون به روش رگرسیون برداری چند متغیر و از آزمون‌های تشخیصی مربوطه استفاده‌شده است. معادله خط رگرسیون آن‌ها به‌صورت زیر نوشته‌شده است. در این پژوهش، ضریب متغیر وابسته ساختار سرمایه از طریق مدل (۱) و مدل توسعه‌یافته (۲) اندازه‌گیری می‌شود:

$$CSCit = \beta0 + \beta i,t\ Xi,t + \beta i,t\ CONTROL\ VARIABLE\ i,t + \varepsilon i,t \quad (۱)$$

$$CSCit = \alpha + \beta1\ Xit + \beta2\ Xit + \beta3\ Xit + \beta4\ Xit + \beta5\ Xit + \beta6\ ROAit + \beta7\ SIZEit + \beta8\ MTBit + \beta9\ LEVit + \beta10\ LOSSit + \beta11\ OWNit + \varepsilon i,t \quad (۲)$$

$$CSCit = \alpha + \beta1\ GDPit + \beta2\ Interest.RateBankit + \beta3\ InflationXit + \beta4\ exchange\ rateit + \beta5\ Volume\ of\ liquidityit + \beta6\ ROAit + \beta7\ SIZEit + \beta8\ MTBit + \beta9\ LEVit + \beta10\ LOSSit + \beta11\ OWNit - + \varepsilon i,t \quad (۳)$$

در این مدل‌داریم: نماد (CSC_{it}): بیانگر ساختار سرمایه شرکت (i) اُم در دوره (t) اُم می‌باشد. نماد $X_{i,t}$: بیانگر متغیرهای مستقل (i) اُم (تولید ناخالصی داخلی، نرخ سود بانکی، نرخ تورم، نرخ ارز و حجم نقدینگی) در دوره (t) اُم می‌باشد. همچنین، در این پژوهش نماد $CONTROL\ VARIABLE_{i,t}$: بیانگر متغیرهای کنترلی (i) اُم (نرخ بازده دارایی‌ها، اندازه شرکت، نسبت ارزش بازاری سهام شرکت به ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام شرکت، نسبت اهرم مالی و میزان زیان شرکت و نوع مالکیت شرکت) در دوره (t) اُم می‌باشد. همچنین، نماد $\varepsilon_{i,t}$: بیانگر خطای باقیمانده مدل است. همچنین، برای آزمون فرضیه‌ها از مدل‌های رگرسیون (۲) و (۳) استفاده می‌شود. در این مدل، متغیرهای مستقل و کنترلی به مدل تجربی مربوط به متغیر وابسته ساختار سرمایه اضافه‌شده است.

۵- یافته‌های پژوهش

۵-۱- آمار توصیفی متغیرهای تحقیق

به‌منظور شناخت بهتر ماهیت جامعه‌ای که در پژوهش موردمطالعه قرارگرفته است و آشنایی بیشتر با متغیرهای پژوهش، قبل از تجزیه‌وتحلیل داده‌های آماری، لازم است این داده‌ها توصیف شود. همچنین توصیف آماری داده‌ها گامی در جهت تشخیص

الگوی حاکم بر آن‌ها و پایه‌ای برای تبیین روابط بین متغیرهایی است که در پژوهش به کار می‌رود. بنابراین، در جدول (۲) شاخص‌های مرکزی و پراکندگی و سایر شاخص‌های آمار توصیفی مربوط به متغیرهای تحقیق نشان داده‌شده است.

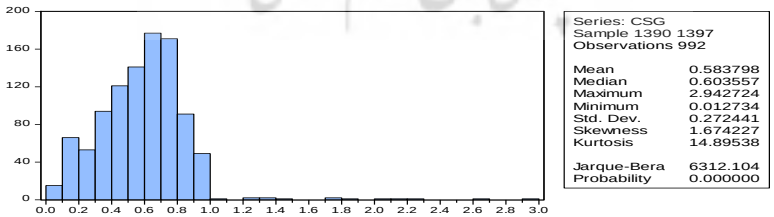
جدول (۲): آمار توصیفی متغیرهای تحقیق (منبع: یافته‌های پژوهش)

متغیر	تعداد مشاهده	میانگین	میانه	انحراف معیار	ماکزیمم	مینیمم	کشیدگی	چولگی
ساختار سرمایه	۹۹۲	۰٫۵۸	۰٫۶۰	۰٫۲۷	۲٫۹۴	۰٫۰۱	۱۴٫۸	−۱٫۶۷
تولید ناخالص داخلی	۹۹۲	۷٫۰۴	۷٫۰۴	۰٫۱۴	۷٫۳۰	۶٫۸۰	۲٫۲۶	۰٫۰۱
نرخ سود بانکی	۹۹۲	۰٫۱۸	۰٫۱۹	۰٫۰۲	۰٫۲۲	۰٫۱۵	۱٫۴۵	−۰٫۰۹
نرخ تورم	۹۹۲	۰٫۱۹	۰٫۱۸	۰٫۰۹	۰٫۳۴	۰٫۰۸	۱٫۵۴	۰٫۲۴
نرخ ارز	۹۹۲	۲۴۲۷	۲۷۰۰	۱۰۶۹	۴۲۰۰	۱۱۰۰	۱٫۷۰	−۰٫۰۷
حجم نقدینگی	۹۹۲	۶٫۹۳	۶٫۹۵	۰٫۲۴	۷٫۲۷	۶٫۵۴	۱٫۷۴	−۰٫۱۵
بازده دارایی‌ها	۹۹۲	۰٫۸۳	۰٫۲۲	۳٫۴۰	۲۳٫۴	−۳۸٫۶	۳۳٫۴	۰٫۰۲
اندازه شرکت	۹۹۲	۶٫۱۶	۶٫۱۵	۰٫۶۳	۸٫۳۷	۴٫۰۲	۴٫۳۵	۰٫۵۵
ارزش بازار به ارزش دفتری سهام	۹۹۲	۲٫۰۴	۱	۴٫۲۹	۳۷٫۰۹	−۲۷٫۹	۲۶٫۷	۲٫۳۱
زیان ده بودن شرکت	۹۹۲	۰٫۱۷	۰	۰٫۳۷	۱	۰	۳٫۹۴	۱٫۷۱
نوع مالکیت شرکت	۹۹۲	۰٫۴۸	۰	۰٫۴۹	۱	۰	۱	۰٫۰۶

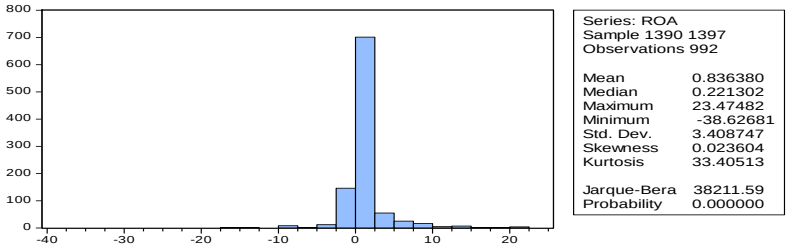
با توجه به جدول (۲)، میانگین ساختار سرمایه، تولید ناخالص داخلی، نرخ سود بانکی، نرخ تورم، نرخ ارز، حجم نقدینگی، بازده دارایی‌ها، اندازه شرکت، ارزش بازار به ارزش دفتری سهام، زیان ده بودن شرکت، نوع مالکیت شرکت، به ترتیب برابر با ۰٫۵۸، ۷٫۰۴، ۰٫۱۸، ۰٫۱۹، ۲۴۲۷، ۶٫۹۳، ۰٫۸۳، ۶٫۱۶، ۲٫۰۴، ۰٫۱۷، ۰٫۴۸ می‌باشد. بیشترین و کمترین مقدار متغیرهای ساختار سرمایه، تولید ناخالص داخلی، نرخ سود بانکی، نرخ تورم، نرخ ارز، حجم نقدینگی، بازده دارایی‌ها، اندازه شرکت، ارزش بازار به ارزش دفتری سهام، زیان ده بودن شرکت، نوع مالکیت شرکت به ترتیب برابر با ۲٫۹۴ و ۰٫۰۱، ۷٫۳۰ و ۶٫۸۰، ۰٫۲۲ و ۰٫۱۵، ۰٫۳۴ و ۰٫۰۸، ۴۲۰۰ و ۱۱۰۰، ۷٫۲۷ و ۶٫۵۴، ۲۳٫۴ و ۳۸٫۶−، ۸٫۳۷ و ۴٫۰۲، ۳۷٫۰۹ و ۲۷٫۹−، ۱ و ۰، ۱ و ۰ می‌باشد. بررسی میزان چولگی و کشیدگی متغیر ساختار سرمایه که به ترتیب برابر با ۱٫۶۷− و ۱۴. ۸ می‌باشند، نشان‌دهنده این است که متغیر وابسته تحقیق در بازه اعداد ۰ و ۳ نبوده و این متغیر دارای توزیع نرمال نیست.

