فصلنامهٔ پژوهش‌های پولی ـ بانکی
سال هفدهم، شمارهٔ ۶۲، زمستان ۱۴۰۳
صفحات ۶۶۱ـ۶۸۸

# اثر عدم‌قطعیت سیاست‌های پولی و ثبات بانک‌ها در سرعت تعدیل پویای ساختار سرمایه

**مصطفی شمس‌الدینی***

تاریخ دریافت: ۱۴۰۳/۰۴/۱۷ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۳/۰۹/۲۰

## چکیده

هدف این پژوهش، بررسی تأثیر عدم‌قطعیت سیاست‌های پولی و ثبات در عملکرد بانک‌ها در سرعت تعدیل پویای ساختار سرمایه است. جامعهٔ هدف این پژوهش شامل کلیهٔ بانک‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران است که از ابتدای سال ۱۳۹۳ تا پایان سال ۱۴۰۲ در بورس فعال بوده‌اند. در راستای اهداف پژوهش، فرضیه‌های پژوهش بر مبنای نمونهٔ آماری متشکل از ۱۴ بانک پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران، با استفاده از روش تخمین پانل پویا به روش گشتاورهای تعمیم‌یافته و تخمین‌زن‌های آرلانو ـ باند از طریق نرم‌افزار ای‌ویوز موردآزمون قرار گرفت. نتایج نشان می‌دهد در حضور عدم‌قطعیت سیاست‌های پولی، سرعت تعدیل پویای ساختار سرمایهٔ بانک‌ها افزایش یافته و در شرایط ثبات در عملکرد بانک‌ها سرعت تعدیل پویای ساختار سرمایه کاهش داشته است. همچنین، ضرایب بردار ویژگی‌های خاص بانک در مدل معنادار بوده و متغیرهای اندازهٔ بانک، پوشش نقدینگی، و کفایت سرمایه اثر مثبت و متغیرهای بازده دارایی‌ها، خالص تسهیلات غیرجاری، و بهای تمام‌شدهٔ تسهیلات مالی اثر منفی در تعدیل ساختار سرمایهٔ بانک‌ها داشته‌اند. درک نحوهٔ تعامل این عوامل می‌تواند بینش‌های ارزشمندی را در مورد چگونگی مدیریت چالش‌های مالی و بهینه‌سازی ساختار سرمایهٔ بانک‌ها در یک محیط پویا ارائه داده و لزوم توجه و نظارت مقامات بانک مرکزی و مدیران بانک‌ها بر پیامدهای عدم‌قطعیت در سیاست‌های پولی را تبیین کند.

**واژه‌های کلیدی:** سیاست‌های پولی، ساختار سرمایه، ثبات بانک‌ها، عدم‌قطعیت
**طبقه‌بندی JEL:** E52، G28، G32

* استادیار گروه اقتصاد، دانشکدهٔ مدیریت، اقتصاد، و حسابداری، دانشگاه هرمزگان؛ m.shamsoddini@hormozgan.ac.ir

[ Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05 ]

[ DOI: 10.61186/jmbr.17.62.661 ]

## ۱ مقدمه

بانک‌ها با خدمت به‌عنوان کانال اصلی برای واسطه‌گری مالی و تسهیل جریان وجوه بین پس‌اندازکنندگان و وام‌گیرندگان، نقش حیاتی در اقتصاد ایفا می‌کنند. علاوه‌براین، بانک‌ها با تخصیص سرمایه به پروژه‌ها و سرمایه‌گذاری‌های مولد از رشد اقتصادی حمایت کرده و درنتیجه نوآوری، ایجاد شغل، و رفاه کلی را تقویت می‌کنند. آن‌ها با فراهم‌کردن نقدینگی در دوران رکود و اعتبار در دوره‌های انبساطی به هموارسازی نوسانات در چرخهٔ تجاری کمک می‌کنند. همچنین، بانک‌ها با نظارت بر ریسک‌ها، انجام‌دادن ارزیابی‌های اعتباری، و اجرای استانداردهای نظارتی برای حفاظت از نظام مالی، ثبات مالی را افزایش می‌دهند.

بانک‌ها در تخصیص بهینهٔ منابع اقتصادی و جلوگیری از هدررفت سرمایهٔ ملی نقش اساسی و بااهمیتی را ایفا می‌کنند (تقی نتاج و رستمی، ۱۴۰۲). در مواقع عدم‌اطمینان، مانند رکود اقتصادی، بحران‌های مالی، یا رویدادهای غیرمنتظره، اهمیت بانک‌ها بیش‌ازپیش آشکار می‌شود. بانک‌ها نقش مهمی در ارائهٔ ثبات و حمایت از افراد، کسب‌وکارها، و کل اقتصاد در چنین شرایط چالش‌برانگیزی دارند. در دوره‌های عدم‌اطمینان، بانک‌ها به‌عنوان منابع حیاتی نقدینگی و تأمین‌مالی عمل می‌کنند و به کسب‌وکارها و افراد کمک می‌کنند تا با فراهم‌کردن دسترسی به اعتبار و منابع مالی، چالش‌های مالی را پشت سر بگذارند (آناگنوستوپولوس و کابیگا[1]، ۲۰۱۹). علاوه‌براین، بانک‌ها به‌عنوان ستون‌های اطمینان و اعتماد در نظام مالی عمل می‌کنند و به سپرده‌گذاران، سرمایه‌گذاران، و سایر ذی‌نفعان اطمینان می‌دهند که وجوه و عملیات آن‌ها در بستری امن قرار دارد (کوزیاک[2]، ۲۰۲۱)؛ این اعتماد برای حفظ عملکرد نظام مالی و کاهش عدم‌اطمینان در معاملات اقتصادی ضروری است. بااین‌حال، عملکرد خود بانک‌ها نیز تحت‌تأثیر عدم‌قطعیت‌های زیادی در اقتصاد ازجمله عدم‌قطعیت در سیاست‌های پولی و مالی، دستخوش نوسانات ناخواسته می‌شود.

به‌صورت کلی، عدم‌قطعیت در سیاست‌های پولی می‌تواند چالش‌ها و ریسک‌های زیادی را برای کل اقتصاد ایجاد کند. عدم‌قطعیت در سیاست‌های پولی به ابهام و غیرقابل پیش‌بینی بودن تصمیمات و اقدامات بانک‌های مرکزی مرتبط با مدیریت عرضهٔ پول، نرخ بهره، و سایر ابزارهای پولی اشاره دارد (تاکت و همکاران[3]، ۲۰۲۰). اگرچه تاکنون تأکید زیادی توسط

[1] Anagnostopoulos & Kabeega

[2] Koziuk

[3] Tuckett et al.

[ Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05 ]

[ DOI: 10.61186/jmbr.17.62.661 ]

پژوهشگران و سیاست‌گذاران بر درک تأثیر عدم‌قطعیت سیاست‌های پولی در اقتصاد صورت گرفته است (پلگرینو[1]، ۲۰۲۱؛ باور و همکاران[2]، ۲۰۲۲؛ ون و همکاران[3]، ۲۰۲۲)، بااین‌حال، شواهد تجربی نسبتاً محدودی در مورد نحوهٔ تأثیر عدم‌قطعیت سیاست‌های پولی در سرعت تعدیل ساختار سرمایهٔ بانک‌ها وجود دارد.

درک ساختار سرمایه برای بانک‌ها ضروری است، زیرا در ثبات و توانایی آن‌ها در تأمین نقدینگی و اعتبار به‌طور مؤثر تأثیر می‌گذارد. شواهد تجربی متعددی وجود دارد که نشان می‌دهد شرکت‌ها درعمل تمایل دارند در دامنهٔ بهینه‌ای از ساختار سرمایه فعالیت کنند و اگر به‌دلایلی مجبور به خروج از این دامنهٔ بهینه باشند، به‌سرعت به آن دامنه برمی‌گردند (یوسف[4]، ۲۰۱۹؛ امبونو و آماهالو[5]، ۲۰۲۱). تعیین صحیح ساختار سرمایهٔ بهینه به مدیریت شرکت اجازه می‌دهد تا حداکثر سرمایهٔ شرکت و هدف بلندمدت عملکرد هر شرکت را به‌دست آورد (بروسوو و فیلاتووا[6]، ۲۰۲۳). ساختار سرمایهٔ هدف در بانک‌ها به ترکیب بهینهٔ انواع سرمایه، مانند حقوق صاحبان سهام و بدهی، اشاره دارد که یک بانک قصد دارد به‌منظور پشتیبانی از عملیات خود، مدیریت ریسک‌ها و برآورده‌کردن الزامات نظارتی را حفظ کند. ایجاد ساختار سرمایهٔ هدف برای بانک‌ها برای تضمین ثبات مالی، انعطاف‌پذیری، و رشد پایدار بسیار مهم است (ماتیو و همکاران[7]، ۲۰۲۱). براساس پژوهش‌های پیشین، علاوه‌بر ویژگی‌های شرکت‌ها، عوامل اقتصادی و غیراقتصادی دیگری نیز در عملکرد بانک‌ها و تعیین ساختار سرمایهٔ آن‌ها تأثیرگذار است. به‌صورت کلی، ازجملهٔ عوامل اقتصادی که می‌تواند در ساختار سرمایهٔ شرکت‌ها تأثیرگذار باشد میزان پس‌انداز جامعه، سرمایه‌گذاری، نرخ بهره، نرخ ارز، مالیات، تورم، و ثبات یا بی‌ثباتی وضعیت کلی اقتصاد است (دمیرکوچ‌ـ کُنت و همکاران[8]، ۲۰۲۰؛ سیف الیوسفی و همکاران[9]، ۲۰۲۰). در سوی دیگر، عوامل غیراقتصادی نیز وجود

---

[1] Pellegrino
[2] Bauer et al.
[3] Wen et al.
[4] Yousef
[5] Mbonu & Amahalu
[6] Brusov & Filatova
[7] Mateev et al.
[8] Demirgüç-Kunt et al.
[9] Saif-Alyousfi et al.

[ Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05 ]
[ DOI: 10.61186/jmbr.17.62.661 ]

دارد که شامل عوامل سیاسی، عوامل فنّاورانه، عوامل اجتماعی، و قوانین و مقررات است (احمدی و همکاران[1]، ۲۰۲۳).

دراین‌بین، رابطهٔ بین ثبات بانک و سرعت تعدیل ساختار سرمایه به این اشاره دارد که چگونه ثبات و انعطاف‌پذیری کلی بانک در برابر تکانه‌ها و ریسک‌های مالی در سرعتی که یک بانک با آن ساختار سرمایهٔ خود را تعدیل می‌کند، تأثیر می‌گذارد. بانک‌هایی که انعطاف‌پذیری بیشتری در تعدیل ساختار سرمایهٔ خود دارند، می‌توانند سریع‌تر با چالش‌ها و فرصت‌های جدید سازگار شوند و ثبات و توانایی خود را برای مقاومت در برابر رویدادهای نامطلوب افزایش دهند (سعید و همکاران[2]، ۲۰۲۰). همچنین، بانک‌ها مشمول الزامات سرمایهٔ نظارتی‌اند که توسط مقامات مالی برای اطمینان از ایمنی و سلامت آن‌ها تعیین می‌شود؛ این الزامات حداقل میزان سرمایه‌ای را مشخص می‌کند که بانک‌ها باید براساس ریسک‌هایی که با آن مواجهند نگه دارند (دائود و کامون[3]، ۲۰۲۰). با ایجاد و حفظ ساختار سرمایهٔ هدف که با مشخصات ریسک، الزامات نظارتی، و اهداف مالی بانک هماهنگ باشد، بانک‌ها می‌توانند ثبات، انعطاف‌پذیری، و رقابت‌پذیری خود را در محیط مالی پویا و پیچیده افزایش دهند. ازاین‌رو، نظارت و تعدیل منظم ساختار سرمایه در پاسخ به شرایط متغیر بازار و پویایی ریسک برای تضمین پایداری و موفقیت بلندمدت بانک‌ها ضروری است.

