Publisher: Shahid Beheshti University
Journal of Financial Management Perspective
2023, Vol. 13, No.44
PP: 127-151
DOI: 10.48308/jfmp.2024.104508
P-ISSN: 2645-4637
E-ISSN: 2645-4645
Copyright: © 2023 by the authors. Submitted for possible open access publication under the terms and conditions of the Creative Commons Attribution (CC BY) license (https://creativecommons.org/licenses/by /4.0/)

The Effect of COVID-19 Pandemic on Capital Structure Speed of Adjustment

Abbas Aflatooni *, Mohammad Khatiri **, Farzad Eivani ***

Research Paper

Abstract

This research investigates the effect of the COVID-19 pandemic on capital structure adjustment speed and compares its intensity in industries with low and high impact of the COVID-19. To test the research hypotheses, this paper has used the data for firms listed in the Tehran Stock Exchange during 2002-2022 in an unbalanced panel format (3'342 observations) and has applied the partial adjustment approach with a system generalized method of moments estimator. The research results show that the COVID-19 pandemic has increased the speed of adjustment at firms' level. Furthermore, the research findings show that the speed of adjustment has increased more in industries that have been more affected by COVID-19, and COVID-19 exacerbated their financial deficits more than the others. In most countries (including Iran), COVID-19 has weakened the macroeconomic conditions, increased the business environment's uncertainty, and increased the costs of adjustment. Therefore, it is expected that this issue has slowed down the speed of adjustment; however, empirical evidence contradicts this prediction. This research contributes to the emerging literature that explores the impact of COVID-19 on various aspects of business units.

Keywords: COVID-19 Pandemic, Capital Structure, Speed of Adjustment, Trade-off Theory.

Received: 2023. Desember. 29, Accepted: 2024. May. 04.
* Associate Prof., Department of Accounting, Faculty of Economics and Social Sciences, Bu-Ali Sina University, Hamadan, Iran (Corresponding Author). E-Mail: A.Aflatooni@basu.ac.ir
** Assistant Prof., Department of Accounting, Islamic Azad University, Takestan branch, Takestan, Iran. E-Mail: mohamadkhatiri@yahoo.com
*** Assistant Prof., Department of Accounting, Razi University, Kermanshah, Iran. E-Mail: feivani@razi.ac.ir

ناشر: دانشگاه شهیدبهشتی
نشریه چشم‌انداز مدیریت مالی
۱۴۰۲، دوره ۱۳، شماره ۴۴
ص‌ص. ۱۲۷– ۱۵۱

شاپای چاپی: ۴۶۳۷– ۲۶۴۵
شاپای الکترونیکی: ۴۶۴۵– ۲۶۴۵

Copyright: © 2023 by the authors. Submitted for possible open access publication under the terms and conditions of the Creative Commons Attribution (CC BY) license (https://creativecommons.org/licenses/by/4.0/)

تأثیر همه‌گیری کووید ۱۹ بر سرعت تعدیل ساختار سرمایه

عباس افلاطونی *، محمد خطیری، فرزاد ایوانی*****

مقاله پژوهشی

چکیده

هدف این پژوهش، بررسی تأثیر همه‌گیری کووید۱۹ بر سرعت تعدیل ساختار سرمایه و مقایسهٔ شدّت این تأثیر در صنایع با آسیب‌پذیری اندک و زیاد از کووید۱۹ است. برای آزمون فرضیه‌های پژوهش، از داده‌های شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران در بازهٔ زمانی ۱۴۰۱– ۱۳۸۱ در قالب پنل نامتوازن (با ۳۳۴۲ مشاهده) و رویکرد تعدیل جزئی با برآوردگر گشتاورهای تعمیم‌یافتهٔ سیستمی، استفاده شده است. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که شیوع همه‌گیری کووید۱۹ منجر به افزایش در سرعت تعدیل ساختار سرمایه در سطح شرکت‌ها شده است. افزون بر آن، یافته‌های پژوهش بیان می‌کند در صنایعی که کووید۱۹ تأثیر بیشتری روی آن‌ها گذاشته و کسری مالی آن‌ها را بیش از سایر صنایع تشدید کرده، سرعت تعدیل ساختار سرمایه افزایش بیشتری داشته است. با آن‌که شیوع کووید۱۹ تضعیف در شرایط کلان اقتصادی و افزایش در نااطمینانیِ محیط تجاری بیشتر کشورها (از جمله ایران) را به دنبال داشته و هزینه‌های تعدیل ساختار سرمایه را افزایش داده است و انتظار می‌رود که این موضوع، از سرعت تعدیل ساختار سرمایه کاسته باشد؛ شواهد تجربی در تضاد با این پیش‌بینی است. این پژوهش به توسعهٔ ادبیات نوظهوری که در حال کشف اثرات کووید۱۹ بر جوانب مختلف واحدهای تجاری است، مشارکت دارد.

کلیدواژه‌ها: همه‌گیری کووید۱۹، ساختار سرمایه، سرعت تعدیل، نظریهٔ توازن.

پرتال جامع علوم انسانی

تاریخ دریافت مقاله: ۱۴۰۲/۱۰/۰۸، تاریخ پذیرش مقاله: ۱۴۰۳/۰۲/۱۵

* دانشیار، گروه حسابداری، دانشکده علوم اقتصادی و اجتماعی دانشگاه بوعلی سینا، همدان، ایران (نویسنده مسئول).
E-Mail: A.Aflatooni@basu.ac.ir
** استادیار، گروه حسابداری، واحد تاکستان، دانشگاه آزاد اسلامی، تاکستان، ایران. E-Mail: mohamadkhatiri@yahoo.com
*** استادیار، گروه حسابداری، دانشگاه رازی، کرمانشاه، ایران. E-Mail: feivani@razi.ac.ir

۱. مقدمه

در مطالعات مالی رفتاری، یکی از پرسش‌های اساسی درخصوص واحدهای تجاری آن است که شرکت‌ها چگونه تصمیم‌های تأمین مالی خود را اتّخاذ می‌کنند [۸۳]. از زمانی که مودیلیانی و میلر (۱۹۵۸) [۶۰] نتایج نخستین پژوهش در این حوزه را منتشر کردند، تلاش‌های بسیاری برای درک رفتارهای تأمین مالی و تعیین ساختار سرمایه شرکت‌ها صورت گرفته و برای بررسی اثر ساختار سرمایه بر ارزش واحدهای تجاری، چهار نظریه اصلی ارائه گردیده است که عبارتند از نظریهٔ توازن[1] [۵۹]، نظریهٔ نمایندگی[2] که به نظریهٔ جریان وجوه نقد آزاد[3] و نظریهٔ محدودیت‌های مالی[4] نیز معروف است [۴۶] نظریهٔ سلسله مراتبی[5] [۶۳، ۶۴] و نظریهٔ زمان‌بندی بازار[6] [۱۲]. بر مبنای نظریهٔ توازن، نواقص بازار و اصطکاک‌های مالی[7] موجب اثرگذاری ساختار سرمایه واحد تجاری بر ارزش آن می‌شوند. این نظریه فرض می‌کند که یک ساختار سرمایه تحت عنوان ساختار سرمایه هدف (بهینه)[8] وجود دارد که ارزش شرکت را به حداکثر مقدار خود می‌رساند و شرکت‌ها تلاش می‌کنند هرگونه انحراف از آن را در اسرع وقت، تصحیح کنند. برخی پژوهش‌ها [مانند ۳۰، ۳۳، ۳۴، ۴۴، ۵۵] به‌طور جامع این فرض را بررسی و تأیید کرده‌اند. به‌علاوه، نظرسنجی صورت‌گرفته توسط گراهام و هاروی (۲۰۰۱) [۳۸] نشان داد که حدود ۸۰ درصد از مدیران مالی، برای شرکت‌های متبوع خود ساختار سرمایه هدف درنظر می‌گیرند. برخورداری از ساختار سرمایه هدف، مزایای زیادی برای یک شرکت به‌دنبال دارد و هزینه‌های انحراف از آن، مدیران را ترغیب می‌کند تا به‌سرعت هرگونه انحراف را حذف کنند [۲۷]، ولی فرآیند تعدیل ساختار سرمایه واقعی به سمت ساختار سرمایه هدف می‌تواند پرهزینه باشد و این هزینه‌ها، از جمله هزینهٔ مبادلات [۵۲، ۷۲، ۷۳]، برخی هزینه فرصت‌ها [۲۴]، هزینه‌های ناشی از کیفیت محیط سازمانی [۶۵] و شرایط کلان اقتصادی ضعیف [۲۱، ۳۵] از سرعت تعدیل[9] ساختار سرمایه خواهند کاست. در این بین، برخی پژوهش‌ها [مانند ۱۱، ۲۰، ۴۵] شواهد متضادی درخصوص تأثیر نااطمینانی[10] در محیط تجاری بر سرعت تعدیل ساختار سرمایه گزارش کرده‌اند. وو و همکاران (۲۰۲۲) [۷۹] دلیل ایجاد این نتایج متضاد را به منبع ایجاد نااطمینانی‌ها نسبت می‌دهند.

در سال‌های اخیر، شیوع همه‌گیری کووید۱۹[11] یکی از منابع اصلی تشدید نااطمینانی در کشورهای مختلف بوده است. پس از شیوع کووید۱۹ از اواخر ۲۰۱۹ میلادی (و در ایران از اواخر

1. Trade-off theory
2. Agency theory
3. Free cash flow theory
4. Financial constraint theory
5. Pecking order theory
6. Market timing theory
7. Market imperfections ans financial frictions
8. Target (optimal) leverage
9. Speed of adjustment
10. Uncertainty
11. COVID-19 pandemic

۱۳۹۸ شمسی)، ردهٔ گسترده‌ای از پژوهش‌ها به بررسی اثر این همه‌گیری بر مؤلفه‌های مختلف مالی و حسابداری پرداخته‌اند. کووید۱۹ در بیشتر کشورها مشکلات زیادی را برای شرکت‌ها ایجاد کرد [۸، ۱۴]، نرخ بیکاری را به‌شکل عمده‌ای افزایش داد، کاهش در میزان فعالیت‌های اقتصادی را به‌دنبال داشت و در بیشتر بازارهای مالی، سطح نااطمینانی را تشدید نمود [۸۲]. با این حال، بیشتر شواهد تجربی درخصوص اثرگذاری کووید۱۹ بر سرعت تعدیل ساختار سرمایه، مربوط به کشورهای توسعه‌یافته است [مانند ۷۵، ۷۹]. با آن‌که درخصوص شرکت‌های ایرانی، برخی پژوهش‌ها [مانند ۴، ۶، ۲۲، ۲۸، ۶۲، ۶۸، ۶۹، ۷۰، ۷۸] به بررسی عوامل متنوع مؤثر بر سرعت تعدیل ساختار سرمایه پرداخته‌اند؛ ولی دربارهٔ تأثیر کووید۱۹ بر سرعت تعدیل، شواهد خاصی در دسترس نیست. برای پوشش این خلاء، پژوهش حاضر اثر همه‌گیری کووید۱۹ را بر سرعت تعدیل ساختار سرمایه در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران بررسی کرده است. این پژوهش به بسط ادبیات نوظهوری که اثر کووید۱۹ را بر مالیهٔ شرکتی بررسی می‌کند [مانند ۲۳، ۲۹، ۵۳]، کمک می‌نماید و در توسعهٔ ادبیات ساختار سرمایه و پویایی آن [مانند ۳۳، ۴۴، ۴۹، ۶۵، ۸۳] مشارکت دارد. در ادامه، به ترتیب مبانی نظری و مروری بر پیشینهٔ پژوهش، روش‌شناسی، تحلیل داده‌ها و یافته‌ها، بحث و نتیجه‌گیری و در پایان، پیشنهادها و محدودیت‌ها، ارائه شده است.