۵-۲- آزمون نرمال بودن توزیع متغیرهای تحقیق

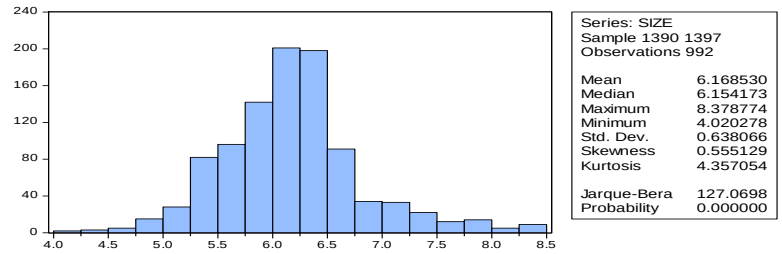
در انجام این تحقیق به‌منظور تخمین پارامترهای مدل از روش حداقل مربعات معمولی استفاده می‌گردد و این روش بر این فرض استوار است که متغیرهای تحقیق دارای توزیع نرمال باشد، به‌طوری‌که توزیع غیر نرمال متغیرها منجر به تخطی از مفروضات این روش برای تخمین پارامترها شده و نتایج درستی را ارائه نمی‌دهد. ازاین‌رو لازم است، نرمال بودن توزیع متغیرها مورد آزمون قرار گیرد. در این مطالعه از روش جارکیو- برا، استفاده شده است. در نمودارهای (۱) تا (۴) نتایج برای متغیرهای تحقیق ارائه‌شده است.



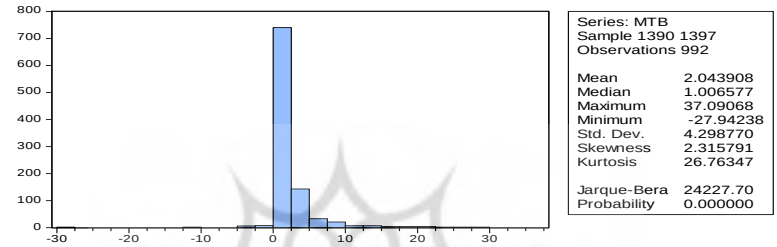
نمودار (۱): ارزش مشاهده‌شده برای متغیر ساختار سرمایه



نمودار (۲): ارزش مشاهده‌شده برای متغیر بازده دارایی‌ها

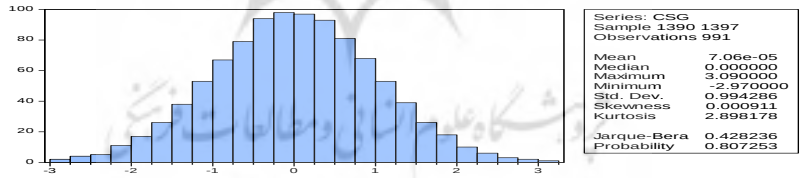


نمودار (۳): ارزش مشاهده‌شده برای متغیر اندازه شرکت

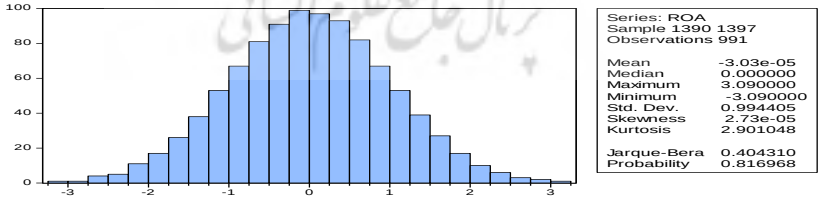


نمودار (۴): ارزش مشاهده‌شده برای متغیر ارزش بازار سهام به ارزش دفتری

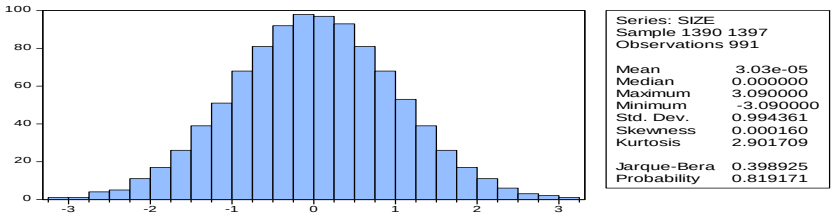
با توجه به اینکه سطح اهمیت برای متغیرهای تحقیق کمتر از ۰،۰۵ می‌باشد، این متغیرها از توزیع نرمال برخوردار نمی‌باشند. در این تحقیق برای نرمال‌سازی داده‌ها از روش تابع توزیع معکوس بهره گرفته‌شده و مورد تجزیه‌وتحلیل قرار می‌گیرد. در نمودارهای (۵) تا (۸) نتایج بعد از فرایند نرمال‌سازی داده‌ها ارائه شده است. ازآنجایی‌که بعد از نرمال‌سازی داده‌ها، سطح اهمیت برای متغیرهای تحقیق، بالاتر از ۰،۰۵ می‌باشد، این متغیرها بعد از فرایند نرمال‌سازی دارای توزیع نرمال هستند.



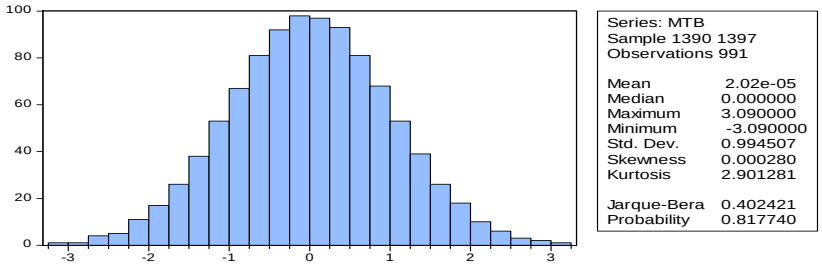
نمودار (۵): ارزش مشاهده‌شده بعد از فرایند نرمال‌سازی متغیر ساختار سرمایه



نمودار (۶): ارزش مشاهده‌شده بعد از فرایند نرمال‌سازی متغیر بازده دارایی‌ها



نمودار (۷): ارزش مشاهده‌شده بعد از فرایند نرمال‌سازی متغیر اندازه شرکت



نمودار (۸): ارزش مشاهده‌شده بعد از فرایند نرمال‌سازی متغیر ارزش بازار به ارزش دفتری سهام

۵-۳- نتایج آزمون F لیمر

اولین آزمون تشخیصی در داده‌های مقطع عرضی، سری زمانی، آزمون F- لیمر است. در روش پانل دیتا برای اینکه تعیین کنیم که تخمین مدل از روش داده‌های تلفیقی[1] یا داده‌های تابلویی[2] صورت بگیرد، از آزمون F- لیمر استفاده شده است. تفاوت روش رگرسیون تلفیقی و تابلویی در این است که تلفیقی برای همه شرکت‌ها دارای یک عرض از مبدأ است اما در روش تابلویی به ازای هر مقطع که در اینجا شرکت است می‌تواند یک عرض از مبدأ به ما بدهد.

جدول (۳): نتایج آزمون F لیمر در سطح ۵ درصد (منبع: یافته‌های تحقیق)

معادله مربوط به	F لیمر محاسباتی	P_value
فرضیه اول	۳,۸۶	۰,۰۰۰
فرضیه دوم	۳,۶۳	۰,۰۰۰
فرضیه سوم	۳,۷۳	۰,۰۰۰
فرضیه چهارم	۳,۸۹	۰,۰۰۰
فرضیه پنجم	۳,۵۴	۰,۰۰۰

ازآنجایی‌که سطح معناداری برای فرضیه تحقیق که در این جدول با P_value نمایش داده می‌شود از ۰,۰۵ کمتر شده است، درنتیجه فرضیه صفر رد و فرضیه مقابل آن تائید می‌شود. یعنی فرضیه امکان وجود داده‌های تلفیقی به نفع داده‌های تابلویی رد می‌شود.

