

The Effect of Firm Financial Position and Industry Characteristics on Capital Structure Adjustment

Bahareh Haghghi Talab^{1*}, Mohammad Reza Abbaszadeh², Mehdi Salehi³

- 1- Ph.D. Candidate, Department of Accounting, Faculty of Administrative Sciences and Economics, Ferdowsi University of Mashhad, Mashhad, Iran
b.haghighitalab@gmail.com
- 2- Associate Professor, Department of Accounting, Faculty of Administrative Sciences and Economics, Ferdowsi University of Mashhad, Mashhad, Iran
abbas33@um.ac.ir
- 3- Associate Professor, Department of Accounting, Faculty of Administrative Sciences and Economics, Ferdowsi University of Mashhad, Mashhad, Iran
mehdi.salehi@um.ac.ir

Abstract

This study investigates the influence of deficit and surplus and then the effect of industry characteristics, including industry concentration, industry munificence and industry dynamism on the capital structure adjustment. Results may be useful to distinguish main reasons of financing decisions in firms with same deficit/surplus and same industry characteristics. Listed companies in Tehran Stock Exchange were investigated from 2006 to 2016. Deficit and surplus, industry concentration and industry munificence have no effect on capital structure adjustments separately. In both high and low dynamism industries, firms tend to increase their debt. Firms with surplus and debt well below/above target are likely to reduce their debt compared to other firms. In high and low concentrated industries, firms with debt well below target are likely to reduce their debt. In high (low) munificent industries, firms with debt well below target, are more likely to adjust their debt downwards (upwards). Firms in less dynamic industries (More stable), whose debt is below the target, rapidly adjust their debt downwards.

Keywords: Capital structure, Financial Position, Industry Characteristics

بررسی آثار تعاملی وضعیت مالی شرکت و ویژگی‌های صنعت در تعدیل ساختار سرمایه

بهاره حقیقی‌طلب^{۱*}، محمدرضا عباس‌زاده^۲، مهدی صالحی^۳

- ۱- دانشجوی دکتری، گروه حسابداری، دانشکده علوم اداری و اقتصاد، دانشگاه فردوسی مشهد، مشهد، ایران
b.haghighitalab@stu.um.ac.ir
- ۲- دانشیار، گروه حسابداری، دانشکده علوم اداری و اقتصاد، دانشگاه فردوسی مشهد، مشهد، ایران
abbas33@um.ac.ir
- ۳- دانشیار، گروه حسابداری، دانشکده علوم اداری و اقتصاد، دانشگاه فردوسی مشهد، مشهد، ایران
mehdi.salehi@um.ac.ir

چکیده

هدف این مطالعه بررسی تأثیر کسری/مازاد مالی و تأثیر سه ویژگی صنعت (تمرکز، شکوفایی و پویایی) در سرعت تعدیل‌های ساختار سرمایه است. نتایج برای تشخیص دلایل اصلی اتخاذ تصمیم‌های تأمین مالی مختلف در شرکت‌های دارای کسری/مازاد مالی مشابه و ویژگی‌های مشابه صنعت می‌تواند مفید باشد. در این پژوهش، شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران در سال‌های ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۴ بررسی شد. کسری/مازاد تأمین مالی، تمرکز و شکوفایی صنعت به صورت معجزا، تأثیر معناداری در سرعت تعدیل در ساختار سرمایه ندارد. در صنایع با پویایی زیاد/کم، شرکت‌ها به افزایش اهرم مالی مایل هستند. شرکت‌ها با مازاد تأمین مالی و بدهی بیشتر/کمتر از هدف به کاهش اهرم مالی تمایل دارند. شرکت‌ها با تمرکز زیاد/کم و بدهی کمتر از هدف مایلند اهرم مالی خود را کاهش دهند. شرکت‌ها در صنایع با شکوفایی زیاد (کم) و بدهی کمتر از هدف، به ترتیب، به کاهش (افزایش) اهرم مالی خود تمایل دارند. شرکت‌ها در صنایع با پویایی کم (با ثبات‌تر) و بدهی کمتر از هدف، با بیشترین سرعت به سمت کاهش اهرم مالی پیش می‌روند.

واژه‌های کلیدی: ساختار سرمایه، مشخصات صنعت، وضعیت مالی

مقدمه

را در ساختار سرمایه مدّ نظر قرار دادند. با توجه به این موضوع، می توان انتظار داشت ویژگی های صنعت در سرعت تعدیل های ساختار سرمایه نیز مؤثر باشد؛ بنابراین در این پژوهش، علاوه بر بررسی تأثیر کسری و مازاد تأمین مالی، ارتباط ویژگی های صنعت شامل تمرکز، شکوفایی و پویایی با یک الگوی تعدیل بدهی هدف بررسی می شود [۵۰]. تعدادی از مطالعات انجام شده بیان می کند که الگوهای بده - بستان و سلسله مراتبی ساختار سرمایه بیشتر از اینکه منحصراً متضاد هم باشند، مکمل یکدیگرند [۱۷، ۲]؛ با وجود این، تعدیل به سمت نسبت بدهی هدف نشان می دهد شرکت ها درباره هزینه ها و منافع بدهی مصالحه (بده - بستان) ^{۱۰} می کنند؛ به عنوان مثال، واس و نایموری ^{۱۱} (۱۹۹۷) نشان دادند شرکت های نیوزلندی در انتخاب منابع تأمین مالی از چارچوب سلسله مراتبی ^{۱۲} پیروی می کنند. همچنین مطالعات نشان می دهد شرکت ها، نسبت بدهی هدف دارند و چنانچه از این نسبت عدول کنند، به سمت آن برگشت خواهند کرد. در این مطالعه، سرعت تعدیل ساختار سرمایه شرکت های ایرانی به سمت نسبت بدهی هدف و تغییر سرعت تعدیل با توجه به وضعیت مالی (کسری و مازاد تأمین مالی) و ویژگی های صنعت شرکت بررسی می شود. برای تشریح این موضوع، بینش های اصلی نظریه سلسله مراتبی باید با مشاهده های عدم توازن در جریان های نقدی (کسری/مازاد تأمین مالی) ترکیب شود که احتمالاً سبب تعدیل در ساختار سرمایه می شود؛ بنابراین انتظار می رود وضعیت مالی ^{۱۳} شرکت

مطالعات ساختار سرمایه که بایون ^۱ (۲۰۰۸) انجام داد، تأثیر کسری و مازاد مالی را در سرعت تعدیل در مقایسه با نسبت بدهی هدف بررسی می کند؛ در حالی که مطالعه کایو و کیمورا ^۲ (۲۰۱۱) بررسی می کند آیا ویژگی های صنعت به طور مستقیم، در اهرم مالی اثر دارد یا خیر؟ این مطالعه، مبانی نظری پژوهش را با استفاده از الگوی بایون (۲۰۰۸) برای بررسی آثار متقابل کسری و مازاد های مالی و سرعت تعدیل ساختار سرمایه به تفکیک ویژگی های صنعت (شامل تمرکز ^۳، شکوفایی ^۴ و پویایی ^۵ صنعت) که کایو و کیمورا شناسایی کردند، بسط می دهد.

بایون (۲۰۰۸) بیان می کند عدم توازن در تأمین مالی در قالب کسری ها و مازاد های مالی ^۶، احتمالاً در سرعت تعدیل ساختار سرمایه اثر می گذارد. انتظار می رود شرکت های با کسری تأمین مالی و بدهی کمتر از هدف ^۷ و نیز شرکت های با مازاد تأمین مالی و نسبت بدهی بیشتر از هدف ^۸، در مقایسه با سایر شرکت ها، با سرعت بیشتری ساختار سرمایه خود را تعدیل کنند. کایو و کیمورا (۲۰۱۱) بررسی کردند که آیا ویژگی های 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 ^۹ (۲۰۰۰) درباره تأثیر عوامل خارجی در استراتژی شرکت و بنابراین احتمال مؤثر بودن ویژگی های صنعت

1. Byoun
2. Kayo and Kimura
3. industry concentration
4. industry munificence
5. industry dynamism
6. financial deficits and surpluses
7. below-target debt
8. Above-target debt
9. Simerly and Li

10. Trade off

11. Vos and Nyamori

12. Pecking order framework

13. Financial position

کسری و مازاد تأمین مالی (فرضیه اول) و نیز تأثیر ویژگی‌های صنعت (تمرکز، شکوفایی و پویایی صنعت) را در سرعت تعدیل در ساختار سرمایه بررسی می‌کند (فرضیه دوم تا چهارم). یافته‌های پژوهش نشان می‌دهد شرکت‌ها در صنایع با تمرکز، شکوفایی و پویایی بیشتر در ایران، به تعدیل نسبت بدهی خود به سمت بالا تمایل دارند. همچنین شرکت‌ها در صنایعی با شکوفایی زیاد و نسبت بدهی کمتر از هدف و شرکت‌ها با پویایی زیاد و نسبت بدهی کمتر از هدف، به سمت کاهش نسبت بدهی در ساختار سرمایه پیش می‌روند. در ادامه، پس از ارائه پیشینه پژوهش و بسط فرضیه‌ها، متغیرهای استفاده شده و روش‌های آزمون فرضیه‌ها و تعیین جامعه آماری (نحوه گردآوری داده‌ها) معرفی و در پایان، نتایج به دست آمده از آزمون فرضیه‌ها و یافته‌های پژوهش ارائه می‌شود.

مبانی نظری

تأمین مالی شرکت‌ها، یکی از چالش‌برانگیزترین مباحث در حوزه بازار سرمایه است. ساختار سرمایه یکی از مهمترین پارامترهای مؤثر بر ارزش شرکت - و جهت گیری آن در بازار سرمایه است. شرکت‌ها با توجه به منابع تأمین مالی، بازده و ریسک متفاوتی در عرصه بازار سرمایه دارند؛ بنابراین تصمیم‌های مربوط به ساختار سرمایه، نقش مؤثری در کارایی و اعتبار شرکت‌ها نزد مؤسسات تأمین سرمایه خواهد داشت؛ لذا تصمیم‌گیری درباره ساختار سرمایه یکی از پیچیده‌ترین موضوعات پیش روی مدیران مالی شرکت‌ها است. مودیلیانی و میلر^۲ (۱۹۵۸) نشان دادند در بازارهای کارا، ساختار سرمایه نباید هیچ تأثیری در ارزش

در سرعت تعدیل ساختار سرمایه مؤثر باشد؛ به گونه‌ای که شرکت‌های با کسری و مازاد بیشتر از نسبت بدهی هدف، تمایل بیشتری به تعدیل ساختار سرمایه داشته باشند.

همچنین انتظار می‌رود شرکت‌ها در صنایع کمتر تمرکز یافته، قدرت کمتری در بازار داشته باشند؛ بنابراین انگیزه بیشتری برای تعدیل به سمت نسبت بدهی هدف داشته باشند. معیار استفاده شده در اندازه‌گیری تمرکز صنعت در این مطالعه، شاخص هرفیندال^۱ است که سهم بازار یک شرکت را در صنعت محاسبه می‌کند. 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 به سرعت 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، به دلیل وجود ثبات کمتر در این صنایع، به سرعت با کاهش نسبت بدهی یا افزایش سرمایه، به سمت اهرم مالی هدف حرکت کنند تا احتمال وقوع بحران مالی را کاهش دهند [۵۰].

با توجه به پژوهش‌های اشاره شده، پژوهش حاضر از این لحاظ نوآوری دارد که با در نظر گرفتن متغیرهای مؤثر در هزینه‌های تعدیل ساختار سرمایه (شامل سودآوری، فرصت‌های رشد، اندازه شرکت و مشهود بودن دارایی‌ها) در فرضیه‌های جداگانه، اثر

شرکت داشته باشد. اگرچه نقایص بازار سرمایه مانند مالیات و مخارج ورشکستگی نشان می‌دهد انتخاب ساختار سرمایه در ارزش شرکت تأثیر دارد، شرکت‌ها دربارهٔ منافع و هزینه‌های بدهی بده - بستان می‌کنند و یک نسبت بدهی - سرمایه هدف خواهند داشت.

شواهد در پیمایشی از شرکت‌های امریکایی نشان داد ۷۱ درصد مدیران مالی، دامنه‌ای از نسبت بدهی - سرمایه در نظر دارند و بیشتر از ده درصد آنها نسبت بدهی مشخص دارند که این امر با نظریهٔ بده - بستان (توازن) ساختار سرمایه مطابقت دارد [۲۳].

به اعتقاد مایرز^۱ (۱۹۸۴) شرکت‌هایی که از الگوی نظریهٔ توازن استفاده می‌کنند، نسبتی برای بدهی هدف تعیین می‌کنند و جهت حرکت شرکت به سوی آن تنظیم می‌شود. براساس نظریهٔ مذکور، پژوهش‌های متعدد، شواهدی را نشان داد که شرکت‌ها به سمت ساختار سرمایه هدف خود در حرکتند؛ اگرچه سرعت تعدیل در پژوهش‌های مختلف به صورت متفاوتی گزارش شده است؛ به طور مثال، فاما و فرنچ (۲۰۰۲) دریافتند شرکت‌ها با سرعتی معادل سالانه ۷ تا ۱۷ درصد به سمت نسبت بدهی هدف حرکت می‌کنند.