۲. مبانی نظری و پیشینه پژوهش

نظریه‌های ساختار سرمایه[1] که به تشریح رفتار تأمین مالی شرکت‌ها می‌پردازند، درخصوص وجود ساختار سرمایه بهینه (هدف) که موجب بیشینه‌سازی ارزش شرکت می‌شود، اتفاق‌نظر ندارند. با این حال، شواهد تجربی [مانند ۳۷، ۳۸، ۴۲، ۴۳، ۶۷، ۷۶] مؤیّد وجود ساختار سرمایه هدف و سازگار با نظریهٔ توازن است. از این رو، با توجه به این‌که هر نوع انحراف از ساختار سرمایه هدف، از ارزش شرکت می‌کاهد؛ مدیران سعی می‌کنند علیرغم وجود هزینه‌های تعدیل، انحراف ساختار سرمایه واقعی از ساختار سرمایه هدف را از بین ببرند. باید توجه داشت که سرعت فرآیند تعدیل، به هزینه‌ها و مزایای آن وابسته است. اگر هزینهٔ تعدیل، صفر باشد؛ شرکت‌ها بلافاصله انحراف ساختار سرمایه را حذف می‌کنند. در مقابل، وقتی هزینه‌های تعدیل ساختار سرمایه، بیش از مزایای آن باشد؛ امکان دارد شرکت‌ها تمایلی به تعدیل ساختار سرمایه و رسیدن به ساختار سرمایه هدف نداشته باشند [۲۱]. در این راستا، برخی پژوهش‌ها [مانند ۳۰، ۵۵] تأثیر هزینه‌های تعدیل ساختار سرمایه را بر رفتار تأمین مالی شرکت‌ها بررسی کرده‌اند. باید توجه داشت که هزینه‌های تعدیل، نه تنها به ویژگی‌های خاص هر شرکت مانند اندازه و ساختار دارایی‌ها، فرصت‌های رشد و سودآوری بستگی دارد [۱، ۶، ۲۲، ۲۶، ۲۸، ۳۱، ۴۹، ۵۷، ۶۹، ۸۳]، بلکه از شرایط کلی صنعت، وضعیت کلان اقتصادی [۵، ۲۱، ۳۵، ۸۱] و نااطمینانی‌ها [۱۱، ۲۰، ۴۵، ۷۵، ۷۹] نیز تأثیر می‌پذیرد. برای نمونه،

1. Capital structure

چرخه‌های اقتصادی[1]عاملی تعیین‌کننده در ایجاد مخاطرات مالی هستند و بر هزینه‌های تأمین مالی و در نتیجه، بر سرعت تعدیل ساختار سرمایه، تاثیر می‌گذارند [۱۳، ۱۶، ۲۱، ۴۰، ۵۸، ۶۶]. همچنین، برخی پژوهش‌ها [مانند ۱۰، ۱۸، ۱۹، ۲۱، ۲۲، ۳۶، ۴۸، ۵۰، ۵۲، ۵۶، ۶۱] بیان می‌کنند که شرایط کلان اقتصادی، عامل کلیدی در تحلیل گزینه‌های تأمین مالی شرکت‌ها، ساختار سرمایه هدف آن‌ها و در نتیجه، سرعت تعدیل ساختار سرمایه است. بر اساس نظریهٔ توازن، ساختار سرمایه هدف با ایجاد تعادل بین مزایای بدهی‌ها (سپر مالیاتی[2]) و معایب آن (مخاطرهٔ ورشکستگی[3]) مشخص می‌شود [۵۹]که هر دو، به شرایط کلان اقتصادی وابسته‌اند [۲۱]. بنابراین، تغییر در شرایط کلان اقتصادی روی تغییرات ساختار سرمایه هدف و سرعت تعدیل آن، اثرگذارند [۲۵، ۳۵، ۳۹، ۴۷]. از سوی دیگر، در شرایط وجود نااطمینانی در بازار و سطوح کلان اقتصادی، هزینه‌های تعدیل افزایش می‌یابد و این امر نیز به کاهش سرعت تعدیل ساختار سرمایه، منجر می‌شود [۱۱، ۲۰، ۴۵]. برای نمونه، با بکارگیری طیف وسیعی از معیارهای سنجش نااطمینانی، کولاک و همکاران (۲۰۱۸) دریافتند که با افزایش در نااطمینانی‌ها، از سرعت تعدیل ساختار سرمایه کاسته می‌شود [۲۰]. باجاج و همکاران (۲۰۲۱) با رده‌بندی نااطمینانی‌ها به دو نوع کوتاه‌مدت و بلندمدت دریافتند که وقتی نااطمینانی‌ها زیاد می‌شود، سهم بدهی‌ها در ساختار سرمایه افزایش و سرعت تعدیل، کاهش می‌یابند [۲۰]. یافته‌های ایم و همکاران (۲۰۲۲) بیانگر این نکته است که با افزایش در نااطمینانی‌ها، سرعت تعدیل ساختار سرمایه در شرکت‌های بیش‌اهرمی[4]افزایش می‌یابد ولی شرکت‌های کم‌اهرمی[5]چندان تحت تأثیر نااطمینانی‌ها قرار نمی‌گیرند. آنان نشان دادند که وقتی میزان نااطمینانی‌ها ثابت باشد (صرفنظر از این که شدّت نااطمینانی زیاد یا کم است)، آن دسته از شرکت‌های بیش‌اهرمی (کم اهرمی) که سرمایه‌گذاری‌های هنگفتی انجام داده‌اند، در قیاس با سایر شرکت‌ها، ساختار سرمایه خود را آهسته‌تر (سریع‌تر) تعدیل می‌کنند [۴۵].

همان‌طور که پیش از این بیان شد، درخصوص تأثیر نااطمینانی‌ها بر سرعت تعدیل ساختار سرمایه، نتایج متضادی توسط پژوهشگران گزارش شده است. به باور کولاک و همکاران (۲۰۱۸)، با آن‌که نااطمینانی موجب افزایش هزینه‌های تعدیل و به تبع، منجر به کاهش سرعت تعدیل ساختار سرمایه می‌شود؛ ولی ممکن است شرایطی را ایجاد کند که در آن، مزایای حرکت سریع‌تر به سمت ساختار سرمایه هدف، حتی بیش از افزایش هزینه‌های تعدیل (ناشی از عدم اطمینان) باشد و این امر، افزایش در سرعت تعدیل ساختار سرمایه را به دنبال داشته باشد. گرچه آنان تصریح می‌کنند که در این حالت، تعدیل ساختار سرمایه الزاماً منجر به کاهش در هزینه سرمایهٔ شرکت

1. Economic cycles
2. Tax shield
3. Bankruptcy risk
4. Over-leveraged
5. Under-leveraged

نمی‌شود؛ بلکه به احتمال زیاد، به دلیل عدم اطمینان اقتصادی فزاینده، در نهایت، هزینهٔ کلی سرمایه افزایش خواهد داشت [۲۰].

شواهد تجربی نشان می‌دهد یکی از رویدادهایی که با وجود افزایش در نااطمینانی‌ها و تضعیف شرایط اقتصادی، سرعت تعدیل ساختار سرمایه را افزایش داده، شیوع همه‌گیری کووید۱۹ بوده است. محدودیت‌های ناشی از این همه‌گیری، اثرات عمده‌ای بر وضعیت اقتصاد و سلامت جوامع داشت و رشد اقتصاد جهانی را با مخاطره روبه‌رو کرد [۵۴، ۸۴]، انجام فعالیت‌های تجاری را به‌صورت جدی محدود نمود [۷۴]، در بسیاری از کسب‌وکارها موجب ایجاد و تشدید کسری مالی[1] شد [۷] و به همین دلیل، واحدهای تجاری را تا حد زیادی به منابع مالی اعتباردهندگان و سرمایه‌گذاران، وابسته نمود [۷۱]. در زمینهٔ تأثیر کووید۱۹ بر سرعت تعدیل ساختار سرمایه، وو و همکاران (۲۰۲۲) و تارکوم و هوانگ (۲۰۲۳) دریافتند که در دورهٔ شیوع کووید۱۹، سرعت تعدیل ساختار سرمایه، افزایش معناداری داشته است [۷۵، ۷۹]. با باور وو و همکاران (۲۰۲۲)، در اقتصادهای آسیب‌پذیر، شرایط به گونه‌ای رقم خورده است که مزایای تعدیل ساختار سرمایه، بیش از هزینه‌های آن شده و این حالت، افزایش سرعت تعدیل را درپی داشته است [۷۹]. با آن‌که ایران نیز از کشورهای آسیب‌پذیر از کووید۱۹ بوده، تاکنون شواهدی درخصوص اثر این همه‌گیری بر سرعت تعدیل ساختار سرمایه شرکت‌های ایرانی ارائه نشده است. باید توجه داشت که تأثیر کووید۱۹ بر سرعت تعدیل ساختار سرمایه شرکت‌ها، ناهمگن[2] بوده است. برای نمونه، وو و همکاران (۲۰۲۲) نشان دادند در اقتصادهایی که آسیب بیشتری از کووید۱۹ دیده‌اند، سرعت تعدیل ساختار سرمایه واحدهای تجاری، به‌طور قابل توجهی بیش از سایر اقتصادها بوده است [۷۹]. یافته‌های تارکوم و هوانگ (۲۰۲۳) نشان می‌دهد که اثر افزایشی کووید۱۹ روی سرعت تعدیل ساختار سرمایه، برای شرکت‌های فعّال در ایالت‌های آسیب‌پذیر آمریکا، بیش از سایر ایالت‌ها بوده است [۷۵]. به باور وو و همکاران (۲۰۲۲) و مطابق با نظریهٔ سلسله مراتبی، در آن دسته از صنایع که به دلیل شیوع کووید۱۹ دچار کسری مالی بیشتری شده‌اند، هزینهٔ عدم تعدیل ساختار سرمایه بیش از سایر شرکت‌ها بوده است؛ زیرا این گروه از صنایع که به منابع مالی برون‌سازمانی، دسترسی آسانی ندارند، انگیزهٔ بیشتری برای حرکت به سمت ساختار سرمایه هدف دارند و به همین دلیل، از سرعت تعدیل بالاتری برخوردارند [۷۹]. افزون بر آن، به باور هوندا و یوسوگی (۲۰۲۲)، شدّت اثرگذاری کووید۱۹ بر صنایع مختلف نیز متفاوت بوده است و در حالی که برخی صنایع مانند حمل و نقل، هتل‌داری، رستوران‌ها و ... متحمل خسارات هنگفتی شده‌اند، برای برخی دیگر مانند مخابرات، ساخت و ساز و ... آسیب ناشی از کووید۱۹، چندان قابل توجه نبوده است [۴۱]. با این حال، تاکنون در رابطه با شرکت‌های ایرانی، شواهدی درخصوص تفاوت اثر این همه‌گیری بر سرعت تعدیل ساختار سرمایه در صنایع با آسیب‌پذیری اندک و زیاد ارائه نشده است. با توجه به

