فصلنامه حسابداری مالی/سال سیزدهم/ شماره ۵۱/پاییز ۱۴۰۰/صفحات ۱۵۳- ۱۲۷

بیش اطمینانی مدیران و سرعت تعدیل اهرم

کفسان منصوری *
عباس افلاطونی **
حسن زلقی ***
مهدی خزائی ****

تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۱۲/۱۳ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۱/۰۳/۲۰

چکیده

بر اساس نظریه توازن سنتی، شرکت‌ها نسبت اهرم بهینه‌ای دارند که دستیابی به آن ارزش شرکت را به حداکثر می‌رساند؛ بنابراین، شرکت‌ها سعی در تعدیل اهرم واقعی خود به سمت اهرم بهینه (هدف) را دارند. سرعت تعدیل اهرم ممکن است تحت تأثیر عوامل مختلفی باشد. در این پژوهش، تأثیر بیش اطمینانی مدیران بر سرعت تعدیل اهرم بررسی شده و شدّت این اثر در شرکت‌هایی که اهرمی بیش از اهرم هدف دارند، با سایر شرکت‌ها قیاس شده است. بدین منظور از مشاهدات ۱۷۹ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در بازۀ زمانی ۱۳۸۱-۱۳۹۹ و رویکرد گشتاورهای تعمیم‌یافتۀ سیستمی با کنترل اثرات سال‌ها و صنایع استفاده شده است. نتایج نشان می‌دهد که بیش اطمینانی مدیران موجب کاهش سرعت تعدیل اهرم بازاری شده است. همچنین، در شرکت‌هایی که نسبت اهرم واقعی بیش از میزان بهینه آن است، شدّت اثر منفی بیش اطمینانی مدیران بر سرعت تعدیل، کمتر از سایر شرکت‌ها است. نتایج تحلیل‌های تکمیلی نیز با یافته‌های اصلی پژوهش همخوانی دارد.

* دانشجوی دکتری ،گروه حسابداری،دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی،دانشگاه بوعلی سینا،همدان،ایران.
Email: K.mansouri@eco.basu.ac.ir
** استادیار،گروه حسابداری،دانشکده علوم اجتماعی واقتصادی،دانشگاه بوعلی سینا،همدان،ایران. (نویسنده مسئول).
Email: A.Aflatooni@basu.ac.ir
*** دانشیار،گروه حسابداری،دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی،دانشگاه بوعلی سینا،همدان،ایران.
Email: Zalaghi@basu.ac.ir
**** استادیار،گروه حسابداری،دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی،دانشگاه بوعلی سینا،همدان،ایران.
Email: M.Khazaei@basu.ac.ir

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-16]

[DOR: 20.1001.1.23452617.1400.13.51.5.4]

واژه‌های کلیدی: بیش اطمینانی، سرعت تعدیل اهرم، اهرم هدف، بیش‌اهرمی، کم‌اهرمی.

۱- مقدمه

قبل از دهه ۱۹۵۰، پژوهش‌های مالی اغلب بر تصمیمات سرمایه‌گذاری و سیاست تقسیم سود متمرکز بودند. مودیلیانی و میلر[1] (۱۹۵۸) تصمیمات تأمین مالی را در مطالعات مالی معرفی کردند و به پاسخ به این سؤال پرداختند که شرکت‌ها چقدر از سرمایه خود را از طریق انتشار سهام و چقدر از آن را توسط بدهی تأمین می‌کنند. برای تشریح رفتار تأمین مالی شرکت‌ها که به تغییرات ساختار سرمایه منجر می‌شود، نظریه‌های مختلفی از جمله نظریه توازن[2] (میلر، ۱۹۷۷) مطرح است. بر اساس نظریه توازن، شرکت‌ها نسبت بهینه‌ای از اهرم[3] دارند که این نسبت مستلزم برقراری توازن بین صرفه‌جویی ناشی از سپر مالیاتی بدهی‌ها و هزینه‌های ورشکستگی است. طبق این نظریه، انحراف از نسبت بهینه بیانگر کاهش ارزش است؛ بنابراین شرکت‌ها باید هر چه سریع‌تر انحراف از اهرم هدفشان را تعدیل کنند (فلانری و رنگان[4]، ۲۰۰۶). دستیابی به اهرم بهینه مزایای زیادی دارد؛ اما حرکت به سمت آن مستلزم صرف هزینه‌هایی است که در نهایت منجر به کاهش سرعت تعدیل می‌شود (استریبلاو[5]، ۲۰۰۷). از منظر نظریه توازن پویا، فرایند تعدیل اهرم شرکت‌ها، فرایندی هزینه‌بر است و با در نظر گرفتن هزینه‌های تعدیل، شرکت‌ها تنها زمانی به کاهش شکاف بین اهرم واقعی و اهرم بهینه روی می‌آورند که منافع آن بیش از هزینه‌های آن باشد (گرجی و زارعی، ۱۳۹۴).

به‌طور معمول فرض می‌شود که مدیران افرادی هستند که رفتار عقلایی دارند. با این‌حال، بخش گسترده‌ای از پژوهش‌ها نشان از وجود سویه‌های رفتاری مدیران از جمله اعتماد بیش از حد آنان در تصمیم‌گیری‌هایشان دارد و تصمیمات آن‌ها را به‌شدت تحت تأثیر قرار می‌دهد (بیکر، روباک و ورگلر[6]، ۲۰۰۷؛ بن‌دیوید، گراهام و هاروی[7]، ۲۰۱۳، ویتاکر[8]، ۱۹۹۹). پژوهش‌های پیشین در خصوص این سویه رفتاری مدیران، عمدتاً بر تأثیر بیش اطمینانی مدیران[9] بر فعالیت‌های سرمایه‌گذاری (مالمندیر و تاتی[10]، ۲۰۰۵ و ۲۰۰۸؛ کامر و لووالو[1]،

1 Modigliani & Miller
2 Trade-Off Theory
3 Optimal Leverage
4 Flannery & Rangan
5 Strebulaev
6 Baker, Ruback & Wurgler
7 Ben-David, Graham & Harvey
8 Whitaker
9 Overconfidence of Managers
10 Malmendier & Tate

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-16]
[DOR: 20.1001.1.23452617.1400.13.51.5.4]

۱۹۹۹؛ هیرشلایفر، لو و تیو[2]، ۲۰۱۲) لذا علیرغم اینکه درک سیاست‌های مالی چالش بزرگی برای اقتصاددانان مالی است (یانگ و لانگ[3]، ۲۰۲۱). تعداد کمی از پژوهش‌ها بر تأثیر این سویه رفتاری بر تصمیم‌ها و سیاست‌های مالی متمرکز شده‌اند (هکبارث[4]،۲۰۰۸؛ مالمندیر، تاتی و یان[5]،۲۰۱۱؛ بزرگ اصل، باباجانی و کوه‌کن، ۱۳۹۸). به‌عنوان مثال هیتون[6] (۲۰۰۲) به مدل‌سازی نحوه تصمیم‌گیری مدیران خوش‌بین پرداخت و استدلال کرد که خوش‌بینی مدیریتی به ترجیح سلسله مراتبی آن‌ها در تأمین مالی منجر می‌شود. همچنین بن‌دیوید و همکاران (۲۰۱۳) و هکبارث (۲۰۰۸) نشان دادند که اهرم مالی با اعتماد بیش از حد مدیران افزایش می‌یابد. به اذعان برخی دیگر از پژوهشگران، سوگیری رفتاری مدیران می‌تواند با تغییرات موجود در تصمیم‌گیری مالی شرکت مربوط باشد (مالمندیر و همکاران ۲۰۱۱؛ بن دیوید و همکاران ۲۰۱۳).

این پژوهش از دو طریق دارای دانش‌افزایی است. نخست این‌که رفتار بیش‌اطمینانی مدیران؛ تصمیمات تأمین مالی و سرمایه‌گذاری در شرکت‌ها را تحت تأثیر قرار می‌دهد و تصمیمات تأمین مالی تعیین‌کننده ساختار سرمایه هستند؛ و برخی پژوهش‌ها از قبیل هکبارث (۲۰۰۸) و هیتون (۲۰۰۲) به بررسی رابطه بین بیش‌اطمینانی مدیران و ساختار سرمایه پرداخته‌اند؛ اما از آنجا که سرعت تعدیل اهرم نشان‌دهنده میزان نزدیکی ساختار سرمایه واقعی به سرمایه هدف است و تمایل مدیران به دستیابی به این هدف است لذا پیش‌بینی می‌شود این رفتار مدیران بر میزان سرعت تعدیل اهرم واقعی شرکت‌ها به سمت اهرم بهینه تأثیرگذار باشد. همچنین در برخی از پژوهش‌های پیشین داخلی و خارجی میزان سرعت تعدیل اهرم و عوامل مؤثر بر آن را بررسی کرده‌اند (فلانری و رنگان، ۲۰۰۶؛ اوزتکین[7] و فلانری، ۲۰۱۲؛ باوم، کاگلایان و رشید[8]، ۲۰۱۷؛ دووس، رحمان و سنگ[9]، ۲۰۱۷؛ زمانی سبزی، سعیدی و حسنی، ۱۳۹۹؛ افلاطونی و نیکبخت، ۱۳۹۶؛ رامشه و قره‌خانی، ۱۳۹۷؛ ژولانژاد، بخردی نسب و عرب صالحی، ۱۳۹۷، افلاطونی، تمجیدی و شکوری نسب، ۱۴۰۰). با این حال، تأثیر سوگیری‌های

1 Camerer & Lovallo
2 Hirshleifer, Low & Teoh
2 Yung & Long
4 Hackbarth
5 Yan
5 Heaton
7 Öztekin
8 Baum, Caglayan & Rashid
9 Devos, Rahman & Tsang

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-16]
[DOR: 20.1001.1.23452617.1400.13.51.5.4]

رفتاری و به‌طور خاص بیش اطمینانی مدیران به‌عنوان یک عامل اثرگذار در سرعت تعدیل اهرم مورد بررسی قرار نگرفته است. لذا، هدف این پژوهش تعیین میزان تأثیر بیش‌اطمینانی مدیران بر سرعت تعدیل اهرم مالی است.

ساختار ادامه این مقاله به این صورت است: ابتدا مبانی نظری پژوهش ارائه و در بخش بعدی، پیشینه و فرضیه‌های پژوهش تشریح می‌گردد. در ادامه نیز طرح پژوهش که شامل جامعه آماری، مشخصات مدل و متغیرهای پژوهش است، ارائه می‌گردد. در نهایت یافته‌ها، نتیجه‌گیری و پیشنهادهای پژوهش مورد بحث قرار می‌گیرد.