۵-۴- نتایج آزمون هاسمن

بعد از مشخص شدن نوع مدل داده‌ها، باید مشخص شود که از کدام روش اثرات ثابت و یا روش اثرات تصادفی برای تخمین استفاده شود. بنابراین برای تشخیص این موضوع از آزمون هاسمن استفاده می‌شود.

جدول (۴): نتایج آزمون هاسمن (منبع: یافته‌های تحقیق)

معادله مربوط به	مقدار آماره کای دو	P_value
فرضیه اول	۷,۵۰	۰,۰۰۶
فرضیه دوم	۳۷,۱۹	۰,۰۰۰
فرضیه سوم	۲۹,۵۷	۰,۰۰۰
فرضیه چهارم	۷,۸۳	۰,۰۰۵
فرضیه پنجم	۴۱,۶۱	۰,۰۰۰

ازآنجایی‌که سطح معناداری در این جدول که با prob نمایش داده می‌شود در فرضیه، از ۰,۰۵ کمتر شده است، درنتیجه فرضیه صفر رد و فرضیه مقابل آن تائید می‌شود. روش مناسب برآورد مدل، اثرات ثابت می‌باشد.

۵-۵- آزمون ایستایی

قبل از برآورد هر رگرسیون جهت حصول اطمینان از رگرسیون غیر کاذب و در پی آن نتایج نامطمئن، لازم است که چگونگی ساکن پذیری متغیرها را مورد آزمون قرار دهیم. پایایی متغیرها به معنی ثابت بودن میانگین و واریانس متغیرها در طول زمان و کوواریانس متغیرها بین سال‌های مختلف است. بدین منظور در این تحقیق از روش لوین– چاو استفاده شده است.

جدول (۵): ایستایی متغیرهای تحقیق (منبع: یافته‌های تحقیق)

نام متغیر	آماره	P_value	نتیجه		نام متغیر	آماره	P_value	نتیجه

1. Pool
2. Panel

ساختار سرمایه	−۲۰,۱۶	۰,۰۰۰	ایستا		بازده دارایی‌ها	−۵۰,۰۱	۰,۰۰۰	ایستا
تولید ناخالص داخلی	−۳۷,۱۸	۰,۰۰۰	ایستا		اندازه شرکت	−۷,۲۸	۰,۰۰۱	ایستا
نرخ سود بانکی	−۶,۳۱	۰,۰۰۳	ایستا		ارزش بازار به ارزش دفتری سهام	−۱۱,۰۸	۰,۰۰۰	ایستا
نرخ تورم	−۳,۶۳	۰,۰۳۲	ایستا					
نرخ ارز	−۷۲,۱۸	۰,۰۰۰	ایستا		زیان ده بودن شرکت	−۵,۳۰	۰,۰۰۳	ایستا
حجم نقدینگی	−۲,۰۲	۰,۰۲۱	ایستا		نوع مالکیت شرکت	−۴,۷۹	۰,۰۱۵	ایستا

نتایج آزمون ایستایی نمایان گر این است که در مورد تمامی متغیرها، سطح معناداری آن‌ها کمتر از ۰/۰۵ می‌باشد.

۵-۶- آزمون فرضیه‌های تحقیق

در فرض اول پژوهش بیان‌شده است که تولید ناخالص داخلی بر ساختار سرمایه شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران تأثیر معناداری دارد. لذا، برای بررسی تأثیر تولید ناخالص داخلی بر ساختار سرمایه شرکت‌ها، فرض نقیض ادعا (H_0) و فرض ادعا (H_1) الگوی رگرسیونی تجربی زیر تدوین‌شده است. همچنین، نتایج به‌دست‌آمده از برازش مدل نیز در جدول (۶) ارائه شده است.

$$CSC_{it} = \alpha + \beta_1 X_{it} + \beta_2 ROA_{it} + \beta_3 SIZE_{it} + \beta_4 MTB_{it} + \beta_5 LOSS_{it} + \beta_6 OWN_{it} + \varepsilon_{it}$$

جدول (۶): نتایج برازش مدل با استفاده از روش اثرات ثابت (منبع: یافته‌های تحقیق)

متغیر وابسته: ساختار سرمایه					
متغیرهای مستقل	ضریب	آماره t	ضریب تورم واریانس	سطح معناداری	رابطه
تولید ناخالص داخلی	−۰,۰۵	−۲,۷۴	۱,۱۰	۰,۰۰۰	معنی‌دار
بازده دارایی‌ها	−۰,۱۹	−۷,۴۴	۱,۰۸	۰,۰۰۶	معنی‌دار
اندازه شرکت	−۰,۱۱	−۵,۲۶	۱,۲۴	۰,۰۰۰	معنی‌دار
ارزش بازار به ارزش دفتری سهام	−۰,۱۹	−۹,۲۱	۱,۱۷	۰,۰۰۰	معنی‌دار
زیان ده بودن شرکت	۰,۵۱	۱۰,۳۹	۱,۴۱	۰,۰۰۰	معنی‌دار
نوع مالکیت شرکت	۰,۱۸	۲,۸۰	۱,۳۵	۰,۰۰۵	معنی‌دار
ضریب تعیین مدل					۰,۸۱
ضریب تعیین تعدیل‌شده مدل					۰,۷۸
آماره بریوش پاگان (Breusch Pagan)			F		۱۳۵۱۱,۵
			سطح معناداری		۰,۰۰۰
آماره دوربین- واتسون (Durbin-Watson)					۱,۸۴
آماره F (جدول)					۲۹,۴۵
سطح معناداری					۰,۰۰۰

یکی از مفروضات رگرسیون کلاسیک همسانی واریانس باقیمانده‌ها است. در این مطالعه برای بررسی همسانی واریانس‌ها از آزمون بریوش پاگان و برای بررسی خودهمبستگی از آزمون دوربین واتسون و همچنین به‌منظور رفع مشکل در برآورد مدل از روش برآورد حداقل مربعات تعمیم یافته استفاده شده است. با توجه به سطح اهمیت این آزمون که کوچک‌تر از ۰,۰۵ می‌باشد (۰,۰۰۰) فرضیه صفر مبنی بر وجود همسانی واریانس رد شده و می‌توان گفت مدل دارای مشکل ناهمسانی واریانس می‌باشد. با توجه به نتایج اولیه برآورد مدل، مقدار آماره دوربین- واتسون برابر (۱/۸۴) و مابین (۱/۵) و (۲/۵) بوده و می‌توان نتیجه گرفت که باقیمانده‌ها مستقل از هم می‌باشند. ضریب تعیین مدل (۰/۸۱) معرف قدرت توضیح کنندگی مدل برآورد شده می‌باشد. در بررسی معنی‌داری ضرایب، با توجه به نتایج مندرج در جدول (۶)، ازآنجایی‌که احتمال آماره t برای ضریب متغیر مستقل تولید ناخالص داخلی(۰,۰۰۰) کوچک‌تر از ۰,۰۵ می‌باشد، درنتیجه وجود تأثیر معناداری این متغیر بر ساختار سرمایه شرکت‌ها در سطح اطمینان ۰,۹۵ رد نمی‌گردد.منفی بودن ضریب تولید ناخالص داخلی (۰,۰۵-)، نشان‌دهنده میزان تأثیر منفی این متغیر بر ساختار سرمایه شرکت‌ها می‌باشد. در بررسی سطح معنی‌داری متغیرهای کنترلی بازده دارایی‌ها، اندازه شرکت، ارزش بازار به ارزش دفتری سهام، زیان ده بودن شرکت و نوع مالکیت شرکت به ترتیب برابر با (۰,۰۰۶)، (۰,۰۰۰)، (۰,۰۰۰)، (۰,۰۰۰) و (۰,۰۰۵) می‌باشد که تأثیر این متغیرها بر ساختار سرمایه شرکت‌ها در سطح اطمینان ۰,۹۵ رد نمی‌گردد. منفی بودن ضریب متغیرهای بازده دارایی‌ها، اندازه شرکت، ارزش بازار به ارزش دفتری سهام، به ترتیب برابر با (۰,۱۹-)، (۰,۱۱-) و (۰,۱۹-) نشان‌دهنده میزان تأثیر منفی این

متغیرها بر ساختار سرمایه شرکت‌ها می‌باشد. مثبت بودن ضریب متغیرهای زیان ده بودن شرکت و نوع مالکیت شرکت به ترتیب برابر با (۰,۵۱) و (۰,۱۸) نشان‌دهنده میزان تأثیر مثبت این متغیرها بر ساختار سرمایه شرکت‌ها می‌باشد.

