Journal of Capital Market Analysis

Volume 3 Issue 4 Online ISSN: 2783-3488

https://jcma.aliabad.iau.ir

Page: 121 -155

Effect of Corporate Debt Convergence on Relationships of Macroeconomic Risks, Corporate Risks in Similar Industries, and Specific Risks of Companies with Capital Structure Adjustment Speed

Sayed Mojtaba Ahmadi

Department of Accounting, Isfahan (Khorasgan) Branch, Islamic Azad University, Isfahan, Iran.

Mehdi Aghabeikzadeh (Corressponding author)

Department of Accounting, Isfahan (Khorasgan) Branch, Islamic Azad University, Isfahan, Iran.

acckhuisf@yahoo.com

Afsaneh Soroushyar

Department of Accounting, Isfahan (Khorasgan) Branch, Islamic Azad University, Isfahan, Iran.

Article Info

Article type:
Research Article

Article history:
Received: 18 Nov 2023
Accepted: 10 Mar 2024

Keywords:
Capital Structure Adjustment Speed, Debt Convergence, Macroeconomic Risks, peers Risks, Specific Risks of Companies

Abstract

In this study, the data of companies listed in the Tehran Stock Exchange were used to compare the effects of macroeconomic risks, corporate risks in similar industries, and specific risks of companies on the capital structure adjustment speed between convergent and non-convergent companies in terms of financial leverage. This study aims to determine whether the corporate debt convergence affects the roles of macroeconomic, industrial, and corporate risks in the capital structure adjustment speed. For this purpose, the data of the TSE-listed companies were collected concerning the 2015–2021 period. Firstly, convergent and non-convergent companies were differentiated using the method proposed by Philips and Soul (2007). The generalized method of moments (GMM) regression was then employed to estimate the results. According to the research results, macroeconomic risks and peers risks and specific risks of companies increases the capital structure adjustment speed, Furthermore, the effects of macroeconomic risks, peers risks, and specific risks of companies on adjustment speed of capital structure differentiated between converging and nonconverging firms.

© The Author(s). Publisher: Islamic Azad Univercity of Aliabad Katoul Branch.

فصلنامه تحلیل بازار سرمایه

شاپا الکترونیک: ۲۷۸۳-۳۴۸۸ سال ۳ شماره۴

https://jcma.aliabad.iau.ir صفحه: ۱۵۵-۱۲۱

تاثیر همگرایی بدهی شرکت ها بر رابطه بین ریسک های اقتصاد کلان، ریسک شرکت های صنعت مشابه و ریسک خاص شرکت ها با سرعت تعدیل ساختار سرمایه

سید مجتبی احمدی

گروه حسابداری، واحد اصفهان (خوراسگان)، دانشگاه آزاد اسلامی، اصفهان، ایران.

مهدی آقابیک زاده (نویسنده مسئول)

گروه حسابداری، واحد اصفهان (خوراسگان) دانشگاه آزاد اسلامی، اصفهان، ایران.

acckhuisf@yahoo.com

افسانه سروش یار

گروه حسابداری، واحد اصفهان (خوراسگان)، دانشگاه آزاد اسلامی، اصفهان، ایران.

اطلاعات مقاله

نوع مقاله:

پژوهشی

تاریخچه مقاله:

تاریخ دریافت: ۲۷ آبان ماه ۱۴۰۲

تاریخ پذیرش: ۲۰ اسفندماه ۱۴۰۲

واژگان کلیدی:

سرعت تعدیل ساختار سرمایه؛ همگرایی بدهی؛ ریسک اقتصاد کلان، ریسک شرکت های صنعت مشابه و ریسک خاص شرکت ها

چکیده

در این پژوهش با استفاده از داده های شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران تاثیر ریسک های اقتصاد کلان، ریسک شرکت های صنعت مشابه و ریسک خاص شرکت ها بر سرعت تعدیل ساختار سرمایه بین شرکت های همگرا و غیر همگرا از نظر اهرم مالی مقایسه می شود. هدف این پژوهش این است که آیا همگرایی بدهی شرکت ها تاثیری بر متاثر بودن سرعت تعدیل ساختار سرمایه از ریسک های موجود در سطح کلان و سطح صنعت و شرکت می گذارد یا خیر؟ به همین منظور داده های مرتبط برای شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سالهای ۱۳۹۴ تا ۱۴۰۰ جمع آوری گردید. در ابتدا با استفاده از روش فیلیپس و سول (۲۰۰۷) شرکت های همگرا و غیر همگرا از هم تفکیک شدند و سپس با استفاده از رگرسیون گشتاورهای تعمیم یافته تخمین نتایج انجام گردید. نتایج پژوهش نشان داد که ریسک کلان اقتصادی و ریسک شرکت های صنعت مشابه و ریسک خاص شرکت ها سرعت تعدیل ساختار سرمایه را افزایش می دهد نتایج دیگر نشان داد که تاثیر ریسک های اقتصاد کلان، ریسک شرکت های صنعت مشابه و ریسک خاص شرکت ها بر سرعت تعدیل ساختار سرمایه بین شرکتهای همگرا و غیر همگرا متفاوت می باشد.

ناشر: دانشگاه آزاد اسلامی واحد علی آباد کتول. ©نویسندگان.

۱. مقدمه

تصمیم گیری در مورد ساختار سرمایه به معنی تأمین مالی شرکت، همچون سایر تصمیم های مدیران بر ارزش شرکت اثرگذار است. ساختار سرمایه پازل جذاب ادامه داری برای بسیاری از محققان و سیاستگذاران می‌باشد. با ترکیب مناسب منابع وجوه مورد استفاده توسط شرکت، ارزش آن به حداکثر خواهد رسید و در نتیجه ترکیبی از منابع به وجود می‌آید که ساختار بهینه سرمایه نامیده می شود و در آن هزینه سرمایه کل شرکت به حداقل خواهد رسید. ساختار سرمایه و تعدیلات آن می‌تواند تحت تأثیر عوامل داخلی و خارجی قرار بگیرد که به آنها عوامل تعیین کننده ساختار سرمایه گفته می‌شود. عوامل موثر بر سرعت تعدیل اهرم مالی شرکت ها را می توان از دو منظر کلان و خرد در نظر گرفت. عوامل کلان عمدتاً شامل سیاست پولی و محیط بازار می شود. سیاست پولی بر تعدیل اهرم شرکت از طریق کانال های اعتباری و نرخ بهره تأثیر می گذارد و تشدید سیاست پولی به کاهش بدهی کلی شرکت کمک می کند. بهمرا و همکاران[1](۲۰۱۰) و چن[2](۲۰۱۰) با استفاده از چارچوب ساختار سرمایه پویا نشان دادند که تغییرات غیرقابل پیش‌بینی در شرایط اقتصاد کلان تأثیر قابل‌توجهی بر سیاست‌های تامین مالی شرکت‌ها دارد.

عامل دیگری که بر سرعت تعدیل اهرم هدف تاثیر گذار می باشد، ریسک شرکت های مشابه در صنعت (ریسک شرکت های همتا) است. در یک مطالعه توسط لری و رابرتز[3](۲۰۱٤) مشخص شد که شرکت ها به تصمیمات مالی شرکت های همتای خود پاسخ می دهند. لذا این انتظار می رود که ریسک شرکت های مشابه (همتا) در صنعت بر سرعت تعدیل ساختار سرمایه تاثیرگذار باشد (ایم، ۲۰۱۸). در تحقیق پیمایشی که گراهام و هاروی[4](۲۰۰۱) انجام دادند مشخص شد که بسیاری از مدیران ارشد مالی در اتخاذ تصمیمات خود به تصمیمات مالی شرکت‌های همتا رجوع می‌کنند.

بر اساس مدل فیلیپس و سول (۲۰۰۷) می توان همگرایی بلندمدت اهرم مالی شرکت ها را بررسی کرد که نشان دهنده روند اهرم مالی شرکت های گروه است. با توجه به جایگاه مهم اهرم مالی شرکت ها در کل جامعه، مطالعه ویژگی های تاریخی و روند همگرایی آینده اهرم مالی در شرکت ها به درک ریسک های بدهی فعلی کمک می کند که بر جریان سرمایه و سرمایه گذاری اقتصادی در سطح کشور تأثیر می

1 Bhamra et al.
2 Chen
3 Leary & Roberts
4 Graham & Harvey

گذارد. لذا این انتظار می رود که سرعت تعدیل ساختار سرمایه شرکت ها تحت تاثیر همگرایی بدهی شرکت ها باشد (ژیائو و همکاران[5] ۲۰۲۱).

بنابراین با توجه به موارد مذکور، پژوهش حاضربه بررسی اثر همگرایی بدهی شرکت ها، ریسک اقتصاد کلان و ریسک خاص شرکت و ریسک شرکت های مشابه بر سرعت تعدیل ساختار سرمایه شرکتهای غیرمالی بورس اوراق بهادار می پردازد. لذا این سوال مطرح می شود که آیا همگرایی بدهی شرکت ها، ریسک کلان اقتصادی، ریسک شرکت های مشابه در صنعت و ریسک خاص شرکت بر سرعت تعدیل ساختار سرمایه تاثیرگذار است؟

۲. مبانی نظری

بایون[6](۲۰۰۸) برای نخستین بار با ترکیب مؤلفه های نظریهٔ توازن (فاصله از اهرم هدف) و سلسله مراتبی (شکاف مالی) دریافت شرکت های بالای اهرم هدف و دارای مازاد مالی با بیشترین سرعت ، ساختار سرمایهٔ خود را تعدیل می کنند. این فرض که با مشاهدات دنیای واقعی در تناقض است، زمینهٔ تورش نتایج را فراهم می سازد. نکتهٔ دیگری که در سنجش سرعت تعدیل مطرح است، مربوط به پدیدهٔ بازگشت مکانیکی به میانگین اهرم است که نخستین بار چو و زائو[7](۲۰۰۷) به آن اشاره کردند. این پدیده باعث بروز تناقض در سیاست تأمین مالی و تغییرات اهرم می شود؛ به این معنا که در مواردی علی رغم صراحت سیاست افزایش میزان بدهی، نسبت بدهی کاهش می یابد و برعکس. قرار گرفتن نسبت اهرمی در بازهٔ صفر و یک، عامل ایجاد پدیدهٔ بازگشت به میانگین است و بخشی از سرعت تعدیل محاسبه شده باکمک الگو های تعدیل جزئی ممکن است ناشی از این پدیده باشد (ایلیو و ویلچ[8] ۲۰۱۰). با بررسی پژوهش‌های پیشین، شواهدی مبتنی بر وجود تغییرات قابل توجه در سرعت تعدیل ساختار سرمایه شرکت‌ها به دست می‌آید. ساختار بهینه یا مطلوب سرمایه، ترکیبی از بدهی و حقوق صاحبان سهام است که هزینه سرمایه شرکت را به حداقل برساند و در نتیجه، ثروت سهامداران را حداکثر نماید (نمازی، ۱۳۸٤). از این رو، ساختار سرمایه بهینه به عنوان ساختار سرمایه هدف تعیین می شود که شرکت ها در تلاش هستند تا ساختار سرمایه واقعی خود را در محدوده آن قرار دهند و در صورتی که در این محدوده نباشند سعی خواهند کرد هرچه سریع تر ساختار سرمایه واقعی را به سطح هدف نزدیک کنند (قلی زاده و همکاران، ۱۳۹۵). میزان نزدیک شدن به

5 Xiao
6 Byoun
7 Chow & zaou
8 Iliev & Welch

ساختار سرمایه هدف، سرعت تعدیل ساختار سرمایه معرفی می شود. سرعت تعدیل ساختار سرمایه با توجه به هزینه های مرتبط با تعدیل ذکرشده در بین شرکت ها متفاوت است (کاسرتو و همکاران[9]، ۲۰۱۶).

