Quarterly Journal of Fiscal and Economic Policies

Spring 2023, Vol. 11, No. 41, PP. 81-122

The effect of asset quality on the relationship between banks leverage and Systematic risk

Reza Sarhangi*
Master of Science, Kharazmi University, Tehran, Iran.

Received: 01/12/2022 **Accepted: 10/05/2023**

Abstract:

In this study, the effect of bank size, bank leverage and some capital structure ratios on systematic risk of banks listed on the Tehran Stock Exchange has been investigated. In this study, a sample of 10 companies is selected from the banks listed on the Tehran Stock Exchange in the period 2010 to 2019. This study has a main and a secondary objective, which are, respectively, "investigating the effect of leverage on systematic risk in banks listed on the Tehran Stock Exchange" and "investigating the role of bank asset quality on the relationship between systematic risk and banks' leverage". Econometric methods (pooled data method and estimated generalized least squares method) are used to examine the research questions. This research is an applied research, as its results can be used in the decision makings of managers, investors and analysts. The panel data method and library and documentary studies are used respectively to estimate the mode and gathering the needed information. In this regard, statistical indicators are derived using the financial statements of banks published in the Comprehensive Information System (Kodal). The results show that bank leverage affects the systematic risk of banks. Also, the findings show that adjusting the leverage doesn't have any role in increasing the positive relationship between bank leverage and systematic risk of these banks by asset quality.

JEL Classification: M41
Keywords: risk, Systematic risk, banks leverage, asset quality.

* Corresponding Author, Email: rezasarhangi@yahoo.com

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-01-30]

[DOI: 10.61186/qjfep.11.41.81]

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-01-30]
[DOI: 10.61186/qjfep.11.41.81]

سال یازدهم، شماره ۴۱، بهار ۱۴۰۲، صفحات ۱۲۲–۸۱

کیفیت دارایی بانک‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران در ارتباط بین اهرم بانک و ریسک سیستماتیک

رضا سرهنگی

کارشناسی ارشد، دانشگاه خوارزمی، تهران، ایران (نویسنده مسئول)

rezasarhangi@yahoo.com

در پژوهش حاضر تأثیر اهرم بانکی و برخی از نسبت‌های ساختار سرمایه بر ریسک سیستماتیک بانک‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران مورد بررسی قرار گرفته است. در این پژوهش، نمونه‌ای متشکل از ۱۰ بانک از بین بانک‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران در دوره زمانی ۱۳۸۹ تا ۱۳۹۸ (به‌صورت شش‌ماهه) انتخاب گردید. همچنین این مطالعه دارای یک هدف اصلی و یک هدف فرعی که به ترتیب عبارتند از بررسی تأثیر اهرم بر ریسک سیستماتیک در بانک‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران و بررسی نقش کیفیت دارایی‌های بانک‌ها بر ارتباط بین ریسک سیستماتیک و اهرم بانک‌ها است و برای بررسی سؤالات پژوهش از روش‌های اقتصادسنجی (روش داده‌های تجمیعی و روش حداقل مربعات تعمیم‌یافته) استفاده شد. تحقیق از جنبه هدف، از نوع تحقیقات کاربردی به شمار می‌رود، زیرا نتایج حاصل از آن می‌تواند در تصمیمات مدیران، سرمایه‌گذاران و تحلیلگران مورد استفاده قرار گیرد. به منظور برآورد مدل تحقیق از روش داده‌های پانلی استفاده می‌شود. همچنین نحوه گردآوری اطلاعات مورد نیاز در این مطالعه به صورت کتابخانه‌ای و مطالعات اسنادی است. در این راستا با استفاده از صورت‌های مالی بانک‌ها منتشره در سامانه جامع اطلاع‌رسانی ناشران (کدال) به استخراج شاخص‌های آماری پرداخته می‌شود. نتایج حاصل از پژوهش نشان می‌دهد که اهرم بانکی بر ریسک سیستماتیک بانک‌های مذکور تأثیر می‌گذارد و همچنین بررسی نتایج سؤالات پژوهش نشان داد که با تعدیل اهرم‌ها به وسیله کیفیت دارایی نقشی در جهت افزایش رابطه مثبت اهرم بانکی و ریسک سیستماتیک این بانک‌ها ندارد.

طبقه‌بندی JEL: M41

واژگان کلیدی: ریسک، ریسک سیستماتیک، اهرم بانکی، کیفیت دارایی.

* تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۰۹/۱۰ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۱/۱۱/۲۰

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-01-30]

[DOI: 10.61186/qjfep.11.41.81]

۱. مقدمه

بانک‌ها نهادهای مالی هستند که نقدینگی را از منابع گوناگون جمع‌آوری می‌کنند و آن را در اختیار بخش‌هایی قرار می‌دهند که به آن نیاز دارند. به‌طوری‌که به گزارش سایت بانک مرکزی خالص دارایی‌های خارجی و داخلی سیستم بانکی کشور (بانک مرکزی، بانک‌ها و مؤسسات مالی) در پایان سال ۱۳۹۹ به ترتیب ۴.۷۵۵ و ۲۰.۳۸۵ هزار میلیارد ریال و مطالبات و تسهیلات آن‌ها ۱۶.۹۵۲ هزار میلیارد ریال بوده است، به عبارتی مطالبات نظام بانکی کشور به اندازه ۶۷ درصد دارایی‌هایشان در زمان مذکور بوده است. از این رو بانک‌ها شریان حیاتی هر کشور محسوب می‌شوند. همچنین بانکداری یکی از مهم‌ترین فعالیت‌های اقتصاد به شمار می‌آید. بانک‌ها با سازمان‌دهی و هدایت پرداخت‌ها و دریافت‌ها قادرند مبادلات را تسهیل کنند و موجب توسعه بازارها و رشد اقتصاد شوند (مهرآرا و بهلولوند، ۱۳۹۵). سابقه ریسک در صنعت بانکداری به اندازه فعالیت این صنعت قدمت دارد و علیرغم ایجاد تنوع در خدمات و نوآوری در بانکداری، ریسک‌ها نه‌تنها کاهش نداشته بلکه افزایش نیز یافته است؛ زیرا گسترش فعالیت‌های بانکی از جمله ایجاد بانکداری الکترونیک، ورود به حوزه‌های بانکداری بین‌المللی و بروز بحران‌های مالی، ریسک‌هایی جدید را به همراه داشته است. وجود عواملی متعدد ازجمله بین‌المللی بودن فعالیت بانک‌ها، افزایش فعالیت و نوآوری در صنعت بانکداری، ایجاد بحران‌های مالی و ورشکستگی، عدم توانایی وام‌گیرندگان در بازپرداخت بدهی و پیچیده شدن معادلات و روابط اقتصادی ناشی از جهانی شدن از دیرباز تاکنون سبب شده که پدیده ریسک همواره به‌عنوان یک تهدید، فعالیت بانک‌ها را تحت تأثیر جدی قرار دهد. از جمله این عوامل می‌توان به احتمال عدم وصول وام‌ها در سررسیدهای مقرر، در معرض آسیب قرار گرفتن دارایی‌ها، ریسک مالی و افزایش زیان ناشی از ترکیب نامناسب ترازنامه اشاره کرد. لزوم توجه به مدیریت ریسک در صنعت بانکداری هنگامی بارزتر می‌گردد که عوامل درون و برون‌سازمانی از جمله مدیران، سهامداران، سپرده‌گذاران، نهادهای دولتی و نهادهای بین‌المللی مانند کمیته بازل به این مهم توجهی ویژه دارند.