در فرض دوم پژوهش بیان‌شده است که نرخ سود بانکی بر ساختار سرمایه شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران تأثیر معناداری دارد. لذا، برای بررسی تأثیر نرخ سود بانکی بر ساختار سرمایه شرکت‌ها، فرض نقیض ادعا (H_0) و فرض ادعا (H_1) الگوی رگرسیونی تجربی زیر تدوین‌شده است. همچنین، نتایج به‌دست‌آمده از برازش مدل نیز در جدول (۷) ارائه شده است.

$$CSC_{it} = \alpha + \beta_1 X2_{it} + \beta_2 ROA_{it} + \beta_3 SIZE_{it} + \beta_4 MTB_{it} + \beta_5 LOSS_{it} + \beta_6 OWN_{it} + \varepsilon_{it}$$

جدول (۷): نتایج برازش مدل با استفاده از روش اثرات ثابت (منبع: یافته‌های تحقیق)

متغیر وابسته: ساختار سرمایه					
متغیرهای مستقل	ضریب	آماره t	ضریب تورم واریانس	سطح معناداری	رابطه
نرخ سود بانکی	−۰,۱۷	−۷,۲۳	۱,۰۲	۰,۰۰۰	معنی‌دار
بازده دارایی‌ها	−۰,۰۵	−۲,۱۰	۱,۶۹	۰,۰۳۵	معنی‌دار
اندازه شرکت	−۰,۲۴	−۸,۵۹	۱,۲۱	۰,۰۰۰	معنی‌دار
ارزش بازار به ارزش دفتری سهام	−۰,۳۹	−۱۶,۳۹	۱,۱۶	۰,۰۰۰	معنی‌دار
زیان ده بودن شرکت	۰,۴۶	۴,۷۶	۱,۸۶	۰,۰۰۰	معنی‌دار
نوع مالکیت شرکت	۰,۵۹	۵,۸۱	۱,۱۵	۰,۰۰۰	معنی‌دار
ضریب تعیین مدل					۰,۹۰
ضریب تعیین تعدیل‌شده مدل					۰,۸۹
آماره بریوش پاگان (Breusch Pagan)			F		۱۳۵۴۰
			سطح معناداری		۰,۰۰۰
آماره دوربین- واتسون (Durbin-Watson)					۱,۷۶
آماره F (جدول)					۶۵,۰۹
سطح معناداری					۰,۰۰۰

در این مطالعه برای بررسی همسانی واریانس‌ها از آزمون بریوش پاگان استفاده شده است. با توجه به سطح اهمیت این آزمون که کوچک‌تر از ۰,۰۵ می‌باشد (۰,۰۰۰) فرضیه صفر مبنی بر وجود همسانی واریانس رد شده و می‌توان گفت مدل دارای مشکل ناهمسانی واریانس می‌باشد و برای رفع مشکل در برآورد مدل از روش برآورد حداقل مربعات تعمیم‌یافته استفاده شده است. همچنین برای بررسی و آزمون همبسته نبودن باقیمانده‌ها (خودهمبستگی) از آزمون دوربین واتسون استفاده شده است. با توجه به نتایج اولیه برآورد مدل، مقدار آماره دوربین واتسون برابر (۱/۷۶) و مابین (۱/۵) و (۲/۵) بوده و می‌توان نتیجه گرفت که باقیمانده‌ها مستقل از هم می‌باشند. مقدار آماره دوربین واتسون برابر با ۱,۷۶ می‌گردد. ضریب تعیین مدل (۰/۹۰) معرف قدرت توضیح کنندگی مدل برآورد شده می‌باشد. در بررسی معنی‌داری ضرایب، با توجه به نتایج مندرج در جدول (۷)، ازآنجایی‌که احتمال آماره t برای ضریب متغیر مستقل نرخ سود بانکی (۰,۰۰۰) کوچک‌تر از ۰,۰۵ می‌باشد، درنتیجه وجود تأثیر معناداری این متغیر بر ساختار سرمایه شرکت‌ها در سطح اطمینان ۰,۹۵ رد نمی‌گردد. منفی بودن ضریب نرخ سود بانکی (۰,۱۷−)، نشان‌دهنده میزان تأثیر منفی این متغیر بر ساختار سرمایه شرکت‌ها می‌باشد. در بررسی سطح معنی‌داری متغیرهای کنترلی بازده دارایی‌ها، اندازه شرکت، ارزش بازار به ارزش دفتری سهام، زیان ده بودن شرکت و نوع مالکیت شرکت به ترتیب برابر با (۰,۰۳۵)، (۰,۰۰۰)، (۰,۰۰۰)، (۰,۰۰۰) و (۰,۰۰۰) می‌باشد که تأثیر این متغیرها بر ساختار سرمایه شرکت‌ها در سطح اطمینان ۰,۹۵ رد نمی‌گردد. منفی بودن ضریب متغیرهای بازده دارایی‌ها، اندازه شرکت، ارزش بازار به ارزش دفتری سهام، به ترتیب برابر با (۰,۰۵−)، (۰,۲۴−) و (۰,۳۹−) نشان‌دهنده میزان تأثیر منفی این متغیرها بر ساختار سرمایه شرکت‌ها می‌باشد. مثبت بودن ضریب متغیرهای زیان ده بودن شرکت و نوع مالکیت شرکت به ترتیب برابر با (۰,۴۶) و (۰,۵۹) نشان‌دهنده میزان تأثیر مثبت این متغیرها بر ساختار سرمایه شرکت‌ها می‌باشد.

در فرض سوم پژوهش بیان‌شده است که نرخ تورم بر ساختار سرمایه شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران تأثیر معناداری دارد. لذا، برای بررسی تأثیر نرخ تورم بر ساختار سرمایه شرکت‌ها، فرض نقیض ادعا (H_0) و فرض ادعا (H_1) الگوی رگرسیونی تجربی زیر تدوین‌شده است. همچنین، نتایج به‌دست‌آمده از برازش مدل نیز در جدول (۸) ارائه شده است.

$$CSC_{it} = \alpha + \beta_1 X3_{it} + \beta_2 ROA_{it} + \beta_3 SIZE_{it} + \beta_4 MTB_{it} + \beta_5 LOSS_{it} + \beta_6 OWN_{it} + \varepsilon_{it}$$

در این مطالعه برای بررسی همسانی واریانس‌ها از آزمون بریوش پاگان استفاده شده است. با توجه به سطح اهمیت این آزمون که کوچک‌تر از ۰٫۰۵ می‌باشد (۰٫۰۰۰) فرضیه صفر مبنی بر وجود همسانی واریانس رد شده و می‌توان گفت مدل دارای مشکل ناهمسانی واریانس می‌باشد. در این مطالعه جهت رفع مشکل در برآورد مدل از روش برآورد حداقل مربعات تعمیم یافته استفاده شده است. همچنین در این مطالعه برای آزمون همبسته نبودن باقیمانده‌ها که یکی از مفروضات تجزیه‌وتحلیل رگرسیون می‌باشد و خودهمبستگی نامیده می‌شود از آزمون دوربین واتسون استفاده شده است. با توجه به نتایج اولیه برآورد مدل، مقدار آماره دوربین واتسون برابر (۱/۸۴) و مابین (۱/۵) و (۲/۵) بوده و می‌توان نتیجه گرفت که باقیمانده‌ها مستقل از هم می‌باشند. ضریب تعیین مدل (۰/۸۸) معرف قدرت توضیح کنندگی مدل برآورد شده می‌باشد. در بررسی معنی‌داری ضرایب، با توجه به نتایج مندرج در جدول (۸)، ازآنجایی‌که احتمال آماره t برای ضریب متغیر مستقل نرخ تورم (۰٫۰۰۰) کوچک‌تر از ۰٫۰۵ می‌باشد، درنتیجه وجود تأثیر معناداری این متغیر بر ساختار سرمایه شرکت‌ها در سطح اطمینان ۰٫۹۵ رد نمی‌گردد. منفی بودن ضریب نرخ تورم (۰٫۱۱-)، نشان‌دهنده میزان تأثیر منفی این متغیر بر ساختار سرمایه شرکت‌ها می‌باشد. در بررسی سطح معنی‌داری متغیرهای کنترلی بازده دارایی‌ها، اندازه شرکت، ارزش بازار به ارزش دفتری سهام، زیان ده بودن شرکت و نوع مالکیت شرکت به ترتیب برابر با (۰٫۰۲۲)، (۰٫۰۰۰)، (۰٫۰۰۰)، (۰٫۰۰۴) و (۰٫۰۰۰) می‌باشد که تأثیر این متغیرها بر ساختار سرمایه شرکت‌ها در سطح اطمینان ۰٫۹۵ رد نمی‌گردد. منفی بودن ضریب متغیرهای بازده دارایی‌ها، اندازه شرکت، ارزش بازار به ارزش دفتری سهام، به ترتیب برابر با (۰٫۰۶-)، (۰٫۲۸-) و (۰٫۴۴-) نشان‌دهنده میزان تأثیر منفی این متغیرها بر ساختار سرمایه شرکت‌ها می‌باشد. مثبت بودن ضریب متغیرهای زیان ده بودن شرکت و نوع مالکیت شرکت به ترتیب برابر با (۰٫۲۷) و (۰٫۳۶) نشان‌دهنده میزان تأثیر مثبت این متغیرها بر ساختار سرمایه شرکت‌ها می‌باشد.

