

## The Speed of Capital Structure Adjustment: An Empirical Test of Companies' Behavior in Periods of Credit Expansion and Contraction

Mehdi Maranjory<sup>1</sup>, Marzieh Rezaeirad<sup>2</sup>

<sup>1</sup> Associate Professor, Department of Accounting, Chalus Branch, Islamic Azad University, Chalus, Iran  
(Corresponding author), Mehdi\_Maranjory@iauc.ac.ir

<sup>2</sup> PhD. student, Department of Accounting, Chalus Branch, Islamic Azad University, Chalus, Iran.  
Sahar.rezaeierad@gmail.com

### Abstract

**Purpose:** The current research empirically analyzes the speed of adjustment of companies' capital structure based on their reliance on financing, as well as during credit contraction and expansion periods.

**Method:** The statistical population of the research includes the companies admitted to the Tehran Stock Exchange during the years 1395-1400, of which 144 companies were considered as the statistical sample of the research. The research method is of the causal-relative type. The method of gathering information in the theoretical literature section is based on library studies, and in the research hypothesis testing section, it is based on the document analysis of financial statements. In general, the statistical method used in this research is the combined data regression method.

**Findings:** The speed of adjustment of capital structure in companies dependent on bank financing is faster during periods of credit contraction than in periods of credit expansion. Conversely, this process was slower for companies reliant on bank financing during credit contraction compared to companies without such dependence.

**Conclusion:** Two factors affecting the speed of capital structure adjustment are the dependence on financing and the financial capacity of banks to finance companies.

**Keywords:** capital structure adjustment, credit fluctuations, companies' behavior, credit contraction, credit expansion, financial leverage, bank financing.

<http://sebaa.journal.qom-iauc.ac.ir/>

Received: 2023/06/02 ; Revised: 2023/07/20 ; Accepted: 2023/06/05 ; Published online: 2023/12/23

Publisher: Qom Islamic Azad University

Article type: Research Article

© The Author(s).



## سرعت تعدیل ساختار سرمایه: آزمون تجربی رفتار شرکت‌ها در دوره‌های انبساط و انقباض اعتباری

مهدی مران جوری<sup>۱</sup>، مرضیه رضایی‌راد<sup>۲</sup>

<sup>۱</sup> دانشیار، گروه حسابداری، واحد چالوس، دانشگاه آزاد اسلامی، چالوس، ایران (نویسنده مسئول)، Mehdi\_Maranjory@iauc.ac.ir

<sup>۲</sup> دانشجوی دکتری، گروه حسابداری، واحد چالوس، دانشگاه آزاد اسلامی، چالوس، ایران. Sahar.rezaeerad@gmail.com

### چکیده

**هدف:** پژوهش حاضر سرعت تعدیل ساختار سرمایه شرکت‌ها را با توجه به میزان وابستگی آنها به تأمین مالی و همچنین دوره‌های انقباض و انبساط اعتباری به صورت تجربی مورد تحلیل قرار داده است.

**روش:** جامعه آماری پژوهش شامل شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۹۵-۱۴۰۰ است که تعداد ۱۴۴ شرکت به عنوان نمونه آماری پژوهش در نظر گرفته شدند. روش پژوهش از نوع علی-معلولی بوده و روش گردآوری اطلاعات در بخش ادبیات نظری مبتنی بر مطالعات کتابخانه‌ای و در بخش آزمون فرضیه‌های پژوهش مبتنی بر اسنادکاوی صورت‌های مالی است. به طور کلی روش آماری مورد استفاده در این پژوهش روش رگرسیون داده‌های ترکیبی است.

**یافته‌ها:** سرعت تعدیل ساختار سرمایه در شرکت‌های وابسته به تأمین مالی بانکی در دوره‌های انقباض اعتباری، سریع‌تر از دوره‌های انبساط اعتباری است و این فرایند برای شرکت‌های وابسته به تأمین مالی بانکی در دوره‌های انقباض اعتباری، آهسته‌تر از شرکت‌های فاقد وابستگی بوده است.

**نتیجه‌گیری:** دو عامل وابستگی به تأمین مالی و توانگری مالی بانک‌ها در تأمین مالی شرکت‌ها، بر سرعت تعدیل ساختار سرمایه موثر هستند.

**کلیدواژه‌ها:** تعدیل ساختار سرمایه، نوسانات اعتباری، رفتار شرکت‌ها، انقباض اعتباری، انبساط اعتباری، اهرم مالی، تأمین مالی بانکی.

## ۱. مقدمه

طبق تئوری سنتی ساختار سرمایه، شرکت‌ها با توازن در هزینه‌های بدهی و منافع خود، اهرم هدف خود را تعیین می‌کنند. در غیاب اصطکاک مالی و تعدیل بازار سرمایه، شرکت‌ها با انحراف اهرم از هدف، بلافاصله ساختار سرمایه خود را به سطح هدف برمی‌گردانند. با این حال، تعدیلات اهرمی در صورت وجود هزینه‌های تعدیل (که شامل هزینه‌های معامله نیز می‌شود) زمان‌بر است. این در حالی است که هزینه‌های معامله در طول دوره‌های انبساط اعتباری کاهش می‌یابد؛ زیرا هزینه‌های تأمین مالی کاهش یافته و توانایی شرکت‌ها برای دسترسی به بازارهای سرمایه افزایش می‌یابد. بنابراین، نگاه‌ها به دلیل هزینه‌های تعدیل کمتر، در شرایط انبساط اعتباری سریع‌تر از شرایط انقباض اعتباری اهرم خود را تعدیل می‌کنند (کوک و تانگ، ۲۰۱۰). در طی یک دوره انقباض اعتباری، اعتبار بانکی کم بوده و تأثیر محدودیت بازار اعتباری برای شرکت‌های کوچک مشهودتر است (دروبتز<sup>۱</sup> و همکاران، ۲۰۱۵؛ فالكندر<sup>۲</sup> و همکاران، ۲۰۱۲). با این حال، مطالعات اندکی به طور مستقیم تأثیر نوسانات اعتبار بانکی، به ویژه شرایط انقباض و انبساط اعتباری را در تنظیم ساختار سرمایه شرکت‌ها بررسی کرده‌اند، به استثنای مطالعه دانگ<sup>۳</sup> و همکاران (۲۰۱۴)، که تأثیر بحران مالی جهانی ۲۰۰۸ بر سرعت تعدیل شرکت‌های آمریکایی را بررسی کرده است. علاوه بر این، انتظار می‌رود اثرات منفی انقباض اعتباری برای شرکت‌هایی که وابستگی بیشتری به منابع تأمین مالی بانکی دارند، بیشتر باشد. با این حال، مطالعه‌ای نقش وضعیت اعتباری بانک برای تعدیل اهرم وام‌گیرندگان را مورد بررسی قرار نداده است، اگرچه تعداد بیشتری از مطالعات اثرات سلامت بانک را بر قیمت سهام و سرمایه‌گذاری بررسی کرده‌اند (چاوا و پورناناندام<sup>۴</sup>، ۲۰۱۶؛ خاواجا و مین<sup>۵</sup>، ۲۰۰۸). بحران‌های مالی اخیر نشان می‌دهد که سیاست‌ها و شرایط عرضه منابع مالی به طور قابل توجهی بر رفتار تأمین مالی شرکت‌ها تأثیر می‌گذارد. در شرایط انقباض اعتباری، شرکت‌ها با کاهش اعتبار مالی و سرمایه‌گذاری روبرو می‌شوند (کامپلو<sup>۶</sup> و همکاران، ۲۰۱۰؛ دوچین<sup>۷</sup> و همکاران، ۲۰۱۰؛ ایواشینا و اسچرفستین<sup>۸</sup>، ۲۰۱۰)، که منجر به رشد اقتصادی پایین می‌شود. هزینه‌های معامله

1. Drobetz
2. Faulkender
3. Dang
4. Chava & Purnanandam
5. Khawaja & Mian
6. Campello
7. Duchin
8. Ivashina & Scharfstein