1. Financial deficit
2. Heterogeneous

مطالب فوق، برای ارائهٔ شواهدی درخصوص اثر همه‌گیری کووید۱۹ بر سرعت تعدیل ساختار سرمایه و مقایسهٔ شدّت این اثر در صنایع با آسیب‌پذیری اندک و زیاد[1] فرضیه‌های پژوهش به صورت زیر تنظیم شده‌اند:

فرضیه ۱: همه‌گیری کووید۱۹، سرعت تعدیل ساختار سرمایه را افزایش داده است.

فرضیه ۲: در صنایعی با آسیب‌پذیری زیاد از همه‌گیری کووید۱۹، اثر افزایشی کووید۱۹ بر سرعت تعدیل ساختار سرمایه، بیش از سایر صنایع است.

۳. روش‌شناسی پژوهش

در این پژوهش، از بانک اطلاعاتی ره‌آوردنوین،[2] گزارش‌های منتشره در سایت کُدال[3] و سایت بانک مرکزی[4] برای گردآوری داده‌ها استفاده شده است. در مدل‌های پژوهش که از نوع پنل پویا[5] هستند (یعنی وقفهٔ[6] نخست متغیر وابسته، در جمع متغیرهای توضیحی حضور دارد)، تورش درون‌زایی[7] وجود دارد. در این راستا و برای کنترل اثر تورش درون‌زایی، از برآوردگر گشتاورهای تعمیم‌یافتهٔ سیستمی[8] استفاده شده است [۱۵، ۳۲]. به‌منظور کنترل اثر واریانس ناهمسانی و خودهمبستگی سریالیِ جملات خطای مدل‌های پویا، خطای استاندارد تصحیح شدهٔ[9] وایندمیجر (۲۰۰۵) به‌کار رفته است [۸۰]. همچنین، مدل‌های پویا یک بار بدون کنترل و بار دیگر با کنترل اثرات ثابت سال‌ها و صنایع،[1] برازش شده‌اند. برای حصول مجموعه‌ای از مشاهدات همگن و قابل مقایسه، جامعهٔ آماری این پژوهش شامل آن دسته از شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران در بازهٔ زمانی ۱۴۰۱-۱۳۸۱ است که حائز شرایط جدول (۱) باشند:

جدول ۱. فرآیند حذف سیستماتیک

ردیف	شرط اعمال شده	مشاهدات
	کل مشاهدات	۶۷۲۰
۱	جهت کنترل اثر چرخه‌های تجاری و ایجاد قابلیت مقایسهٔ بیشتر، پایان سال مالی آن‌ها منطبق با پایان اسفندماه باشد.	(۱۷۳۲)
۲	برای کنترل اثر تفاوت در قوانین و استانداردهای حسابداری، از شرکت‌های فعّال در صنایع بانکی، بیمه‌ای، سرمایه‌گذاری‌های مالی، لیزینگ‌ها و هلدینگ‌ها نباشند.	(۱۲۶۸)
۳	برای سنجش متغیرهای پژوهش، داده‌های آن‌ها در دسترس باشند.	(۳۷۸)
	مشاهدات نهایی	۳۳۴۲

1. Low and high vulnerability
2. https://mabnadp.com/
3. www.codal.ir
4. www.cbi.ir
5. Dynamic panel
6. Lag
7. Endogeneity bias
8. System generalized method of moments (system-GMM)
9. Robust standard error
1 . Industry and year fixed effects 0

با اِعمال این شروط، تعداد ۳۳۴۲ مشاهده باقی‌مانده که برای آزمون فرضیه‌های پژوهش از داده‌های آن‌ها در قالب پنل نامتوازن[1] استفاده شده است. به‌علاوه، برای تخفیف اثر داده‌های پرت[2]، مشاهدات کوچک‌تر (بزرگ‌تر) از صدک ۱ (صدک ۹۹) هر متغیر، ویرایش[3] شده‌اند. این فرآیند در جدول (۱) آورده شده است.

سنجش ساختار سرمایه هدف و سرعت تعدیل

با پیروی از یوزال (۲۰۱۱)، ژئو و همکاران (۲۰۱۶)، افلاطونی (۱۳۹۸)، افلاطونی و همکاران (۲۰۲۲) و وو و همکاران (۲۰۲۲)، ساختار سرمایه هدف به‌عنوان مقادیر برازش‌شدهٔ[4] مدل (۱)، تعریف شده است [۲، ۵، ۷۷، ۷۹، ۸۳] که در آن، با پیروی از ژئو و همکاران (۲۰۱۶)، خوشنود و فرخنده (۱۳۹۴)، رامشه و قره‌خانی (۱۳۹۷) و افلاطونی و همکاران (۲۰۲۲)، TDA_{it+1} معادل با نسبت تسهیلات مالی جاری و بلندمدت بر کل دارایی‌ها در دورهٔ $t+1$ تعریف شده است [۵، ۵۱، ۷۰، ۸۳]. همچنین، نماد $\mathbf{Z}_{it}$ بُردار متغیرهای تبیین‌کنندهٔ ساختار سرمایه است که با پیروی از ژئو و همکاران (۲۰۱۶)، افلاطونی و همکاران (۲۰۲۲) و وو و همکاران (۲۰۲۲) شامل شش متغیر میانهٔ ساختار سرمایه در سطح صنعت ITDA، اندازهٔ شرکت SIZE (لگاریتم کل دارایی‌ها در مبنای ده)، نسبت دارایی‌های ثابت مشهود به کل دارایی‌ها TANG، سودآوری شرکت Profit (نسبت سود عملیاتی به کل دارایی‌ها)، فرصت‌های رشد MTB (نسبت مجموع ارزش دفتری بدهی‌ها و ارزش بازار سهام به ارزش دفتری دارایی‌ها) و نرخ تورّم INFL (تغییرات در شاخص قیمت مصرف‌کننده[5]) است [۵، ۷۰، ۸۳].

$$TDA_{it+1} = \omega + \psi \mathbf{Z}_{it} + \zeta_{it+1} \qquad \text{مدل (۱)}$$

به‌منظور سنجش سرعت تعدیل ساختار سرمایه، با پیروی از ژئو و همکاران (۲۰۱۶)، افلاطونی و همکاران (۲۰۲۲) و وو و همکاران (۲۰۲۲)، از مدل تعدیل جزئی پویای یکپارچهٔ[6] زیر استفاده شده است [۵، ۷۰، ۸۳]:

$$TDA_{it+1} - TDA_{it} = \lambda(TDA^{*}_{it+1} - TDA_{it}) + \zeta_{it+1} \qquad \text{رابطهٔ (۱)}$$

که در آن، λ درصدی از انحراف ساختار سرمایه واقعی از ساختار سرمایه هدف است که واحد تجاری در طول یک دورهٔ مالی، رفع می‌کند. از این رو، ضریب λ سرعت تعدیل[7] نامیده می‌شود. نماد TDA^{*}_{it+1} به ساختار سرمایه هدف اشاره دارد که از مدل (۱) استخراج می‌شود. با جایگزین

1. Unbalanced panel
2. Outliers
3. Winsorise
4. Fitted values
5. Consumer Price Index (CPI)
6. Integrated dynamic partial adjustment model
7. Adjustment speed

نمودن ساختار سرمایه هدف در رابطهٔ (۱) و اندکی محاسبات جبری، مدل (۲) به‌دست می‌آید که در عمل، برای سنجش سرعت تعدیل ساختار سرمایه، از این مدل استفاده می‌شود. همان‌طور که پیش از این بیان شد، به دلیل حضور وقفهٔ نخست متغیر وابستهٔ این مدل در جمع متغیرهای توضیحی، از برآوردگر گشتاورهای تعمیم‌یافتهٔ سیستمی جهت برازش آن، استفاده شده است:

$$\mathrm{TDA_{it+1}} = \alpha + (1-\lambda)\mathrm{TDA_{it}} + (\lambda\psi)\mathrm{Z_{it}} + \vartheta_{\mathrm{it+1}} \qquad \text{مدل (۲)}$$

شیوهٔ آزمون فرضیهٔ نخست پژوهش

برای بررسی اثر همه‌گیری کووید۱۹ بر سرعت تعدیل ساختار سرمایه، متغیر مجازی COVID با مقدار ۱ برای سال‌های شیوع کووید۱۹ (۱۳۹۹ و ۱۴۰۰) و مقدار صفر برای سایر سال‌ها، در مدل (۲) لحاظ شده و مدل (۳) به‌صورت زیر ایجاد شده است:

$$\mathrm{TDA_{it+1}} = \alpha + (1-\lambda)\mathrm{TDA_{it}} + \phi\mathrm{COVID_{it}} + \eta\mathrm{COVID_{it}} * \mathrm{TDA_{it}} + (\lambda\psi)\mathbf{Z_{it}} + \vartheta_{\mathrm{it+1}} \qquad \text{مدل (۳)}$$

در این مدل، λ سرعت تعدیل ساختار سرمایه در سال‌های قبل از همه‌گیری کووید۱۹ و $\lambda - \eta$ سرعت تعدیل ساختار سرمایه، در دورهٔ شیوع کووید۱۹ است. بنابراین، منفی (مثبت) و معنادار بودن ضریب متغیر $\mathrm{COVID_{it}} * \mathrm{TDA_{it}}$ (یعنی η) بیانگر آن است که همه‌گیری کووید۱۹ موجب افزایش (کاهش) سرعت تعدیل ساختار سرمایه شده است.