جدول (۸): نتایج برازش مدل با استفاده از روش اثرات ثابت (منبع: یافته‌های تحقیق)

متغیر وابسته: ساختار سرمایه					
متغیرهای مستقل	ضریب	آماره t	ضریب تورم واریانس	سطح معناداری	رابطه
نرخ تورم	۰٫۱۱-	۵٫۸۷-	۱٫۰۲	۰٫۰۰۰	معنی‌دار
بازده دارایی‌ها	۰٫۰۶-	۲٫۲۸-	۱٫۶۹	۰٫۰۲۲	معنی‌دار
اندازه شرکت	۰٫۲۸-	۱۰٫۵۶-	۱٫۲۳	۰٫۰۰۰	معنی‌دار
ارزش بازار به ارزش دفتری سهام	۰٫۴۴-	۱۹٫۹۰-	۱٫۱۷	۰٫۰۰۰	معنی‌دار
زیان ده بودن شرکت	۰٫۲۷	۲٫۸۶	۱٫۸۵	۰٫۰۰۴	معنی‌دار
نوع مالکیت شرکت	۰٫۳۶	۳٫۶۹	۱٫۱۵	۰٫۰۰۰	معنی‌دار
ضریب تعیین مدل					۰٫۸۸
ضریب تعیین تعدیل‌شده مدل					۰٫۸۶
آماره بریوش پاگان (Breusch Pagan)				F	۱۲۷۹۹٫۱
				سطح معناداری	۰٫۰۰۰
آماره دوربین- واتسون (Durbin-Watson)					۱٫۸۲
آماره F (جدول)					۴۹٫۲۴
سطح معناداری					۰٫۰۰۰

در فرض چهارم پژوهش بیان‌شده است که نرخ ارز بر ساختار سرمایه شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران تأثیر معناداری دارد. لذا، برای بررسی تأثیر نرخ ارز بر ساختار سرمایه شرکت‌ها، فرض نقیض ادعا (H_0) و فرض ادعا (H_1) الگوی رگرسیونی تجربی زیر تدوین‌شده است. همچنین، نتایج به‌دست‌آمده از برازش مدل نیز در جدول (۹) ارائه شده است.

$$CSC_{it} = \alpha + \beta_1 X4_{it} + \beta_2 ROA_{it} + \beta_3 SIZE_{it} + \beta_4 MTB_{it} + \beta_5 LOSS_{it} + \beta_6 OWN_{it} + \varepsilon_{it}$$

جدول (۹): نتایج برازش مدل با استفاده از روش اثرات ثابت منبع: یافته‌های تحقیق

متغیر وابسته: ساختار سرمایه					
متغیرهای مستقل	ضریب	آماره t	ضریب تورم واریانس	سطح معناداری	رابطه
نرخ ارز	۰٫۰۳	۲٫۱۵	۱٫۰۵	۰٫۰۳۱	معنی‌دار
بازده دارایی‌ها	۰٫۱۹-	۷٫۶۴-	۱٫۰۷	۰٫۰۰۰	معنی‌دار
اندازه شرکت	۰٫۱۳-	۵٫۵۲-	۱٫۲۴	۰٫۰۰۰	معنی‌دار
ارزش بازار به ارزش دفتری سهام	۰٫۲۰-	۹٫۶۹-	۱٫۱۷	۰٫۰۰۰	معنی‌دار
زیان ده بودن شرکت	۰٫۵۱	۱۰٫۵۶	۱٫۴۰	۰٫۰۰۰	معنی‌دار
نوع مالکیت شرکت	۰٫۲۳	۳٫۷۳	۱٫۳۵	۰٫۰۰۰	معنی‌دار
ضریب تعیین مدل					۰٫۷۷

ضریب تعیین تعدیل‌شده مدل		۰,۷۳
آماره بریوش پاگان (Breusch Pagan)	F	۱۳۶۲۰,۱
	سطح معناداری	۰,۰۰۰
آماره دوربین– واتسون (Durbin-Watson)		۱,۸۳
آماره F (جدول)		۲۲,۵۴
سطح معناداری		۰,۰۰۰

در این مطالعه برای بررسی همسانی واریانس‌ها از آزمون بریوش پاگان استفاده شده است. با توجه به سطح اهمیت این آزمون که کوچک‌تر از ۰,۰۵ می‌باشد (۰,۰۰۰) فرضیه صفر مبنی بر وجود همسانی واریانس رد شده و می‌توان گفت مدل دارای مشکل ناهمسانی واریانس می‌باشد. در این مطالعه جهت رفع مشکل در برآورد مدل از روش برآورد حداقل مربعات تعمیم یافته استفاده شده است. همچنین در این مطالعه برای آزمون همبسته نبودن باقیمانده‌ها که یکی از مفروضات تجزیه‌وتحلیل رگرسیون می‌باشد و خودهمبستگی نامیده می‌شود از آزمون دوربین واتسون استفاده شده است. با توجه به نتایج اولیه برآورد مدل، مقدار آماره دوربین واتسون برابر (۱/۸۳) و مابین (۱/۵) و (۲/۵) بوده و می‌توان نتیجه گرفت که باقیمانده‌ها مستقل از هم می‌باشند. مقدار آماره دوربین واتسون برابر با ۱,۸۳ می‌گردد. ضریب تعیین مدل (۰/۷۷) معرف قدرت توضیح کنندگی مدل برآورد شده می‌باشد. در بررسی معنی‌داری ضرایب، با توجه به نتایج مندرج در جدول (۹)، ازآنجایی‌که احتمال آماره t برای ضریب متغیر مستقل نرخ ارز (۰,۰۳۱) کوچک‌تر از ۰,۰۵ می‌باشد، درنتیجه وجود تأثیر معناداری این متغیر بر ساختار سرمایه شرکت‌ها در سطح اطمینان ۰,۹۵ رد نمی‌گردد. مثبت بودن ضریب نرخ ارز (۰,۰۳)، نشان‌دهنده میزان تأثیر مثبت این متغیر بر ساختار سرمایه شرکت‌ها می‌باشد. در بررسی سطح معنی‌داری متغیرهای کنترلی بازده دارایی‌ها، اندازه شرکت، ارزش بازار به ارزش دفتری سهام، زیان ده بودن شرکت و نوع مالکیت شرکت به ترتیب برابر با (۰,۰۰۰)، (۰,۰۰۰)، (۰,۰۰۰)، (۰,۰۰۰) و (۰,۰۰۰) می‌باشد که تأثیر این متغیرها بر ساختار سرمایه شرکت‌ها در سطح اطمینان ۰,۹۵ رد نمی‌گردد. منفی بودن ضریب متغیرهای بازده دارایی‌ها، اندازه شرکت، ارزش بازار به ارزش دفتری سهام، به ترتیب برابر با (۰,۱۹–)، (۰,۱۳–) و (۰,۲۰–) نشان‌دهنده میزان تأثیر منفی این متغیرها بر ساختار سرمایه شرکت‌ها می‌باشد. مثبت بودن ضریب متغیرهای زیان ده بودن شرکت و نوع مالکیت شرکت به ترتیب برابر با (۰,۵۱) و (۰,۲۳) نشان‌دهنده میزان تأثیر مثبت این متغیرها بر ساختار سرمایه شرکت‌ها می‌باشد.