درحالی‌که ادبیات قابل‌توجهی در مورد پویایی ساختار سرمایه و تأثیر سیاست پولی در کشورهای مختلف وجود دارد، کمبود مطالعات تجربی با تمرکز خاص بر بانک‌های ایرانی مشاهده می‌شود. عوامل منحصربه‌فرد برای محیط اقتصادی ایران، مانند ریسک‌های سیاسی، نوسانات ارز، تورم، و نقش دخالت‌های دولتی نیازمند رویکردی مناسب برای درک پویایی ساختار سرمایه است. درحال‌حاضر، مطالعات موجود به‌اندازهٔ کافی نمایانگر این مسئله نیست که چگونه نوسانات در سیاست پولی در تصمیمات ساختار سرمایهٔ بانک‌ها به‌ویژه در بازارهای نوظهور مانند ایران تأثیر می‌گذارد.

اقتصاد ایران در سالیان آخر با چالش‌های اقتصادی مختلفی ازجمله نرخ تورم بالا، کاهش ارزش پول، بیکاری، و مسائل ساختاری در نظام مالی مواجه بوده است. در این شرایط، پاسخ بانک مرکزی به این چالش‌ها ممکن است همیشه واضح یا ثابت نباشد و به عدم‌اطمینان در بین مشاغل، سرمایه‌گذاران، و مصرف‌کنندگان منجر شود. این عدم‌اطمینان می‌تواند ناشی از عوامل مختلفی ازجمله چالش‌های اقتصادی، تنش‌های ژئوپلیتیکی، تحریم‌ها، و نوسانات

[1] Ahmadi et al.

[2] Saeed et al.

[3] Daoud & Kammoun

[ Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05 ]

[ DOI: 10.61186/jmbr.17.62.661 ]

قیمت نفت باشد که همگی می‌توانند در اثربخشی و ثبات سیاست‌های پولی در ایران تأثیر بگذارند. همان‌طور که ذکر شد، عدم‌اطمینان پیرامون سیاست‌های پولی می‌تواند به‌طور قابل‌توجهی در هزینهٔ سرمایه و دسترسی شرکت‌ها به تأمین‌مالی تأثیر بگذارد و در طول زمان منجر به تعدیل ساختار سرمایهٔ آن‌ها شود. به همین ترتیب، ثبات بانک‌ها نقشی اساسی در ارائهٔ منبع قابل‌اعتماد تأمین‌مالی و تأثیرگذاری در سرعت واکنش شرکت‌ها به شرایط متغیر بازار دارد. درک نحوهٔ تعامل این عوامل می‌تواند بینش‌های ارزشمندی را در مورد چگونگی مدیریت چالش‌های مالی و بهینه‌سازی ساختار سرمایهٔ بانک‌ها در محیطی پویا ارائه دهد. با توجه به اینکه تاکنون در پژوهش‌های داخلی اثر تعاملی عدم‌قطعیت در سیاست‌های پولی و ثبات در عملکرد بانک‌ها در سرعت تعدیل پویای ساختار سرمایهٔ آن‌ها موردبررسی قرار نگرفته است، در این پژوهش سعی شده تا این مسئله موردبررسی قرارگیرد که اولاً سرعت تعدیل ساختار سرمایه در بانک‌های منتخب پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران چقدر است؟ و در ضمن، چگونه عدم‌قطعیت در سیاست‌های پولی کشور و ثبات بانک‌ها این سرعت تعدیل را تحت‌تأثیر قرار می‌دهد؟ در این راستا، فرضیه‌های پژوهش به شرح زیر تدوین می‌شود:

فرضیهٔ اول: ویژگی‌های خاص بانک‌ها در سرعت تعدیل پویای ساختار سرمایهٔ آن‌ها تأثیرگذار است.

فرضیهٔ دوم: عدم‌قطعیت در سیاست‌های پولی منجر به تقویت سرعت تعدیل پویای ساختار سرمایه در بانک‌ها می‌شود.

فرضیهٔ سوم: ثبات در عملکرد بانک‌ها منجر به تضعیف سرعت تعدیل پویای ساختار سرمایه می‌شود.

## ۲ مبانی نظری و پیشینهٔ پژوهش

تئوری‌های مالی در مورد ساختار سرمایهٔ شرکت‌ها عمدتاً مالیات، هزینه‌های ورشکستگی، عدم‌تقارن اطلاعاتی، و تضاد منافع را به‌عنوان محرک‌های اصلی ساختار مالی شناسایی کرده‌اند (هوکیو و لئو[1]، ۲۰۲۲). همین نظریه‌ها همچنین برای توضیح ساختار سرمایهٔ بانک‌ها در نظر گرفته می‌شوند (تامی[2]، ۲۰۲۳). در ادبیات پژوهش، نظریهٔ نامربوط‌بودن ساختار سرمایهٔ مودیلیانی و میلر[3] (۱۹۵۸) بیان کرد که ارزش یک شرکت تحت‌تأثیر ساختار سرمایهٔ آن قرار نمی‌گیرد و بدهی ارزش شرکت را افزایش نمی‌دهد، بااین‌حال، این نظریه منجر

[1] Hoque & Liu
[2] Toumi
[3] Modigliani & Miller

[ Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05 ]
[ DOI: 10.61186/jmbr.17.62.661 ]

به نظریه‌های بعدی شد که به عوامل تعیین‌کنندهٔ ساختار سرمایه پرداختند. در این راستا، نظریهٔ مبادله به‌عنوان ترکیبی از پیشنهادهای مودیلیانی و میلر برای تعیین بهترین ساختار سرمایه به‌منظور به‌حداکثررساندن ارزش شرکت ارائه شد. این نظریه نشان می‌دهد که چگونه تأمین‌مالی بدهی می‌تواند ارزش کسب‌وکارها را از طریق سپرهای مالیاتی افزایش دهد و تأمین‌مالی بدهی را در مقایسه با تأمین‌مالی سهام کم‌هزینه‌تر کند (رانی و همکاران[۱]، ۲۰۲۰).

بر مبنای نظریهٔ نمایندگی، بهترین ساختار سرمایه جایی به‌دست می‌آید که حداقل تضاد بین مالکان و مدیران وجود داشته باشد و به مدیران اجازه می‌دهد تا تصمیمات مالی محتاطانه برای سازمان‌های تجاری اتخاذ کنند (رشید و همکاران[۲]، ۲۰۲۰). در نظریهٔ سلسله‌مراتبی، اذعان می‌شود که شرکت‌ها تمام شیوه‌های تأمین‌مالی موجود را در نظر می‌گیرند و ابتدا ارزان‌ترین منبع را انتخاب می‌کنند؛ ترتیب تأمین‌مالی نهایتاً به این‌صورت خواهد بود که ابتدا سود انباشته سپس بدهی و درنهایت انتشار سهام در دستورکار قرار می‌گیرد (راملی و همکاران[۳]، ۲۰۱۹).

نظریهٔ زمان‌بندی بازار نشان می‌دهد که سازمان‌های تجاری به‌تدریج مطابق با نسبت بدهی هدف تنظیم می‌شوند، اما تأمین‌مالی سهام تنها زمانی انتخاب می‌شود که ارزش آن توسط بازارهای مالی بیشتر باشد (شهزاد و همکاران[۴]، ۲۰۲۰). نظریهٔ اینرسی به وجود ساختار سرمایهٔ هدف اعتقادی نداشته و بر این اساس مدیران برای تغییر اهرم، در مسیری مشخص تلاش نخواهند کرد (ولچ[۵]، ۲۰۰۴). نظریهٔ سلسله‌مراتب پویا زمان‌بندی سرمایه‌گذاری را به‌عنوان وسیله‌ای سیگنال‌دهنده نشان می‌دهد که معمولاً از سهام به‌عنوان ابزار تأمین‌مالی بدهی حمایت می‌کند (مورلیک و شارهوف[۶]، ۲۰۱۱).

نظریهٔ سازگاری رفتاری بیان می‌کند مدیران ارشد شرکت‌ها در صورت انتخاب اهرم شخصی یا شرکتی رفتاری پیوسته و مداوم خواهند داشت (کرونکویست و همکاران[۷]، ۲۰۱۲). نظریهٔ هنجار بیان می‌کند رفتار (هنجارهای) مدیریتی موردانتظار در تعامل با زیردستان و

---

[1] Rani et al.
[2] Rashid et al.
[3] Ramli et al.
[4] Shahzad et al.
[5] Welch
[6] Morellec & Schürhoff
[7] Cronqvist et al.

[ Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05 ]
[ DOI: 10.61186/jmbr.17.62.661 ]

محیط در تصمیمات ساختار سرمایه تأثیر می‌گذارد (لام و همکاران[1]، ۲۰۱۳). همچنین، نظریهٔ چانه‌زنی در مورد ساختار سرمایهٔ شرکت‌ها بیان می‌کند هنگامی‌که شرکت‌ها اهرم خود را افزایش می‌دهند، تأمین‌کنندگان آن‌ها نیز در پاسخ، اهرم خود را افزایش می‌دهند تا در مذاکرات با مشتریان قدرت خود را حفظ کنند؛ در مقابل، هنگامی‌که یک مشتری اهرم خود را افزایش می‌دهد، یک شرکت با کاهش اهرم خود پاسخ می‌دهد تا خطر ورشکستگی را به حداقل برساند (چو و وانگ[2]، ۲۰۱۷).

براساس نظریه‌های ساختار سرمایهٔ موجود، عدم‌قطعیت‌ها در اقتصاد می‌تواند هزینهٔ سرمایه را افزایش داده و تصمیمات مالی و سرمایه‌گذاری شرکت‌ها و بانک‌ها را تحت‌تأثیر قرار دهد (شبیر و همکاران[3]، ۲۰۲۱). در ادبیات پژوهش، عدم‌قطعیت نیروی محرکهٔ نوسانات تجاری در نظر گرفته می‌شود و به‌طور قابل‌توجهی در فعالیت‌های اقتصادی، به‌ویژه بازارهای مالی و سیاست‌های مالی شرکت‌ها، تأثیر گذاشته است. در پژوهش‌های اخیر، عدم‌قطعیت سیاست‌های پولی به‌عنوان تهدید اقتصادی بزرگ، به‌خصوص پس از بحران‌های مالی، در نظر گرفته شده است (انگ و همکاران[4]، ۲۰۲۰). سیاست‌های پولی از طریق کانال‌های متفاوت مانند کانال‌های نرخ بهره، نرخ ارز، کانال قیمت سایر دارایی‌ها، کانال ثروت، کانال اعتباری، کانال ترازنامه، و کانال وام‌دهی بانکی در بخش‌های مختلف اقتصادی تأثیرگذار است (فاطمی زردان و بخشی، ۱۴۰۱).