نیز تحت تأثیر شرایط اقتصاد کلان قرار دارد. هزینه‌های معامله در طی رونق اقتصادی (دوره انبساط اعتباری) کمتر از دوران رکود اقتصادی (دوره انقباض اعتباری) است. در طی یک دوره رونق اقتصادی، سود شرکت افزایش و سود مالیاتی بدهی افزایش می‌یابد. علاوه بر این، هزینه‌های ورشکستگی پیش‌بینی شده کاهش می‌یابد، که باعث افزایش اهرم هدف شرکت می‌شود. همچنین ارزش وثیقه در طی دوره انبساط اقتصادی افزایش یافته و در نتیجه هزینه‌های معاملاتی وام‌های بانکی کاهش می‌یابد (گرترل و گیلچریت،<sup>۱</sup> ۱۹۹۳) و این روابط برای دوره‌های انقباض اعتباری یا رکود اقتصادی نیز بالعکس است. بنابراین، شرکت‌ها می‌توانند در دوره‌های انبساط اعتباری بیشتر وام بگیرند، اما در دوره‌های انقباض اعتباری، تأمین مالی از محل منابع بانکی دشوارتر است و لذا هزینه‌های تعدیل ساختار سرمایه نیز افزایش می‌یابد. سناریوی دیگر این است که طلبکاران در طی رکود اقتصادی (یک دوره انقباض اعتباری) به دلیل افزایش عدم اطمینان اقتصادی، از ریسک‌پذیری بیشتری برخوردار می‌شوند و سرمایه خود را به شرکت‌هایی با اعتبار بالاتر منتقل می‌کنند (کابالرو و کریشنامورتی،<sup>۲</sup> ۲۰۰۸). بنابراین، محدودیت و انقباض اعتباری بیشتر از آنکه بر شرکت‌های دارای ریسک بالاتر و با منابع اعتباری جایگزین بیشتر تأثیرگذار باشد، بر شرکت‌های وابسته به بانک تأثیر می‌گذارد. مطالعات قبلی نشان داده است که تأثیر نامطلوب انقباض اعتباری به ویژه برای شرکت‌های وابسته به منابع بانکی، بسیار زیاد است (کاروالو<sup>۳</sup> و همکاران، ۲۰۱۶). با این حال، مطالعات کمی در مورد تأثیر نوسانات اعتباری در سیاست‌های مالی وام‌گیرندگان و به خصوص شرکت‌های وابسته به منابع تأمین مالی بانکی انجام شده است. از این‌رو در پژوهش حاضر به بررسی این مسئله پرداخته شده که سرعت تعدیل ساختار سرمایه در شرکت‌های وابسته و غیروابسته به منابع مالی بانکی در دوره‌های انقباض و انبساط اعتباری چگونه است؟

## ۲. مبانی نظری و پیشینه پژوهش

در میان حجم گسترده مطالعات در حوزه ساختار سرمایه، واقعیتی خودنمایی می‌کند و آن اجماع نظری است که بخش نسبتاً بزرگی از محققین حوزه مالی بدان دست یافته‌اند. براساس این اجماع نظر، شرکت‌ها ساختار سرمایه خود را با توجه به تغییرات محیط داخلی و خارجی به صورت پیوسته مورد تعدیل و اصلاح قرار می‌دهند تا سلامت مالی شرکت حفظ و ارزش آن بیشینه گردد. مطالعات تجربی متعددی توازن مجدد ساختار سرمایه را بررسی کرده و تئوری توازن را آزمون

1. Gertler & Gilchrist
2. Caballero & Krishnamurthy
3. Carvalho

کرده‌اند. شرکت‌ها ساختار سرمایه خود را با متوازن کردن هزینه‌ها و مزایای تعدیل، تنظیم می‌کنند. هزینه‌های تنظیم شامل هزینه‌های معامله، مانند عدم تقارن اطلاعات است. هزینه‌های معامله برای شرکت‌های با شفافیت اطلاعاتی کم، بالاتر از شرکت‌های دارای شفافیت اطلاعاتی بالا است. این تفاوت منجر به تقسیم منابع تأمین مالی به دو بخش می‌شود. مورد اول تحت نظارت بانک است و مورد دوم نیز در بازارهای اوراق قرضه عمومی متمرکز می‌شود. مطالعات قبلی نشان داده است که ساختار سرمایه شرکت‌های رتبه‌بندی نشده (از نظر محدودیت مالی) به دلیل هزینه‌های نسبتاً بالاتر معاملات، کندتر از شرکت‌های دیگر تنظیم می‌شوند (الساس و فلوریسیاک،<sup>۱</sup> ۲۰۱۱؛ فالکندر و همکاران، ۲۰۱۲؛ کوراجزیک و لوی،<sup>۲</sup> ۲۰۰۳). آریکاوا و هوانگ<sup>۳</sup> (۲۰۲۲) در پژوهشی با عنوان «تعدیل ساختار سرمایه در بازارهای نوظهور» نشان دادند که سرعت تعدیل در بازارهای نوظهور بسیار کند است.

سان<sup>۴</sup> و همکاران (۲۰۲۲) بیان کردند که عقاید گوناگون تحلیل‌گران و سرمایه‌گذاران در بازار سرمایه، تأثیر منفی بر سرعت تعدیل اهرم مالی دارد، که در شرکت‌هایی با عملکرد ضعیف، این امر قوی‌تر است. در واقع واگرایی عقاید تحلیل‌گران در بازار، یکی از عوامل اثرگذار بر سهام شرکت‌ها می‌باشد که همین امر می‌تواند سرعت تعدیل اهرم مالی را تحت تأثیر قرار دهد.

مورایس<sup>۵</sup> و همکاران (۲۰۱۹) در تحقیقی رابطه بین کانال‌های وام‌دهی بانک‌ها با سیاست‌های پولی را مورد بررسی قرار داده و نشان دادند که سیاست‌های انبساط پولی منجر به افزایش نقدینگی و در نتیجه سیاست‌های اعتباری گشایشی از سوی بانک‌ها می‌شود، در حالی که سیاست‌های انقباض پولی منجر به ایجاد محدودیت بیشتر در دسترسی به منابع مالی بانکی شده است.

آمیتی و وینستاین<sup>۶</sup> (۲۰۱۸) نیز در تحقیقی رابطه بین شوک‌های سیستماتیک بانک‌ها را با سرمایه‌گذاری آنها مورد بررسی قرار دادند. نتایج نشان داد بانک‌هایی که شوک‌های سیستماتیک بالاتری را تجربه می‌کنند، سرمایه‌گذاری بیشتری در اعتبارات داشته و سرمایه‌گذاری در دارایی‌های ریسکی را کمتر مورد توجه قرار می‌دهند. نتایج این تحقیق نشان می‌دهد که در شرایط افزایش شوک‌های سیستماتیک که ناشی از تغییرات منفی در شرایط کلان اقتصادی است، بانک‌ها توجه

1. Elsas & Florysiak
2. Korajczyk & Levy
3. Arikawa & Hoang
4. Sun
5. Morais
6. Amiti & Weinstein

بیشتری به تأمین مالی واحدهای تجاری با هزینه‌های مشخص و ثابت داشته‌اند. کاروالیو و همکاران (۲۰۱۶) در تحقیقی رفتار وام‌دهی بانک‌ها را مبتنی بر شرایط بحران مالی مورد بررسی قرار دادند. نتایج حاکی از آن است که در دوره‌های انقباض اعتباری، بانک‌ها نسبت‌های اندکی از منابع مالی خود را به تأمین مالی بنگاه‌های تجاری تخصیص می‌دهند و لذا تأمین مالی برای شرکت‌های وابسته به منابع بانکی در این دوره‌ها، دشوارتر از شرکت‌های فاقد وابستگی به منابع بانکی بوده است.

درویتز و همکاران (۲۰۱۵) در تحقیقی به بررسی سرعت تعدیل ساختار سرمایه شرکت‌ها در دوره‌های تجاری پرداخته‌اند. نتایج نشان داد که در چرخه‌های رونق تجاری، شرکت‌ها با سرعت بیشتری به تنظیم ساختار سرمایه خود می‌پردازند، در حالی که در دوره‌های رکود تجاری، سرعت تعدیل ساختار سرمایه به دلیل محدودیت بیشتر در دسترسی به منابع مالی، کندتر است. بکر و ایواشینا<sup>۱</sup> (۲۰۱۴) در تحقیقی رفتار چرخه‌ای تأمین اعتباری را در شرکت‌های تجاری مورد مطالعه قرار داده‌اند. نتایج نشان داد که سیاست‌های تأمین مالی از طریق منابع اعتباری، در دوره‌های رونق اقتصادی که دسترسی به منابع مالی سهل‌تر است، متمرکز بر تأمین مالی اعتباری از محل بانک‌ها بوده، در حالی که در دوره‌های رکود اقتصادی، تمایل مدیران برای تأمین مالی بیشتر متوجه بازار سهام و انتشار اوراق قرضه بوده است.