شیوهٔ آزمون فرضیهٔ دوم پژوهش

برای مقایسهٔ تأثیر همه‌گیری کووید۱۹ بر سرعت تعدیل ساختار سرمایه در صنایعی که از کووید۱۹ آسیب کم یا زیاد پذیرفته‌اند، نخست معیار کسری مالی در دو سالهٔ شیوع کووید۱۹ (۱۳۹۹–۱۴۰۰) و دو سال قبل از آن (۱۳۹۸–۱۳۹۷) محاسبه شده است. برای این کار، با پیروی از بایون (۲۰۰۸) از رابطهٔ $\mathrm{FD_{it}} = \mathrm{CFO_{it}} - \mathrm{DIV_{it}} - \mathrm{CAPEX_{it}} - \Delta\mathrm{NWC_{it}}$ استفاده گردیده [۱۷] که در آن، CFO جریان وجوه نقد عملیاتی، DIV سود نقدی، CAPEX مخارج سرمایه‌ای و ΔNWC تغییرات خالص سرمایه در گردش (دارایی‌های جاری غیرنقد منهای بدهی‌های جاری) است. همهٔ متغیرها با استفاده از مجموع دارایی‌ها، همگن شده‌اند. مقادیر مثبت این معیار بیانگر فزونی مالی و مقادیر منفی آن بیانگر کسری مالی است. در صنایعی که آسیب‌پذیری بیشتری از شیوع کووید۱۹ داشته‌اند، کسری مالی بیش از سایر صنایع افزایش یافته است [۷، ۸، ۱۴]. بر این اساس، پس از سنجش میانگین کسری مالی در سطح صنعت برای دو سالهٔ شیوع کووید۱۹ و دو سالهٔ قبل از آن، صنایعی که افزایش در کسری مالی آن‌ها بیشتر (کمتر) از مقدار میانهٔ تغییرات کسری مالی در سطح صنعت باشد، به‌عنوان صنایع با آسیب‌پذیری زیاد (آسیب‌پذیری اندک) از کووید۱۹ تعریف شده‌اند. در پایان، مدل (۳) در هر دو گروه از صنایع، برازش شده و ضریب متغیر $\mathrm{COVID_{it}} * \mathrm{TDA_{it}}$ به‌صورت آماری، مقایسه گردیده است. انتظار می‌رود قدرمطلق ضریب متغیر

$COVID_{it} * TDA_{it}$ برای صنایع با آسیب‌پذیری زیاد، به‌صورت معناداری کوچک‌تر از قدرمطلق این ضریب، برای صنایع با آسیب‌پذیری اندک از کووید۱۹ باشد.

۴. تحلیل داده‌ها و یافته‌ها

آماره‌های توصیفی

آماره‌های توصیفی پژوهش که تصویری کلّی از وضعیت توزیع داده‌ها ارائه می‌کنند، در بخش الف جدول ۲ گزارش شده‌اند و بخش ب، تعداد و درصد مشاهدات به‌کار رفته از هر صنعت در این پژوهش را ارائه کرده است.

جدول ۲. آماره‌های توصیفی پژوهش و توزیع مشاهدات در سطح صنایع

الف. آماره‌های توصیفی						
متغیرها	**نماد**	**میانگین**	**انحراف معیار**	**کمینه**	**میانه**	**بیشینه**
ساختار سرمایه	TDA	۰/۱۹۲۳	۰/۱۶۳۸	۰/۰۰۱۱	۰/۱۶۴۳	۰/۸۷۷۷
میانهٔ ساختار سرمایه صنعت	ITDA	۰/۱۷۴۸	۰/۰۸۹۹	۰/۰۰۱۳	۰/۱۸۱۲	۰/۳۸۶۹
اندازهٔ شرکت	SIZE	۰/۱۰۳۷	۰/۸۴۷۹	۳/۸۶۶۳	۰/۰۱۹۵	۰/۸۸۷۶
نسبت دارایی‌های ثابت	TANG	۰/۲۴۳۹	۰/۱۸۷۰	۰/۰۰۰۲	۰/۱۹۶۹	۰/۸۹۲۲
سودآوری شرکت	Profit	۰/۱۷۶۸	۰/۱۳۷۲	−۰/۶۵۷۹	۰/۱۵۴۱	۰/۶۷۵۷
فرصت‌های رشد	MTB	۲/۳۶۰۹	۳/۹۵۵۶	۰/۲۰۶۰	۱/۳۹۳۱	۱۰/۵۰۵۳
نرخ تورّم	INFL	۰/۲۲۵۰	۰/۱۲۸۸	۰/۰۹۰۳	۰/۱۵۷۸	۰/۴۷۱۱
ب. توزیع مشاهدات در سطح صنایع						
نام صنعت		**کد صنعت**	**تعداد مشاهدات**		**درصد مشاهدات**	
محصولات شیمیایی		۱	۲۴۲		۷/۲۴	
خودرو و قطعات		۲	۴۰۱		۱۲/۰۰	
محصولات دارویی و بهداشتی		۳	۴۳۷		۱۳/۰۸	
فلزات اساسی و محصولات فلزی		۴	۳۱۷		۹/۴۹	
غذایی و قند و شکر		۵	۳۳۰		۹/۸۷	
سیمان، سرامیک و کانه‌های غیرفلزی		۶	۵۵۱		۱۶/۴۹	
ماشین‌آلات و تجهیزات		۷	۲۵۸		۷/۷۲	
استخراج کانه‌های فلزی		۸	۲۴۹		۷/۴۵	
فرآورده نفتی، لاستیک و پلاستیک		۹	۱۹۲		۵/۷۵	
رایانه و ارتباطات		۱۰	۲۶۵		۷/۹۳	
سایر صنایع		۱۱	۱۰۰		۲/۹۸	
مجموع			۳۳۴۲		۱۰۰	

نتایج نشان می‌دهد که تسهیلات مالی دریافتی شرکت‌ها معادل با ۱۹ درصد دارایی‌ها و میانهٔ این رقم در سطح صنایع، به‌طور متوسط حدود ۱۷ درصد دارایی‌ها است. دارایی‌های ثابت نزدیک به ۲۵ درصد دارایی‌ها را تشکیل می‌دهند و سود عملیاتی رقمی معادل با ۱۸ درصد دارایی‌ها است. نتایج بیانگر آن است که در شرکت‌های مورد بررسی، مجموع ارزش بازار سهام و ارزش دفتری بدهی‌ها به‌طور میانگین رقمی بیش از ۲ برابر ارزش دفتری دارایی‌ها است. همچنین، میانگین نرخ تورّم در بازهٔ زمانی مورد بررسی، ۲۲/۵ درصد است، کمترین میزان آن (۹ درصد) در سال ۱۳۹۵ رخ داده و بیشترین مقدار آن (۴۷ درصد) مربوط به سال ۱۳۹۹ است.

در جدول ۳، ضمن گزارش تعداد مشاهدات برای هر صنعت، میانگین ساختار سرمایه واقعی و هدف در سطح هر صنعت، مقایسه شده است. نتایج نشان می‌دهد که بیشترین میزان انحراف منفی از ساختار سرمایه هدف به صنایع فلزات اساسی و محصولات فلزی (۰/۰۰۳۹-) و خودرو و قطعات (۰/۰۰۲۷-) اختصاص دارد و بیشترین انحراف مثبت از ساختار سرمایه هدف، در صنعت ماشین‌آلات و تجهیزات (۰/۰۰۵۷) و سایر صنایع (۰/۰۰۶۷) (شامل املاک، خرده‌فروشی، محصولات چرمی، چوبی و کاغذی، منسوجات، هتل‌داری و رستوران، چاپ و پیمانکاری صنعتی) رخ داده است.

جدول ۳. ساختار سرمایه واقعی و هدف و کسری مالی قبل و پس از شیوع کووید۱۹ در سطح صنایع

کد صنعت	تعداد مشاهدات	TDA (۱)	TDA* (۲)	تفاضل (۲)-(۱)	FD_Be (۳)	FD_Af (۴)	تفاضل (۴)-(۳)
۱	۲۴۲	۰/۱۶۲۷	۰/۱۶۲۴	-۰/۰۰۰۳	-۰/۰۰۵۹	-۰/۱۰۰۳	-۰/۰۹۴۴***
۲	۴۰۱	۰/۱۹۱۰	۰/۱۸۸۳	-۰/۰۰۲۷**	۰/۰۳۷۶	-۰/۱۰۷۵	-۰/۱۴۵۱***
۳	۴۳۷	۰/۲۵۸۸	۰/۲۶۱۴	۰/۰۰۲۶*	-۰/۲۰۴۰	-۰/۲۵۸۳	-۰/۰۵۴۴***
۴	۳۱۷	۰/۱۹۵۵	۰/۱۹۱۷	-۰/۰۰۳۹***	-۰/۰۴۹۰	-۰/۲۷۱۲	-۰/۲۲۲۱***
۵	۳۳۰	۰/۲۵۷۸	۰/۲۵۶۷	-۰/۰۰۱۰	۰/۰۷۸۸	-۰/۲۵۲۹	-۰/۳۳۱۷***
۶	۵۵۱	۰/۱۹۹۳	۰/۲۰۰۰	۰/۰۰۰۷	-۰/۰۳۹۱	-۰/۱۱۲۴	-۰/۰۷۳۴***
۷	۲۵۸	۰/۱۷۶۵	۰/۱۸۲۲	۰/۰۰۵۷***	۰/۰۰۹۵	-۰/۲۷۶۲	-۰/۲۸۵۷***
۸	۲۴۹	۰/۱۱۰۱	۰/۱۱۲۲	۰/۰۰۲۱	-۰/۱۸۱۸	-۰/۰۸۱۸	۰/۱۰۰۰***
۹	۱۹۲	۰/۱۸۴۴	۰/۱۸۸۰	۰/۰۰۳۵*	۰/۱۱۳۹	-۰/۲۱۱۰	-۰/۳۲۴۹***
۱۰	۲۶۵	۰/۱۳۴۹	۰/۱۳۶۸	۰/۰۰۱۹	۰/۰۱۶۰	-۰/۰۲۲۷	-۰/۰۳۸۷*
۱۱	۱۰۰	۰/۱۲۶۲	۰/۱۳۲۹	۰/۰۰۶۷**	۰/۱۶۴۶	-۰/۱۵۶۷	-۰/۳۲۱۳***