هواکیمیان و لی^۲ (۲۰۱۱) سرعت تعدیل را بین ۵ تا ۸ درصد برآورد می‌کنند؛ در حالی که فلائری و رنگان^۳ (۲۰۰۶) نشان دادند نرخ تعدیل سالانه ۳۴ درصد است. سرعت بیشتر تعدیل در مطالعات قبلی جلیوند و هریس^۴ (۱۹۸۴) نیز گزارش شده بود. سایر مطالعات مانند لمون^۵ و همکاران (۲۰۰۸) و هانگ و ریتزر^۶ (۲۰۰۹) نیز سرعت تعدیل را در دامنه‌های مشابه

گزارش کردند. به طور کلی، شرکت‌ها تنها زمانی ساختار سرمایه خود را تعدیل می‌کنند که مزایای انجام این کار بیشتر از هزینه‌های آن باشد [۱۸].

تعداد زیادی از پژوهش‌ها می‌کوشند چگونگی حرکت شرکت‌ها و سرعت حرکت آنها را به سمت اهرم مالی هدف بررسی کنند و اعتبار نظریهٔ توازن را بیازمایند [۴۴، ۱۰]. دانگ^۷ و همکاران (۲۰۱۱) در بررسی شرکت‌های انگلیسی دریافتند شرکت‌های با عدم تعادل مالی زیاد، سرمایه‌گذاری بزرگ و نوسان درآمد کم، سریع‌تر به سمت ساختار سرمایه هدف حرکت می‌کنند. همچنین دریافتند شرکت‌های با فرصت‌های رشد بیشتر و سودآوری بیشتر و اندازهٔ کوچک‌تر، سرعت تعدیل بیشتری دارند. مطالعات اخیر، تأثیر عوامل معینی را در سرعت تعدیل به سمت نسبت بدهی هدف بررسی کرده است. دروبتز و ونزراید^۸ (۲۰۰۶) و کوک و تانگ^۹ (۲۰۱۰) دریافتند شرکت‌هایی که از نسبت بدهی هدف خود فاصلهٔ بیشتر و فرصت‌های رشد بیشتری دارند، سرعت تعدیل بیشتری خواهند داشت. سرعت تعدیل در طول رونق اقتصادی و هنگام بیشتر بودن نوسان نرخ بهره، بیشتر خواهد بود.

بایون (۲۰۰۸) بیان کرد شرکت‌ها اغلب با کسری / مازاد تأمین مالی مواجه می‌شوند و این شرایط، زمان مناسبی را برای آنان برای تعدیل ساختار سرمایه با هزینهٔ کمتر فراهم می‌کند؛ بنابراین تعدیل به سمت بدهی هدف، زمانی که شرکت‌ها، انحراف‌های مثبت و منفی نسبت بدهی خود را از بدهی هدف به طور متفاوتی وزن دهی می‌کنند، می‌تواند نامتوازن باشد. نیازهای مالی

1. Myers
2. Hovakimian and Li
3. Flannery and Rangan
4. Jalilvand and Harris
5. Lemmon
6. Huang and Ritter

7. Dang

8. Drobetz and Wanzenried

9. Cook and Tang

هزینه نگهداری بدهی بیشتر از هدف ممکن است بسیار بیشتر از نگهداری بدهی کمتر از هدف باشد؛ بنابراین توجه به کسری و مازاد تأمین مالی کمک می‌کند تغییر در بدهی پیش بینی شود. اهمیت این موضوع در این است که ارتباط تغییر در بدهی و کسری و مازاد تأمین مالی، اغلب مبنا و اساسی برای آزمون نظریه سلسله‌مراتبی است [۳۸، ۲۱، ۱۵ و ۵۱].

برخلاف این موضوع، سرعت تعدیل برای شرکت‌های با کسری مالی و نسبت بدهی بیشتر از هدف یا با مازاد مالی و نسبت بدهی کمتر از هدف، سالانه حدود ۵ درصد یا کمتر است که به طور در خور توجهی کمتر است. شرکت‌های دچار کسری مالی در مقایسه با شرکت‌های با مازاد مالی، سریع‌تر به سمت ساختار سرمایه هدف حرکت می‌کنند. توضیح آنکه، شرکت‌های با کسری مالی، انگیزه بیشتری دارند تا برای پوشش فاصله تأمین مالی خود، تأمین مالی جدید با انتشار اوراق بدهی یا سرمایه انجام دهند و انتشار این اوراق جدید، فرصت بیشتری را برای حرکت سریع‌تر به سمت نسبت هدف فراهم می‌آورد [۹]؛ بنابراین فرضیه اول پژوهش حاضر به شرح ذیل تعریف می‌شود:

- فرضیه اول: کسری و مازاد تأمین مالی در سرعت تعدیل در ساختار سرمایه تأثیر دارد.

پژوهش‌های پیشین، نشان می‌دهد انتخاب الگوی اقتصادسنجی در تعیین میزان و چگونگی سرعت شرکت‌ها در تعدیل به سمت نسبت بدهی هدف بسیار مهم است [۶]. براساس پیشنهاد کوک و تانگ (۲۰۱۰) در تحلیل انجام شده در این مطالعه از هر دو روش دو مرحله‌ای و تعدیل جزئی یکپارچه استفاده می‌شود. همچنین مشابه فاما و فرنچ (۲۰۰۲) هر دو معیار دفتری و بازار برای اهرم مالی به کار می‌رود.

شرکت‌ها، شاخص مهمی در سرعت تعدیل است. وی پیش بینی می‌کند شرکت‌های دچار کسری مالی که نسبت بدهی کمتر از هدف دارند، در مقایسه با شرکت‌های با بدهی بیشتر از هدف، با سرعت بیشتری به سمت بدهی هدف حرکت می‌کنند. اولویت حفاظت از ظرفیت بدهی برای نیازهای تأمین مالی آتی سبب خواهد شد تعدیل هنگامی که نسبت بدهی کمتر از بدهی هدف است، نسبت به زمانی که نسبت بدهی بیشتر از بدهی هدف است، با سرعت کمتری انجام شود. همچنین درباره شرکت‌های با مازاد مالی و نسبت بدهی بیشتر از هدف، وی پیش بینی کرد حرکت به سمت بدهی هدف سریع‌تر از شرکت‌های با نسبت بدهی کمتر از هدف است. مطابق این پیش‌بینی‌ها، وی نشان داد شرکت‌های با مازاد مالی و نسبت بدهی بیشتر از هدف، با نرخ تقریبی سالانه ۳۳ درصد و شرکت‌های با کسری مالی و نسبت بدهی کمتر از هدف با نرخ تقریبی سالانه ۲۰ درصد، نسبت‌های بدهی خود را تعدیل می‌کنند.

شرکت‌ها هنگامی که با کسری تأمین مالی و بدهی کمتر از هدف یا با مازاد تأمین مالی و بدهی بیشتر از هدف روبه‌رو هستند، احتمالاً تعدیل‌های سریع‌تری در ساختار سرمایه انجام می‌دهند، در مقایسه با زمانی که با مازاد تأمین مالی و بدهی کمتر از هدف یا با کسری تأمین مالی و بدهی بیشتر از هدف مواجه هستند. نتایج بایون نشان داد بیشترین سرعت تعدیل‌ها به سمت بدهی هدف هنگامی انجام می‌شود که بدهی بیشتر از هدف و مازاد تأمین مالی وجود دارد؛ بنابراین به نظر می‌رسد شرکت‌ها با هزینه‌های تعدیل کمتری در هنگام کاهش بدهی از سطوح بالاتر از هدف در مقایسه با انتشار افزایش اوراق بدهی مواجه هستند؛ به عبارت دیگر،

مطالعات درباره ساختار سرمایه، اغلب از یک متغیر دومقداری برای کنترل اثر صنعت در نسبت بدهی استفاده می‌کنند. بدیهی است یکی از موضوعات مهم در استراتژی شرکت، در نظر داشتن تاثیر عوامل برون سازمانی است؛ بنابراین مشخصات محیطی به صورت مشابهی، تمام شرکت‌های فعال در یک صنعت خاص را تحت تاثیر قرار می‌دهد [۴۹]؛ تعدادی از مطالعات، نظیر فاما و فرنچ (۱۹۸۰)، هاشالتر و همکاران (۲۰۰۶) و گرالان و مایکلی (۲۰۰۷)، ساختار بازار محصولات شرکت‌ها را عامل مؤثری مطرح می‌کنند که فعالیت‌های سرمایه‌گذاری، تأمین مالی، توزیع وجوه نقد و حاکمیت شرکتی آنها را تحت تاثیر خود قرار می‌دهد [۳۶]؛ بنابراین، این انتظار منطقی است که مشخصات صنعت در ساختار سرمایه تأثیرگذار باشد. مطالعات پیشین نشان می‌دهد شرکت‌ها در صنایع با تمرکز بیشتر (شاخص هرfindal بالا) که غالباً سودآوری، اندازه و ریسک بیشتری دارند، سطوح بیشتری از نسبت بدهی را اختیار می‌کنند [۳۹] و برعکس، شرکت‌ها در صنایع کمتر متمرکز، نسبت بدهی کمتری دارند. براندر و لوئیس (۱۹۸۶) این ریسک بیشتر را به انگیزه صاحبان سرمایه چنین شرکت‌هایی برای اتخاذ استراتژی‌های پرخطرتر در زمان زیاد بودن نسبت بدهی زیاد ارتباط می‌دهند. در شرایطی که صاحبان سرمایه، بازده کافی از سرمایه‌گذاری انجام شده دریافت نمی‌کنند؛ به ویژه در شرایط ورشکستگی و بحران مالی نیز وجود بدهی زیاد در کاهش مخارج سرمایه‌ای مازاد می‌تواند مؤثر باشد [۷]؛ بنابراین فرضیه دوم پژوهش حاضر عبارتست از:

- فرضیه دوم: تمرکز صنعت در سرعت تعدیل در ساختار سرمایه تأثیر دارد.

شکوفایی صنعت، ظرفیت محیط را برای پشتیبانی از رشد پایدار نشان می‌دهد [۱۱]. براساس مطالعه دس و برد، محیط‌های با شکوفایی بیشتر، منابع فراوان، سطح کم رقابت و در نتیجه، سودآوری زیاد دارند؛ ولی چنانچه پیش‌بینی‌ها را با توجه به تاثیر سودآوری شرکت در نسبت بدهی به سطح صنعت تعمیم دهیم، تعریف رابطه‌ای غالب و معین بین شکوفایی صنعت و نسبت بدهی انجام شدنی نیست؛ زیرا دو جریان نظری با پیش‌بینی‌های رقیب و متفاوت درباره تاثیر سودآوری در نسبت بدهی وجود دارد. نظریه سلسله‌مراتبی، رابطه‌ای منفی بین سودآوری و نسبت بدهی شناسایی می‌کند؛ در حالی که نظریه بده - بستان، رابطه مثبت بین آن دو را نشان می‌دهد. در فرضیه سوم پژوهش حاضر، تاثیر شکوفایی صنعت در سرعت تعدیل در ساختار سرمایه بررسی می‌شود:

- فرضیه سوم: شکوفایی صنعت در سرعت تعدیل در ساختار سرمایه تأثیر دارد.

پویایی محیط، درجه ناپایداری یا تغییرات پیش‌بینی ناشدنی را در یک صنعت خاص نشان می‌دهد [۱۱]. نتایج مطالعه سیمرلی و لی (۲۰۰۰) نشان می‌دهد شرکت‌های فعال در محیط‌های پویاتر - یا کمتر پیش‌بینی‌شدنی - سطح نسبت بدهی کمتری دارند؛ به ویژه تأثیر متقابل پویایی و نسبت بدهی، رابطه منفی و معناداری را در بازده دارایی‌های شرکت نشان می‌دهد. مفهوم پویایی صنعت با مفهوم ریسک تجاری یک شرکت منفرد مرتبط است. ریسک تجاری، تغییرپذیری پیش‌بینی‌شدنی در درآمد آتی تعریف می‌شود [۲۰].