در بین تحقیقات انجام شده در داخل کشور، مطالعات متعددی به بررسی عوامل موثر بر سرعت تعدیل ساختار سرمایه شرکت‌ها پرداخته‌اند (رستم‌نژاد، ۱۳۹۷؛ سلامی کرکج، ۱۳۹۵؛ عزیزی، ۱۳۹۷؛ اکبریان، ۱۳۹۵؛ کشاورز ماسوله، ۱۳۹۵)، اما در هیچ یک از آنها نقش وابستگی به منابع تأمین مالی بانکی مشهود نیست.

اسماعیل‌پور و همکاران (۱۴۰۲) در پژوهشی به مطالعه تطبیقی عوامل موثر بر سرعت تعدیل ساختار سرمایه در بین صنایع بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. نتایج نشان داد که سرعت تعدیل ساختار سرمایه صنایع تولیدی، بزرگ‌تر از شرکت‌های خدماتی است. سرعت به دست آمده برای شرکت‌های خدماتی ۷۳ درصد و صنایع تولیدی ۸۵ درصد بوده که نشان‌دهنده سرعت زیاد تعدیل ساختار سرمایه است، که در کاهش احتمال وقوع بحران‌های مالی ناگهانی در اقتصاد موثر است.

صالحی و همکاران (۱۴۰۲) در پژوهشی به مطالعه تاثیر واگرایی عقاید سرمایه‌گذاران بر سرعت تعدیل اهرم مالی به سمت اهرم بهینه پرداختند. نتایج نشان داد که بین واگرایی عقاید سرمایه‌گذاران و

1. Becker & Ivashina

سرعت تعدیل اهرم مالی، رابطه مثبتی وجود دارد و با تشدید اختلاف عقاید بین سرمایه‌گذاران، سرعت تعدیل اهرم مالی شرکت افزایش می‌یابد. نتایج پژوهش مدارکی فراهم آورد که نشان می‌دهد اختلاف باورها و عقاید در بازار سرمایه می‌تواند مستقیماً بر مهم‌ترین رکن اساسی شرکت‌ها (اهرم مالی)، سرعت دستیابی آنها به اهرم مالی بهینه و سطح بدهی مطلوب تاثیرگذار باشد.

حقیقی طلب و همکاران (۱۳۹۷) در پژوهشی آثار تعاملی وضعیت مالی شرکت و ویژگی‌های صنعت را بر تعدیل ساختار سرمایه شرکت‌ها مورد بررسی قرار دادند. نتایج نشان داد که کسری یا مازاد تأمین مالی، تمرکز و شکوفایی صنعت به صورت مجزا، تأثیر معناداری در سرعت تعدیل در ساختار سرمایه ندارد. در صنایع با پویایی زیاد، شرکت‌ها به افزایش اهرم مالی مایل هستند. شرکت‌ها با مازاد تأمین مالی و بدهی بیشتر از هدف، به کاهش اهرم مالی تمایل دارند. شرکت‌ها با تمرکز زیاد و بدهی کمتر از هدف، مایل هستند که اهرم مالی خود را کاهش دهند. شرکت‌ها در صنایع با شکوفایی زیاد و بدهی کمتر از هدف، به کاهش اهرم مالی خود تمایل دارند.

مرادی و همکاران (۱۳۹۷) در تحقیقی تاثیر رشد تسهیلات بانکی بر رشد اقتصادی و سرمایه‌گذاری در ایران را مورد بررسی قرار دادند. نتایج این تحقیق نشان می‌دهد که اگر یک تکانه به اندازه یک انحراف معیار در تغییرات رشد مانده تسهیلات بانکی ایجاد شود، موجب افزایش رشد ارزش افزوده خواهد شد، اما اثر آن بر سرمایه‌گذاری، عموماً با وقفه ظاهر می‌شود.

ولیزاده لاریجانی و اثنی عشری (۱۳۹۶) در پژوهشی رابطه ساختار سرمایه و سرعت تعدیل آن در چرخه عمر شرکت و نقش سودآوری را بررسی کردند. نتایج نشان داد شرکت‌هایی که در مرحله بلوغ قرار دارند، ساختار بدهی خود را با سرعت بیشتری در مقایسه با شرکت‌هایی تعدیل می‌کنند که در مراحل ظهور و رشد قرار دارند. به علاوه، تغییر چرخه مرحله عمر، سرعت تعدیل ساختار سرمایه شرکت‌ها را کاهش داد. این در حالی است که با افزایش سودآوری، سهم بدهی در ساختار سرمایه شرکت کاهش یافته است.

نجنفی مقدم (۱۳۹۶) نیز در تحقیقی تاثیر انعطاف‌پذیری مالی بر تصمیمات ساختار سرمایه را با استفاده از دو مدل مختلف مورد آزمون قرار داده و دریافته که بین انعطاف‌پذیری مالی شرکت‌ها در دوره گذشته، با اهرم مالی سال جاری آنها تحت مدل فولک اندرووانگ رابطه مستقیمی وجود دارد، اما مدل برایان کلارک این رابطه را تایید نمی‌کند. همچنین شرکت‌هایی که ارزش نهایی بالایی از نظر انعطاف‌پذیری مالی دارند، تمایل به حفظ ظرفیت بدهی دوره قبل داشته و لذا تعدیلات اهرمی در ساختار سرمایه این شرکت‌ها کمتر مشهود است.

سلمانی بی‌شک و همکاران (۱۳۹۴) در تحقیقی تاثیر شوک‌های سیاست‌های پولی و مالی را بر

بازار سهام ایران مورد مطالعه قرار داده و اظهار داشتند که در کوتاه مدت شوک مخارج دولت تاثیر مثبت و در بلندمدت تاثیر منفی بر رشد شاخص قیمت سهام دارد، اگرچه این تاثیرگذاری در کوتاه مدت، قوی تر بوده است.

مرور کلی مطالعات پیشین حاکی از این است که موضوع تحقیق حاضر به خصوص در داخل کشور، مورد توجه محققین نبوده است. از طرفی با توجه به شرایط رکود اقتصادی اخیر به واسطه تحریم های اقتصادی ایران، شناسایی روش های بهینه تعدیلات اهرمی و همچنین عوامل موثر بر آن می تواند راهگشای مدیران بنگاه های تجاری در بازار سرمایه بوده و موجب کاهش ریسک ورشکستگی بسیاری از بنگاه ها گردد. از این رو انجام تحقیق حاضر با محوریت ارزیابی نقش انقباضات اعتباری و وابستگی به منابع تأمین مالی بانکی ضرورت می یابد.

### ۳. فرضیه های تحقیق

با توجه به مبانی نظری و پیشینه پژوهش، فرضیه های تحقیق به شرح زیر است:

- فرضیه ۱:** سرعت تعدیل ساختار سرمایه در شرکت های وابسته به تأمین مالی بانکی در دوره های انقباض اعتباری، آهسته تر از دوره های انبساط اعتباری است.
- فرضیه ۲:** سرعت تعدیل ساختار سرمایه شرکت های وابسته به تأمین مالی بانکی در دوره های انقباض اعتباری، آهسته تر از شرکت های فاقد وابستگی است.