*، ** و *** به ترتیب، معناداری در سطح ۱۰ درصد، ۵ درصد و ۱ درصد

TDA: ساختار سرمایه واقعی *TDA: ساختار سرمایه هدف

FD_Be: میانگین کسری (فزونی) مالی در دورهٔ دوساله قبل از شیوع کووید۱۹ (۱۳۹۸-۱۳۹۷)

FD_Be: میانگین کسری (فزونی) مالی در دورهٔ دوساله پس از شیوع کووید۱۹ (۱۴۰۰-۱۳۹۹)

از سوی دیگر، نتایج بیانگر آن است که در دوسالهٔ قبل از شیوع کووید۱۹، ۴۵ درصد از صنایع دارای کسری و ۵۵ درصد مابقی دارای فزونی مالی بوده‌اند و همه‌گیری کووید۱۹ به‌شکلی معنادار موجب تشدید کسری مالی در تمام صنایع (به استثنای صنعت استخراج کانه‌های فلزی) شده ولی میزان تأثیر کووید۱۹ روی صنایع مختلف، متفاوت و ناهمگن بوده است. همچنین، نتایج پژوهش نشان می‌دهد که میزان اثرگذاری کووید۱۹ بر شرکت‌های فعّال در درون هر صنعت نیز ناهمگن بوده است، به‌گونه‌ای که در دو سالهٔ قبل از شیوع کووید۱۹، حدود ۵۶ درصد از شرکت‌ها دچار کسری مالی بوده‌اند ولی در دورهٔ همه‌گیری، این میزان به ۷۶ درصد افزایش یافته است.

سنجش سرعت تعدیل ساختار سرمایه

برای سنجش سرعت تعدیل ساختار سرمایه، مدل (۲) برازش گردیده و نتایج آن در جدول (۴) گزارش شده است. نتایج برآورد مدل (۲) بدون کنترل اثرات ثابت سال‌ها و صنایع نشان می‌دهد ضریب متغیرهای ساختار سرمایه (۰/۸۶۸۶)، میانهٔ ساختار سرمایه صنعت (۰/۱۶۲۵−)، اندازهٔ شرکت (۰/۰۲۷۹−) و سودآوری آن (۰/۱۱۷۴) در سطح ۱ درصد، معنادارند و ضریب متغیر فرصت‌های رشد (۰/۰۰۱۰−) در سطح ۵ درصد، معنادار است.

جدول ۴. نتایج برآورد مدل (۲) و سنجش سرعت تعدیل ساختار سرمایه

	ستون (۱) بدون کنترل اثرات سال‌ها و صنایع		ستون (۲) با کنترل اثرات سال‌ها و صنایع	
متغیرها	ضریب	آمارهٔ t	ضریب	آمارهٔ t
TDA	۰/۸۶۸۶***	۲۱/۲۰	۰/۷۴۹۸***	۱۳/۶۸
ITDA	−۰/۱۶۲۵***	−۳/۲۹	−۰/۱۸۷۴***	−۳/۸۹
SIZE	−۰/۰۲۷۹***	−۲/۹۸	۰/۰۴۸۱**	۲/۰۱
TANG	۰/۰۲۳۹	۰/۸۹	۰/۰۰۶۸	۰/۲۸
Profit	۰/۱۱۷۴***	۳/۳۳	۰/۰۹۲۳**	۲/۴۸
MTB	−۰/۰۰۱۰**	−۲/۱۷	−۰/۰۰۰۶	−۱/۴۵
INFL	۰/۰۰۲۴	۰/۱۳	−۰/۵۳۹۶***	−۳/۵۱
عرض از مبدأ	۰/۱۹۹۴***	۳/۴۵	−۰/۱۰۸۴	−۱/۰۲
تعداد مشاهدات	۳۳۴۲		۳۳۴۲	
میانگین VIF	۱/۳۸۰۷		۱/۶۴۸۱	
سرعت تعدیل (λ)	۰/۱۳۱۴		۰/۲۵۰۲	
نیمه‌عمر (سال)	۴/۹۲		۲/۴۱	
آمارهٔ سارگان ـ هنسن	۲۰۸/۶۶		۱۹۹/۸۶	
آزمون آرلانو ـ بوند:				
در وقفه اول	−۶/۹۸***		−۶/۵۶***	
در وقفه دوم	۱/۳۴		۱/۵۴	

** و *** به ترتیب، معناداری در سطح ۵ درصد و ۱ درصد

نتایج برازش مدل (۲) با کنترل اثرات ثابت سال‌ها و صنایع نیز از معنادار بودن برخی متغیرهای توضیحی حکایت دارد. در هر دو ستون، کوچک‌تر بودن معیار عامل تورّم واریانس[1] از عدد ۵ بیانگر همخط نبودن متغیرهای توضیحی است. در هر دو روش برآورد مدل، نخستین وقفهٔ تمام متغیرهای توضیحی و دومین وقفهٔ متغیر وابسته، به عنوان متغیرهای ابزاری به‌کار رفته‌اند. معنادار نبودن آمارهٔ سارگان ـ هنسن (۲۰۸/۶۶ در ستون ۱ و ۱۹۹/۸۶ در ستون ۲) نشان می‌دهند که متغیرهای ابزاری، از اعتبار کافی برخوردارند. افزون بر آن، معنادار بودن آمارهٔ آزمون خودهمبستگی سریالی آرلانو‌ـ بوند در وقفهٔ نخست (۶/۹۸- در ستون ۱ و ۶/۵۶- در ستون ۲) و معنادار نبودن آن در وقفهٔ دوم (۱/۳۴ در ستون ۱ و ۱/۵۴ در ستون ۲)، از خودهمبسته نبودن مقادیر جملات خطای مدل حکایت دارد. نتایج این دو آزمون مؤید قابلیّت اتّکای یافته‌های گزارش‌شده در جدول (۴) است. در برازش مدل (۲) بدون کنترل اثرات ثابت سال‌ها و صنایع، سرعت تعدیل ساختار سرمایه در شرکت‌های مورد بررسی، به‌طور متوسط حدود ۱۳ درصد تخمین زده می‌شود؛ به این معنا که در هر سال، حدود ۱۳ درصد از تفاوت بین ساختار سرمایه واقعی و هدف، تعدیل می‌گردد. نتایج تحلیل نیز نیمه‌عمر بیان می‌کند که نیمی از فاصلهٔ بین ساختار سرمایه واقعی و هدف، در یک بازهٔ زمانی نزدیک به ۵ سال، تصحیح می‌شود. در برازش مدل (۲) با کنترل اثرات ثابت سال‌ها و صنایع، سرعت تعدیل و نیمه‌عمر تعدیل ساختار سرمایه، به ترتیب حدود ۲۵ درصد و ۲/۵ سال، ارزیابی شده است.

نتایج آزمون فرضیهٔ نخست پژوهش

به‌منظور آزمون فرضیهٔ نخست پژوهش و بررسی اثر کووید۱۹ بر سرعت تعدیل ساختار سرمایه، مدل (۳) برآورد گردیده و نتایج آن در جدول ۵ گزارش شده است. نتایج برازش مدل (۳) بدون کنترل اثرات ثابت سال‌ها و صنایع نشان می‌دهد که ضریب متغیرهای ساختار سرمایه (۰/۷۶۶۶)، اندازهٔ شرکت (۰/۰۳۷۳-)، سودآوری (۰/۱۰۲۷)، فرصت‌های رشد (۰/۰۰۱۸-) و ضریب متغیر تعاملی کووید۱۹ در نسبت ساختار سرمایه (۰/۱۱۹۷-) در سطح ۱ درصد معنادارند و ضریب متغیر مجازی کووید۱۹ (۰/۰۱۷۹) در سطح ۵ درصد، معنادار است. نتایج برازش مدل (۳) با کنترل اثرات ثابت سال‌ها و صنایع نیز بیانگر معناداری برخی متغیرهای توضیحی است. در هر دو ستون، مقدار عامل تورّم واریانس بیانگر عدم وجود همخطی بین متغیرهای توضیحی است.در هر دو رویکرد برازش مدل، وقفهٔ نخست متغیرهای توضیحی (به استثنای متغیرهای مجازی سال‌ها و صنایع) و وقفهٔ دوم متغیر وابسته، در جایگاه متغیر ابزاری به‌کار رفته‌اند. عدم معناداری آمارهٔ سارگان ـ هنسن مؤید اعتبار ابزارها است و معناداری آمارهٔ آزمون آرلانو‌ـ بوند در وقفهٔ نخست و عدم معناداری آن در وقفهٔ دوم، بیانگر نبود خودهمبستگی سریالی در جملات خطای مدل است. نتایج این دو آزمون از قابلیّت اتّکای نتایج گزارش‌شده در جدول ۵ حکایت دارد. منفی و معنادار بودن ضریب متغیر تعاملی کووید۱۹ در نسبت ساختار سرمایه (۰/۱۱۹۷-) بیانگر آن است که سرعت تعدیل ساختار

1. Variance inflation factor (VIF)

سرمایه در دورهٔ شیوع کووید۱۹ (۳۵ درصد) نسبت به سال‌های قبل آن (۲۳ درصد)، افزایش معناداری داشته است. نتایج تحلیل نیمه‌عمر نیز بیان می‌کند که در سال‌های قبل از شیوع کووید۱۹، شرکت‌ها نیمی از انحراف نسبت ساختار سرمایه واقعی از ساختار سرمایه هدف را در یک بازهٔ زمانی ۲/۶ ساله، تصحیح کرده‌اند ولی در دورهٔ شیوع کووید۱۹، این بازهٔ زمانی به ۱/۶ سال، کاهش یافته است.