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-01-30]

[DOI: 10.61186/qjfep.11.41.81]

رشد و نوآوری سریع در بازارهای مالی بین‌المللی به همراه بحران‌های مالی سبب گردیده تا بانک‌ها علاوه بر ورود به حوزه‌های جدید، با تحولاتی نوین نیز روبه‌رو شوند. در این راستا از اواخر دهه ۱۹۸۰ میلادی به‌تدریج از سود عملیات متعارف بانک‌ها کاسته گردید و الزاماتی جدید مانند کفایت سرمایه (در راستای کاهش ریسک فعالیت بانک‌ها) افزایش یافت. بانک‌ها با توجه به نوع فعالیت خود، در معرض ریسک‌های متعددی اعم از ریسک‌های برون‌سازمانی و درون‌سازمانی قرار دارند.

مطالبات معوق موجب کاهش سودآوری بانک‌ها شده و آن‌ها را مجبور می‌سازد تا حجم ذخایر و بدهی‌های مشکوک الوصول را افزایش دهند؛ از این رو کاهش انعطاف‌پذیری مدیریتی، موجب محدود شدن ارائه تسهیلات توسط بانک‌ها شده و آن‌ها را ملزم می‌سازد تا جهت مقابله با افزایش ریسک دارایی‌ها و جبران زیان وام‌ها، الزامات کفایت سرمایه‌ای خود را افزایش دهند.

افزایش الزامات سرمایه‌ای که توسط مراجع نظارتی تحت چارچوب بازل (سایر الزامات اضافی که برای شرایط خاص در نظر گرفته شده) به جذب زیان وام‌های غیر جاری در بانک‌ها کمک می‌کند و به‌طورکلی موجب افزایش انعطاف‌پذیری سیستم بانکداری نسبت به شوک‌های بالقوه منفی می‌شود. با وجود اینکه به عقیده بانکدارها افزایش سرمایه پرهزینه است، شواهد تجربی حاکی از رابطه معکوس بین سرمایه و ریسک سیستماتیک در همه بازارهای مهم بانکداری است (بیکر و وورگلر[1] ۲۰۱۵، کاشیاپ[2] و همکاران ۲۰۱۰، مایلز[3] و همکاران ۲۰۱۳، تودر[4] ۲۰۱۵).

به طور خاص با توجه ویژه به بانک‌های اتحادیه اروپا، حق و هینی[5] (۲۰۱۲) وجود یک رابطه غیرخطی را گزارش کردند: افزایش سرمایه در بانک‌هایی با سرمایه کمتر با ریسک سیستماتیک پایین‌تر در ارتباط است؛ در حالی که برای بانک‌هایی با سرمایه بالاتر، افزایش سرمایه با ریسک

1. Baker & Wurgler.
2. Kashyap.
3. Miles.
4. Toader.
5. Haq & Heaney.

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-01-30]
[DOI: 10.61186/qjfep.11.41.81]

سیستماتیک بالاتر همراه است. به عقیده کالم و راب[1] (۱۹۹۹) این شواهد، حساسیت و ارتباط قوی بین ریسک دارایی بانک‌ها و سرمایه آن‌ها را نشان می‌دهد زیرا هر چه ریسکی که یک بانک در معرض آن قرار دارد بیشتر باشد، به سرمایه بیشتری نیاز دارد. بنابراین تأثیر انضباطی ناشی از افزایش سرمایه برای بانک‌هایی بیشتر است که سرمایه کمتری نسبت به ریسک‌های خود دارند زیرا سرمایه آن‌ها را به میانگین بازار نزدیک می‌کند یا بالای میانگین قرار می‌دهد (و یا مطابق با حداقل الزامات می‌نماید). در مقابل برای بانک‌هایی با سرمایه کافی، افزایش سرمایه بانک توسط بازار به‌عنوان نشانه تغییر استراتژی به سمت سرمایه‌گذاری‌های پرمخاطره‌تر برداشت می‌شود، به‌طوری‌که ممکن است سرمایه‌گذاران تصور کنند در معرض ریسک بیشتری به جهت مواجهه با دارایی‌های با ریسک بالاتر قرار دارند (حق و هینی، ۲۰۱۲).

تصمیم‌گیری در رابطه با تعیین میزان استفاده از اهرم بانکی، یکی از مهم‌ترین مسائل پیش روی هر بانکی است. بنابراین تصمیم‌های مربوط به ساختار سرمایه و اهرم‌های بانکی نقش مؤثری در موفقیت بانک‌ها خواهد داشت. شرکتی که هیچ‌گونه بدهی نداشته باشد، یک شرکت با ساختار کاملاً سرمایه‌ای است، اما در واقعیت چنین شرکتی وجود ندارد و تمام شرکت‌ها نسبت‌های مختلفی از اهرم را مورد استفاده قرار می‌دهند. به منظور رسیدن به بازده مناسب بانکی، بانک‌ها بسیاری از روش‌ها و راهبردهای مختلف را انتخاب می‌کنند که یکی از مناسب‌ترین راهبردها استفاده از اهرم بانکی است. سودآوری بانک‌ها تحت تأثیر عوامل اهرم بانکی در تصمیم‌های سرمایه‌گذاری نقشی تعیین‌کننده ایفا می‌کند و می‌تواند راه گریز از تنگناهای اقتصادی باشد، چراکه اهرم بالا به‌عنوان یک مدل بهینگی برای بانک‌ها است و نقش اصطکاکی مهمی در نقدینگی بانک‌ها ایفا می‌کند و نیز اهرم بانکی پایین مانعی برای توانایی رقابت کردن با سایر بانک‌ها است (دی آنجلو و استولز[2]، ۲۰۱۵).

1. Calem & Rob.
2. De Angelo & Stulz.

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-01-30]
[DOI: 10.61186/qjfep.11.41.81]

با توجه به آنچه در سطور بالا از نظر گذشت چنین استنباط می‌شود که ریسک ناشی از اهرم در بانک‌ها صرفاً به دلیل بدهکار بودن بانک‌ها نیست؛ بلکه ریسک دارایی‌های آن‌ها نیز در این موضوع دخیل است. بر این اساس، در تحقیق حاضر در نظر داریم معادله معروف هامادا را با ملحوظ داشتن رابطه بین اهرم و کیفیت دارایی‌ها توسعه دهیم و به این پرسش پاسخ دهیم که آیا کیفیت دارایی بانک‌ها بر رابطه بین اهرم و ریسک سیستماتیک آن‌ها مؤثر است؟ بدین منظور، اهرم بانک‌ها را با در نظر گرفتن ریسک خاص اعتباری هر بانک محاسبه و تعدیل می‌نماییم. سؤالات زیر به‌عنوان سؤالات اصلی و فرعی تحقیق مطرح می‌شود:

- اهرم بانک در ایجاد ریسک سیستماتیک بانک‌های کشور چه تأثیری دارد؟ آیا بانک‌های با اهرم بانکی بالاتر با ریسک سیستماتیک بیشتر همراه هستند؟ اگر نسبت مالی مهم دارایی به سرمایه (تحت عنوان اهرم) بالاتر رود، آن بخش از ریسک کل که با متنوع سازی پرتفوی دارایی‌های بانک از بین نمی‌رود، افزایش می‌یابد؟
- نقش کیفیت دارایی‌های بانک بر رابطه بین اهرم و ریسک سیستماتیک بانک‌ها چگونه است؟ آیا با تعدیل اهرم بانک به‌وسیله‌ی کیفیت دارایی، معنی‌داری رابطه اهرم بانک و ریسک سیستماتیک کاهش پیدا می‌کند؟

۲. پیشینه پژوهش

تاکنون مطالعات متعددی در حوزه ریسک سیستماتیک و اهرم مؤسسات و بانک‌ها عوامل مؤثر بر آن به عمل آمده است که از مهم‌ترین آن‌ها می‌توان به ساختار سرمایه، متغیرهای حسابداری، سودآوری و... اشاره کرد اما تأثیری که اهرم بانک می‌تواند بر این متغیر داشته باشد و به‌طور هم‌زمان نقش کیفیت دارایی بر این ارتباط، مورد بررسی واقع نگردیده و لذا پژوهش حاضر دارای نوآوری موضوعی است.

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-01-30]

[DOI: 10.61186/qjfep.11.41.81]

پژوهش‌های خارجی

نام محقق	تاریخ تحقیق	نتیجه تحقیق
هامادا[1]	۱۹۷۲	به ارتباط بین ساختار سرمایه و ریسک سیستماتیک می‌پردازد. هامادا با به دست آوردن بازده سهام اهرمی و بازده سهام غیر اهرمی، کوواریانس این دو بازده را با بازده بازار محاسبه کرد. وی با مقایسه میانگین ریسک سیستماتیک شرکت‌ها، در دو حالت اهرمی و غیر اهرمی نتیجه گرفت که میانگین ریسک سیستماتیک سهام اهرمی، بزرگ‌تر از سهام غیراهرمی است. همچنین نتیجه دیگری که در این تحقیق حاصل شد، این بود که تقریباً ۲۱ تا ۲۴ درصد ریسک سیستماتیک مشاهده شده، می‌تواند صرفاً از طریق افزایش ریسک مالی توضیح داده شود.
بن زیون و شالیت[2]	۱۹۷۵	تحقیقی در رابطه با عوامل تعیین‌کننده ریسک سهام شرکت‌ها انجام دادند. این افراد تأثیر عوامل خرد نظیر اهرم مالی، سود تقسیمی و اندازه شرکت را بر روی ریسک سیستماتیک بررسی کردند. آن‌ها به این نتیجه رسیدند که ریسک سیستماتیک شرکت‌ها با اهرم مالی رابطه مثبت و با اندازه شرکت و سود تقسیمی رابطه منفی دارد. نتایج به‌دست‌آمده همگی از نظر آماری معنی‌دار می‌باشند اما به‌هرحال قادر به تبیین مقدار زیادی از تغییرات ریسک نیستند.
دان[3]	۲۰۰۱	ارتباط بین اهرم مالی و ریسک سیستماتیک سهام عادی را مورد بررسی قرار داد. نتایج این تحقیق حاکی از این بود که پراکندگی بیشتر ریسک سیستماتیک شرکت‌های مورد بررسی، بعد از افزایش بدهی نسبت به قبل از افزایش بدهی (تأثیر بدهی بر ریسک سیستماتیک) برای کلیه صنایع در سطح معناداری ۹۵ درصد مورد تأیید قرار گرفت.

1.Hamada.
2. Ben. zion & shalit.
3. Dunn.

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-01-30]

[DOI: 10.61186/qjfep.11.41.81]

نام محقق	تاریخ تحقیق	نتیجه تحقیق
بریمیل[1]	۲۰۰۳	سودمندی اطلاعات حسابداری را در ارزیابی ریسک سیستماتیک بررسی نمود. وی با استفاده از روش ضریب همبستگی و تحلیل رگرسیونی یک مدل جهت پیش‌بینی ریسک سیستماتیک ارائه کرد. این مدل دربرگیرنده متغیرهایی از قبیل نسبت پوشش بهره، تغییرات سود، اندازه شرکت، رشد شرکت، نسبت پرداخت سود، نسبت جاری، اهرم مالی و اهرم عملیاتی بود. این متغیرها مجموعاً دارای توانایی تبیین ۵۷ درصد از تغییرات بتا (ریسک سیستماتیک) بودند.
حق و هینی[2]	۲۰۱۲	به طور خاص با توجه ویژه به بانک‌های اتحادیه اروپا، وجود یک رابطه غیرخطی را گزارش کردند: افزایش سرمایه در بانک‌هایی با سرمایه کمتر با ریسک سیستماتیک پایین‌تر در ارتباط است؛ در حالی که برای بانک‌هایی با سرمایه بالاتر، افزایش سرمایه با ریسک سیستماتیک بالاتر همراه است.
هانگ و لیویی[3]	۲۰۰۵	پژوهشی در مورد ارتباط بین تغییرات ریسک سیستماتیک، چرخه تجاری، درجه اهرم عملیاتی و درجه اهرم مالی در شرکت‌های هواپیمایی تایوان انجام دادند که نتیجه پژوهش آن‌ها اثبات وجود ارتباط بین تغییرات ریسک سیستماتیک و درجه اهرم عملیاتی و اهرم مالی بود.
گارسیا فی جو و یورگنسن[4]	۲۰۱۰	نتیجه پژوهش این پژوهشگران نشانگر ارتباط مثبت بین درجه اهرم مالی و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار و ارتباط بین درجه اهرم مالی و ریسک سیستماتیک بود.

1. Bremill.
2. Haq & Heaney.
3. Hung & Lui.
4. Garcia-Feijoo, & Jorgensen.

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-01-30]

[DOI: 10.61186/qjfep.11.41.81]

نام محقق	تاریخ تحقیق	نتیجه تحقیق
لاون[1] و همکاران	۲۰۱۶	بین سرمایه و ریسک سیستماتیک بانک، یک رابطه منفی برقرار است و بانک‌های با سرمایه کافی، کمتر در معرض ریسک سیستماتیک قرار می‌گیرند. همچنین نوع کیفیت دارایی بر اساس نقدشوندگی می‌تواند بر اهرم بانک و به تبع آن بر ریسک سیستماتیک بانک اثرگذار باشد.
بلتریم[2] و همکاران	۲۰۱۸	وام‌های غیر جاری را در رابطه بین اهرم بانک و ریسک سیستماتیک مورد بررسی قرار دادند. نتایج بیانگر این بود که مطالبات معوق بانکی به‌عنوان مهم‌ترین معیار برای ریسک بازار هستند. همچنین عدم نقدشوندگی دارایی‌ها منجر به تأثیر اهرم بر ریسک بانک است. همچنین یافته‌ها حاکی از اهمیت تأثیر مرکب اهرم به‌عنوان مؤلفه ریسک سیستماتیک است و نتایج نشان می‌دهد که برای شناسایی ریسک سیستماتیک بانک‌ها، اهرم ساده (بدون تعدیل) بیهوده است.