پیش‌بینی می‌شود هرچه ریسک تجاری شرکت بیشتر باشد، سطح نسبت بدهی آن کمتر است؛ زیرا براساس مطالعه فری و جونز، تغییرپذیری سود، برآوردی از

سرعت تعدیل ساختار سرمایه حدود ۴۵ درصد است [۴۷]. نتایج پژوهش گرجی (۱۳۹۱) دربارهٔ سرعت تعدیل ساختار سرمایه، نشان داد شرکت‌های بورسی ایران با سرعت زیادی به سمت نسبت بدهی هدف خود حرکت می‌کنند. اعتمادی و منتظری (۱۳۹۲) با استفاده از یک الگوی پویای ساختار سرمایه، سرعت تعدیل ۱۲ درصدی را برای شرکت‌های ایرانی برآورد کردند. نتایج مطالعه دیگری نشان داد شرکت‌های مد‌نظر آنها در هر سال، ۱۸ درصد از شکاف بین اهرم واقعی و اهرم هدفشان را جبران می‌کنند [۴۶]. به علاوه، شرکت‌ها از ساختار سرمایه هدفشان انحراف دارند و ممکن است تنها زمانی برای تعدیل ساختار سرمایه خود اقدام کنند که مزایای این تعدیل بیشتر از هزینه‌های آن باشد [۲۷]. پرسش اصلی پژوهش حاضر عبارتست از اینکه آیا وضعیت مالی شرکت‌ها و ویژگی‌های صنعت در تعدیل ساختار سرمایه تأثیر می‌گذارد؟

روش پژوهش

جامعه آماری، شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار از سال ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۴ است. شرکت‌هایی که قیمت بازار و اطلاعات کامل حسابداری آنها در بازه پژوهش دسترس نبود، بانک‌ها و مؤسسات اعتباری و سرمایه‌گذاری به دلیل اینکه تصمیم‌های آنها با توجه به ساختار سرمایه ممکن است ملاحظات خاصی را منعکس کند، شرکت‌هایی که سال مالی آنها منتهی به ۲۹ اسفند نیست و یا در بازه پژوهش، سال مالی خود را تغییر داده بودند و معاملات سهام آنها در یکی از سال‌های بازه پژوهش برای یکسال توقف داشت و شرکت - سال‌هایی که برای آنها ارزش دفتری دارایی‌ها و ارزش دفتری و بازار حقوق صاحبان سهام و/ یا سود قبل از کسر بهره و

توانایی شرکت در ایفای تعهدات خود (مانند پرداخت هزینه‌های مالی مرتبط با بدهی) است. تغییرپذیری زیاد سود به صورت بالقوه به بحران مالی شرکت می‌تواند منتج شود؛ بنابراین سطوح کمتر بدهی را برای شرکت جذاب‌تر می‌کند. براساس مطالعه فری و جونز، شرکت‌های فعال در یک صنعت خاص، تمایل دارند الگوهای ریسک تجاری مشابهی را نشان دهند؛ زیرا محصولات مشابهی تولید می‌کنند، بهای تمام شده مواد و دستمزد آنها مشابه است و از فناوری‌های مشابهی نیز بهره‌مند هستند؛ بنابراین همانگونه که شرکت‌های با ریسک بیشتر، نسبت بدهی کمتری را نشان می‌دهند، می‌توان فرض کرد صنعت تشکیل شده از چنین شرکت‌های ریسکی نیز میانگین نسبت بدهی کمتری داشته باشد. در فرضیه چهارم، تأثیر پویایی صنعت به عنوان شاخصی از ریسک تجاری در سرعت تعدیل‌ها در ساختار سرمایه بررسی می‌شود.

- فرضیه چهارم - پویایی صنعت در سرعت تعدیل

در ساختار سرمایه تأثیر دارد.

پژوهش‌های انجام شده دربارهٔ شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران تاکنون نشان داده است زمانی که برای شرکت ساختار سرمایه هدف تعریف می‌شود، انحراف‌های ساختار سرمایه کنونی نسبت به ساختار هدف به تدریج در طول زمان حذف می‌شود [۳۶]. همچنین رابطه مثبت معناداری بین تغییرات بدهی بلندمدت و تعدیل لازم برای رسیدن به سطح بدهی بهینه وجود دارد [۱۳]. در پژوهش دیگری، با استفاده از الگوی تعدیل جزئی ساختار سرمایه، سرعت تعدیل حدود ۵۴ درصدی برای شرکت‌های بورسی ایران برآورد شد [۴۳]. همچنین مشخص شد در صنایع مد‌نظر، ساختار سرمایه هدف وجود دارد و

$$DR_{it}^* = \beta X_{it-1} \quad (1)$$

که در آن DR_{it}^* برابر است با نسبت بدهی هدف شرکت i در زمان t و X_{it} برابر با شاخص‌های بالقوه نسبت بدهی هدف شامل سودآوری، فرصت‌های رشد، اندازه و مشهود بودن دارایی‌ها است. چنانچه هزینه تعدیل نسبت بدهی هدف صفر باشد، نسبت بدهی واقعی یک شرکت (DR_{it}) باید برابر با نسبت بدهی هدف باشد؛ یعنی $DR_{it} = DR_{it}^*$. اگرچه در صورت وجود هزینه‌های تعدیل، تعدیل‌ها بر نسبت هدف از زمان $t-1$ تا t کامل نخواهد بود، در مرحله دوم الگو، سرعت تعدیل‌های جزئی به صورت زیر برآورد می‌شود. مرحله دوم:

$$(DR_{it} - DR_{it-1}) = \delta_{it}(DR_{it}^* - DR_{it-1}) + u_{it} \quad (2)$$

که در آن δ_{it} نماینده سرعت تعدیل در مقایسه با نسبت بدهی هدف از زمان $t-1$ تا زمان t است و DR_{it}^* نسبت بدهی هدف است و در مرحله اول برآورد شده است. با جابه جایی عبارت‌ها، الگوی زیر به دست می‌آید:

$$DR_{it} = \delta_{it}DR_{it}^* + (1 - \delta_{it})DR_{it-1} + u_{it} \quad (3)$$

سرعت تعدیل با کسر کردن ضریب برآوردی DR_{it-1} از عدد یک به دست می‌آید. این الگو بیان می‌کند سرعت تعدیل برای تمام شرکت‌ها برابر است. مطابق مطالعه هواکیمیان و لی (۲۰۱۱) در این مطالعه، نسبت بدهی هدف در معادله (۳) با استفاده از رگرسیون تابلویی اثرات ثابت برآورد شد. همچنین الگوی تعدیل جزئی یکپارچه (یک مرحله‌ای) ^۳ سرعت تعدیل را در یک مرحله برآورد می‌کند. کیهان و تیت من (۲۰۰۷) بیان می‌کنند این رویکرد ممکن است خطاهای برآورد

مالیات منفی بود، به این دلیل که به کارگیری متغیرها با مقادیر غیرمثبت برای تخمین سایر متغیرها، تفسیر نتایج به دست آمده را دشوارتر می‌کند [۵] از جامعه آماری کنار گذاشته شدند. جامعه مد نظر در نهایت، شامل ۹۴ شرکت و ۱۰۱۰ سال شرکت بود. براساس طبقه‌بندی بورس اوراق بهادار تهران، ۱۲ صنعت در نمونه وجود دارد. تعداد سال شرکت برای هر صنعت در داده‌های در دسترس بین دامنه ۱۹۶ سال شرکت در صنعت مواد و محصولات دارویی و تعداد ۳۲ سال شرکت در صنعت ماشین‌آلات و تجهیزات بود.

هدف این مطالعه، بررسی تأثیر وضعیت مالی شرکت و ویژگی‌های صنعت در تعدیل ساختار سرمایه است. فرضیه‌های پژوهش براساس داده‌های ترکیبی آزمون شد و در تحلیل آماری از نسخه نهم نرم‌افزار Eviews استفاده شده است. برای تعیین الگوی مناسب رگرسیونی، آزمون‌های آماری لازم اجرا شد و ارائه نتایج هر یک از الگوها پس از بررسی برقراری پذیره‌های زیربنایی الگو انجام شده است. در تجزیه و تحلیل این پژوهش، سرعت تعدیل‌ها بدون در نظر گرفتن اثر ویژگی‌های صنعت، کسری‌ها و سیاست‌های تأمین مالی برای کل نمونه محاسبه شد. بدین منظور، مشابه مطالعه کوک و تانگ (۲۰۱۰)، از هر دو روش تعدیل دو مرحله‌ای و تعدیل جزئی یکپارچه استفاده شد.

در الگوی تعدیل جزئی دو مرحله‌ای ^۱ معادله استفاده شده، منطبق با مطالعه فاما و فرنچ (۲۰۰۲) و کیهان و تیت من ^۲ (۲۰۰۷) است. ابتدا نسبت بدهی هدف به عنوان تابعی از متغیرهای توضیحی تعریف می‌شود. مرحله اول:

1. Two-step partial adjustment model
2. Kayhan and Titman

3. Integrated partial adjustment model

ابهام برخی از این پیش‌بینی‌ها، نتایج خود را براساس ارزش بازار نیز ارائه کردند. در این مطالعه به پیروی از این پژوهشگران، هر دو معیار اهرم مالی مدنظر قرار گرفت. شاخص انتخابی در این مطالعه برای اهرم مالی دفتری، ارزش دفتری بدهی‌های کوتاه مدت و بلندمدت تقسیم بر ارزش دفتری دارایی‌ها است که در محاسبه آن، ارزش دفتری دارایی‌ها برابر با مجموع ارزش دفتری بدهی‌های کوتاه مدت و بلندمدت و حقوق صاحبان سهام است. در محاسبه ارزش بازار اهرم مالی، ارزش بازار حقوق صاحبان سهام که از حاصل ضرب تعداد سهام منتشر شده در قیمت بازار سهام شرکت در تاریخ ترازنامه محاسبه می‌شود، جایگزین ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام شد. الگوهای بده - بستان و سلسله‌مراتبی ساختار سرمایه، پیش‌بینی‌های متفاوتی درباره روابط بین سودآوری و اهرم مالی انجام می‌دهند. درویتز و ونزراید (۲۰۰۶) بیان می‌کنند که الگوی سلسله‌مراتبی نشان می‌دهد شرکت‌های سودآورتر، از بدهی بیشتری استفاده خواهند کرد؛ به عنوان مثال، هنگامی که سودها بیشتر است، هزینه‌های ورشکستگی مدنظر کاهش می‌یابد و شرکت‌ها وضعیت بهتری برای استفاده از اهرم مالی بیشتر دارند. همچنین شرکت‌های با سودهای بیشتر به احتمال بیشتر از پرداخت بهره بابت بدهی به عنوان مزیتی برای کاهش مالیات استفاده می‌کنند. براساس الگوی سلسله‌مراتبی ساختار سرمایه، سودآوری بیشتر باید به کاهش استفاده از بدهی منجر شود. مایرز (۱۹۸۴) بیان می‌کند شرکت‌های نیازمند سرمایه ترجیح می‌دهند ابتدا از سود انباشته، سپس از بدهی جدید و درنهایت، صدور سهام جدید استفاده کنند. هنگامی که سود افزایش می‌یابد، سود انباشته بیشتری برای تأمین مالی در دسترس است؛

را کاهش دهد. مطابق مطالعه درویتز و ونزراید (۲۰۰۶) و فلانری و رنگان (۲۰۰۶) در این مطالعه با جایگذاری معادله ۱ در معادله ۳، الگوی زیر به دست می‌آید:

$$DR_{it} = \delta_{it}\beta X_{it-1} + (1 - \delta_{it})DR_{it-1} + u_{it} \quad (4)$$

سرعت تعدیل با کسر کردن ضریب برآوردی DR_{it-1} از عدد یک به دست می‌آید. در این مطالعه، معادله ۴ با استفاده از روش تعمیم یافته کمترین مربعات خطا^۱ برآورد شد. متغیرهای پژوهش شامل معیارهای ساختار سرمایه و شاخص‌های سرعت تعدیل‌ها به شرح زیر است.

معیارهای ساختار سرمایه شامل شاخص انتخابی برای اهرم مالی است و سایر متغیرهای انتخاب شده به عنوان شاخص‌های بالقوه نسبت بدهی هدف معرفی می‌شوند که عبارتند از سودآوری، فرصت‌های رشد، اندازه شرکت و مشهود بودن دارایی‌ها. علاوه بر این، آثار صنعت نیز مدنظر قرار می‌گیرد. علت تمرکز بر این چهار عامل، دلایل راجان و زینگالس^۲ (۱۹۹۵) است. ارتباط بین این متغیرها و اهرم مالی به طور مکرر در پژوهش‌های پیشین نشان داده شده است [۲۶]. یکی از موضوعات مطرح در مبانی ساختار سرمایه، استفاده از اهرم مالی به ارزش دفتری یا بازار است. کوک و تانگ (۲۰۱۰) بیان کردند احتمال می‌رود اهرم مالی هدف برخی شرکت‌ها براساس ارزش‌های دفتری و برخی دیگر مبتنی بر ارزش‌های بازار باشد؛ در نتیجه، هر دو معیار ارزش دفتری و ارزش بازار بدهی مدنظر است. فاما و فرنچ (۲۰۰۲) دریافتند بیشتر پیش‌بینی‌های نظریه بده - بستان و نظریه سلسله‌مراتبی بر مبنای اهرم مالی دفتری انجام می‌شود. براساس اظهارات آنان، به دلیل