### ۴. روش پژوهش

این پژوهش از نظر هدف، از نوع پژوهش های کاربردی به شمار می رود و از نظر روش، پژوهشی توصیفی مبتنی بر تحلیل رگرسیون است که در آن، از روش تحلیل داده های ترکیبی و ادغام استفاده شده است. جامعه آماری این تحقیق عبارت است از کلیه شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال های ۱۳۹۵ الی ۱۴۰۰ که صورت های مالی خود را به بورس اوراق بهادار تهران ارائه نموده اند. به منظور دستیابی به یک نمونه همگن، با استفاده از روش غربالگر و حذف سیستماتیک، تنها شرکت هایی مورد مطالعه قرار گرفتند که حائز شرایط نمونه گیری تحقیق (شامل حضور فعال در بورس طی دوره تحقیق، پایان سال مالی منتهی به ۲۹ اسفند، عدم وجود وقفه معاملاتی بیشتر از ۳ ماه، عدم تعلق به صنایع مالی و سرمایه گذاری شامل بانک ها، بیمه ها و موسسات مالی و سرمایه گذاری) بودند. با اعمال محدودیت های نمونه گیری مذکور، تعداد ۱۴۴ شرکت مورد مطالعه قرار گرفتند. داده های مورد نیاز از نرم افزار ره آورد نوین و نیز گزارش های منتشر شده سازمان بورس و اوراق بهادار جمع آوری شده است. تجزیه و تحلیل داده های پژوهش با استفاده از نرم افزار



Eviews نسخه ۱۰ و در سطح معناداری ۹۵ درصد انجام گرفت. به منظور آزمون فرضیه‌های تحقیق از آزمون‌های مانایی لوین-لین و چو<sup>۱</sup>، آزمون تشخیص اثرات مقطعی چاو و هاسمن و همچنین برازش الگوهای رگرسیونی داده‌های ترکیبی استفاده شد. مفروضات اولیه رگرسیونی نیز از طریق آزمون‌های بروش-پاگان<sup>۲</sup> و جارک-برا<sup>۳</sup> مورد آزمون قرار گرفتند.

### ۵. مدل و متغیرهای پژوهش و نحوه اندازه‌گیری آنها

در مطالعات پیشین که مشهورترین آنها تحقیق فلانری و رانگان<sup>۴</sup> (۲۰۰۶) است، به منظور سنجش سرعت تعدیل ساختار سرمایه از رابطه (۱) استفاده شده است:

$$D_{i,t} - D_{i,t-1} = \lambda(D_{i,t}^* - D_{i,t-1}) + \mu_i + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

$D_{i,t}$ : نشان‌دهنده نسبت اهرم مالی شرکت (نسبت بدهی به کل دارایی)،

$D_{i,t}^*$ : برابر با نسبت اهرم هدف برای شرکت،

$\mu_i$ : اثر مقطع (شرکت‌ها) در مدل،

$\lambda$ : برابر با سرعت تعدیل ساختار سرمایه شرکت است.

در این روش، به منظور سنجش اهرم هدف، از مقادیر برازش شده فیت شده مدل رگرسیونی ارائه شده در رابطه (۲) استفاده می‌شود:

$$D_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 q_{i,t} + \beta_2 \ln Sale_{i,t} + \beta_3 Tang_{i,t} + \beta_4 MedLEV_{i,t} + \beta_5 EBITDA_{i,t} + \beta_6 GDPgrowth_t + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

در این رابطه:

$D_{i,t}$ : برابر با نسبت کل بدهی به کل دارایی،

$q_{i,t}$ : برابر با نسبت ارزش بازار به دفتری حقوق صاحبان سهام،

$\ln Sale_{i,t}$ : برابر با لگاریتم طبیعی کل فروش،

$Tang_{i,t}$ : برابر با نسبت دارایی‌های مشهود به کل دارایی،

$MedLEV_{i,t}$ : برابر با میانه اهرم مالی در صنعت،

$EBITDA_{i,t}$ : برابر با سود قبل از کسر بهره و مالیات به کل دارایی،

$GDPgrowth_t$ : برابر با رشد تولید ناخالص داخلی نسبت به دوره قبل است.

1. Levin, Lin & Chui
2. Breusch-Pagan
3. Jarque-Bera
4. Flannery & Rangan

مطابق با فرضیه‌های تحقیق، با فرض اینکه سرعت تعدیل ساختار سرمایه هر شرکت ( $\lambda_{i,t}$ ) تابعی از وابستگی شرکت به تأمین مالی بانکی ( $FC_{i,t}$ ) و وضعیت انقباضی یا انبساطی اعتباری آن دوره مالی ( $Macro_t$ ) باشد، معادله (۳) را می‌توان تعریف کرد:

$$\lambda_{i,t} = \lambda_0 + \lambda_1 Macro_t + \lambda_2 FC_{i,t} \quad (3)$$

با جایگذاری رابطه (۳) در معادله (۱)، مدل آزمون فرضیه‌های تحقیق به شکل رابطه (۴) خواهد بود:

$$\Delta D_{i,t} = (\lambda_0 + \lambda_1 Macro_t + \lambda_2 FC_{i,t})(D_{i,t}^* - D_{i,t-1}) + \mu_i + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

این مدل برای دوره‌های انقباض و انبساط اعتباری به طور جداگانه و سپس برای شرکت‌های دارای وابستگی بانکی و فاقد وابستگی بانکی به طور جداگانه برازش داده شد. انتظار بر این است که اگر  $\lambda_1$  برای گروه شرکت‌های وابسته به بانک‌ها منفی باشد، آنگاه فرضیه اول تحقیق مورد تأیید است و در صورتی که  $\lambda_2$  در دوره‌های انقباض اعتباری منفی باشد، فرضیه دوم تحقیق صادق خواهد بود. بنابراین، به منظور آزمون فرضیه‌های تحقیق، رابطه (۴) را می‌توان به دو رابطه (۵) و (۶) تفکیک کرد، به طوری که رابطه (۵) برای شرکت‌های دارای وابستگی به تأمین مالی بانکی و رابطه (۶) برای دوره‌های انقباض اعتباری برازش داده می‌شوند.

$$\Delta D_{i,t} = (\lambda_0 + \lambda_1 Macro_t)(D_{i,t}^* - D_{i,t-1}) + \mu_i + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

$$\Delta D_{i,t} = (\lambda_0 + \lambda_2 FC_{i,t})(D_{i,t}^* - D_{i,t-1}) + \mu_i + \varepsilon_{i,t} \quad (6)$$

به طوری که،  $Macro_t$  متغیر موهومی تفکیک‌کننده دوره‌های انقباض و انبساط اعتباری است که برای دوره‌های انقباض اعتباری برابر با (۱)، و برای دوره‌های انبساط اعتباری برابر با (۰) است. به منظور تشخیص دوره‌های انبساط و انقباض اعتباری، از نسبت مطالبات معوق بانک‌ها به کل تسهیلات اعطایی آنها استفاده می‌شود. برای این منظور نسبت مذکور طی کل دوره تحقیق محاسبه شده و با استفاده از فیلتر هودریک پرسکات<sup>۱</sup> به تشخیص دوره‌های انقباض و انبساط اعتباری پرداخته می‌شود. در دوره‌هایی که مقدار نسبت مذکور پایین‌تر از مقدار روند در فیلتر باشد، دوره‌های انبساط اعتباری، و دوره‌هایی که نسبت مذکور بالاتر از مقدار روند در فیلتر باشد، دوره‌های انقباض اعتباری شناسایی می‌شوند. همچنین  $FC_{i,t}$  متغیر موهومی وابستگی به تأمین مالی بانکی برای شرکت  $i$  در سال  $t$  است و مطابق با تحقیق لیری<sup>۲</sup> (۲۰۰۹) شرکت‌هایی دارای وابستگی به منابع بانکی هستند که ارزش کل دارایی آنها در چندک ۳۰٪ پایینی تمام شرکت‌ها قرار داشته باشد (لیری، ۲۰۰۹). در این

1. Hodrich-Prescott

2. Leary

تحقیق نیز به پیروی از لیری (۲۰۰۹)، شرکت‌ها براساس ارزش کل دارایی‌ها مرتب شده و شرکت‌هایی که در هر سال ارزش دفتری کل دارایی آنها در سه دهک پایینی تمام شرکت‌ها قرار گیرد، به عنوان شرکت‌های وابسته به منابع تأمین مالی بانکی شناسایی می‌شوند. مقدار این متغیر برای شرکت‌های وابسته به منابع مالی بانکی برابر با (۱) و برای سایر شرکت‌ها برابر با (۰) است (لیری، ۲۰۰۹).

## ۶. یافته‌های پژوهش

### آمار توصیفی

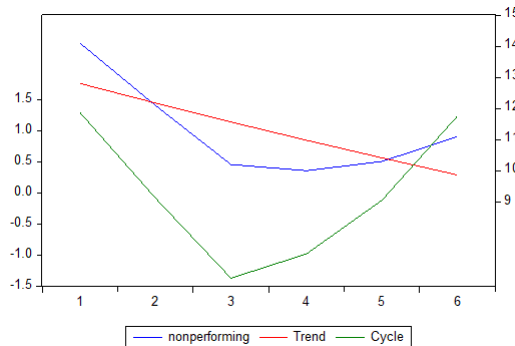
جدول (۱) شاخص‌های تمرکز و پراکنش متغیرهای تحقیق را نشان می‌دهد.