۲- مبانی نظری و پیشینهٔ پژوهش

در ادبیات مالی، رفتار تعدیل اهرم به صورت گسترده مورد بررسی قرار گرفته است. نظریه توازن ایستا[1] بیان می‌دارد که یک شرکت با فعالیت در یک نسبت اهرم بهینه ارزش خود را به حداکثر می‌رساند. اهرم بهینه جایی است که در آن هزینه‌های تأمین مالی از راه طریق بدهی از جمله هزینه‌های بالقوه درماندگی مالی و تضاد منافع بین سهامداران و اعتباردهندگان و همچنین منافع استفاده از بدهی، شامل صرفه‌جویی مالیاتی بهره (سپر مالیاتی) و کاهش تضاد منافع بین سهامداران و مدیران، در تعادل است. نظریه توازن پویا هم بیان می‌دارد، زمانی که شرکت‌ها از اهرم هدف خود منحرف می‌شوند، تعدیلاتی جهت بازگشت به آن انجام می‌دهند (فیشر، هنکیل و زچنر[2]، ۱۹۸۹؛ لیری و رابرتز[3]، ۲۰۰۵). با این وجود، میزان سرعت تعدیل انحراف اهرم واقعی از اهرم هدف به هزینه‌های تعدیل بستگی دارد. اگر هزینه‌های تعدیل وجود نداشته باشد، هیچ‌گاه بین اهرم واقعی و اهرم هدف انحرافی نخواهد بود. در مقابل، زمانی که هزینه‌های تعدیل در بی‌نهایت باشد؛ نباید هیچ حرکتی به سمت اهرم هدف صورت گیرد (فلانری و رنگان، ۲۰۰۶). افزون بر آن، شرکت‌ها به دلیل ویژگی‌های خاص خود مانند اندازه شرکت، نقدینگی، جریان نقدی، فاصله بین اهرم واقعی و اهرم هدف و فرصت‌های رشد تا حدی می‌توانند اهرم واقعی خود را به سمت اهرم هدف تعدیل کنند (فالکندر، فلانری، هانکیس و اسمیت[4]، ۲۰۱۲؛ موخرجی و ماهاکود[5]، ۲۰۱۰). در این راستا پژوهش‌های مختلف نشان می‌دهند که هزینه‌های مختلف از جمله هزینه انتشار اوراق بهادار و هزینه‌های فرصت، سرعت حرکت به سمت اهرم

1 Static Trade-Off Theory
2 Fischer, Heinkel & Zechner
3 Leary & Roberts
4 Faulkender, Flannery, Hankins & Smith
5 Mukherjee & Mahakud

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-16]
[DOR: 20.1001.1.23452617.1400.13.51.5.4]

هدف را تحت تأثیر قرار می‌دهند (کوراج و لوی[1]، ۲۰۰۳؛ شیواداسانی و استفانسکو[2]، ۲۰۱۰؛ فالکندر و همکاران، ۲۰۱۲). بیش اطمینانی، نوعی سوگیری رفتاری است و بر اساس آن مدیران به این باور غیرواقعی می‌رسند که مهارت بالایی در تصمیم‌گیری دارند (دوکاس و پتمزاس[3]، ۲۰۰۷). مدیران بیش اطمینان با اتخاذ تصمیم‌های نادرست و با انحراف از سیاست‌های مناسب سرمایه‌گذاری، تأمین مالی یا حسابداری، هزینه‌های زیادی را بر شرکت تحمیل می‌کنند (رامشه و ملانظری، ۱۳۹۳). بیش اطمینانی باعث می‌شود که افراد برآورد بیش از حدی از دانش خود داشته باشند و ریسک‌ها را دست‌کم بگیرند؛ در نتیجه، در مورد توانایی‌شان در کنترل رویدادها، اغراق کنند (نصیرزاده، عباس‌زاده و ذوالفقار آرانی، ۱۳۹۶). ادبیات رفتاری نشان می‌دهد که افراد با اعتماد به نفس بیش از حد، از کنترل لذت می‌برند (استوتز و نیتزش[4]، ۲۰۰۵). افزون بر آن، افراد دارای اعتماد به نفس بیش از حد، دچار یک نوع خودبرتربینی هستند که تمایل دارند نظر دیگران را نادیده بگیرند (میلر و راس[5]، ۱۹۷۵)؛ بنابراین، مدیران با اعتماد به نفس بیش از حد، افرادی با اراده قوی هستند که دوست ندارند در کارشان دخالت شود؛ مدیران با اعتماد به نفس بیش از حد، تمایل دارند خود را از لحاظ مختلف، بهتر از دیگران بدانند؛ احتمال وجود مشکلات مالی را دست کم بگیرند و بازده آتی را بیش از حد برآورد کنند (ریحاب و لطفی[6]، ۲۰۱۶).

بسیاری از پژوهش‌های پیشین، پیامدهای بی‌منطقی مدیریتی را بر ساختار سرمایه و به‌طور خاص بر تصمیمات مالی مورد بررسی قرار داده‌اند (هیتون، ۲۰۰۲؛ هکبارث، ۲۰۰۸؛ گروایس، هیتون و ادن[7]، ۲۰۰۷). پژوهشی که توسط گراهام و هاروی[8] (۲۰۰۱) انجام شد، شواهدی از تأثیر مستقیم بیش اطمینانی مدیریتی بر تصمیمات تأمین مالی ارائه کرد. به‌طور کلی، نتایج تجربی متناقضی در مورد رابطه بین بیش اطمینانی و سیاست تأمین مالی شرکت وجود دارد. هکبارث (۲۰۰۴) اثر بیش اطمینانی مدیریتی را در توازن ساختار سرمایه، مدل‌سازی کرد. در حالت نخست، وی دریافت که مدیر تلاش می‌کند تا ارزش شرکت را به حداکثر برساند و رابطه مثبتی بین سوگیری مدیر و استفاده از بدهی وجود دارد. در واقع، مدیری که بیش اطمینان است،

1 Korajczyk & Levy
2 Shivdasani & Stefanescu
3 Doukas & Petmezas
4 Stotz & Nitzsch
5 Miller & Ross
6 Rihab & Lotfi
7 Gervais, Heaton & Odean
8 Graham & Harvey

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-16]
[DOR: 20.1001.1.23452617.1400.13.51.5.4]

بدهی را منبعی برای تأمین مالی می‌داند که کمتر در معرض مشکلات مربوط به ارزش‌گذاری پایین است. افزون بر آن، یک مدیر بیش اطمینان نوسانات فرآیند جریان نقدینگی را کمتر از آنچه که در واقعیت هست، می‌پندارد؛ بنابراین، احتمال ورشکستگی را به‌طور غیرواقعی دور از انتظار می‌داند. با توجه به اینکه هزینه‌های ورشکستگی، کمتر از میزان واقعی آن برآورد شده است، چنین مدیری ممکن است که نسبت اهرم بالاتری را انتخاب کند. در حالت دوم، هکبارث (۲۰۰۴) با بیان هزینه‌های نمایندگی مربوط به مشکل جریان‌های نقدی آزاد (جنسن[1]،۱۹۸۶)، نشان داد که یک مدیر غیرمنطقی، سطح بالاتری از بدهی را نسبت به یک مدیر منطقی انتخاب می‌کند. علت افزایش اتکا به بدهی، حل مشکلات مرتبط با جریان‌های نقدی آزاد است. باروس و سیلوریا[2] (۲۰۰۸) نیز بیان کردند که خوش‌بینی و بیش اطمینانی مدیران تأثیر مثبت و معناداری بر سطح بدهی دارد.

با این حال، دیدگاه‌های مخالفی نیز در خصوص رابطه بیش اطمینانی مدیران و تصمیم‌های تأمین مالی شرکت‌ها وجود دارد. مالمندیر و همکاران (۲۰۱۱) دریافتند که مدیران بیش اطمینان در تصمیمات مربوط به تأمین مالی، سهام کمتری منتشر می‌کنند و تأمین مالی داخلی را ترجیح می‌دهند؛ چرا که ایشان تأمین مالی از طریق وجوه بیرونی را نسبتاً گران می‌دانند. آنان بیان کردند که بیش اطمینانی مدیران ممکن است منجر به ایجاد سطوحی از بدهی شود که نسبت به سپر مالیاتی موجود، پایین باشد. بر اساس نتایج تجربی آنان، بیش اطمینانی مدیران، به‌جز در مواقعی که شرکت برای رفع کمبودهای مالی از بدهی استفاده کند، رابطه منفی با سطح بدهی دارد. بر اساس مدل هیتون (۲۰۰۲) مدیران بیش اطمینان عملکرد آتی شرکت را به صورت غیرواقعی، خوش‌بینانه پیش‌بینی می‌کنند. آنان همچنین تصور می‌کنند که بازار سرمایه، سهام آن‌ها را کمتر از واقع ارزش‌گذاری می‌کند. لذا، تمایل به تأمین مالی از طریق وجوه داخلی دارند و درصورتی‌که این وجوه در دسترس نباشد، آن‌ها تأمین مالی از طریق بدهی را به صدور سهام ترجیح می‌دهند؛ بنابراین، مدیران بیش اطمینان هنگام تصمیم‌گیری مالی از ترجیح سلسله مراتبی پیروی می‌کنند. به عقیده آکتاس، لوکا و پتمزاس[3] (۲۰۱۹)، شرکت‌های با مدیران بیش اطمینان، از تأمین مالی خارجی اجتناب می‌کنند؛ زیرا آن را نسبتاً گران می‌دانند و برای تأمین مالی فرصت‌های سرمایه‌گذاری، بیشتر به وجوه داخلی تکیه می‌کنند. حال، اگر شرکت‌ها برای کاهش انحراف از اهرم هدف به تأمین مالی

1 Jensen
2 Barros & Silveira
3 Aktas, Louca & Petmezas

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-16]
[DOR: 20.1001.1.23452617.1400.13.51.5.4]

برون‌سازمانی متکی باشند، گران بودن این روش تأمین مالی نسبت به سایر روش‌ها می‌تواند سرعت تعدیل را کاهش دهد (لمبرث، لوز و ورچیا[1]، ۲۰۰۷)؛ بنابراین، پیش‌بینی می‌شود بیش اطمینانی مدیران با تأثیری که بر تصمیم‌های نادرست ساختار سرمایه دارد، باعث ایجاد انحراف از اهرم بهینه می‌شود. لذا شرکت‌ها جهت تصحیح انحراف بین اهرم واقعی و اهرم هدف متحمل هزینه‌هایی خواهند شد؛ که در صورت فزونی این هزینه‌ها بر منافع آن میزان سرعت تعدیل اهرم کاهش پیدا می‌کند (فلانری و رنگان، ۲۰۰۶). پژوهش‌های پیشین همچنین نشان می‌دهند که تأثیر منفی بیش اطمینانی بر سرعت تعدیل اهرم در شرکت‌های بیش اهرمی کمتر از سایر شرکت‌هاست (یانگ و لانگ، ۲۰۲۱؛ مالمندیر و همکاران، ۲۰۱۱). در واقع، تمایل مدیران بیش اطمینان به افزایش سرعت تعدیل اهرم به سمت اهرم بهینه در شرکت‌های بیش اهرمی نسبت به سایر شرکت‌ها ناشی از محافظه‌کاری آنان در ایجاد بدهی است (مالمندیر و همکاران، ۲۰۱۱؛ آکتاس و همکاران، ۲۰۱۹). مدیران بیش اطمینان افراد سرسختی هستند که به علت ویژگی خودبرتربینی از مداخله بستانکاران در عملکردشان بیزارند؛ لذا کاهش نسبت اهرم در شرکت‌های بیش اهرمی بیشتر رخ می‌دهد (استوز ون نیتزس، ۲۰۰۵؛ هیلر و هامبریک[2]، ۲۰۰۵؛ میلر و راس، ۱۹۷۵).