1. Generalized least squares (GLS)
2. Rajan and Zingales

لگاریتم طبیعی ارزش دفتری دارایی‌های شرکت است. اگرچه بسیاری از مطالعات دارایی‌های ثابت را شاخصی کلیدی از ساختار سرمایه می‌دانند [۴۵ و ۵۲]، پیش‌بینی‌های نظری متفاوتی برای جهت این رابطه وجود دارد. از نظر جنسن و مک‌لینگ (۱۹۷۶) و مایرز (۱۹۷۷) هنگامی که شرکت‌ها از دارایی‌های ثابت بیشتری استفاده می‌کنند، ارزش رهنی دارایی‌ها، اطمینان بیشتری برای اعتباردهندگان درباره بازپرداخت وام‌ها ایجاد می‌کند؛ بنابراین هزینه بدهی برای چنین شرکت‌هایی کاهش می‌یابد و از اهرم مالی بیشتری استفاده می‌کنند. این بحث با الگوی بده - بستان منطبق است. همچنین گراسمن و هارت^۴ (۱۹۸۲) و تیت من و وسلز (۱۹۸۸) معتقدند دارندگان اوراق بدهی، بر شرکت‌های با بدهی زیاد با دقت بیشتری نظارت می‌کنند و هزینه‌های نظارت در شرکت‌ها با دارایی رهنی کمتر، بیشتر خواهد بود؛ در نتیجه، هنگامی که شرکت‌ها، تأمین مالی بیشتر و دارایی‌های ثابت کمتر دارند، به احتمال زیاد، هزینه‌های نظارت، بیشتر و در نتیجه، منابع در دسترس برای پاداش مدیران کمتر است؛ بنابراین شرکت‌ها با دارایی ثابت کمتر ممکن است استفاده از اهرم مالی بیشتری را انتخاب کنند تا پاداش را کاهش دهند. شاخص انتخاب شده برای مشهود بودن دارایی‌های ثابت مشهود تقسیم بر ارزش دفتری کل دارایی‌های شرکت است. شوالتر^۵ (۱۹۹۹) بیان می‌کند ویژگی‌های مشاهده ناشدنی خاص یک صنعت ممکن است بر سطح بدهی در آن صنعت تأثیر بگذارد؛ بنابراین هنگامی که ساختار سرمایه هدف برآورد و سرعت تعدیل‌ها برای نمونه به‌طور کلی

بنابراین شرکت‌ها به استفاده بیشتر اهرم مالی نیازی ندارند. شاخص انتخاب شده برای سودآوری، سود قبل از کسر بهره و مالیات (EBIT) تقسیم بر ارزش دفتری دارایی‌های شرکت است. پیش‌بینی‌های نظری متفاوتی درباره تأثیر فرصت‌های رشد در اهرم مالی وجود دارد. براساس الگوی بده - بستان، جنسن و مک‌لینگ^۱ (۱۹۷۶) و مایرز (۱۹۷۷) بحث می‌کنند که سهامداران شرکت ممکن است در پروژه‌های ریسک‌پذیر غیر ضروری سرمایه‌گذاری کنند تا بازده شرکت را برای صاحبان اوراق بدهی کاهش دهند؛ اما در عمل، ممکن است این استراتژی برای شرکت‌های با فرصت رشد که انتخاب‌های گسترده‌تری برای سرمایه‌گذاری‌های آتی دارند، هزینه‌بر باشد؛ بنابراین، شرکت‌های با فرصت‌های رشد ممکن است از بدهی کمتری استفاده کنند تا تضاد بالقوه بین سهامداران و صاحبان اوراق بدهی و هزینه‌های مرتبط با آن را کاهش دهند. همچنین الگوی سلسله‌مراتبی نشان می‌دهد شرکت‌های با فرصت‌های رشد بیشتر، ممکن است نیازهای تأمین مالی بیشتری از سود انباشته داشته باشند و بنابراین نیازمند اهرم مالی بیشتری باشند. شاخص انتخاب شده برای فرصت‌های رشد در دارایی‌ها عبارت است از درصد تغییر در ارزش دفتری دارایی‌ها از سال $t-1$ تا سال t . وارنر^۲ (۱۹۹۷) و آنگ^۳ و همکاران (۱۹۸۲) بیان می‌کنند هزینه‌های ورشکستگی مرتبط با تحمل بدهی، با بزرگ‌تر شدن شرکت کاهش می‌یابد؛ بنابراین، شرکت‌های بزرگ، بدهی بیشتری تحمل می‌کنند. این دلایل با الگوی بده - بستان منطبق است. شاخص انتخاب شده برای اندازه شرکت،

4. Grossman and Hart
5. Showalter

1. Jensen and Meckling
2. Warner
3. Ang

شاخص بزرگ تر باشد، صنعت نسبتاً متمرکزتر است. ها و رابینسون^۱ (۲۰۰۶) این شاخص را به شکل زیر تعریف کردند:

$$Herfindahlj = \sum_{i=1}^I S_{ij}^2 \quad (۶)$$

که در آن S_{ij} سهم بازار شرکت i در صنعت j است و برای محاسبه آن از داده‌های فروش استفاده می‌شود. مطابق مطالعه‌ها و رابینسون (۲۰۰۶) ارزش شاخص هر سال برای هر یک از شرکت‌ها محاسبه و سپس میانگین این مقادیر در سه سال گذشته محاسبه شد. با استفاده از ارزش‌های میانگین، اثر خطاهای بالقوه داده‌ها در شاخص کاهش می‌یابد. هنگامی که براساس میانگین مقادیر سه ساله شاخص، یک صنعت بالاتر از ۵۰ درصد صنایع در سالی خاص قرار می‌گیرد، ارزش شاخص $High_Concentrated_{it}$ و در غیر این صورت، صفر است و هنگامی که با توجه به میانگین مذکور، یک صنعت پایین تر از ۵۰ درصد صنایع در سالی خاص قرار می‌گیرد، ارزش شاخص $Low_Concentrated_{it}$ و در غیر این صورت، صفر است.

دس و برد^۲ (۱۹۸۴) شکوفایی صنعت را توانایی محیط در پشتیبانی از رشد پایدار^۳ تعریف کردند. مطابق مطالعه بوید^۴ (۱۹۹۵) شاخص شکوفایی صنعت در این مطالعه با رگرس کردن زمان در مقابل فروش شرکت در طول ۵ سال گذشته و تقسیم ضرایب باقیمانده رگرسیون بر میانگین مبلغ فروش در دوره پنج ساله مشابه محاسبه می‌شود. هنگامی که صنعتی براساس میانگین ارزش شکوفایی ۵ ساله، در ۵۰ درصد بالایی صنایع در یک سال خاص رتبه بندی شود، ارزش شکوفایی $High_Munificent_{it}$ و در غیر این صورت،

محاسبه می‌شود، از یک متغیر دامی برای هر یک از صنایع در نمونه مدنظر استفاده می‌شود.

همچنین شاخص‌های ممکن برای سرعت تعدیل‌ها که بررسی شده‌اند، عبارت است از: کسری‌ها و مازادهای تأمین مالی و ویژگی‌های صنعت. عدم توازن وجوه در قالب کسری‌ها و مازادهای تأمین مالی احتمالاً در سرعت اثر می‌گذارد؛ برای نمونه، شرکتی که با کسری یا مازاد مواجه می‌شود و در نتیجه، نیازمند افزایش یا کاهش تأمین مالی با بدهی یا سرمایه است، ممکن است این شرایط را فرصتی برای تعدیل به سمت نسبت بدهی هدف، با هزینه‌های معامله نسبتاً پایین تلقی کند [۵]. در این مطالعه، کسری مالی برابر است با رقم مثبت محاسبه‌شده با استفاده از الگوی زیر:

$$Def_{it} = Div_{it} + I_{it} - OCF_{it} \quad (۵)$$

که در آن Div_{it} سود تقسیمی پرداخت شده شرکت i در زمان t است. I_{it} خالص سرمایه گذاری شرکت i در زمان t و OCF_{it} وجه نقد عملیاتی پس از بهره و مالیات برای شرکت i در زمان t را نشان می‌دهد. کسری تأمین مالی باید با بدهی یا سرمایه پوشش داده شود. برای تأمین مالی کسری‌ها و مازادها، هنگامی که Def_{it} کمتر یا برابر صفر است، $Surplus_{it}$ به شکل $-Def_{it}$ تقسیم بر ارزش دفتری دارایی‌ها و در غیر این صورت، صفر و هنگامی که Def_{it} بزرگ تر یا برابر صفر است، $Deficit_{it}$ به صورت Def_{it} تقسیم بر ارزش دفتری دارایی‌ها تعریف می‌شود. با تعریف چنین متغیرهایی، الگو برای ارائه اطلاعات درباره چگونگی تأثیر کسری یا مازاد یک شرکت در جهت و میزان تعدیل‌های بدهی توانمند می‌شود. معیار تمرکز صنعت استفاده‌شده در این مطالعه، شاخص هرفیندال است که براساس سهم بازار شرکت در یک صنعت محاسبه می‌شود. هرچه ارزش

1. Hou and Robinson
2. Dess and Beard
3. sustained growth
4. Boyd

صفر است و هنگامی که یک صنعت براساس میانگین مذکور در ۵۰ درصد کمی صنایع در سالی خاص قرار گیرد، ارزش منفی شکوفایی برابر با $Low_Munificent_{it}$ و در غیر این صورت، صفر خواهد بود.

معیار پویایی صنعت میزان ثبات یا بی ثباتی محیط را نشان می دهد. براساس تعریف، محیط های پویاتر، ثبات کمتری دارند؛ به طور مثال، شرکت هایی که در صنعت پویا فعالیت می کنند، با عدم اطمینان بیشتری درباره رشد فروش مواجه هستند [۳، ۵]. پیرو مطالعه بوید (۱۹۹۵) در این مطالعه، شاخص پویایی با تقسیم انحراف استاندارد ضرایب شیب رگرسیون شکوفایی صنعت بر میانگین ارزش فروش در ۵ سال گذشته محاسبه شد. هنگامی که یک صنعت براساس میانگین ارزش پویایی پنج ساله در بین درصد بالایی صنایع در یک سال خاص طبقه بندی شود، ارزش پویایی برابر $High_Dynamic_{it}$ و در غیر این صورت، صفر است و هنگامی که یک صنعت براساس میانگین مذکور در بین درصد پایینی صنایع در سال خاصی طبقه بندی شود، ارزش پویایی برابر $Low_Dynamic_{it}$ و در غیر این صورت، صفر است.

یافته ها

از آنجا که شرکت های زیان ده از جامعه مدنظر کنار گذاشته شده اند، در آمار توصیفی تهیه شده، برای متغیر سودآوری، حداقل مقدار نیز منفی نیست و علت منفی بودن مقدار حداقل برای فرصت های رشد، کاهش مبلغ دارایی های ثابت برای برخی سال - شرکت ها در سال t نسبت به سال $t-1$ است. مقادیر میانگین، میانه و انحراف معیار سایر متغیرهای مدنظر، نشان دهنده

مناسب بودن سیمای کلی داده ها برای آزمون فرضیه های پژوهش بود. مطابق روش بایون (۲۰۰۸) در این مطالعه با توسعه سرعت تعدیل های تعیین شده در معادله ۴ و تعامل آن با هر یک از متغیرهای تشریح شده در روش پژوهش، تأثیر شرکت خاص و ویژگی های صنعت در سرعت تعدیل ها در قالب چهار فرضیه پژوهش آزمون شد. در پایان، برای بررسی اثر متقابل متغیرها، برآوردها با استفاده از یک الگوی یکپارچه انجام شد. برای تعیین الگوهای مناسب رگرسیونی، آزمون های F لیمر، هاسمن و بروش پاگان برای هر یک از الگوها به اجرا درآمد. با توجه به احتمال آزمون های F لیمر و هاسمن و بروش پاگان، برای آزمون تمام فرضیه های پژوهش (به استثنای فرضیه دوم) الگوی تابلویی آثار ثابت استفاده شده است. ارائه نتایج هر یک از الگوها پس از بررسی برقراری پذیره های زیربنایی الگو انجام شده است. برای سنجش مناسبت الگوی آماره F و احتمال آن و شاخص های اطلاعات برای هر الگوی بررسی شده، از ارائه مقادیر شاخص آکائیک، شوارتز و هنان کوین صرف نظر شد.