عدم اطمینان در اقتصاد کلان معمولاً در مواردی نظیر نرخ تورم، بهره، ارز، رشد اقتصادی، رابطه مبادله و ارزش سهام قابل بررسی است. بهمرا و همکاران (۲۰۱۰) و چن (۲۰۱۰) با استفاده از چارچوب ساختار سرمایه پویا نشان داده‌اند که تغییرات غیرقابل پیش‌بینی در شرایط اقتصاد کلان، تاثیر چشم‌گیری بر سیاست-های مالی شرکت‌ها دارد. همچنین، کریستوفر اف بوم[10](۲۰۱۶) بیان می‌کند که شرکت‌های دارای اهرم بالاتر از تراز هدف، زمانی که عدم اطمینان متغیرهای کلان اقتصادی پایین است، ساختار سرمایه خود را سریعتر تعدیل می‌کنند. در مقابل، در شرکت‌های با اهرم پایین‌تر از اهرم هدف در زمان‌هایی که عدم اطمینان متغیرهای کلان اقتصادی بالا است، احتمال تعدیل ساختار سرمایه با سرعتی بالاتر جهت نیل به اهداف آنها بیشتر می‌باشد. بنابراین می‌توان بیان کرد که عدم اطمینان متغیرهای کلان اقتصادی موجب تشدید سرعت تعدیل اهرم هدف می‌شود.بائوم و رشید[11](۲۰۱۳) سرعت تعدیل ساختار سرمایه را با اثرپذیری از نااطمینانی‌های اقتصاد کلان و خاص شرکت بررسی کردند و نشان دادند این دو متغیر بر سرعت تعدیلات ساختار سرمایه اثرگذار است. گان و همکاران[12](۲۰۲۰) نیز دریافتند که در شرایط وجود ریسک های کلان اقتصادی، سرعت تعدیل اهرم، آهسته تر است.مطالعات دیگر، همچون کریستوفر اف بوم (۲۰۱۶) و سرعت تعدیل نامتقارن را مرتبط به شرایط اقتصاد کلان که به‌وسیله تولید ناخالص داخلی و نرخ تورم و نرخ ارز اندازه‌گیری شده است، می‌دانند. بنابراین متغیرهای زیادی از جمله سرعت تعدیل اهرم هدف از عدم اطمینان اقتصادی تأثیرپذیر هستند.

کایو و کیمورا[13](۲۰۱۱) بررسی کردند که آیا ویژگی‌های صنعت در اهرم مالی تأثیر دارد؟ آنها روابط متقابل تمرکز صنعت، شکوفایی و پویایی صنعت را با اهرم مالی مطالعه کردند. آنها استدلال سیمرلی و لی[14] (۲۰۰۰) دربارهٔ تأثیر عوامل خارجی در استراتژی شرکت و بنابراین احتمال مؤثربودن ویژگی‌های صنعت را در ساختار سرمایه مدّنظر قرار دادند. با توجه به این موضوع، می‌توان انتظار داشت ویژگی‌های صنعت در

9 Casrto et al
10 Christopher F Baum
11 Baum& Rashid
12 Gan
13 Kayo & Kimura
14 Simerly & Li

سرعت تعدیل‌های ساختار سرمایه نیز مؤثر باشد. همچنین مطالعات نشان می‌دهد شرکت‌ها، نسبت بدهی هدف دارند و چنانچه از این نسبت عدول کنند، به سمت آن برگشت خواهند کرد. شکوفایی صنعت، ظرفیت محیط را برای پشتیبانی از رشد پایدار اندازه‌گیری می‌کند. پیش‌بینی می‌شود شرکت‌های با بدهی بیشتر از هدف در صنایع شکوفاتر و با دسترسی بیشتر به منابع، اهرم مالی خود را کاهش دهند و به‌سرعت به سمت نسبت بدهی هدف حرکت کنند تا همزمان با جلوگیری از افزایش هزینه سرمایه، ظرفیت تأمین مالی را برای نیازهای آتی حفظ کنند. پویایی صنعت، میزان نوسان‌ها را در محیط فعالیت هر صنعت اندازه‌گیری می‌کند. انتظار می‌رود شرکت‌های فعال در صنایع پویاتر با نسبت بدهی بیشتر از هدف، به‌دلیل وجود ثبات کمتر در این صنایع، به‌سرعت با کاهش نسبت بدهی یا افزایش سرمایه، به سمت اهرم مالی هدف حرکت کنند تا احتمال وقوع بحران مالی را کاهش دهند (اسمیت و همکاران[۱۵] ۲۰۱۵).

علاوه بر این، ادبیات پژوهشی زیادی وجود دارد که استدلال می کند که ریسک خاص شرکت نقش مهمی در توضیح اهرم هدف شرکت ها دارد. به عنوان مثال، باکستر[۱۶](۱۹۶۷) بیان می کند که واریانس درآمد شرکت ها تأثیر منفی بر تمایل شرکت ها برای تکیه بر تامین مالی بدهی دارد. کاستانیاس[۱۷](۱۹۸۳) یک رابطه معکوس بین ریسک تجاری و اهرم مالی شرکت ایجاد می کند. او نشان می‌دهد که ریسک تجاری بالاتر منجر به کاهش سطح بدهی شرکت‌ها می‌شود. برادلی و همکاران[۱۸](۱۹۸٤) وجود رابطه معکوس بین سطح بهینه بدهی شرکت را با نوسانات سود نشان می دهد. مطالعات پیشین نشان می‌دهد شرکت‌ها در صنایع با تمرکز بیشتر که غالباً سودآوری، اندازه و ریسک بیشتری دارند، سطوح بیشتری از نسبت بدهی را اختیار می‌کنند و برعکس، شرکت‌ها در صنایع کمتر متمرکز، نسبت بدهی کمتری دارند. این ریسک بیشتر را به انگیزهٔ صاحبان سرمایهٔ چنین شرکت‌هایی برای اتّخاذ استراتژی‌های پرخطرتر در زمان زیادبودن نسبت بدهی زیاد ارتباط می‌دهند(مک کی و فیلیپس[۱۹] ۲۰۰۵).

این مطالعات در حالی که به اهرم کلی شرکت و نرخ تعدیل توجه دارند، روند مشترک بین آنها را نادیده می گیرند و نمی توانند تعدیلات بلندمدت را تشخیص دهند. اهرم شرکتی بیشتر به ویژگی های مقطعی مربوط می شود. برای کل بخش شرکتی، تغییرات بدهی یک شرکت تأثیر گسترده ای نخواهد

15 Smith et al
16 Baxter
17 Castanias
18 Bradley et al.
19 MacKay & Phillips

داشت، اما تغییرات رایج در بسیاری از شرکت ها در یک دوره زمانی طولانی سیگنال قوی از ریسک کلی است. بنابراین، برای نظارت و هشدار ریسک کلی بدهی، لازم است بررسی شود که آیا تغییرات در اهرم مالی شرکت در یک سری زمانی دارای اشتراک و همگرایی هستند یا خیر (ژیائو و همکاران؛[20]۲۰۲۱). برخی از رفتار های تأمین مالی شرکت ها را نمی توان با عوامل خاص شرکت و یا رابطه آن ها با تصمیمات تأمین مالی و حتی با مدل های استاندارد بدهی تشریح کرد. همگرایی به کاهش اختلاف در متغیر اهرم مالی در طی زمان اشاره دارد (گراهام و همکاران ، ۲۰۱۵). اگر اهرم مالی شرکت ها روند صعودی مشترکی داشته باشد (همگرایی به سمت بالا)، ممکن است عوامل سیستمی در بازار وجود داشته باشد که منجر به بدهی های بالای شرکتی می شود که نشان دهنده ریسک بالقوه بحران بدهی در بازار است. در مقابل، اگر اهرم شرکتی روند مشترک نزولی داشته باشد (همگرایی نزولی)، ممکن است عوامل سیستمی در بازار وجود داشته باشد که باعث شود بدهی شرکت ها روند کاهشی داشته باشند، که نشان دهنده پیشروی رکود مالی است. همچنین این امکان وجود دارد که تنها بخشی از اهرم شرکت دارای روند مشترک باشد، بنابراین باید روند همگرایی هر نمونه جداگانه آزمون شود.

با توجه به مبانی مطرح شده می‌توان انتظار داشت که ریسک کلان اقتصادی، ریسک شرکت های صنعت مشابه و ریسک خاص شرکت بر سرعت تعدیل ساختار سرمایه بین شرکت های همگرا و شرکتهای غیر همگرا تاثیرگذار باشند (ژیائو و همکاران، ۲۰۲۱؛ ایم، ۲۰۱۸؛ بائوم و همکاران[21]۲۰۱۷).

هگد و همکاران[22](۲۰۲۳) در پژوهشی با "عنوان تحلیل بخشی تعدیل ساختار سرمایه: شواهدی از بازار در حال ظهور"دریافتند که ترکیبی از سرعت آهسته، متوسط و سریع برای تعدیل ساختار سرمایه وجود دارد. جالب توجه است که کمترین سرعت تعدیل ساختار سرمایه مربوط به بخش نساجی و بیشترین سرعت تعدیل مربوط به بخش مواد غذایی و کشاورزی است. سودآوری، اندازه شرکت، دارایی های مشهود و سپرهای مالیاتی غیر بدهی، پارامترهای کلیدی خاص شرکت هستند که سرعت تعدیل ساختار سرمایه به سمت اهرم هدف را تحت تاثیر قرار می دهند.

ژیائو و همکاران (۲۰۲۲) در پژوهشی با عنوان "آیا عوامل مالی می توانند بر همگرایی اهرم مالی شرکت ها تأثیر بگذارند؟" به بررسی عوامل مالی فردی و کلان مؤثر بر همگرایی اهرم مالی شرکت‌های چینی پرداخته اند. نتایج نشان می‌دهد که شرکت‌هایی که فاقد وجوه داخلی هستند، بیشتر از شرکت‌هایی

20 Xiao et al.
21 Baum et al
22 Hegde et al

که دارای وجوه داخلی کافی هستند، به باشگاه‌های بزرگ همگرا می‌شوند و همگرایی اهرم بدهی شرکت‌های باشگاه بزرگ در مقایسه با شرکت‌هایی که در باشگاه‌های غیر بزرگ بیشتر تحت‌تاثیر سیاست‌های پولی قرار دارند. این پژوهش نشان می‌دهد که تأثیر سیاست پولی چین بر روند اهرم مالی شرکت‌ها ناهمگن است و برای حفظ اهرم معقول شرکت و کنترل ریسک های بدهی، باید اصلاحات ساختاری در سیاست پولی فعلی آن اعمال شود.

بائوم وهمکاران (۲۰۱۷) در پژوهشی با عنوان "تعدیل ساختار سرمایه: آیا ریسک های کلان اقتصادی و تجاری اهمیت دارند؟" با بررسی اصلاح ساختار سرمایه بر مبنای ریسک های تجاری و کلان به این نتیجه رسیدند که فرآیند اصلاح ساختار سرمایه نامتقارن بوده و بستگی به نوع ریسک ، شدت آن، وضعیت اهرمی و مالی شرکت دارد. در شرکت هایی که وضعیت مالی مساعدتر ی دارند نسبت به شرکت ها ی دارای شرایط تأمین مالی نامساعد ، سرعت اصلاح ساختار سرما یه بالاتر است. همچنین نتایج تحقیق آنها نشان داد که در بررسی شرا یط اصلاح ساختار سرمایه، ریسک از اهمیت بالایی برخوردار است.

کاگالیان و رشید[۲۳](۲۰۱٤) در پژوهشی با عنوان "پاسخ اهرم شرکت ها به نااطمینانی: شواهدی از عمومی بریتانیا در مقابل شرکت های غیر دولتی" به بررسی اثرات نااطمینانی بر روی اهرم شرکت‌های غیر مالی سهامی عام و غیر سهامی عام انگلستان برای دوره ۱۹۹۹ تا ۲۰۰۸ پرداختند. نتایج حاکی از آن بود در دوره‌های که نااطمینانی در سطح بالای قرار دارد شرکت‌ها سطح بدهی کوتاه‌مدت خود را کاهش می‌دادند. نتایج نشان داد شرکت‌های غیر سهامی عام حساسیت بیشتری به تغییرات ریسک خاص شرکت دارند اما هر دو گروه به یک نسبت به ریسک اقتصاد کلان حساس هستند. شرکت‌های که سطح دارایی‌های نقدشونده بالاتری دارند اهرم مالی خود را کاهش می‌دهند در دوره‌های که نااطمینانی بالا است.