در پژوهش‌های پیشین خارجی، افلاطونی، قادری و منصوری (۲۰۲۲) دریافتند که سرعت تعدیل اهرم شرکت‌ها به سمت اهرم هدف در زمان تشدید تحریم‌های ایران، کاهش پیدا می‌کند؛ و این ارتباط منفی بین تحریم‌های ایران و سرعت تعدیل اهرم در شرکت‌های با ارتباطات سیاسی نسبت به سایر شرکت‌ها بیشتر است. یانگ و لانگ (۲۰۲۱) دریافتند که بیش اطمینانی مدیران نقش مهمی در سرعت تعدیل اهرم دارد و مدیران بیش اطمینانی که اهرم مالی شرکتشان بالاتر (پایین‌تر) از اهرم هدف باشد، سرعت تعدیل اهرم را افزایش (کاهش) می‌دهند. هو، لو و بای[3] (۲۰۲۱) دریافتند که شرکت‌های با نقدینگی بالا نسبت به شرکت‌های با نقدینگی کم، سرعت تعدیل اهرم بالاتری دارند. همچنین دریافتند که رابطه مثبت نقدینگی و سرعت تعدیل برای شرکت‌های با محیط نهادی قوی (ضعیف) کمتر (بیشتر) است. هی و کیاو[4] (۲۰۲۱) با استفاده از مدل ساختار سرمایه تعدیل جزئی پویای دومرحله‌ای دریافتند که شرایط اقتصاد کلان بر سرعت تعدیل ساختار سرمایه به سمت اهرم هدف تأثیر می‌گذارد و در صورت رشد اقتصادی بالا، شرکت‌ها با سرعت بالاتری به سمت اهرم هدف حرکت می‌کنند.

1 Lambert, Leuz & Verrecchia
2 Hiller & Hambrick
3 Ho, Lu & Bai
4 He & Kyaw

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-16]
[DOR: 20.1001.1.23452617.1400.13.51.5.4]

افلاطونی و خزائی (۲۰۲۰) نشان دادند که عدم تقارن اطلاعات، انحراف اهرم شرکت‌ها از اهرم هدف را افزایش می‌دهد؛ همچنین، شرکت‌های با سطح بالا (پایین) از عدم تقارن اطلاعاتی دارای سرعت تعدیل کندتر (سریع‌تر) هستند. کولاک، گانگورایدینوگلا و اوزتکین[1] (۲۰۱۸) نشان دادند که عدم قطعیت، سرعت تعدیل را کاهش می‌دهد. در واقع، زمانی که عدم قطعیت بالا است، سرعت تعدیل تقریباً نصف می‌شود. این رابطه منفی در کشورهای دارای سیستم سیاسی ریاست جمهوری و نهادهای قوی، جبران می‌شود و همچنین در کشورهای دارای سیستم پارلمانی و نهادهای ضعیف، تشدید می‌شود. دویس و همکاران (۲۰۱۷) دریافتند که وجود قراردادهای بدهی در یک شرکت نسبت به عدم وجود آن، سرعت تعدیل اهرم را به میزان ۱۰٪-۱۳٪ کاهش می‌دهد و این میزان کاهش سرعت تعدیل در شرکت‌هایی که با شدیدترین مفاد قرارداد روبرو هستند، به اندازه ۴۰٪-۵۰٪ است. ژئو، تان، فاف و ژو[2] (۲۰۱۶) نشان دادند که هزینه سرمایه رابطه مثبتی با انحراف اهرم دارد و در شرکت‌هایی که هزینه سرمایه حساسیت بیشتری به انحراف اهرم دارد، سرعت تعدیل بالاتری دارند. آن، لی و یا[3] (۲۰۱۵) دریافتند که شرکت‌های در معرض خطر سقوط، با سرعت کمتری به سمت اهرم هدف حرکت می‌کنند و همچنین این رابطه منفی بین خطر سقوط و سرعت تعدیل در کشورهایی که محیط اطلاعاتی شفاف‌تری دارند ضعیف‌تر است. چانگ، چو و هانگ[4] (۲۰۱۴) نشان دادند که شرکت‌های دارای حاکمیت شرکتی ضعیف، اهرم خود را با سرعت پایین‌تری به سمت اهرم بهینه تعدیل می‌کنند. فالکندر و همکاران (۲۰۱۲) دریافتند که جریان نقدی شرکت‌ها نه تنها بر اهرم هدف بلکه بر سرعت تعدیل اهرم به سمت اهرم هدف، نیز تأثیر دارد. همچنین ایشان دریافتند که محدودیت‌های مالی شرکت‌ها بر میزان سرعت تعدیل اهرم تأثیرگذار است. نتایج پژوهش کونگ[5] (۲۰۱۲) نشان می‌دهد که در مقایسه با شرکت‌های کم اهرمی (شرکت‌های که در ساختار سرمایه آن‌ها، بدهی‌ها نقش کمتری نسبت به حقوق صاحبان سرمایه ایفا می‌کند)، ساختار سرمایه شرکت‌های بیش اهرمی (شرکت‌های که در ساختار سرمایه آن‌ها، بدهی‌ها نقش بیشتری نسبت به حقوق صاحبان سرمایه ایفا می‌کند)، با سرعت بیشتری به سمت ساختار سرمایه بهینه نزدیک می‌شود. بایون[6] (۲۰۰۸) دریافت که بیشترین تعدیل زمانی اتفاق می‌افتد

1 Çolak, Gungoraydinoglu & Öztekin
2 Zhou, Tan, Faff & Zhu
3 An, Li & Yu
4 Chang, Chou & Huang
5 Cuong
6 Byoun

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-16]
[DOR: 20.1001.1.23452617.1400.13.51.5.4]

که اهرم شرکت‌ها از اهرم هدف بالاتر (پایین‌تر) بوده و شرکت با مازاد (کسری) وجوه نقد مواجه است. وی استدلال کرد؛ شرکت‌هایی که مازاد وجوه نقد دارند، برای تعدیل اهرم خود و کاهش اهرم نیازی به تأمین مالی از طریق بازار سرمایه ندارند؛ درحالی‌که شرکت‌های مواجه با کسری مالی باید از بازار سرمایه برای تعدیل اهرم خود استفاده نمایند. این امر باعث می‌شود هزینه‌های تعدیل شرکت‌های دارای مازاد مالی به‌مراتب کمتر از سایر شرکت‌ها باشد و با سرعت بالاتری به سمت اهرم هدف حرکت کنند.

در پژوهش‌های داخلی، اسدی، تجویدی و اسماعیل‌پور (۱۴۰۰) دریافتند زمانی که نسبت بدهی شرکت‌ها بالاتر از نسبت بدهی هدف باشد، شرکت‌های با مازاد مالی، تمایل بیشتری به کاهش نسبت بدهی خود نشان می‌دهند. همچنین، شرکت‌های زیر اهرم متمرکز (کمتر رقابتی)، میل کمتری به تعدیل نسبت بدهی خواهند داشت. در شرکت‌های بالای اهرم پویا نیز محرک کاهش نسبت بدهی قوی‌تر است و حرکت به‌سوی اهرم هدف سریع‌تر رخ می‌دهد. افلاطونی و همکاران (۱۴۰۰) دریافتند که در شرکت‌های بیش اهرمی (کم اهرمی)، سرعت تعدیل اهرم برای آن دسته از واحدهای تجاری که از اعتبار تجاری کمتری بهره برده و درنتیجه از ظرفیت اعتبار تجاری بالاتری برخوردارند، سریع‌تر (آهسته‌تر) است. زمانی سبزی و همکاران (۱۳۹۹) نشان دادند که دوران رونق و رکود بخش مالی و واقعی اقتصاد بر سرعت تعدیل اهرم تأثیری ندارد. همچنین بررسی تأثیر دوران رونق و رکود بخش‌های کلان اقتصادی نیز نشان داد که فضای کلان اقتصادی بر تعدیل ساختار سرمایه شرکت‌ها تأثیری نمی‌گذارد. ضمن اینکه در پژوهش فوق سرعت تعدیل در بازه‌ای بین صفر و یک قرار دارد. تائبی نقندری، صادقی و تائبی نقندری (۱۳۹۷) دریافتند که عامل آنتروپی صورت‌های مالی و شاخص بکار گرفته شده برای آن رابطه معکوسی با سرعت تعدیل اهرم مالی دارد. همچنین بر اساس نتایج پژوهش آنان، سرعت تعدیل برای شرکت‌های با آنتروپی بالا و پایین، به ترتیب ۵۹٪ و ۷۲٪ است. کاظمی و مهری نمک آورانی (۱۳۹۷) نشان دادند که بین جریان وجوه نقد و سرعت تعدیل اهرم رابطه معکوس و معناداری وجود دارد. در واقع، در شرکت‌هایی که جریان وجوه نقد منفی است، سرعت تعدیل بیشتر است. افلاطونی و نیکبخت (۱۳۹۶) نیز دریافتند که با افزایش در کیفیت افشاء سرعت تعدیل به صورت معناداری افزایش می‌یابد. بااین‌حال، افزایش در کیفیت اقلام تعهدی تأثیری معناداری بر سرعت تعدیل ندارد. رامشه، سلیمانی امیری و اسکندری (۱۳۹۵) دریافتند که در شرکت‌هایی که اهرم واقعی بالاتر از اهرم هدف بوده و با کسری وجوه نقد مواجه‌اند، سرعت تعدیل اهرم بیشتر خواهد بود. به‌علاوه، شرکت‌های با سرعت تعدیل بالاتر، سودآوری و فرصت‌های رشد بیشتری نیز دارند. به‌طور کلی، یافته‌های آنان شواهدی در حمایت

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-16]
[DOR: 20.1001.1.23452617.1400.13.51.5.4]

از نظریه توازن پویا فراهم می‌کند. شعری آناقیز، رحمانی، قاسم بولو و محسنی ملکی رستاقی (۱۳۹۴) نیز دریافتند که برای شرکت‌های بیش اهرمی، انعطاف‌پذیری مالی عامل تعیین‌کننده‌ای برای سرعت تعدیل اهرم این نوع شرکت‌ها نمی‌باشد؛ اما برای شرکت‌های که زیر اهرم بهینه هستند؛ رابطه مثبت و معناداری با سرعت تعدیل اهرم به‌دست‌آمده است. کریمی و عسگری رنانی (۱۳۹۱) نشان دادند که با افزایش نااطمینانی اقتصادی و میزان نظام راهبری، اهرم مالی شرکت‌ها کاهش می‌یابد. همچنین، اثر تعاملی نااطمینانی اقتصادی و نظام راهبری باعث افزایش اهرم مالی شرکت‌ها می‌شود.

۳- فرضیه‌های پژوهش

بر اساس مبانی نظری و پیشینه ارائه شده، فرضیه‌های پژوهش به شرح ذیل بیان می‌گردند:

فرضیه اول: بیش اطمینانی مدیران تأثیر منفی و معنی‌داری بر سرعت تعدیل اهرم دارد.