فرضیه اول (کسری و مازاد مالی) با استفاده از الگوی تعدیل هدف^۱ بایون (۲۰۰۸) آزمون شد که با کسری و مازاد تأمین مالی تعامل برقرار می کند. در تخمین این الگو، متغیرهای طبقه ای^۲ برای مازاد و کسری استفاده شد. این متغیرها، در الگوی زیر، اطلاعاتی درباره جهت تعدیل ها و نیز چگونگی تأثیر اندازه مازاد و کسری یک شرکت در سرعت تعدیل های بدهی می تواند ارائه کنند:

1. Target adjustment model
2. Level variables

که در آن ΔDR_{it} تغییر در بدهی از سال $t-1$ تا سال t است. $Surplus_{it}$ و $Deficit_{it}$ متغیرهای طبقه‌ای تعریف شده در روش پژوهش است و $TDE_{it} = |DR_{it}^* - DR_{it-1}|$ معیاری است از انحراف نسبت بدهی از نسبت بدهی هدف. جهت تعدیل با متغیرهای دامی مشخص می‌شود.

$$\begin{aligned} \Delta DR_{it} &= \alpha_0 + (\alpha_1 Surplus_{it} + \alpha_2 Deficit_{it}) \\ &+ (\alpha_3 Surplus_{it} + \alpha_4 Deficit_{it}) TDE_{it} D_{it}^{above} \\ &+ (\alpha_5 Surplus_{it} + \alpha_6 Deficit_{it}) TDE_{it} D_{it}^{below} + u_{i,t} \end{aligned} \quad (7)$$

جدول (۱) تأثیر کسری و مازاد تأمین مالی در تعدیل ساختار سرمایه

عنوان متغیر	نماد ضریب	ضرایب	انحراف معیار	آماره t	سطح معناداری
عرض از مبدأ	α_0	۰/۵۲۴۹	۰/۰۱۰۷	۴۹/۱۶۹۲	۰/۰۰۰۰
مازاد تأمین مالی	α_1	۰/۰۹۶۵	۰/۰۶۶۸	۱/۴۴۵۱	۰/۱۴۹۳
کسری تأمین مالی	α_2	(۰/۱۶۵۴)	۰/۱۸۱۰	(۰/۹۱۳۸)	۰/۳۶۱۴
مازاد تأمین مالی با بدهی بیشتر از هدف	α_3	(۰/۵۰۸۲)	۰/۱۲۹۳	(۳/۹۳۱۴)	۰/۰۰۰۱
مازاد تأمین مالی با بدهی کمتر از هدف	α_5	(۱/۰۵۶۱)	۰/۱۷۰۶	(۶/۱۸۸۷)	۰/۰۰۰۰
کسری تأمین مالی با بدهی کمتر از هدف	α_6	(۰/۴۴۱۵)	۰/۸۶۴۷	(۰/۵۱۰۶)	۰/۶۱۰۰
شاخص‌های سنجش الگو:	Prob (F)	۱۰/۵۸۰۳۷	D-W stat	۱/۷۵۹۶	R^2
		۰/۰۰۰۰		۰/۶۷۶۲	۰/۷۴۶۷
آزمون‌های پیش از برازش الگو:	آماره آزمون	سطح معناداری	پذیره‌های زیر بنایی:	آماره آزمون	سطح معناداری
آزمون F-لیمر	۷/۶۱۷۲	۰/۰۰۰۰	ناهمسانی واریانس	بزرگتر از ۱۰	۰/۰۰۰۰
آزمون هاسمن	۱۲۴/۷۸۵۵	۰/۰۰۰۰	خودهمبستگی (کلروگرام)	۰/۰۸۱	۰/۰۸۰
آزمون بروش پاگان	۱۳۵/۰۹۶۵	۰/۰۰۰۰	صفر بودن میانگین خطاها	۱/۰۰۰۰	$2/99e^{-16}$

نتایج آزمون فرضیه اول براساس الگوی تابلویی آثار ثابت به شرح جدول ۱ است. مقادیر ثابت α_1 (و α_2) در معادله ۷، اندازه تعدیل‌ها برای شرکت‌های دارای مازاد (کسری) را بدون توجه به سطوح فعلی بدهی، اندازه می‌گیرد. مقادیر ثابت α_3 (و α_4)، اندازه تعدیل‌ها را

D_{it}^{above} متغیری دامی است که برابر است با یک، اگر سطح واقعی بیشتر از هدف باشد و در غیر این صورت، ارزش صفر می‌گیرد و D_{it}^{below} متغیری دامی است که ارزش یک می‌گیرد، اگر اهرم مالی واقعی کمتر از هدف باشد و در غیر این صورت، صفر است.

برای شرکت‌های با مازاد (کسری) اندازه می‌گیرد، زمانی که آثار تعاملی مازادها (و کسری‌ها) همراه با بدهی بیشتر از هدف وجود دارد؛ در حالی که مقادیر ثابت α_5 (و α_6)، اندازه تعدیل‌ها را برای شرکت‌هایی نشان می‌دهد که آثار تعاملی مازادها (و کسری‌ها) همراه با بدهی کمتر از هدف در آنها وجود دارد. کسری تأمین مالی با بدهی بیشتر از هدف (α_4) به دلیل داشتن هم‌خطی از الگوی نهایی گزارش شده در جدول ۱ حذف شد. چنانچه مشاهده می‌شود، صرفاً سطح معناداری متغیرهای مازاد تأمین مالی با بدهی کمتر/بیشتر از هدف، کمتر از ۰/۰۵ است؛ بنابراین در سطح خطای ۵ درصد، رابطه معنادار با تغییرات ساختار سرمایه دارند. با توجه به ضرایب مندرج در جدول، فرضیه اول مبنی بر اینکه مازاد و کسری تأمین مالی در سرعت تعدیل‌ها در ساختار سرمایه تأثیر دارد، پذیرفته نمی‌شود؛ اما شرکت‌های با مازاد تأمین مالی و بدهی بیشتر یا کمتر از هدف در نمونه مدنظر به کاهش اهرم مالی خود تمایل دارند.

در آزمون فرضیه دوم (تمرکز صنعت)، روش بایون (۲۰۰۸) درباره مشخصات صنعت استفاده شد که با اسمیت و همکاران (۲۰۱۵) توسعه پیدا کرده است. الگوی تعدیل‌شده به شرح زیر است:

$Low - Concentrated_{it}$ متغیرهای طبقه‌ای تعریف شده هستند و $TDE_{it} = |DR_{it}^* - DR_{it-1}|$ معیاری است از انحراف نسبت بدهی از نسبت بدهی هدف. D_{it}^{above} و D_{it}^{below} متغیرهای دامی مشابه هستند که در الگوی کسری و مازاد مالی استفاده شدند. نتایج آزمون فرضیه دوم براساس الگوی تابلویی آثار تصادفی به شرح جدول ۲ است. در صنایع کمتر متمرکز، شرکت‌ها به طور متوسط، قدرت بازار کمتری دارند؛ بنابراین هنگامی که فاصله زیادی از سطوح بهینه بدهی پیدا می‌کنند، در خود، نوعی ضعف رقابتی می‌بینند؛ بنابراین چنین شرکت‌هایی ممکن است انگیزه بیشتری برای تعدیل و برگشت به نسبت بدهی هدف ($\beta_4 < 0$) و β_5) داشته باشند. با توجه به وجود هم‌خطی میان متغیرها در الگوی مدنظر، متغیرهای مرتبط با تمرکز زیاد/کم با نسبت بدهی بیشتر از هدف (β_4 و β_5) از الگوی نهایی گزارش شده در جدول ۲ حذف شده است. براساس نتایج جدول زیر، سطح معناداری کلیه متغیرها به استثنای تمرکز زیاد و کم صنعت، کمتر از ۰/۰۵ است؛ بنابراین در سطح خطای ۵ درصد، تمرکز زیاد/کم صنعت در شرایطی که بدهی کمتر از نسبت بدهی هدف است (β_5 و β_6)، رابطه معنادار با ساختار سرمایه دارد. با توجه به ضرایب مندرج در جدول (β_1 و β_2)، فرضیه دوم مبنی بر اینکه تمرکز صنعت به تنهایی در سرعت تعدیل در ساختار سرمایه تأثیر دارد، پذیرفته نمی‌شود. اگرچه شرکت‌ها در صنایع با تمرکز زیاد/کم و با بدهی کمتر از هدف در نمونه مدنظر به کاهش اهرم مالی خود تمایل دارند، قدر مطلق اندازه ضرایب نشان می‌دهد از آنجا که شرکت‌ها در صنایع بیشتر متمرکز، به طور متوسط، قدرت بازار بیشتری دارند، فشار کمتری برای تعدیل سریع به سمت نسبت بدهی هدف احساس می‌کنند ($\beta_5 < \beta_6$).

$$\begin{aligned} \Delta DR_{it} &= \beta_0 \\ &+ (\beta_1 High - Concentrated_{it} \\ &+ \beta_2 Low - Concentrated_{it}) \\ &+ (\beta_3 High - Concentrated_{it} \\ &+ \beta_4 Low \\ &- Concentrated_{it}) TDE_{it} D_{it}^{above} \\ &+ (\beta_5 High - Concentrated_{it} \\ &+ \beta_6 Low \\ &- Concentrated_{it}) TDE_{it} D_{it}^{below} \\ &+ u_{i,t} \end{aligned} \quad (8)$$

که در آن ΔDR_{it} تغییر در بدهی از سال t-1 تا سال t است. $High - Concentrated_{it}$

جدول (۲) تأثیر تمرکز صنعت در تعدیل ساختار سرمایه

عنوان متغیر	نماد ضریب	ضرایب	انحراف استاندارد	آماره t	سطح معناداری
عرض از مبدأ	β_0	۰/۴۵۴۶	۰/۰۲۵۶	۱۷/۷۴۱۹	۰/۰۰۰۰
صنایع با تمرکز زیاد	β_1	۰/۰۴۵۹	۰/۰۲۴۷	۱/۸۵۶۹	۰/۰۶۴۱
صنایع با تمرکز کم	β_2	۰/۰۳۶۱	۰/۰۲۴۳	۱/۴۸۴۱۵۳	۰/۱۳۸۶
صنایع با تمرکز زیاد و بدهی کمتر از هدف	β_5	(۰/۰۸۹۵)	۰/۰۴۲۸	(۲/۰۹۰۰)	۰/۰۳۷۳
صنایع با تمرکز کم و بدهی کمتر از هدف	β_6	(۰/۱۲۴۶)	۰/۰۴۳۹	(۲/۸۳۸۲)	۰/۰۰۴۸

شاخص‌های سنجش الگو:	Prob (F)	F-statistic	D-W stat	Adj R ²	R ²
	۰/۰۰۰۰	۹/۴۰۵۱	۱/۸۵۴۸	۰/۶۴۴۶	۰/۷۲۱۳

آزمون‌های پیش از پرازش الگو:	آماره آزمون	سطح معناداری	پذیره‌های زیر بنایی رگرسیون:	آماره آزمون	سطح معناداری
آزمون F-لیمر	۹/۰۳۳۳	۰/۰۰۰۰	ناهمسانی واریانس	بزرگ‌تر از ۱۰	۰/۰۰۰۰
آزمون هاسمن	۵/۹۶۲۴	۰/۲۰۲۰	خودهمبستگی (کلروگرام)	۰/۵۶۹	۰/۰۰۰۰
آزمون بروش پاگان	۳۲۶/۰۲۳۳	۰/۰۰۰۰	صفر بودن میانگین خطاها	۱/۰۰۰۰	$۲/۰۰e^{-14}$

ت است. $Low - High - Munificent_{it}$ و $Munificent_{it}$ متغیرهای طبقه‌ای تعریف شده و $TDE_{it} = |DR_{it}^* - DR_{it-1}|$ معیاری است از انحراف نسبت بدهی از نسبت بدهی هدف. D_{it}^{below} و D_{it}^{above} متغیرهای دامی مشابه هستند که در الگوی کسری و مازاد مالی استفاده شد.

دس و برد (۱۹۸۴) محیط شکوفا را محیطی تعریف کردند که رشد و پایداری دارد؛ به گونه‌ای که اجازه ایجاد منابع مازاد را به عنوان یک سپر احتمالی در مواقع کمبود نسبی به شرکت‌ها می‌دهد. براساس نتایج جدول ۳، با استفاده از الگوی آثار ثابت، فقط سطح معناداری متغیر تعاملی برای شرکت‌ها در صنایع با شکوفایی زیاد و بدهی کمتر از هدف، کمتر از

الگوی تعدیل بدهی هدف که با شکوفایی صنعت ارتباط دارد، برای آزمون فرضیه سوم پژوهش (شکوفایی صنعت) به شرح زیر است:

$$\begin{aligned} \Delta DR_{it} &= \beta_0 \\ &+ (\gamma_1 High - Munificent_{it} \\ &+ \gamma_2 Low - Munificent_{it}) \\ &+ (\gamma_3 High - Munificent_{it} \\ &+ \gamma_4 Low \\ &- Munificent_{it}) TDE_{it} D_{it}^{above} \\ &+ (\gamma_5 High - Munificent_{it} \\ &+ \gamma_6 Low \\ &- Munificent_{it}) TDE_{it} D_{it}^{below} + u_{it} \end{aligned} \quad (9)$$

که در آن ΔDR_{it} تغییر در بدهی از سال t-1 تا سال

۰/۰۵ است؛ بنابراین در سطح خطای ۵ درصد، رابطه معنادار با تغییرات بدهی دارد.

با توجه به ضرایب مندرج در جدول، فرضیه سوم مبنی بر اینکه شکوفایی صنعت در سرعت تعدیل ها در ساختار سرمایه تأثیر دارد، پذیرفته نمی شود. ضرایب برای شرکت ها در صنایع با شکوفایی زیاد/کم و بدهی بیشتر از هدف (۷۴ و ۷۳) هم خطی دارد؛ بنابراین از الگوی نهایی حذف شده است. شرکت های شکوفاتر با بدهی کمتر از هدف ممکن است کاهش اهرم مالی

خود را راهی برای حفظ ظرفیت بدهی برای نیازهای تأمین مالی آتی و پرهیز از مخارج انتشار سهام مناسب بدانند (<۷۵). همچنین شرکت ها در صنایع کمتر شکوفا و با بدهی کمتر از هدف که منابع و انگیزه کمتری برای حفظ ظرفیت بدهی و به صورت بالقوه، سود انباشته کمتری دارند، ممکن است افزایش نسبت بدهی با تعدیل نسبت بدهی به سمت نسبت بدهی هدف را یک فرصت بدانند (>۷۰ و بزرگ).