ادبیات موجود نشان می‌دهد که عدم‌قطعیت سیاست‌های پولی می‌تواند در ریسک و ثبات بانک، هم در داخل و هم در خارج، تأثیر بگذارد؛ برای نمونه، می‌تواند به تصمیم‌های محافظه‌کارانه‌تر مدیریت منجر شود یا تقاضای اعتبار برای سرمایه‌گذاری در اقتصاد را کاهش دهد (التاقب و الغرابالی[5]، ۲۰۱۹). این عدم‌اطمینان‌ها مستقیماً در تقاضای اعتبار بنگاه‌ها و خانوارها از بانک‌ها تأثیر می‌گذارد (هو و گونگ[6]، ۲۰۱۹)، سودآوری را از بین می‌برد، در قیمت سهام تأثیر منفی می‌گذارد، و ارزش بانکی را کاهش می‌دهد (هی و نیو[7]، ۲۰۱۸).

---

[1] Lam et al.
[2] Chu & Wang
[3] Shabir et al.
[4] Ng et al.
[5] Al-Thaqeb & Algharabali
[6] Hu & Gong
[7] He & Niu

[ Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05 ]
[ DOI: 10.61186/jmbr.17.62.661 ]

علاوه‌براین، عدم‌قطعیت سیاست‌های جریان‌های نقدی ناپایدار آینده، احتمال نکول وام‌گیرندگان و به‌تبع ریسک بانکی را افزایش می‌دهد (کاهل و استولز[1]، ۲۰۱۳). بااین‌حال، برخلافِ ادبیات گسترده در مورد تأثیر عدم‌قطعیت سیاست‌های پولی در فعالیت‌های بانکی، پژوهش‌های موجود در زمینهٔ تأثیر عدم‌قطعیت سیاست‌های پولی در ساختار سرمایهٔ بانک‌ها اندک است.

## ۳ مدل و متغیرهای پژوهش

براساس فرضیه‌های پژوهش، برای تعیین سرعت تعدیل پویای ساختار سرمایه و بررسی تأثیر ثبات بانک و عدم‌قطعیت سیاست‌های پولی در سرعت تعدیل پویای ساختار سرمایه، براساس پژوهش جیانگ و همکاران[2] (۲۰۲۲) و ممون و همکاران[3] (۲۰۱۵) می‌توان مدل تعدیل ساختار سرمایه را به‌صورت رابطهٔ (۱) در نظر گرفت:

$$Lev_{i,t} - Lev_{i,t-1} = \gamma\left(Lev^{*}{}_{i,t} - Lev_{i,t-1}\right), \qquad 0 < \gamma \leq 1 \qquad (۱)$$

که در آن $Lev_{i,t} - Lev_{i,t-1}$ تغییر واقعی در اهرم و $Lev^{*}{}_{i,t} - Lev_{i,t-1}$ تغییر مطلوب در اهرم است. پارامتر $\gamma$ سرعت تعدیل تغییرات واقعی در ساختار سرمایه را از دورهٔ t-1 تا t نشان می‌دهد. در حالت‌های حدی، اگر هزینهٔ مبادله صفر باشد، آنگاه $\gamma = 1$ بوده و شرکت‌ها به‌طور خودکار به‌سمتِ ساختار سرمایهٔ هدفشان تعدیل می‌شوند. همچنین، اگر هزینهٔ مبادله ۱ باشد، آنگاه $\gamma = 0$ است. همچنین، سطح اهرم واقعی می‌تواند به شرح رابطهٔ (۲) محاسبه شود:

$$Lev_{i,t} = \gamma Lev^{*}{}_{i,t} + (1-\gamma)Lev_{i,t-1} \qquad (۲)$$

$Lev^{*}{}_{i,t}$ ساختار سرمایهٔ هدف است که با برازش خطی به‌شکل رابطهٔ (۳) به‌دست می‌آید:

$$Lev^{*}{}_{i,t} = \alpha_i + \beta X_i' + u_{i,t} \qquad (۳)$$

که در آن $X_i'$ بیانگر بردار ویژگی‌های بانک و $u_{i,t}$ پسماند مدل است. با جانشینی رابطهٔ (۱) در رابطهٔ (۳) خواهیم داشت:

---

[1] Kahle & Stulz

[2] Jiang et al.

[3] Memon et al.

[ Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05 ]

[ DOI: 10.61186/jmbr.17.62.661 ]

$$Lev_{i,t} = \gamma\alpha_i + (1-\gamma)Lev_{i,t-1} + \gamma\beta X'_{i,t} + \mu_{i,t} \qquad (۴)$$

در رابطهٔ (۴)، سرعت تعدیل ساختار پویای سرمایه با کسر قدرمطلق ضریب متغیر وابستهٔ تأخیری ($Lev_{i,t-1}$) از ۱ به‌دست می‌آید ($1-\gamma$).

در اینجا، برای سنجش اثر عدم‌قطعیت سیاست‌های پولی و ثبات بانک در سرعت تعدیل پویای ساختار سرمایه، دو مدل گسترش می‌یابند. در رابطهٔ (۵)، سرعت تعدیل پویای ساختار سرمایه با اثر تعدیلی عدم‌قطعیت سیاست‌های پولی توسعه یافته است:

$$Lev_{i,t} = \gamma\alpha_i + (1-\gamma)Lev_{i,t-1} + \varphi MPU_t * Lev_{i,t-1} + \gamma\beta X'_{i,t} + \mu_{i,t} \qquad (۵)$$

که در آن $MPU_t$ بیانگر عدم‌قطعیت سیاست‌های پولی در سال t است. ازآنجاکه عدم‌قطعیت سیاست‌های پولی به‌صورت سالانه محاسبه می‌شود، برای سنجش اثر این متغیر، متغیر $MPU_t * Lev_{i,t-1}$ به‌صورت اثر تعدیلی عدم‌قطعیت سیاست‌های پولی در سرعت تعدیل پویای ساختار سرمایهٔ بانک در نظر گرفته شده است. در این پژوهش، برای بررسی بردار ویژگی‌های بانک ($X'_{i,t}$)، از متغیرهای اندازهٔ بانک ($SIZE$)، بازده دارایی‌ها ($ROA$)، پوشش نقدینگی ($LCR$)، کفایت سرمایه ($RCR$)، خالص تسهیلات غیرجاری ($NPL$)، و بهای تمام‌شدهٔ تسهیلات مالی ($CL$) استفاده شده است.

به‌منظور سنجش عدم‌قطعیت در سیاست‌های پولی، از یک شاخص ترکیبی استفاده شده است که از ترکیب نرخ رشد نقدینگی، نرخ تورم، و نرخ ارز بازار آزاد ـ به‌عنوان معیاری از سیاست‌های کلی پولی کشور ـ به‌دست می‌آید. برای ساخت این شاخص ترکیبی از الگوی خودرگرسیون واریانس شرطی استفاده شده است. در سال‌های اخیر، الگوهای خودرگرسیون واریانس شرطی[1] به‌صورت گسترده توسط محققان برای ساختن معیاری از عدم‌قطعیت به‌کار رفته است (صمصامی و ابراهیم‌نژاد، ۱۳۹۸). قاعدتاً ضریب اهمیت نوسانات نقدینگی، تورم، و نرخ ارز یکسان نخواهد بود، لذا، نمی‌توان برای ترکیب نوسان‌ها و ایجاد شاخص در این متغیرها وزن یکسانی در نظر گرفت؛ برای این کار از روش رگرسیون عناصر دورانی استفاده می‌شود. بدین‌صورت که هریک از متغیرها یک‌بار به‌صورت جداگانه وارد مدل شده و ضریب تعیین هر مدل مشخص می‌شود. سپس با توجه به رابطهٔ (۶) وزن مرتبط با هر متغیر در ساخت شاخص ترکیبی عدم‌قطعیت سیاست‌های پولی محاسبه می‌شود:

[1] Autoregressive Conditional Heteroskedasticity (ARCH)

[ Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05 ]

[ DOI: 10.61186/jmbr.17.62.661 ]

$$C_J = \frac{R_J^2}{\sum_{J=1}^{4} R^2} \quad (۶)$$

در ادامه، برای اینکه بتوان سه سری زمانی موجود را ترکیب کرد، واریانس‌های استخراج‌شده با توجه به رابطهٔ (۷) استاندارد می‌شوند:

$$A = \frac{X_t - X_{Min}}{X_{Max} - X_{Min}} \quad (۷)$$

در پایان، برای ساخت شاخص ترکیبی عدم‌قطعیت سیاست‌های پولی، سه سری زمانی واریانس‌های همگن‌شده در مرحلهٔ قبل با توجه به اوزان محاسبه‌شده ترکیب می‌شوند.

برای استحکام نتایج، علاوه‌بر معیار قبل، برای سنجش عدم‌قطعیت سیاست‌های پولی یک شاخص دیگر نیز استفاده شده است. به‌عنوان یک جایگزین، به پیروی از هاستد و همکاران[1] (۲۰۲۰) از نتایج جست‌وجوی خودکار در مقالات روزنامه‌ها استفاده شده است. به‌طور خاص، مقالاتی شناسایی شدند که به‌صورت هم‌زمان سه‌گانهٔ «عدم‌قطعیت یا عدم‌اطمینان یا نامشخص»، «سیاست پولی یا نرخ بهره»، و «بانک مرکزی» را به‌کار برده‌اند. براساس این معیارهای جست‌وجو، در هر روزنامه شمارش می‌شود که هر روز چند مقاله حاوی عبارات جست‌وجوی بالا وجود دارد. برای مقابله با تغییر حجم روزنامه‌ها در طول زمان، ابتدا برای هر روزنامه، در هر دوره، تعداد خام مقالات مربوط به عدم‌قطعیت سیاست پولی بر کل مقالاتی که به بانک مرکزی اشاره می‌کنند، تقسیم می‌شوند. برای هر روزنامه i در دورهٔ t، سهم مقالات حاوی شرایط عدم‌قطعیت سیاست پولی به‌صورت رابطهٔ (۸) محاسبه می‌شود:

$$n_{i,t} = \frac{\#MPU - Articles_{i,t}}{\#CBI - Articles_{i,t}} \quad (۸)$$

که در آن $MPU - Articles_{i,t}$ بیانگر تعداد مقالاتی است که معیارهای سه‌گانهٔ عدم‌قطعیت در سیاست‌های پولی را ذکر کرده‌اند و $CBI - Articles_{i,t}$ بیانگر تعداد مقالاتی است که به «بانک مرکزی ایران» اشاره کرده‌اند. بعد از نرمال‌سازی سهم هر مقاله، برای نرمال‌کردن سهم هر روزنامه، نتایج سری به‌دست‌آمده در رابطهٔ (۹) با استفاده از خطای استاندارد کل دوره نیز نرمال شده است:

[1] Husted et al.

[ Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05 ]

[ DOI: 10.61186/jmbr.17.62.661 ]

$$nn_{i,t} = \frac{n_{i,t}}{stdevn_i(1393-1402)} \quad (۹)$$

درنهایت، مجموعهٔ $nn_{i,t}$ در روزنامه‌ها جمع شده و طوری مقیاس‌بندی می‌شود که میانگین مقدار در طول دورهٔ نمونه ۱۰۰ باشد. این فرایند شاخص عدم‌قطعیت سیاست پولی را به‌شکل رابطهٔ (۱۰) ارائه می‌دهد:

$$MPUnp_t = \left[\frac{\sum_i nn_t}{avg\sum_i nn(1392-1402)}\right] \quad (۱۰)$$

همچنین در رابطهٔ (۱۱)، سرعت تعدیل پویای ساختار سرمایه با اثر تعدیلی ثبات بانک‌ها توسعه یافته است:

$$Lev_{i,t} = \gamma\alpha_i + (1-\gamma)Lev_{i,t-1} + \varphi BS_{i,t} * Lev_{i,t-1} + \gamma\beta X'_{i,t} + \mu_{i,t} \quad (۱۱)$$

که در آن $BS_{i,t}$ بیانگر معیار ثبات بانک است. به پیروی از شبیر و همکاران (۲۰۲۱) و الی و همکاران[1] (۲۰۲۱) برای محاسبهٔ معیار ثبات بانک‌ها از شاخص $Zscore$ به‌شکل رابطهٔ (۱۲) استفاده شده است:

$$Zscore_{i,t} = \frac{ROA_{i,t}+E_{i,t}/TA_{i,t}}{\sigma(ROA_{i,t})} \quad (۱۲)$$

که در آن $ROA_{i,t}$ بیانگر بازده دارایی‌ها، $\sigma(ROA_{i,t})$ انحراف استاندارد بازده دارایی‌ها، و $E_{i,t}/TA_{i,t}$ نسبت حقوق صاحبان سهام به کل دارایی‌هاست. به پیروی از برمپی و همکاران[2] (۲۰۱۸)، برای محاسبهٔ انحراف استاندارد بازده دارایی‌ها، دوره‌های زمانی چرخشی سه‌ساله به‌جای کل دوره در نظرگرفته خواهد شد. شاخص $Zscore$ یک معیار ریسک بی‌طرفانه برای بانک‌ها براساس داده‌های حسابداری در نظرگرفته می‌شود. این شاخص که به‌طور گسترده‌ای در ادبیات بانکی فعلی استفاده شده است، خطر ورشکستگی بانک را نشان می‌دهد (نومان و همکاران[3]، ۲۰۱۷). عدد $Zscore$ بالاتر نشان می‌دهد که بانک باثبات‌تر بوده و ریسک کمتری دارد. قابل ذکر است، در این پژوهش به پیروی از اسمائوی و همکاران[4] (۲۰۲۰)، لگاریتم شاخص $Zscore$ در مدل استفاده خواهد شد تا مقادیر بزرگ تعدیل شوند.

---

[1] Ely et al.

[2] Bermpei et al.

[3] Noman et al.

[4] Smaoui et al.

[ Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05 ]

[ DOI: 10.61186/jmbr.17.62.661 ]

مانند معیار عدم‌قطعیت سیاست‌های پولی، برای استحکام نتایج، برای شاخص ثبات بانک‌ها نیز یک شاخص جایگزین در نظر گرفته می‌شود. به‌عنوان شاخص جایگزین می‌توان از ضریب تغییرات درآمد بانک‌ها به پیروی از آریفتیارا و همکاران[1] (۲۰۱۷) به‌شکل رابطهٔ (۱۳) استفاده کرد:

$$BInS_{it} = \frac{\sqrt{\frac{\sum_1^t (\mathrm{R}_{i,t} - \bar{\mathrm{R}})^2}{t}}}{\bar{\mathrm{R}}} \qquad (۱۳)$$

که در آن $BInS_{it}$ بیانگر بی‌ثباتی در بانک، $R_{i,t}$ میزان درآمد، و $\bar{R}$ میانگین درآمدهای بانک طی دورهٔ موردمطالعه است. ازآنجاکه ضریب تغییرات درآمد معیاری منفی برای ثبات عملکرد بوده و انتظار می‌رود هرچه نوسان درآمد بیشتر باشد، عملکرد بانک با ریسک بیشتری همراه باشد، این معیار به‌عنوان بی‌ثباتی در نظر گرفته شده است؛ ازاین‌رو، انتظار می‌رود علامت ضریب $BInS_{it}$ در مدل مخالف $Zscore$ باشد.

## ۴ جامعه و نمونهٔ آماری

این پژوهش در دستهٔ تحقیقات همبستگی چندگانه قرار می‌گیرد که بر بررسی روابط بین بیش از دو متغیر تمرکز دارد؛ همچنین، این پژوهش با روش تحقیق پس‌رویداد، با استفاده از داده‌ها و اطلاعات جمع‌آوری‌شده پس از وقوع، هم‌سوست. جامعهٔ هدف این پژوهش شامل کلیهٔ بانک‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران است که از ابتدای سال ۱۳۹۳ تا پایان سال ۱۴۰۲ در بورس فعال بوده‌اند. اطلاعات و داده‌های لازم از پایگاه اطلاع‌رسانی بورس اوراق بهادار تهران و از طریق بررسی صورت‌های مالی، یادداشت‌ها، و گزارش‌های بانک‌ها تهیه شده است؛ همچنین، داده‌های کلان اقتصادی مربوط به ایران از سایت رسمی بانک مرکزی اخذ شده است.

با توجه به محدودیت در دسترسی به اطلاعات بانک‌ها، نمونهٔ در دسترس پژوهش باتوجه‌به اطلاعات منتشرشده در سامانهٔ کدال به‌صورت جدول ۱ خواهد بود:

[1] Arieftiara et al.

[ Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05 ]

[ DOI: 10.61186/jmbr.17.62.661 ]

جدول ۱
*نمونهٔ پژوهش*

| | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| بانک اقتصاد نوین | بانک پاسارگاد | بانک خاورمیانه | بانک رسالت | بانک سرمایه | بانک شهر | بانک کارآفرین |
| بانک پارسیان | بانک تجارت | بانک دی | بانک سامان | بانک سینا | بانک صادرات | بانک ملت |

منبع: یافته‌های پژوهش

## ۵ روش تجزیه‌وتحلیل

برای دستیابی به اهداف پژوهش، با استفاده از روش پانل پویا[1] به روش گشتاورهای تعمیم‌یافته[2] و تخمین‌زن‌های آرلانو ـ باند[3] تأثیر عدم‌قطعیت سیاست‌های پولی و ثبات بانک‌ها در سرعت تعدیل پویای ساختار سرمایه در نرم‌افزار ای‌ویوز[4] آزمون شده است. روش‌های پانل دیتای معمولی به‌خاطر درنظرگرفتن آثار ثابت نمی‌تواند مشکل همبستگی آثار مقطعی با متغیرهای توضیحی را حل کند، درنتیجه، مدل پانل پویا که آثار تعدیل پویای متغیر وابسته را در نظر می‌گیرد و نسبت‌به دیگر روش‌های برآورد ارجحیت دارد، مورداستفاده قرار می‌گیرد.

### ۵-۱ آزمون فرضیه‌های پژوهش

در جدول ۲، نتایج مربوط به آمار توصیفی متغیرهای پژوهش طی دورهٔ ۱۳۹۳ـ۱۴۰۲ گزارش شده است.

[1] Dynamic Panel Data
[2] Generalized Method of Moments
[3] Arellano-Bond
[4] EViews

[ Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05 ]
[ DOI: 10.61186/jmbr.17.62.661 ]

جدول ۲

*آماره‌های توصیفی متغیرهای پژوهش*

| متغیرها | میانگین | میانه | ماکزیمم | مینیمم | انحراف معیار |
|---|---|---|---|---|---|
| اهرم مالی | ۰/۸۳۹ | ۰/۷۹۳ | ۰/۹۹۰ | ۰/۷۰۶ | ۰/۱۰۴ |
| عدم‌قطعیت سیاست‌های پولی | ۰/۳۵۴ | ۰/۲۶۸ | ۰/۹۹۰ | ۰/۰۰۱ | ۰/۱۵۵ |
| ثبات بانک | ۴/۱۷۹ | ۳/۸۰۸ | ۸/۸۲۳ | -۲/۹۴۱ | ۱/۹۰۲ |
| اندازهٔ بانک | ۸/۶۶۹ | ۸/۰۲۳ | ۹/۷۸۰ | ۷/۰۲۹ | ۰/۹۲۴ |
| بازده دارایی‌ها | ۰/۱۷۴ | ۰/۱۲۵ | ۰/۵۳۷ | -۰/۰۳۰ | ۰/۰۶۸ |
| پوشش نقدینگی | ۰/۰۲۸ | ۰/۰۲۱ | ۰/۱۸۲ | ۰/۰۰۱ | ۰/۰۱۵ |
| کفایت سرمایه | ۰/۰۸۳ | ۰/۰۷۲ | ۰/۳۶۶ | -۰/۰۹۸ | ۰/۰۳۹ |
| خالص تسهیلات غیرجاری | ۰/۲۵۷ | ۰/۲۴۲ | ۰/۸۳۰ | -۰/۲۱۳ | ۰/۲۶۰ |
| بهای تمام‌شدهٔ تسهیلات مالی | ۰/۲۷۵ | ۰/۲۵۳ | ۰/۵۳۲ | ۰/۱۵۸ | ۰/۱۴۹ |

منبع: یافته‌های پژوهش

براساس اطلاعات جدول ۲، میانگین بازده دارایی‌های بانک‌های نمونهٔ پژوهش ۰/۱۷ است، به‌عبارتی، بانک‌های موردبررسی به‌صورت میانگین تا حدود ۱۷ درصد نسبت‌به دارایی‌هایشان سود کسب می‌کنند که این سود نسبت‌به بازارهای مشابه پایین ارزیابی می‌شود. میانگین اهرم مالی بانک‌ها ۰/۸۴ است، به‌عبارتی، بانک‌ها تا ۸۴ درصد از کل دارایی‌های خود دست به استفاده از بدهی برای به‌دست‌آوردن دارایی‌های اضافی می‌کنند. در بازهٔ زمانی ده‌سالهٔ بررسی‌شده، وضعیت شاخص عدم‌قطعیت سیاست‌های پولی نشان‌دهندهٔ وضعیت نامطمئن پیش‌روی بانک‌هاست. در این شرایط، بانک‌ها باید نقدینگی کافی برای پاسخ‌گویی به تقاضای سپرده‌گذاران و وام‌دهندگان را داشته باشد، نسبت دارایی‌های نقدشونده به کل دارایی‌ها در نمونهٔ پژوهش ۰/۰۲۸ است که بانک‌ها را با خطر ناتوانی در ایفای تعهدات خود روبه‌رو می‌کند. میانگین نسبت کفایت سرمایه مقدار ۰/۰۸۳ را نشان می‌دهد که به‌نسبت توانمندی بانک‌ها را در مقابل نوسانات اثرگذار در اقلام ترازنامه پایین نشان می‌دهد. بهای تمام‌شدهٔ تسهیلات مالی بانک‌ها شامل مبلغ خالص بهای تمام‌شدهٔ تاریخی وام‌های موجود در صورت‌های مالی معادل ۰/۲۷۵ بوده و نسبت تسهیلات غیرجاری بانک‌ها به کل دارایی‌ها معادل ۰/۲۵۷ است.