جدول ۵. نتایج برآورد مدل (۳) و بررسی اثر کووید۱۹ بر سرعت تعدیل ساختار سرمایه

		ستون (۱) بدون کنترل اثرات سال‌ها و صنایع			ستون (۲) با کنترل اثرات سال‌ها و صنایع	
متغیرها		ضریب	آمارهٔ t		ضریب	آمارهٔ t
TDA		۰/۷۶۶۶***	۲۰/۵۷		۰/۶۲۳۹***	۱۲/۶۰
COVID		۰/۰۱۷۹**	۲/۱۹		−۱/۲۱۱۲***	−۲/۸۴
COVID*TDA		−۰/۱۱۹۷***	−۲/۷۱		−۰/۱۰۰۸**	−۲/۱۱
ITDA		−۰/۰۴۱۰	−۰/۹۱		−۰/۰۹۷۷**	−۲/۲۲
SIZE		−۰/۰۳۷۳***	−۳/۵۵		۰/۰۸۲۲***	۳/۲۴
TANG		−۰/۰۰۹۲	−۰/۳۹		۰/۰۰۱۱	۰/۰۵
Profit		۰/۱۰۲۷***	۳/۲۷		۰/۰۶۰۵*	۱/۹۴
MTB		−۰/۰۰۱۸***	−۲/۶۶		−۰/۰۰۱۰*	−۱/۸۲
INFL		۰/۰۰۵۹	۰/۳۳		۲/۷۲۲۰**	۲/۴۸
عرض از مبدأ		۰/۲۶۵۲***	۴/۱۸		−۰/۶۳۲۵***	−۲/۷۵
تعداد مشاهدات		۳۳۴۲			۳۳۴۲	
میانگین VIF		۱/۸۱۴۳			۲/۲۳۱۸	
دورهٔ قبل از همه‌گیری کووید۱۹:						
سرعت تعدیل (درصد)		۰/۲۳۲۴			۰/۳۷۶۱	
نیمه‌عمر (سال)		۲/۶۱			۱/۴۷	
دورهٔ همه‌گیری کووید۱۹:						
سرعت تعدیل (درصد)		۰/۳۵۳۱			۰/۴۷۶۹	
نیمه‌عمر (سال)		۱/۵۹			۱/۰۷	
آمارهٔ سارگان ـ هنسن		۲۱۱/۶۱			۲۰۱/۴۴	
آمارهٔ آزمون آرلانو ـ بوند:						
در وقفه اول		−۶/۹۱***			−۶/۳۶***	
در وقفه دوم		۱/۳۰			۱/۵۶	
*، ** و *** به ترتیب، معناداری در سطح ۱۰ درصد، ۵ درصد و ۱ درصد						

نتایج برازش مدل (۳) با کنترل اثرات ثابت سال‌ها و صنایع نشان می‌دهد که در سال‌های قبل از شیوع کووید۱۹، سرعت تعدیل ساختار سرمایه حدود ۳۸ درصد بوده و در دورهٔ همه‌گیری کووید۱۹ به رقمی نزدیک به ۴۸ درصد، افزایش یافته است. افزون بر آن، در سال‌های قبل از شیوع کووید۱۹، نیمه‌عمر حدود ۱/۵ سال بوده و در دورهٔ همه‌گیری کووید۱۹ به اندکی بیش از ۱ سال، کاهش یافته است. مجموعهٔ این نتایج، شواهد کافی از عدم رد فرضیهٔ نخست پژوهش ارائه می‌کنند.

نتایج آزمون فرضیهٔ دوم پژوهش

برای آزمون فرضیهٔ دوم پژوهش و بررسی اثر کووید۱۹ بر سرعت تعدیل ساختار سرمایه در دو گروه صنایع با آسیب‌پذیری زیاد و آسیب‌پذیری اندک از کووید۱۹، نخست مطابق با شیوهٔ ذکرشده در بخش روش پژوهش، تفاضل معیار کسری (فزونی) مالی در دو سال قبل از شیوع کووید۱۹ و دو سالهٔ همه‌گیری کووید۱۹ در سطح هر صنعت محاسبه شده است. سپس، صنایعی که این تفاضل برای آن‌ها بیشتر (کمتر) از مقدار میانهٔ این متغیر بوده است به عنوان صنایع با آسیب‌پذیری زیاد (اندک) از کووید۱۹ رده‌بندی شده‌اند. در پایان، مدل (۳) در هر دو گروه از صنایع فوق‌الذّکر، برآورد شده و نتایج در جدول (۶) گزارش گردیده است.

جدول ۶. نتایج برآورد مدل (۳) در صنایع با آسیب‌پذیری اندک و زیاد از کووید۱۹

		ستون (۱) بدون کنترل اثرات سال‌ها و صنایع			ستون (۲) با کنترل اثرات سال‌ها و صنایع	
متغیرها		آسیب‌پذیری اندک	آسیب‌پذیری زیاد		آسیب‌پذیری اندک	آسیب‌پذیری زیاد
TDA		۰/۷۴۵۵***	۰/۷۹۳۲***		۰/۶۸۶۲***	۰/۶۹۰۲***
		(۱۲/۹۶)	(۱۹/۸۷)		(۱۰/۵۸)	(۱۱/۲۸)
COVID		۰/۰۰۲۶	۰/۰۲۷۴**		−۰/۰۰۵۹	۰/۰۴۳۱***
		(۰/۲۴)	(۲/۲۸)		(−۰/۴۵)	(۲/۵۹)
COVID*TDA		−۰/۰۴۲۰	−۰/۲۲۶۵***		−۰/۰۴۱۲	−۰/۲۰۷۱***
		(−۰/۸۷)	(−۳/۲۵)		(−۱/۰۳)	(−۲/۸۶)
ITDA		۰/۰۴۳۰	−۰/۱۰۲۰*		۰/۰۳۹۵	−۰/۱۶۴۴**
		(۰/۶۲)	(−۱/۶۷)		(۰/۴۶)	(−۱/۹۹)
SIZE		−۰/۰۱۸۸	−۰/۰۴۰۳***		۰/۰۳۹۴*	۰/۰۵۴۰***
		(−۱/۴۷)	(−۳/۲۱)		(۱/۸۷)	(۲/۸۱)
TANG		−۰/۰۰۲۹	۰/۰۱۰۳		۰/۰۱۳۸	−۰/۰۱۰۳
		(−۰/۱۰)	(۰/۳۴)		(۰/۴۵)	(−۰/۲۵)
Profit		۰/۰۹۰۹	۰/۱۱۴۲***		۰/۰۵۳۱	۰/۰۶۱۹
		(۱/۶۳)	(۳/۲۲)		(۰/۹۰)	(۰/۹۱)
MTB		−۰/۰۰۱۶***	−۰/۰۰۱۴		−۰/۰۰۱۸***	۰/۰۰۰۱
		(−۲/۹۲)	(−۱/۵۷)		(−۲/۷۹)	(۰/۰۴)
INFL		−۰/۰۰۹۳	−۰/۰۰۴۹		−۰/۳۶۴۵**	−۰/۷۱۶۷***
		(−۰/۳۲)	(−۰/۱۸)		(−۲/۵۳)	(−۴/۸۲)
عرض از مبدأ		۰/۱۴۳۷*	۰/۲۹۱۳***		−۰/۰۹۶۰	−۰/۰۵۹۴
		(۱/۸۳)	(۳/۷۳)		(−۰/۹۲)	(−۰/۵۹)
تعداد مشاهدات		۱۹۷۷	۱۳۶۵		۱۹۷۷	۱۳۶۵
میانگین VIF		۱/۸۵۰۴	۱/۸۴۰۱		۲/۲۴۱۹	۲/۵۴۷۳
آمارهٔ سارگان ـ هنسن		۱۳۲/۵۲	۱۱۶/۶۰		۱۱۶/۳۳	۱۰۱/۹۲
آمارهٔ آزمون آرلانو ـ بوند:						
در وقفه اول		−۴/۸۲***	−۵/۱۰***		−۴/۷۴***	−۴/۷۵***
در وقفه دوم		۱/۳۱	۰/۶۳		۱/۳۰	۱/۰۱
آزمون مقایسه		−۲/۱۸**			−۲/۰۱*	

*، ** و *** به ترتیب، معناداری در سطح ۱۰ درصد، ۵ درصد و ۱ درصد

نتایج برازش مدل (۳) بدون کنترل اثرات ثابت سال‌ها و صنایع در صنایعی با آسیب‌پذیری اندک از کووید۱۹ (ستون ۱) نشان می‌دهد که ضریب متغیرهای ساختار سرمایه (۰/۷۴۵۵) و فرصت‌های رشد (۰/۰۰۱۶-) در سطح ۱ درصد، معنادارند. با این حال، نتایج برآورد مدل (۳) بدون کنترل اثرات ثابت صنایع وسال‌ها در صنایعی با آسیب‌پذیری زیاد از کووید۱۹ بیان می‌کند که ضریب متغیرهای ساختار سرمایه (۰/۷۹۳۲)، اندازهٔ شرکت (۰/۰۴۰۳-)، سودآوری (۰/۱۱۴۲) و متغیر تعاملی کووید۱۹ در نسبت ساختار سرمایه (۰/۲۲۶۵-) در سطح ۱ درصد معنادارند، ضریب متغیر دو ارزشی کووید۱۹ (۰/۰۲۷۴) در سطح ۵ درصد و ضریب میانهٔ ساختار سرمایه صنعت (۰/۱۰۲۰-) در سطح ۱۰ درصد، معنادار است. نتایج برازش مدل (۳) با کنترل اثرات ثابت صنایع و سال‌ها در صنایعی با آسیب‌پذیری اندک و زیاد از کووید۱۹ (ستون ۲) نیز بیانگر معناداری برخی متغیرهای توضیحی است. در تمام ستون‌ها، معیار عامل تورّم واریانس از نبود همخطی بین متغیرهای توضیحی حکایت دارد.