فرضیه دوم: تأثیر منفی و معنادار بیش اطمینانی بر سرعت تعدیل اهرم مالی در شرکت‌های بیش اهرمی کمتر از سایر شرکت‌هاست.

۴- روش پژوهش

این پژوهش بر اساس نتایج از نوع کاربردی است. از نظر ماهیت از نوع تحلیلی، شبه تجربی و همبستگی و از بُعد زمانی از نوع گذشته‌نگر و پس رویدادی است. داده‌های مورداستفاده در پژوهش از طریق سایت بانک مرکزی، بانک اطلاعاتی ره‌آورد نوین و سایت کُدال گردآوری شده است. به‌منظور بررسی و تحلیل داده‌های پژوهش، از نرم‌افزارها ایویوز[1] و استاتا[2] و برای برآورد مدل‌های ایستا، از تحلیل رگرسیون با داده‌های ترکیبی استفاده شده است. همچنین، برای برآورد مدل‌های پویای پژوهش از رویکرد داده‌های ترکیبی با برآوردگر گشتاورهای تعمیم‌یافتهٔ سیستمی[3] بلاندل و باند[4] (۱۹۹۸) استفاده شده است. جهت تحکیم بخشی به نتایج پژوهش نیز، از رویکرد تهرانی و حصارزاده (۱۳۸۸) به‌عنوان سنجه جایگزین برای بیش اطمینانی مدیران و نیز از رویکرد گشتاورهای تعمیم یافته تفاضلی با برآوردگر آرلانو ـ باند[5] (۱۹۹۱) برای آزمون فرضیه‌ها، استفاده شده است.

جامعه آماری این پژوهش شامل تمامی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران بین سال‌های ۱۳۸۱ تا ۱۳۹۹ است که همه شرایط زیر را داشته باشد: ۱- سال مالی

1 Eviews12
2 Stata14
3 System Generalized Method of Moments (System GMM)
4 Blundell & Bond
5 Arellano & Bond

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-16]
[DOR: 20.1001.1.23452617.1400.13.51.5.4]

آن‌ها منتهی به پایان اسفندماه بوده و در طول دوره مورد بررسی، سال مالی یا فعالیتشان را تغییر نداده باشند؛ ۲- به علت تفاوت در افشای اطلاعات مالی و تصمیمات شرکت جزء شرکت‌های صنعت مالی شامل بانک‌ها، شرکت‌های سرمایه‌گذاری، هلدینگ‌ها و لیزینگ‌ها نباشند؛ ۳- ارزش دفتری سهام آن‌ها منفی نباشد؛ ۴- داده‌های موردنیاز برای دورهٔ زمانی پژوهش، در دسترس باشد. با توجه به محدودیت‌های ذکر شده، تعداد شرکت‌های مورد بررسی، ۱۷۹ شرکت (معادل ۳۲۲۲ سال ـ شرکت) است که برای آزمون فرضیه‌های پژوهش از داده‌های آن‌ها استفاده شده است.

جدول (۱). فرآیند انتخاب شرکت‌های مورد بررسی

شرح	تعداد
شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار در پایان ۱۳۹۹	۵۳۰
شرکت‌هایی که سال مالی آن‌ها منتهی به پایان اسفندماه نبوده و در طول دوره مورد بررسی، سال مالی یا فعالیتشان را تغییر داده باشند	(۹۴)
شرکت‌های که جزء بانک‌ها، شرکت‌های سرمایه‌گذاری، هلدینگ‌ها و لیزینگ‌ها بوده‌اند	(۱۱۴)
تعداد شرکت‌هایی ارزش دفتری سهام آن‌ها منفی باشد	(۵۶)
تعداد شرکت‌هایی که داده‌های موردنیاز برای دوره زمانی پژوهش، در دسترس نباشد	(۸۷)
تعداد شرکت‌های مورد بررسی	۱۷۹

منبع: یافته‌های پژوهش

با پیروی از گوماریز و بالستا[1] (۲۰۱۴) و کاشانی‌پور و محمدی (۱۳۹۶)، جهت سنجش بیش اطمینانی مدیران، مدل زیر برآورد شده است:

$$\text{Investment}_{it+1} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{SalesGrowth}_{it} + \varepsilon_{it+1}$$ مدل (۱)

که در آن، **investment** سرمایه‌گذاری‌های شرکت (معادل رشد دارایی‌های ثابت مشهود و نامشهود) و **Sales Growth** رشد درآمد فروش (معادل تغییرات درآمد فروش) است. بدین منظور، ابتدا الگوی رگرسیونی فوق برآورد می‌شود و پس از آن در هر سال باقیمانده محاسبه می‌شود. مقادیر مثبت (منفی) باقیمانده‌ها بیانگر بیش (کم) سرمایه‌گذاری در دارایی‌ها است. بیش سرمایه‌گذاری در دارایی‌ها نیز نشانگر بیش اطمینانی مدیران است (شراند و زچمن[2]، ۲۰۱۲). متغیر مجازی بیش اطمینانی مدیران (**MOC**)، با مقدار ۱ برای باقیمانده‌های مثبت و مقدار صفر برای باقیمانده‌های منفی، معرفی شده است. در پژوهش‌های داخلی، کاشانی‌پور و محمدی (۱۳۹۶) و حساس یگانه، حسنی القار و مرفوع (۱۳۹۴) از رویکرد فوق برای سنجش بیش اطمینانی مدیران استفاده کرده‌اند. در این پژوهش با پیروی از بایون (۲۰۰۸)، اوزتکین و

1 Gomariz & Ballesta
2 Schrand & Zechman

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-16]
[DOR: 20.1001.1.23452617.1400.13.51.5.4]

فلانری (۲۰۱۲) و ژئو و همکاران (۲۰۱۶) اهرم هدف از مقادیر مناسب رگرسیون نسبت‌های اهرم روی عوامل تعیین‌کننده ساختار سرمایه ($\mathbf{Z_{it}}$) برآورد شده و به شرح زیر است:

$$LEV_{it+1} = \omega + \psi \mathbf{Z}_{it} + \zeta_{it+1}$$ رابطه (۱)

که $\mathbf{LEV_{it+1}}$ متغیر وابسته در پایان دوره t+1 و نشان‌دهنده اهرم دفتری ($\mathbf{LEV_{TDA}}$) و اهرم بازار ($\mathbf{LEV_{TDM}}$) است. هیچ اجماع نظری در مورد اینکه اهرم دفتری یا اهرم بازار باید در مطالعات ساختار سرمایه استفاده شود، وجود ندارد. لذا، در این پژوهش از هر دو معیار اهرم بازار و اهرم دفتری استفاده شده است. با پیروی از فلانری و رنگان (۲۰۰۶)، اوزتکین و فلانری (۲۰۱۲) و آن و همکاران (۲۰۱۶)، اهرم دفتری به‌عنوان ارزش دفتری کل بدهی‌ها به ارزش دفتری کل دارایی‌ها تعریف شده است. اهرم بازار نیز به‌عنوان ارزش دفتری کل بدهی‌ها بر ارزش دفتری کل بدهی‌ها به اضافه ارزش بازار حقوق صاحبان سهام، تعریف شده است. Z_{it} نیز تعیین‌کننده‌های اهرم هدف است. اگرچه مجموعه‌ای مختلف از متغیرها به‌عنوان نماینده برای اهرم هدف در ادبیات استفاده می‌شوند (به‌عنوان‌مثال، فلانری ورنگان؛ ۲۰۰۶؛ اوزتکین و فلانری، ۲۰۱۲؛ ژئو و همکاران ۲۰۱۶)، اما همه آن‌ها اساساً ویژگی‌های یکسانی را اندازه‌گیری می‌کنند؛ بنابراین با پیروی از فلانری و رنگان (۲۰۰۶)، اوزتکین و فلانری (۲۰۱۲) و ژئو و همکاران (۲۰۱۶)، شش متغیر به شرح ذیل برای تبیین برآورد اهرم هدف در نظر گرفته شده است: میانه اهرم صنعت ($\mathbf{ILEV_{TDA}}$ *or* $\mathbf{ILEV_{TDM}}$)، فرصت رشد (**MTB**) که برابر است با حاصل جمع ارزش دفتری کل بدهی‌ها با ارزش بازار حقوق صاحبان سهام تقسیم بر ارزش دفتری کل دارایی‌ها، سودآوری (**PROFIT**) که برابر است با سود قبل از بهره و مالیات تقسیم بر کل دارایی‌ها، نسبت دارایی‌های ثابت (**TANG**) که برابر است با نسبت دارایی‌های ثابت به کل دارایی‌ها، اندازه شرکت (**SIZE**) که برابر است با لگاریتم طبیعی کل دارایی‌ها، و نرخ تورم سالیانه (**INFL**) که به‌عنوان رشد در شاخص قیمت مصرف‌کننده تعریف می‌شود. پس از برآورد رابطه (۱) باقیمانده‌های آن استخراج شده است به این ترتیب که باقیمانده‌های مثبت بیانگر شرکت‌های با ساختار سرمایه بیش اهرمی (**OTARGET**) که در پژوهش حاضر تعداد ۱۱۶۵ سال ـ شرکت از نمونه‌ها بیش اهرمی دفتری و تعداد ۱۰۱۰سال ـ شرکت از نمونه‌های پژوهش بیش اهرمی بازار دارند و باقیمانده‌های منفی نشانگر شرکت‌های با ساختار سرمایه کم اهرمی است. اثرات ثابت سال و صنعت نیز با لحاظ کردن متغیر موهومی مرتبط در مدل کنترل شده است. در ادامه، با پیروی از کوک و تانگ[1] (۲۰۱۰)، اوزتکین و فلانری (۲۰۱۲) و ژئو و

1 Cook & Tang

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-16]

[DOR: 20.1001.1.23452617.1400.13.51.5.4]

همکاران (۲۰۱۶)، سرعت تعدیل با استفاده از مدل تعدیل جزئی پویای یکپارچه اندازه‌گیری شده است:

رابطه (۲) $$\mathrm{LEV_{it+1}} - \mathrm{LEV_{it}} = \lambda(\mathrm{TLEV_{it+1}} - \mathrm{LEV_{it}}) + \vartheta_{\mathrm{it+1}}$$

که در آن $\mathbf{LEV_{it+1}}$ به‌عنوان متغیر وابسته در پایان دوره t+1 و نشان‌دهنده اهرم دفتری ($\mathbf{LEV_{TDA}}$) و اهرم بازار($\mathbf{LEV_{TDM}}$)، $\mathrm{TLEV_{it+1}}$ نیز اهرم هدف است که برابر است با مقدار مناسب مدل (۱) و λ نیز سرعت تعدیل است. جایگذاری این مقادیر مناسب در مدل، مدل رگرسیون پویای زیر را ایجاد می‌کند:

مدل (۲) $$\mathrm{LEV_{it+1}} = \omega + (1-\lambda)\mathrm{LEV_{it}} + (\lambda\psi)\mathbf{Z_{it}} + \vartheta_{\mathrm{it+1}}$$

جهت آزمون فرضیه‌های اوّل و دوم پژوهش، به ترتیب مدل‌های (۳) و (۴) برآورد شده است:

مدل (۳) $$\mathrm{LEV_{it+1}} = \omega + (1-\lambda)\mathrm{LEV_{it}} + (\lambda\psi)\mathbf{Z_{it}} + \phi_1\mathrm{MOC_{it}} + \phi_2\mathrm{MOC_{it}} \times \mathrm{LEV_{it}} + \vartheta_{\mathrm{it+1}}$$

مدل (۴) $$\mathrm{LEV_{it+1}} = \omega + (1-\lambda)\mathrm{LEV_{it}} + (\lambda\psi)\mathbf{Z_{it}} + \phi_1\mathrm{OTARGET_{it}} + \phi_2\mathrm{MOC_{it}} + \phi_3\mathrm{OTARGET_{it}} \times \mathrm{LEV_{it}} + \phi_4\mathrm{MOC_{it}} \times \mathrm{LEV_{it}} + \phi_5\mathrm{OTARGET_{it}} \times \mathrm{MOC_{it}} + \phi_6\mathrm{OTARGET_{it}} \times \mathrm{MOC_{it}} \times \mathrm{LEV_{it}} + \vartheta_{\mathrm{it+1}}$$

که در آن، تمام متغیرها پیش از این تعریف شده‌اند. مطابق با فرضیهٔ نخست پژوهش، انتظار می‌رود که در مدل (۳) ضریب متغیر تعاملی $\mathbf{MOC_{it} * LEV_{it}}$ مثبت و معنادار باشد. همچنین، بر اساس فرضیهٔ دوم پژوهش، انتظار می‌رود که در مدل (۴) ضریب متغیر تعاملی $\mathbf{OTARGET_t * MOC_{it} * LEV_{it}}$ منفی و معنادار باشد.