جدول ۱- آمار توصیفی متغیرها

متغیر	میانگین	میانه	بیشینه	کمینه	انحراف معیار
اهرم مالی	۰/۶۵۴۸۸۱	۰/۶۲۷۵۵۹	۴/۰۲۷۰۴	۰/۰۴۶۹۰۵	۰/۳۳۲۴۶۳
ارزش بازار به دفتری	۴/۷۹۶۹۵۷	۲/۷۶۸۱۸۲	۳۰۹/۲۰۹۷	۰	۱۳/۶۴۸۰۵
لگاریتم طبیعی فروش	۱۳/۸۶۴۰۸	۱۳/۸۰۵۶۲	۱۹/۵۶۶۳۸	۹/۰۶۹۴۶۸	۱/۵۲۴۶۳۰
نسبت دارایی‌های مشهود	۰/۹۹۴۴۹۳	۰/۹۹۷۹۱۲	۱	۰/۹۴۳۷۰۲	۰/۰۰۸۹۰۴
میانه اهرم صنعت	۰/۶۲۳۶۷۱	۰/۶۲۹۶۹۳	۰/۶۵۴۰۷۳	۰/۵۷۴۵۲۷	۰/۰۲۸۸۸۵
نسبت سود	۰/۱۱۶۱۴۰	۰/۱۰۱۸۷۲	۰/۶۳۹۲۸۴	-۱/۹۹۵۵۳	۰/۱۷۳۱۰۱
رشد تولید ناخالص داخلی	۰/۱۶۱۶۹۹	۰/۱۵۵۳۹۶	۰/۳۵۲۷۷۵	-۰/۰۰۹۴۲	۰/۱۰۴۹۰۴
اهرم هدف	۰/۶۵۱۸۷۲	۰/۶۳۴۲۲۲	۲/۴۲۹۰۱۳	۰/۰۰۵۹۴۸	۰/۲۷۶۱۲۵
انحراف اهرمی	۰/۰۰۶۵۹۶	۰/۰۰۳۳۴۵	۱/۶۸۱۷۲۸	-۱/۸۷۲۵۲	۰/۱۹۴۱۹۹

مطابق با نتایج جدول (۱) مشاهده می‌شود که نسبت اهرم مالی شرکت‌ها برابر با ۰/۶۵۴۸۸۱ و میانگین اهرم هدف برابر با ۰/۶۵۱۸۷۲ برآورد شده است. انحرافات اهرمی شرکت‌ها به طور میانگین برابر با ۰/۰۰۶۵۹۶ بدست آمده و نسبت ارزش بازار به دفتری حقوق صاحبان سهام نیز طی دوره تحقیق برابر با ۴/۷۹۶۹۵۷ برآورد شده است. لگاریتم طبیعی فروش شرکت‌ها طی دوره تحقیق به طور میانگین برابر با ۱۳/۸۶۴۰۸ و نسبت دارایی‌های مشهود آنها به کل دارایی‌ها به طور متوسط برابر با ۰/۹۹۴۴۹۳ بوده است. میانه اهرم مالی در صنعت به طور متوسط در هر سال برابر با ۰/۶۲۳۶۷۱ و نسبت سود شرکت‌ها به طور میانگین برابر با ۰/۱۱۶۱۴۰ بدست آمده است. همچنین رشد تولید ناخالص داخلی طی دوره تحقیق به طور میانگین برابر با ۰/۱۶۱۶۹۹ برآورد شده است. به منظور تشخیص دوره‌های انقباض و انبساط اعتباری از فیلتر هودریک-پرسکات بر روی نسبت مطالبات معوق به

تسهیلات اعطایی بانک‌ها طی دوره تحقیق استفاده شد. نمودار (۱) برای این فیلتر نشان می‌دهد که مقادیر این نسبت در سال‌های ۱۳۹۶، ۱۳۹۷، ۱۳۹۸ و ۱۳۹۹ کوچک‌تر از مقدار روند آن بوده و حاکی از دوره‌های انقباض اعتباری در این سال‌ها است، در حالی که دو سال ۱۳۹۵ و ۱۴۰۰ به عنوان سال‌های انبساط اعتباری شناسایی شده‌اند.



نمودار ۱- فیلتر هودریک-پرسکات در تشخیص دوره‌های انبساط و انقباض اعتباری

به منظور سنجش مانایی هریک از متغیرهای تحقیق، از آزمون لوین- لین و چو استفاده شد که نتایج آن در جدول (۲) آمده است.

جدول ۲- آزمون مانایی متغیرها

معناداری	آماره آزمون	متغیر
۰/۰۰۰	-۱۵/۱۸۳۲	اهرم مالی
۰/۰۰۰	-۱۹۰/۵۷۶	ارزش بازار به دفتری
۰/۰۰۰	-۳۷/۴۰۳۶	لگاریتم طبیعی فروش
۰/۰۰۰	-۵۵/۴۰۰۲	نسبت دارایی‌های مشهود
۰/۰۰۰	-۱۰/۲۱۸۶	میانگین اهرم صنعت
۰/۰۰۰	-۲۹/۷۵۱۰	نسبت سود
۰/۰۰۰	-۱۸/۷۷۵۹	رشد تولید ناخالص داخلی

مطابق با نتایج جدول (۲) و سطوح معناداری بدست آمده از آزمون مانایی متغیرها، تمامی متغیرهای مورد استفاده در تخمین اهرم هدف و برازش مدل اصلی تحقیق در سطح ۰/۰۵ مانا بوده‌اند. به منظور برآورد اهرم هدف که شاخص‌های تمرکز و پراکنش آن در جدول (۱) ارائه شد، از برآورد الگوی رگرسیونی ارائه شده در رابطه (۲) مقادیر پیش‌بینی شده متغیر وابسته محاسبه گردید. جدول (۳) نتایج برازش این مدل را نشان می‌دهد.

جدول ۳- مدل برآورد اهرم هدف

متغیر مستقل	ضریب	آماره t	سطح معناداری	VIF
نسبت ارزش بازار به دفتری	-۰/۰۰۱۲۴۸	۲/۱۶۰۷۸۹	۰/۰۳۱۰	۱/۰۰۲۷
لگاریتم طبیعی فروش	-۰/۰۷۶۲۹۶	-۳/۶۹۴۰۱۴	۰/۰۰۰۲	۱/۰۵۰۳
نسبت دارایی مشهود	-۴/۹۱۵۵۵۶	-۲/۸۹۳۳۶۶	۰/۰۰۳۹	۱/۰۰۷۸
اهرم صنعت	-۰/۶۹۸۵۰۹	۲/۷۹۶۲۹۳	۰/۰۰۵۳	۱/۰۲۰۶
نسبت سودآوری	-۰/۵۹۹۰۹۵	-۸/۷۳۷۱۸۲	۰/۰۰۰	۱/۱۰۱۸
رشد تولید ناخالص داخلی	-۰/۱۹۳۶۳۱	۲/۶۹۴۸۸۳	۰/۰۰۷۲	۱/۰۵۷۷
مقدار ثابت	۶/۱۹۷۷۸۷	۳/۶۳۸۰۶۲	۰/۰۰۰۳	-
آزمون چاو (معناداری)		۶/۰۵۰۰۵۳	۰/۰۰۰	
آزمون هاسمن (معناداری)		۵/۳۴۱۵۰۹	۰/۰۰۰	
آزمون تحلیل واریانس (معناداری)		۹/۸۵۸۴۵۸	۰/۰۰۰	
ضریب تعیین تعدیل شده		۰/۶۰۴۶۵۶		
آزمون بروش پاگان گادفری (معناداری)		۲/۲۰۶۱۸۷	۰/۰۶۵۹	
آزمون بروش پاگان (معناداری)		۲/۱۴۳۰۸	۰/۰۸۶۳	
آزمون چارک-برا (معناداری)		۱/۱۱۴۷۴۰	۰/۱۹۳۱	