در هر دو روش برآورد مدل، نخستین وقفهٔ تمام متغیرهای توضیحی و دومین وقفهٔ متغیر وابسته، به عنوان متغیرهای ابزاری استفاده شده‌اند. معنادار نبودن آمارهٔ سارگان ـ هنسن (در ستون ۱ به ترتیب ۱۳۲/۵۲ و ۱۱۶/۶۰ و در ستون ۲ به ترتیب ۱۱۶/۳۳ و ۱۰۱/۹۲) نشان می‌دهند که متغیرهای ابزاری، از اعتبار کافی برخوردارند. افزون بر آن، معنادار بودن آمارهٔ آزمون خودهمبستگی سریالی آرلانو- بوند در وقفهٔ نخست (در ستون ۱ به ترتیب ۴/۸۲- و ۵/۱۰- و در ستون ۲ به ترتیب ۴/۷۴- و ۴/۷۵-) و معنادار نبودن آن در وقفهٔ دوم (در ستون ۱ به ترتیب ۱/۳۱ و ۰/۶۳ و در ستون ۲ به ترتیب ۱/۳۰ و ۱/۰۱)، بیانگر خودهمبسته نبودن مقادیر جملات خطای مدل است. نتایج این دو آزمون بیانگر قابلیّت اتّکای یافته‌های گزارش‌شده در جدول ۶ است. در ستون (۱)، عدم معناداری ضریب متغیر تعاملی کووید۱۹ در نسبت ساختار سرمایه (۰/۰۴۰۲-) برای صنایع با آسیب‌پذیری اندک و معناداری آن برای صنایع با آسیب‌پذیری زیاد (۰/۲۲۶۵-) از کووید۱۹ و معناداری آمارهٔ مورد استفاده برای مقایسهٔ این دو ضریب (۲/۱۸-) بیانگر آن است که کووید۱۹ روی سرعت تعدیل ساختار سرمایه شرکت‌های فعّال در صنایع با آسیب‌پذیری اندک، اثر خاصی نداشته است، در حالی که سرعت تعدیل ساختار سرمایه را در شرکت‌های فعّال در صنایع با آسیب‌پذیری زیاد از کووید۱۹، به‌صورت معناداری افزایش داده است. یافته‌های ارائه‌شده از برازش مدل (۳) با کنترل اثرات ثابت سال‌ها و صنایع در ستون (۲)، نتایج مشابهی گزارش می‌کنند و مجموعهٔ این یافته‌ها، شواهد کافی در حمایت از عدم رد فرضیهٔ دوم پژوهش ارائه می‌کنند.

پرتال جامع علوم انسانی

نتایج آزمون‌های تکمیلی

نتایج تحلیل حساسیت یافته‌های پژوهش در جدول (۷) گزارش شده‌اند. در بخش الف جدول (۷)، از برآوردگر گشتاورهای تعمیم‌یافتهٔ تفاضلی[1] [۹] برای برازش مدل (۳) و آزمون فرضیهٔ نخست پژوهش استفاده شده است. با این برآوردگر صرفاً می‌توان مدل را با کنترل اثرات ثابت سال‌ها (و نه صنایع) و یا بدون آن، برازش نمود [۳].

جدول ۷. نتایج آزمون‌های تکمیلی

الف: آزمون فرضیهٔ نخست، با به‌کارگیری برآوردگر گشتاورهای تعمیم‌یافتهٔ تفاضلی					
		ستون (۱) بدون کنترل اثرات سال‌ها		ستون (۲) با کنترل اثرات سال‌ها	
متغیر		ضریب	آمارهٔ t	ضریب	آمارهٔ t
COVID*TDA		−۰/۲۹۴۳***	−۶/۹۰	−۰/۲۳۵۶***	−۵/۷۲
ب: آزمون فرضیهٔ دوم با بکارگیری رویکرد فالکندر و همکاران (۲۰۱۲) برای تعیین میزان آسیب‌پذیری صنایع از کووید۱۹					
		ستون (۱) بدون کنترل اثرات سال‌ها و صنایع		ستون (۲) با کنترل اثرات سال‌ها و صنایع	
متغیر		آسیب‌پذیری اندک	آسیب‌پذیری زیاد	آسیب‌پذیری اندک	آسیب‌پذیری زیاد
COVID*TDA		−۰/۰۸۲۴ (−۱/۵۶)	−۰/۱۸۳۷** (−۲/۴۵)	−۰/۲۰۴۲ (−۱/۱۵)	−۰/۱۷۲۹*** (−۹/۳۰)
** و *** به ترتیب، معناداری در سطح ۵ درصد و ۱ درصد					

همچنین، برای اطمینان از عدم اثرگذاری روش تشخیص کسری و فزونی مالی بر نتایج آزمون فرضیهٔ دوم پژوهش، از رویکرد فالکندر و همکاران (۲۰۱۲) [۳۰] مشخص کردن صنایعی که آسیب‌پذیری اندک یا زیاد از همه‌گیری کووید۱۹ داشته‌اند، استفاده شده است. در این رویکرد، رابطهٔ $FD_{it} = OI_{it} - TAX_{it} - INT_{it} - IndCAPEX_{it}$ به‌کاررفته که در آن، OI سود عملیاتی، TAX مالیات بر درآمد، INT هزینه‌های مالی و IndCAPEX، میانگین مخارج سرمایه‌ای در سطح صنعت است و مقادیر مثبت (منفی) این معیار بیانگر فزونی (کسری) مالی واحد تجاری است. در ادامه، همانند شیوهٔ کار با معیار بایون (۲۰۰۸) [۱۷]، صنایع با آسیب‌پذیری اندک و زیاد از کووید۱۹ مشخص شده و با بکارگیری برآوردگر گشتاورهای تعمیم‌یافتهٔ سیستمی، مدل (۴) در هر دو گروه صنایع فوق‌الذّکر، با و بدون کنترل اثرات ثابت سال‌ها و صنایع، برازش گردیده و نتایج در بخش ب از جدول (۷) گزارش شده است. به‌منظور تلخیص نتایج در این جدول، تنها ضرایب موردنیاز برای آزمون فرضیه‌های پژوهش، ارائه شده‌اند. یافته‌های ارائه‌شده در بخش الف جدول (۷) که مؤید عدم رد فرضیهٔ نخست پژوهش است، بیانگر می‌کند که نتایج آزمون فرضیهٔ نخست پژوهش، نسبت به نوع برآوردگر به‌کاررفته در برازش مدل‌ها، مقاوم است. افزون بر آن،

1. Difference generalized method of moments (Difference-GMM)

یافته‌های گزارش‌شده در بخش ب از جدول (۷) که از بیانگر عدم رد فرضیهٔ دوم پژوهش است نشان می‌دهد که نتایج آزمون فرضیهٔ دوم پژوهش، نسبت به شیوهٔ تعیین صنایع با آسیب‌پذیری اندک و زیاد از همه‌گیری کووید۱۹، حسّاس نیست.

۵. بحث و نتیجه‌گیری

شیوع همه‌گیری کووید۱۹ از اواخر سال ۲۰۱۹ میلادی و اثرات گستردهٔ آن بر اقتصاد و سلامت در کشورهای مختلف، توجه پژوهشگران را به چگونگی اثرگذاری این همه‌گیری بر مؤلفه‌های مالی و حسابداری جلب نمود. یکی از موضوعاتی که در کانون توجه پژوهشگران قرار گرفت، شیوهٔ اثرگذاری این همه‌گیری بر ساختار سرمایهٔ واحدهای تجاری و سرعت تعدیل آن است. در ایران، شیوع کووید۱۹ از اواخر سال ۱۳۹۸ شمسی رخ داد و تا اواخر ۱۴۰۰ نیز ادامه داشت. در این پژوهش سعی شده است تا شواهدی درخصوص نحوهٔ اثرگذاری کووید۱۹ بر سرعت تعدیل ساختار سرمایه شرکت‌های ایرانی در سطح کل داده‌ها و نیز در سطح صنایع، ارائه شود. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که برخی صنایع دارای انحراف مثبت (وضعیت بیش‌اهرمی) و برخی دارای انحراف منفی (وضعیت کم‌اهرمی) از ساختار سرمایه هدف خود هستند و میزان این انحراف در برخی صنایع عمده و در برخی، ناچیز است. همچنین، یافته‌ها بیان می‌کنند که در دوسالهٔ قبل از شیوع کووید۱۹، تقریباً نیمی از صنایع دچار کسری بوده و مابقی، فزونی مالی داشته‌اند ولی شیوع کووید۱۹، تقریباً تمام صنایع را دچار کسری مالی نموده و یا کسری مالی موجود آن‌ها را تشدید کرده است. با این حال، شدّت اثر کووید۱۹ بر صنایع مختلف، متفاوت و ناهمگن بوده است. افزون بر آن، نتایج پژوهش در سطح کل داده‌ها نشان می‌دهد که شیوع کووید۱۹، به‌صورت معناداری موجب افزایش در سرعت تعدیل ساختار سرمایه شده است. این نتایج که با پیش‌بینی‌های مطرح در نظریهٔ توازن، همخوانی دارد؛ با یافته‌های وو، مازور و تای (۲۰۲۲) و تارکوم و هوانگ (۲۰۲۳) سازگار است [۷۵، ۷۹]. افزون بر آن، نتایج پژوهش بیان می‌کند در صنایعی که پس از شیوع کووید۱۹، کسری مالی بیشتری نسبت به سایر صنایع، تجربه کرده و آسیب بیشتری دیده‌اند، سرعت تعدیل ساختار سرمایه بیش از سایر صنایع، افزایش داشته است. این بخش از نتایج پژوهش که با مفاهیم ارائه‌شده در نظریهٔ سلسله مراتبی، سازگاری دارد؛ با یافته‌های وو، مازور و تای (۲۰۲۲) و تارکوم و هوانگ (۲۰۲۳) همخوان است [۷۵، ۷۹].

۶. پیشنهادها و محدودیت‌ها

نتایج این پژوهش، از جوانب مختلف برای مدیران، سرمایه‌گذاران و پژوهشگران، مفید است. نخست آن‌که، در تأیید بسیاری از شواهد تجربی داخلی و خارجی، یافته‌های این پژوهش مؤید وجود ساختار سرمایه هدف در شرکت‌های ایرانی است و از آن‌جا که هر نوع انحراف از این نسبت، از ارزش شرکت می‌کاهد، مدیران باید برای نیل به آن، برنامه‌ریزی داشته باشند و در زمان اتّخاذ

تصمیم‌های سرمایه‌گذاری و اعتباردهی، بررسی میزان انحراف از ساختار سرمایه هدف باید مدنظر سرمایه‌گذاران و اعتباردهندگان قرار گیرد. در ثانی، با آن‌که نتایج پژوهش بیانگر تأثیر فزایندهٔ کووید۱۹ بر سرعت تعدیل ساختار سرمایه در سطح کل داده‌ها و قوی‌تر بودن این اثر، در صنایع آسیب‌پذیرتر است؛ مدیران و سرمایه‌گذاران باید به این نکته توجه داشته باشند که تعدیل ساختار سرمایه در این شرایط بحرانی، الزاماً منجر به کاهش در هزینه سرمایه[1]نمی‌گردد و به دلیل افزایش در نااطمینانی‌های اقتصادی ناشی از کووید۱۹، به احتمال زیاد، هزینهٔ کلی سرمایه، بالاتر از قبل خواهد بود. لذا، در ادامه مسیر این پژوهش، به پژوهشگران آتی توصیه می‌شود که شواهدی در رد یا عدم رد این موضوع، ارائه کنند.