۵- یافته‌های پژوهش

جدول (۲) آماره‌های توصیفی (میانگین، میانه، بیشینه، کمینه و انحراف معیار) را برای متغیرهای پژوهش نشان می‌دهد. میانگین اهرم دفتری ۰/۵۸ نشان می‌دهد که حدود ۵۸ درصد از منابع مالی شرکت‌ها از محل بدهی تأمین می‌شود. میانگین اهرم بازاری ۰/۳۷ و میانگین بیش اطمینانی مدیران ۳۱٪ است. افزون بر آن، میانه نسبت اهرم دفتری و اهرم بازاری به ترتیب دارای میانگینی برابر ۰/۵۹ و ۰/۳۶ است. میانگین (میانه) فرصت‌های رشد شرکت ۲/۲۷(۱/۶۰) بوده و بیانگر آن است که ارزش بازار دارایی شرکت‌ها حدود ۲ برابر ارزش دفتری آن است. میانگین (میانه) سودآوری شرکت ۱۹/ ۰(۰/۱۷) بوده و بیانگر آن است که سود قبل از بهره و مالیات معادل ۱۹ درصد دارایی‌هاست و نیز، دارایی‌های ثابت ۲۷ درصد از کل

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-16]
[DOR: 20.1001.1.23452617.1400.13.51.5.4]

دارایی‌های شرکت‌ها را تشکیل می‌دهد. یافته‌ها نشانگر آن است که در بازه زمانی مورد بررسی، کمترین نرخ تورم حدود ۹ درصد مربوط به سال ۱۳۹۵ و بیشترین نرخ تورم حدود ۴۸ درصد مربوط به سال ۱۳۹۹ است. همچنین، نتایج بیانگر آن است که از ۳۲۲۲ سال ـ شرکت مورد استفاده در تحلیل، در ۹۹۸ مورد مدیر بیش اطمینان بوده و در ۱۴۸۲ مورد شرکت دارای ساختار سرمایهٔ بیش اهرمی بوده است.

جدول (۲). آماره‌های توصیفی

متغیرها	نماد	میانگین	میانه	بیشینه	کمینه	انحراف معیار
اهرم دفتری	LEVB	۰/۵۸	۰/۶۰	۱/۰۵	۰/۰۹	۰/۱۹
اهرم بازاری	LEVM	۰/۳۷	۰/۳۴	۰/۹۸	۰/۰۲	۰/۲۳
میانه اهرم دفتری	ILEVB	۰/۵۹	۰/۶۰	۰/۸۲	۰/۲۵	۰/۱۰
میانه اهرم بازاری	ILEVM	۰/۳۶	۰/۳۶	۰/۷۶	۰/۰۲	۰/۱۷
فرصت‌های رشد	MTB	۲/۲۷	۱/۶۰	۱۵/۲۲	۰/۳۸	۱/۹۰
سودآوری	PROFIT	۰/۱۹	۰/۱۷	۰/۶۴	-۰/۱۲	۰/۱۴
نسبت دارایی‌های ثابت	TANG	۰/۲۷	۰/۲۳	۰/۸۷	۰/۰۱	۰/۱۹
اندازه شرکت	SIZE	۱۴/۰۱	۱۳/۸۲	۱۹/۰۵	۱۰/۴۹	۱/۷۲
نرخ تورم	INF	۰/۲۰۸	۰/۱۶	۰/۴۹	۰/۰۹	۰/۱۲
جدول فراوانی:						
سال ـ شرکت‌های بیش اطمینان	MOC	۹۹۸				
سال ـ شرکت‌های بیش اهرمی	OTARGET	۱۴۸۲				

منبع: نتایج پژوهش

جهت سنجش سرعت تعدیل اهرم دفتری و بازاری، مدل (۲) با کنترل اثرات سال‌ها و صنایع، برآورد شده و نتایج آن در جدول (۳) گزارش شده است. در هر دو ستون، عدم معناداری آمارهٔ سارگان-هنسن[1] بیانگر آن است که در مجموع بین ابزارهای مورد استفاده در برآورد و جمله خطای مدل، همبستگی معناداری وجود ندارد (افلاطونی، ۱۳۹۷). این موضوع اعتبار ابزارها را رد نمی‌کند. همچنین، عدم معناداری آمارهٔ آزمون آرلانو-باند در وقفهٔ دوم، بیانگر عدم وجود خودهمبستگی سریالی در اجزای اخلال مدل‌ها است. یافته‌های دو آزمون اخیر بیان‌کننده اعتبار نتایج برآورد مدل است. نتایج برآورد مدل (۲) با متغیر وابستهٔ اهرم دفتری نشان می‌دهد که به‌جز ضریب متغیر اندازه شرکت، ضریب سایر متغیرها شامل؛ اهرم دفتری (۰/۵۷)، میانه اهرم دفتری (۰/۱۷)، فرصت رشد (۰/۰۲-)، سودآوری (۰/۱۳)، نسبت دارایی‌های ثابت (۰/۰۶)، نرخ تورم (۹/۵۴) و عرض از مبدأ (۱/۳۴-) در سطح اطمینان ۹۹ درصد، معنادارند. همچنین، نتایج با متغیر وابسته اهرم بازاری نشان می‌دهد که به‌جز ضریب

1 Sargan_Hansen Test

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-16]

[DOR: 20.1001.1.23452617.1400.13.51.5.4]

متغیر میانه اهرم بازار در صنعت (۰/۰۱)، ضریب سایر متغیرها از جمله اهرم بازاری (۰/۶۵)، فرصت رشد (۰/۰۲)، سودآوری (۰/۱۷) و نسبت دارایی‌های ثابت (۰/۰۳) در سطح اطمینان ۹۹ درصد معنادارند. افزون بر آن، نتایج نشان می‌دهد که سرعت تعدیل اهرم دفتری حدود ۴۳ درصد و سرعت تعدیل اهرم بازاری حدود ۳۵ درصد است. نتایج تحلیل نیمه‌عمر[1] نیز نشانگر آن است که در راستای رسیدن به اهرم هدف، شرکت‌ها نیمی از انحراف بین اهرم دفتری واقعی و اهرم دفتری هدف را در یک بازهٔ زمانی حدود ۱۰ ماهه حذف می‌کنند و این بازه زمانی برای اهرم بازاری حدود ۸ ماه است.

جدول (۳). نتایج سنجش سرعت تعدیل اهرم

متغیرها	متغیر وابسته: اهرم دفتری		متغیر وابسته: اهرم بازاری	
	ضریب	تی‌استیودنت	ضریب	تی‌استیودنت
LEV	۰/۵۷**	۳۹/۱۱	۰/۶۵**	۴۰/۴۹
ILEVB	۰/۱۷**	۷/۰۰		
ILEVM			۰/۰۱	۰/۶۰
MTB	-۰/۰۲**	-۱۷/۳۵	۰/۰۲**	۱۵/۸۸
PROFIT	۰/۱۳**	۱۲/۰۴	۰/۱۷**	۱۶/۴۸
TANG	۰/۰۶**	۵/۶۱	۰/۰۳*	۲/۳۹
SIZE	۰/۰۰	۱/۱۵	۰/۰۶**	۱۲/۵۷
INF	۹/۵۴**	۱۰/۰۴	۷/۰۸**	۹/۰۸
عرض از مبدأ	-۱/۳۴**	-۸/۵۹	-۰/۰۵**	-۰/۱۹
اثرات سال‌ها	کنترل شد		کنترل شد	
اثرات صنایع	کنترل شد		کنترل شد	
سرعت تعدیل	۴۳/٪۰۴		۳۵/۲۱٪	
نیمه‌عمر (ماه)	۹/۸۰		۷/۹۲	
معناداری آمارهٔ سارگان ـ هنسن	۱/۰۰۰۰		۰/۴۳۳۰	
معناداری آمارهٔ آرلانو ـ باند در وقفه دوم	۰/۱۱		۱/۰۰	

** و * به ترتیب معناداری در سطح ۱ درصد و ۵ درصد منبع: نتایج پژوهش

جهت آزمون فرضیهٔ اول پژوهش، مدل (۳) با استفاده از اهرم دفتری و بازاری و همچنین با کنترل اثرات سال‌ها و صنایع برآورد و نتایج آن در جدول (۴) ارائه شده است. نتایج برآورد مدل (۳) با متغیر وابستهٔ اهرم دفتری نشان می‌دهد که ضریب متغیر تعاملی بیش اطمینانی و اهرم دفتری (۰/۰۱) معنادار نمی‌باشد.