باتوجه به سطح معناداری آزمون چاو ( $p\text{-value} = 0/000$ ) در تشخیص اثرات مقطعی و آزمون هاسمن ( $p\text{-value} = 0/000$ ) در تعیین نوع اثرات مقطعی در مدل، مدل رگرسیونی ارائه شده در جدول (۳) به روش داده‌های تابلویی با اثرات ثابت برازش داده شد. سطح معناداری آزمون تحلیل واریانس این مدل ( $p\text{-value} = 0/000$ ) کوچک‌تر از  $0/05$  بدست آمده و نشان از معناداری کلی مدل رگرسیونی دارد و مطابق با ضریب تعیین مدل،  $60/4656$  درصد از تغییرات موجود در اهرم مالی شرکت‌ها تحت این مدل قابل پیش‌بینی بوده است. سطوح معناداری آزمون‌های بروش-پاگان گادفری ( $p\text{-value} = 0/0659$ )، بروش گادفری ( $p\text{-value} = 0/0863$ ) و چارک-برا ( $p\text{-value} = 0/1931$ ) نیز به ترتیب موید همسانی واریانس، عدم خودهمبستگی سریالی و نرمال بودن توزیع جملات خطای مدل هستند. لذا نتایج مدل در تخمین اهرم هدف قابل استناد است. طبق این مدل، اهرم مالی هدف برای هر شرکت در هر سال طبق رابطه (۷) برآورد شده است.

$$D_{i,t}^* = 6.1977 + 0.00124q_{i,t} - 0.0762\text{LnSale}_{i,t} - 4.9155\text{Tang}_{i,t} + 0.6985\text{MedLEV}_{i,t} - 0.5990\text{EBITDA}_{i,t} + 0.1936\text{GDPgrowth}_t \quad (7)$$

پس از برآورد مقادیر اهرم هدف و محاسبه انحرافات اهرمی هر شرکت در هر سال، به منظور آزمون فرضیه‌های تحقیق، از برازش الگوی رگرسیونی ارائه شده در رابطه (۵) برای شرکت‌های دارای

وابستگی به تأمین مالی بانکی و برازش الگوی رگرسیونی در رابطه (۶) برای دوره‌های انقباض اعتباری استفاده شد. جدول (۴) نتایج برازش مدل رگرسیونی رابطه (۵) را برای شرکت‌های دارای وابستگی به تأمین مالی بانکی نشان می‌دهد.

جدول ۴- برازش مدل آزمون فرضیه اول

متغیر مستقل	ضریب	آماره t	سطح معناداری	VIF
انحراف اهرمی	۰/۰۲۳۹۷۹	-۰/۳۶۲۸۶۸	۰/۷۱۷۲	۷/۱۹۵۲۴۵
انقباض اعتباری * انحراف اهرمی	۰/۶۲۶۵۷۳	۸/۳۷۷۵۹۳	۰/۰۰۰	۷/۱۹۵۲۴۵
مقدار ثابت	-۰/۰۰۷۵۶۸	-۲/۲۱۲۰۶۴	۰/۰۲۸۵	-
آزمون چاو (معناداری)		۱/۱۱۷۵۸۰		۰/۲۹۵۲
آزمون تحلیل واریانس (معناداری)		۲۲۱/۶۰۸۹		۰/۰۰۰
ضریب تعیین تعدیل شده		۰/۷۴۷۵۵۱		
آزمون بروش پاگان گادفری (معناداری)		۱/۵۸۷۶۸۹		۰/۱۹۳۱
آزمون بروش پاگان (معناداری)		۱/۴۱۳۸۰۶		۰/۵۴۲۳
آزمون جارک-برا (معناداری)		۱/۸۵۴۷۷۶		۰/۲۱۴۶

سطح معناداری آزمون چاو ( $p\text{-value} = ۰/۲۹۵۲$ ) در این مدل نشان‌دهنده عدم معناداری اثرات مقطعی در مدل دارد. لذا، مدل آزمون فرضیه اول به روش داده‌های تلفیقی برازش داده شد. سطح معناداری آزمون تحلیل واریانس مدل ( $p\text{-value} = ۰/۰۰۰$ )، کوچک‌تر از  $۰/۰۵$  بدست آمده و نشان‌دهنده معناداری کلی مدل رگرسیونی بوده و مطابق با ضریب تعیین مدل،  $۷۴/۷۵۵۱$  درصد از تغییرات موجود در تغییرات اهرم در ساختار سرمایه شرکت‌ها تحت این مدل قابل پیش‌بینی بوده است. سطوح معناداری آزمون‌های بروش-پاگان گادفری ( $p\text{-value} = ۰/۱۹۳۱$ )، بروش گادفری ( $p\text{-value} = ۰/۵۴۲۳$ ) و جارک-برا ( $p\text{-value} = ۰/۲۱۴۶$ ) نیز به ترتیب موید همسانی واریانس، عدم خودهمبستگی سریالی و نرمال بودن توزیع جملات خطای مدل بوده‌اند.

در تحلیل ضرایب متغیرها در مدل تحقیق مشاهده می‌شود که در بین شرکت‌هایی که وابستگی به تأمین مالی بانکی دارند، انحرافات اهرمی تأثیر معناداری بر تغییرات اهرم مالی شرکت نداشته است ( $p\text{-value} = ۰/۷۱۷۲$ ). لذا، میزان اختلاف اهرم مالی شرکت از اهرم هدف، در حالت کلی منجر به تغییرات ساختار سرمایه شرکت‌ها نشده است. اما بررسی تأثیر متقابل دوره‌های انقباض اعتباری و انحرافات اهرمی بر روی تغییرات اهرم مالی شرکت ( $p\text{-value} = ۰/۰۰۰$ ) نشان می‌دهد که در دوره‌های انقباض اعتباری، با افزایش اختلاف اهرم مالی از اهرم هدف، تغییرات بزرگ‌تری در نسبت

اهرم مالی شرکت‌های وابسته به تأمین مالی بانکی اتفاق افتاده است. به بیان دیگر، سرعت تعدیل ساختار سرمایه در شرکت‌های وابسته به تأمین مالی بانکی در دوره‌های انقباض اعتباری، سریع‌تر از دوره‌های انبساط اعتباری بوده است و از این رو فرضیه اول تحقیق در سطح خطای ۰/۰۵ رد می‌شود. نتایج این فرضیه موید آن است که در دوره‌های انقباض اعتباری بانک‌ها که نسبت مطالبات مشکوک الوصول، فراتر از حد مورد انتظار است، شرکت‌های وابسته به تأمین مالی بانکی، سرعت تعدیل بالاتری در ساختار سرمایه داشته‌اند. بنابراین، به نظر می‌رسد که تعدیل ساختار سرمایه این گروه از شرکت‌ها در این دوره‌ها، بیشتر از محل ایجاد سایر بدهی‌ها بوده است. جدول (۵) نتایج برازش مدل رگرسیونی رابطه (۶) را برای دوره‌های انقباض اعتباری نشان می‌دهد.

جدول ۵- برازش مدل آزمون فرضیه دوم

متغیر مستقل	ضریب	آماره t	سطح معناداری	VIF
انحراف اهرمی	۰/۸۲۵۶۴۲	۲۶/۱۹۱۷۷	۰/۰۰۰	۳/۳۲۲۶
وابستگی به تأمین مالی * انحراف اهرمی	-۰/۱۷۶۸۴۳	-۴/۲۷۲۶۵۵	۰/۰۰۰	۳/۳۲۲۶
مقدار ثابت	-۰/۰۰۷۳۴۶	-۲/۶۷۳۳۳۵	۰/۰۰۷۸	-
آزمون چاو (معناداری)	۰/۶۳۷۸۵۲		۰/۹۹۹۲	
آزمون تحلیل واریانس (معناداری)	۵۱۱/۲۰۶۵		۰/۰۰۰	
ضریب تعیین تعدیل شده	۰/۶۷۹۱۸۳			
آزمون بروش پاگان گادفری (معناداری)	۱/۰۶۸۲۷۸		۰/۲۱۷۳	
آزمون بروش پاگان (معناداری)	۰/۸۱۹۱۵۷		۰/۴۴۱۳	
آزمون جاک-برا (معناداری)	۱/۵۴۹۴۱۶		۰/۳۰۰۵	

سطح معناداری آزمون چاو ( $p\text{-value} = ۰/۹۹۹۲$ ) در این مدل نشان‌دهنده عدم معناداری اثرات مقطعی در مدل است. لذا، مدل آزمون فرضیه دوم به روش داده‌های تلفیقی برازش داده شد. سطح معناداری آزمون تحلیل واریانس مدل ( $p\text{-value} = ۰/۰۰۰$ ) کوچک‌تر از ۰/۰۵ بدست آمده و حاکی از معناداری کلی مدل رگرسیونی بوده و مطابق با ضریب تعیین مدل، ۶۷/۹۱۸۳ درصد از تغییرات موجود در تغییرات اهرم در ساختار سرمایه شرکت‌ها تحت این مدل قابل پیش‌بینی بوده است. سطوح معناداری آزمون‌های بروش-پاگان گادفری ( $p\text{-value} = ۰/۲۱۷۳$ )، بروش گادفری ( $p\text{-value} = ۰/۴۴۱۳$ ) و جاک-برا ( $p\text{-value} = ۰/۳۰۰۵$ ) نیز به ترتیب موید همسانی واریانس، عدم خودهمبستگی سریالی و نرمال بودن توزیع جملات خطای مدل بوده‌اند.