پژوهش‌های داخلی

نام محقق	تاریخ تحقیق	نتیجه تحقیق
قالیباف اصل	۱۳۷۳	در تحقیقی رابطه بین ساختار سرمایه و ریسک سیستماتیک را مورد آزمون قرار داد. نتایج حاصله از این تحقیق، در بورس تهران، حاکی از وجود ارتباط مثبت بین ساختار سرمایه و ریسک سیستماتیک، در سطح معناداری ۹۵ درصد بود.
احمد پور و نمازی	۱۳۷۷	تأثیر اهرم عملیاتی، اهرم مالی و اندازه شرکت را روی ریسک سیستماتیک سهام عادی شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران مطالعه نموده‌اند که نتیجه پژوهش آن‌ها نشان می‌دهد که اهرم مالی و اندازه شرکت به ترتیب اثر مستقیم و معکوس روی میزان ریسک سیستماتیک دارند اما اهرم عملیاتی روی میزان ریسک سیستماتیک اثر ندارد.
قربانی	۱۳۷۸	تحقیقی پیرامون موضوع بررسی رابطه بین ریسک کل و ریسک سیستماتیک سهام عادی با اهرم مالی شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران انجام داد. نتایج به‌دست‌آمده نشان می‌دهد که نمی‌توان رابطه معنادار آماری را در بورس تهران، بین ریسک کل و سیستماتیک با اهرم مالی در سطح معناداری ۹۵ درصد ثابت کرد.

1. Laeven.
2. Beltrame.

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-01-30]
[DOI: 10.61186/qjfep.11.41.81]

نام محقق	تاریخ تحقیق	نتیجه تحقیق
نمازی و خواجوی	۱۳۸۳	به بررسی سودمندی متغیرهای حسابداری در پیش‌بینی ریسک سیستماتیک شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. نتایج به‌دست‌آمده حاکی از آن است که در سطح رگرسیون ساده بین ۱۲ متغیر پژوهش با ریسک سیستماتیک رابطه معنادار وجود دارد. همچنین در مرحله طراحی مدل نیز مشخص گردید که ۸ متغیر نسبت آنی، نسبت سود خالص به فروش، اهرم عملیاتی، اهرم مالی، رشد فروش، اندازه، شاخص هموارسازی سود و ضریب نوسان پذیری سود مجموعاً توانایی تبیین بیش از 85 درصد تغییرات ریسک سیستماتیک را دارند.
سینایی و خرم	۱۳۸۳	رابطه اهرم مالی با ریسک سیستماتیک سهام عادی شرکت‌های سهامی عام را مطالعه نمودند. نتیجه پژوهش آن‌ها حاکی از عدم ارتباط معنادار خطی و مثبت بین اهرم مالی و ریسک سیستماتیک بود. دلیلی که این پژوهشگر برای رد شدن ارتباط خطی مثبت بین اهرم مالی و ریسک سیستماتیک آورده است، این است که نظریه‌ها در یک بازار رقابتی مطرح شده است که ممکن است با شرایط خاص کشور و بازار ما انطباق لازم را نداشته باشد.
سعیدی و رامشه	۱۳۸۹	پژوهشی با عنوان شناسایی عوامل تعیین‌کننده ریسک سیستماتیک شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران انجام دادند که یکی از نتایج این پژوهش آن است که میان ریسک سیستماتیک و اهرم مالی در سطح ۹۵ درصد ارتباط معناداری وجود دارد.
علی‌ثانی و ایزدی‌نیا	۱۳۹۲	تأثیر فرصت‌های رشد، اهرم عملیاتی و اهرم مالی بر ریسک سیستماتیک شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران را بررسی کردند که نتیجه پژوهش نشان می‌دهد فرصت‌های رشد و اهرم مالی شرکت بر ریسک سیستماتیک شرکت تأثیر می‌گذارند و اهرم عملیاتی شرکت بر ریسک سیستماتیک شرکت تأثیری ندارد. همچنین نشان دادند که شرکت‌هایی که دارای فرصت‌های رشد بیشتر و اهرم مالی بالایی هستند ریسک سیستماتیک بیشتری دارند.

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-01-30]

[DOI: 10.61186/qjfep.11.41.81]

نام محقق	تاریخ تحقیق	نتیجه تحقیق
ابراهیمی و فتحی	۱۳۹۲	تأثیر ساختار مالی بر ریسک کل، ریسک سیستماتیک و ریسک غیر سیستماتیک در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران را مطالعه نمودند. یافته‌های حاصل از مطالعه مذکور گویای این مطلب است که بازده دارایی‌ها با ریسک سیستماتیک رابطه مثبت و معنادار دارد. در حالی که اهرم مالی، نقدینگی (نسبت بدهی)، اهرم عملیاتی و اندازه شرکت دارای رابطه معنادار با ریسک سیستماتیک نمی‌باشند.
نظری و برزگرخاندوزی	۱۳۹۷	به بررسی رابطه بین بازده و سود حسابداری و اهرم عملیاتی با ریسک سیستماتیک در شرکت‌های عضو بورس اوراق بهادار تهران می‌پردازند. نتایج تحقیق نشان می‌دهد بین سود حسابداری با ریسک سیستماتیک رابطه معناداری وجود دارد و همچنین بین بازده و اهرم عملیاتی با ریسک سیستماتیک رابطه معناداری وجود ندارد.

۳. روش پژوهش

تحقیق از جنبه هدف، از نوع تحقیقات کاربردی به شمار می‌رود، زیرا نتایج حاصل از آن می‌تواند در تصمیمات مدیران، سرمایه‌گذاران و تحلیلگران مورد استفاده قرار گیرد. در این تحقیق برای گردآوری اطلاعات مورد نیاز برای مبانی نظری موضوع از روش کتابخانه‌ای (پایان‌نامه، مقالات تخصصی فارسی و لاتین و سایت‌های تخصصی مربوط) استفاده می‌شود. در این راستا داده‌های مورد نیاز جهت محاسبه متغیرهای پژوهش با استفاده از صورت‌های مالی بانک‌ها منتشره در سامانه جامع اطلاع‌رسانی ناشران (کدال) و همچنین از بانک‌های اطلاعاتی تدبیر پرداز و ره‌آورد نوین و سایت‌های اینترنتی مرکز پردازش اطلاعات مالی ایران و مدیریت فناوری بورس اوراق بهادار تهران استخراج شده است. همچنین به منظور برآورد مدل تحقیق از روش داده‌های پانلی استفاده می‌شود.

جامعه آماری پژوهش حاضر شامل بانک‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران، طی سال‌های ۱۳۸۹ تا ۱۳۹۸ به‌صورت شش‌ماهه خواهد بود و بانک‌های مورد مطالعه که لیست آن در پیوست شماره ۱ آورده شده و شامل ۱۰ بانک است، بررسی می‌شود.

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-01-30]

[DOI: 10.61186/qjfep.11.41.81]

٤. مبانی نظری

کیفیت دارایی‌ها در بانک‌ها

ارزیابی کیفیت دارایی بانک‌ها که به دلیل آنکه بخش اعظمی از دارایی‌های بانک‌ها را تسهیلات اعطایی تشکیل می‌دهد معمولاً مترادف با کیفیت تسهیلات اعطایی به کار می‌رود، به‌طورکلی شامل شناسایی دقیق کلیه تسهیلات اعطاشده مشکل‌دار و محاسبه سهم آن‌ها در کل تسهیلات و دستیابی به درجه سلامت دارایی بانک است. در شرایط حاضر تسهیلات اعطایی بانک‌ها از نظر کیفی عملاً به سه طبقه جاری، سررسید گذشته و معوق تقسیم می‌گردد (شاهچرا، ۱۳۹۵).