عسگرنژاد نوری و همکاران (۱٤۰۲) در پژوهشی به بررسی مطالعه تطبیقی عوامل موثر بر سرعت تعدیل ساختار سرمایه در صنایع بورسی اوراق بهادار تهران پرداخته اند. نتایج به دست آمده نشان داد اندازه سرعت تعدیل ساختار سرمایه صنایع تولیدی از شرکت‌های خدماتی بزرگ‌تر است. سرعت به دست آمده برای شرکت‌های خدماتی ۷۳ درصد و برای صنایع تولیدی ۸۵ درصد است که نشان‌دهنده سرعت بالای تعدیل ساختار نتایج پژوهش است که می‌تواند در راستای کاهش وقوع بحران‌های مالی ناگهانی در اقتصاد سودمند باشد.

23 Caglayan & Rashid

احمدی و همکاران (۱٤۰۱) در پژوهشی به بررسی تأثیر نا اطمینانی متغیرهای کلان اقتصادی بر سرعت تعدیل اهرم هدف پرداخته اند. نتایج به دست آمده نشان می‌دهد معیارهای عدم اطمینان اقتصادی (رشد تولید ناخالص ملی، نرخ تورم، نرخ ارز و نرخ بهره) تأثیر مثبت و معناداری بر سرعت تعدیل اهرم هدف دارد. علاوه بر این، نتایج پژوهش نشان می‌دهد که تأثیر معیارهای عدم اطمینان اقتصادی (رشد تولید ناخالص ملی، نرخ تورم، نرخ ارز و نرخ بهره) بر سرعت تعدیل اهرم هدف در شرکت‌های با شکاف اهرم بیش از حد ، بیشتر از شرکت‌های با شکاف اهرم هدف کمتر از حد دارد.

چیت سازان و همکاران (۱٤۰۰) در پژوهشی به بررسی تاثیر توسعه مالی بر تأمین مالی شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران با رویکرد همگرایی باشگاهی پرداخته اند. در این مطالعه با هدف بررسی تاثیر توسعه مالی بر تأمین مالی شرکت‌ها به عنوان عامل همگرایی، ابتدا آزمون همگرایی بر ساختار سرمایه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار و فرابورس با استفاده از روش اقتصادسنجی فیلیپس و سول (۲۰۰۷) انجام شد که شامل چهار باشگاه همگرا بود. بنا بر نتایج، عامل صنعت علت همگرایی نیست. نتایج نشان می‌دهد که ساختار سرمایه شرکت‌ها تحت تأثیر توسعه مالی بوده و این تأثیر در دو مدل تفاوت چشم‌گیری ندارند. توسعه مالی بانکی رابطه منفی و معنادار و توسعه مالی بازار رابطه مثبت و معنادار با نسبت بدهی دارند.

مرادی و پرهیزکار ملک آباد (۱٤۰۰) در پژوهشی به بررسی اثر ریسک نرخ تورم و ریسک خاص شرکت بر سرعت تعدیل ساختار سرمایه شرکت پرداخته اند. نتایج مدل اول از معناداری اثر ریسک نرخ تورم و ریسک خاص شرکت بر روی اهرم مالی شرکت خبر می دهد. این تاثیر برای هر دو متغیر بر روی اهرم مالی منفی بوده است. ضمنا نتایج مدل دوم نشان از معناداری تاثیر ریسک خاص شرکت و ریسک نرخ تورم بر سرعت تعدیل اهرم هدف دارد؛ به عبارت دیگر این دو متغیر تاثیر منفی بر سرعت تعدیل ساختار سرمایه شرکت ها دارند. همچنین نتایج تحقیق نشان داد سرعت تعدیل ساختار سرمایه برای شرکت ها ۲۴ درصد است و در دوره هایی که ریسک خاص شرکت بروز می کند سرعت تعدیل ساختار سرمایه به مقدار ۲۱ درصد کاهش می یابد و برای دوره هایی که شرکت ها دچار ریسک نرخ تورم می شوند این مقدار به ۲۲ درصد کاهش پیدا می کند . بنابراین عوامل درون شرکتی نسبت به عوامل برون شرکتی تاثیر بیشتری بر سرعت تعدیل ساختار سرمایه می گذارند.

اسدی و همکاران (۱۴۰۰) در پژوهشی به بررسی رابطه وضعیت مالی و ویژگی‌های صنعت با سرعت تعدیل ساختار سرمایه پرداخته اند. در این تحقیق با استفاده از الگوی تعدیل جزئی ساختار سرمایه، به بررسی اثر عوامل موثر بر سرعت تعدیل به‌سوی اهرم هدف پرداخته شده است. به این منظور از روش‌های اثرات ثابت و گشتاورهای تعمیم یافته جهت بررسی اثر عدم‌تقارن جریانات نقدی و شاخص‌های تمرکز صنعت، بخشایش صنعت و پویایی صنعت بر سرعت تعدیل استفاده شده است. نمونه پژوهش متشکل از ۱۵۵ شرکت از بین شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران بین سال‌های ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۴ انتخاب گردید. یافته‌های پژوهش نشان می‌دهد وقتی نسبت بدهی بالاتر از نسبت بدهی هدف باشد، شرکت‌های با مازاد مالی تمایل بیشتری به کاهش نسبت بدهی نشان می‌دهند. همچنین شرکت‌های زیر اهرم متمرکز (کمتر رقابتی)، میل کمتری به تعدیل نسبت بدهی خود و افزایش بدهی خواهند داشت. در شرکت‌های بالای اهرم پویا نیز، محرک کاهش نسبت بدهی قوی‌تر است و حرکت به‌سوی اهرم هدف سریع‌تر رخ می‌دهد.

برزگر و همکاران (۱۴۰۰) در پژوهشی به بررسی تأثیر ارتباط عدم اطمینان محیطی و ساختار سرمایه پرداختند. جامعه آماری تحقیق را ۱۵۰ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال های ۱۳۹۲ تا ۱۳۹۸ تشکیل می دهند که در تمام طول دوره تحقیق در بازار بورس فعال بوده و مورد مطالعه قرار گرفته اند. داده های تحقیق از صورت های مالی شرکت ها استخراج گردیده و با استفاده از مدل رگرسیونی با روش پانل دیتا مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفت. یافته های تحقیق نشان دادکه عدم اطمینان محیطی بر ساختار سرمایه تاثیر معناداری و مثبت دارد.

با توجه به مبانی نظری مطرح شده فرضیه های پژوهش را می توان بصورت زیر بیان نمود:

فرضیه اول: با افزایش ریسک کلان اقتصادی سرعت تعدیل ساختار سرمایه افزایش می یابد.

فرضیه دوم: اثر ریسک کلان اقتصادی بر سرعت تعدیل ساختار سرمایه بین شرکت های همگرا وشرکت های غیر همگرا متفاوت می باشد.

فرضیه سوم: ریسک شرکت های صنعت مشابه بر سرعت تعدیل ساختار سرمایه تاثیر مثبت و معناداری دارد.

فرضیه چهارم: اثر ریسک شرکت های صنعت مشابه بر سرعت تعدیل ساختار سرمایه بین شرکت های همگرا وشرکت های غیر همگرا متفاوت می باشد.
فرضیه پنجم: ریسک خاص شرکت بر سرعت تعدیل ساختار سرمایه تاثیر مثبت و معناداری دارد.
فرضیه ششم: اثر ریسک خاص شرکت بر سرعت تعدیل ساختار سرمایه بین شرکت های همگرا و شرکتهای غیر همگرا متفاوت می باشد.

۳. روش پژوهش

این پژوهش از نظر هدف، کاربردی و نحوه گردآوری داده‌ها، توصیفی- همبستگی است. در پژوهش همبستگی، رابطه میان متغیرها بر اساس هدف پژوهش، تحلیل می‌گردد. جامعه آماری این پژوهش شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران است؛ بنابراین قلمرو مکانی پژوهش، شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران است. همچنین قلمرو زمانی پژوهش سال‌های ۱۳۹۵ لغایت ۱۴۰۰ است. برای نمونه‌گیری از روش غربالگری استفاده شده که شرایط آن به‌صورت زیر تعریف‌شده است:
۱- به‌منظور قابل‌مقایسه بودن اطلاعات، پایان سال مالی شرکت‌ها منتهی به پایان اسفند باشد.
۲- به‌منظور همگن بودن اطلاعات، شرکت‌ها از نوع بانک ها، موسسات مالی و اعتباری، بیمه و لیزینگ نباشند.
۳-در دوره زمانی پژوهش حداقل هر سه ماه یک بار سهام آن مبادله شده باشد.
۴- اطلاعات مربوط به متغیرهای انتخاب‌شده در این تحقیق قابل‌دسترس باشد.
با اعمال موارد فوق ۱۰۵ شرکت به عنوان نمونه پژوهش انتخاب شدند.
در هر پژوهش یکی از مهم ترین اقدامات اساسی مشخص نمودن متغیرهای مستقل و وابسته است. در این پژوهش با توجه به فرضیه های و مدل های پژوهش، متغیرهای وابسته و مستقل به شرح زیر می باشد:

متغیر وابسته

سرعت تعدیل ساختار سرمایه: سرعت تعدیل ساختار سرمایه، متغیر وابسته این تحقیق است در بسیاری از تحقیق های ساختار سرمایه، برای اندازه گیری سرعت تعدیل از الگوی تعدیل جزئی استفاده می شود (فلانری و رنگان[24]۲۰۰۶؛ هوانگ و ریتر[25]۲۰۰۹). در الگوی تعدیل جزئی در مرحله نخست باید هر دو اهرم واقعی و بهینه اندازه گیری شوند. اهرم واقعی، از نسبت مجموع بدهی ها بر مجموع بدهی ها و ارزش بازار شرکت به دست می آید، اما از آنجایی که اهرم بهینه به صورت مستقیم قابل اندازه گیری نیست باید از طریق جایگزین نمودن متغیرهای دیگر، مقدار آن را به دست آورد. به عبارت دیگر، اهرم بهینه را می توان به عنوان نسبت منحصر به فرد تعیین شده توسط ویژگی های شرکت در نظر گرفت (شاهرخی ساردو و همکاران، ۱۳۹۹). در این تحقیق آن دسته از ویژگی های بارز شرکت که تصمیم های تأمین مالی را تحت تأثیر خود قرار می دهند، در نظر گرفته می شود و ویژگی های دیگر مانند وضعیت اقتصادی و اثرهای مشاهده ناپذیری (غیر قابل کنترل) که بر تصمیم های تأمین مالی تأثیر می گذارند و به آسانی اندازه گیری نمی شوند، به عنوان خطای تخمین زننده مدنظر قرار می گیرد. از سوی دیگر واحد آنالیزی این نوع از متغیرها در سطح کشوری است، در حالی که واحد آنالیز این پژوهش در سطح شرکت است؛ بنابراین چون واحد آنالیز این پژوهش در سطح شرکت است مشکل و خطا در آمار و نتایج به وجود می آورد. لذا، متغیرهای کلان و غیر قابل کنترل در این تحقیق مدنظر قرار نگرفته و به عنوان خطای تخمین زننده در الگوی انعکاس داده می شود. اهرم بهینه به کمک الگوی زیر تخمین زده می شود (هاشمی و کشاورز مهر، ۱۳۹۴).

رابطه (۱):

$$LEV\text{it} = \alpha_0 + \beta X_{it} + \varepsilon_{it}$$

که در آن:

LEVit ساختار سرمایه (اهرم مالی) شرکت i در سال t.

24 Flannery & Rangan
25 Huang & Ritter

X_{it}: برابر است با عوامل تعیین کننده ساختار سرمایه که شامل:

۱. کسری مالی: سود سهام پرداختی به علاوه خالص وجوه نقد حاصل از فعالیتهای سرمایه گذاری به علاوه تغییر های سرمایه در گردش منهای وجوه نقد حاصل از فعالیت های عملیاتی، تقسیم بر ارزش بازار شرکت (هاشمی و کشاورز مهر، ۱۳۹۴).

۲. فرصت های رشد: از تقسیم ارزش بازار حقوق صاحبان سهام تقسیم بر ارزش دفتری کل دارایی های شرکت (هاشمی و کشاورز مهر، ۱۳۹۴).

۳. نوسان های در آمد: قدر مطلق تفاوت درآمد هر دوره از میانگین در آمد ۱۱ ساله شرکت تقسیم بر میانگین در آمد ۱۱ ساله (هاشمی و کشاورز مهر، ۱۳۹۴).

۴. سود آوری: نسبت سود قبل از بهره و مالیات سالانه به کل دارایی های آن در پایان سال (گرجی و راعی، ۱۳۹۴).

۵. دارایی های ثابت مشهود: تقسیم دارایی های ثابت به مجموع دارایی ها (فلانری و رنگان، ۲۰۰۶؛ آنتونیو و همکاران[26] ۲۰۰۸ و دانگ و همکاران، ۲۰۱۲).

۶. اندازه شرکت: لگاریتم طبیعی دارایی ها (گرجی و راعی، ۱۳۹۴ و هاشمی و کشاورز مهر، ۱۳۹۴).

۷. سن شرکت: لگاریتم طبیعی سال هایی که از تأسیس شرکت تا سال افق زمانی پژوهش (تائبی نقندری و همکاران، ۱۳۹۷).

با جایگزینی ویژگی های شرکت، در رابطه (۲) اهرم هدف به وسیله الگوی زیر به دست خواهد آمد.

رابطه (۲):

$$LEV\text{it} = \beta_1 SIZE_{it} + \beta_2 EBIT_{it} + \beta_3 GROW_{it} + \beta_4 EV_{it} + \beta_5 AGE_{it} + \beta_6 FA_{it} + \beta_7 FIMB_{it} + u_{it}$$

که در آن؛ LEV_{it}^{*}، اهرم هدف؛ این متغیر از برآورد سمت راست رابطه (۱) به دست می آید؛ به عبارت دیگر از ارزش‌های پیش‌بینی شده رابطه (۱) به دست می‌آید و به آن اهرم هدف می‌گویند.

26 Antoniou et al.

SIZE، اندازه شرکت؛ EBIT، سود آوری؛ GROW، فرصت های رشد؛ EV نوسان های درآمد؛ AGE، سن شرکت؛ FA، داراییهای ثابت مشهود؛ FIMB، کسری مالی و u_{it}، جزء خطا است.
پس از محاسبه اهرم هدف با استفاده از رابطه (۲)، در ادامه برای محاسبه سرعت تعدیل اهرم مالی هدف از رابطه (۳) استفاده می شود. این مدل با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم یافته (GMM) مورد برازش قرار می گیرد.
رابطه (۳):

$$LEV_{it} - LEV_{it-1} = \lambda(LEV_{it}^{*} - LEV_{it-1}) + \varepsilon_{it}$$

که در آن:
LEV_{it}: نسبت کل بدهی ها به ارزش دفتری کل دارایی های شرکت i در سال t
LEV_{it-1}: نسبت کل بدهی ها به ارزش دفتری کل دارایی های شرکت i در سال t-1
LEV_{it}^{*}: اهرم هدف شرکت i در سال t که با استفاده از رابطه (۱) محاسبه می شود.

مقادیر λ در رابطه (۳) نشان دهنده سرعت تعدیل اهرم هدف می باشد. در رابطه (۳) در صورتی که λ<1 باشد نشان می دهد که شرکت به دلیل هزینه های تعدیل هیچ گونه تعدیلی را از سال جاری نسبت به سال قبل نداشته است. در صورتی که λ>1 باشد نشان می دهد که شرکت اهرم خود را مازاد بر نیاز مورد تعدیل قرار داده است، به این معنا که مقادیر بالای λ نشان دهنده سرعت تعدیل بالا و با برعکس است و در نهایت در صورتی λ=1 باشد نشان می دهد که تعدیل در یک دوره زمانی به صورت کامل انجام شده و اهرم واقعی شرکت در پایان دوره با اهرم هدف برابر می باشد.

متغیرهای مستقل

همگرایی بدهی: آزمون همگرایی امکان ارزیابی و سنجش توان مقایسه ای سه گروه از عوامل تعیین کننده نسبت اهرمی یعنی عوامل خاص شرکت، عوامل خاص صنعت و عوامل مربوط به کل اقتصاد را فراهم می آورد. عوامل تعیین کننده خاص شرکت نشان دهنده واگرایی و دو دسته عامل دیگر نشان دهنده همگرایی هستند. در مرحله اول، از

الگـوریتم فیلیـپس و سـول (۲۰۰۷) جهـت آزمـون همگرایـی اسـتفاده خواهـد شـد. آن هـا از یک روش نیمه پارامتریک برای آزمون همگرایی استفاده کرده اند.

ریسک در داده های پانل X_{it} را می توان به دو بخش طبقه بندی کرد: g_{it} بخش سیستماتیک آن می باشد و a_{it} عامل فردی است. عامل سیستماتیک عامل مشترکی است که بر نمونه تأثیر می گذارد، بنابراین همبستگی مقطعی را ایجاد می کند. عوامل فردی شامل عوامل مشخصه هر نمونه است که منجر به تفاوت های مقطعی می شود.

رابطه (۴):

$$X_{it} = g_{it} + a_{it}$$

در فرمول بالا هر دو متغیر a_{it} و g_{it} ممکن است شامل مقادیر مشترک و ویژه باشند. برای تفکیک بخش مشترک از ویژه در پانل، می توان آن را به صورت زیر بازنویسی کرد:

رابطه (۵):

$$X_{it} = \frac{g_{it} + a_{it}}{\mu_t}\mu_t = \delta_{it}\mu_t$$

که μ_t یک جزء مشترک و δ_{it} یک جزء ویژه متغیر در زمان است. یا به بیان دیگر δ_{it} فاصله اقتصادی بین جزء روند مشترک μ_t و X_{it} است. در این مطالعه، X_{it} اهرم مالی شرکت های نمونه را نشان می دهد. اگر اهرم مالی شرکت فقط تحت تأثیر عوامل مشخصه فردی باشد، گسسته است. اگر فقط تحت تأثیر عوامل سیستماتیک باشد، اهرم مالی همه شرکت ها به مقدار افقی همگرا می شود. اگر هر دو عامل سیستماتیک و فردی تأثیر داشته باشند، همگرایی بر اساس نسبت وجود خواهد داشت، به این معنی که سرعت تعدیل بدهی مشابه خواهد بود و منحنی‌های تغییر در طول زمان موازی باقی می‌مانند. سپس، رابطه (۴) به رابطه (۵) تبدیل می‌شود، که در آن μ_t یک عامل مشترک واحد برای اندازه‌گیری روند توسعه مشترک است، و δ_{it} یک عامل خاص متغیر با زمان است که فاصله بین افراد و روندهای رایج را اندازه‌گیری می‌کند. در رابطه (۵)، آزمون همگرایی بررسی می کند که آیا فاکتور خاص δ_{it} با تغییر زمان در بین شرکت ها همگرا می شود یا خیر.

از آن جا که μ_t عامل مشترک در فرمول است، می توان با مقیاس، آن را حذف کرد و ضریب گذار را از آن استخراج کرد:

رابطه (۶):

$$h_{it} = \frac{X_{it}}{\frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N} X_{it}} = \frac{\delta_{it}\mu_t}{\frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N} \delta_{it}\mu_t}$$

که بار عاملی δ_{it} را در رابطه با میانگین پانل در زمان t محاسبه می کند. فرض بر این است که X_{it}، μ_t و δ_{it} همه مثبت هستند و ساختن بار عاملی h_{it} به راحتی انجام می شود. همانند δ_{it} ، h_{it}یک مسیر گذار در رابطه با میانگین پانل است. این مفهوم در تحلیل رشد همگرایی و محاسبه اثرات گذار مفید است، که فیلیپس و سول (۲۰۰۷) h_{it} را پارامتر گذار نسبی نامیده اند. بعضی از ویژگی های h_{it} به شرح زیر است: ۱-میانگین h_{it} ها بنابر تعریف برابر یک است. ۲-اگر ضریب بار عاملی δ_{it} به δ همگرا شود، آنگاه متغیر گذار نسبی h_{it} به یک همگرا می شود. در این حالت، در بلند مدت، واریانس مقطعی h_{it} که آن را H_t می نامند، به صفر همگرا می شود. بنابرین داریم:

رابطه (۷):

$$H_t = \frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N} \left(h_{i,t} - 1\right)^2 \to 0 \; as \; t \to \infty$$

فیلیپس و سول (۲۰۰۷) در مقاله خود یک فرآیند اقتصادسنجی تفصیلی برای آزمون تغییرات H_t در طول زمان ایجاد کردند. آن ها نشان دادند که یک حالت حدی به صورت رابطه (۸) دارد

$$H_t \sim \frac{A}{L(t)^2 t^{2a}} \; as \; t \to \infty$$

که A مقدار ثابت مثبت، $L(t)$ یک تابع متغیر کندکننده مانند log(t+1) و a نرخ همگرایی است. می توان از همین مفهوم برای آزمون همگرایی استفاده کرد. بنابر تخمین مقدار a دو حالت همگرایی وجود دارد: همگرایی در سطح؛ هنگامی که $\alpha \geq 1$ باشد به این معنا که شرکت ها در طول زمان به یک سطح همگرا می شوند و همگرایی در نرخ؛ هنگامی که $0 \leq \alpha < 1$ باشد به

این معنا که شرکت های همگرا، در طول زمان موازی حرکت می کنند. فرآیند زیر یک رگرسیون آزمون t برای فرض صفر همگرایی است:

رابطه (۹):

$H_0: \delta_{it} = \delta \quad \alpha \geq 0$
$H_1: \delta_{it} \neq \delta \quad \alpha < 0$

برای آزمون فرض صفر، فیلیپس و سول (۲۰۰۷) از رگرسیون زیر استفاده کرده اند:

رابطه (۱۰)

$$\log\frac{H_1}{H_t} - 2\log(\log(t)) = \alpha + b\log t + u_t$$

$t=[rT], [rT]+1, \ldots, T \; r > 0$

که $b = 2\alpha$ و $L(t) = \log(t+1)$ است و از آزمون t یک طرفه استفاده می شود که خطاها دارای ناهمسانی واریانس و خودهمبستگی سازگار (HAC) هستند. داده های رگرسیون از t=[rT] شروع می شوند که بخش عدد صحیح rT است و بنا بر تحلیل فیلیپس و سول (۲۰۰۷) r برابر با ۰/۳ در نظر گرفته شده است. اگر مقدار آماره $\hat{b}$ از t جدول کمتر باشد (کمتر از مقدار بحرانی ۱/۶۵- باشد)، فرض صفر رد می شود. رد فرض صفر همگرایی برای کل نمونه به این معنا نیست که هیچ همگرایی نداریم بلکه بنا بر فرآیند طراحی شده توسط فیلیپس و سول (۲۰۰۷) به دنبال باشگاه های همگرا از نمونه اصلی هستیم که در آن ها همگرایی وجود داشته باشد. فرایند ۴ مرحله ای همگرایی فیلیپس و سول (۲۰۰۷) به شرح زیر است:

گام اول: مرتب کردن مقاطع برحسب آخرین مشاهده

واحد های مقطعی i با توجه به آخرین مشاهدات هر کدام و بر اساس یک معیار (در این پژوهش حداقل انحراف از میانگین) در پانل به ترتیب نزولی مرتب می شوند.

گام دوم: تشکیل گروه هسته k^*

باشگاه اصلی همگرا بر اساس رگرسیون تعریف شده در بالا تشکیل می شود. برای این کار از i=1شروع می شود و رگرسیون log(t) با افزودن تک تک واحدهای مرحله یک به صورت متوالی اجرا می شود. باشگاه اصلی همگرا باشگاهی است که بالا ترین آماره t (معنادار بزرگتر از

مقدار t جدول) را داشته باشد. با انتخاب نخستین واحدهای K (2 ≤ K <N) رگرسیون log(t) برازش و آزمون همگرایی آماره $t_b^{\wedge}(k)$ برای هر k محاسبه می شود. اگر $t_b^{\wedge}$ برای مقادیر k بزرگتر از ۱/۶۵- باشد، واحدهای دیگر یک به یک افزوده می شود به همین ترتیب، مقدار $t_b^{\wedge}$ محاسبه می شود. این روند تا زمانی که مقدار $t_b^{\wedge}$ بزرگتر از مقدار ۱/۶۵- (سطح معناداری ۵ درصد) می شود، ادامه می یابد. پس از به دست آوردن مقادیر کوچکتر از ۱/۶۵- برای $t_b^{\wedge}$ این نتیجه حاصل می شود که هسته گروه با $k^*= k-1$ عضو تشکیل شده است. اگر $t_b^{\wedge}$ بزرگتر از ۱/۶۵- برای دو واحد اول برقرار نباشد، واحد اول جدا و رگرسیون log(t) ، برای واحد دوم و سوم برازش می شود. این روند تا به دست آوردن دومین عضو گروه و ۱/۶۵- $\geq t_b^{\wedge}$ ادامه می یابد. پس از یافتن عضو دوم گروه، سایر نمونه ها به صورت یک به یک به دو عضو اول اضافه می شود تا زمانی که t به دست آمده از ۱/۶۵- کمتر باشد؛ در این حالت، افزودن نمونه ها متوقف می شود و از بین tهای به دست آمده که همگی بزرگتر از ۱/۶۵- هستند؛ ماکزیمم آنها به عنوان گروه هسته انتخاب می شود.

گام سوم: غربال کردن داده ها برای اعضای جدید باشگاه

واحد های مقطعی گنجانده نشده در باشگاه اصلی، برای عضویت در آن مورد بررسی قرار می گیرند. در هر مرتبه یک واحد به باشگاه اضافه می شود و مجدداً رگرسیون تکرار می شود. اگر آماره t معنادار باشد، واحد به باشگاه اضافه می شود.

گام چهارم: قانون توقف و بازگشتی

بررسی اینکه آیا بقیه واحد هایی که در باشگاه قبل گنجانده نشدند می توانند یک باشگاه همگرا تشکیل دهند؟ ایجاد باشگاه را ادامه داده تا کل نمونه آزمون شده و به باشگاه های همگرا و نمونه های واگرا برسد.

ریسک کلان اقتصادی: متغیر استفاده شده برای نااطمینانی (ریسک) اقتصاد کلان، مطابق با پژوهش بائوم و همکاران (۲۰۱۷) تولید ناخالص داخلی واقعی (حقیقی) است که از مدل (GARCH) یک پروکسی برای تغییرات غیرقابل‌پیش‌بینی اقتصاد کلان سخته خواهد شد و آن را به جای نااطمینانی اقتصاد کلان به کار برده می شود. این پروکسی به

شکل زیر استخراج می‌شود:

رابطه (۱۱)
$$\Delta GDP_t = \omega + \eta \Delta GDP_{t-1} + \epsilon_t$$

رابطه (۱۲)
$$\sigma_t^2 = \alpha + \beta \epsilon_{t-1}^2$$

که در آن ω عامل ثابت بوده و η پارامتر اتورگرسیو می‌باشد. واریانس شرطی برآورد شده یا $\hat{\sigma_t}^2$، برابر است با واریانس با قابلیت پیش‌بینی یک دوره جلوتر با استفاده از اطلاعات قبلی. مقدار α عامل ثابت بوده و $|\Delta GDP_{t-1} \sim N(0,\sigma_{t-1}^2)\epsilon_t$ برابر است با نوآوری در تولید ناخالص داخلی حقیقی.

مدل، با استفاده از روش احتمال حداکثری برآورد شده است ودر مدل با عنوان R_t^{macro} نشان داده شده و به عنوان جایگزین برای ریسک اقتصاد کلان استفاده می‌شود که از مقادیر پسماند رابطه (۱۱) برای محاسبه این متغیر استفاده می شود.

ریسک شرکت های صنعت مشابه: در این پژوهش، برای محاسبه ریسک شرکت های همتا از معیار بازده سهام شوک‌های شرکت‌های همتا استفاده می‌شود که از میانگین بازده سهام شوک‌های خاص شرکت‌های یک صنعت در سال مالی y به استثناء شرکت i بدست می آید. به پیروی از ایم (۲۰۱۸) از تفاوت بین بازده واقعی شرکت i در صنعت j برای دوره t و بازده مورد انتظار شرکت i در صنعت j برای دوره t، به‌منزلهٔ شاخصی برای ریسک شرکتهای صنعت مشابه استفاده خواهد شد. در گام نخست، بازده سهام شرکت‌ها محاسبه می‌شود. در گام بعدی، به‌منظور برآورد بازده مورد انتظار شرکت‌ها مدل های زیر برآورد می‌شود:

رابطه (۱۳):
$$r_{ijt} = \alpha_{it} + \beta_{it}^M (r_{mt} - r_{ft}) + \beta_{it}^I (\bar{r}_{-ijt} - r_{ft}) + \mu_{it}$$

رابطه (۱۴):
$$\hat{r}_{ijt} = \hat{\alpha}_{it} + \hat{\beta}_{it}^M (r_{mt} - r_{ft}) + \hat{\beta}_{it}^I (\bar{r}_{-ijt} - r_{ft})$$

که در آن i، jو t به‌ترتیب نشان‌دهندهٔ شرکت، صنعت و سال است، r_{ijt} بازده سهام شرکت i در صنعت j در سال t است، r_{mt} و r_{ft} نیز به‌ترتیب بازده بازار و نرخ بازده بدون ریسک هستند و $\bar{r}_{-ijt}$ نیز میانگین بازده صنعتی است که شرکت در آن فعال است بعد از کسر بازده شرکت i است.

با استفاده از رابطهٔ فوق ضرایب β برای هر شرکت برآورد می‌شود. سپس با استفاده از ضرایب برآوردشده در رابطه (۱۳) و داده‌های مربوط به هر دوره، بازده مورد انتظار شرکت i در صنعت j برای دوره t با استفاده از رابطه (۱۴) محاسبه می‌شود.

در انتها برای محاسبه ریسک هر شرکت به پیروی از پژوهش ایم (۲۰۱۸) از رابطه (۱۵) به شرح زیر استفاده می شود و با عنوان R_t^{PEER} نشان داده می شود:

$$ES_{ijt} = r_{ijt}^{A} - \hat{r}_{ijt}^{A}$$ رابطه (۱۵)

که در آن:

ES_{ijt}: ریسک شرکت i در صنعت j برای دوره t

r_{ijt}^{A}: بازده واقعی سهام برای دوره t

$\hat{r}_{ijt}^{A}$: بازده مورد انتظار سهام شرکت i در صنعت j برای دوره t

در پایان ریسک شرکت های صنعت مشابه از میانگین ریسک به اشتثنای شرکتi در آن صنعت تعریف می شود.

ریسک خاص شرکت: در مدل ارائه شده برای استخراج پروکسی که توضیح دهنده ریسک خاص شرکت باشد از اتورگریسیون (AR) فروش سالانه نرمال شده شرکت به ارزش دفتری کل دارایی‌ها استفاده می شود (بوند[۲۷]،۲۰۰۲).

$$Sales_{it} = \mu_i + \varphi Sales_{it-1} + \zeta_{it}$$ رابطه (۱۶)

$Sales_{i,t}$: نرخ فروش به ارزش دفتری کل دارایی برای شرکت i در زمان t

$Sales_{it-1}$: نرخ فروش به ارزش دفتری کل دارایی برای شرکت i در زمان t-1

μ_i : اثرات ثابت φ : اتورگرسیون پارامترها

ζ_{it} : جزء خطا با میانگین صفر و واریانس

در گام بعدی از پسماند های مدل AR(1) هر شرکت واریانس تجمعی سه ساله استخراج کرده و جذر واریانس تجمعی آن شاخصی می شود که نشان دهنده ریسک خاص هر شرکت بوده و به وسیله‌ی R_{it}^{firm} نشان داده می‌شود. در واقع پروکسی حاصل

27 Bond

برای ریسک خاص شرکت از ریشه دوم واریانس تجمعی از پسماندهای خروجی اتورگرسیو نسبت فروش خالص به ارزش کل دارایی‌ها حاصل می‌شود. افزایش ریسک خاص شرکت به معنی افزایش در ریسک حاصل از تغییرات سطح فروش شرکت است. افزایش ریسک خاص شرکت محیطی را برای مدیران شرکت به وجود می‌آورد که در آن مدیران شرکت نمی‌توانند تصمیمات قطعی و برنامه مدونی درباره سطح فروش، میزان سودآوری آتی و سود مورد انتظار و میزان تولید داشته باشند (مرادی و همکاران، ۱۴۰۰).

با توجه به متغیرها و مباحث ذکر شده مدل های پژوهش بصورت زیر می باشند:

مدل مورد استفاده برای بررسی تاثیر ریسک کلان اقتصادی بر سرعت تعدیل ساختار سرمایه، به قرار زیر است. جهت تایید این فرضیه باید $\beta_1 > 0$ باشد.

$$L_{it} - L_{it-1} = (\beta_1 R_{it-1}^{Macro}) DVT_{it}$$

R_{it}^{Macro} نشان دهنده نااطمینانی های کلان اقتصادی است

مدل مورد استفاده برای برای مقایسه اثر ریسک کلان اقتصادی بر سرعت تعدیل ساختار سرمایه بین شرکت های همگرا و شرکت های غیر همگرا، به قرار زیر است. با استفاده از آزمون والد ضرایب با یکدیگر مقایسه می شوند. برای تایید این فرضیه مجموع جمع ضرایب باید: $\beta_2 + \beta_4 > (\beta_1 + \beta_3)$

$$L_{it} - L_{i,t-1} = (\beta_1 D_{it}^{conv} + \beta_2 D_{it}^{nonconv}) DVT_{it} + (\beta_3 D_{it}^{conv}) DVT_{it} \times R_{it-1}^{macro} + (\beta_4 D_{it}^{nonconv}) DVT_{it} \times R_{it-1}^{macro} + \nu_i + \epsilon_{it}$$

D_{it}^{conv}: شرکت های همگرا

$D_{it}^{nonconv}$: شرکت های غیر همگرا

مدل مورد استفاده برای بررسی تاثیر ریسک شرکت های صنعت مشابه بر سرعت تعدیل ساختار سرمایه، به قرار زیر است. برای تایید این فرضیه باید $\beta_1 > 0$ باشد.

$$L_{it} - L_{it-1} = (\beta_1 R_{it-1}^{PEER}) DVT_{it} + \nu_i + \epsilon_{it}$$

R_{it-1}^{PEER} ریسک شرکت های صنعت مشابه

مدل مورد استفاده برای مقایسه اثر ریسک شرکت های صنعت مشابه بر سرعت تعدیل ساختار سرمایه بین شرکت های همگرا و شرکت های غیر همگرا، به قرار زیر است. برای تایید این فرضیه باید $\beta_1 + \beta_3 > \beta_2 + \beta_4$ باشد.

$$L_{it} - L_{it-1} = (\beta_1 D_{it}^{conv} + \beta_2 D_{it}^{nonconv}) DVT_{it} + (\beta_3 D_{it}^{conv}) DVT_{it} \times R_{it-1}^{PEER} + (\beta_4 D_{it}^{nonconv}) DVT_{it} \times R_{it-1}^{PEER} + \nu_i + \epsilon_{it}$$

مدل مورد استفاده برای بررسی تاثیر ریسک خاص شرکت بر سرعت تعدیل ساختار سرمایه، به قرار زیر است. برای تایید این فرضیه باید $\beta_1 < 0$ باشد.

$$L_{it} - L_{it-1} = (\beta_1 R_{it-1}^{firm}) DVT_{it}$$

R_{it}^{firm} نشان دهنده نااطمینانی های ویژه (خاص) شرکتی است

مدل مورد استفاده برای بررسی اثر ریسک خاص شرکت بر سرعت تعدیل ساختار سرمایه بین شرکت های همگرا و شرکتهای غیر همگرا متفاوت نمی باشد به قرار زیر است. برای تایید این فرضیه باید $\beta_1 + \beta_3 > \beta_2 + \beta_4$ باشد.

$$L_{it} - L_{it-1} = (\beta_1 D_{it}^{conv} + \beta_2 D_{it}^{nonconv}) DVT_{it} + (\beta_3 D_{it}^{conv}) DVT_{it} \times R_{it-1}^{firm} + (\beta_4 D_{it}^{nonconv}) DVT_{it} \times R_{it-1}^{firm} + \nu_i + \epsilon_{it}$$

۴. یافته‌های تحقیق

برای ارایه‌ی یک نمای کلی از خصوصیات مهم متغیرهای محاسبه شده، در جدول زیر برخی از آمارهای توصیفی این متغیرها، شامل میانگین، میانه، انحراف معیار، حداقل و اکثر مشاهدات ارائه شده است.

جدول ۱. آمار توصیفی متغیرهای پژوهش

متغیرها	میانگین	میانه	انحراف معیار	حداکثر	حداقل
کسری مالی	-۰/۰۸۵۹	۰/۰۱۵۱	۰/۳۵۱۵	۱/۸۲۸۰	-۰/۸۱۳۴
ریسک	۰/۰۲۲۱	۰/۱۲۷۵	۰/۰۵۹۱	۰/۱۴۱۶	۰/۰۶۰۷
اندازه شرکت	۱۴/۷۳۳۵	۱۴/۷۹۵۰	۱/۵۶۷۳	۱۰/۶۴۴۶	۲۰/۴۶۴۱
سود قبل از بهره و مالیات	۰/۱۱۵۳	۰/۱۰۱۵	۰/۱۶۹۳	۰/۸۴۲۲	-۰/۷۸۰۹
فروش به دارایی‌ها	۰/۹۲۸۳	۰/۸۵۷۳	۰/۸۴۰۰	۳/۶۰۵۹	۰/۰۰۹۲
تولید ناخالص داخلی	۰/۰۰۲۳	۰/۰۰۱۵	۰/۰۷۷۳	۰/۱۴۲۱	-۰/۰۹۷۱
دارایی ثابت	۰/۲۴۸۰	۰/۱۲۰۹	۰/۱۸۶۸	۰/۹۷۵۴	۰/۰۰۰۱
اهرم مالی	۰/۷۳۱۰	۰/۶۵۸۹	۰/۵۹۲۷	۱/۳۴۷۴	۰/۰۳۱۴
نوسان درآمد	۰/۲۴۲۸	۰/۳۳۵۰	۰/۶۵۰۵	۰/۹۳۸۳	۰/۰۰۰۱
فرصت‌های رشد	۲/۱۳۷۰	۱/۷۴۱۱	۰/۳۱۴۸	۲/۷۶۲۰	-۰/۰۷۰۱
عمر شرکت	۳/۸۰۶۱	۳/۷۰۱۱	۰/۲۴۴۳	۴/۲۳۴۱	۳/۰۹۱۰

قبل از تخمین مدل، در ابتدا به بررسی همگرایی بتای مطلق برای ۱۰۵ شرکت پرداخته شده است. در این مرحله ابتدا بررسی می‌کنیم که آیا فرض همگرایی بدهی برای کل نمونه وجود دارد یا خیر. سپس امکان همگرایی خوشه با استفاده از الگوریتم خوشه بندی پیشنهادی فیلیپس و سول (۲۰۰۹) بررسی شده است. مرحله بررسی کل نمونه به صورت زیر انجام می‌شود:

ابتدا برای حذف مولفه چرخه‌ای متغیر بررسی می‌شود و یک متغیر جدید، برای ذخیره مولفه روند ایجاد می شود. سپس رگرسیون لگاریتمی متغیر را برای آزمون همگرایی اجرا می‌کنیم. خروجی ضریب، خطای استاندارد و آمار t را برای متغیر لگاریتمی گزارش می‌کند. از آنجایی که مطابق با جدول (۱)، مقدار آماره t محاسبه شده برابر با ۴۳/۴۲۰- بوده و کمتر از ۱/۶۵- است، بنابراین، فرضیه صفر همگرایی در سطح ۵ درصد رد می‌شود.

جدول (۲). آزمون همگرایی کل نمونه

متغیر	ضریب	خطای استاندارد	آماره t
Log (t)	-۱/۷۲۵	۰/۰۳۹	-۴۳/۴۲۰

با توجه به واگرایی کلی نمونه، اقدام به شناسایی خوشه‌های همگرا می‌کنیم. خروجی نرم افزار طبقه‌بندی هر خوشه را ارائه می‌دهد. تمام نتایج تخمین زده شده در قالب شرکت‌های قرار گرفته در هر خوشه نشان داده می‌شود. در ادامه ضریب همگرایی هر خوشه ارایه شده است:

جدول ۳. آزمون همگرایی برای هر خوشه

Log (t)	خوشه ۱	خوشه ۲	خوشه ۳	خوشه ۴	خوشه ۵	خوشه ۶	خوشه ۷
ضریب	-۳/۵۰۴	۷/۸۳۱	-۰/۵۲۶	۷/۴۱۶	-۱/۴۷۰	۰/۳۴۵	-۰/۴۷۵
آماره t	-۰/۳۱۶	۱۷/۹۰۹	-۸/۸۱۴	۴/۵۲۸	-۱۱/۲۶۴	۱۰/۲۶۲	-۱/۳۲۰

با توجه به جدول (۳)، مشاهده می گردد که تنها در خوشه های ۳ و ۵ مقدار آماره از ۱/۶۵- کمتر است و در بقیه خوشه ها بیشتر است. لذا می توان گفت خوشه‌های ۳ و ۵ دارای واگرایی بوده و سایر خوشه‌ها همگرا می‌باشند. در نهایت، به منظور بررسی امکان ترکیب خوشه‌ها و افزایش همگرایی، فرآیند ادغام صورت می‌گیرد. در جداول زیر امکان ترکیب خوشه‌ها به صورت جداگانه ارائه شده است.

جدول ۴. آزمون ترکیب خوشه‌ها

متغیر	ضریب	خطای استاندارد	آماره t
ترکیب خوشه ۱ و ۲			
Log (t)	-۱/۷۲۵	۰/۰۳۹	-۴۳/۴۲۰
ترکیب خوشه ۲ و ۳			
Log (t)	۰/۲۹۷	۲/۵۳۵	۰/۱۱۷
ترکیب خوشه ۳ و ۴			
Log (t)	-۰/۷۲۰	۰/۰۳۳	-۲۱/۵۶۳
ترکیب خوشه ۴ و ۵			
Log (t)	-۱/۶۷۹	۰/۰۷۴	-۲۲/۴۴۶

ترکیب خوشه ۵ و ۶			
Log (t)	-۴/۳۲۴	۰/۰۰۸	-۲۶۹/۱۷۷
ترکیب خوشه ۶ و ۷			
Log (t)	-۰/۸۱۴	۰/۱۳۴	-۶/۰۷۹

می بینیم که خوشه‌های اولیه ۲ و ۳ را می توان با هم ادغام کرد و یک خوشه همگرای بـزرگ‌تـر را تشکیل داد. در ادامه ضریب همگرایی هر خوشه ناشی از ترکیب و ادغام ارایه شده است:

جدول ۵. آزمون همگرایی برای خوشه‌های ترکیب شده جدید

Log (t)	**خوشه ۱**	**خوشه ۲**	**خوشه ۳**	**خوشه ۴**	**خوشه ۵**
ضریب	۰/۲۹۸	-۰/۵۲۶	-۷/۴۱۶	-۰/۰۱۲	۰/۴۷۵
tآماره	۰/۱۱۸	-۸/۸۱۴	-۴/۵۲۸	-۲/۳۴۳	۱/۳۲۰

با توجه به جدول (۵) ، خوشه‌های جدید منجر به افزایش تعداد شرکت‌های همگرا نشده است و بنابراین خوشه‌بندی قبلی مبنای تفکیک قرار می‌گیرد. با توجه به نتـایج بـه دسـت آمـده، مـی‌تـوان شرکت‌ها را به همگرا و واگرا تقسیم کرد.در ادامه کار برای محاسبه سرعت تعدیل ساختار سـرمایه باید ابتدا اهرم هدف را محاسبه نمودپس از محاسبه اهرم هدف بـا اسـتفاده از رابطـه (۲)، در ادامـه برای محاسبه سرعت تعدیل اهرم مالی هدف از رابطه (۳) استفاده می شود. مقادیر λ در رابطـه (۳) نشان دهنده سرعت تعدیل اهرم هدف می باشد. درادامه برای آزمون هر یک از فرضیه هتـا از مـدل فوق به عنوان مدل پایه استفاده می شود.

برآورد مدل فرضیه اول

در این قسمت، قبل از تخمین مدل، برای بررسی اعتبار ابزارهای مورد استفاده از آماره آزمون تشخیص سارگان استفاده شده است که نتایج این آزمون برای مدل فرضیه اول در جدول زیر ارائه شده است سپس به تخمین این مدل با در نظر گرفتن متغیرهای ابزاری پرداخته شده است.

جدول ۶. نتایج آزمون اعتبار ابزارهای مورد استفاده مدل فرضیه اول

Chi2	Prob >Chi2
۴۱/۰۴۳	۰/۰۱۸

منبع: محاسبات تحقیق

در آزمون اعتبار ابزارهای مورد استفاده، فرضیه صفر مبنی بر اعتبار متغیرهای ابزاری مورد استفاده در مدل رد نمی‌شود. بنابراین، ابزارهای استفاده شده در مدل معتبر بوده و نتایج مدل صحیح می‌باشد.

جدول ۷. نتایج برآورد مدل فرضیه اول با استفاده از روش گشتاور تعمیم یافته

متغیر	ضریب	آمارهZ	P >Z
Dvtr	۰/۸۷۷	۲/۲۵	۰/۰۲۴

با توجه به نتایج جدول (۷) ملاحظه می‌شود که ریسک کلان اقتصادی بر سرعت تعدیل ساختار سرمایه تاثیر مثبت و معناداری دار داشته ونشان دهنده این موضوع است که هر چه نااطمینانی در سطح کلان اقتصاد افزایش یابد سرعت تعدیل ساختار سرمایه افزایش می یابد لذا فرضیه اول مبنی بر اینکه با افزایش ریسک کلان اقتصادی سرعت تعدیل ساختار سرمایه افزایش می یابد تایید می شود.

برآورد مدل فرضیه دوم

در این قسمت، قبل از تخمین مدل، برای بررسی اعتبار ابزارهای مورد استفاده از آماره آزمون تشخیص سارگان استفاده شده است که نتایج این آزمون برای مدل فرضیه دوم در جدول (۸) ارائه شده است .سپس به تخمین این مدل با در نظر گرفتن متغیرهای ابزاری پرداخته شده است.

جدول ۸. نتایج آزمون اعتبار ابزارهای مورد استفاده مدل فرضیه دوم

Chi2	Prob >Chi2
۴۸/۳۱۵	۰/۰۰۳

منبع: محاسبات تحقیق

در آزمون اعتبار ابزارهای مورد استفاده فرضیه صفر مبنی بر اعتبار متغیرهای ابزاری مورد استفاده در مدل رد نمی‌شود. بنابراین، ابزارهای استفاده شده در مدل معتبر بوده و نتایج مدل صحیح می‌باشد.

جدول ۹. نتایج برآورد مدل فرضیه دوم با استفاده از روش گشتاور تعمیم یافته

متغیر	ضریب	آماره Z	P >Z
CON	۱/۱۷۱	۴۴/۶۷	۰/۰۰۰
UNCON	۱/۰۹۸	۴۹/۱۵	۰/۰۰۰
DVT R	۰/۰۷۶	۳/۰۸	۰/۰۰۲
Con R	-۰/۰۸۱	-۰/۷۹	۰/۴۲۸
Uncon R	-۰/۱۳۵	-۱/۹۹	۰/۰۴۷

منبع: محاسبات تحقیق

با توجه به نتایج جدول (۹) ملاحظه می‌شود که بنابراین مجموع ضرایب متغیر اول و سوم بیشتر از مجموع ضرایب متغیر دوم و چهارم می باشد. لذا فرضیه دوم مبنی بر اینکه اثر ریسک کلان اقتصادی بر سرعت تعدیل ساختار سرمایه بین شرکت های همگرا و شرکت های غیر همگرا متفاوت می باشد تایید می شود.

برآورد مدل فرضیه سوم

در این قسمت، قبل از تخمین مدل، برای بررسی اعتبار ابزارهای مورد استفاده از آماره آزمون تشخیص سارگان استفاده شده است که نتایج این آزمون برای مدل فرضیه سوم در جدول (۱۰) ارائه شده است سپس به تخمین این مدل با در نظر گرفتن متغیرهای ابزاری پرداخته شده است.

جدول ۱۰. نتایج آزمون اعتبار ابزارهای مورد استفاده مدل فرضیه سوم

Prob >Chi2	Chi2
۴۷/۱۵۷	۰/۰۱۶

منبع: محاسبات تحقیق

در آزمون اعتبار ابزارهای مورد استفاده فرضیه صفر مبنی بر اعتبار متغیرهای ابزاری مورد استفاده در مدل رد نمی‌شود. بنابراین، ابزارهای استفاده شده در مدل معتبر بوده و نتایج مدل صحیح می‌باشد.

جدول ۱۱. نتایج برآورد مدل فرضیه سوم با استفاده از روش گشتاور تعمیم یافته

متغیر	ضریب	آماره Z	P >Z
RISK	۰/۱۰۱	۳/۰۹	۰/۰۰۲

منبع: محاسبات تحقیق

با توجه به نتایج جدول (۱۱) ملاحظه می‌شود که ریسک شرکت های صنعت مشابه بر سرعت تعدیل ساختار سرمایه تاثیر مثبت و معناداری دارد. این متغیر از نظر آماری در سطح یک درصد معنی دار می باشد. لذا فرضیه سوم مبنی بر اینکه ریسک شرکت های صنعت مشابه بر سرعت تعدیل ساختار سرمایه تاثیر مثبت و معناداری دارد، تایید می شود.

برآورد مدل فرضیه چهارم

در این قسمت، قبل از تخمین مدل، برای بررسی اعتبار ابزارهای مورد استفاده از آماره آزمون تشخیص سارگان استفاده شده است که نتایج این آزمون برای مدل فرضیه چهارم در جدول (۱۲) ارائه شده است سپس به تخمین این مدل با در نظر گرفتن متغیرهای ابزاری پرداخته شده است.

جدول ۱۲. نتایج آزمون اعتبار ابزارهای مورد استفاده مدل فرضیه چهارم

Prob >Chi2	Chi2
۵۲/۷۵۴	۰/۰۱۳

منبع: محاسبات تحقیق

در آزمون اعتبار ابزارهای مورد استفاده فرضیه صفر مبنی بر اعتبار متغیرهای ابزاری مورد استفاده در مدل رد نمی‌شود. بنابراین، ابزارهای استفاده شده در مدل معتبر بوده و نتایج مدل صحیح می‌باشد.

جدول ۱۳. نتایج برآورد مدل فرضیه چهارم با استفاده از روش گشتاور تعمیم یافته

متغیر	ضریب	Zآماره	P >Z
CON	۱/۱۴۷	۴۱/۸۸	۰/۰۰۰
UNCON	۱/۱۳۳	۴۸/۸۹	۰/۰۰۰
Con R	-۰/۰۰۲	-۰/۰۶	۰/۹۵۱
Uncon R	-۰/۰۳۶	-۱/۲۹	۰/۱۹۶

با توجه به نتایج جدول (۱۳) ملاحظه می‌شود که مجموع ضرایب متغیر اول و سوم برابر است با ۱/۱۴۵ و مجموع ضرایب متغیر دوم و چهارم برابر با ۱/۰۹۷ است. بنابراین مجموع ضرایب متغیر اول و سوم بیشتر از مجموع ضرایب متغیر دوم و چهارم می باشد. لذا فرضیه چهارم مبنی بر اینکه اثر ریسک شرکت های صنعت مشابه بر سرعت تعدیل ساختار سرمایه بین شرکت های همگرا وشرکت های غیر همگرا متفاوت می باشد تایید می شود.

برآورد مدل فرضیه پنجم

قبل از تخمین مدل، در این قسمت، برای بررسی اعتبار ابزارهای مورد استفاده از آماره آزمون تشخیص سارگان استفاده شده است که نتایج این آزمون برای مدل فرضیه پنجم در جدول (۱۴) ارائه شده است .سپس به تخمین این مدل با در نظر گرفتن متغیرهای ابزاری پرداخته شده است.

جدول ۱۴. نتایج آزمون اعتبار ابزارهای مورد استفاده مدل فرضیه پنجم

Prob >Chi2	Chi2
۶۶/۰۹۶	۰/۰۰۲

منبع: محاسبات تحقیق

در آزمون اعتبار ابزارهای مورد استفاده فرضیه صفر مبنی بر اعتبار متغیرهای ابزاری مورد استفاده در مدل رد نمی‌شود. بنابراین، ابزارهای استفاده شده در مدل معتبر بوده و نتایج مدل صحیح می‌باشد.

جدول ۱۵. نتایج برآورد مدل فرضیه پنجم با استفاده از روش گشتاور تعمیم یافته

متغیر	ضریب	آماره Z	P >Z
DVT R	۰/۶۶۸	۴/۴۶	۰/۰۰۰

منبع: محاسبات تحقیق

با توجه به نتایج جدول (۱۵) ملاحظه می‌شود که اثر ریسک خاص شرکت بر سرعت تعدیل ساختار سرمایه مثبت و معنی دار می باشد. به طوریکه با افزایش یک درصدی ریسک خاص شرکت، سرعت تعدیل سرمایه ۰/۶۶۸ درصد افزایش می یابد. لذا فرضیه پنجم مبنی بر اینکه ریسک خاص شرکت بر سرعت تعدیل ساختار سرمایه تاثیرمنفی و معناداری دارد تایید می شود.

برآورد مدل فرضیه ششم

قبل از تخمین مدل، در این قسمت، برای بررسی اعتبار ابزارهای مورد استفاده از آماره آزمون تشخیص سارگان استفاده شده است که نتایج این آزمون برای مدل فرضیه ششم در جدول (۱۶) ارائه شده است سپس به تخمین این مدل با در نظر گرفتن متغیرهای ابزاری پرداخته شده است.

جدول ۱۶. نتایج آزمون اعتبار ابزارهای مورد استفاده مدل فرضیه ششم

Prob >Chi2	Chi2
۵۶/۰۱۴	۰/۰۰۲

منبع: محاسبات تحقیق

در آزمون اعتبار ابزارهای مورد استفاده فرضیه صفر مبنی بر اعتبار متغیرهای ابزاری مورد استفاده در مدل رد نمی‌شود. بنابراین، ابزارهای استفاده شده در مدل معتبر بوده و نتایج مدل صحیح می‌باشد.

جدول ۱۷. نتایج برآورد مدل فرضیه ششم با استفاده از روش گشتاور تعمیم یافته

متغیر	ضریب	Zآماره	P >Z
CON	۱/۱۴۴	۴۷/۳۶	۰/۰۰۰
UNCON	۱/۱۲۸	۴۶/۲۹	۰/۰۰۰
Con DVT	۱/۳۶۵	۱/۱۶	۰/۲۴۶
Uncon DVT	۱/۰۳۱	۰/۴۲	۰/۶۷۸

با توجه به نتایج جدول (۱۷) ملاحظه می‌شود که مجموع ضرایب متغیر اول و سوم برابر است با ۲/۵۰۹ و مجموع ضرایب متغیر دوم و چهارم برابر با ۲/۱۵۹ است. بنابراین مجموع ضرایب متغیر اول و سوم بیشتر از مجموع ضرایب متغیر دوم و چهارم می باشد. لذا فرضیه ششم مبنی بر اینکه اثر ریسک خاص شرکت بر سرعت تعدیل ساختار سرمایه بین شرکت‌های همگرا و شرکت‌های غیرهمگرا متفاوت می‌باشد تایید می‌شود.

۵. بحث و نتیجه گیری

هدف اصلی این تحقیق، بررسی تاثیر همگرایی بدهی شرکت ها بر سرعت اصلاح ساختار سرمایه با در نظر گرفتن ریسک کلان اقتصادی، ریسک شرکت های مشابه در صنعت و ریسک خاص شرکت می‌باشد. نتایج فرضیه های اول و سوم و پنجم نشان داد که با افزایش ریسک کلان اقتصادی و ریسک شرکتهای صنعت مشابه و ریسک خاص شرکتها سرعت تعدیل ساختار سرمایه افزایش می یابد. توجیه این نتایج می توان چنین گفت شرایط مطلوب یا نامطلوب اقتصادی کشور بر توسعه ساختار سرمایه شرکت‌ها به‌شدت مؤثر است و برای تعیین ساختار سرمایه بهینه نه فقط عوامل درونی شرکت، بلکه وضعیت اقتصادی و نوسانات متغیرهای خرد و کلان اقتصادی و سیاست‌گذاری‌های انجام‌شده درباره آن‌ها نیز اثرگذار هستند. همچنین باید به این نکته توجه داشت که برخی شرکتها دارای اهرم مالی بالاتر از اهرم هدف و برخی دیگر دارای اهرم مالی پایین تر از اهرم هدف می باشند. برخی شواهد تجربی نشان داده است تعدیل ساختار سرمایه برای انطباق با اهرم هدف از متغیرهایی تأثیر می‌پذیرد که افزایش و کاهش آنها اثر یکسانی (متقارنی) بر سرعت

تعدیل ندارد؛ برای مثال، لری و رابرتز (۲۰۰۵) نشان دادند تمایل شرکت‌های با اهرم پایین یا اهرم کاهشی، به افزایش اهرم مالی کمتر از تمایل کاهش اهرم شرکت‌های با اهرم بالا یا اهرم افزایشی است. بام و همکاران (۲۰۱۷) بیان می کنند که شرکت‌هایی که دارای مازاد مالی و اهرم بالاتر از هدف هستند، احتمالاً زمانی که ریسک اقتصاد کلان زیاد است اما ریسک خاص شرکت پایین است، اهرم خود را سریع‌تر به سمت هدف خود تنظیم می‌کنند. در مقابل، زمانی که شرکت‌ها با مازاد مالی و اهرم کمتر از هدف رو به رو هستند، برای دستیابی به ساختار سرمایه هدف خود تلاش نمی‌کنند، بلکه وضعیت فعلی خود را حفظ می‌کنند. افزون بر این که شرکت‌هایی که کسری مالی با اهرم بالاتر از هدف را تجربه می‌کنند، به احتمال زیاد برای دستیابی به اهرم هدف خود، سهام منتشر می‌کنند، به‌ویژه در زمان‌هایی که ریسک اقتصاد کلان پایین است. برای چنین شرکت هایی، با توجه به سطح ریسک اقتصاد کلان، افزایش ریسک خاص شرکت، فرآیند تعدیل سرمایه را تسریع می کند. با توجه به نتایج متناقض پژوهشهای قبلی نتیجه حاصل شده از این پژوهش را می توان این گونه تفسیر کرد که احتمالا اغلب شرکتهای بررسی شده پذیرفته شده در بورس تهران احمالا دارای اهرم مالی پایین تر از اهرم هدف بوده و در شرایطی که ریسک کلان اقتصادی و نااطمینانی مرتیط با تورم و نرخ ارز بالا هست شرکتها به دنبال آن هستند برای درامان ماندن از گرانی های آینده ناشی از تورم به هر نحو ممکن و هر چه سریعترحتی با افزایش بدهی, داراییهای جدیدتری از محل این بدهی ها خریداری نمایند تا از گرانی های افسار گسیخته آینده در امان باشند. همچنین در محیط تحریمی که شرکتهای ایرانی در سالهای اخیر همواره دچار آن بوده اند کسری مالی شدید شرکتها و نیاز به نقدینگی باعث افزایش ریسک خاص شرکتها شده و این امر به تبع آن باعث شده است که شرکتهایی که دارای اهرم مالی کمتر از اهرم هدف بوده اند واکنش سریعتری برای افزایش نقدینگی خود ازطریق افزایش بدهیها داشته باشند و با سرعت بیشتری به سمت اهرم هدف حرکت کنند. نتایج این فرضیه ها با نتایج پژوهش کوک و تنگ(۲۰۱۰)، رشید (۲۰۱۳)، کریستوفر اف بوم (۲۰۱۶)، بائوم و همکاران (۲۰۱۷)، گان و همکاران (۲۰۲۰ ، و پژوهش لی و کیو (۲۰۲۱) مطابقت دارد.

فرضیه دوم وچهارم و ششم نشان داد که اثر ریسک کلان اقتصادی و ریسک شرکتهای صنعت مشابه و ریسک خاص شرکت بر سرعت تعدیل ساختار سرمایه بین شرکت های همگرا و شرکت‌های غیر همگرا متفاوت می باشد. در رابطه با این نتایج می توان به نکتهٔ دیگری که در سنجش سرعت تعدیل مطرح است اشاره نمود و آن مربوط به پدیدهٔ بازگشت مکانیکی به میانگین اهرم است که نخستین بار چن و زائو (۲۰۰۷) به آن اشاره کردند. این پدیده باعث بروز تناقض در سیاست تأمین مالی و تغییرات اهرم می شود؛ به این معنا که در مواردی علی رغم صراحت سیاست افزایش میزان بدهی، نسبت بدهی کاهش می یابد و برعکس. قرار گرفتن نسبت اهرمی در بازهٔ صفر و یک، عامل ایجاد پدیدهٔ بازگشت به میانگین است و بخشی از سرعت تعدیل محاسبه شده باکمک الگو های تعدیل جزئی ممکن است ناشی از این پدیده باشد (ایلیو و ویلچ ، ۲۰۱۰). نسبت اهرمی یک شرکت به طور خودکار و صرف نظر از اینکه دارای اهرم هدف باشد یا نباشد، به سمت میانگین بازگشت دارد. این حقیقت در رویارویی با مطالعاتی اهمیت دوچندان می یابد که از نسبت اهرمی برای پیش بینی تغییرات آتی ساختار سرمایه استفاده می کنند (چن و زائو، ۲۰۰۷). اگر اهرم مالی شرکت ها روند صعودی مشترکی داشته باشد (همگرایی به سمت بالا)، ممکن است عوامل سیستمی در بازار وجود داشته باشد که منجر به بدهی های بالای شرکتی می شود که نشان دهنده ریسک بالقوه بحران بدهی در بازار است. در مقابل، اگر اهرم شرکتی روند مشترک نزولی داشته باشد (همگرایی نزولی)، ممکن است عوامل سیستمی در بازار وجود داشته باشد که باعث شود بدهی شرکت ها روند کاهشی داشته باشند، که نشان دهنده پیشروی رکود مالی است.

بطور کلی می توان گفت که ساختار سرمایه و تعدیلات آن می‌تواند تحت تأثیر عوامل داخلی و خارجی قرار بگیرد که به آنها عوامل تعیین کننده ساختار سرمایه گفته می‌شود. در واقع عوامل داخلی و اثر آنها می‌تواند توسط شرکت مدیریت شود ولی متغیرهای کلان اقتصادی قابل کنترل توسط مدیران نیستند. دانش وآگاهی در مورد میزان و جهت تأثیر این عوامل بر ساختارسرمایه به مدیران شرکت ها کمک می‌کند تا تصمیمات مؤثری در مورد ساختار سرمایه با هدف ثبات مالی و ر شد پایدار اتخاذ کنند.

منابع:

اسدی، غلامحسین. تجویدی، ال ناز. اسماعیل پور، سهیل. (۱۴۰۰). بررسی رابطه وضعیت مالی و ویژگی‌های صنعت با سرعت تعدیل ساختار سرمایه. *فصلنامه دانش سرمایه گذاری* ۱۰(۳۷): ۱-۲۱.

احمدی, محمدعلی, صالحی, الهکرم, نصیری, سعید, جرجر زاده, علیرضا. (۱۴۰۲). بررسی تأثیر عدم اطمینان محیطی بر سرعت تعدیل اهرم هدف. دانش سرمایه‌گذاری, ۱۲(۴۶), ۲۲۵-۲۴۸.

اسماعیل پور, پریسا, عسگرنژاد نوری, باقر, زارعی, قاسم, بیگی فیروزی, الله یار. (۱۴۰۲). مطالعهٔ تطبیقی عوامل مؤثر بر سرعت تعدیل ساختار سرمایه در بین صنایع بورس اوراق بهادار تهران. مدیریت دارایی و تامین مالی, ۱۱(۱), ۱۰۹-۱۳۰. doi: 10.22108/amf.2022.133488.1739

برزگر ق. ا, تقوی س. ر. ا, آجرپی, م. (۱۴۰۰). بررسی تأثیر عدم اطمینان محیطی بر ساختار سرمایه؛ شواهدی از شرکتهای پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. نشریه علمی رویکردهای پژوهشی نوین مدیریت و حسابداری, ۵(۱۷), ۹۰-۱۰۴.

تائبی نقندری، امیر حسین. صادقی، مسعود. تائبی نقندری، علی. (۱۳۹۷). اثر آنتروپی صورت‌های مالی بر سرعت تعدیل ساختار سرمایه. *مجله دانش حسابداری* ۹(۳): ۱۴۵-۱۷۶.

چیت سازان, هستی, میرلوحی, سید مجتبی, بغزیان, آلبرت, نژادالحسینی, نداسادات. (۱۴۰۰). تاثیر توسعه مالی بر تأمین مالی شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران با رویکرد همگرایی باشگاهی. دانش سرمایه‌گذاری, ۱۰(۴۰), ۳۳۱-۳۵۲.

شاهرخی ساردو، سعید. محمدآبادی، محمدجواد. مرسلپور، مقدسه. (۱۳۹۹).بررسی تأثیر سرعت تعدیل ساختار سرمایه بهینه بر شتاب سود. *فصلنامه رویکردهای پژوهشی نوین در مدیریت و حسابداری* ۴(۴۷): ۱۴۱-۱۲۱.

گرجی، امیرحسین؛ راعی، رضا. (۱۳۹۴). تبیین سرعت تعدیل ساختار سرمایه به کمک الگو دینامیک ساختار سرمایه بهینه با تاکید بر عامل رقابت بازار محصول. *دانش مالی تحلیل اوراق بهادار*، ۸(۲۵)، ۴۳-۶۷.

مرادی، مهدی؛ پرهیزکار ملک آباد، سیده عصمت. (۱۴۰۰). بررسی اثر ریسک نرخ تورم و ریسک خاص شرکت بر سرعت تعدیل ساختار سرمایه شرکت: رویکرد گشتاورهای تعمیم‌یافته. پژوهشهای تجربی حسابداری ، سال یازدهم، شماره ۳۹ ، صص ۵۱-۲۳.

هاشمی، سید عباس؛ کشاورز مهر، داوود. (۱۳۹۴). بررسی عدم تقارن سرعت تعدیل ساختار سرمایه: الگو استان های پویا. *مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار*، ۶(۲۳)، ۷۸-۵۹.

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.

Baum CF, Stephan A, Talavera O (2009). The effects of uncertainty on the leverage of nonfinancial firms. *Econ Inq* 47(2):216–225.

Baum, C., Caglayan, M., & Rashid, A. (2017). Capital structure adjustments: Do macroeconomic and business risks matter*? Empirical Economics*, 53(4), 1463–1502.

Baxter ND (1967). Leverage, risk of ruin and the cost of capital. *J Finance* 22(3):395–403

BradleyM, Jarrell GA, Kim EH. (1984) On the existence of an optimal capital structure: theory and evidence. *J Finance* 39(3):857–878.

Bhamra, H. S., Kuehn, L. A., & Strebulaev, I. A. (2010). The aggregate dynamics of capital structure and macroeconomic *Risk.Review of Financial Studies*, 23(12), 4187–4241.

Byoun S. (2008). "How and When do Firms Adjust Their Capital Structures Toward Targets?". *Journal of Finance 63 (6), 3069-3096*

Caglayan M, Rashid A (2014). The response of firms' leverage to uncertainty: evidence from UK public versus non-public firms. Econ Inq 52(1):341–363

Castanias R (1983). Bankruptcy risk and optimal capital structure. *J Finance 38(5):*1617–1635.

Chen H (2010). Macroeconomic conditions and the puzzles of credit spreads and capital structure. *J Finance* 65(6):2171–2212.

Chow, Y. P; Muhammad, J.; Bany-Ariffin, A. N. & Cheng, F. F. (2018), Macroeconomic uncertainty, corporate governance and corporate capital structure, *International Journal of Managerial Finance*, 14 (3) , 301-321.

Cook, D. O., & Tang, T. (2010). Macroeconomic conditions and capital structure adjustment speed. *Journal of Corporate Finance*, 16, 73–87.

Dang, V., M. Kim, and M. Shin. (2012). Asymmetric capital structure adjustments: new evidence from dynamic panel threshold models. *Journal of Empirical Finance* 19 (2): 465-482.

Elsas, R., Florysiak, D. (2011). Heetrogeneity in the speed ofadjustment toward target leverage". *Int. Rev. Finance*, 11 (2),181-211.

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.

Fisher E.O. and R. Heinkel and J. Zechner (1989). "Dynamic Capital Structure Choice: Theory and Tests", *Journal of Finance*, 44 (1).

Flannery MJ, Rangan KP (2006). Partial adjustment toward target capital structures. *J Financ Econ*. 79(3):469–506.

Frank, M., Goyal, V., (2009). Capital structure decisions: which factors are reliably important? *Financ. Manag*. 38, 1–37.

Gan, L., Lv, W., Chen, Y. (2020). Capital structure adjustment speed over the business cycle. *Finance Research Letters*, In Press. Doi: 10.1016/j.frl.2020.101574.

Graham J R, Harvey C R. (2001). The theory and practice of corporate finance: evidence from the field. *Journal of Financial Economics*, 60(2): 187-243.

Graham J. R., Leary M. T. & Roberts J. R., (2015), A century of capital structure: The leveraging of corporate America, *Journal of Financial Economics*, 118, p.p. 658-683.

Hegde, A.A., Panda, A.K. and Masuna, V. (2023), "Sectoral analysis of capital structure adjustment: evidence from emerging market", *Journal of Advances in Management Research*, Vol. ahead-of-print No. ahead-of-print. https://doi.org/10.1108/JAMR-09-2022-0196

Im, H.J. (2018). Asymmetric peer effects in capital structure dynamics. *Economics Letters* (2018), https://doi.org/10.1016/j.econlet.2018.12.019.

Kayo EK and Kimura H (2011) Hierarchical determinants of capital structure. *Journal of Banking and Finance* 35: 358–371.

Leary M T, Roberts M R. (2014). Do peer firms affect corporate financial policy?. *The Journal of Finance*, 69(1): 139-178.

Liu, X., and J. Zhang. (2016). The paradox of China's leverage ratio-A concurrent discussion on the dilemma of steadygrowth and leverage-reduction in monetary policy. *Finance & Trade Economics* 8:5–19.

MacKay, P., & Phillips, G.M .(2005). How does industry affect firm financial structure? The Review of Financial Studies.18.1433-1466.

Phillips, P. C. B., and D. Sul. (2007). Transition modeling and econometric convergence tests. *Econometrica* 75:1771–855.

Rashid A. (2013). "Risk and Financing Decision in the Energy Sector*: An Empirical"*. *Energy Policy* 59, pp: 792-799.

Simerly, R. L., & Li, M (2000). Environmental dynamism, capital structure and performance: a theoretical integration and an empirical test. Strategic Management Journal. 21: 31–49.

Smith, D., Chen, J., & Anderson, H . (2015) The influence of firm financial
position and industry characteristics on capital structure adjustment. Accounting and Finance. 55: 1135–1169.

Xiao, Hailian. Zhao, Ying. Zhou, Meihua. (2022). Can financial factors affect corporate debt leverage convergence? *Pacific-Basin Finance Journal* 72 (2022) 101728.

Xiao, Hailian. Chuanli Zhou, Kaijie Zhuang & Jin He (2021). Convergence Analysis of Chinese Corporations' Debt Leverage Utilizing the Nonlinear Time-varying Factor Model, *Emerging Markets Finance and Trade*, 57:7, 2065-2078,

Zhang, W., G. Han, N. Brian, and S. Chan (2015). Corporate leverage in China: What has it increase fast in recent years and where do the risk lie. *HKIMR Working Paper*.

Zhou, T., and J. Xie. (2016). Ultimate ownership and adjustment speed toward target capital structures: Evidence from China. *Emerging Markets Finance and Trade* 52:1956–65.