1 Half-life=12*Ln(0.5)/Ln(1-λ)

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-16]

[DOR: 20.1001.1.23452617.1400.13.51.5.4]

جدول (۴). نتایج آزمون فرضیهٔ اوّل پژوهش

متغیرها	متغیر وابسته: اهرم دفتری		متغیر وابسته: اهرم بازاری	
	ضریب	تی‌استیودنت	ضریب	تی‌استیودنت
LEV	۰/۶۱**	۱۳/۲۰	۰/۶۴**	۳۳/۷۷
MOC	-۰/۰۱	-۰/۷۶	-۰/۰۳**	-۵/۰۴
MOC*LEV	۰/۰۱	۰/۲۵	۰/۰۷**	۴/۲۳
ILEV	-۰/۰۶	-۰/۹۷	-۰/۱۵**	-۷/۱۸
MTB	-۰/۰۲**	-۱۲/۶۹	۰/۰۱**	۶/۳۱
PROFIT	۰/۱۴**	۵/۰۶	۰/۰۴	۱/۸۰
TANG	۰/۲۰**	۱۰/۳۴	۰/۰۴	۱/۶۴
SIZE	-۰/۰۱	-۱/۴۲	۰/۰۳**	۴/۲۸
INF	۷/۹۴**	۶/۳۷	۹/۷۲**	۷/۹۲
عرض از مبدأ	-۰/۹۳**	-۴/۴۳	-۱/۷۶**	-۶/۶۷
اثرات سال‌ها	کنترل شد		کنترل شد	
اثرات صنایع	کنترل شد		کنترل شد	
آزمون سارگان ـ هنسن	۱۴۱/۳۲ (۱/۰۰)		۱۴۶/۸۰ (۱/۰۰)	
آزمون آرلانو ـ باند:				
وقفه اول	-۶/۳۲ (۰/۰۰)		-۷/۷۳ (۰/۰۰)	
وقفه دوم	-۱/۵۴ (۰/۱۲)		-۱/۰۹ (۰/۲۸)	

** و* به ترتیب معناداری در سطح ۱ درصد و ۵ درصد منبع: نتایج پژوهش

این موضوع نشان می‌دهد که با افزایش بیش اطمینانی مدیران، سرعت تعدیل اهرم دفتری تغییر معناداری پیدا نمی‌کند و بیانگر رد فرضیه اول با متغیر وابسته اهرم دفتری است. از بین سایر متغیرها، ضریب متغیرهای فرصت‌های رشد (۰/۰۲-)، سودآوری (۰/۱۴)، نسبت دارایی‌های ثابت (۰/۲۰)، نرخ تورم (۷/۹۴) و عرض از مبدأ (۰/۹۳-) در سطح اطمینان ۹۹ درصد معنادارند. عدم معناداری آماره سارگان (۱۴۱/۳۲) همراه با معناداری آماره آزمون خودهمبستگی سریالی آرلانو-باند در وقفه اول (۶/۳۲-) و عدم معناداری آن در وقفه دوم (۱/۵۴-)، بیانگر اعتبار نتایج برآورد مدل (۳) با متغیر اهرم دفتری است. نتایج برآورد مدل (۳) با متغیر وابستهٔ اهرم بازاری نشان می‌دهد که ضریب متغیر تعاملی بیش اطمینانی و اهرم بازاری (۰/۰۷) مثبت و در سطح اطمینان ۹۹ درصد معنادار است. این موضوع بیان می‌کند که با افزایش بیش اطمینانی مدیران، سرعت تعدیل اهرم بازاری از ۳۵ درصد به حدود ۲۹ درصد ((۰/۰+۰۷/۶۴)-۱) کاهش پیدا می‌کند. این موضوع مبین عدم رد فرضیه اول (با متغیر وابسته اهرم بازاری) است.

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-16]
[DOR: 20.1001.1.23452617.1400.13.51.5.4]

ضریب سایر متغیرها، از جمله متغیر مجازی بیش اطمینانی مدیران (۰/۰۳-)، میانه اهرم بازاری (۰/۱۵-)، فرصت سودآوری (۰/۰۱)، اندازه شرکت (۰/۰۳)، نرخ تورم (۹/۷۲) و عرض از مبدأ (۱/۷۶-) همگی در سطح یک درصد معنادارند. همچنین، عدم معناداری آماره سارگان ـ هنسن (۱۴۶/۸۰) و معناداری آماره آزمون خودهمبستگی سریالی آرلانو-باند در وقفه اول (۷/۷۳-) در سطح یک درصد و عدم معناداری آن در وقفه دوم (۱/۰۹-)، بیانگر اعتبار نتایج برآورد مدل (۳) با متغیر اهرم بازاری است. به‌منظور آزمون فرضیهٔ دوم پژوهش، مدل (۴) با کنترل اثرات سال‌ها و صنایع برآورد و نتایج آن در جدول (۵) ارائه شده است.

جدول (۵). نتایج آزمون فرضیهٔ دوم پژوهش

	متغیر وابسته: اهرم دفتری		متغیر وابسته: اهرم بازاری	
متغیرها	ضریب	تی‌استیودنت	ضریب	تی‌استیودنت
LEV	۰/۳۴**	۱۱/۲۶	۰/۲۲**	۱۰/۰۱
MOC	-۰/۰۷**	-۳/۲۳	-۰/۰۶**	-۴/۳۵
MOC*LEV	۰/۱۰*	۲/۳۶	۰/۱۶**	۳/۷۷
OTARGET	۰/۱۳**	۷/۱۴	۰/۰۹**	۱۲/۷۴
OTARGET*LEV	-۰/۰۱	-۰/۳۱	۰/۱۸**	۱۰/۵۰
MOC*OTARGET	۰/۱۴**	۳/۷۶	۰/۰۴**	۲/۸۲
MOC*OTARGET*LEV	-۰/۲۰**	-۳/۰۱	-۰/۱۳**	-۳/۰۹
ILEV	۰/۰۶	۱/۳۲	-۰/۱۳**	-۹/۳۴
MTB	-۰/۰۱**	-۹/۱۰	۰/۰۰	۰/۶۲
PROFIT	-۰/۱۰**	-۵/۷۶	۰/۱۰**	۸/۵۲
TANG	۰/۱۳**	۳/۳۷	۰/۰۸**	۵/۳۸
SIZE	-۰/۰۰**	-۰/۶۲	۰/۰۴**	۹/۶۸
INF	۵/۴۹**	۴/۸۷	۲/۵۸*	۲/۵۵
عرض از مبدأ	-۰/۳۲	-۱/۳۳	-۰/۶۱**	-۳/۴۶
اثرات سال‌ها	کنترل شد		کنترل شد	
اثرات صنایع	کنترل شد		کنترل شد	
آزمون سارگان ـ هنسن	۱۲۹/۲۲ (۱/۰۰)		۱۳۸/۸۳ (۱/۰۰)	
آزمون آرلانو ـ باند				
وقفه اول	-۶/۹۱ (۰/۰۰)		-۷/۶۵ (۰/۰۰)	
وقفه دوم	-۰/۶۴ (۰/۵۲)		-۰/۹۴ (۰/۳۴)	

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

منبع: نتایج پژوهش

نتایج برآورد مدل (۴) با متغیر وابستهٔ اهرم دفتری نشان می‌دهد که ضریب متغیر حاصل‌ضرب بیش اطمینانی در بیش اهرمی در اهرم دفتری (۰/۲۰-) منفی و در سطح یک درصد معنادار است. این موضوع بیانگر آن است که اثر کاهشی بیش اطمینانی مدیران بر سرعت تعدیل در شرکت‌های بیش اهرمی کم‌تر از سایر شرکت‌هاست. در مورد سایر متغیرها

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-16]

[DOR: 20.1001.1.23452617.1400.13.51.5.4]

نیز ضریب متغیر اهرم دفتری (۰/۳۴)، بیش اطمینانی مدیران (۰/۰۷-)، بیش اهرمی (۰/۱۳)، متغیر تعاملی بیش اطمینانی مدیران و بیش اهرمی (۰/۱۴)، فرصت‌های رشد (۰/۰۱-)، سودآوری (۰/۱۰-)، نسبت دارایی‌های ثابت (۰/۱۳)، اندازه شرکت (۰/۰۰-) و نرخ تورم (۵/۴۹) در سطح یک درصد و ضریب متغیر تعاملی بیش اطمینانی و اهرم (۰/۱۰) در سطح پنج درصد مثبت و معنادار است. عدم معناداری آماره سارگان ـ هنسن (۱۲۹/۲۲) و معناداری آماره خودهمبستگی سریالی آرلانو-باند در وقفه اول (۶/۹۱-) و عدم معناداری آن در وقفه دوم (۰/۶۴-)، بیانگر اعتبار نتایج برآورد مدل (۴) با متغیر اهرم دفتری است. نتایج برآورد مدل (۴) با متغیر وابسته اهرم بازاری نشان می‌دهد که ضریب متغیر حاصل‌ضرب بیش اطمینانی در بیش اهرمی در اهرم بازاری (۰/۱۳-) منفی و در سطح یک درصد معنادار است. این موضوع بیانگر آن است که اثر کاهشی بیش اطمینانی مدیران بر سرعت تعدیل در شرکت‌های بیش اهرمی کم‌تر از سایر شرکت‌هاست. از سایر متغیرها، ضریب متغیر اهرم بازاری (۰/۲۲)، بیش اطمینانی مدیران (۰/۰۶-)، متغیر تعاملی بیش اطمینانی مدیران و اهرم بازاری (۰/۱۶)، بیش اهرمی (۰/۰۹)، متغیر تعاملی بیش اهرمی و اهرم بازاری (۰/۱۸)، متغیر تعاملی بیش اطمینانی مدیران و بیش اهرمی (۰/۰۴)، میانه اهرم بازاری (۰/۱۳-)، سودآوری (۰/۱۰)، نسبت دارایی‌های ثابت (۰/۰۸)، اندازه شرکت (۰/۰۴) در سطح یک درصد و برای متغیر نرخ تورم (۲/۵۸) در سطح پنج درصد معنادار است. عدم معناداری آماره سارگان-هنسن (۱۳۸/۸۳) به همراه معناداری آماره آزمون خودهمبستگی سریالی آرلانو-باند در وقفه اول (۷/۶۵-) و عدم معناداری آن در وقفه دوم (۰/۹۴-)، بیانگر اعتبار نتایج برآورد مدل (۴) با متغیر اهرم بازاری است. این نتایج با پیش‌بینی مطرح در فرضیهٔ دوم پژوهش مطابقت دارد.

جدول (۶) نتایج تحلیل‌های تکمیلی جهت اطمینان از استحکام نتایج قبل را گزارش می‌کند. در بخش اول جدول (۶)، با پیروی از ثقفی، بولو و محمدیان (۱۳۹۰)، از مدل بومی شدهٔ تهرانی و حصارزاده (۱۳۸۸) جهت محاسبهٔ بیش (کم) سرمایه‌گذاری و در نتیجه برای سنجش بیش اطمینانی استفاده شده است. در این مدل متغیرهای نسبت وجه نقد نگهداری شده به دارایی‌ها، فرصت‌های سرمایه‌گذاری، بازده دارایی‌ها (نسبت سود خالص به کل دارایی‌ها) و نسبت بدهی‌ها به کل دارایی‌ها به‌عنوان متغیرهای مستقل حضور دارند. بدین ترتیب، مدل‌های (۳) و (۴) با استفاده از متغیر بیش اطمینانی جدید، برآورد شده و صرفاً نتایج ضریب متغیرهای تعاملی بیش اطمینانی مدیران و اهرم و متغیر تعاملی بیش اطمینانی مدیران و بیش‌اهرمی و اهرم ارائه شده‌اند. در جدول (۶)، نتایج بخش الف نشان می‌دهد که ضریب متغیر تعاملی بیش اطمینانی مدیران و اهرم دفتری (۰/۰۲) در هیچ سطحی معنادار نیست. افزون بر

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-16]
[DOR: 20.1001.1.23452617.1400.13.51.5.4]

آن، ضریب متغیر تعاملی بیش اطمینانی مدیران و اهرم بازاری (۰/۰۶) مثبت و در سطح یک درصد معنادار است. ضریب متغیر تعاملی بیش اطمینانی مدیران و بیش‌اهرمی و اهرم دفتری (۰/۰۳-) نیز در سطح پنج درصد منفی و معنادار است. ضریب متغیر تعاملی بیش اطمینانی مدیران و بیش‌اهرمی و اهرم بازاری (۰/۰۹-) منفی و معنادار است.