جدول (۳) تأثیر شکوفایی صنعت در تعدیل ساختار سرمایه

عنوان متغیر	نماد ضریب	ضرایب	انحراف استاندارد	آماره t	سطح معناداری
عرض از مبدأ	۷۰	۰/۴۹۵۶	۰/۰۰۸۲	۶۰/۰۴۲۳	۰/۰۰۰۰
صنایع با شکوفایی زیاد	۷۱	(۰/۰۱۱۸)	۰/۰۴۳۷	(۰/۲۷۰۰)	۰/۷۸۷۳
صنایع با شکوفایی کم	۷۲	۰/۰۱۵۴	۰/۰۳۳۸	۰/۴۵۳۶	۰/۶۵۰۵
صنایع با شکوفایی زیاد و بدهی کمتر از هدف	۷۵	(۰/۸۷۰۸)	۰/۳۱۵۹	(۲/۷۵۶۱)	۰/۰۰۶۲
صنایع با شکوفایی کم و بدهی کمتر از هدف	۷۶	۰/۳۲۷۱	۰/۱۷۶۸	۱/۸۴۹۲	۰/۰۶۵۴

شاخص های سنجش الگو:	Prob (F)	F-statistic	D-W stat	Adj R ²	R ²
	۰/۰۰۰۰	۸/۴۱۵۴	۱/۹۱۲۳	۰/۶۵۲۵	۰/۷۴۰۵

آزمون های پیش از برازش الگو:	آماره آزمون	سطح معناداری	پذیره های زیربنایی رگرسیون:	آماره آزمون	سطح معناداری
آزمون F- لیمر	۷/۸۵۷۵	۰/۰۰۰۰	ناهمسانی واریانس	بزرگتر از ۱۰	۰/۰۰۰۰
آزمون هاسمن	۱۱/۸۷۱۸	۰/۰۱۸۳	خودهمبستگی (کلروگرام)	۰/۵۶۹	۰/۰۲۹
آزمون بروش پاگان	۲۵۶/۶۲۷۶	۰/۰۰۰۰	صفر بودن میانگین خطاها	۱/۰۰۰۰	۱/۰۲e ^{-۱۵}

ارتباط دارد:

الگوی آزمون فرضیه چهارم (پویایی صنعت) الگوی تعدیل های هدف است که با پویایی صنعت

متغیرهای طبقه‌ای تعریف شده و $|DR_{it}^* - DR_{it-1}|$ معیار TDE_{it} است از انحراف نسبت بدهی از نسبت بدهی هدف. D_{it}^{above} و D_{it}^{below} متغیرهای دامی مشابه هستند که در الگوی کسری و مازاد مالی استفاده شدند. براساس نتایج جدول ۴ با استفاده از الگوی آثار ثابت، سطح معناداری کلیه متغیرها کمتر از ۰/۰۵ است؛ بنابراین در سطح خطای ۵ درصد، رابطه معنادار با تغییرات بدهی دارد.

$$\begin{aligned} \Delta DR_{it} &= \delta_0 \\ &+ (\delta_1 High - Dynamic_{it}) \\ &+ \delta_2 Low - Dynamic_{it}) \\ &+ (\delta_3 High - Dynamic_{it}) TDE_{it} D_{it}^{above} \\ &+ (\delta_4 Low - Dynamic_{it}) TDE_{it} D_{it}^{above} \\ &+ (\delta_5 High - Dynamic_{it}) \\ &+ \delta_6 Low - Dynamic_{it}) TDE_{it} D_{it}^{below} \\ &+ u_{i,t} \end{aligned} \quad (10)$$

که در آن ΔDR_{it} تغییر در بدهی از سال t-1 تا سال t است. $High - Dynamic_{it}$ و $Low - Dynamic_{it}$

جدول (۴) تأثیر پویایی صنعت در تعدیل ساختار سرمایه

عنوان متغیر	نماد ضریب	ضرایب	انحراف استاندارد	آماره t	سطح معناداری
عرض از مبدأ	δ_0	۰/۵۴۱۵۵۵	۰/۰۲۱۳۱۶	۲۵/۴۰۶۰۹	۰/۰۰۰۰
صنایع با پویایی زیاد	δ_1	۶۱۰۹۳/۰۴	۲۲۹۲۱/۳۹	۲/۶۶۵۳۲۹	۰/۰۰۸۰
صنایع با پویایی کم	δ_2	۱۴۴۶۰۷/۰	۱۴۳۶۰۷/۵	۱/۰۰۶۹۶۰	۰/۰۳۱۴
صنایع با پویایی زیاد و بدهی بیشتر از هدف	δ_3	(۱۸۲۸۱۳/۵)	۳۵۱۸۷/۴۷	(۵/۱۹۵۴۱۶)	۰/۰۰۰۰
صنایع با پویایی کم و بدهی بیشتر از هدف	δ_4	(۷۸۶۴۴۸/۴)	۱۹۱۳۴۸/۱	(۴/۱۱۰۰۴۰)	۰/۰۰۰۰
صنایع با پویایی زیاد و بدهی کمتر از هدف	δ_5	(۲۶۱۸۱۴/۲)	۴۴۳۵۱/۶۴	(۵/۹۰۳۱۴۵)	۰/۰۰۰۰
صنایع با پویایی کم و بدهی کمتر از هدف	δ_6	(۱۲۴۷۷۲۱/۰)	۲۲۰۶۱۸/۰	(۵/۶۵۵۵۷۲)	۰/۰۰۰۰

شاخص‌های سنجش الگو:	Prob(F)	F-statistic	D-W stat	Adj R ²	R ²
	۰/۰۰۰۰	۱۱/۳۳۳۹۱	۱/۵۵۳۹۲۱	۰/۶۹۴۵۹۵	۰/۷۶۱۸۱۰

آزمون‌های پیش از برازش الگو:	آماره آزمون	سطح معناداری	پذیره‌های زیربنایی رگرسیون:	آماره آزمون	سطح معناداری
آزمون F-لیمر	۹/۰۰۴۸	۰/۰۰۰۰	ناهمسانی واریانس	۵۲۱/۹۳	۰/۰۰۰۰
آزمون هاسمن	۱۲۰/۰۴۵۶	۰/۰۰۰۰	خودهمبستگی (کلروگرام)	۰/۱۴۴	۰/۰۰۰۲
آزمون بروش پاگان	۱۷۰/۹۹۲۳	۰/۰۰۰۰	صفر بودن میانگین خطاها	۱/۰۰۰۰	$۴/۶۲e^{-16}$

پویایی صنعت، میزان ثبات یا بی ثباتی محیط را نشان می‌دهد.

براساس تعریف، محیط‌های پویاتر، ثبات کمتری

با توجه به ضرایب مندرج در جدول، فرضیه چهارم مبنی بر اینکه پویایی صنعت در سرعت تعدیل در ساختار سرمایه تأثیر دارد، پذیرفته نمی‌شود. معیار

(β_3 و β_4)، متغیرهای شکوفایی زیاد/کم و بدهی بیشتر از هدف (γ_3 و γ_4) از الگوی نهایی گزارش شده در جدول ۶ حذف شد. براساس نتایج جدول ۶، با استفاده از الگوی آثار ثابت، سطح معناداری تعدادی از متغیرها (نظیر کسری تأمین مالی، مازاد تأمین مالی با بدهی بیشتر از هدف، مازاد/کسری تأمین مالی با بدهی کمتر از هدف، صنایع با تمرکز زیاد و بدهی کمتر از هدف) بیشتر از ۰/۰۵ است و رابطه معناداری با تغییرات ساختار سرمایه ندارد.

(۱۱)

$$\begin{aligned} \Delta DR_{it} = & \alpha_0 + (\alpha_1 Surplus_{it} + \alpha_2 Deficit_{it}) \\ & + (\alpha_3 Surplus_{it} + \alpha_4 Deficit_{it}) TDE_{it} D_{it}^{above} \\ & + (\alpha_5 Surplus_{it} + \alpha_6 Deficit_{it}) TDE_{it} D_{it}^{below} \\ & + (\beta_1 High - Concentrated_{it}) \\ & + (\beta_2 Low - Concentrated_{it}) \\ & + (\beta_3 High - Concentrated_{it}) TDE_{it} D_{it}^{above} \\ & + (\beta_4 Low - Concentrated_{it}) \\ & + (\beta_5 High - Concentrated_{it}) TDE_{it} D_{it}^{below} \\ & + (\beta_6 Low - Concentrated_{it}) \\ & + (\gamma_1 High - Munificent_{it}) \\ & + (\gamma_2 Low - Munificent_{it}) \\ & + (\gamma_3 High - Munificent_{it}) TDE_{it} D_{it}^{above} \\ & + (\gamma_4 Low - Munificent_{it}) \\ & + (\gamma_5 High - Munificent_{it}) TDE_{it} D_{it}^{below} \\ & + (\gamma_6 Low - Munificent_{it}) \\ & + (\delta_1 High - Dynamic_{it}) \\ & + (\delta_2 Low - Dynamic_{it}) \\ & + (\delta_3 High - Dynamic_{it}) TDE_{it} D_{it}^{above} \\ & + (\delta_4 Low - Dynamic_{it}) \\ & + (\delta_5 High - Dynamic_{it}) TDE_{it} D_{it}^{below} \\ & + (\delta_6 Low - Dynamic_{it}) \\ & + u_{i,t} \end{aligned}$$

همچنین متغیر مازاد تأمین مالی که در جدول ۱ معنادار نبود، در الگوی کلی معنادار شده است. چنانکه انتظار می‌رود تأثیرات متقابل متغیرهای پژوهش، نتایج به‌دست آمده در آزمون جداگانه فرضیه‌ها را می‌تواند تغییر دهد. درباره علامت متغیرها، مقایسه نتایج جدول ۶ و جدول‌های ۱ تا ۴ نشان می‌دهد از بین تمامی متغیرهای معنادار در الگوی یکپارچه (متغیرهای با سطح معناداری کمتر از ۰/۰۵ در جدول ۶ که عنوان آنها ستاره‌دار است)، تنها

دارند. درباره شرکت‌های با پویایی بیشتر و بدهی بیشتر از هدف، ضرایب مندرج در جدول با نتایج مطالعه کایو و کیمورا (۲۰۱۱) مطابقت دارد. آنها بحث می‌کنند که شرکت‌ها در صنایع پویاتر مایلند ریسک کسب و کار بیشتری داشته باشند؛ بنابراین شرکت‌ها در صنایع پویاتر و با نسبت بدهی بیشتر از هدف ممکن است به‌عنوان راهی برای کاهش بحران‌های مالی بالقوه با کاهش نسبت بدهی یا افزایش سهام، انگیزه زیادی برای تعدیل نسبت بدهی به سمت نسبت بدهی هدف داشته باشند ($\delta_2 < 0$) و قدرمطلق بزرگ).

در نمونه کایو و کیمورا (۲۰۱۱) این انگیزه به بزرگی انگیزه شرکت‌ها در صنایع پویاتر با نسبت بدهی کمتر از هدف ($|\delta_2| < |\delta_5|$) و صنایع کمتر پویا با نسبت بدهی بیشتر از هدف ($|\delta_4| < |\delta_6|$) و یا صنایع کمتر پویا با نسبت بدهی کمتر از هدف ($|\delta_6| < |\delta_4|$) نیست. برخلاف این موضوع، براساس ضرایب منفی به‌دست آمده در جدول بالا، شرکت‌های مدنظر در پژوهش حاضر، در صنایع با پویایی زیاد یا کم و با بدهی بیشتر یا کمتر از هدف مایلند میزان بدهی خود را کاهش دهند. این انگیزه در شرکت‌های فعال در صنایع با پویایی کمتر، بیشتر از صنایع پویاتر است ($|\delta_4| < |\delta_6|$ و $|\delta_6| < |\delta_4|$). با توجه به شرایط محیطی کشور، علت این امر ممکن است انگیزه بیشتر شرکت‌ها در صنایع با ثبات بیشتر (پویایی کمتر) برای کاهش اهرم مالی و حفظ منافع شرکت برای سهامداران باشد.

در مرحله پایانی تحلیل، معادلات شماره ۷ تا ۱۰ ترکیب شد تا در یک الگوی یکپارچه (معادله ۱۱)، آثار تعاملی کسری و مازاد تأمین مالی و مشخصات صنعت در سرعت تعدیل آزموده شود. در این معادله، ΔDR_{it} تغییر در بدهی از سال $t-1$ تا سال t است. پیش از اجرای الگوی یکپارچه، هم خطی متغیرها بررسی و متغیرهای کسری تأمین مالی با بدهی بیشتر از هدف (α_4)، متغیرهای تمرکز زیاد/کم با بدهی بیشتر از هدف

شرکت‌های با شکوفایی صنعت بیشتر به افزایش اهرم مالی خود مایل هستند و برعکس.