کیفیت دارایی یکی از مهم‌ترین عوامل در ارزیابی سلامت بانکی به شمار می‌رود و بر مبنای ریسک و میزان نقدشوندگی دارایی‌ها مورد سنجش واقع می‌شود و نشان‌دهنده توانایی بانک در انجام فعالیت‌های مناسب و تحصیل دارایی‌های قابل بازگشت است.

گریر[1] (۲۰۰۷) در پژوهش خود چنین بیان می‌کند که کیفیت ضعیف دارایی‌ها دلیل اصلی بیشتر ورشکستگی‌های بانکی است.

مدل پژوهش

در مورد مؤسسات اعتباری، نسبت اهرم نمی‌تواند اثرات مطلق ریسک مالی را نشان دهد، زیرا سرمایه بانک به سیاست اخذ ذخایر محافظه‌کارانه یا غیر محافظه‌کارانه بستگی دارد. به طور دقیق‌تر، بانک‌ها برای اهداف مدیریت سرمایه و سود از اقلام تعهدی (به‌ویژه بخش اختیاری ذخایر وام‌ها) استفاده می‌کنند، بنابراین رابطه بین اهرم و بتای حقوق صاحبان سهام تحریف می‌شود (دونگ[2] و همکاران ۲۰۱۲، بیتی و لیائو[3] ۲۰۱۴، کورسیو و حسن[4] ۲۰۱۵، پینتو و پیکوتو[5] ۲۰۱۷).

1.Grier.
2. Dong.
3. Beatty and Liao.
4. Curcio and Hasan.
5. Pinto and Picoto.

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-01-30]
[DOI: 10.61186/qjfep.11.41.81]

علاوه بر این، تأثیر خود ذخایر وام بر ریسک سیستماتیک مبهم است و سیاست اخذ ذخایر بالا ممکن است ناشی از بالا بودن نسبت پوشش ریسک اعتباری باشد (منرو[1] و همکاران ۱۹۹۳، آگوسمان[2] و همکاران ۲۰۰۸) و بنابراین به‌عنوان قدرت پرداخت بالاتر تعهدات و نشانه مدیریت قوی و مطمئن تفسیر شود که نوسان قیمت سهام در بازار و ادراک ریسک را کاهش می‌دهد (بیور[3] و همکاران ۱۹۸۹). در مقابل، این مسئله می‌تواند نتیجه کیفیت پایین‌تر سبد دارایی‌های بانک باشد که افزایش ریسک بانک و افزایش نوسان قیمت سهام آن در بازار را به دنبال دارد. به منظور افزایش محتوای اطلاعاتی اهرم، در این تحقیق نسبت مرسوم اهرم را تعدیل می‌کنیم تا بتوانیم تأثیر ذخیره مطالبات مشکوک الوصول (ذخایر زیان وام[4]) را مشخص نماییم. به این شیوه، می‌توانیم رابطه بین اهرم و ریسک سیستماتیک را به شرح زیر بهتر تعریف کنیم:

$$2\text{اهرم} = \frac{\text{دارایی کل} + \text{ذخیره مطالبات مشکوک الوصول}}{\text{سرمایه} + \text{ذخیره مطالبات مشکوک الوصول}}$$

در این حالت و بدون توجه به اثرات مالی، سیاست محافظه‌کارانه یا تهاجمی ذخیره مطالبات مشکوک الوصول (ذخیره زیان وام) با استفاده از اهرم تعدیل‌شده هموار می‌گردد. برای در نظر گرفتن کیفیت دارایی‌های بانک، بار دیگر اهرم را مطابق معادله زیر تعدیل می‌نماییم. منطق این کار به این شرح است: زمانی که نسبت وام‌های غیرجاری افزایش پیدا می‌کند، بانک ملزم به جذب ریسک ایجاد شده ناشی از کیفیت بد سبد دارایی‌ها از طریق افزایش سرمایه می‌شود. در مقابل، هرچه کیفیت دارایی بانک بالاتر باشد، احتمال فعالیت با نسبت‌های سرمایه کمتر افزایش پیدا می‌کند. بنابراین می‌شود این فرضیه را مطرح کرد که اثر مرکب اهرم و کیفیت دارایی بر

1. Monroe.
2. Agusman.
3. Beaver.
4. Loan loss reserves

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-01-30]

[DOI: 10.61186/qjfep.11.41.81]

ریسک سیستماتیک اثر کلی برجای می‌گذارد. پس با توجه به موارد ذکرشده، تعریف اهرم را مطابق معادله زیر تعدیل می‌نماییم:

$$\text{اهرم}3 = \frac{\text{دارایی کل} + \text{ذخیره مطالبات مشکوک الوصول}}{\text{سرمایه} + \text{ذخیره مطالبات مشکوک الوصول}} \times \frac{\text{وام‌های غیرجاری}}{\text{کل وام}}$$

معادله فوق نسبت اهرم را به‌گونه‌ای تعریف می‌کند که به ریسک اعتباری موجود که بر حسب نسبت وام‌های غیرجاری به کل وام تعریف می‌شود؛ حساس است. سپس در صورت ثابت بودن سایر شرایط، هرچه مقدار وام‌های غیرجاری بیشتر باشد، رابطه ریسک-اهرم قوی‌تر می‌شود که به معنای ریسک ذاتی بالاتر کسب‌وکار است.

علاوه بر این، تعدیل اهرم را تکمیل کردیم و اندازه مواجهه ریسک اعتباری را به شرح زیر به آن اضافه کردیم:

$$\text{اهرم}4 = \frac{\text{دارایی کل} + \text{ذخیره مطالبات مشکوک الوصول}}{\text{سرمایه} + \text{ذخیره مطالبات مشکوک الوصول}} \times \frac{\text{وام‌های غیرجاری}}{\text{کل وام}}$$

$$= \frac{\text{کل وام}}{\text{دارایی کل} + \text{ذخیره مطالبات مشکوک الوصول}} \times \frac{\text{وام‌های غیرجاری}}{\text{سرمایه} + \text{ذخیره مطالبات مشکوک الوصول}}$$

نسبت حاصل در معادله فوق نشان‌دهنده توانایی بانک برای پوشش وام‌های غیرجاری از طریق ذخیره مطالبات مشکوک الوصول (ذخایر زیان وام) و سرمایه است. در اینجا علاوه بر معیار مرسوم اهرم، با تعدیل معیار مذکور، سه معیار دیگر ارائه کردیم تا بتوانیم قدرت توضیح‌دهندگی اثر اهرم بر ریسک سیستماتیک را بهبود بخشیم. عوامل تعیین‌کننده بتای سهام از طریق رگرسیون خطی زیر اندازه‌گیری می‌شود:

$$\boldsymbol{B}\text{eta}_{jt} = \alpha + \gamma_1\,\text{Leverage}_{jt} + \gamma_2\,\text{Size}_{jt} + \gamma_3\,\text{zmmsarm}_{jt} + \gamma_4\,\text{npsize}_{jt} + \gamma_5\,\text{hssarm}_{jt} + \gamma_6\,\text{anbhss}_{jt} + \gamma_7\,\text{zmmsood}_{jt} + \gamma_8\,\text{zmmhss}_{jt} + \gamma_9\,\text{lev}_{jt} + \varepsilon_{jt}$$

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-01-30]

[DOI: 10.61186/qjfep.11.41.81]

که در آن برای بانک j از ۱ تا N و زمان t از ۱ تا T است. $Beta$ همان بتای سهام است که با استفاده از بازده هفتگی در دو سال گذشته محاسبه می‌شود، $Leverage$ اهرم است که به ۴ روش مطابق معادله‌های یاشده محاسبه می‌شود، $Size_{jt}$ اندازه لگاریتم کل دارایی‌های بانک است. سایر متغیرهای کنترلی که در جدول ۱ آمده است.