در فرضیه پنجم پژوهش بیان‌شده است که حجم نقدینگی بر ساختار سرمایه شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران تأثیر معناداری دارد. لذا، برای بررسی تأثیر حجم نقدینگی بر ساختار سرمایه شرکت‌ها، فرض نقیض ادعا (H_0) و فرض ادعا (H_1) الگوی رگرسیونی تجربی زیر تدوین‌شده است. همچنین، نتایج به‌دست‌آمده از برازش مدل نیز در جدول (۱۰) ارائه شده است.

$$CSC_{it} = \alpha + \beta_1 X5_{it} + \beta_2 ROA_{it} + \beta_3 SIZE_{it} + \beta_4 MTB_{it} + \beta_5 LOSS_{it} + \beta_6 OWN_{it} + \varepsilon_{it}$$

جدول (۱۰): نتایج برازش مدل با استفاده از روش اثرات ثابت (منبع: یافته‌های تحقیق)

متغیر وابسته: ساختار سرمایه					
متغیرهای مستقل	ضریب	آماره t	ضریب تورم واریانس	سطح معناداری	رابطه
حجم نقدینگی	۰,۳۲–	۱۵,۸۰–	۱,۲۴	۰,۰۰۰	معنی‌دار
بازده دارایی‌ها	۰,۱۵–	۷,۱۳–	۱,۱۰	۰,۰۰۰	معنی‌دار
اندازه شرکت	۰,۰۳–	۱,۵۷–	۱,۲۷	۰,۱۱۶	عدم معنی‌داری
ارزش بازار به ارزش دفتری سهام	۰,۱۴–	۷,۴۵–	۱,۱۷	۰,۰۰۰	معنی‌دار
زیان ده بودن شرکت	۰,۴۱	۱۰,۲۴	۱,۵۴	۰,۰۰۰	معنی‌دار
نوع مالکیت شرکت	۰,۰۷	۱,۵۴	۱,۳۵	۰,۱۲۳	عدم معنی‌داری
ضریب تعیین مدل					۰,۸۲
ضریب تعیین تعدیل‌شده مدل					۰,۷۹
آماره بریوش پاگان (Breusch Pagan)			F		۱۳۴۸۰,۹
			سطح معناداری		۰,۰۰۰
آماره دوربین– واتسون (Durbin-Watson)					۱,۷۴
آماره F (جدول)					۳۰,۸۳
سطح معناداری					۰,۰۰۰

در این مطالعه برای بررسی همسانی واریانس‌ها از آزمون بریوش پاگان استفاده شده است. با توجه به سطح اهمیت این آزمون که کوچک‌تر از ۰,۰۵ می‌باشد (۰,۰۰۰) فرضیه صفر مبنی بر وجود همسانی واریانس رد شده و می‌توان گفت مدل دارای مشکل ناهمسانی واریانس می‌باشد. در این مطالعه جهت رفع مشکل در برآورد مدل از روش برآورد حداقل مربعات تعمیم یافته استفاده

شده است. همچنین در این مطالعه برای آزمون همبسته نبودن باقیمانده‌ها که یکی از مفروضات تجزیه‌وتحلیل رگرسیون می‌باشد و خودهمبستگی نامیده می‌شود از آزمون دوربین واتسون استفاده شده است. با توجه به نتایج اولیه برآورد مدل، مقدار آماره دوربین واتسون برابر (۷۴۱) و مابین (۱/۵) و (۲/۵) بوده و می‌توان نتیجه گرفت که باقیمانده‌ها مستقل از هم می‌باشند. ضریب تعیین مدل (۰/۸۲) معرف قدرت توضیح کنندگی مدل برآورد شده می‌باشد. در بررسی معنی‌داری ضرایب، با توجه به نتایج مندرج در جدول (۱۰)، ازآنجایی‌که احتمال آماره t برای ضریب متغیر مستقل حجم نقدینگی (۰,۰۰۰) کوچک‌تر از ۰,۰۵ می‌باشد، درنتیجه وجود تأثیر معناداری این متغیر بر ساختار سرمایه شرکت‌ها در سطح اطمینان ۰,۹۵ رد نمی‌گردد. منفی بودن ضریب حجم نقدینگی (۰,۳۲-)، نشان‌دهنده میزان تأثیر منفی این متغیر بر ساختار سرمایه شرکت‌ها می‌باشد. در بررسی سطح معنی‌داری متغیرهای کنترلی بازده دارایی‌ها، اندازه شرکت، ارزش بازار به ارزش دفتری سهام، زیان ده بودن شرکت و نوع مالکیت شرکت به ترتیب برابر با (۰,۰۰۰)، (۰,۱۱۶)، (۰,۰۰۰)، (۰,۰۰۰) و (۰,۱۲۳) می‌باشد که تأثیر متغیرهای بازده دارایی‌ها، ارزش بازار به ارزش دفتری سهام، زیان ده بودن شرکت بر ساختار سرمایه شرکت‌ها در سطح اطمینان ۰,۹۵ رد نمی‌گردد. منفی بودن ضریب متغیرهای بازده دارایی‌ها، ارزش بازار به ارزش دفتری سهام به ترتیب برابر با (۰,۱۵-)، (۰,۱۴-) نشان‌دهنده میزان تأثیر منفی این متغیرها بر ساختار سرمایه شرکت‌ها می‌باشد. مثبت بودن ضریب متغیر زیان ده بودن شرکت برابر با (۰,۴۱) نشان‌دهنده میزان تأثیر مثبت این متغیر بر ساختار سرمایه شرکت‌ها می‌باشد.

۵- نتیجه‌گیری

این پژوهش باهدف بررسی تأثیر رشد تولید ناخالصی داخلی بر ساختار سرمایه شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران طی دوره زمانی بین سال‌های ۱۳۹۲ تا ۱۳۹۸ انجام شده است. ازاین‌رو، در این بخش اول مقدمه و کلیات پژوهش، در بخش دوم مبانی نظری پژوهش، سپس بخش سوم روش‌شناسی پژوهش و تجزیه‌وتحلیل‌های داده‌های مرتبط با فرضیه‌های تحقیق ارائه شد. در بخش چهارم، نیز آزمون آمار توصیفی و سپس از آمار استنباطی نظیر آزمون‌های برازش مدل رگرسیون نظیر آزمون چاو و سپس از آزمون هاسمن برای تشخیص الگو، استفاده شد و درنهایت برازش مدل انجام شده است. سپس بخش پایانی پژوهش حاضر هم اختصاص به مطالب مربوط به نتیجه‌گیری و پیشنهادهای تحقیق دارد. با این هدف در ادامه به ارائه نتایج پرداخته و هم‌چنین پیشنهادهایی را با توجه به نتایج به‌دست‌آمده و نیز پیشنهادهایی برای تحقیقات آتی ارائه خواهیم داد. درنهایت نیز به محدودیت‌های تحقیق اشاره خواهیم نمود. نتایج فرضیه‌های تحقیق به‌دست‌آمده از بخش یافته‌های پژوهش حاضر به‌صورت زیر ارائه‌شده است:

در فرضیه اول پژوهش حاضر بیان گردید که نرخ تولید ناخالص داخلی بر ساختار سرمایه شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران تأثیر معناداری دارد. ازاین‌رو، در بررسی معنی‌داری ضرایب با توجه به نتایج به‌دست‌آمده ازآنجایی‌که احتمال آماره آزمون تی استیودنت (t) برای ضریب متغیر تولید ناخالص داخلی کمتر از پنج درصد می‌باشد، درنتیجه وجود تأثیر معناداری این متغیر بر ساختار سرمایه شرکت‌ها در سطح اطمینان نودوپنج درصد رد نمی‌گردد. منفی بودن ضریب تولید ناخالص داخلی، نشان‌دهنده میزان تأثیر منفی این متغیر بر ساختار سرمایه شرکت‌ها می‌باشد. تعیین رابطه بین تغییرات تولید ناخالص ملی و ساختار سرمایه را می‌توان بدین‌صورت بیان کرد که بین تغییرات تولید ناخالص ملی و ساختار سرمایه رابطه‌ای منفی وجود دارد؛ با این توضیح که افزایش در تولید ناخالص ملی که متشکل از مجموع تولیدات داخلی یک کشور است، بهبود جریان‌های نقدی و جریان‌های مربوط به سود را در پی خواهد داشت. ازآنجاکه یکی از منابع تأمین مالی شرکت‌ها استفاده از اندوخته‌ها و سودهای انباشته‌شده است، لذا استفاده از این منبع تأمین مالی باعث کاهش نسبت بدهی‌ها به ارزش ویژه می‌شود که نشان‌دهنده ارتباط منفی بین تولید ناخالص ملی و ساختار سرمایه است.