جدول (۶). نتایج آزمون‌های تکمیلی

متغیرها	متغیر وابسته: LEV_b		متغیر وابسته: LEV_m	
	ضریب	تی‌استیودنت	ضریب	تی‌استیودنت
بخش اول: استفاده از رویکرد تهرانی و حصارزاده (۱۳۸۸) برای سنجش بیش اطمینانی مدیران				
آزمون فرضیهٔ اوّل:				
MOC*LEV	۰/۰۲	۰/۸۳	۰/۰۶**	۳/۲۳
آزمون فرضیهٔ دوم:				
MOC*OTARGET*LEV	-۰/۰۳*	-۲/۲۹	-۰/۰۹*	-۱/۹۰
بخش ب: استفاده از رویکرد آرلانو-باند برای آزمون فرضیه‌ها				
آزمون فرضیهٔ اوّل:				
MOC*LEVDEV	-۰/۰۴	-۱/۶۲	۰/۰۴*	۲/۰۰
آزمون فرضیهٔ دوم:				
MOC*OTARGET*LEVDEV	-۰/۰۵*	-۲/۰۴	-۰/۱۸**	-۴/۹۹

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

منبع: نتایج پژوهش

این نتایج بیانگر استحکام نتایج نسبت به تعریف جایگزین بیش اطمینانی مدیران است. در بازه زمانی کوتاه‌مدت، نتایج رویکرد گشتاورهای تعمیم یافته سیستمی با برآوردگر بلاندل-باند (۱۹۹۸) قابل اتکاتر از رویکرد گشتاورهای تعمیم یافته تفاضلی با برآوردگر آرلانو-باند (۱۹۹۱) جهت برآورد الگوهای پویا است (فلانری و هنگیز[1]، ۲۰۱۳). لذا، جهت اطمینان از عدم تأثیر شیوه برآورد بر نتایج حاصل، مدل‌های (۳) و (۴) را با به‌کارگیری برآوردگر بلاندل و باند (۱۹۹۸) تخمین زده شده است و صرفاً نتایج مربوط به متغیرهای تعاملی در جدول ۵ تفسیر شده است. یافته‌ها بیانگر آن است که ضریب تعاملی بیش اطمینانی مدیران و اهرم دفتری (۰/۰۴-) معنادار نیست و ضریب متغیر تعاملی بیش اطمینانی و اهرم بازاری (۰/۰۴) در سطح پنج درصد مثبت و معنادار است. همچنین، ضرایب متغیرهای تعاملی بیش اطمینانی مدیران و بیش‌اهرمی و اهرم دفتری (۰/۰۵-) در سطح پنج درصد منفی و معنادار و بیش اطمینانی مدیران و بیش اهرمی و اهرم بازاری (۰/۱۸-) در سطح یک درصد منفی و معنادار است. این نتایج تاییدگر نتایج اصلی پژوهش است.

1 Flannery & Hankins

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-16]

[DOR: 20.1001.1.23452617.1400.13.51.5.4]

۶- بحث و نتیجه‌گیری

بر اساس نظریه توازن شرکت‌ها نسبت اهرم بهینه‌ای دارند که دستیابی به آن ارزش شرکت را به حداکثر می‌رساند؛ بنابراین، شرکت‌ها سعی می‌کنند تا اهرم واقعی خود را به سمت اهرم بهینه (هدف) تعدیل کنند. همچنین اعتقاد بر آن است که سرعت تعدیل اهرم تحت تأثیر عوامل مختلفی است. لذا، یکی از عوامل مؤثر بر سرعت تعدیل اهرم که در پژوهش‌های داخلی مورد توجه قرار نگرفته است، ویژگی رفتاری مدیران و به‌طور خاص بیش اطمینانی مدیران است. چراکه تصمیمات شرکت و به‌طور خاص تصمیمات مربوط به سیاست‌های تأمین مالی شرکت، تحت تأثیر ویژگی‌های رفتاری مدیران قرار می‌گیرد (مالمندیر و همکاران، ۲۰۱۱). بیش اطمینانی باعث می‌شود که افراد برآورد بیش از حدی از دانش خود داشته باشند و ریسک‌ها را دست‌کم بگیرند؛ در نتیجه، در مورد توانایی‌شان در کنترل رویدادها، اغراق کنند (نصیرزاده و همکاران، ۱۳۹۶). در پژوهش حاضر، اثر بیش اطمینانی مدیران بر سرعت تعدیل اهرم بررسی و شدّت تأثیر بیش اطمینانی بر سرعت تعدیل در شرکت‌هایی که اهرم بیشتر و کمتر از اهرم هدف دارند، مقایسه شده است. همچنین، به‌منظور اطمینان از عدم تأثیر سنجه اندازه‌گیری متغیر بیش اطمینانی مدیران و رویکرد برآورد مدل بر نتایج پژوهش، از مدل بومی شده تهرانی و حصارزاده (۱۳۸۸) برای اندازه‌گیری بیش اطمینانی مدیران و رویکرد برآوردگر گشتاورهای تعمیم یافته سیستمی و تفاضلی استفاده شده است. نتایج پژوهش نشان می‌دهد سرعت تعدیل اهرم دفتری و بازاری در شرکت‌های مورد بررسی به ترتیب ۴۳ و ۳۵ درصد است و آن‌ها قادرند در یک بازهٔ زمانی حدود ۱۰ ماهه، نیمی از انحراف اهرم دفتری از میزان بهینهٔ آن را از بین ببرند؛ همچنین، در بازه حدود ۸ ماهه نیمی از انحراف اهرم بازاری از میزان بهینه آن را تصحیح کنند. نتایج بیانگر آن است که بیش اطمینانی مدیران منجر به کاهش سرعت تعدیل اهرم می‌شود. این موضوع می‌تواند ناشی از آن باشد که مدیران بیش اطمینان با اتخاذ تصمیمات نادرست باعث ایجاد انحراف از اهرم بهینه می‌شوند و شرکت‌ها نیز جهت کاهش این انحراف محتمل هزینه‌هایی خواهند شد که فزونی این هزینه‌ها بر منافع آن باعث کاهش سرعت تعدیل اهرم خواهد شد. افزون بر آن، نتایج نشان می‌دهد در شرکت‌هایی که اهرم واقعی بیش از میزان بهینه آن است، میزان تأثیر منفی و معنادار بیش اطمینانی مدیران بر سرعت تعدیل اهرم کمتر از سایر شرکت‌هاست. نتایج این پژوهش به‌نوعی با یافته‌های یانگ و لانگ (۲۰۲۱) و مالمندیر و همکاران (۲۰۱۱) سازگار است.

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-16]

[DOR: 20.1001.1.23452617.1400.13.51.5.4]

یافته‌های این پژوهش پیامدهای مفیدی برای سرمایه‌گذاران و مدیران دارد؛ ازآنجاکه فاصله گرفتن از اهرم هدف منجر به کاهش ارزش می‌شود، لذا تلاش برای کاهش فاصله بین اهرم واقعی و اهرم هدف و عواملی که باعث کاهش این فاصله می‌شود باید مورد توجه مدیران قرار گیرد. همچنین به مدیران شرکت‌های بورسی توصیه می‌شود از نتایج این پژوهش در جهت افزایش آگاهی خود هنگام عزل مدیران، استفاده کنند. به سرمایه‌گذاران نیز توصیه می‌شود میزان انحراف اهرم واقعی از اهرم هدف شرکت‌ها را هنگام اتخاذ تصمیم‌گیری‌های خود مدنظر قرار دهند. همچنین به سرمایه‌گذاران پیشنهاد می‌شود هنگام تصمیم‌گیری ویژگی‌های شخصیتی مدیران و نقش این ویژگی‌ها در تصمیم‌گیری‌های آن‌ها را مدنظر قرار بدهند. در ادامه می‌توان به پژوهشگران آتی توصیه نمود تأثیر سایر ویژگی‌های رفتاری مدیران از جمله انعطاف‌پذیری مدیریت را بر سرعت تعدیل اهرم شرکت‌ها بسنجند.

۷- منابع و مآخذ

اسدی، غلامحسین؛ الناز تجویدی و سهیل اسماعیل‌پور. (۱۴۰۰). بررسی رابطه وضعیت مالی و ویژگی‌های صنعت با سرعت تعدیل ساختار سرمایه. **دانش سرمایه‌گذاری** ۱۰(۳۷): ۲۱-۱.

افلاطونی، عباس و زهرا نیکبخت. (۱۳۹۶). تأثیر کیفیت افشاء و کیفیت اقلام تعهدی بر سرعت تعدیل ساختار سرمایه. **دانش حسابداری مالی** ۴(۴): ۱۰۰-۸۵.

افلاطونی، عباس. (۱۳۹۷). تحلیل آماری در پژوهش‌های مالی و حسابداری با نرم‌افزار **Stata**. چاپ دوم. تهران: انتشارات ترمه.

افلاطونی، عباس؛ نیما تمجیدی و حسین شکوری نسب. (۱۴۰۰). تأثیر اعتبار تجاری بر سرعت تعدیل اهرم. **دانش حسابداری** ۱۲(۳): ۴۸-۲۹.

بزرگ‌اصل، موسی؛ جعفر باباجانی و علی کوه‌کن. (۱۳۹۸). تأثیر مالکیت نهادی بر رابطه بین بیش اطمینانی مدیران و اهرم مالی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار. **بررسی‌های حسابداری و حسابرسی** ۲۶(۴): ۴۸۹-۴۸۲.

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

تهرانی، رضا و رضا حصارزاده. (۱۳۸۸). تأثیر جریان‌های نقدی آزاد و محدودیت در تأمین مالی بر بیش سرمایه‌گذاری و کم سرمایه‌گذاری. **تحقیقات حسابداری** ۱(۳): ۹-۱.

ثقفی، علی؛ قاسم بولو و محمد محمدیان. (۱۳۹۰). کیفیت اطلاعات حسابداری، سرمایه‌گذاری بیش از حد و جریان آزاد. **پیشرفت‌های حسابداری** ۳(۲): ۶۳-۳۷.

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-16]

[DOR: 20.1001.1.23452617.1400.13.51.5.4]

حساس‌یگانه، یحیی؛ مسعود حسنی القار و محمد مرفوع. (۱۳۹۴). بیش اطمینانی مدیریت و حق‌الزحمه حسابرسی. **بررسی‌های حسابداری و حسابرسی** ۲۲(۳): ۳۸۴-۳۶۳.

رامشه، منیژه و محسن قره خانی. (۱۳۹۷). سرعت تعدیل اهرم در بورس اوراق بهادار. **فصلنامه علمی چشم‌انداز مدیریت مالی** ۸(۲۲): ۱۳۴-۱۱۳.

رامشه، منیژه و مهناز ملانظری. (۱۳۹۳). بیش اطمینانی مدیریت و محافظه‌کاری حسابداری. **دانش حسابداری** ۵(۱۶): ۷۹-۵۵.