قبل از تخمین مدل‌های پژوهش، در ادامه، فروض اصلی کلاسیک تحلیل رگرسیون شامل فرض نرمال‌بودن توزیع خطا، خودهمبستگی، و هم‌خطی بررسی شده است. براساس قضیهٔ حد مرکزی، باتوجه‌به تعداد زیاد مشاهدات و وجود عرض از مبدأ در مدل‌های پژوهش، فرض صفربودن میانگین خطا و نرمال‌بودن توزیع خطای مدل‌ها محقق می‌شود. آمارهٔ آزمون

[ Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05 ]

[ DOI: 10.61186/jmbr.17.62.661 ]

ولدریج برای بررسی فرض کوواریانس صفر در بین اجزای خطا، معادل ۱/۳۱۸ بوده که نشان می‌دهد بین پسماندهای مدل مشکل خودهمبستگی مرتبهٔ اول وجود دارد؛ ازاین‌رو، در برآورد پارامترها از روش آرلانو و باند استفاده خواهد شد. به‌منظور بررسی هم‌خطی بین متغیرها از معیار عامل تورم واریانس (VIF) استفاده شده که نتایج آن در جدول ۳ ارائه شده است.

جدول ۳

*نتایج آزمون هم‌خطی متغیرهای پژوهش*

| متغیرها | $Lev_{i,t}$ | $MPU_t$ | $Zscore_{i,t}$ | SIZE | ROA | LCR | RCR | NPL | CL |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| آمارهٔ VIF | ۲/۰۲۷ | ۴/۲۲۱ | ۲/۵۸۲ | ۲/۱۰۷ | ۱/۶۷۴ | ۳/۰۹۵ | ۲/۷۵۳ | ۳/۰۸۴ | ۱/۹۰۲ |

منبع: یافته‌های پژوهش

براساس نتایج جدول ۳، ازآنجاکه آمارهٔ محاسبه‌شده برای تمام متغیرها کمتر از ۵ است، می‌توان ادعا کرد که مشکل هم‌خطی در بین متغیرهای پژوهش وجود ندارد. در ادامه، نتایج سنجش مانایی متغیرهای مدل با استفاده از آزمون ADF-Fisher برای داده‌های پانلی در جدول ۴ گزارش شده است.

جدول ۴

*نتایج آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم‌یافتهٔ فیشر برای متغیرهای مدل*

| متغیرها | آمارهٔ دیکی فولر تعمیم‌یافته | احتمال | وضعیت مانایی |
|---|---|---|---|
| اهرم مالی | ـ۴/۸۰۱ | ۰/۰۰۰ | مانا |
| عدم‌قطعیت سیاست‌های پولی | ـ۴/۸۳۲ | ۰/۰۰۰ | مانا |
| ثبات بانک | ـ۴/۷۵۳ | ۰/۰۰۰ | مانا |
| اندازهٔ بانک | ـ۶/۷۹۰ | ۰/۰۰۰ | مانا |
| بازده دارایی‌ها | ـ۷/۳۲۹ | ۰/۰۰۰ | مانا |
| پوشش نقدینگی | ـ۵/۰۸۵ | ۰/۰۰۰ | مانا |
| کفایت سرمایه | ـ۷/۰۰۹ | ۰/۰۰۰ | مانا |
| خالص تسهیلات غیرجاری | ـ۳/۹۶۲ | ۰/۰۰۰ | مانا |
| بهای تمام‌شدهٔ تسهیلات مالی | ـ۴/۰۴۵ | ۰/۰۰۰ | مانا |

منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج نشان می‌دهد تمام متغیرهای مدل مانایند، بنابراین، مشکل وجود رگرسیون کاذب برطرف می‌شود. قابل ذکر است، در روش پانل پویا، آزمون F و هاسمن کارایی خود را از دست می‌دهند و لزومی برای بررسی این آزمون‌ها وجود ندارد.

[ Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05 ]

[ DOI: 10.61186/jmbr.17.62.661 ]

جدول ۵ نتایج تخمین سرعت تعدیل پویای ساختار سرمایه را با درنظرگرفتن بردار ویژگی‌های بانک و بدون درنظرگرفتن آثار تعدیلی متغیرهای عدم‌قطعیت سیاست‌های پولی و ثبات بانک نشان می‌دهد. روش تخمین، پانل پویا (GMM) به روش آرلانو- باند است، زیرا گرایش متغیر $LEV_{t-1}$ به همبستگی با جز اخلال (ε)، امکانِ استفاده از روش OLS را برای مدل تعدیل جزئی پژوهش فراهم نمی‌کند.

جدول ۵

*برآورد سرعت تعدیل پویای ساختار سرمایه در نمونهٔ پژوهش*

$$Lev_{i,t} = \theta_1 + \theta_2 Lev_{i,t-1} + \theta_3 SIZE_{i,t} + \theta_4 ROA_{i,t} + \theta_5 LCR_{i,t} + \theta_6 RCR_{i,t} + \theta_7 NPL_{i,t} + \theta_8 CL_{i,t}$$

| متغیرها | ضریب | آمارهٔ t | احتمال |
|---|---|---|---|
| اهرم مالی | ۰/۳۶۱ | ۲/۶۴۴ | ۰/۰۰۸ |
| اندازهٔ بانک | ۰/۰۴۷ | -۲/۱۷۷ | ۰/۰۲۹ |
| بازده دارایی‌ها | -۰/۲۸۱ | -۲/۰۹۸ | ۰/۰۰۸ |
| پوشش نقدینگی | ۰/۰۲۶ | -۱/۹۸۱ | ۰/۰۴۷ |
| کفایت سرمایه | ۰/۱۰۳ | ۴/۸۰۸ | ۰/۰۰۰ |
| خالص تسهیلات غیرجاری | -۰/۰۰۷ | ۲/۷۷۰ | ۰/۰۰۵ |
| بهای تمام‌شدهٔ تسهیلات مالی | -۰/۰۱۸ | -۳/۹۱۶ | ۰/۰۰۰ |
| عرض از مبدأ | ۱/۳۱۴ | ۳/۳۶۲ | ۰/۰۰۱ |
| $R^2$ | ۰/۷۹ | | |
| D-W | ۱/۹۸ | | |
| آزمون سارگان | ۰/۷۹ | Prob. | |
| آزمون آرلانو- باند | ۰/۴۳ | Prob.1 | |
| | ۰/۲۳ | Prob.2 | |

منبع: یافته‌های پژوهش

براساس نتایج جدول ۵، ضریب اهرم مالی یک دوره قبل $LEV_{t-1}$ معادل ۰/۳۶ به دست آمده است که مطابق توضیحات مطرح شده در قبل، چنانچه این عدد از ۱ کسر شود، سرعت تعدیل پویای ساختار سرمایه قابل‌محاسبه است. ازاین‌رو، سرعت تعدیل معادل $\gamma = 0.64$ به‌دست می‌آید و نشان‌دهندهٔ سرعت تعدیل بالای ساختار سرمایه در بانک‌های نمونهٔ پژوهش است. متغیرهای اندازهٔ بانک، پوشش نقدینگی، و کفایت سرمایه در سرعت تعدیل ساختار سرمایه اثر مثبت دارند و متغیرهای بازده دارایی‌ها، خالص تسهیلات غیرجاری، و بهای تمام‌شدهٔ تسهیلات مالی اثر منفی در سرعت تعدیل ساختار سرمایهٔ بانک‌ها داشته‌اند. ازآنجاکه

[ Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05 ]

[ DOI: 10.61186/jmbr.17.62.661 ]

تمام ضرایب بردار ویژگی‌های خاص بانک در مدل پژوهش معنادارند (در سطح ۹۵ درصد)، درنتیجه، **فرضیهٔ اول** پژوهش مبنی‌بر تأثیرگذاری ویژگی‌های خاص بانک در سرعت تعدیل پویای ساختار سرمایه تأیید می‌شود.

در این پژوهش از آزمون سارگان برای سنجش معتبربودن متغیرهای ابزاری مدل استفاده شده است. برای اینکه ابزارها معتبر باشند، نباید بین ابزارها و جملات خطا همبستگی وجود داشته باشد. فرضیهٔ صفر برای این آزمون این است که ابزارها تا آنجا معتبرند که با خطاها در معادلهٔ تفاضلی مرتبهٔ اول همبسته نباشند. عدم رد فرضیهٔ صفر می‌تواند شواهدی را دال بر مناسب‌بودن ابزارها فراهم آورد؛ نتایج آمارهٔ آزمون سارگان دلالت بر عدم رد فرضیهٔ صفر و معتبربودن متغیرهای ابزاری تعریف‌شده داشته و بنابراین، مدل به متغیرهای ابزاری دیگری نیاز ندارد. همچنین، به‌منظور تعیین مرتبهٔ خودهمبستگی جملات اختلال از آمارهٔ آزمون آرلانو و باند استفاده شده است که براساس آمارهٔ آزمون ملاحظه می‌شود که فرضیهٔ صفر مبنی‌بر نبود خودهمبستگی در جملات اختلال تفاضل‌گیری‌شده رد نشده و بنابراین روش آرلانو و باند روشی مناسب برای برآورد پارامترهای مدل و حذف آثار ثابت است. به‌بیان‌دیگر، با یک مرتبه تفاضل‌گیری از جملات اختلال، همبستگی سریالی بین اجزای جملات اختلال رفع شده و جملات اختلال تفاضل‌گیری‌شده دارای خودهمبستگی مرتبهٔ اول و دوم نیستند.

جدول ۶ نتایج آزمون مدل دوم پژوهش برای تخمین سرعت تعدیل پویای ساختار سرمایه با درنظرگرفتن اثر تعدیلی متغیر عدم‌قطعیت سیاست‌های پولی را نشان می‌دهد.

[ Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05 ]

[ DOI: 10.61186/jmbr.17.62.661 ]

جدول ۶

*اثر عدم‌قطعیت سیاست‌های پولی در سرعت تعدیل پویای ساختار سرمایه در نمونهٔ پژوهش*

$$Lev_{i,t} = \theta_1 + \theta_2 Lev_{i,t-1} + \theta_3 MPU_t * Lev_{i,t-1} + \theta_4 SIZE_{i,t} + \theta_5 ROA_{i,t} + \theta_6 LCR_{i,t} + \theta_7 RCR_{i,t} + \theta_8 NPL_{i,t} + \theta_9 CL_{i,t}$$

| متغیرها | ضریب | آماره t | احتمال |
|---|---|---|---|
| اهرم مالی | ۰/۳۰۵ | ۲/۴۰۶ | ۰/۰۱۶ |
| اهرم مالی* عدم‌قطعیت سیاست‌های پولی | ۰/۲۹۶ | ـ۲/۰۷۰ | ۰/۰۳۸ |
| اندازهٔ بانک | ۰/۰۳۸ | ـ۱/۹۸۸ | ۰/۰۴۶ |
| بازده دارایی‌ها | ـ۰/۲۶۰ | ۳/۴۷۵ | ۰/۰۰۱ |
| پوشش نقدینگی | ۰/۰۷۸ | ـ۲/۶۰۸ | ۰/۰۰۹ |
| کفایت سرمایه | ۰/۱۹۵ | ـ۳/۱۲۳ | ۰/۰۰۲ |
| خالص تسهیلات غیرجاری | ـ۰/۰۵۲ | ۲/۷۳۵ | ۰/۰۰۶ |
| بهای تمام‌شدهٔ تسهیلات مالی | ـ۰/۰۸۰ | ـ۲/۵۰۹ | ۰/۰۱۲ |
| عرض از مبدأ | ۱/۴۵۲ | ۴/۷۰۷ | ۰/۰۰۰ |
| $R^2$ | ۰/۸۲ | | |
| D-W | ۲/۰۵ | | |
| آزمون سارگان | ۰/۴۹ | Prob. | |
| آزمون آرلانو- باند | ۰/۶۹ | Prob.1 | |
| | ۰/۴۸ | Prob.2 | |

منبع: یافته‌های پژوهش

براساس نتایج جدول ۶، زمانی‌که اثر عدم‌قطعیت سیاست‌های پولی در نظرگرفته می‌شود، سرعت تعدیل ساختار سرمایه به ۰/۶۹۵ افزایش می‌یابد ($\gamma = 1 - 0.305$)؛ همچنین زمانی که اثر تعاملی عدم‌قطعیت بر اهرم مالی منظور می‌شود، سرعت تعدیل ساختار سرمایه در بانک به حدود ۰/۷۱ می‌رسد. ازاین‌رو، می‌توان نتیجه گرفت که عدم‌قطعیت در سیاست‌های پولی منجر به تقویت سرعت تعدیل ساختار سرمایه در بانک‌ها می‌شود؛ درنتیجه، **فرضیهٔ دوم** پژوهش مبنی‌بر اینکه عدم‌قطعیت در سیاست‌های پولی منجر به تقویت سرعت تعدیل پویای ساختار سرمایه می‌شود، تأیید خواهد شد. براساس نتایج آزمون سارگان و آرلانو-باند، متغیرهای ابزاری استفاده‌شده در مدل معتبر بوده و خودهمبستگی در جملات اختلال تفاضل‌گیری‌شده مدل وجود دارد که تأییدی بر به‌کارگیری روش پانل پویا با گشتاورهای تعمیم‌یافته و روش آرلانو-باند است. به‌عنوان تأکیدی بر آزمون نتایج فرضیهٔ اول پژوهش، تمام ضرایب بردار ویژگی‌های خاص بانک در مدل دوم نیز معنادار بوده و برای اثرگذاری آن‌ها در مدل اولیهٔ پژوهش تأیید می‌شود.

[ Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05 ]

[ DOI: 10.61186/jmbr.17.62.661 ]

جدول ۷ نتایج آزمون مدل سوم پژوهش برای تخمین سرعت تعدیل پویای ساختار سرمایه با درنظرگرفتن اثر تعدیلی متغیر ثبات بانک را نشان می‌دهد.

جدول ۷

*اثر ثبات بانک در سرعت تعدیل پویای ساختار سرمایه در نمونهٔ پژوهش*

$$Lev_{i,t} = \theta_1 + \theta_2 Lev_{i,t-1} + \theta_3 Zscore_{i,t} * Lev_{i,t-1} + \theta_4 SIZE_{i,t} + \theta_5 ROA_{i,t} + \theta_6 LCR_{i,t} + \theta_7 RCR_{i,t} + \theta_8 NPL_{i,t} + \theta_9 CL_{i,t}$$

| متغیرها | ضریب | آماره t | احتمال |
|---|---|---|---|
| اهرم مالی | ۰/۴۱۴ | ۳/۸۱۹ | ۰/۰۰۰ |
| اهرم مالی*ثبات بانک | ۰/۴۳۷ | ـ۲/۷۸۵ | ۰/۰۰۵ |
| اندازهٔ بانک | ۰/۰۲۳ | ـ۲/۰۱۵ | ۰/۰۴۴ |
| بازده دارایی‌ها | ـ۰/۱۹۱ | ـ۲/۱۹۲ | ۰/۰۲۸ |
| پوشش نقدینگی | ۰/۰۵۴ | ـ۲/۹۵۱ | ۰/۰۰۳ |
| کفایت سرمایه | ۰/۱۷۴ | ۴/۶۲۰ | ۰/۰۰۰ |
| خالص تسهیلات غیرجاری | ـ۰/۰۳۵ | ـ۲/۹۵۲ | ۰/۰۰۳ |
| بهای تمام‌شدهٔ تسهیلات مالی | ـ۰/۰۶۶ | ۲/۵۶۰ | ۰/۰۱۰ |
| عرض از مبدأ | ۲/۱۴۴ | ـ۲/۰۸۱ | ۰/۰۳۷ |
| $R^2$ | ۰/۰۸۱ | | |
| D-W | ۲/۰۱ | | |
| آزمون سارگان | ۰/۶۳ | Prob. | |
| آزمون آرلانو ـ باند | ۰/۵۸ | Prob.1 | |
| | ۰/۴۲ | Prob.2 | |

منبع: یافته‌های پژوهش

با درنظرگرفتن اثر ثبات عملکرد در بانک‌های موردبررسی، نتایج جدول ۷ نشان می‌دهد که سرعت تعدیل پویای ساختار سرمایه به حدود ۰/۵۹ کاهش یافته است ($\gamma = ۱ - ۰/۴۱۴$)؛ همچنین براساس ضریب متغیر اثر تعاملی ثبات بانک در اهرم مالی، ثبات بانک‌ها منجر به کاهش سرعت تعدیل ساختار سرمایه به حدود ۰/۵۶ می‌شود. براساس مبانی نظری موضوع، این کاهش موردانتظار خواهد بود، زیرا زمانی‌که عملکرد بانک‌ها ثبات بیشتری داشته باشد، نیاز به تعدیل سرمایه در طول زمان کاهش خواهد یافت. براساس نتایج به‌دست‌آمده، **فرضیهٔ سوم** پژوهش مبنی‌بر اثر تضعیفی ثبات در عملکرد بانک‌ها در سرعت تعدیل پویای ساختار سرمایه، موردتأیید قرار می‌گیرد. در مدل سوم پژوهش، همچنان ضرایب بردار ویژگی‌های خاص بانک معنادار بوده و متغیرهای اندازهٔ بانک، پوشش نقدینگی، و کفایت سرمایه اثر مثبت

[ Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05 ]

[ DOI: 10.61186/jmbr.17.62.661 ]

و متغیرهای بازده دارایی‌ها، خالص تسهیلات غیرجاری، و بهای تمام‌شدهٔ تسهیلات مالی اثر منفی در تعدیل ساختار سرمایهٔ بانک‌ها داشته‌اند. همچنین براساس نتایج آزمون سارگان و آرلانو- باند، متغیرهای ابزاری استفاده‌شده در مدل معتبر بوده و خودهمبستگی در جملات اختلال تفاضل‌گیری‌شدهٔ مدل وجود دارد.

## ۵-۲ استحکام نتایج

برای سنجش استحکام نتایج به‌دست‌آمده از الگوهای اصلی پژوهش، در ادامه سعی شده است تا مدل‌های دوم و سوم پژوهش با استفاده از یک شاخص جایگزین برای عدم‌قطعیت سیاست‌های پولی و ثبات بانک که در قسمت مدل تشریح شده‌اند، تخمین زده شوند. نتایج آزمون استحکام در جدول ۸ گزارش شده است.

جدول ۸

*آزمون استحکام نتایج*

| $Lev_{i,t} = \theta_1 + \theta_2 Lev_{i,t-1} + \theta_3 MPUnp_t * Lev_{i,t-1} + \beta X'_{i,t}$ | | $Lev_{i,t} = \theta_1 + \theta_2 Lev_{i,t-1} + \theta_3 BInS_{it} * Lev_{i,t-1} + \beta X'_{i,t}$ | |
|---|---|---|---|
| **متغیرها** | **ضریب** | **احتمال** | **ضریب** | **احتمال** |
| اهرم مالی | ۰/۲۷۴ | ۰/۰۰۹ | ۰/۴۴۷ | ۰/۰۰۰ |
| اهرم | ۰/۲۱۶ | ۰/۰۳۳ | – | – |
| مالی*عدم‌قطعیت | | | | |
| اهرم مالی*ثبات بانک | – | – | ۰/۴۸۰ | ۰/۰۰۲ |
| اندازهٔ بانک | ۰/۰۱۴ | ۰/۰۳۶ | ۰/۰۳۹ | ۰/۰۴۴ |
| بازده دارایی‌ها | -۰/۰۷۱ | ۰/۰۱۱ | -۰/۲۱۸ | ۰/۰۲۳ |
| پوشش نقدینگی | ۰/۰۹۲ | ۰/۰۰۱ | ۰/۰۹۲ | ۰/۰۰۷ |
| کفایت سرمایه | ۰/۲۶۴ | ۰/۰۲۸ | ۰/۱۲۸ | ۰/۰۰۰ |
| خالص تسهیلات غیرجاری | -۰/۰۷۰ | ۰/۰۳۹ | -۰/۰۰۵ | ۰/۰۰۹ |
| بهای تمام‌شدهٔ تسهیلات مالی | -۰/۱۰۱ | ۰/۰۰۰ | -۰/۰۱۷ | ۰/۰۰۱ |
| عرض از مبدأ | ۲/۱۷۸ | ۰/۰۰۶ | ۲/۵۵۰ | ۰/۰۴۵ |
| $R^2$ | ۰/۷۶ | | ۰/۸۴ | |
| D-W | ۱/۹۶ | | ۲/۱۱ | |
| آزمون سارگان | ۰/۵۷ | Prob. | ۰/۹۲ | Prob. |
| آزمون آرلانو- باند | ۰/۲۵ | Prob.1 | ۰/۳۹ | Prob.1 |
| | ۰/۱۶ | Prob.2 | ۰/۲۱ | Prob.2 |

منبع: یافته‌های پژوهش

[ Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05 ]

[ DOI: 10.61186/jmbr.17.62.661 ]

نتایج آزمون استحکام در جدول ۸، تأییدکنندهٔ نتایج مدل‌های اصلی پژوهش است. مقدار ضریب تعیین در مدل‌ها به‌ترتیب معادل ۰/۷۶ و ۰/۸۴ است که نشان می‌دهد متغیرهای مدل به‌ترتیب تا ۷۶ درصد و ۸۴ درصد از تغییرات ساختار سرمایهٔ بانک‌ها را توضیح می‌دهند. در حضور عدم‌قطعیت سیاست‌های پولی، سرعت تعدیل پویای ساختار سرمایهٔ بانک‌ها افزایش یافته و در شرایط ثبات در عملکرد بانک‌ها، سرعت تعدیل پویای ساختار سرمایه کاهش داشته است؛ همچنین، بردار ویژگی‌های خاص بانک نیز همچنان در مدل‌های پژوهش معنادارند؛ بنابراین، نتایج آزمون استحکام مدل‌ها تأییدکنندهٔ بررسی نتایج فرضیه‌های پژوهش است.

## ۶ بحث و نتیجه‌گیری

از لحاظ نظری، ساختار سرمایه همواره یکی از ابعاد اساسی تحلیل مالی بوده است. هنگام بررسی بانک‌ها، رویکردهای متفاوتی برای بررسی ساختار سرمایهٔ بهینه و سرعت تعدیل آن مشاهده می‌شود. این پژوهش با تجزیه‌وتحلیل آثار عدم‌قطعیت سیاست پولی، ثبات، و ویژگی‌های خاص بانک‌ها در سرعت تعدیل پویای ساختار سرمایه سعی داشته تا شکاف مطالعاتی در این زمینه را پر کند. نمونهٔ پژوهش شامل ۱۴ بانک پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران در بازهٔ زمانی ۱۳۹۳ تا ۱۴۰۲ بود که دسترسی لازم به اطلاعاتشان وجود داشت. ازآنجاکه روش‌های پانل دیتای معمولی به‌خاطر درنظرگرفتن آثار ثابت نمی‌تواند مشکل همبستگی آثار مقطعی با متغیرهای توضیحی را حل کنند و بین پسماندهای مدل پژوهش مشکل خودهمبستگی وجود داشت، در این پژوهش از رویکرد پانل پویا به روش گشتاورهای تعمیم‌یافته و تخمین‌زن‌های آرلانو ـ باند استفاده شد.

یافته‌های پژوهش نشان داد، سرعت تعدیل ساختار سرمایه در بانک‌های نمونهٔ پژوهش با درنظرگرفتن بردار ویژگی‌های خاص بانک معادل ۰/۶۴ است، اما زمانی که تأثیر سیاست‌های پولی و ثبات بانکی در نظر گرفته می‌شوند، سرعت تعدیل ساختار سرمایه متفاوت می‌شود. زمانی‌که اثر عدم‌قطعیت سیاست‌های پولی در نظر گرفته می‌شود، سرعت تعدیل ساختار سرمایه به ۰/۶۹۵ افزایش می‌یابد و با درنظرگرفتن اثر ثبات عملکرد در بانک‌های موردبررسی، سرعت تعدیل پویای ساختار سرمایه به حدود ۰/۵۹ کاهش یافته است. این یافته‌ها با نتایج پژوهش جیانگ و همکاران (۲۰۲۲) و توئیل و ماموغلی[1] (۲۰۲۰) مطابقت دارد.

[1] Touil & Mamoghli

[ Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05 ]

[ DOI: 10.61186/jmbr.17.62.661 ]

براساس فرضیهٔ اول پژوهش، متغیرهای اندازهٔ بانک، پوشش نقدینگی، و کفایت سرمایه در سرعت تعدیل ساختار سرمایه اثر مثبت دارند و متغیرهای بازده دارایی‌ها، خالص تسهیلات غیرجاری، و بهای تمام‌شدهٔ تسهیلات مالی اثر منفی در سرعت تعدیل ساختار سرمایهٔ بانک‌ها داشته‌اند. پژوهش‌هایی مانند هی و خاو[1] (۲۰۲۳)، باکار و همکاران[2] (۲۰۲۳) و شبیر و همکاران (۲۰۲۱) نتایج مشابهی را در مورد بردار ویژگی‌های بانک گزارش کرده‌اند. به‌صورت‌کلی، عوامل داخلی مانند فرایندهای تصمیم‌گیری، ساختار سازمانی، و شیوه‌های مدیریت سرعت تعدیل ساختار سرمایه را تحت‌تأثیر قرار می‌دهند. همان‌گونه که تصمیم‌های درست سرعت تعدیل ساختار سرمایه را بهبود می‌بخشند، تصمیم‌گیری ناکارآمد یا ناهماهنگی در داخل بانک ممکن است روند تعدیل پویا را مختل کند.

نتایج فرضیهٔ دوم پژوهش نشان می‌دهد که عدم‌قطعیت در سیاست‌های پولی به تقویت سرعت تعدیل پویای ساختار سرمایه منجر می‌شود؛ زمانی که اثر تعاملی عدم‌قطعیت در اهرم مالی منظور می‌شود، سرعت تعدیل ساختار سرمایه در بانک به حدود ۰/۷۱ می‌رسد. این یافته‌ها با نتایج پژوهش جیانگ و همکاران (۲۰۲۲) و کامارا[3] (۲۰۱۲) مطابقت دارد. به‌صورت‌کلی، عوامل خارجی مانند نوسانات بازار، نوسانات نرخ بهره، و دردسترس‌بودن منابع تأمین مالی، می‌توانند سرعتی را که بانک‌ها ساختار سرمایهٔ خود را با آن تعدیل می‌کنند تحت‌تأثیر قرار دهند. شرایط نامطلوب بازار ممکن است توانایی بانک‌ها را برای دسترسی سریع به سرمایه یا جذب سرمایه محدود کند. فقدان اطلاعات کامل یا عدم اطمینان در مورد اقدامات سیاست پولی آتی و شرایط بازار می‌تواند مانع از توانایی بانک‌ها در تصمیم‌گیری سریع و دقیق در مورد تعدیل ساختار سرمایه شود، این عدم‌قطعیت ممکن است منجر به تأخیر در اجرای تغییرات شود. بانک‌ها ممکن است در واکنش به عدم‌قطعیت سیاست پولی یا تغییرات در ثبات بخش بانکی به‌دلیل ریسک‌گریزی، نسبت‌به انجام‌دادن اصلاحات سریع در ساختار سرمایهٔ خود مردد باشند و ترجیح دهند رویکردی محتاطانه داشته باشند.

همچنین، نتایج فرضیهٔ سوم پژوهش نشان می‌دهد که ثبات در عملکرد بانک‌ها منجر به تضعیف سرعت تعدیل پویای ساختار سرمایه می‌شود؛ براساس ضریب متغیر اثر تعاملی ثبات بانک در اهرم مالی، ثبات بانک‌ها منجر به کاهش سرعت تعدیل ساختار سرمایه به حدود ۰/۵۶ می‌شود. براساس مبانی نظری موضوع، این کاهش موردانتظار خواهد بود، زیرا زمانی‌که عملکرد بانک‌ها ثبات بیشتری داشته باشد، نیاز به تعدیل سرمایه در طول زمان

[1] He & Kyaw
[2] Bakkar et al.
[3] Camara

[ Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05 ]
[ DOI: 10.61186/jmbr.17.62.661 ]

کاهش خواهد یافت. سرعت تعدیل ساختار سرمایه به این بستگی دارد که بانک چقدر نیاز دارد به‌سرعت ترکیبی از اهرم‌های تأمین مالی را برای هم‌سویی با نیازهای تجاری درحال‌تغییر، شرایط بازار، الزامات نظارتی، یا سایر عوامل خارجی به‌کار بگیرد. همچنین، ادراک فعالان بازار از سلامت مالی بانک، مشخصات ریسک، واکنش‌های منفی بازار، یا نگرانی در مورد ثبات بانک ممکن است روند تعدیل را تضعیف کند.

در پایان قابل‌ذکر است، اهمیت تعدیل ساختار سرمایهٔ بانک‌ها در تأثیر قابل‌توجه آن در سلامت مالی، مدیریت ریسک، و عملکرد کلی یک بانک نهفته است. با تعدیل ترکیبی از تأمین مالی سهام و بدهی، بانک‌ها می‌توانند به‌طور مؤثر انواع مختلف ریسک‌ها مانند ریسک اعتباری، ریسک نقدینگی، و ریسک عملیاتی را مدیریت و کاهش دهند. با تعدیل ترکیب سهام و بدهی، بانک‌ها می‌توانند با به‌حداقل‌رساندن هزینهٔ تأمین مالی و به‌حداکثررساندن سودآوری، عملکرد بهینه‌ای از خود ارائه کنند. تعدیل ساختار سرمایه به بانک‌ها انعطاف راهبردی برای حمایت از طرح‌های رشد، انجام‌دادن خرید، یا تغییر شرایط بازار را ارائه می‌دهد. ساختار سرمایهٔ چابک به بانک‌ها این امکان را می‌دهد تا با چالش‌های تجاری درحال‌تحول سازگار شوند و از فرصت‌های جدید در بازار استفاده کنند. سرمایه‌گذاران، سهام‌داران، و سایر ذی‌نفعان ساختار سرمایهٔ یک بانک را به‌عنوان شاخصی کلیدی از قدرت مالی و شیوه‌های مدیریت ریسک آن به‌دقت رصد می‌کنند؛ تنظیم ساختار سرمایه به‌طور مؤثر می‌تواند اعتماد سرمایه‌گذاران را تقویت کرده و از پایداری بلندمدت بانک حمایت کند. درنتیجه، تعدیل ساختار سرمایهٔ بانک‌ها برای افزایش مدیریت ریسک، انطباق با مقررات، کارایی هزینه، انعطاف‌پذیری راهبردی، و اعتماد سرمایه‌گذار ضروری است.

## ۷ محدودیت‌ها و پیشنهادها برای پژوهش‌های آتی

ساختار سرمایهٔ قوی توانایی بانک‌ها را برای مقاومت در برابر تکانه‌ها و حمایت از اقتصاد واقعی افزایش می‌دهد. در محیط کنونی اقتصاد ایران، تشویق بانک‌ها به حفظ ساختار سرمایهٔ متعادل و انعطاف‌پذیر از طریق شیوه‌های مدیریت ریسک محتاطانه اهمیت بسزایی دارد؛ این امر شامل حفظ سرمایهٔ کافی، تنوع‌بخشیدن به منابع تأمین‌مالی، و داشتن چهارچوب‌های مدیریت ریسک مؤثر است. در این فضا، ارائهٔ حمایت و راهنمایی نهادی می‌تواند به بانک‌ها کمک کند تا ساختار سرمایهٔ خود را در واکنش به شرایط متغیر بازار به‌صورت پویا تنظیم کنند. از طرف دیگر، افزایش شفافیت و بهبود ارتباطات در مورد سیاست‌های پولی می‌تواند منجر به کاهش عدم‌اطمینان در بازارهای مالی شود و ارتباط شفاف و به‌موقع بانک مرکزی و مقامات پولی، قابلیت پیش‌بینی بیشتری را برای فعالان بازار فراهم می‌کند و ثبات و کارآمدی

[ Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05 ]

[ DOI: 10.61186/jmbr.17.62.661 ]

را برای نظام مالی کشور به‌ارمغان می‌آورد. در این راستا، تقویت همکاری بین مؤسسات مالی، مقامات نظارتی، و سیاست‌گذاران برای ارتقای ثبات و پایداری بخش بانکداری بسیار مهم است. تلاش‌های هماهنگ میان این ذی‌نفعان می‌تواند به هم‌سویی سیاست‌ها و شناسایی و رسیدگی به ریسک‌های سیستمی کمک کند و اطمینان حاصل کند که نظام مالی به نیازهای اقتصاد واقعی پاسخ می‌دهد.

با توجه به محدودیت دسترسی به اطلاعات بانکی، تنها بانک‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران با ارائهٔ داده‌های لازم در این پژوهش وارد شدند؛ ازاین‌رو پیشنهاد می‌شود در صورت امکان این پژوهش در تمام بانک‌های ایران انجام شود. همچنین، پیشنهاد می‌شود در پژوهش‌های آتی الزامات نظارتی بانک‌ها نیز به‌عنوان یک متغیر تأثیرگذار در تعدیل ساختار سرمایه در نظر گرفته شود؛ الزامات نظارتی سخت‌گیرانه، قوانین کفایت سرمایه، و سیاست‌های نظارتی ممکن است محدودیت‌هایی را در مورد سرعت تغییر ساختار سرمایهٔ بانک‌ها ایجاد کند.

## فهرست منابع


تقی نتاج ملکشاه، غ.، و رستمی، م. (۱۴۰۲). کاربرد پیاده‌سازی استاندارد بین‌المللی گزارشگری مالی شمارهٔ ۱۳ در پیش‌بینی تسهیلات غیرجاری و استاندارد بین‌المللی گزارشگری مالی شمارهٔ ۹ در پیش‌بینی سودآوری عملیاتی آتی بانک‌ها. *پژوهش‌های پولی و بانکی*، ۱۶(۵۵)، ۶۳ـ ۹۱.

صمصامی، ح.، و ابراهیم‌نژاد، ا. (۱۳۹۸). تأثیر نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی بر بیکاری و کارآفرینی در اقتصاد ایران، رویکرد سیستم معادلات هم‌زمان. *تحقیقات اقتصادی*، ۵۴(۴)، ۱۰۱۶ـ ۹۹۵.

فاطمی زردان، ی.، و بخشی ا. (۱۴۰۱). بررسی آثار تسهیلات اعطایی بانک‌ها در متغیرهای کلان اقتصادی. *پژوهش‌های پولی و بانکی*، ۱۵(۵۴)، ۶۰۱ـ ۶۲۰.

Ahmadi, E., Mohammadi, P., & Mokhatab Rafei, F. (2023). Identification of the factors affecting capital structure in firms with emphasis on the role of behavioral factors. *Iranian Journal of Finance*, 7(4), 29-58.

Al-Thaqeb, S. A., & Algharabali, B. G. (2019). Economic policy uncertainty: A literature review. *The Journal of Economic Asymmetries*, *20*, e00133.

Anagnostopoulos, Y., & Kabeega, J. (2019). Insider perspectives on European banking challenges in the post-crisis regulation environment. *Journal of Banking Regulation*, *20*, 136-158.

Arieftiara, D., Utama, S., & Wardhani, R. (2017). Environmental uncertainty as a contingent factor of business strategy decisions: Introducing an


[ Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05 ]

[ DOI: 10.61186/jmbr.17.62.661 ]

alternative measure of uncertainty. *Australasian Accounting, Business and Finance Journal*, *11*(4), 116-130.

Bakkar, Y., De Jonghe, O., & Tarazi, A. (2023). Does banks' systemic importance affect their capital structure and balance sheet adjustment processes? *Journal of Banking & Finance*, *151*, 105518.

Bauer, M. D., Lakdawala, A., & Mueller, P. (2022). Market-based monetary policy uncertainty. *The Economic Journal*, *132*(644), 1290-1308.

Bermpei, T., Kalyvas, A., & Nguyen, T. C. (2018). Does institutional quality condition the effect of bank regulations and supervision on bank stability? Evidence from emerging and developing economies. *International Review of Financial Analysis*, *59*, 255-275.

Brusov, P., & Filatova, T. (2023). Capital structure theory: past, present, future. *Mathematics*, 11(3), 616.

Camara, O. (2012). Capital structure adjustment speed and macroeconomic conditions: US MNCs and DCs. *International research journal of finance and economics*, *84*(1), 106-120.

Chu, Y., & Wang, L. (2017). Capital structure along the supply chain: how does customer leverage affect supplier leverage decisions? *Quarterly Journal of Finance*, 7(04), 1750014.

Cronqvist, H., Makhija, A. K., & Yonker, S. E. (2012). Behavioral consistency in corporate finance: CEO personal and corporate leverage. *Journal of Financial Economics*, 103(1), 20-40.

Daoud, Y., & Kammoun, A. (2020). Financial stability and bank capital: The case of Islamic banks. *International Journal of Economics and Financial Issues*, *10*(5), 361.

Demirgüç-Kunt, A., Peria, M. S. M., & Tressel, T. (2020). The global financial crisis and the capital structure of firms: Was the impact more severe among SMEs and non-listed firms? *Journal of Corporate Finance*, 60, 101514.

Ely, R. A., Tabak, B. M., & Teixeira, A. M. (2021). The transmission mechanisms of macroprudential policies on bank risk. *Economic Modelling*, *94*, 598-630.

[ Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05 ]

[ DOI: 10.61186/jmbr.17.62.661 ]

He, W., & Kyaw, N. A. (2023). Macroeconomic risks and capital structure adjustment speed: The Chinese evidence. *International Journal of Finance & Economics*, *28*(3), 2885-2899.

He, Z., & Niu, J. (2018). The effect of economic policy uncertainty on bank valuations. *Applied economics letters*, *25*(5), 345-347.

Hoque, H., & Liu, H. (2022). Capital structure of Islamic banks: How different are they from conventional banks? *Global Finance Journal*, *54*, 100634.

Hu, S., & Gong, D. (2019). Economic policy uncertainty, prudential regulation and bank lending. *Finance Research Letters*, *29*, 373-378.

Husted, L., Rogers, J., & Sun, B. (2020). Monetary policy uncertainty. *Journal of Monetary Economics*, *115*, 20-36.

Jiang, Y., Xu, Y., & Li, S. (2022). How does monetary policy uncertainty influence firms' dynamic adjustment of capital structure. *Sage Open*, *12*(1), 21582440211068506.

Kahle, K. M., & Stulz, R. M. (2013). Access to capital, investment, and the financial crisis. *Journal of Financial economics*, *110*(2), 280-299.

Koziuk, V. (2021). Confidence in digital money: Are central banks more trusted than age is matter. *Investment Management and Financial Innovations*, *18*(1), 12-32.

Lam, S. S., Zhang, W., & Lee, R. R. C. (2013). The norm theory of capital structure: International evidence. *International Review of Finance*, 13(1), 111-135.

Mateev, M., Tariq, M. U., & Sahyouni, A. (2021). Competition, capital growth and risk-taking in emerging markets: Policy implications for banking sector stability during COVID-19 pandemic. *PloS one*, *16*(6), e0253803.

Memon, P. A., Md Rus, R., & Ghazali, Z. (2015). Dynamism of capital structure: Evidence from Pakistan. *Journal of International Business and Economics*, 3(1), 52-63.

Mbonu, C. M., & Amahalu, N. N. (2021). Effect of firm characteristics on capital structure of insurance companies listed on Nigeria stock exchange. *International Journal of Management Studies and Social Science Research*, 3(5), 217-228.

[ Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05 ]

[ DOI: 10.61186/jmbr.17.62.661 ]

Modigliani, F., & Miller, M. H. (1958). The cost of capital, corporation finance and the theory of investment. *The American Economic Review*, 48(3), 261-297.

Morellec, E., & Schürhoff, N. (2011). Corporate investment and financing under asymmetric information. *Journal of Financial Economics*, 99(2), 262-288.

Ng, J., Saffar, W., & Zhang, J. J. (2020). Policy uncertainty and loan loss provisions in the banking industry. *Review of Accounting Studies*, *25*, 726-777.

Noman, A. H. M., Gee, C. S., & Isa, C. R. (2017). Does competition improve financial stability of the banking sector in ASEAN countries? An empirical analysis. *PloS one*, 12(5), e0176546.

Pellegrino, G. (2021). Uncertainty and monetary policy in the US: A journey into nonlinear territory. *Economic Inquiry*, *59*(3), 1106-1128.

Ramli, N. A., Latan, H., & Solovida, G. T. (2019). Determinants of capital structure and firm financial performance—A PLS-SEM approach: Evidence from Malaysia and Indonesia. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 71, 148-160.

Rani, N., Yadav, S. S., & Tripathy, N. (2020). Capital structure dynamics of Indian corporates. *Journal of Advances in Management Research*, 17(2), 212-225.

Rashid, M., Hj, D. S. N. K. P., & Izadi, S. (2020). National culture and capital structure of the Shariah compliant firms: Evidence from Malaysia, Saudi Arabia and Pakistan. *International Review of Economics & Finance*, 86, 949-964.

Saeed, M., Izzeldin, M., Hassan, M. K., & Pappas, V. (2020). The inter-temporal relationship between risk, capital and efficiency: The case of Islamic and conventional banks. *Pacific-Basin Finance Journal*, *62*, 101328.

Saif-Alyousfi, A. Y., Md-Rus, R., Taufil-Mohd, K. N., Taib, H. M., & Shahar, H. K. (2020). Determinants of capital structure: evidence from Malaysian firms. *Asia-Pacific Journal of Business Administration*, 12(3/4), 283-326.

[ Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05 ]

[ DOI: 10.61186/jmbr.17.62.661 ]

Shabir, M., Jiang, P., Bakhsh, S., & Zhao, Z. (2021). Economic policy uncertainty and bank stability: Threshold effect of institutional quality and competition. *Pacific-Basin Finance Journal*, *68*, 101610.

Shahzad, A., Azeem, M., Nazir, M. S., Vo, X. V., & Linh, N. T. (2021). The determinants of capital structure: Evidence from SAARC countries. *International Journal of Finance & Economics*, 26(4), 6471-6487.

Smaoui, H., Mimouni, K., Miniaoui, H., & Temimi, A. (2020). Funding liquidity risk and banks' risk-taking: Evidence from Islamic and conventional banks. *Pacific-Basin Finance Journal*, *64*, 101436.

Touil, M., & Mamoghli, C. (2020). Institutional environment and determinants of adjustment speed to the target capital structure in the MENA region. *Borsa Istanbul Review*, *20*(2), 121-143.

Toumi, K. (2023). Banks' capital structure determinants: a comparative analysis between islamic and conventional banks based on corporate and regulatory approaches. In *Islamic Accounting and Finance: A Handbook* (pp. 555-588).

Tuckett, D., Holmes, D., Pearson, A., & Chaplin, G. (2020). Monetary policy and the management of uncertainty: a narrative approach. *Bank of England Working Paper,* 870, 1-30.

Welch, I. (2004). Capital structure and stock returns. *Journal of Political Economy*, 112(1), 106-131.

Wen, F., Shui, A., Cheng, Y., & Gong, X. (2022). Monetary policy uncertainty and stock returns in G7 and BRICS countries: A quantile-on-quantile approach. *International Review of Economics & Finance*, *78*, 457-482.

Yousef, I. (2019). The determinants of capital structure: evidence from GCC and UK real estate sectors. *Real Estate Management and Valuation*, 27(2), 108-125.

[ Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05 ]

[ DOI: 10.61186/jmbr.17.62.661 ]