علامت ضریب متغیرهای شکوفایی زیاد و کم (در مقایسه با نتایج مندرج در جدول ۳) به ترتیب، از منفی به مثبت و از مثبت به منفی تغییر یافته است؛ یعنی

جدول (۵) تأثیرات متقابل کسری و مازاد تأمین مالی و مشخصات صنعت در تغییرات ساختار سرمایه

عنوان متغیر	نماد ضریب	ضرایب	انحراف استاندارد	آماره t	سطح معناداری
عرض از مبدأ	α_0	۰/۵۲۰۱۲۲	۰/۰۳۹۱۷۶	۱۳/۲۷۶۶۹	۰/۰۰۰۰
مازاد تأمین مالی*	α_1	(۰/۱۹۷۱۳۱)	۰/۰۸۴۵۳۰	(۲/۳۳۲۰۹۲)	۰/۰۲۰۴
کسری تأمین مالی	α_2	(۰/۱۵۲۷۵۶)	۰/۱۸۷۹۳۰	(۰/۸۱۲۸۳۷)	۰/۴۱۷۰
مازاد تأمین مالی با بدهی بیشتر از هدف	α_3	(۰/۰۳۵۵۵۰)	۰/۱۶۲۹۸۲	(۰/۲۱۸۱۲۳)	۰/۸۲۷۵
مازاد تأمین مالی با بدهی کمتر از هدف	α_5	(۰/۳۵۲۳۸۶)	۰/۲۷۴۰۲۱	(۱/۲۸۵۹۸۴)	۰/۱۹۹۵
کسری تأمین مالی با بدهی کمتر از هدف	α_6	۲/۶۹۸۰۳۳	۱/۸۴۱۶۱۸	۱/۴۶۵۰۳۴	۰/۱۴۴۰
صنایع با تمرکز زیاد*	β_1	۰/۰۷۵۰۳۳	۰/۰۲۷۸۸۴	۲/۶۹۰۸۹۳	۰/۰۰۷۶
صنایع با تمرکز کم*	β_2	۰/۰۶۵۰۱۷	۰/۰۳۱۱۹۸	۲/۰۸۳۹۸۰	۰/۰۳۸۱
صنایع با تمرکز زیاد و بدهی کمتر از هدف	β_5	۰/۰۲۸۹۶۳	۰/۰۴۹۴۰۶	۰/۵۸۶۲۳۳	۰/۵۵۸۲
صنایع با تمرکز کم و بدهی کمتر از هدف	β_6	۰/۰۳۸۸۸۲	۰/۰۵۸۴۹۵	۰/۶۶۴۷۰۶	۰/۵۰۶۸
صنایع با شکوفایی زیاد*	γ_1	۰/۳۰۵۸۹۱	۰/۱۱۵۸۴۸	۲/۶۴۰۴۵۱	۰/۰۱۲۶
صنایع با شکوفایی کم*	γ_2	(۰/۲۴۷۳۱۱)	۰/۱۰۲۲۷۶	(۲/۴۱۸۰۶۶)	۰/۰۱۶۳
صنایع با شکوفایی زیاد و بدهی کمتر از هدف*	γ_5	(۰/۹۸۴۲۶۳)	۰/۴۷۱۷۱۵	(۲/۰۸۶۵۶۴)	۰/۰۳۷۹
صنایع با شکوفایی کم و بدهی کمتر از هدف*	γ_6	۰/۸۴۶۵۳۷	۰/۳۱۰۷۸۵	۲/۷۲۳۸۶۵	۰/۰۰۶۹
صنایع با پویایی زیاد*	δ_1	۹۳۲۶۸/۷۴	۳۴۷۸۹/۹۳	۲/۶۸۰۹۱۲	۰/۰۰۸۲
صنایع با پویایی کم*	δ_2	۴۷۹۲۷۰/۳	۱۷۶۸۸۷/۱	۰/۲۷۰۹۴۷	۰/۰۰۰۷
صنایع با پویایی زیاد و بدهی بیشتر از هدف*	δ_3	(۲۰۰۴۸۶/۰)	۵۲۸۱۱/۳۹	(۳/۷۹۶۲۶۵)	۰/۰۰۰۲
صنایع با پویایی کم و بدهی بیشتر از هدف*	δ_4	(۶۶۷۹۵۳/۹)	۲۲۷۹۷۰/۳	(۲/۹۳۰۰۰۴)	۰/۰۰۳۷
صنایع با پویایی زیاد و بدهی	δ_5	(۲۲۱۶۰۳/۸)	۷۱۷۷۹/۸۷	(۳/۰۸۷۲۶۹)	۰/۰۰۲۲

					کمتر از هدف*
۰/۰۰۶۹	(۲/۷۲۱۸۰۹)	۳۳۱۰۰۶/۹	(۹۰۰۹۳۷/۵)	δ	صنایع با پویایی کم و بدهی کمتر از هدف*
R^2	$Adj R^2$	D-W stat	F-statistic	Prob(F)	شاخص های سنجش الگو:
۰/۷۹۴۶۲۰	۰/۷۱۰۰۹۶	۱/۸۲۲۶۰۲	۹/۴۰۱۰۵۸	۰/۰۰۰۰	

سطح معناداری	آماره آزمون	پذیره های زیربنایی:	سطح معناداری	آماره آزمون	آزمون های پیش از برازش الگو:
۰/۰۰۰۰	بزرگ تر از ۱۰	ناهمسانی واریانس	۰/۰۰۰۰	۶/۳۸۸۸	آزمون F- لیمر
۰/۵۴۳	۰/۰۳۱	خودهمبستگی (کلروگرام)	۰/۰۰۰۰	۱۶۳/۵۶۴۷	آزمون هاسمن
$1/51e^{-17}$	۱/۰۰۰۰	صفر بودن میانگین خطاها	۰/۰۰۰۰	۸۴/۷۳۱۰	آزمون بروش پاگان

*متغیر در سطح ۵ درصد معنادار است

نتایج و پیشنهادها

از آنجا که پژوهش حاضر، تأثیر برخی عوامل جدید (شامل کسری و مازاد تأمین مالی و ویژگی های صنعت) را در سرعت تعدیل در ساختار سرمایه برای شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران می سنجد، در مبنای مرتبط با ساختار سرمایه نوآوری دارد. در مطالعه بایون (۲۰۰۸) تأثیر کسری و مازاد تأمین مالی و در مطالعه کایا و کیمورا (۲۰۱۱) تأثیر مشخصات صنعت در سرعت تعدیل ها در ساختار سرمایه بررسی شد. پژوهش حاضر به پیروی از اسمیت و همکاران (۲۰۱۵) با اضافه کردن متغیرهای تعاملی به عنوان نمونه کسری و مازاد همراه با بدهی کمتر و بیشتر از هدف و ادغام روش های این سه مطالعه، نتایج را در نمونه مدنظر ارائه می کند. فرضیه های چهار گانه پژوهش مبنی بر وجود رابطه معنادار بین کسری و مازاد تأمین مالی و مشخصات صنعت (شامل تمرکز، شکوفایی و پویایی) در سرعت تعدیل در ساختار سرمایه با توجه به آزمون های انجام شده بررسی شد. پس از آزمون چهار فرضیه،

به صورت مجزا برای بررسی آثار همزمان متغیرهای مدنظر در متغیر وابسته، الگوی یکپارچه پژوهش آزموده شد. از آنجا که این آزمون اضافه، نتایج را براساس مبنای موجود بهبود بخشید، نتایج آن گزارش شده است. با وجود اینکه آزمون فرضیه های اول، دوم و سوم درباره متغیرهای غیرتعاملی مدنظر شامل کسری/مازاد مالی، تمرکز صنعت زیاد و کم و شکوفایی صنعت زیاد و کم تأیید نشد، الگوی یکپارچه پژوهش که به لحاظ همزمانی آثار متغیرهای مدنظر به حالت واقعی نزدیک تر است، معناداری آنها را نشان می دهد (جدول ۵). نتایج آزمون فرضیه های پژوهش نشان داد کسری/مازاد مالی به صورت مستقل، تأثیر معناداری در تغییر در ساختار سرمایه ندارد (جدول ۱)، همچنین دسته بندی صنایع براساس تمرکز و شکوفایی صنعت در نمونه مدنظر، رابطه معناداری را بین این متغیرها و تغییرات در ساختار سرمایه نشان نداد (جدول های ۲ و ۳)؛ با وجود این، پویایی صنعت زیاد و کم، تأثیر مثبت معناداری در تغییرات در ساختار سرمایه می گذارد (جدول ۴).

سرمایه نشان می‌دهد که برخلاف نتایج کایا و کیمورا (۲۰۱۱) است. نتایج آنان نشان داد شکوفایی صنعت، رابطه منفی و معنادار با نسبت بدهی دارد و شرکت‌های فعال در صنایع با فرصت‌های رشد مناسب (یعنی شکوفاتر) مایلند از نسبت بدهی کمتر استفاده کنند. علت ارتباط مثبت به دست آمده در پژوهش حاضر می‌تواند این موضوع باشد که شرکت‌های با محیط صنعت شکوفاتر که رشد و پایداری بیشتری دارند، به افزایش اهرم مالی خود برای ایجاد منابع مازاد به عنوان یک سپر احتمالی در مواقع کمبود نسبی تمایل دارند. همچنین شرکت‌ها با محیط صنعت کمتر شکوفا مایلند به علت پایداری کم صنعت، اهرم مالی خود را کاهش دهند. پویایی صنعت به عنوان شاخصی برای میزان ثبات یا بی ثباتی محیط در این پژوهش براساس شاخص تعریف شده در مطالعه بوید (۱۹۹۵) محاسبه شده است. نتایج نشان داد در هر دو نوع صنعت با پویایی زیاد و کم، شرکت‌ها به افزایش اهرم مالی خود مایل هستند. این نتایج با مطالعه کایا و کیمورا (۲۰۱۱) درباره شرکت‌های فعال در صنایع با پویایی زیاد مطابقت ندارد. آنان رابطه منفی و معناداری را میان پویایی صنعت و نسبت بدهی نشان دادند؛ به این صورت که شرکت‌های با صنایع پویاتر که محیط پر ریسک‌تری دارند، به کاهش نسبت بدهی خود مایل هستند و شرکت‌های فعال در صنایع کمتر پویا به افزایش نسبت بدهی خود تمایل دارند. وجود تفاوت در نتایج حاصل نشان می‌دهد شاخص به کار گرفته شده برای سنجش پویایی صنعت که میزان ثبات یا پویایی محیط را نشان می‌دهد، در ایران مناسب نیست و یا به تعدیل‌هایی نیاز دارد. همچنین نتایج مذکور را با دسترسی نداشتن به منابع مالی لازم برای تأمین مالی با افزایش سرمایه می‌توان مرتبط دانست که در نتیجه آن، شرکت‌ها فارغ

نتایج الگوی یکپارچه پژوهش حاضر (جدول ۵) نشان می‌دهد شرکت‌های با مازاد تأمین مالی به ترتیب، به کاهش اهرم مالی خود تمایل دارند. این نتایج موافق با نتایج مطالعه بایون (۲۰۰۸) است، مبنی بر اینکه چنانچه هزینه تأمین مالی با سرمایه بیشتر از تأمین مالی با بدهی باشد، شرکت‌های با مازاد تأمین مالی با احتمال بیشتری به کاهش بدهی تمایل دارند تا ظرفیت بدهی را برای نیازهای تأمین مالی آتی و پرهیز از هزینه‌های زیاد انتشار مجدد سهام نگهداری کنند. در صنایع متمرکزتر که شرکت‌ها، سهم بیشتری از صنعت دارند و رقابت کمتر است، تمایل به افزایش اهرم مالی مشاهده می‌شود. این امر همچنین ممکن است به دلیل اعطای تسهیلات با شرایط ویژه به شرکت‌های فعال در صنایع انحصاری‌تر (تمرکز زیاد) باشد. این نتایج مشابه دستاوردهای مطالعه مک کی و فلیپس (۲۰۰۵) است. آنها در نمونه مدنظر خود دریافتند نسبت بدهی در صنایع متمرکزتر، بیشتر است. همچنین برخلاف نتایج مدنظر، براساس پژوهش کایا و کیمورا (۲۰۱۱) در صنایع با تمرکز کم نیز شرکت‌ها به افزایش اهرم مالی خود مایل هستند. علت این امر را دسترسی نداشتن به منابع مالی لازم برای تأمین مالی با سهامداران در شرکت‌های فعال در صنایع رقابتی‌تر در ایران می‌توان دانست. براساس مطالعه کایا و کیمورا (۲۰۱۱) تمرکز صنعت به صورت منفی با نسبت بدهی رابطه دارد؛ یعنی شرکت‌ها در صنایع متمرکزتر، سطح بدهی کمتری دارند؛ با وجود این، آنان در نمونه‌ای از شرکت‌های مختلف جهان دریافتند ساختار صنعتی ممکن است در نسبت بدهی شرکت به شکل‌های مختلفی با توجه به چشم انداز کشور تأثیر بگذارد. همچنین نتایج الگوی یکپارچه پژوهش حاضر، رابطه مثبت و معناداری را میان شکوفایی صنعت و سرعت تعدیل‌ها در ساختار

از ثبات یا بی ثباتی محیط (پویایی صنعت) راهکاری به جز افزایش اهرم مالی خود ندارند.