رامشه، منیژه؛ غلامرضا سلیمانی امیری و اسکندری، رسول. (۱۳۹۵). بررسی سرعت تعدیل ساختار سرمایه بر اساس پیش‌بینی تئوری‌های توازن و سلسله مراتبی در بورس اوراق بهادار تهران. **پژوهش‌های تجربی حسابداری** ۶(۲): ۱۸۶-۱۶۱.

زمانی سبزی، مهدی؛ علی سعیدی و محمد حسنی. (۱۳۹۹). سرعت تعدیل ساختار سرمایه و تأثیر دوران رونق و رکود بر آن: شواهدی از شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. **تحقیقات مالی** ۲۲(۲): ۱۸۱-۱۶۰.

ژولانزاد، فاطمه؛ وحید بخردی نسب و مهدی عرب صالحی. (۱۳۹۷). بررسی نقش رقابت و راهبری شرکتی بر سرعت تعدیل اهرم مالی در بازار سرمایه. **پژوهش‌های اقتصاد صنعتی** ۲(۳): ۸۷-۱۰۶.

شعری آناقیز، صابر؛ علی رحمانی؛ قاسم بولو و بهرام محسنی ملکی رستاقی. (۱۳۹۴). انعطاف‌پذیری مالی و سرعت تعدیل ساختار سرمایه. **دانش حسابداری مالی** ۲(۲): ۸۸-۷۳.

کاشانی پور، محمد و منصور محمدی. (۱۳۹۶). بررسی رابطه بین بیش اطمینانی مدیران با نگهداشت وجه نقد و حساسیت جریان نقدی وجه نقد. **پژوهش‌های حسابداری مالی** ۹(۳):۳۲-۱۷.

کاظمی، حسین و امید مهری نمک آورانی. (۱۳۹۷). تأثیر جریان وجوه نقد بر سرعت تعدیل ساختار سرمایه و ساختار سرمایه بهینه. **پژوهش در حسابداری و علوم اقتصادی** ۵(۳): ۱۴-۱.

کریمی، فرزاد و محمدجواد عسگری رنانی. (۱۳۹۱). بررسی اثر تعاملی نا اطمینانی اقتصادی و نظام راهبری بر تغییرات اهرم مالی شرکت‌ها. **فصلنامه حسابداری مالی** ۴(۱۴): ۱۲۸-۱۰۶.

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-16]

[DOR: 20.1001.1.23452617.1400.13.51.5.4]

گرجی، امیرحسین و رضا زارعی. (۱۳۹۴). تبیین سرعت تعدیل ساختار سرمایه به کمک مدل دینامیک ساختار سرمایه بهینه با تأکید بر عامل رقابت بازار محصول. **دانش مالی تحلیل اوراق بهادار** ۸(۲۵): ۶۸-۴۳.

نصیرزاده، فرزانه؛ محمدرضا عباس‌زاده و محمدحسین ذوالفقار آرانی. (۱۳۹۶). بررسی تأثیر خوش‌بینی مدیران و عدم تقارن اطلاعاتی ناشی از آن بر روی ریسک سقوط سهام. **فصلنامه حسابداری مالی** ۹(۳۴): ۷۰-۳۵.

Aflatooni, A., & M. Khazaei. (2020). Information asymmetry, leverage deviation, and leverage adjustment speed, **Asian Journal of Business and Accounting** 13(1):1-34

Aflatooni, A., K. Ghaderi & K. Mansouri. (2022). Sanctions against Iran, political connections and speed of adjustment. **Emerging Markets Review**, 1-19

Aktas, N., C. Louca & D. Petmezas. (2019). CEO overconfidence and the value of corporate cash holdings, **Journal of Corporate Finance** 54(3): 85-106.

An, Z., D. Li & J. Yu. (2015). Firm crash risk, information environment, and speed of leverage adjustment, **Journal of Corporate Finance** 31: 132-151.

An, Z., D. Li & J. Yu. (2016). Earnings management, capital structure, and the role of institutional environments, **Journal of Banking & Finance** 68(3): 131-152.

Arellano, M., & S. Bond. (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.

Baker, M., R.S. Rubac & J. Wurgler, (2007). Behavioral corporate finance. In **Handbook of Empirical Corporate Finance** (pp. 145-186). Elsevier.

Barros, L., & A.D.M. Da Silveira. (2008). Excesso de confiança, otimismo gerencial e os determinantes da estrutura de capital, **Brazilian Review of Finance** 6(3): 293-335.

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

Ben-David, I., J.R. Graham & C.R. Harvey. (2013). Managerial miscalibration, **The Quarterly Journal of Economics** 128(4): 1547-1584.

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-16]

[DOR: 20.1001.1.23452617.1400.13.51.5.4]

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

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

Camerer, C., & D. Lovallo. (1999). Overconfidence and excess entry: An experimental approach, **American Economic Review** 89(1): 306-318.

Chang, Y.K., R.K. Chou & T.H. Huang. (2014). Corporate governance and the dynamics of capital structure: New evidence, **Journal of Banking & Finance** 48(14): 374-385.

Çolak, G., A. Gungoraydinoglu & O. Öztekin. (2018). Global leverage adjustments. Uncertainty. and country institutional strength, **Journal of Financial Intermediation** 35: 41-56.

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

Cuong, N.M. (2012). Essays on Corporate Capital Structure and Cash Holding, **Working Paper University of Manchester.**

Devos, E., S. Rahman & D. Tsang. (2017). Debt covenants and the speed of capital structure adjustment, **Journal of Corporate Finance** 45(2): 1-18.

Doukas, J.A., & D. Petmezas. (2007). Acquisitions, overconfident managers and self-attribution bias, **European Financial Management** 13(3): 531-577.

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

Fischer, E.O., R. Heinkel & J. Zechner. (1989). Dynamic capital structure choice: Theory and tests, **The Journal of Finance** 44(1): 19-40.

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

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-16]

[DOR: 20.1001.1.23452617.1400.13.51.5.4]

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

Gervais, S., J.B. Heaton & T. Odean. (2007). Overconfidence, investment policy, and manager welfare, **Fuqua School of Business working paper**. 312(2007): 1-46.

Gomariz, M.F.C., & J.P.S. Ballesta. (2014). Financial reporting quality, debt maturity and investment efficiency, **Journal of Banking & Finance** 40(3): 494-506.

Graham, J.R., & C.R. Harvey. (2001). The theory and practice of corporate finance: Evidence from the field, **Journal of Financial Economics** 60(2-3): 187-243.

Hackbarth, D. (2004). Determinants of corporate borrowing: A behavioral perspective. **Journal of Corporate Finance** 15(4): 389-411.

Hackbarth, D. (2008). Managerial traits and capital structure decisions. **Journal of Financial and Quantitative Analysis** 43(4): 843-881.

He, W., & N.A. Kyaw. (2021). Macroeconomic risks and capital structure adjustment speed: The Chinese evidence, **International Journal of Finance & Economics** 8(2): 1-37.

Heaton, J.B. (2002). Managerial optimism and corporate finance. **Financial Management Association International** 31(2): 33-45.

Hiller, N.J., & D.C. Hambrick (2005). Conceptualizing executive hubris: the role of (hyper-) core self-evaluations in strategic decision-making. **Strategic Management Journal** *26*(4), 297-319.

Hirshleifer, D., A. Low & S.H. Teoh. (2012). Are overconfident CEOs better innovators?, **The Journal of Finance** 67(4): 1457-1498.

Ho, L., Y. Lu & M. Bai. (2021). Liquidity and speed of leverage adjustment, **Australian Journal of Management** 46(1) 76-109.

Jensen, M.C. (1986). Agency costs of free cash flow, corporate finance, and takeovers. **The American Economic Review** 76(2): 323-329.

Korajczyk, R.A., & A. Levy. (2003). Capital structure choice: macroeconomic conditions and financial constraints, **Journal of Financial Economics** 68(1): 75-109.

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-16]

[DOR: 20.1001.1.23452617.1400.13.51.5.4]

Lambert, R., C. Leuz & R.E. Verrecchia. (2007). Accounting information, disclosure, and the cost of capital, **Journal of Accounting Research** 45(2): 385-420.

Leary, M.T., & M.R. Roberts. (2005). Do firms rebalance their capital structures?, **The Journal of Finance** 60(6): 2575-2619.

Malmendier, U., & G. Tate. (2005). CEO overconfidence and corporate investment, **The Journal of Finance** 60(6): 2661-2700.

Malmendier, U., & G. Tate. (2008). Who makes acquisitions? CEO overconfidence and the market's reaction, **Journal of Financial Economics** *89*(1): 20-43.

Malmendier, U., G. Tate & J. Yan. (2011). Overconfidence and early-life experiences: the effect of managerial traits on corporate financial policies, **The Journal of Finance** 66(5): 1687-1733.

Miller, D.T., & M. Ross. (1975). Self-serving biases in the attribution of causality: Fact or fiction?, **Psychological Bulletin** 82(2): 213.

Miller, M.H. (1977). Debt and taxes, **The Journal of Finance** 32(2): 261-275.

Modigliani, F., & M.H. Miller. (1958). The cost of capital, corporation finance and the theory of investment, **The American Economic Review** 4*8*(3): 261-297.

Mukherjee, S., & J. Mahakud. (2010). Dynamic adjustment towards target capital structure: Evidence from Indian companies, **Journal of Advances in Management Research** 7(2): 250-266.

Öztekin, Ö., & M.J. Flannery. (2012). Institutional determinants of capital structure adjustment speeds, **Journal of Financial Economics** 103(1): 88-112.

Rihab, B. A., & B.J. Lotfi. (2016). Managerial overconfidence and debt decisions. **Journal of Modern Accounting and Auditing** 12(4), 225-241.

Schrand, C.M., & S.L. Zechman. (2012). Executive overconfidence and the slippery slope to financial misreporting, **Journal of Accounting and Economics** 53(1-2): 311-329.

Shivdasani, A., & I. Stefanescu. (2010). How do pensions affect corporate capital structure decisions?, **The Review of Financial Studies** 23(3): 1287-1323.

Stotz, O., & R. Von Nitzsch. (2005). The perception of control and the level of overconfidence: Evidence from analyst earnings estimates

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-16]

[DOR: 20.1001.1.23452617.1400.13.51.5.4]

and price targets, **The Journal of Behavioral Finance** *6*(3): 121-128.

Strebulaev. I.A. (2007). Do tests of capital structure theory mean what they say?, **The Journal of Finance** 62(4): 1747-1787.

Whitaker, R.B. (1999). The early stages of financial distress. **Journal of Economics and Finance**, *23*(2), 123-132.

Yung, K., & X. Long. (2021). CEO overconfidence and the adjustment speed of leverage and cash: evidence on cash is not the same as negative debt, **Empirical Economics**, 1-28.

Zhou, Q., K.J. K. Tan, R. Faff & Y. Zhu. (2016). Deviation from target capital structure cost of equity and speed of adjustment, **Journal of Corporate Finance** 39(3): 99-120.

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-16]

[DOR: 20.1001.1.23452617.1400.13.51.5.4]