جدول ۱: متغیرهای کنترلی

متغیر	توضیحات در مورد متغیر
zmmsarm	نسبت ذخیره مطالبات مشکوک الوصول به سرمایه
npsize	نسبت اندازه بانک و وام‌های غیرجاری به کل وام‌ها
hssarm	نسبت حقوق صاحبان به سرمایه
anbhss	نسبت سود انباشته به حقوق صاحبان سهام
zmmsood	نسبت ذخیره مطالبات مشکوک الوصول به سود خالص
zmmhss	نسبت ذخیره مطالبات مشکوک الوصول به حقوق صاحبان سهام
darhss	حاصل‌ضرب نسبت دارایی کل به حقوق صاحبان در نسبت وام‌های غیرجاری

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-01-30]

[DOI: 10.61186/qjfep.11.41.81]

۵. مدل و متغیرهای پژوهش

متغیر وابسته: ریسک سیستماتیک

از بتا به‌عنوان معیار و شاخص ریسک سیستماتیک استفاده می‌شود. این معیار نشان‌دهنده نوسانات بازده یک دارایی نسبت به نوسانات بازده شاخص بازار است. چندین روش برای محاسبه بتا وجود دارد. یک روش برای اندازه‌گیری بتا آن است که کوواریانس بین بازده دارایی مورد نظر (R_{it}) و بازده پرتفوی بازار (R_{mt}) را محاسبه و مقدار حاصله را بر واریانس بازده پرتفوی بازار تقسیم نمود. به زبان ریاضی می‌توان به شکل زیر بیان کرد (فاف و بروکس[1]، ۱۹۹۹).

$$\beta = \frac{cov(R_{it}.R_{mt})}{var(R_{mt})} \quad (\text{رابطه } 1)$$

متغیر مستقل: اهرم بانک

از شاخص‌های مهم در بخش بانکداری عامل اهرم بانکی است که به چگونگی استفاده منابع در ترازنامه برای تأمین مالی دارایی‌ها اشاره دارد. اهرم بانکی به روش‌های مختلفی اندازه‌گیری می‌شود (مثلاً نسبت کل بدهی به کل دارایی‌ها یا نسبت بدهی به حقوق صاحبان سهام) (شاهچرا، ۱۳۹۷).

بر اساس مطالعه صورت گرفته توسط بیکر و وورگلر (۲۰۱۵)، کاشیاپ و همکاران (۲۰۱۰)، مایلز و همکاران (۲۰۱۳) و توآدر (۲۰۱۵) ضریب بتا مطابق معادله هامادا[2] (۱۹۷۲) به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$\beta_E = \frac{V}{E}\beta_A \quad (\text{رابطه } 2)$$

1. Faff & Brooks.
2. Hamada.

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-01-30]

[DOI: 10.61186/qjfep.11.41.81]

به‌طوری‌که در معادله فوق β_E بتای سهام بوده، V ارزش بازار بنگاه، E حقوق صاحبان سهام بانک و β_A ضریب بتای دارایی است. برای بررسی اثر الزامات سرمایه‌ای مورد نیاز بر ریسک سیستماتیک از رابطه ۳ استفاده می‌کنیم:

$$\beta_E = Leverage * \beta_A \quad (3 \text{ رابطه})$$

به‌طوری‌که در معادله فوق $Leverage$ نسبت کل دارایی به سرمایه[1] است.

٦. یافته‌های تحقیق و تجزیه‌وتحلیل آن

آزمون ریشه واحد (مانایی)

مانایی یکی از پیش‌شرط‌های برآورد یک مدل رگرسیون مناسب است. پیش از تجزیه‌وتحلیل داده‌های پژوهش، پایایی متغیرها باید بررسی شود. پایایی متغیرهای پژوهش به این معنا است که میانگین و واریانس متغیرها در طول زمان و کوواریانس متغیرها بین سال‌های مختلف ثابت بوده است. در نتیجه، استفاده از این متغیرها در مدل، باعث به وجود آمدن رگرسیون کاذب نمی‌شود. به این منظور، از آزمون‌هایی نظیر لوین، لین و چو[2]، آزمون ایم، پسران و شین[3] و آزمون بریتونک[4] می‌توان استفاده نمود.

آزمون مانایی به کار رفته در این تحقیق آزمون لوین، لین و چو است. لین، لوین و چو (۲۰۰۲) توصیه کردند که آزمون آن‌ها را برای برسی ریشه واحد در پنل‌هایی با اندازه متوسط یعنی ۱۰ تا ۲۵۰ واحد مقطعی و ۲۵-۲۵۰ مشاهده برای هر مقطع (بعد زمانی) استفاده شود. بالتاجی (۲۰۰۸) عنوان کرد لازمه کارایی این آزمون این است که بعد مقطع نسبت به بعد زمان کوچک باشد. همچنین این آزمون برای پنل‌های متوازن طراحی شده و فرض می‌کند پارامتر اتورگرسیو برای تمام واحدهای مقطعی یکسان است. لوین، لین و چو استدلال می‌کنند که در داده‌های پانلی،

1. Equity Capital.
2. Levin, Lin & Chu.
3. Im, pesaran, shin.
4 .Britonk.

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-01-30]
[DOI: 10.61186/qjfep.11.41.81]

استفاده از آزمون ریشه واحد برای ترکیب داده‌ها دارای قدرت بیشتری نسبت به استفاده از آزمون

$$\begin{cases} H_0: \rho_i = \rho = 0 \\ H_1: \rho_i = \rho < 0 \end{cases}$$

ریشه واحد برای هر مقطع به‌طور جداگانه است. همچنین فرضیه صفر و فرضیه مخالف در آزمون LLC به‌صورت زیر است:

اگر مقدار p-value محاسبه‌شده بیشتر از سطح خطای ۵ درصد باشد، فرض صفر مبنی بر وجود ریشه واحد قابل رد کردن نیست. به عبارت دیگر، متغیر مورد نظر ناایستا خواهد بود (بالتاجی، ۲۰۰۵).