در فرضیه دوم پژوهش حاضر بیان گردید که نرخ سود بانکی بر ساختار سرمایه شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران تأثیر معناداری دارد. ازاین‌رو، در بررسی معنی‌داری ضرایب با توجه به نتایج به‌دست‌آمده ازآنجایی‌که احتمال آماره آزمون تی استیودنت (t) برای ضریب متغیر نرخ سود بانکی کمتر از پنج درصد می‌باشد، درنتیجه وجود تأثیر معناداری این متغیر بر ساختار سرمایه شرکت‌ها در سطح اطمینان نودوپنج درصد رد نمی‌گردد. منفی بودن ضریب نرخ سود بانکی، نشان‌دهنده میزان تأثیر منفی این متغیر بر ساختار سرمایه شرکت‌ها می‌باشد. به‌طورکلی تغییراتی که در نرخ بهره ایجاد می‌شود، بر کلیه تصمیم‌گیری‌ها درباره تأمین مالی اثرگذار است؛ به‌طوری‌که افزایش در نرخ بهره باعث خواهد شد که نرخ مورد انتظار سرمایه‌گذاران و اعتباردهندگان نیز افزایش یابد. این افزایش باعث بالا رفتن نرخ بهره بدون ریسک (نرخ بهره اوراق مشارکت دولتی) می‌شود که هزینه‌های مربوط به تأمین مالی شرکت‌ها را نیز جهت استفاده از اوراق مشارکت افزایش می‌دهد و درنهایت ساختار سرمایه شرکت‌ها کاهش می‌گردد.

در فرضیه سوم پژوهش حاضر بیان گردید که نرخ تورم بر ساختار سرمایه شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران تأثیر معناداری دارد. ازاین‌رو، در بررسی معنی‌داری ضرایب با توجه به نتایج به‌دست‌آمده ازآنجایی‌که احتمال آماره آزمون تی استیودنت (t) برای ضریب متغیر نرخ تورم کمتر از پنج درصد می‌باشد، درنتیجه وجود تأثیر معناداری این متغیر بر ساختار سرمایه شرکت‌ها در سطح اطمینان نودوپنج درصد رد نمی‌گردد. منفی بودن ضریب نرخ تورم، نشان‌دهنده میزان تأثیر منفی این متغیر بر ساختار سرمایه شرکت‌ها می‌باشد. شایان‌ذکر بوده که نوسان‌های نرخ تورم ممکن است در تصمیم‌گیری‌های مدیران درباره تأمین

مالی مهم و اثرگذار باشد. با توجه به اینکه افزایش نرخ تورم در درازمدت بهبود جریان‌های ورودی وجوه نقد به شرکت را در پی دارد، باعث خواهد شد که اندوخته‌ها و میزان سودهای تقسیم‌نشده شرکت نیز افزایش یابد. ازآنجاکه یکی از منابع تأمین مالی شرکت‌ها استفاده از سود انباشته شرکت است، لذا با انجام تأمین مالی از طریق سود انباشته، اهرم مالی شرکت کاهش خواهد.

در فرضیه چهارم پژوهش حاضر بیان گردید که نرخ ارز بر ساختار سرمایه شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران تأثیر معناداری دارد. ازاین‌رو، در بررسی معنی‌داری ضرایب با توجه به نتایج به‌دست‌آمده ازآنجایی‌که احتمال آماره آزمون تی استیودنت (t) برای ضریب متغیر نرخ ارز کمتر از پنج درصد می‌باشد، درنتیجه وجود تأثیر معناداری این متغیر بر ساختار سرمایه شرکت‌ها در سطح اطمینان نودوپنج درصد رد نمی‌گردد. مثبت بودن ضریب نرخ ارز، نشان‌دهنده میزان تأثیر مثبت این متغیر بر ساختار سرمایه شرکت‌ها می‌باشد. به‌طورکلی تغییرات نرخ ارز بر ساختار سرمایه آن دسته از شرکت‌هایی که از اعتبارات خارجی استفاده می‌کنند، می‌تواند اثرگذار باشد؛ زیرا ازآنجاکه منابع مالی که از این طریق وارد شرکت می‌شوند، باید به پول داخلی کشور تبدیل شوند. لذا افزایش ارزش پول داخلی در مقابل ارز سایر کشورها می‌تواند منجر به دستیابی شرکت به منابع مالی بیشتر شود. همچنین از سویی دیگر، افزایش نرخ ارز و کاهش ارزش پول داخلی باعث خروج بیشتر وجوه نقد و همچنین افزایش میزان هزینه بهره شرکت خواهد شد که این امر افزایش نسبت بدهی‌ها به ارزش ویژه را در پی دارد.

در فرضیه پنجم پژوهش حاضر بیان گردید که حجم نقدینگی بر ساختار سرمایه شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران تأثیر معناداری دارد. ازاین‌رو، در بررسی معنی‌داری ضرایب با توجه به نتایج به‌دست‌آمده ازآنجایی‌که احتمال آماره آزمون تی استیودنت (t) برای ضریب متغیر حجم نقدینگی کمتر از پنج درصد می‌باشد، درنتیجه وجود تأثیر معناداری این متغیر بر ساختار سرمایه شرکت‌ها در سطح اطمینان نودوپنج درصد رد نمی‌گردد. منفی بودن ضریب حجم نقدینگی، نشان‌دهنده میزان تأثیر منفی این متغیر بر ساختار سرمایه شرکت‌ها می‌باشد.

شایان‌ذکر است که نتایج حاصل از تحقیق حاضر با نتایج تحقیق آدرین، مونچ و شین (۲۰۱۹) که به بررسی رابطه میان نرخ بهره، نرخ تورم، میزان تولید یکسان می‌باشد.همچنین نتایج تحقیق سراسیکویر و روگائو (۲۰۱۸) و وکپین (۲۰۱۶) همسو بتا نتایج تحقیق ناخالص ملی و نرخ ارز را با ساختار سرمایه در شرکت‌های ایتالیا، آلمان، فرانسه و انگلستان پرداخته‌شده بود، حاضر می‌باشد البته در برخی نتایج بین نرخ سود بانکی و ساختار سرمایه رابطه معناداری وجود نداشته، درحالی‌که در تحقیق حاضر نرخ سود بانکی بر ساختار سرمایه تأثیر مستقیم و معناداری دارد و دلیل این تفاوت را می‌توان در بالا بودن درصد سود بانکی که به علت تفاوت اساسی در نظام بانکداری کشور با سایر کشورها بوده دانست. به‌صورت کلی نتایج تحقیق را می‌توان این‌گونه اثبات کرد که ازجمله مواردی که می‌تواند بر ساختار سرمایه تأثیرگذار باشد، نوسانات حجم نقدینگی و تولید ناخالص داخلی است؛ زمانی که بنگاه‌ها نقدینگی بالایی دارند، برای تأمین مالی به منابع داخلی خود و انتشار سهام روی می‌آورند؛ سپس وام می‌گیرند. این درواقع، تأیید تئوری پویا (ترجیحی) و رد تئوری ایستا در حوزه تأمین مالی است؛ تئوری ایستا معتقد است شرکت‌های دارای نقدینگی زیاد برای تأمین مالی ابتدا از وام و تسهیلات و سپس از منابع داخلی و انتشار سهام استفاده می‌کنند، از طرفی تغییرات نرخ بهره و نرخ ارز به‌منزله شاخص‌های اقتصادی در ساختار سرمایه بنگاه‌های اقتصادی نقش کلیدی دارد. افزایش نرخ بهره موجب افزایش هزینه‌های تأمین مالی بنگاه‌ها از طریق انتشار اوراق قرضه می‌شود، لذا با ساختار سرمایه رابطه مستقیم دارد. تصمیم‌گیری مدیران درباره ساختار سرمایه که یکی از عوامل مؤثر بر میزان سودآوری شرکت‌هاست همیشه با محدودیت‌هایی روبه‌رو است که ناشی از محیط اقتصادی کشور است. بنابراین، با توجه به بازار پر نوسان کشور، وجود مدیرانی که بتوانند با توجه به این شرایط و با به‌کارگیری بهترین ترکیب در ساختار سرمایه به بازده بالاتری نسبت به دیگر شرکت‌ها دست یابند، برای هر شرکت غنیمت بزرگی است. همچنین، می‌توان این‌گونه بیان کرد که متغیرهای کلان اقتصادی به‌مراتب آثار بااهمیت‌تری بر ساختار سرمایه شرکت‌ها خواهند داشت؛ زیرا متغیرهای حسابداری برخاسته از عملیات مالی و فعالیت‌های تجاری یک شرکت هستند که وضعیت مطلوب یا نامطلوب اقتصادی می‌تواند به‌طور مؤثر و درخور ملاحظه‌ای بر آن‌ها فعالیت‌های تجاری شرکت‌ها اثرگذار باشد. لذا تغییرات در این عوامل باید همراه با کنترل و نظارت دولت‌ها در راستای بهبود فعالیت‌های تجاری و اقتصادی در کشور باشد.