در تحلیل ضرایب متغیرها در مدل تحقیق مشاهده می‌شود که در دوره‌های انقباض اعتباری، انحرافات اهرمی تأثیر معناداری بر روی تغییرات اهرم مالی در ساختار سرمایه داشته است. همچنین

تاثیر متقابل وابستگی به تأمین مالی بانکی با انحرافات اهرمی نشان می‌دهد که در شرکت‌هایی که وابستگی به تأمین مالی بانکی وجود دارد، افزایش انحرافات اهرمی منجر به کاهش ( $\beta = -0.1768$ ) تغییرات اهرم مالی در ساختار سرمایه شده است و منفی بودن این ضریب در مدل نشان می‌دهد که در دوره‌های انقباض اعتباری، سرعت تعدیل ساختار سرمایه برای شرکت‌های دارای وابستگی تأمین مالی آهسته‌تر از سرعت تعدیل ساختار سرمایه در شرکت‌های فاقد وابستگی تأمین مالی بانکی بوده است. از این رو فرضیه دوم تحقیق در سطح ۰/۰۵ مورد تأیید قرار گرفت. طبق این نتایج، در شرکت‌های وابسته به تأمین مالی بانکی، انحرافات اهرمی بیشتر از مقدار اهرم هدف منجر به تغییرات منفی در ساختار سرمایه می‌شود، یعنی شرکت‌هایی با این ویژگی، در دوره‌های انقباض اعتباری، تمایل به کاهش مقدار اهرم مالی خود در ساختار سرمایه دارند.

## ۷. نتیجه‌گیری

در این پژوهش سرعت تعدیل ساختار سرمایه شرکت‌ها با توجه به وابستگی شرکت‌ها به تأمین مالی بانکی و همچنین در دوره‌های انبساط و انقباض اعتباری مورد مطالعه قرار گرفت. برای این منظور دو فرضیه تعریف شده و فرضیات تحقیق برای تعداد ۱۴۴ شرکت طی سال‌های ۱۳۹۵ تا ۱۴۰۰ مورد آزمون قرار گرفتند. نتایج حاصل از تجزیه و تحلیل داده‌ها حاکی از عدم تأیید فرضیه اول و تأیید فرضیه دوم تحقیق است. نتایج نشان داد که در دوره‌های انقباض اعتباری بانک‌ها که نسبت مطالبات مشکوک الوصول، بالاتر از مقدار روند آن است، شرکت‌های وابسته به تأمین مالی بانکی سرعت تعدیل بالاتری در ساختار سرمایه داشته‌اند. این نتیجه نشان می‌دهد که در دوره‌های انقباض اعتباری منجر به روی‌آوری شرکت‌های وابسته به تأمین مالی به افزایش نسبت اهرم در ساختار سرمایه می‌گردد و این شرکت‌ها تلاش بیشتری برای کاهش انحرافات اهرمی خود نسبت به مقدار هدف خواهند داشت. از آنجا که دوره‌های انقباض اعتباری نشأت گرفته از شرایط کلی اقتصاد کلان نیز می‌باشد، این تاثیرگذاری بر عملکرد شرکت‌ها و توانگری مالی آنها نیز دور از ذهن نیست. در این میان شرکت‌هایی که اندازه‌های کوچک‌تر و وابستگی بیشتری به تأمین مالی دارند، این اثرات اقتصادی را در دوره‌های انقباض اعتباری با اندازه‌های بزرگ‌تری نسبت به دوره‌های انبساط اعتباری درک نموده و درصد تعدیل ساختار سرمایه خود بر خواهند آمد. از این منظر، یافته‌های این فرضیه مورد انتظار بوده و نشان می‌دهد که شرکت‌های کوچک‌تر با وابستگی بیشتر به منابع بانکی، در دوره‌های انقباض اعتباری، وابستگی بیشتری به تأمین مالی خواهند داشت. این یافته‌ها، نتایج تحقیقات کاروالیو و همکاران (۲۰۱۶) و ایواشینا و همکاران (۲۰۱۰) را تأیید می‌کند.



طبق یافته‌های فرضیه دوم تحقیق نیز مشاهده شد که در شرکت‌های وابسته به تأمین مالی بانکی، انحرافات اهرمی بیشتر از مقدار اهرم هدف، منجر به تغییرات منفی در ساختار سرمایه می‌شود، یعنی شرکت‌هایی با این ویژگی، در دوره‌های انقباض اعتباری، تمایل به کاهش مقدار اهرم مالی خود در ساختار سرمایه دارند. اگرچه این نتایج در مقایسه با شرکت‌های فاقد وابستگی زیاد به تأمین مالی بوده است و فرض وابستگی به تأمین مالی این شرکت‌ها در فرضیه اول را نقض نمی‌کند و نشان می‌دهد که دو عامل وابستگی به تأمین مالی و میزان توانگری مالی بانک‌ها در تأمین مالی شرکت‌ها، دو عامل اثرگذار در سرعت تعدیل ساختار سرمایه بوده‌اند. با استناد به این نتایج به نظر می‌رسد که تعدیلات اهرمی با توجه به هزینه‌هایی که بر شرکت تحمیل می‌کند، باید با توجه به شرایط کلی اقتصاد کلان و توانگری مالی بانک‌ها در دوره‌های انقباض اعتباری صورت پذیرد و از طرفی در راستای تعدیل اهرم، مقدار بهینه و هدف باید از پیش توسط مدیران مشخص شود.

در دوره رونق اقتصادی، سود شرکت افزایش و سود مالیاتی بدهی افزایش می‌یابد. همچنین، هزینه‌های ورشکستگی پیش‌بینی شده کاهش می‌یابد، که باعث افزایش اهرم هدف شرکت می‌شود. علاوه بر این، ارزش وثیقه در طی دوره انقباض اقتصادی افزایش یافته و در نتیجه هزینه‌های معاملاتی وام‌های بانکی کاهش می‌یابد و این روابط برای دوره‌های انقباض اعتباری یا رکود اقتصادی نیز بالعکس است. بنابراین، شرکت‌ها می‌توانند در دوره‌های انقباض اعتباری، رفتار خود را تغییر دهند و به سمت اخذ وام بیشتر گرایش یابند. اما در دوره‌های انقباض اعتباری، تأمین مالی از محل منابع بانکی دشوارتر است و لذا هزینه‌های تعدیل ساختار سرمایه نیز افزایش می‌یابد. از طرفی طلبکاران در طی رکود اقتصادی (یک دوره انقباض اعتباری) به دلیل افزایش عدم اطمینان اقتصادی، رفتار ریسکی بیشتری دارند و سرمایه خود را به شرکت‌هایی با اعتبار بالاتر منتقل می‌کنند. بنابراین، محدودیت و انقباض اعتباری بیشتر از آنکه بر رفتار شرکت‌های دارای ریسک بالاتر و با منابع اعتباری جایگزین بیشتر تاثیرگذار باشد، بر رفتار شرکت‌های وابسته به بانک تأثیر می‌گذارد.

به مدیران، سرمایه‌گذاران و اعتباردهندگان شرکت‌ها پیشنهاد می‌شود برای اینکه بتوانند اطلاعات بهتر و کامل‌تری درباره نحوه مدیریت و ترکیب منابع مالی شرکت‌ها در اختیار داشته باشند، به سرعت تعدیل ساختار سرمایه شرکت‌های مدنظرشان توجه کنند. در راستای نتایج پژوهش حاضر پیشنهاد می‌شود، برای کسب نتایج مطلوب‌تر و واقعی‌تر، بازه زمانی پژوهش افزایش یابد؛ زیرا افزایش حجم نمونه آماری قابلیت مقایسه بهتر را فراهم می‌آورد. به پژوهشگران آتی نیز پیشنهاد می‌شود نقش چرخه عمر شرکت را در مورد سرعت تعدیل ساختار سرمایه در شرکت‌های وابسته و غیروابسته به منابع مالی بانکی در دوره‌های انقباض و انبساط اعتباری را مورد مطالعه قرار دهند.