نتایج پژوهش درباره مقدار قدر مطلق ضرایب متغیرهای تعاملی در آزمون فرضیه‌ها (جدول‌های ۱ تا ۴) نشان می‌دهد شرکت‌ها با مازاد تأمین مالی و بدهی بیشتر یا کمتر از هدف در نمونه مدنظر و شرکت‌ها در صنایع با تمرکز زیاد/کم و با بدهی کمتر از هدف و به طور مشابه، شرکت‌ها در صنایع با پویایی زیاد یا کم و با بدهی بیشتر یا کمتر از هدف، به کاهش اهرم مالی خود تمایل دارند. این نتایج ممکن است به دلیل زیادبودن سطح نسبی بدهی در ساختار سرمایه شرکت‌های فعال در بورس اوراق بهادار تهران حاصل شده باشد. شرکت‌های شکوفاتر با بدهی کمتر از هدف، کاهش اهرم مالی خود را راهی برای حفظ ظرفیت بدهی برای نیازهای تأمین مالی آتی و پرهیز از مخارج انتشار سهام مناسب می‌دانند؛ در حالی که شرکت‌ها در صنایع کمتر شکوفا و با بدهی کمتر از هدف که منابع و انگیزه کمتری برای حفظ ظرفیت بدهی و به صورت بالقوه، سود انباشته کمتری دارند، افزایش نسبت بدهی را با تعدیل نسبت بدهی به سمت هدف بر می‌گزینند.

نتایج الگوی یکپارچه پژوهش در نمونه مدنظر (جدول ۵) نشان داد رابطه سرعت تعدیل‌ها در ساختار سرمایه برای شرکت‌های فعال در صنایع با مازاد/کسری تأمین مالی با بدهی بیشتر/کمتر از هدف، معنادار نبود. همچنین بررسی متغیرهای تعاملی درباره شکوفایی صنعت نشان داد شرکت‌ها در صنایع شکوفاتر و با بدهی کمتر از هدف، تمایل زیادی به کاهش نسبت بدهی خود دارند؛ در حالی که شرکت‌ها در صنایع با شکوفایی کم و بدهی کمتر از هدف، به افزایش نسبت بدهی خود مایل هستند. بررسی نتایج درباره پویایی

صنعت نیز نشان داد شرکت‌های فعال در صنایع با پویایی زیاد/کم و بدهی بیشتر/کمتر از هدف به کاهش اهرم مالی خود تا نسبت بدهی هدف تمایل دارند که سرعت تعدیل‌های کاهنده در شرکت‌ها با پویایی کم و بدهی کمتر از هدف بیشتر از سایر شرکت‌ها خواهد بود. در نتیجه مطالعه حاضر، مطابق نظریه‌های اشاره شده، غالب بودن تأثیر حفظ منافع به دست آمده برای سهامداران شرکت در مقایسه با پذیرش ریسک بدهی بیشتر از هدف است. همچنین نتایج آزمون آثار همزمان متغیرهای بررسی شده در متغیر وابسته مدنظر، تفاوت‌های جالب توجهی را در مقایسه با آزمون فرضیه‌های چهارگانه به صورت مجزا نشان می‌دهد. در الگوی یکپارچه پژوهش، شکوفایی صنعت، رابطه مثبتی با تغییر در ساختار سرمایه دارد؛ به این صورت که شرکت‌ها در صنایع شکوفاتر به افزایش اهرم مالی مایل هستند و برعکس؛ ولی از آنجا که در نمونه مدنظر، تمرکز صنعت و پویایی صنعت در هر دو سطح زیاد و کم، تأثیر مثبتی در تغییرات ساختار سرمایه دارد، پیشنهاد می‌شود برای تبیین تأثیر دقیق این ویژگی‌ها در متغیر وابسته، از شاخص‌های ارزیابی متنوع و دسته‌بندی شرکت‌ها به صورت مقایسه‌ای استفاده شود.

References

- [1] Ang, J. S., Chua J. H., & McConnell J. J. (1982). The administrative costs of corporate bankruptcy: A note. *Journal of Finance* 37: 219–226.
- [2] Barclay, M., & Smith, S. (2005). The capital structure puzzle: The evidence revisited. *Journal of Applied Corporate Finance* 17: 8–17.
- [3] Boyd, B. K. (1995). CEO duality and firm performance: A contingency model. *Strategic Management Journal* 16: 301–312.
- [4] Brander, J. A., & Lewis, T. R. (1986). Oligopoly and financial structure: The limited liability effect. *The American Economic Review*. 76: 956–970.

- [18] Fisher, E.O., Heinkel, R., & Zechner, J. (1989). Dynamic Capital Structure Choice: Theory and Tests. *Journal of Finance*. 44(1): 19-40
- [19] Flannery, M. J., & Rangan, K. P. (2006). Partial adjustment toward target capital structures. *Journal of Financial Economics*. 79: 469-506.
- [20] Ferri, M. G., & Jones, W.H. (1979). Determinants of financial structure: A new methodological approach. *The Journal of Finance*. 34: 631-644.
- [21] Frank, M. Z., & Goyal, V.K. (2003). Testing the pecking order theory of capital structure. *Journal of Financial Economics*. 67: 217-248.
- [22] Gorji, A., & Raei, R. (2015). Identification of capital structure adjustment speed using a dynamic model of optimal capital structure; emphasis on product market competition factor, *Financial Knowledge of Securities Analysis*. 25: 43-67. (In Persian).
- [23] Graham, J. R., & Harvey, C. R. (2001). The theory and practice of corporate finance: Evidence from the field. *Journal of Financial Economics*. 60: 186-243.
- [24] Grossman, S., & Hart, O. (1982). Corporate financial structure and managerial incentives, in: J. McCall, ed. *The Economics of Information and Uncertainty* (University of Chicago Press, Chicago).
- [25] Grullon, G., & Michaely, R. (2007). Corporate payout policy and product market competition. Available at SSRN: <http://ssrn.com/abstract=972221>, Available Online at March 20, 2006.
- [26] Harris, M., & Raviv, A. (1991). The theory of capital structure. *Journal of Finance*. 46: 297-355.
- [27] Haushalter, D., Klasa, S., & Maxwell, W.F. (2006). The influence of product market Dynamics on a firm's cash holdings and hedging behavior. *Journal of Financial Economics*. 84: 797-825.
- [28] Hashemi, S. A., Amiri, H., & Keshavarz Mehr, D. (2014). Speed of adjustment towards target leverage: Evidence from Iran. *Asian Journal of Research in Banking and Finance*. 4:45-53. (In Persian).
- [29] Hou, K., & Robinson, D. T. (2006). Industry concentration and average stock returns. *Journal of Finance*. 61: 1927-1956.
- [5] Byoun, S. (2008), How and when do firms adjust their capital structures toward targets? *Journal of Finance*. 63: 3069-3096.
- [6] Chen, L., & Zhao, X. (2007). Mechanical mean reversion of leverage ratios. *Economics Letters* 95: 223-229.
- [7] Clayton, M. J. (2009). Debt, investment, and product market competition: A note on the limited liability effect. *Journal of Banking and Finance*. 33: 694-700.
- [8] Cook, D. O., & Tang, T. (2010). Macroeconomic conditions and capital structure adjustment speed, *Journal of Corporate Finance*. 16: 73-87.
- [9] Dang, V.A. (2011). Leverage, debt maturity and firm investment: An empirical analysis. *Journal of Business Finance & Accounting*. 38(1-2): 225-258.
- [10] Dang, V., Garrett, A., & Nguyen, C. (2011). Asymmetric partial adjustment towards target leverage: International evidence. *Asian FMA 2011 Queenstown Meeting Paper*.
- [11] Dess, G. G., & Beard, D. W. (1984). Dimensions of organizational task environments, *Administrative Science Quarterly*. 29: 52-73.
- [12] Drobetz, W., & Wanzenried, G. (2006), What determines the speed of adjustment to the target capital structure? *Applied Financial Economics*. 16: 941-958.
- [13] Eslami bidgoli, G., & Mazaheri T. (2009). Reaserching static trade off and pecking order theory in describing capital structure of Tehran Stock Exchange's listed companies. *Journal of Accounting Research*. 3: 4-21. (in persian).
- [14] Etemadi h., & Montazeri J. (2013). Reviewing influential factors on capital structure of firms listed in Tehran security exchange with emphases on production market competition. *The Iranian Accounting and Auditing Review*. 73, 1-26.(In Persian)
- [15] Fama, E. F., & French, K. R. (2002). Testing trade-off and pecking order predictions about dividends and debt. *Review of Financial Studies* 15: 1-33.
- [16] Fama, E.F. (1980). Agency problems and the theory of the firm. *Journal of Political Economy*, 88: 288-307.
- [17] Fama, E. F., & French, K. R. (2005). Financing decisions: Who issues stock? *Journal of Financial Economics*. 76: 549-582.

- [43] Nasirzadeh, F., & Mostaghiman, A. (2010). Testing Theories of Static Parallel and Hierarchical Capital Structure in the listed Companies in Bourse. *Shiraz University Accounting Progressions Journal*. 59: 133-158. (In Persian).
- [44] Ozkan, A. (2001). Determinants of Capital Structure and Adjustment to Long Run Target: Evidence from UK Company Panel Data. *Journal of Business Finance & Accounting*. 28(1-2): 175-198.
- [45] Rajan, R. G., & Zingales, L. (1995). What do we know about capital structure? Some evidence from international data. *Journal of Finance*. 50: 1421-1460.
- [46] Samadi, S., Sohail, C., & Kabiripoor, V. (2013). Analysis of the impact of growth opportunities on financial leverage among the listed companies in stock exchange. *Journal of Accounting Progress*. 5 (1): 167-141. (In Persian).
- [47] Setayesh, M. H., & Kargar Fard Jahromi, M. (2002). The study of the effect of competition in production market on the capital structure. *Experimental Researches of Financial Accounting Quarterly*. 1:10-23. (In Persian).
- [48] Showalter, D. (1999). Strategic debt: evidence in manufacturing. *International Journal of Industrial Organisation*. 17: 319-333.
- [49] 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.
- [50] 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.
- [51] Sunder, L., & Myers, S. C. (1999). Testing static tradeoff against pecking order models of capital structure. *Journal of Financial Economics*. 51: 219-244.
- [52] Titman, S., & Wessels, R. (1988). The determinants of capital structure choice. *Journal of Finance*. 43: 1-19.
- [53] Vos, E., & Nyamori, R. O. (1997). An empirical analysis of the capital structure of New Zealand firms. *Small Enterprise Research*. 5: 29-38.
- [54] Warner, J. B. (1977). Bankruptcy costs: some evidence. *Journal of Finance*. 32: 30-49.
- [30] Hovakimian, A., & Li, G. (2011). In search of conclusive evidence: How to test for adjustment to target capital structure. *Journal of Corporate Finance*. 17: 33-44.
- [31] Huang, R., & Ritter, J. R. (2009). Testing theories of capital structure and estimating the speed of adjustment. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*. 44: 237-271.
- [32] Jalilvand, A., & Harris, R. S. (1984). Corporate behaviour in adjusting to capital structure and dividend targets: An econometric study. *Journal of Finance*. 39: 127-145. (In Persian).
- [33] Jensen, M. C., & Meckling, W. H. (1976). Theory of the firm: Managerial behaviour, agency costs, and ownership structure. *Journal of Financial Economics*. 3: 305-360.
- [34] Kayhan, A., & Titman, S. (2007). Firms' histories and their capital structures. *Journal of Financial Economics*. 83: 1-32.
- [35] Kayo, E. K., & Kimura, H. (2011). Hierarchical determinants of capital structure. *Journal of Banking and Finance*. 35: 358-371.
- [36] Khajavi, S., Mohsenifard, G., Razaee, G., & Hosseini Rad, D. (2014). The impact of product market competition on earnings management of the companies listed in Tehran stock exchange. *Asset Management & Financing*. 3(1): 119-134. (In Persian).
- [37] Khaleghi-Moghaddam, H., & Baghomian, R., (2006), An overview of the theories of capital structure, *Peyke Nour*, 5 (4): 58-82. (In Persian).
- [38] Lemmon, M. L., Roberts, M. R., & Zender, J. F. (2008). Back to the beginning: persistence and the cross section of capital structure. *Journal of Finance*. 63: 1575-1608.
- [39] MacKay, P., & Phillips, G.M. (2005). How does industry affect firm financial structure? *The Review of Financial Studies*. 18: 1433-1466
- [40] Modigliani, F., & Miller, M. H. . (1958). The cost of capital, corporation finance, and the theory of investment. *American Economic Review*. 48: 261-297.
- [41] Myers, S. C. (1977), The determinants of corporate borrowing. *Journal of Financial Economics*. 5: 147-175.
- [42] Myers, S. C. (1984) The capital structure puzzle. *Journal of Finance*. 39: 575-592.