در پژوهش حاضر، برای کنترل منابع ایجاد درون‌زایی و نیز کنترل اثر نوع برآوردگر بر نتایج پژوهش، از دو برآوردگر گشتاورهای تعمیم‌یافتهٔ سیستمی و تفاضلی استفاده شده است. افزون بر آن، برای رده‌بندی صنایع به دو گروه با آسیب‌پذیری اندک و زیاد از کووید۱۹، دو رویکرد به‌کار رفته است تا از اثرگذاری شیوهٔ تعریف این دو گروه بر نتایج پژوهش، اجتناب شود. همچنین، جهت اجتناب از تورش متغیرهای محذوف، از متغیرهای کنترلی در سطح شرکت، صنعت و اقتصاد کلان، استفاده شده و اثرات ثابت سال‌ها و صنایع نیز کنترل گردیده است. با همهٔ این اوصاف، امکان دارد به دلیل محدودیت‌های موجود، نتایج پژوهش از قابلیّت تعمیم مناسبی برخوردار نباشند. برای نمونه، در این پژوهش از معیار میزان تشدید در کسری مالی (با تعاریف بایون، ۲۰۰۸ و فالکندر و همکاران، ۲۰۱۲) برای رده‌بندی صنایع به دو گروه با آسیب‌پذیری اندک و زیاد از کووید۱۹، استفاده شده است [۱۷، ۳۰]. باید توجه داشت که عوامل مختلفی می‌توانند موجب تشدید در کسری مالی صنایع شده باشند و شیوع کووید۱۹ صرفاً یکی از این عوامل باشد. بنابراین، تفسیر و تحلیل نتایج فرضیهٔ دوم پژوهش، باید با احتیاط و توجه به محدودیت فوق‌الذکر، صورت گیرد. افزون بر آن، برای رفع این محدودیت، به پژوهشگران آتی توصیه می‌شود تا برای رده‌بندی صنایع به زیرگروه‌هایی با آسیب‌پذیری زیاد و اندک از کووید۱۹، از معیارهایی مبتنی بر نظرسنجی[2]از خبرگان هر صنعت، استفاده کنند.

سپاسگزاری

از کلیه افرادی که ما را در انجام این پژوهش یاری نمودند تشکر می‌نماییم. در این پژوهش از سازمان، نهاد یا شخصی کمک مالی دریافت نشده است.

1. Cost of capital
2. Survey

References

1. Abbaszadeh, M., Lari Dashtebayaz, M., & Pouryousof, A. (2022). More corporate social responsibility, less leverage adjustment speed: a fact? *Financial Management Strategy*, *10*(4), 103-124. (in Persian)
2. Aflatooni, A. (2019). The deviation from target capital structure and firms' value. *Financial Management Perspective*, *9*(26), 9-31. (in Persian)
3. Aflatooni, A. (2023). *Econometrics in Quantitative Accounting Research*, Tehran, Termeh pub. (in Persian)
4. Aflatooni, A., & Nikbakht, Z. (2018). Investigating the effect of disclosure quality and accruals quality on capital structure adjustment speed. *Financial Accounting Knowledge*, *4*(4), 85-100. (in Persian)
5. Aflatooni, A., Ghaderi, K., & Mansouri, K. (2022). Sanctions against Iran, political connections and speed of adjustment. *Emerging Markets Review*, *51*(Part B), 100889.
6. Aflatooni, A., Tamjidi, N., & Shakori nasab, H. (2021). The effect of trade credit on leverage adjustment speed. *Journal of Accounting Knowledge*, *12*(3), 29-48. (in Persian)
7. Albitar, K., Gerged, A. M., Kikhia, H., & Hussainey, K. (2020). Auditing in times of social distancing: the effect of COVID-19 on auditing quality. *International Journal of Accounting & Information Management*, *29*(1), 169-178.
8. Aljughaiman, A. A., Nguyen, T. H., Trinh, V. Q., & Du, A. (2023). The COVID-19 outbreak, corporate financial distress and earnings management. *International Review of Financial Analysis*, *88*(1), 102675.
9. Arellano, M., & Bond, S. (1991). Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. *The Review of Economic Studies*, *58*(2), 277-297.
10. Azofra, V., Rodríguez-Sanz, J. A., & Velasco, P. (2020). The role of macroeconomic factors in the capital structure of European firms: How influential is bank debt? *International Review of Economics & Finance, 69*: 494-514.
11. Bajaj, Y., Kashiramka, S., & Singh, S. (2021). Economic policy uncertainty and leverage dynamics: Evidence from an emerging economy. *International Review of Financial Analysis, 77*: 101836.
12. Baker, M., & Wurgler, J. (2002). Market timing and capital structure. *The Journal of Finance*, *57*(1), 1-32.
13. Banerjee, S., Heshmati, A., & Wihlborg, C. (2000). The dynamics of capital structure. *Research in Banking and Finance, 4*(1), 275-297.

14. Barai, M. K., & Dhar, S. (2021). COVID-19 pandemic: Inflicted costs and some emerging global issues. *Global Business Review*, (In press) https://doi.org/10.1177/0972150921991499

15. Blundell, R., & Bond, S. (1998). Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. *Journal of Econometrics*, *87*(1), 115-143.

16. Bruneau, C., de Bandt, O., & El Amri, W. (2012). Macroeconomic fluctuations and corporate financial fragility. *Journal of Financial Stability, 8*(4), 219-235.

17. Byoun, S. (2008). How and when do firms adjust their capital structures toward targets? *The Journal of Finance*, *63*(6), 3069-3096.

18. Chang, X., Chen, Y., & Dasgupta, S. (2019). Macroeconomic conditions, financial constraints, and firms' financing decisions. *Journal of Banking & Finance, 101*: 242-255.

19. Choe, H., Masulis, R. W., & Nanda, V. (1993). Common stock offerings across the business cycle: Theory and evidence. *Journal of Empirical Finance, 1*(1), 3-31.

20. Çolak, G., Gungoraydinoglu, A., & Öztekin, Ö. (2018). Global leverage adjustments, uncertainty, and country institutional strength. *Journal of Financial Intermediation*, *35*(Part A), 41-56.

21. Cook, D. O., & Tang, T. (2010). Macroeconomic conditions and capital structure adjustment speed. *Journal of Corporate Finance, 16*(1), 73-87.

22. Davallou, M., & Rezaeian, A. (2016). Deviation from target debt ratio, cash flow imbalance and capital structure adjustment. *Financial Research Journal*, *18*(2), 287-306. (in Persian)

23. Demers, E., Hendrikse, J., Joos, P., & Lev, B. (2021). ESG did not immunize stocks during the COVID-19 crisis, but investments in intangible assets did. *Journal of Business Finance & Accounting*, *48*(3-4), 433-462.

24. Devos, E., Rahman, S., & Tsang, D. (2017). Debt covenants and the speed of capital structure adjustment. *Journal of Corporate Finance, 45*: 1-18.

25. 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), 936-973.

26. Dufour, D., Luu, P., Teller, P. (2018). The influence of cash flow on the speed of adjustment to the optimal capital structure. *Research in International Business and Finance*, *45*(1), 62-71.

27. Elsas, R., & Florysiak, D. (2011). Heterogeneity in the speed of adjustment toward target leverage. *International Review of Finance, 11*(2), 181-211.

28. Esmaeilpour, P., Asgarnezhad Nouri, B., Zarei, G., & Beigi firoozi, A. (2023). A comparative study of factors affecting the speed of adjustment of capital structure among the industries of the Tehran Stock Exchange. *Journal of Asset Management and Financing*, *11*(1), 101-120. (in Persian)

29. Fahlenbrach, R., Rageth, K., & Stulz, R. M. (2021). How valuable is financial flexibility when revenue stops? Evidence from the COVID-19 crisis. *The Review of Financial Studies, 34*(11), 5474-5521.

30. Faulkender, M., Flannery, M. J., Hankins, K. W., & Smith, J. M. (2012). Cash flows and leverage adjustments. *Journal of Financial Economics*, *103*(3), 632-646.

31. Fitzgerald, J., Ryan, J. (2019). The impact of firm characteristics on speed of adjustment to target leverage: A UK study. *Applied Economics*, *51*(3), 315-327.

32. Flannery, M. J., & Hankins, K. W. (2013). Estimating dynamic panel models in corporate finance. *Journal of Corporate Finance*, *19*(1), 1-19.

33. Flannery, M. J., & Rangan, K. P. (2006). Partial adjustment toward target capital structures. *Journal of Financial Economics, 79*(3), 469-506.

34. Frank, M. Z., & Goyal, V. K. (2009). Capital structure decisions: Which factors are reliably important? *Financial Management, 38*(1), 1-37.

35. Gan, L., Lv, W., & Chen, Y. (2020). Capital structure adjustment speed over the business cycle. *Finance Research Letters*, *39*: 101574.

36. Gertler, M., & Gilchrist, S. (1993). The role of credit market imperfections in the monetary transmission mechanism: Arguments and evidence. *The Scandinavian Journal of Economics, 95*(1), 43-64.

37. Graham, J. R. (1996). Debt and the marginal tax rate. *Journal of Financial Economics, 41*(1), 41-73.

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

39. Halling, M., Yu, J., & Zechner, J. (2016). Leverage dynamics over the business cycle. *Journal of Financial Economics, 122*(1), 21-41.

40. Hernandez Tinoco, M., & Wilson, N. (2013). Financial distress and bankruptcy prediction among listed companies using accounting, market and macroeconomic variables. *International Review of Financial Analysis, 30*: 394-419.

41. Honda, T., & Uesugi, I. (2022). COVID-19 and precautionary corporate cash holdings: Evidence from Japan. *Japanese Journal of Monetary and Financial Economics*, *10*: 19-43.

42. Hovakimian, A., Hovakimian, G., & Tehranian, H. (2004). Determinants of target capital structure: The case of dual debt and equity issues. *Journal of Financial Economics, 71*(3), 517-540.

استناد

افلاطونی، عباس؛ خطیری، محمد و ایوانی، فرزاد (۱۴۰۲). تأثیر همه‌گیری کووید ۱۹ بر سرعت تعدیل ساختار سرمایه. *چشم‌انداز مدیریت مالی*، ۱۳(۴۴)، ۱۲۷-۱۴۹.

Citation

Aflatooni, Abbas; Khatiri, Mohammad & Eivani, Farzad (2023). The Effect of COVID-19 Pandemic on Capital Structure Speed of Adjustment. *Journal of Financial Management Perspective*, 13(44), 127 - 149. (*in Persian*)

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی