



فصلنامه علمی پژوهشی دانش سرمایه‌گذاری  
دوره ۱۳ / شماره ۴ (پیاپی ۵۲) / زمستان ۱۴۰۳  
صفحه ۲۶۷ تا ۲۸۶

## تصمیمات اهرمی موسسات مالی، نااطمینانی سیاست اقتصادی و رفتار بانکداری همگرا در بانکهای پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران

سپیده کاظمی

دانشجوی دکتری مدیریت مالی، واحد علوم و تحقیقات، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران.

Kazemi.sepideh.14@gmail.com

مریم خلیلی عراقی

گروه مدیریت مالی، دانشکده مدیریت و اقتصاد، واحد علوم و تحقیقات، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران (نویسنده مسئول)

m.khaliliaraghi@gmail.com

هاشم نیکومرام

گروه مدیریت مالی، دانشکده مدیریت و اقتصاد، واحد علوم و تحقیقات، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران

h-nikoumaram@srbiau.ac.ir

تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۰۵/۰۲ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۰۶/۱۰

### چکیده

برای بانکها، تعامل با بانکهای همسان و رقیب یک امر متداول و رایج است. مطالعات قبلی نشان می‌دهند که بانکهای همسان و رقیب نقش مهمی در شکل دادن به انواع سیاستهای بانکی ایفا می‌کنند، اما تأثیر رفتار بانکهای همسان و رقیب در تصمیمات مالی شرکتها اغلب نادیده گرفته می‌شود. تأمین منابع مالی و تصمیمات اهرمی از مهم ترین اینگونه تصمیمات در شرکتها هستند. در همین راستا در این مطالعه به تأثیر نااطمینانی سیاست اقتصادی و ویژگیهای شرکت بر تصمیمات اهرمی موسسات مالی در بانکداری همگرا پرداخته می‌شود. جامعه آماری این تحقیق بانکهای پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی دوره زمانی ۱۳۹۵ تا ۱۳۹۹ می‌باشد. فرضیات پژوهش با استفاده از روش پانل دیتا مورد آزمون قرار گرفته اند. نتایج پژوهش نشان داد بانکهای همسان در انتخاب سیاست تامین مالی خود از صنعت تقلید می‌کنند و همچنین نااطمینانی سیاست اقتصادی بر رفتار بانکداری همگرا در اتخاذ تصمیمات اهرمی تأثیر مثبت و معنی داری دارد. سایر نتایج بیان می‌کند که میانگین نسبت سود خالص صنعت، میانگین نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری صنعت و نوسان سود خالص صنعت بر تصمیمات اهرمی بانک تأثیر معنی داری ندارند، اما میانگین لگاریتم کل دارایی صنعت بر تصمیمات اهرمی بانک تأثیر منفی و معنی داری دارد.

**واژه‌های کلیدی:** بانکداری همگرا، رفتار تقلیدی، نااطمینانی سیاست اقتصادی، تصمیمات اهرمی.

## ۱- مقدمه

تصمیم‌های مالی مدیریت برای بهبود وضع مالی شرکت مهم و حیاتی است، اما تصمیم‌های نابخردانه می‌تواند در نهایت منتج به ورشکستگی شرکت گردد. به نظر جفرسون<sup>۱</sup> (۲۰۱۸) برای یک واحد تجاری جدید هیچ چیز مهمتر از فراهم کردن سرمایه نیست "با این وجود، شیوه تأمین وجوه نقد اثر زیادی بر موفقیت یک مؤسسه دارد. این که چگونه شرکت‌ها ترکیبی از بدهی و سرمایه را در ساختار سرمایه خود انتخاب می‌کنند، بستگی به عوامل مختلفی از جمله، ویژگی‌های شرکتی، اقتصاد، دیدگاهها و اهداف مدیران دارد. ساختار سرمایه شرکت‌ها در کشورهای مختلف با یکدیگر تفاوت محسوسی دارند، لذا مدیران ناگزیرند به هنگام تصمیم‌گیری اهرمی، عوامل مختلفی نظیر عوامل اقتصادی و شرایط صنعت و ویژگیهای شرکتی را مدنظر قرار دهند. صنعت بانکداری جزء صنایع مهم و تأثیرگذار در فرآیند توسعه بوده و میزان تأثیرپذیری این صنعت از نوسانات اقتصادی موضوعی پراهمیت برای مدیران، سهامداران و اقتصاد ملی به شمار می‌آید، در این راستا، شناخت عوامل اقتصادی و ویژگیهای شرکتی که در ساختار سرمایه موسسات مالی و بانک‌ها تأثیر گذار هستند، دارای اهمیت زیادی است، زیرا با در نظر گرفتن این عوامل و ویژگیها و میزان تأثیر آنها در ساختار سرمایه میتوان شرکت‌ها را در تعیین یک ساختار سرمایه مطلوب کمک نمود. (قالیباف اصل و ناطقی، ۱۳۸۵)

همچنین بانکها و موسسات مالی ممکن است تصمیم‌های نقدی و اهرمی را از رقبای صنعت‌شان تقلید کنند. نظریه‌ها بر پایه رقابت، تقلید را به عنوان یک پاسخ برای کاهش رقابت یا ریسک رقبای غنی از نقدینگی مورد توجه قرار می‌دهند. شرکت‌ها به منظور حفظ جایگاه نسبی خود یا خنثی کردن فعالیت‌های تهاجمی رقبای دیگران تقلید می‌کنند تا نقدینگی را ذخیره کنند. بنابراین می‌توان انتظار داشت که در تصمیمات و وضعیت مالی میان شرکت‌های مشابه و رقیب نوعی سرایت پذیری و همگرایی وجود داشته باشد. (لیاندرز و پالازو<sup>۲</sup>، ۲۰۱۲)

از سوی دیگر نااطمینانی نسبت به سیاستهای اقتصادی دولت موجب میشود که صاحبان سرمایه نتوانند تصمیمات مالی با اطمینان کافی اتخاذ نمایند. منظور از نااطمینانی سیاستهای اقتصادی بی ثباتی‌هایی است که در اثر تغییر سیاستهای اقتصادی دولت به وجود می‌آید و نه بی ثباتی ناشی از تغییرات حکومتی. این بی ثباتی غالباً توسط ضریب پراکندگی شاخص‌های اقتصادی سنجیده می‌شود، مانند ضریب‌های پراکندگی تورم، رشد تولید ناخالص ملی، رشد عرضه پول، بسط اعتبارات داخلی، کسری بودجه دولت. (لوری و کارادیمما<sup>۳</sup>، ۲۰۲۰)

تغییرات سیاستهای اقتصادی دولت گاه اثر مثبت و گاه اثر منفی بر رشد اقتصادی و عملکرد بازارهای داخلی کشورها داشته است ولی آنچه که مهم است تغییرات مداوم و غیرقابل پیشبینی این سیاستهاست، که همواره اثر مخربی بر رشد اقتصادی و توسعه پایدار کشور داشته است، قابل پیش‌بینی بودن سیاستها و اعتبار دولت با کاهش نااطمینانی باعث رشد اقتصادی بیشتر میشود. لذا با توجه به اهمیت موضوع شناخت نحوه تأثیرگذاری نااطمینانی حاصل از اجرای سیاستهای اقتصادی دولت و شدت و جهت آن بر رشد اقتصادی ایران ضروری به نظر میرسد که

<sup>۱</sup> Jefferson

<sup>۲</sup> Lyandres and palazzo

<sup>۳</sup> Louri and Karadima

تصمیمات تامین مالی و اهرمی موسسات مالی مشابه و رقیب و نوع رفتار آن‌ها نسبت به یکدیگر بررسی شود تا با پیش‌بینی روند‌های آتی بتوانند از تصمیم‌گیری‌های ناکارا، آشفتگی و ورشکستگی جلوگیری به عمل آید. از این‌رو هدف این مقاله بررسی رابطه تصمیمات اهرمی موسسات مالی، نااطمینانی سیاست اقتصادی و رفتار بانکداری همگرا در بانکهای پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران می‌باشد.

### مبانی نظری و مروری بر پیشینه پژوهش

در مباحث کلان اقتصادی، اینکه چگونه در یک وضعیت نااطمینانی، تصمیم‌بینه از سوی سیاست‌گذاران و برنامه‌ریزان اتخاذ می‌شود، در سالهای اخیر مورد توجه بسیاری قرار گرفته است به ویژه اگر قرار باشد پیامدهای آن در خصوص اتخاذ تصمیمات درست‌تر لحاظ شود. علاوه بر اهمیت این موضوع در سطح کلان، برنانکه<sup>۱</sup> (۱۹۸۳) تأکید می‌کند که شوک‌ها و نااطمینانی‌های حاصل از آن، بر تصمیمات عاملان اقتصادی در سطح خرد نیز تأثیرگذار خواهند بود. مشخص نبودن رویکرد کلی سیاستگذاری و استراتژی اقتصادی کشور باعث شکل‌گیری نااطمینانی از رویکردهای آینده در نزد عاملان اقتصادی و فعالان بخش خصوصی می‌شود (هوانگ<sup>۲</sup> و همکاران ۲۰۲۰). منظور از نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی بی‌ثباتی‌ای است که در اثر تغییر سیاست‌های اقتصادی دولت بوجود می‌آید و نه بی‌ثباتی ناشی از تغییر رژیم. این بی‌ثباتی غالباً توسط ضریب پراکندگی شاخص‌های اقتصادی سنجیده می‌شود، مانند ضریب‌های پراکندگی تورم، رشد تولید ناخالص ملی، رشد عرضه پول، بسط اعتبارات داخلی، کسری بودجه دولت (چن<sup>۳</sup> و همکاران، ۲۰۱۷).

در این مطالعه شاخص بی‌ثباتی برآمده از سیاست‌های دولت می‌باشد، در واقع نوسانات سیاست‌های اقتصادی دولت به عنوان شاخصی از بی‌ثباتی در نظر گرفته می‌شود.

از جمله عوامل بروز نااطمینانی در سطح اقتصاد کلان سیاست‌هایی است که دولت در مواجهه با مشکلات کوتاه‌مدت اقتصادی وضع می‌کند که تشخیص نادرست وضع موجود و یا چگونگی اجرای سیاست و در نظر نگرفتن تمام ابعاد اثرگذاری سیاست منجر به بروز نااطمینانی و بی‌ثباتی خواهد شد. این نااطمینانی‌ها سرمایه‌گذاران بخش خصوصی را دچار مشکل می‌کند؛ از آن جهت که پیش‌بینی سود آوری‌ها را در بخش‌های تجاری و غیر تجاری با مشکل مواجه می‌کند. در واقع ثبات سیاست‌های دولت باعث اعتماد در محیط اقتصاد داخلی شده و در نتیجه سرمایه‌گذاران به سهولت در مورد سرمایه‌گذاری تصمیم‌گیری می‌کنند (گراهام و هاروی<sup>۴</sup>، ۲۰۲۰).

روند ثبات یا بی‌ثباتی مالی در بخش بانکی نه تنها از تصمیمات اتخاذ شده در حوزه‌های پولی و بانکی تأثیر می‌پذیرد بلکه تأثیرگذاری مستقیم هم بر وام‌گیرندگان و هم بر وام‌دهندگان، حجم پس‌انداز، هزینه، سودآوری، کارایی و نسبت‌های مالی بانکی خواهد داشت و همچنین متغیرهای کلان اقتصادی نیز مهمترین عوامل تأثیرگذار بر بی‌ثباتی مالی بخش بانکی و در نهایت بروز بحران مالی کشورها هستند. کشورها در شرایط رکود و رونق

<sup>1</sup> Bernanke

<sup>2</sup> Huang

<sup>3</sup> Chen

<sup>4</sup> Graham and harvey

سیاستهای اقتصادی متفاوتی را در پیش می‌گیرند که هر کدام بر روی ثبات بانکی تأثیرگذارند. (رضایی و نوروزی، ۱۳۹۸)

در این بین بانکداری همگرا بیان می‌کند که بانک‌های همسان، بانکهایی با شباهتهای مالی و فنی هستند که می‌توانند بر یکدیگر تأثیرگذار باشند و تصمیمات مشابه اخذ نمایند و در نهایت نوعی همگرایی و سرایت پذیری در صورتهای مالی را برای یکدیگر به ارمغان آورند (دیوانگ<sup>۱</sup> و همکاران، ۲۰۱۵). بنابراین در کنار تأثیرپذیری تصمیمات مالی موسسات از عوامل اقتصادی مذکور، تأثیرپذیری آنها از موسسات رقیب و مشابه نیز مدنظر قرار می‌گیرد.

یکی از مهمترین تصمیمات مالی شرکتها تصمیمات مربوط به ساختار سرمایه و اهرم مالی شرکت می‌باشد که با توجه به عوامل درونی (ویژگیهای شرکت) و عوامل بیرونی مانند ثبات اقتصادی و وضعیت صنعت اتخاذ می‌گردد. به روشی که شرکت از طریق آن تامین مالی می‌کند، ساختار سرمایه گفته می‌شود. یک شرکت می‌تواند در سهام عادی یا ممتاز، از طریق درآمد کسب شده (که در شرکت حفظ شده‌است) یا از طریق دریافت بدهی، سرمایه‌گذاری کند؛ بعضی اوقات یک شرکت از ترکیب این ساختارها به منظور سرمایه‌گذاری استفاده می‌کند (نوس<sup>۲</sup> و همکاران، ۲۰۲۰).

در بازار کار، شرکت‌ها می‌توانند از طریق تطابق بین بدهی‌ها و عمر دارایی‌ها، ریسک ورشکستگی شرکت را پوشش دهند. بر اساس این استراتژی مصون سازی، هزینه‌های تامین مالی در طول عمر دارایی شناخت شده و جریانهای نقد مورد انتظار ایجاد شده از طریق دارایی‌ها برای تسویه بدهی‌ها مورد استفاده قرار می‌گیرد. انحراف از این استراتژی مصون سازی، می‌تواند ریسک در ماندگی مالی را افزایش دهد با این حال، زمانی که بازار نا کارا و تخصیص سرمایه و اطلاعات هزینه بر باشد، ریسک در ماندگی مالی تنها عامل تعیین کننده سیاست شرکت‌ها در رابطه با تامین مالی از طریق بدهی نمی‌باشد در ادبیات مالی برای تشریح سیاست‌های تامین مالی از دو نظریه عدم تقارن اطلاعاتی و هزینه نمایندگی استفاده می‌شود.

فلانری<sup>۳</sup> (۱۹۹۸) اعتقاد دارد که ساختار بدهی به عنوان علامتی از کیفیت اعتبارات شرکتها در نظر گرفته می‌شود. وجود عدم تقارن اطلاعاتی در خصوص کیفیت اعتبارات شرکت مانع تشخیص شرکت‌های خوب از بد توسط اعتباردهندگان می‌شود. از این رو، اعتباردهندگان نرخ سود بالاتری را در مورد بدهی‌های بلندمدت دارند زیرا سررسیدهای بلندمدت در رابطه با بدهی‌ها، منجر به ایجاد عدم قطعیت بالاتر در مورد کیفیت اعتبارات آتی شرکت‌ها می‌شود. انتظار بر این است که شرکت‌های با کیفیت اعتبارات بالا، ساختار بدهی کوتاه مدت و شرکت‌های با کیفیت اعتبارات پایین، ساختار بدهی بلند مدت را انتخاب کنند. انتخاب متفاوت سیاست‌های تامین مالی خارجی توسط شرکت‌ها می‌تواند علامت مناسبی را درباره کیفیت اعتبارات شرکتها به بازار مخابره کننده و عدم تقارن اطلاعاتی موجود را برای اعتباردهندگان کاهش دهد.

<sup>1</sup> Duong

<sup>2</sup> Neves

<sup>3</sup> Flannery

نظریه نمایندگی، هزینه های مربوط به تصمیم گیری در رابطه با ساختار بدهی ها یعنی هزینه های مربوط به بیش از حد بودن بدهی با سرمایه گذاری کمتر از حد و هزینه های مربوط به جانشینی دارایی را مورد توجه قرار می دهند. برای رسیدگی به مشکلات ناشی از پیش از حد بودن بدهی، استراتژی های مختلفی از جمله استفاده از بدهی های کوتاه مدت، کاهش اهرم های مالی، انتشار بدهی ها با شرایط سخت و مطابقت سررسید بدهیها با چرخه انتظاری از عمر دارایی ها را پیشنهاد می دهد. جانشینی دارایی زمانی اتفاق می افتد که یکی دارایی با ریسک کم با یک سرمایه گذاری با ریسک بالا جایگزین گردد.

مشکل نمایندگی زمانی رخ می دهد که مدیران اطلاعات خصوصی خود را نادیده بگیرند و از طریق پیروی کردن از ساختار بدهی بلندمدت شرکت های همسان، سیاست هایی را اجرایی کنند که باعث شود عملکردشان کاهش یابد. مدیران رفتار شرکت های همسان را تقلید می کنند زیرا آنها نسبت به شهرت خود در بازار کار همواره نگران هستند. آنها به احتمال زیاد زمانی که نسبت به شرکت های همسان خود عملکرد ضعیف تری داشته باشند (در مقایسه با شرایطی که شرکت های همسان نیز عملکرد ضعیفی داشته باشند)، امنیت شغلی آنها بیشتر در معرض خطر قرار می گیرد.

انگیزه دیگر برای رفتارهای توده وار توسط هرشلیفر<sup>۱</sup> و همکاران (۱۹۹۴) توصیف شده است. در مدل کسب اطلاعات از رفتارهای توده‌واره سرمایه گذاران اطلاعات مشابهی را در موقعیت های مختلف دریافت می کنند و مطلوبیت مورد انتظار ناشی از داشتن اطلاعات مشابه موجب افزایش تعداد سرمایه گذاران می شود. با به کار گیری مدل ارائه شده توسط هرشلیفر و همکاران (۱۹۹۴) می توان پیش بینی کرد که شرکت برای تعیین ساختار سرمایه از الگوی رفتار شرکتهای همسان استفاده نمایند. برای مثال وقتی مدیران اطلاعات مشابهی با شرکت های همسان خود در مورد رشد آتی، فرصت های سرمایه گذاری و نوسانهای صنعت داشته باشند، آنها باید در رابطه با ساختار بدهی خود از شرکت های همسان پیروی کند. با اجرای این استراتژی، مدیران انتظار دارند که سودمندی سیاستهای تأمین مالی افزایش یابد و از این طریق منفعت شرکتهای خود را نسبت به شرکت های همسان افزایش دهند. و نوسانهای صنعت داشته باشند، آنها باید در رابطه با ساختار بدهی خود از شرکت های همسان پیروی کند. با اجرای این استراتژی، مدیران انتظار دارند که سودمندی سیاستهای تأمین مالی افزایش یابد و از این طریق منفعت شرکتهای خود را نسبت به شرکت های همسان افزایش دهند.

تأثیر گذاری شرکت های همسان بر ساختار سرمایه شرکت را می توان از دیدگاه انگیزه یادگیری نیز مورد تحلیل قرار داد. مدیران درباره اینکه چگونه به ساختار سرمایه مطلوب برسند، اطمینان ندارند زیرا مدل مناسبی برای آن وجود ندارد و اندازه گیری ورودی های مدل نیز کار دشواری است (لاری و روبرتس، ۲۰۱۴). بنابراین، مدیران تصمیم های تأمین مالی ویژگی های شرکت های همسان را به عنوان منبع اطلاعاتی برای تصمیم های تأمین مالی خودشان قرار می دهند. برای مثال، شرکتهای ممکن است فرصت های رشد با سلامت تأمین مالی شرکتهای همسان را در تعیین ساختار سرمایه خردشان دخالت دهند. بنابراین، اثرات همسان در ساختار سرمایه هنگامی اتفاق می افتد که اقدامات با ویژگی های شرکت های همسان به طور آشکاری در تابع هدف تأمین مالی

<sup>۱</sup> Hirshleifer

شرکت وارد شود بنابراین، انتظار می‌رود که ویژگی‌های شرکت‌های همسان بر ساختار سرمایه شرکت تأثیر گذار باشد در ادامه برخی از پژوهش‌های مرتبط با موضوع پژوهش مورد بررسی قرار می‌گیرد.

چن و ما (۲۰۱۷) به بررسی اثر همسانی بر تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاری شرکت پرداختند. دوره انجام پژوهش سال ۱۹۹۹ تا ۲۰۱۲ بود. نتایج پژوهش نشان داد که اثرات همسان بر رفتار سرمایه‌گذاری شرکت‌ها تأثیر دارد. علاوه بر این نتایج پژوهش نشان داد هنگامی که شرکت‌ها از صنعت مشابه خود پیروی می‌کنند، شرکت‌های جوان و دارای محدودیت مالی، به اثرات همسانی شرکت واکنش نشان می‌دهند.

لیانگ (۲۰۱۶) به بررسی اثرات همسان ساختار سرمایه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار چین پرداخت. دوره انجام پژوهش ۲۰۰۸ تا ۲۰۱۵ است. نتایج پژوهش نشان داد که تصمیمات تامین مالی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس مستقل نیست. به عبارت دیگر، ساختار سرمایه شرکت‌ها از اثرات همسان شرکت‌ها تأثیر می‌پذیرد

امین و همکاران (۲۰۱۴) به بررسی اثر شرکت‌های همسان بر ساختار سرمایه شرکت‌ها در کشور پاکستان پرداختند. دوره پژوهش ۲۰۰۷ تا ۲۰۱۲ و تعداد شرکت‌های نمونه پژوهش ۴۰ شرکت است. برای این منظور، اهرم مالی به عنوان متغیر وابسته در برابر مجموعه‌ای از متغیرهای مستقل شامل ویژگی‌های خام شرکت‌ها و میانگین شرکت‌های همسان برازش گردید. نتایج پژوهش نشان داد که اثرات ویژگی‌های شرکت‌های همسان در حال حاضر در بورس اوراق بهادار پاکستان وجود ندارد.

دیوانگی و همکاران (۲۰۱۵) به بررسی اثر شرکت‌های همسان بر ساختار سرسید بدهی شرکت‌ها پرداختند. برای آزمون فرضیه‌های پژوهش از روش رگرسیون سه مرحله‌ای SLS استفاده کردند. دوره پژوهش ۱۹۷۳ تا ۲۰۱۲ و کشور محل پژوهش آمریکا است. نتایج پژوهش نشان داد که تصمیم‌گیری در خصوص سرسید بدهی شرکت‌های همسان نقش مهمی را در تعیین سرسید بدهی شرکت ایفا می‌کند. علاوه بر این، نتایج پژوهش نشان داد که در کل رفتار تقلیدی در انتخاب سرسید بدهی نمی‌تواند منجر به عملکرد بالاتر نسبت به شرکت‌های همسان شود اما برای سرسیدهای کوتاه مدت و میان مدت، رفتار تقلیدی از شرکت‌های همسان می‌تواند منجر به عملکرد بالاتری شود

وانگ (۲۰۱۵) به بررسی تأثیر شرکت‌های همسان بر پیش‌بینی سود شرکت در اطراف تاریخ اعلام خبر سود در کشور چین پرداختند. نتایج پژوهش نشان داد که احتمال بیشتری وجود دارد که انتشار خبرهای خوب پیش‌بینی شده شرکت با انتشار خبرهای خوب پیش‌بینی شده شرکت‌های همسان ارتباط مثبتی داشته باشیم. اما، احتمال کمی وجود دارد که خبرهای بد پیش‌بینی شده شرکت از انتشار خبرهای بل پیش‌بینی شده شرکت‌های همسان تأثیر بپذیرد

شایی و همکاران (۲۰۱۴) به بررسی رابطه بین پیش‌بینی سود شرکت‌های همسان با قیمت‌گذاری کمتر شرکت‌ها در عرضه نخستین پرداختند. دوره انجام پژوهش از ۱۹۷۶ تا ۲۰۱۲ و محل انجام پژوهش آمریکا است. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که پیش‌بین سود شرکت‌های همسان بر قیمت‌گذاری کمتر شرکت‌ها در عرضه اولیه تأثیر دارد.

لاری و روبرتس (۲۰۱۴) به بررسی تاثیر شرکت های همسان بر سیاست های تأمین مالی پرداختند. دوره پژوهش از سال ۱۹۶۵ تا ۲۰۰۸ و کشور محل پژوهش آمریکا است. در این پژوهش از رگرسیون حداقل مربعات دو مرحله‌ای استفاده شد. نتایج پژوهش آنها نشان داد که مهم ترین عامل تعیین کننده ساختار سرمایه شرکت، ساختار سرمایه شرکت های همسان است همچنین، نتایج پژوهش حاکی از این است که شرکتهای کوچک تر و کمتر موفق، بیشتر احتمال دارد تا اقدام به تعدیل ساختار سرمایه خود و سیاست های مالی خود در واکنش به اقدامات شرکتهای همسان نمایند.

در میان منابع داخلی شجاع و همکاران (۱۴۰۰) در پژوهشی به بررسی سرایتپذیری ریسک درماندگی مالی و ریسک اعتباری در نظام بانکی کشور با استفاده از بانکهای پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار از سال ۱۳۹۳ تا ۱۳۹۸ پرداخته اند. یافته های این پژوهش حاکی از آن است که بین ریسک درماندگی مالی بانک ها و ریسک اعتباری نظام بانکی کشور رابطه معناداری وجود دارد. همچنین نتیجه فرضیه دوم نشان داد که ریسک درماندگی مالی بانک ها به نظام بانکی ایران در قالب ریسک اعتباری سرایت می پذیرد.

### روش پژوهش

این پژوهش از نوع تحلیلی- علی بوده و مبتنی بر تحلیل داده‌های ترکیبی می‌باشد. در این پژوهش، به منظور آزمون فرضیه‌ها از مدل‌های رگرسیونی با استفاده از داده‌های ترکیبی برای تجزیه و تحلیل داده‌ها استفاده می‌شود. جامعه آماری شامل کلیه بانک ها و موسسات مالی پذیرفته شده و فعال در بورس اوراق بهادار تهران در طی سال‌های ۱۳۹۵-۱۳۹۹ می‌باشد. در پژوهش حاضر برای تعیین نمونه آماری، از روش حذف سیستماتیک استفاده شده است، بدین ترتیب که بانکها و موسسات مالی جامعه آماری که شرایط زیر را دارا بودند، به عنوان نمونه آماری انتخاب و مابقی حذف شده‌اند.

۲. به منظور قابل مقایسه بودن اطلاعات، سال مالی شرکت منتهی به ۲۹ اسفند ماه باشد.

۳. بانک یا موسسه مالی از ابتدای سال ۱۳۹۵ تا پایان سال ۱۳۹۹ در بورس اوراق بهادار تهران حضور داشته است.

۴. کلیه داده‌های مورد نیاز پژوهش برای بانکهای مورد بررسی موجود و در دسترس باشد.

بعد از مدنظر قراردادن کلیه معیارهای بالا، تعداد ۱۹ بانک و موسسه مالی به عنوان جامعه غربالگری شده باقیمانده است که تمامی آن‌ها به عنوان نمونه پژوهش انتخاب شده‌اند. بنابراین با توجه به بازه زمانی ۵ ساله پژوهش مشاهده‌ها به ۹۵ سال-بانک (۵ سال  $\times$  ۱۹ بانک و موسسه مالی) می‌رسد.

اطلاعات مورد نیاز این پژوهش به روش کتابخانه‌ای و از صورت‌های مالی و یادداشت‌های توضیحی موسسات مالی پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران (به عنوان یکی از مهم‌ترین بازارهای سرمایه)، گزارش‌های هفتگی، ماهنامه‌ها و سالنامه‌های بورس اوراق بهادار تهران، لوح‌های فشرده شامل اطلاعات موسسات مالی پذیرفته شده در بورس برای سال‌های ۱۳۹۵ لغایت ۱۳۹۹ و سایت‌های اطلاع‌رسانی بورس (سایت کدال) استخراج شده است.

همچنین برای داده های اقتصادی از سایت بانک مرکزی، داده ها استخراج شده اند.

مباحث نظری پژوهش از طریق مطالعه پایان‌نامه‌ها، نشریات، کتب و مقالات داخلی و خارجی موجود در کتابخانه‌ها و استفاده از اینترنت گردآوری شده است.

### فرضیه‌های پژوهش

- فرضیه اول: میانگین اهرم بدهی صنعت بر تصمیمات اهرمی بانک تاثیر معنی داری دارد.
- فرضیه دوم: نااطمینانی سیاست اقتصادی بر تصمیمات اهرمی بانکداری همگرا تاثیر معناداری دارد.
- فرضیه سوم: متغیرهای سودآوری شرکت بر تصمیمات اهرمی بانکداری همگرا تاثیر معناداری دارد.
- فرضیه چهارم: اندازه بانک بر تصمیمات اهرمی در بانکداری همگرا تاثیر معناداری دارد.
- فرضیه پنجم: متغیرهای سودآوری صنعت بر تصمیمات اهرمی در بانکداری همگرا تاثیر معناداری دارد.
- فرضیه ششم: اندازه صنعت بانک بر تصمیمات اهرمی در بانکداری همگرا تاثیر معناداری دارد.

در این پژوهش به منظور آزمون فرضیه‌های پژوهش از رگرسیون حداقل مربعات دو مرحله‌ای 2SLS استفاده می‌شود. در پژوهش‌های از جمله پژوهش لاری و روبرتس (۲۰۱۴) و دیوانگی و همکاران (۲۰۱۵)؛ چین چیانگ و همکاران (۲۰۱۷) بر این موضوع تاکید شده است که اقدام‌ها و ویژگی‌های گروه می‌تواند اقدام شرکتی که در گروه قرار دارد را تحت نفوذ قرار دهد. در ادبیات اقتصادسنجی این موضوع می‌تواند سبب مشکل درونزایی گردد (مانسکی، ۱۹۹۲). در پژوهش حاضر و پژوهش‌های لاری و روبرتس (۲۰۱۴) و دیوانگی و همکاران (۲۰۱۵) و چین چیانگ و همکاران (۲۰۱۷) این مشکل از طریق استفاده از سیاست تأمین مالی شرکت‌های همسان که به عنوان متغیر مستقل برای تعیین ساختار سرمایه شرکت مورد استفاده قرار می‌گیرد، ایجاد می‌شود. به عبارت دیگر، هر نوع وابستگی بین سیاست تأمین مالی شرکت و ویژگی‌های شرکت‌های همسان منجر به ایجاد این مشکل می‌شود. به منظور رفع مشکل درون‌زایی علاوه بر استفاده از متغیرهای ابزاری، لازم است برازش رگرسیون با استفاده از روش حداقل مربعات دو مرحله‌ای صورت گیرد (سوره ۱۳۹۳).

در این پژوهش به منظور آزمون فرضیه‌ها از مدل بیان شده در پژوهش دیوانگی و همکاران (۲۰۱۵) و لاری و روبرتس (۲۰۱۴) و چین چیانگ و همکاران (۲۰۱۷) به شرح زیر استفاده شده است.

$$Lev_{it} = a_0 + a_1 Profit_{it} + a_2 tang_{it} + a_3 earning_{vit} + a_4 Size_{it} + a_5 mtbut + a_6 levu + a_7 profitu + a_8 tangau + a_9 earningou + a_{10} asize + a_{11} amtb + a_{12} abr + a_{13} EPU + \varepsilon$$

که در آن

Lev: نشان دهنده نسبت کل بدهی به جمع دارایی بانک (تصمیمات اهرمی)

Profit: نسبت سود خالص به دارایی بانک

Tang: نسبت داراییهای ثابت مشهود به کل دارایی‌ها

Earning: نسبت انحراف معیار سود خالص به دارایی شرکت طی ۳ سال گذشته



Size: لگاریتم طبیعی دارایی بانک

Mtb: نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام بانک

Alev: میانگین نسبت کل بدهی به دارایی‌های کل بانکهای موجود در نمونه

aprofit: میانگین نسبت سود خالص به دارایی کل بانکهای موجود در نمونه

Atage: میانگین نسبت دارایی‌های ثابت به دارایی‌های کل بانکهای موجود در نمونه

Dearningvit: میانگین نسبت انحراف معیار سود خالص به دارایی‌های کل بانکهای موجود در نمونه طی ۴ سال گذشته

assize: میانگین لگاریتم طبیعی دارایی کل بانکهای موجود در نمونه

Amtb: میانگین نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام کل بانکهای موجود در نمونه

Abr: بازده غیرعادی بانک است

EPU: میزان نااطمینانی سیاست اقتصادی را نشان می‌دهد که در ادامه نحوه محاسبه آن ذکر شده است.

در مدل ارائه شده در بالا متغیرهای مرتبط با سودآوری، نسبت دارایی ثابت، انحراف معیار سود خالص، اندازه شرکت و نسبت ارزش بازار به حقوق صاحبان سهام که در سطح شرکت مورد سنجش قرار می‌گیرند را میتوان بعنوان متغیرهای مستقل و همچنین میانگین متغیرهای مذکور در کل بانکهای موجود در نمونه بعنوان عامل نشان دهنده بانکداری همگرا را می‌توان به عنوان متغیرهای کنترلی پژوهش حاضر در نظر گرفت.

در این پژوهش به منظور رفع مشکل درون زایی مدل و با اقتباس از پژوهش لاری و روبرتی (۲۰۱۴) از روش تحلیل رگرسیون حداقل مربعات در مرحله ای (2SLS) و با استفاده از متغیر بازده غیرعادی شرکت به عنوان متغیر ابزاری، مشکل ایجادشده رفع می‌شود بازده غیر عادی بانک اثر برآورد مدل زیر به دست می‌آید

$$R_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 R_{mt} + \alpha_2 R_{int} + \varepsilon$$

که در رابطه بالا R بازده سهم، m بازده بازار و r<sub>int</sub> بازده صنعت است. برای محاسبه بازده بازار از شاخصی کل و برای محاسبه بازده صنعت از شاخصی در صنعت استفاده گردید. پسماند مدل برآورد شده به عنوان بازده غیر عادی در نظر گرفته شد. بعد از محاسبه بازده غیر عادی شرکت به صورت ماهانه از میانگین ساده ماهانه برای محاسبه میانگین بازده غیر عادی در طی سال استفاده شد.

### اندازه‌گیری نااطمینانی سیاست اقتصادی

یکی از وظایف دولت تثبیت (ایجاد ثبات اقتصادی و ایجاد یک محیط امن برای فعالیتهای اقتصادی است، پس دولت باید مدیریتی مناسب در اقتصاد داشته باشد تا در برابر تکانه‌هایی که به اقتصاد وارد میشود اقدامات مناسب را برای رفع بحران‌ها انجام دهد. در این تحقیق به تبعیت از مطالعه فیشر (۱۹۹۳)، لنسینگ و المار (۲۰۰۲) و دیگر مطالعات انجام شده از متغیرهایی که هم رویه عملکرد دولت را نشان می‌دهند و هم ابزار سیاست گذاری

دولت محسوب می‌شوند برای ساخت یک شاخص ترکیبی نااطمینانی سیاستهای اقتصادی دولت استفاده شده است. در تحقیق حاضر تنها از نااطمینانی در سطح اقتصاد کلان که بیانگر عملکرد و نتیجه مدیریت دولت بر اقتصاد کشور می‌باشد، به عنوان نااطمینانی اقتصادی استفاده می‌شود و در ساخت شاخص نااطمینانی سیاستهای اقتصادی دولت از مخارج دولت (اعم از جاری و عمرانی و درآمد مالیاتی به عنوان شاخصهایی از مدیریت بخش مالی اقتصاد و از حجم نقدینگی به عنوان شاخصی از بخش پولی و از حاشیه نرخ ارز به عنوان شاخصی از سیاست ارزی استفاده می‌شود.

### مراحل ساخت شاخص نااطمینانی سیاست اقتصادی (EPU)

ساخت این شاخص به اختصار شامل پنج مرحله زیر می‌باشد:

- ✓ آزمون LM-TEST برای اطمینان حاصل کردن از وجود اثرات ARCH و GARCH در متغیرها
- ✓ برآورد معادله میانگین و واریانس متغیرهای مذکور با استفاده از الگوهای ARCH و GARCH
- ✓ تعیین ضریب اهمیت هر متغیر با توجه به اثر متغیر بر رشد اقتصادی
- ✓ رتبه بندی سری زمانی نوسانات استخراجی از مرحله قبل
- ✓ ترکیب نوسانهای متغیرهای سیاستی و ساخت شاخص

### الف) آزمون LM- Test

قبل از تخمین مدل‌های ARCH و GARCH، انجام آزمون LM- Tset برای اطمینان از وجود اثرات ARCH برای برآزش الگو ضروری است. برای انجام این آزمون، ابتدا معادله میانگین در نظر گرفته شده برای مدل‌های ARCH و GARCH به روش OLS تخمین زده شده‌است و سپس آزمون LM- Test برای پسماندهای این معادله انجام شده است. فرض صفر این آزمون بیان می‌کند که جملات اختلال به هم وابسته نیستند و رد این فرضیه به مفهوم وجود اثرات ARCH در الگو مجاز است.

برای مثال معادله میانگین زیر در نظر گرفته می‌شود:

$$Y_t = c + bY_{t-1} + U_t$$

با استفاده از روش OLS این معادله برآورد شده و سپس آزمون LM-Test برای پسماندهای  $U_t$  انجام می‌شود. این آزمون معادله ذیل را برای پسماندهای  $U_t$  در نظر می‌گیرد:  
فرض صفر این آزمون بیان می‌کند که پسماندهای مستقل از یکدیگر توزیع شده‌اند و آمار آزمون دارای توزیع  $X^2$  با درجه آزادی  $q$  است.

$$H_0 : a_0 = a_1 = \dots = a_q$$

با رد فرض  $H_0$  استفاده از الگوهای ARCH و GARCH مجاز است.

آزمون فوق برای معادله میانگین مربوط به متغیرهای مخارج دولت، درآمدهای مالیاتی، حجم نقدینگی و حاشیه نرخ ارز که هرکدام تابعی از مقادیر با وقفه خود هستند، صورت گرفته و وجود الگوی ARCH و GARCH در هرکدام به تأیید رسیده است.

در ابتدا برای برآورد معادله میانگین هرکدام از متغیرها از یک الگوی  $AR(1)$  به صورت زیر استفاده می‌شود:

$$Y_t = c + bY_{t-1} + U_t$$

که متغیر  $Y_t$  متغیر سیاست گذاری مورد نظر است که تابعی از یک ضریب ثابت  $c$  و یک وقفه خود متغیر  $Y_{t-1}$  است. این معادله برای هر چهار متغیر مخارج دولتی، درآمد مالیاتی، حجم نقدینگی و حاشیه نرخ ارز برآورد شده است. سپس برای بررسی اثرات ARCH در پسماندهای متغیرها از آزمون LM - Test استفاده می‌شود.

#### ب) برآورد الگوی ARCH و GARCH

پس از اطمینان حاصل کردن از وجود اثرات ARCH یا وابستگی جملات پسماند در معادلات فوق، به برآورد الگوهای ARCH و GARCH برای این متغیرها اقدام می‌شود. پس از برآورد الگوهای مناسب ARCH و GARCH برای متغیرهای سیاستی دولت و اطمینان حاصل کردن از معنادار بودن ضرایب و برآزش مناسب الگو، مبادرت به استخراج واریانس این مدل‌ها با استفاده از مدل واریانس هر متغیر می‌شود.

#### پ) تعیین ضریب اهمیت هر متغیر

آن چه مسلم است، این است که میزان تأثیر نوسان هریک از متغیرهای سیاستی دولت در شاخص کلی یکسان نیست و در ترکیب واریانس‌ها، نمی‌توان از وزن‌های یکسان برای متغیرها استفاده کرد. برای این کار از روش رگرسیون عناصر دورانی استفاده می‌شود. در این روش ابتدا جزء دورانی هریک از متغیرهایی که در ساخت شاخص ترکیبی به کار می‌روند را با جزء دورانی متغیری که شاخص ترکیبی برای توضیح آن ساخته می‌شود، به صورت جداگانه در یک رگرسیون وارد می‌شود

$$Y_t = b_0 + b_1 X_{jt} + U_t$$

که در آن:

$Y_t$  = جزء دورانی که شاخص ترکیبی برای توضیح آن ساخته می‌شود.  $X_{jt}$  = جزء دورانی متغیر انفرادی  $j$ ام

$J$  = تعداد متغیرهای انفرادی که برای ساخت شاخص انفرادی با هم ترکیب می‌شوند

$K$  = اندیس نشاندهنده وقفه متغیر

پس از انجام هر رگرسیون، ضریب تعیین محاسبه و اوزان مرتبط با هر متغیر

انفرادی به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$R^2_j = \frac{R^2_{j,t-k}}{\sum R^2_{j,t-k}}$$

بنابراین در این روش، وزن هر سری در درون شاخص ترکیبی بستگی به این دارد که جزء دورانی آن سری، تا چه

اندازه جزء دورانی متغیری که شاخص ترکیبی برای توضیح آن ساخته می‌شود، را توضیح می‌دهد. پس از تعیین وزن هر متغیر انفرادی، سری زمانی شاخص ترکیبی براساس میانگین وزن متغیرهای انفرادی به دست می‌آید.

### ث) ترکیب سری زمانی واریانس‌ها و ساخت شاخص

مرحله نهایی در ساخت شاخص نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی دولت ترکیب سری زمانی واریانس‌ها با توجه به وزن هرکدام است. برای انجام این مرحله با ضرب ضریب هر متغیر و جمع جبری آن‌ها، شاخص نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی دولت حاصل می‌شود. لازم به ذکر است با توجه به این که داده‌های مربوط به شرکت‌های مورد بررسی به صورت سالانه و برای دوره زمانی بین سال‌های ۱۳۹۵-۱۳۹۹ است، به منظور ساخت شاخص نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی، از داده‌های فصلی استفاده شده است. در نهایت نتایج نشان داد که به طور خاص و بعد از سال ۱۳۹۵، شاخص نااطمینانی در کشور افزایش داشته و دچار روند نوسانی بوده است.

### یافته‌های پژوهش

در جدول شماره ۱ آمار توصیفی مربوط به متغیرهای مورد مطالعه پژوهش نشان داده شده است که مشاهده می‌شود بیشترین انحراف استاندارد در نااطمینانی سیاست اقتصادی و اهرم مالی وجود دارد.

جدول ۱: آمار توصیفی متغیرهای پژوهش

انحراف استاندارد	حداکثر	حداقل	میانگین	
۱/۵۲۶۱	۱/۰۳۱	۰/۰۰۸	۰/۲۸۲	نسبت کل بدهی به کل دارایی (اهرم مالی)
۲/۲۸۷	۰/۳۲۴	۰/۰۰۱	۰/۲۰۱	نااطمینانی سیاست اقتصادی
۰/۴۱۸	۰/۶۳۰	-۰/۷۷۱	۰/۱۱۰	نسبت سود خالص به دارایی
۰/۵۶۹	۰/۸۸۸	۰/۰۹۹	۰/۲۴۳	نسبت دارایی ثابت به کل دارایی
۰/۳۶۹	۰/۵۳۹	۰/۰۰۰۳	۰/۰۴۳	نسبت نوسان ۳ سال گذشته سود خالص به دارایی
۰/۴۱۷	۱۸/۹۳۶	۹/۲۴۱	۱۳/۲۲	لگاریتم طبیعی کل دارایی
۰/۱۴۸	۱۶/۱۳۹	-۴/۹۰	۲/۱۳۳	نسبت ارزش بازار حقوق صاحبان سهام به ارزش دفتری
۰/۲۴۹	۱/۰۲۶	-۱/۰۰۶	-۰/۰۴۹	بازده غیرعادی
۰/۵۷۴	۰/۶۲۳	۰/۱۱۵	۰/۳۱۸	میانگین نسبت کل بدهی به کل دارایی بانکهای نمونه
۰/۶۸۲	۰/۳۲۸	-۰/۱۱۷	۰/۱۰۶	میانگین نسبت سود خالص به دارایی بانکهای نمونه
۰/۴۴۶	۰/۹۴۲	۰/۰۸۴	۰/۲۷۷	میانگین نسبت دارایی ثابت به کل دارایی بانکهای نمونه
۰/۹۱۲	۰/۲۲۹	۰/۰۱۲	۰/۰۶۳	میانگین نسبت نوسان ۳ سال گذشته سود خالص به دارایی بانکهای نمونه

انحراف استاندارد	حداکثر	حداقل	میانگین	
۰/۳۱۸	۱۷/۴۲۷	۱۱/۵۸۸	۱۳/۶۸۶	میانگین لگاریتم طبیعی کل دارایی بانکهای نمونه
۰/۶۵۲	۱۵/۱۳۲	۰/۴۷۴	۲/۴۵۳	میانگین نسبت ارزش بازار حقوق صاحبان سهام به ارزش دفتری بانکهای نمونه

### آزمون F لیمر و آزمون هاسمن

با توجه به این که داده های این پژوهش از نوع ترکیبی می باشد، اما قبل از تخمین مدل ها لازم است که روش تخمین (تلفیقی یا تابلویی) مشخص گردد. برای این منظور از آزمون F لیمر استفاده شده است. در مدلی که احتمال آماره آزمون آن ها بیشتر از ۰/۰۵ باشد یا به عبارتی دیگر، آماره آزمون ها کمتر از آماره جدول باشد، از روش تلفیقی استفاده می شود و برای مشاهداتی که احتمال آماره آزمون کمتر از ۰/۰۵ است، برای تخمین مدل از روش داده های تابلویی استفاده خواهد شد. روش تابلویی خود با استفاده از مدل اثرات تصادفی و اثرات ثابت انجام می گیرد. برای تعیین این که از کدام مدل استفاده شود، از آزمون هاسمن استفاده می شود. مدلی که احتمال آماره آزمون آن ها کمتر از ۰/۰۵ است از روش اثرات ثابت و مدلی که احتمال آماره آزمون آن ها بیشتر از ۰/۰۵ است از مدل اثرات تصادفی برای تخمین مدل استفاده می شود.

نتایج آزمون های انجام شده در خصوص مدل این پژوهش به شرح جدول شماره (۲) می باشد. همان طوری که در جدول شماره (۲) قابل مشاهده است، آماره احتمال (P-value) محاسبه شده، در مدل اول برای آزمون F لیمر کمتر از ۰/۰۵ می باشد، لذا برای تخمین مدل از روش داده های تابلویی استفاده می شود و به منظور تعیین نوع داده های تابلویی مبنی بر اثرات ثابت و یا اثرات تصادفی از آزمون هاسمن استفاده می شود. همان طوری که قابل مشاهده است، آماره احتمال (P-value) محاسبه شده برای آزمون هاسمن مدل اول کم تر از ۰/۰۵ درصد بوده، لذا فرض صفر آزمون مبنی بر استفاده از داده های اثرات تصادفی رد می شود و بنابراین نوع داده ها تابلویی با اثرات ثابت می باشد.

جدول (۲): نتایج حاصل از آزمون F لیمر و آزمون هاسمن

شرح	آزمون F لیمر		آزمون هاسمن	
	آماره	P-Value	نتیجه	P-Value
مدل اصلی	۸/۵۵	۰/۰۰۰۰	تابلویی	۰/۰۰۰۰
مدل بازده غیرعادی	۸/۵۴	۰/۰۹۵۱	تلفیقی	نیازی ندارد

نتایج مربوط به برازش مدل بازده غیرعادی در جدول ۳ ارائه شده است. نتایج آزمون ولدريج جهت بررسی خودهمبستگی و آزمون نسبت راست نمایی (LR) ناهمسانی واریانس حاکی از وجود خودهمبستگی و ناهمسانی واریانس است. به منظور رفع مشکل خودهمبستگی از مدل خودبازگشتی مرتبه اول و به منظور رفع مشکل ناهمسانی واریانس از روش حداقل مربعات تعمیم یافته (GLS) استفاده شده است. نتایج جدول ۳ نشان می دهد که بازده صنعت و بازده بازار در سطح خطای ۵ درصد بر بازده سهم تاثیر مثبت و معناداری دارد.

جدول (۳): برآش مدل بازده غیرعادی

متغیر	ضریب برآوردی	خطای استاندارد	آماره t	احتمال
مقدار ثابت	۰/۰۳۹۴۴۱	۰/۰۵۰۶۴۰	۰/۵۴۶۵۵۲	۰/۴۳۱۹
بازده صنعت	۰/۰۳۶۹۰۴	۰/۰۰۶۱۴۹	۶/۰۰۱۶۹۲	۰/۰۰۰۰
بازده بازار	۰/۰۵۰۵۰۳	۰/۰۰۴۵۶۰	۵/۵۶۵۲۵۵	۰/۰۰۰۰
خودبازگشتی مرتبه اول	۰/۴۳۴۵۵۹	۰/۰۱۵۵۴۱	۲۵/۴۹۰۰۶	۰/۰۰۰۰
ضریب تعیین	۴۱/۳۰			
ضریب تعیین تعدیل شده	۴۰/۴۳			
آماره F	۵۳۲/۷۱۱۹			
احتمال (آماره F)	۰/۰۰۰۰			

## آزمون فرضیه‌های پژوهش

به منظور آزمون فرضیه‌های پژوهش از نتایج تخمین مدل ارائه شده، بهره گرفته شده است که در جدول ۴ آمده است. با توجه به نتایج، مقدار احتمال (یا سطح معناداری) F برابر ۰/۰۰۰ بوده و چون این مقدار کمتر از ۰/۰۵ است، فرض صفر در سطح اطمینان ۹۵٪ رد می‌شود، یعنی مدل معنی دار است. نتایج مربوط به ضریب تعیین تعدیل شده نشان می‌دهد، تقریباً ۲۴/۱۴٪ تغییرات متغیر وابسته به وسیله متغیرهای مستقل و کنترلی مدل، توضیح داده می‌شوند.

جدول (۴): تخمین مدل فرضیه‌های پژوهش

متغیر	ضریب برآوردی	خطای استاندارد	آماره t	احتمال
مقدار ثابت	۰/۱۶۵۹۷۹	۰/۰۸۰۷۳۳	۲/۰۵۵۹۰۴	۰/۰۴۰۱
نااطمینانی سیاست اقتصادی	۰/۰۲۱۳	۰/۰۱۳۳۰۳	۸/۶۰۱۵۰	۰/۰۴۲
نسبت سود خالص به دارایی	-۰/۰۱۰۴۲۱	۰/۰۰۳۷۱۲	-۰/۸۰۷۳۶۳	۰/۰۸۵۲
نسبت دارایی ثابت به کل دارایی	-۰/۳۰۲۷۵۳	۰/۰۲۰۱۳	-۰/۰۳۹۵۴	۰/۰۹۵۲
نسبت نوسان ۳ سال گذشته سود خالص به دارایی	-۰/۲۰۶۹۵۲	۰/۰۸۰۲۴۷	-۰/۵۷۸۹۲۸	۰/۰۶۰۱
لگاریتم طبیعی کل دارایی	۰/۰۲۰۳۳۹	۰/۰۰۷۰۱۱	۲/۹۰۱۰۰۵	۰/۰۰۳۹
نسبت ارزش بازار حقوق صاحبان سهام به ارزش دفتری	۰/۰۱۵۶۵۱	۰/۰۰۵۹۴۸	۰/۶۳۱۵۱	۰/۰۸۸۸
بازده غیرعادی	۰/۰۲۶۴۲۱	۰/۰۰۴۱۱۲	۲/۸۰۷۳۶۳	۰/۰۰۳۲
میانگین نسبت کل بدهی به کل دارایی صنعت بانک	۰/۰۵۰۵۰۳	۰/۰۰۴۵۶۰	۰/۵۶۵۲۵۵	۰/۰۴۵۸
میانگین نسبت سود خالص به دارایی صنعت بانک	-۰/۴۳۴۵۵۹	۰/۰۱۵۵۴۱	-۰/۴۹۰۰۶	۰/۰۷۱۴
میانگین نسبت دارایی ثابت به کل دارایی صنعت بانک	-۰/۰۳۴۳۰	۰/۰۰۳۹۱۲	-۰/۵۹۱۴۵	۰/۰۶۳۲

متغیر	ضریب برآوردی	خطای استاندارد	آماره t	احتمال
میانگین نسبت نوسان ۳ سال گذشته سود خالص به دارایی صنعت بانک	۰/۰۵۵۴۱۴	۰/۰۰۹۲۴۴	۰/۱۵۵۴۵۴	۰/۱۴۷
میانگین لگاریتم طبیعی کل دارایی صنعت بانک	-۰/۰۰۴۴۶۳	۰/۰۰۱۰۹۶	-۴/۴۳۶۶۴۱	۰/۰۰۰۰
میانگین نسبت ارزش بازار حقوق صاحبان سهام به ارزش دفتری صنعت بانک	۰/۳۹۹۵۲۱	۰/۰۲۲۵۴۵	۰/۵۶۳۳۴	۰/۰۶۸۷
بازده غیر عادی صنعت	-۰/۰۳۶۹۰۴	۰/۰۰۶۱۴۹	-۶/۰۰۱۶۹۲	۰/۰۰۰۰
ضریب تعیین	۲۸/۵۲			
ضریب تعیین تعدیل شده	۲۴/۱۴			
آماره F	۳۱۹/۴۱۵			
احتمال (آماره F)	۰/۰۰۰۰			

**مطابق نتایج تخمین فرضیه اول**، همانگونه که در جدول (۴) مشاهده می شود ضریب میانگین نسبت کل بدهی به کل دارایی صنعت بانک برابر با ۰.۰۵ با سطح معناداری ۰.۰۴ می باشد که در اینجا می توان بیان کرد نسبت اهرمی بانکهای مشابه بر رفتار هر بانک در تصمیمات اهرمی تاثیر مثبت و معنی داری داشته است و بانکها از نظر متغیر نسبت بدهی کل به دارایی کل بصورت همگرا رفتار می نمایند و میانگین اهرم بدهی صنعت بانک بر تصمیمات اهرمی بانک تاثیر مثبت و معنی داری دارد.

**مطابق نتایج تخمین فرضیه دوم** سطح معنی داری متغیر نااطمینانی سیاست اقتصادی کمتر از ۰/۰۵ شده است لذا می توان گفت که نااطمینانی سیاست اقتصادی بر تصمیمات اهرمی بانکهای همگرا تاثیر معنی داری دارد. این تاثیر مثبت بوده و برابر با ۰.۰۲۱۳ اندازه گیری شده است. بنابراین فرض  $H_0$  رد می شود و میتوان گفت نااطمینانی سیاست اقتصادی بر تصمیمات اهرمی با توجه به نقش بانکداری همگرا تاثیر معناداری دارد.

**همچنین مطابق نتایج تخمین فرضیه سوم** سطح معنی داری متغیرهای مربوط به سودآوری که شامل نسبت سود خالص به دارایی با سطح معنی داری (۰/۰۸۵۲)، و نسبت نوسان ۳ سال گذشته سود خالص به دارایی با سطح معنی داری (۰/۰۶۰۱) بیشتر از ۰/۰۵ شده است لذا می توان گفت که سودآوری بر تصمیمات اهرمی بانکهای همگرا تاثیر معنی داری ندارد و فرضیه دوم رد می گردد.

**مطابق نتایج تخمین فرضیه چهارم**، سطح معنی داری متغیر اندازه بانک (لگاریتم طبیعی کل دارایی بانک) (۰/۰۰۰) و کمتر از ۰/۰۵ شده است و با ضریب ۰.۰۲ این تاثیر مثبت اندازه گیری شده است لذا می توان گفت که اندازه بانک بر تصمیمات اهرمی بانکداری همگرا تاثیر مثبت و معنی داری دارد و فرضیه رد نمی شود.

**مطابق نتایج تخمین فرضیه پنجم** سطح معنی داری متغیرهای مربوط به سودآوری صنعت در رفتار بانکداری همگرا که شامل میانگین نسبت سود خالص به دارایی کل بانکهای موجود در نمونه می باشد با سطح معنی داری (۰/۰۷۱۴)، نسبت دارایی ثابت به کل دارایی صنعت بانک با سطح معنی داری (۰/۰۶۳۲) و نسبت نوسان ۳

سال گذشته صنعت بانک با سطح معنی داری (۰/۱۴۷) بیشتر از ۰/۰۵ شده است لذا می‌توان گفت که سودآوری بر تصمیمات اهرمی بانکهای همگرا تاثیر ندارد و فرضیه محقق تایید نمی‌شود. لذا می‌توان گفت که رفتار تقلیدی بانکهای همگرا در رابطه با متغیرهای سودآوری بر تصمیمات اهرمی بانک تاثیر معنی داری ندارد.

**مطابق نتایج تخمین فرضیه ششم** می‌توان گفت که رفتار تقلیدی بانکهای همگرا در رابطه با متغیر اندازه صنعت بانک بر تصمیمات اهرمی نیز تاثیر دارد، زیرا ضریب متغیر میانگین لگاریتم طبیعی کل دارایی صنعت بانک های موجود در نمونه معنی دار و برابر با ۰.۰۰ می‌باشد. البته این تاثیر منفی و برابر با ۰.۰۰۴- اندازه گیری شده است. بنابراین می‌توان گفت که اندازه صنعت بانک بر تصمیمات اهرمی در بانکداری همگرا تاثیر منفی و معناداری دارد.

علاوه بر این نتایج نشان داد که متغیرهای بازده غیر عادی شرکت، و بازده غیرعادی صنعت بر تصمیمات اهرمی شرکت در سطح خطای ۵ درصد به ترتیب تاثیر مثبت و منفی معنادار دارند. و تاثیر نسبت دارایی های ثابت به دارایی های بانک با سطح معنی داری (۰/۰۹۵۲) و میانگین نسبت دارایی ثابت به کل دارایی صنعت بانک با سطح معنی داری (۰.۰۶۸۷) بر تصمیمات مالی بانک بیش از ۰.۰۵ بوده و تاثیر آنها معنی دار نیست.

### بحث و نتیجه‌گیری

یکی از چالش های مدیران شرکت ها انتخاب تصمیمات اهرمی مناسب است. به دلیل نبود مدل های دقیق و مشخص نبودن تمام عوامل تعیین کننده و تصمیمات اهرمی، مدیران تمایل دارند رفتار تقلیدی از بانکهای همسان را برای دستیابی به تصمیمات اهرمی مناسب و همچنین باتوجه به عوامل درونی و اقتصادی در پیش گیرند. در راستای دستیابی به این هدف، شش فرضیه تدوین و مورد آزمون قرار گرفت.

نتایج پژوهش نشان داد که باتوجه به آزمون فرضیه اول تصمیمات اهرمی صنعت بر تصمیمات اهرمی بانک تاثیر مثبت و معنی داری دارد و بانک ها با توجه به میانگین اهرم بدهی صنعت در ساختار سرمایه خود بصورت تقلیدی و همگرا رفتار می‌کنند.

همچنین مطابق نتایج تخمین فرضیه دوم، نااطمینانی سیاست اقتصادی یک عامل موثر در بالا رفتن اهرم بدهی شرکتها می‌باشد و می‌توان گفت شرکتها در شرایط نااطمینانی اقتصادی بیشتر تمایل به استفاده از منابع دیگران با هزینه تامین مالی کمتر در ساختار سرمایه خود دارند.

مطابق نتایج فرضیه سوم سطح معنی داری متغیرهای مربوط به سودآوری (شامل نسبت سود خالص به دارایی و نسبت نوسان ۳ سال گذشته سود خالص به دارایی) بیشتر از ۰/۰۵ شده است لذا می‌توان گفت که سودآوری بر تصمیمات اهرمی بانکهای همگرا تاثیر معنی داری ندارد.

در آزمون فرضیه چهارم تاثیر اندازه بانک بر تصمیمات اهرمی با سطح معنی دار ۰.۰۰۳۹ بصورت مثبت با ضریب ۰.۰۲ شناسایی شده است. در واقع می‌توان گفت موسسات بزرگتر جسورانه تر در ساختار سرمایه خود از اهرم بدهی استفاده می‌کنند.



مطابق نتایج تخمین فرضیه پنجم، سطح معنی داری متغیرهای مربوط به سودآوری صنعت که شامل میانگین نسبت سود خالص به دارایی صنعت، میانگین نسبت دارایی ثابت به کل دارایی صنعت و میانگین نسبت نوسان ۳ سال گذشته صنعت بیشتر از ۰/۰۵ شده است لذا می توان گفت که سودآوری صنعت بر تصمیمات اهرمی بانکهای همگرا تاثیر ندارد.

مطابق نتایج فرضیه ششم سطح معنی داری متغیر اندازه صنعت بانک ۰.۰۰۰ و معنی دار شناسایی شده است لذا می توان گفت متغیر میانگین اندازه بانکهای صنعت تاثیر معنی داری بر رفتار اهرمی بانک دارد اما این تاثیر منفی شناسایی شده است که با توجه به وجود رقابت در صنعت می توان بیان کرد که موسسات کوچکتر در حال رشد بصورت محافظه کارانه تری نسبت به بانک های مشابه عمل می کنند.

نتایج پژوهش با پژوهش های دیوانگی و همکاران (۲۰۱۵) و لاری و روبرتس (۲۰۱۴) سازگاری ندارد ولی با پژوهشی امین و همکاران (۲۰۱۶) سازگار است. در کل می توان بیان نمود که رفتار تقلیدی در میان بانکهای همگرا بر تصمیمات اهرمی شرکت تاثیر معنی داری دارد.

نتیجه دیگر پژوهش حاکی از این است که مدیران بانکها برای تأمین مالی خارجی به جای توجه به اثرات بانکهای همسان از ویژگی های خام بانک برای دستیابی به تصمیمات اهرمی بهینه استفاده می کنند و از این رو، مدیران بانکها متناسب با شرایط و موقعیت بانک اقدام به تأمین مالی خارجی می کنند.

نتایج آزمون سایر فرضیه های پژوهش نشان داد میانگین سودآوری صنعت، میانگین نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری صنعت و میانگین نوسان سودآوری صنعت بر تصمیمات اهرمی شرکت تاثیر ندارد. این نتایج اشاره دارد که اثرات بانکهای همگرا از نظر متغیر سودآوری، و نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری بر تصمیم گیری مدیران برای انتخاب سیاست های تأمین مالی بانک معنی دار نیست.

با توجه به نتایج بیان می شود که بایستی در اتخاذ تصمیمات اهرمی علاوه بر شرایط اقتصادی و ویژگیهای درونی هر شرکت تاثیر رقبا و شرکتهای همسان توجه نمود تا با ترکیب بهینه ای از ساختار سرمایه هزینه های مربوط به تأمین مالی شرکت کاهش یافته و رشد و افزایش ارزش شرکت را در پی داشته باشد.

### فهرست منابع

- \* رضائی، نادر، نوروزی، علیرضا. (۱۳۹۸). بررسی نااطمینانی اقتصادی و تصمیمات وام دهی بانکها. فصلنامه علمی پژوهشی دانش سرمایه گذاری ۸، (۳۲)، ص ۳۱۵-۳۳۰.
- \* شجاع وشوشاد، محسن. زمردیان، غلامرضا. محمدپورزندی، محمدابراهیم. مینویی، مهرزاد. (۱۴۰۰). بررسی سرایت پذیری ریسک درماندگی مالی و ریسک اعتباری در نظام بانکی کشور. فصلنامه علمی پژوهشی دانش سرمایه گذاری، ۱۰(۳۷)، ۳۱۹-۳۳۳.
- \* شریفی رنانی، حسین؛ اکبر کمیجانی و حمید شهرستانی (۱۳۸۸)، «بررسی سازوکار انتقال پولی در ایران: رویکرد خودرگرسیون برداری ساختاری»، فصلنامه پول و اقتصاد، شماره ۲، ص ۱۷۶-۱۴۵.

- \* کمیجانی، اکبر و مجتبی حائری (۱۳۹۲)، «نقش قیمت مسکن در مکانیسم انتقال سیاست پولی»، فصلنامه راهبرد اقتصادی، شماره پنجم، ص ۴۱-۶۸.
- \* مشیری، سعید و محسن واشقانی (۱۳۸۹)، «بررسی مکانیزم انتقال پولی و زمانی آن در اقتصاد ایران»، فصلنامه مدل‌سازی اقتصادی، شماره ۱ (پیاپی ۱)، ص ۱-۳۲.
- \* Allen N. Berger , Omrane Guedhami , Hugh H. Kim , Xinming Li , Economic Policy Uncertainty and Bank Liquidity Hoarding, *Journal of Financial Intermediation* (2020), doi: <https://doi.org/10.1016/j.jfi.2020.100893>
- \* Amin, M., Hashmi, S. H. & Saeed, M. B. (2016). Impact of Peer Firms on Capital Structure of Firm: Evidence from Pakistan, [www.s\\$0.com](http://www.s$0.com),
- \* acKay, P., & Phillips, G, M. (2005). How does industry affect firm financial structure?. *Review of Financial Studies*, 18(4), pp.1433-1466
- \* Bernanke, Ben S. "Non-Monetary Effects of the Financial Crisis in the Propagation of the Great Depression." *The American Economic Review*, Vol. 73, No. 3, (June 1983) pp. 257-276.
- \* Chen, S., & MA, H. (2017). Peer effects in decision-making: Evidence from corporate investment *China Journal of Accounting Research*, 10(2), pp.167-188
- \* Chi, Q . LEE, w . (2017) . Economic policy uncertainty, credit risks and banks' lending decisions: Evidence from Chinese commercial banks . *China Journal of Accounting Research* . 10(1) . pp 33-50.
- \* Cotterelli, C. & Kourelis,A. (1994). Financial Structure, Bank Lending Rates, and The Transmission Mechanism of Monetary Policy. *IMF Working Paper*. 39.
- \* Duong, H. K., Ngo, A.D., & McGowan, C. B. (2015). Industry peer effect and the maturity structure of corporate debt. *Managerial Finance*, 41(7),pp.714-733. –
- \* Fu, y. lee, Sh.Xu, lei .Zurbrueg, R. (2015) . The Effectiveness of Capital Regulation on Bank Behavior in China. *International Review of Finance*, 15:3, 2015: pp. 321–345
- \* Flannery, M. J. (1986). Asymmetric information and risky debt maturity choice. *The Journal of Finance*, 41(1), pp.19-37. –
- \* Graham, J. R., & Harvey, C. R. (2020). The theory and practice of corporate finance: Evidence from the field. *Journal of financial economics*, 60(2), pp.187-243.
- \* Hirshleifer, D., Subrahmanyam, A., & Titman, S. (1994). Security analysis and trading patterns when some investors receive information before others. *The Journal of Finance*, 49(5), pp.1665-1698.
- \* Hobarg, G., & Phillips, G. (2010). Product market synergies and competition in mergers and acquisitions: A text-based analysis. *Review of Financial Studies*, 23(10), pp.3773-3811.
- \* Huang, Yun; Luk, Paul (2020). Measuring economic policy uncertainty in China. *China Economic Review*, (), 101367–. doi:10.1016/j.chieco.2019.101367
- \* Jensen, M. C., & Meckling, W. H. (1976), Theory of the firm: Managerial behavior, agency costs and ownership structure. *Journal of financial economics*, 3(4), pp.305-360.
- \* Kilian, L. and C. Vega, 2011. Do Energy Prices Respond to U.S. Macroeconomic News? A Test of the Hypothesis of Predetermined Energy Prices. *The Review of Economics and Statistics*, 93, 660-671.
- \* Louri, H , Maria Karadima .(2021) . Economic policy uncertainty and nonperforming loans: The moderating role of bank concentration, *Finance Research Letters* <https://doi.org/10.1016/j.frl.2020.101458>
- \* Lee, C.-C., Lee, C.-C., Zeng, J.-H., Hsu, Y.-L.,Peer bank behavior, economic policy uncertainty, and leverage decision of financial institutions, *Journal of Financial Stability* (2017), <http://dx.doi.org/10.1016/j.jfs.2017.04.004M>

- \* Lyandres, Evgeny and Palazzo, Berardino, Cash Holdings, Competition, and Innovation (April 7, 2015). *Journal of Financial and Quantitative Analysis (JFQA)*, Forthcoming, Available at <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2017222>
- \* Manski, C. F. (1993). Identification of endogenous social effects: The reflection problem. *The review of economic studies*, 60(3), pp.531-542.
- \* Myers, S. C. (1977). Determinants of corporate borrowing. *Journal of financial economics*, 5(2), pp.147-175.
- \* Neves, M.E., Serrasqueiro, Z., Dias, A. and Hermano, C. (2020), "Capital structure decisions in a period of economic intervention: Empirical evidence of Portuguese companies with panel data", *International Journal of Accounting & Information Management*, Vol.28 .No. 3, pp. 465-495. <https://doi.org/10.1108/IJAIM-08-2019-0094>

## **Leverage decisions of financial institution, economic policy uncertainty and peer-banking behavior of accepted banks in TSE**

### **Sepideh Kazemi**

Financial management student for Ph.D., Science and Research branch of Islamic Azad university, Tehran, Iran.  
Kazemi.sepideh.14@gmail.com

### **Maryam khaliaraghi**

Department of financial management, management and economic faculty, Science and Research branch of Islamic Azad university, Tehran, Iran. (corresponding writer)  
m.khaliliaraghi@gmail.com

### **Hashem Nikoumaram**

Department of financial management, management and economic faculty, Science and Research branch of Islamic Azad university, Tehran, Iran.  
h-nikoumaram@srbiau.ac.ir

### **Abstract**

dealing with rivals is a common and important note for banks. Previous studies have shown that matched and competing banks play an important role in shaping a variety of banking policies, but the impact of the behavior of matched and competing banks on corporate financial decisions is often overlooked. In this regard, this study investigates the impact of the uncertainty of economic policy and bank characteristics on the leverage decisions of financial institutions considering the role of peer-bank behavior. The statistical population of this research is the banks listed on the Tehran Stock Exchange during the period 2016 to 2020. The results showed that the average ratio of net industry profit, the average ratio of market value to book value of industry and fluctuation of net industry profit do not affect the leverage decisions of the bank. However, the average logarithm of the total assets of the industry influences the leverage decisions of the bank. Overall, the results show that like-minded banks do not imitate their industry in choosing foreign financing policies

**Keywords:** leverage decision, peer-banking, Imitative behavior, economic policy uncertainty