## منابع

- اسماعیل پور، پریسا؛ اسگرنژاد نوری، باقر؛ زارعی، قاسم؛ بیگی فیروزی، اللهیار (۱۴۰۲). مطالعه تطبیقی عوامل مؤثر بر سرعت تعدیل ساختار سرمایه در بین صنایع بورس اوراق بهادار تهران. *مدیریت دارایی و تأمین مالی*، ۱۱(۱)، ص ۱۰۱-۱۲۰.
- اکبریان، مرتضی (۱۳۹۵). *تأثیر ریسک بر سرعت تعدیل ساختار سرمایه شرکت های پتروشیمی پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران*. پایان نامه کارشناسی ارشد. دانشکده مدیریت و حسابداری، موسسه آموزش عالی ارشاد دماوند.
- حقیقی طلب، بهاره؛ عباسزاده، محمدرضا؛ صالحی، مهدی (۱۳۹۷). بررسی آثار تعاملی وضعیت مالی شرکت و ویژگی های صنعت در تعدیل ساختار سرمایه. *مدیریت دارایی و تأمین مالی*، ۶(۴)، ص ۱۹-۴۲.
- رستمزاد، بهمن (۱۳۹۷). *تأثیر فاکتورهای سطح شرکت، بازار و کلان اقتصادی بر سرعت تعدیل ساختار سرمایه*. پایان نامه کارشناسی ارشد. دانشکده مدیریت و حسابداری، موسسه آموزش عالی باختر ایلام.
- سلامی کرکچ، نگار (۱۳۹۵). *تأثیر هزینه های نمایندگی بر سرعت تعدیل ساختار سرمایه*. پایان نامه کارشناسی ارشد. دانشکده مدیریت، موسسه آموزش عالی الغدیر.
- سلمانی بی شک، محمدرضا؛ برقی اسکویی، محمدمهدی؛ لک، سودا (۱۳۹۴). *تأثیر شوک های سیاست های پولی و مالی بر بازار سهام ایران. تحقیقات مدل سازی اقتصادی*، ۲۲، ص ۱۳۱-۹۳.
- صالحی، مهدی؛ رستمی، وهاب؛ کارگر، حامد (۱۴۰۲). *تأثیر واگرایی عقاید سرمایه گذاران بر سرعت تعدیل اهرم مالی به سمت اهرم بهینه. پیشرفت های حسابداری*، ۱۱(۱)، ص ۲۰۹-۲۲۶.
- عزیزی، فاطمه (۱۳۹۷). *بررسی تأثیر تعهد بدهی بر سرعت تعدیل ساختار سرمایه*. پایان نامه کارشناسی ارشد. دانشگاه آزاد اسلامی واحد دماوند.
- کشاوری ماسوله، سمانه (۱۳۹۵). *بررسی رابطه سودآوری با ساختار سرمایه و سرعت تعدیل اهرم*. پایان نامه کارشناسی ارشد. دانشگاه مازندران.
- مرادی، ابراهیم؛ غفاری اسمعیلی، سیدمرتضی؛ احمدی، آرش (۱۳۹۷). *تأثیر رشد تسهیلات بانکی بر رشد اقتصادی و سرمایه گذاری در ایران. پژوهش های پولی- بانکی*، ۱۱(۳۵)، ص ۲۴-۱.
- نجفی مقدم، علی (۱۳۹۶). *تأثیر انعطاف پذیری مالی بر تصمیمات ساختار سرمایه با استفاده از دو مدل برایان کلارک و فولک اندرووانگ. مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار*، ۳۳، ص ۱۸۲-۱۵۳.
- ولیزاده لاریجانی، اعظم؛ اثی عشری، حمیده (۱۳۹۶). *ساختار سرمایه و سرعت تعدیل آن در چرخه عمر شرکت و نقش سودآوری. راهبرد مدیریت مالی*، ۵(۴)، ص ۶۹-۹۲.
- Amiti, M. & Weinstein, D.E. (2018). How Much do Idiosyncratic Bank Shocks Affect Investment? Evidence from Matched Bank-Firm Loan Data. *Journal of Political Economy*, 126(2), p. 525-587.
- Arikawa, Y. & Hoang, H.N. (2022). Capital Structure Adjustment in Emerging Markets. *Evidence from Vietnam*. Retrieved from: [https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract\\_id=4009437](https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=4009437)
- Becker, B. & Ivashina, V. (2014). Cyclical Credit Supply: Firm Level Evidence. *Journal of Monetary Economics*, 62(1), p. 76-93.
- Caballero, R.J. & Krishnamurthy, A. (2008). Collective Risk Management in a Flight to Quality Episode. *Journal of Finance*, 63(5), p. 2195-2230.
- Campello, M., Graham, J.R. & Harvey, C.R. (2010). The Real Effects of Financial Constraints:

- Evidence from a Financial Crisis. *Journal of Financial Economics*, 97(3), p. 470–487.
- Carvalho, D., Ferreira, M.A. & Matos, P. (2016). Lending Relationships and the Effect of Bank Distress: Evidence from the 2007–2009 Financial Crisis. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 50(6), p. 1165–1197.
- Chava, S. & Purnanandam, A. (2011). The Effect of Banking Crisis on Bank-Dependent Borrowers. *Journal of Financial Economics*, 99(1), p. 116–135.
- Cook, D.O. & Tang, T. (2010). Macroeconomic Conditions and Capital Structure Adjustment Speed. *Journal of Corporate Finance*, 16(1), p. 73–87.
- Dang, V.A., Kim, M. & Shin, Y. (2014). Asymmetric Adjustment toward Optimal Capital Structure: Evidence from a Crisis. *International Review of Financial Analysis*, No. 33, p. 226–242.
- Drobetz, W., Schilling, D.C. & Schröder, H. (2015). “Heterogeneity in the Speed of Capital Structure Adjustment across Countries and over the Business Cycle. *European Financial Management*, 21(5), p. 936–973.
- Duchin, R., Ozbas, O. & Sensoy, B.A. (2010). Costly External Finance, Corporate Investment, and the Subprime Mortgage Credit Crisis. *Journal of Financial Economics*, 97(3), p. 418–435.
- Elsas, R. & Florysiak, D. (2011). Heterogeneity in the Spee of Adjustment toward Target Leverage. *International Review of Finance*, 11(2), p. 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), p. 632–646.
- Flannery, M.J. & Rangan, K.P. (2006). Partial Adjustment toward Target Capital Structures. *Journal of Financial Economics*, 79(3), p. 469–506.
- Gertler, M. & Gilchrist, S. (1993). The Cyclical Behavior of Short-Term Business Lending. Implications for Financial Propagation Mechanisms. *European Economic Review*, 37(2–3), p. 623–631.
- Ivashina, V. & Scharfstein, D. (2010). Bank Lending during the Financial Crisis of 2008. *Journal of Financial Economics*, 97(3), p. 319–338.
- Khawaja, A.I. & Mian, A. (2008). Tracing the Impact of Bank Liquidity Shocks: Evidence from an Emerging Market. *American Economic Review*, 98(4), p. 1413–1442.
- Korajczyk, R.A. & Levy, A. (2003). Capital Structure Choice: Macroeconomic Conditions and Financial Constraints. *Journal of Financial Economics*, 68(1), p. 75–109.
- Leary, M.T. (2009). Bank Loan Supply, Lender Choice, and Corporate Capital Structure. *Journal of Finance*, 64(3), p. 1143–1185.
- Morais, B., Peydró, J., Roldán-Peña, J. & Ruiz-Ortega, C. (2019). The International Bank Lending Channel of Monetary Policy Rates and QE: Credit Supply, Reach-for-Yield, and Real Effects. *Journal of Finance*, 74(1), p. 55–90.
- Sun, R., Ho, K.C., Chang, C.L. & Luo, S. (2022). How Does Analyst Coverage Influence Corporate Leverage Adjustment: Evidence from China. *Emerging Markets Finance and Trade*, 58(13), p. 3881–3897. <https://doi.org/10.1080/1540496X.2022.2073815>