منابع

۱. تهرانی، رضا، و نجف زاده خویی، سارا. (۱۳۹۶). بررسی تأثیر نا اطمینانی تورم بر ساختار سرمایه شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران. *اقتصاد مالی*، ۱۱(۳۸):۲۰-۱.

۲. رهنمای رود پشتی، فریدون، اسلامی مفیدآبادی، حسین، احمدزاده،موسی. (۱۳۹۵). بررسی تأثیر فرصت‌های سرمایه‌گذاری و ساختار تأمین مالی شرکت‌ها بر سیاست‌های پرداخت سود سهام شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران. راهبرد مدیریت مالی، ۴(۱): ۱-۳۶.

۳. عرب‌مازار، عباس و نظری گوار، سارا، (۱۳۹۱). اثر نا اطمینانی نرخ تورم بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در ایران، *دو فصلنامه علمی- پژوهشی جستارهای اقتصادی ایران*، ۹(۱۸):۵۹-۷۶.

۴. عباسی، ابراهیم، معلمی، فاطمه، (۱۳۹۲). بررسی تأثیر توقف موقت معاملات بر نقد شوندگی و نوسان پذیری قیمت سهام در بورس اوراق بهادار تهران. تهران: *فصلنامه علمی- پژوهشی راهبرد مدیریت مالی (دانشگاه الزهراء)*، ۱(۳):۴۵-۶۳.

5. Abor, J., Bokpin A.G., (2010)."Investment opportunities, corporate finance, and dividend payout policy", *Studies in Economics and Finance*,. 27 (3):180 – 194.
6. Varouj Aivazian, V., Booth, L., Cleary, S., (2003). (2003).“Do emerging market firms follow different dividend policies from U.S. firms?”, *Journal of Financial Research*,26 (3):71-87.
7. Anderson, G. J. (1983).“The internal financing decisions of the industrial and commercial sector: a reappraisal of the lintner model of dividend disbursements”, *Economica*, 50(199): 235-248.
8. Bokpin, Godfred Alufar. (2009).Macroeconomic development and capital structure decisions of firms: Evidence from emerging market economies. *Studies in Economics and Finance*, 26(2): 129-142.
9. Camara, Omar. (2012). Capital Structure Adjustment Speed and Macroeconomic Conditions: U.S MNCs and DCs. *International Research Journal of Finance and Economics*, 84, (1):106-120.
10. Collins, D.M. and Kothari, S.P. (1989).“An analysis of inter-temporal and cross-sectional determinants of earnings response coefficients”, *Journal of Accounting and Economics*, 11 (Nos 2/3): 143-81.
11. Collins, M.C., Saxena, A.K. and Wansley, J.W. (1996). “The role of insiders and dividend policy: a comparison of regulated and unregulated firms”, *Journal of Financial and Strategic Decisions*,. 9 (2): 1-9.
12. Easterbrook, F. (1984).“Two agency-cost explanation of dividends”, *The American Economic Review*, 74(4): 650-690.
13. Fama, E.F. (1974).“The empirical relationship between the dividend and investment decisions of firms”, *American Economic*, 64(3):304-3018.
14. Fama, E.F. and Jensen, M.C. (1983).“Separation of ownership and control”, *Journal of Law and Economics*, 26(2):301-25.
15. Green, P., Poque, M. and Watson, L. (1993), “Dividend policy and its relationship to investment and financing policies, empirical evidence using Irish data”, *Irish Business and Administrative Research*,. 14 (2):69-83.
16. Higgins, R.C. (1972), “The corporate dividend-savings decision”, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 7(2): 1527-1541.
17. Higgins, R.C. (1981).“Sustainable growth under inflation”, *Financial Management*, 10(4): 36-40.
18. Jensen, M.C. (1986),“Agency costs of free cash flows, corporate finance, and takeovers”, *American Economic Review*, 76(2):323-329.
19. Jensen, M.C.and Meckling, W.H. (1976).“Theory of the firm: managerial behavior, agency costs and ownership structure”, *Journal of Financial Economics*,3(4):305-360.
20. Lipson, M. L. Mortal, S. (2009). Liquidity and capital structure. Journal of Financial Markets,12(4): 611-644.
21. Miller, M. H. (1997). Debt and Taxes. *The Journal of Finance* 32(2): 261–275.
22. Modigliani, F., and M. H. Miller (1958) The Cost of Capital, Corporate Finance and the Theory of Investment. *The American Economic Review* 48(3):261–297.
23. Modigliani, F., and M. H. Miller (1963). Corporate Income Taxes and the Cost of Capital: A Correction. *The American Economic Review*, 53 (3), 433-443.
24. Peneder, M. (2013). Industrial Structure and Aggregate Growth. *Structural Change and Economic Dynamic*, 14(4):427-448.
25. Peterson, P.P. and Benesh, G.A. (1983).“A reexamination of the empirical relationship between investment and financing decisions”, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*,18(4): 439-53.
26. Pruitt, S.W. and Gitman, L.J. (1991).“The interactions between the investment, financing, and dividend decisions of major US firms”, *The Financial Review*, 26(3):409-30.
27. Rozeff, S.M. (1982).“Growth, beta and agency cost as determinants of dividend payout ratios”, *Journal of Financial Research*,5(3):411-33.
28. Serrasqueiro, Z. M. S., & Rogão, M. C. R. (2018). Capital structure of listed Portuguese companies. *Review of Accounting and Finance*, 8(1):54-69. [DOI:10.1108/14757700910934238].
29. Udomsirikul, Prasit. Seksak, Jumreornvong., and Pornsit, JJiraporn. (2010). Liquidity and Capital Structure: Evidence from a Bank-dominated Economy. Working Paper, *Social Science Research Network*.
30. Zhaoxia, Xu. (2020). Economic policy uncertainty, cost of capital, and corporate innovation, *Journal of Banking and Finance*, 111(x): February 2020, 105698.

Investigating the Impact of Gross Domestic Product (GDP) Growth Factors on Corporate Capital Structure companies listed on the Tehran Stock Exchange

Mehdi Abbaszadeh[1], Hossein Eslami Mofid Abadi[2]

Abstract

The purpose of this study is to investigate the effect of GDP growth on the capital structure of companies listed on the Tehran Stock Exchange. For this purpose, the present research method is descriptive-survey and applied in terms of purpose. Multivariate linear regression model has been used to analyze the data and estimate the experimental models of the research. To evaluate the significance of the estimated regression line equation, test (F) and to evaluate the significance of the model coefficients, t-test). Also, it has been used to investigate and estimate the relationship between research variables from the data of companies listed on the Tehran Stock Exchange in the period between 2013 to 2020. The results of the present study show that the main factors of GDP growth have a significant effect on the structure. Capital of companies listed on the Tehran Stock Exchange. Therefore, the results of the present study, in turn, make it possible for investors and financial analysts active in the stock market to consider the situation of companies in addition to internal factors such as financial leverage, profitability and dividends paid by the company, A series of important external factors such as inflation, exchange rates and other economic indicators. So that this action will also contribute to the management of financial risk from investing in the stock market.

***Keywords**: Gross Domestic Product Growth, Capital Structure, Tehran Stock Exchange.*

***JEL Classification**: P23, G32, D51.*

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

1- MA student Department of of Aaccounting and Management, Karaj Branch, Islamic Azad University, Karaj,Iran

2- Department of Accounting & Management, Shahryar Branch, Islamic Azad University, Shahryar, Iran (Correspond Author) hossein_eslami@shriau.ac.ir