آزمون مانایی یا آزمون ریشه واحد به ترتیب برای متغیرهای مدل انجام می گردد. نتایج آزمون ریشه واحد لوین، لین و چاو به قرار زیر است:

جدول ۲: نتایج آزمون ریشه واحد برای متغیرهای تحقیق

نام متغیر	مقدار آماره	مقدار احتمال	نتیجه
Beta	-1.14064	0.1270	عدم‌تأیید مانایی
size	0.25290	0.5998	عدم‌تأیید مانایی
*Lev*1	2.89119	0.9981	عدم‌تأیید مانایی
*Lev*2	0.45212	0.6744	عدم‌تأیید مانایی
*Lev*3	0.68111	0.7521	عدم‌تأیید مانایی
*Lev*4	0.74300	0.7713	عدم‌تأیید مانایی
zmmsarm	1.80476	0.9644	عدم‌تأیید مانایی
npsize	1.11123	0.8668	عدم‌تأیید مانایی
hssarm	2.20291	0.9862	عدم‌تأیید مانایی

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-01-30]

[DOI: 10.61186/qjfep.11.41.81]

ادامه جدول ۲: نتایج آزمون ریشه واحد برای متغیرهای تحقیق

نام متغیر	مقدار آماره	مقدار احتمال	نتیجه
anbhss	0.28499	0.6122	عدم‌تأیید مانایی
zmmsood	3.79126	0.9999	عدم‌تأیید مانایی
zmmhss	1.58647	0.9437	عدم‌تأیید مانایی
darhss	-0.52402	0.3001	عدم‌تأیید مانایی

منبع: محاسبات تحقیق

با توجه به اینکه مقدار احتمال آزمون‌های ریشه واحد در تمامی حالات فوق بزرگ‌تر از ۰/۰۵ است که نشان از نامانا بودن آن‌ها می‌دهد. بدین ترتیب به منظور رفع نگرانی بابت رخ دادن رگرسیون کاذب به سراغ آزمون هم‌انباشتگی می‌رویم.

آزمون هم‌انباشتگی

بررسی وجود رابطه هم‌انباشتگی (هم‌جمعی) در داده‌های ترکیبی از اهمیت بالایی برخوردار است، زیرا بررسی رابطه هم‌جمعی بین متغیرهای مدل برآوردی، این کمک را به پژوهشگر می‌کند تا پس از اطمینان از وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل، الگوی مورد نظر را برآورد نماید.

آزمون هم‌انباشتگی یا هم‌جمعی، وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل را بررسی می‌کند و این آزمون نیز برای اطمینان از عدم رخ دادن رگرسیون کاذب مورد استفاده قرار می‌گیرد. چنانچه برخی متغیرها پایا نباشند، این آزمون الزامی است. آزمون‌های متعددی برای آزمودن هم انباشتگی با رویکردهای کاملاً متفاوت ارائه شده‌اند که آزمون هم‌انباشتگی بکار رفته در این تحقیق آزمون کائو[1] است، کائو آزمون هم انباشتگی تعمیم‌یافته دیکی فولر را با فرض اینکه بردارهای هم انباشتگی در هر مقطع همگن باشد را ارائه کرده است.

1. Kao.

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-01-30]

[DOI: 10.61186/qjfep.11.41.81]

در آزمون کائو فرض صفر مبنی بر عدم وجود رابطه بلندمدت میان متغیرهای مدل است و در مقابل فرض مخالف صفر وجود رابطه بلندمدت میان متغیرهای مدل است. اگر مقدار p-value محاسبه‌شده کمتر از سطح خطای ۵ درصد باشد، فرض صفر رد می‌شود، نتیجه‌گیری می‌شود که فرض صفر مبنی بر عدم وجود رابطه بلندمدت میان متغیرهای مدل رد می‌شود.

نتایج اجرای آزمون هم انباشتگی باقیمانده‌های کائو بر روی متغیرهای مدل‌های فوق به قرار زیر است:

جدول ۳: نتایج آزمون هم انباشتگی

مدل	نام آزمون	مقدار آماره t	مقدار احتمال
مدل ۱	آزمون هم انباشتگی باقیمانده‌های کائو	-4.075427	0.0000
مدل ۲	آزمون هم انباشتگی باقیمانده‌های کائو	-3.939942	0.0000
مدل ۳	آزمون هم انباشتگی باقیمانده‌های کائو	-4.033846	0.0000
مدل ۴	آزمون هم انباشتگی باقیمانده‌های کائو	-4.032722	0.0000

منبع: محاسبات تحقیق

از آنجایی که مقدار احتمال برای آماره آزمون هم انباشتگی کائو (**Kao**) کمتر از ۰.۰۵ است، در نتیجه فرض عدم وجود رابطه بلندمدت میان متغیرهای مدل‌ها رد می‌شود و نتیجه گرفته می‌شود متغیرهای مدل‌ها، در هر یک از مدل‌های فوق، هم انباشته هستند.

آزمون F لیمر

در انتخاب مدل داده‌های ترکیبی دو حالت کلی تحلیل داده‌های تجمیعی و پانل وجود دارد که با آزمون‌های مناسب قابل تشخیص هستند. در حالتی که داده‌های تجمیعی[1] باشند، عرض از مبدأ

1. Pooled.

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-01-30]

[DOI: 10.61186/qjfep.11.41.81]

برای کلیه مقاطع یکسان است که در این صورت با روش تجمیعی داده‌ها تحلیل می‌شود. در حالت دوم عرض از مبدأ برای تمام مقاطع متفاوت است که در این حالت روش پانل انتخاب می‌شود. برای شناسایی دو حالت مذکور از آزمون اف لیمر استفاده می‌شود.

از طرفی مدل پانل را نیز می توان به دو طبقه تقسیم نمود. اگر عرض از مبدأهای متفاوت مدل‌های پانلی با متغیرهای توضیحی مدل رگرسیون، همبستگی معنی‌داری داشته باشند (و به صورت تصادفی تعیین نشوند) گفته می‌شود الگو از نوع اثرات ثابت است. چنانچه عرض از مبدأهای متفاوت الگوهای پانلی با متغیر توضیحی مدل رگرسیون، همبستگی معنی‌داری نداشته باشند (و به صورت تصادفی تعیین شوند)، گفته می‌شود الگو از نوع اثرات تصادفی است. هر دو الگوی اثرات ثابت و تصادفی در طبقه برآورد پانل[1] قرار می‌گیرند.

بنابراین قبل از برآورد مدل باید بررسی شود که آیا مدل پانل است یا اینکه تجمیعی است؟ یا به عبارت دیگر آیا مدل دارای اثرات (ثابت یا تصادفی) است یا خیر؟ بدین منظور آزمون اف لیمر یا چاو در نرم‌افزار اجرا می‌شود.

برای انتخاب بین داده‌های پانلی و داده‌های تجمیعی، از آماره F لیمر استفاده می‌شود. در این آزمون فرضیه H_0 بیانگر یکسان بودن عرض از مبدأها (داده‌های تجمیعی) و فرضیه مخالف H_1 نشان‌دهنده ناهمسانی عرض از مبدأها (روش داده‌های پانلی) است. لذا می‌توان نوشت:

- فرض H_0: تمامی ضرایب شیب به طور هم‌زمان صفر هستند.
- فرض H_1: حداقل یکی از ضرایب شیب غیر صفر است.

اگر مقدار p-value محاسبه‌شده بیشتر از سطح خطای ۵ درصد باشد، فرض صفر رد نمی‌شود و باید از روش داده‌های تلفیقی استفاده شود. در غیر این صورت از روش داده‌های پانلی استفاده خواهد شد. (اسدی، ۱۳۹۲).

1. panel.

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-01-30]

[DOI: 10.61186/qjfep.11.41.81]

نتایج این آزمون که در اصل همسانی عرض از مبدأ در مدل را بررسی می‌کند، خروجی محاسبات به قرار زیر است:

جدول ۴: نتیجه آزمون اف لیمر

مدل	مقدار آماره t	مقدار احتمال	نتیجه
مدل ۱	0.902258	0.5246	Pooled
مدل ۲	0.839422	0.5808	Pooled
مدل ۳	0.858738	0.5633	Pooled
مدل ۴	0.859268	0.5628	Pooled

منبع: محاسبات تحقیق

از آنجایی که مقدار احتمال آزمون لیمر برای تمامی مدل‌ها بزرگ‌تر از ۰/۰۵ است، لذا فرض صفر مبنی بر وجود رگرسیون تجمیعی (رگرسیون بدون وجود اثرات ثابت یا تصادفی) رد نمی‌شود و بنابراین الگوی مناسب برای برآورد مدل مورد بررسی، به صورت تجمیعی است و نیازی به بررسی آزمون هاسمن وجود ندارد.

رفع نقض فروض کلاسیک

رفع نقض فرض واریانس ناهمسانی خطاها

واریانس جملات اختلال، همگی برابر عدد ثابتی هستند ($Var(e_t)=\sigma^2$). درواقع فرض همسانی پراکندگی یا واریانس برابر را نشان می‌دهد. هرگاه فرض اخیر نقض شود، اصطلاحاً نابرابری واریانس‌ها یا ناهمسانی واریانس‌ها بروز پیدا می‌کند، در صورت مشاهده واریانس ناهمسانی، می‌توان از روش حداقل مربعات تعمیم‌یافته (GLS)[1] برای برآورد ضرایب استفاده کرد. (گجراتی، ۱۳۸۷).

1. Generally Least Square.

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-01-30]

[DOI: 10.61186/qjfep.11.41.81]

در این پژوهش از آزمون بارتلت[1] برای بررسی نقض فرض واریانس ناهمسانی خطاها استفاده شده است. که فرض صفر آن همان همسانی واریانس‌ها است. در مقابل فرض مخالف صفر نشان‌دهنده ناهمسانی واریانس‌ها است. اگر مقدار p-value محاسبه‌شده کمتر از سطح خطای ۵ درصد باشد، فرض صفر رد می‌شود، نتیجه‌گیری می‌شود که فرض صفر مبنی بر همسانی واریانس‌ها رد می‌شود.

نتایج آزمون ناهمسانی واریانس (آزمون bartlett) به قرار زیر است:

جدول ۵: آزمون bartlett

روش bartlett	مقدار احتمال	نتیجه
مدل ۱	0.0000	ناهمسانی واریانس وجود دارد
مدل ۲	0.0000	ناهمسانی واریانس وجود دارد
مدل ۳	0.0000	ناهمسانی واریانس وجود دارد
مدل ۴	0.0000	ناهمسانی واریانس وجود دارد

منبع: محاسبات تحقیق

از آنجایی که مقدار احتمال کمتر از ۰.۰۵ است، نتیجه‌گیری می‌شود که فرض صفر مبنی بر همسانی واریانس‌ها رد می‌شود. بنابراین لازم است در مدل خود از این بابت اصلاح و تصحیح لازم اعمال گردد. به همین دلیل معادله‌ها به روش حداقل مربعات تعمیم‌یافته EGLS برآورد شده است، این کار، موجب تغییر شیوه محاسبه خطای استاندارد ضرایب شده و به تبع آن، آماره تی استیودنت و سطوح معناداری مربوطه از بابت ناهمسانی واریانس موجود، تصحیح می‌شوند.

رفع نقض فرض عدم خودهمبستگی خطاها

عدم وجود خودهمبستگی بین اجزای اخلال ($Cov(e_i,e_j)=0$). در صورتی که فرض اخیر نقض شود، مسئله‌ای موسوم به خودهمبستگی بروز پیدا می‌کند. به‌طورکلی، هرگاه e_i ها، از نظم خاصی

1. Bartlett.

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-01-30]

[DOI: 10.61186/qjfep.11.41.81]

پیروی کنند، فرض همبسته بودن e_i ها نقض گردیده و خودهمبستگی مثبت یا منفی ایجاد خواهد شد، بنابراین لازم است تا از آزمون‌های آماری مرسوم جهت تشخیص خودهمبستگی استفاده شود که ساده‌ترین نوع آن آزمون دوربین- واتسون[1] است که رابطه بین یک خطا را با خطای قبل از خود محاسبه می‌کند (اسدی، ۱۳۹۲).

در این پژوهش از آزمون دوربن-واتسون برای بررسی نقض فرض واریانس ناهمسانی خطاها استفاده شده است که رابطه بین یک خطا را با خطای قبل از خود محاسبه می‌کند. آماره این آزمون از طریق رابطه (۳-۴) محاسبه می‌گردد:

$$\boldsymbol{d} = \frac{\sum(e_t - e_{t-1})^2}{\sum e_t^2} \quad \text{(رابطه ۹)}$$

چون خودهمبستگی بیشتر در داده‌های سری زمانی اتفاق میافتد، اندیس t سال‌های مختلف مربوط به سری مورد بررسی را نشان می‌دهد. در صورتی که آماره **d** برای مدلی در اطراف 2 (1.57-2.43)برآورد گردد، نشان‌دهنده عدم وجود خودهمبستگی در مدل است .استفاده از آزمون دوربین واتسون در صورت وجود مجموعه‌ای از فرضیه‌ها در مدل قابل استفاده است که یکی از این فرضیه‌ها عدم وجود متغیر وابسته به‌عنوان متغیر مستقل در مدل است.

برای بررسی عدم وجود خودهمبستگی بین اجزای اخلال در نتایج مدل از آزمون دوربن-واتسون استفاده می‌کنیم:

جدول ۶: آزمون دوربن-واتسون

آزمون دوربن-واتسون	آماره آزمون	نتیجه
مدل ۱	0.562226	خودهمبستگی وجود دارد
مدل ۲	0.547235	خودهمبستگی وجود دارد
مدل ۳	0.556088	خودهمبستگی وجود دارد
مدل ۴	0.556836	خودهمبستگی وجود دارد

منبع: محاسبات تحقیق

1. Durbin- Watson Test.

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-01-30]

[DOI: 10.61186/qjfep.11.41.81]

با توجه به جدول فوق، نتیجه آزمون دوربین – واتسون نشان می‌دهد که مشکل خودهمبستگی بین باقیمانده‌ها وجود دارد، چون آماره‌های دوربین – واتسون برای مدل‌ها به ترتیب برابر 0.562226، 0.547235، 0.556088 و 0.556836 است و این اعداد بین مقادیر بحرانی ۱.۵۷ و ۲.۴۳ نمی‌باشند.

برآورد مدل‌ها

با توجه به توضیحات قبل، مدل برآورد شده و ضرایب آن به قرار زیر است:

جداول ۷: مدل‌های رگرسیونی

$$Beta_{jt} = \alpha + \gamma_1\, Leverage1_{jt} + \gamma_2\, Size_{jt} + \gamma_3\, zmmsarm_{jt} + \gamma_4\, npsize_{jt} + \gamma_5\, hssarm_{jt} + \gamma_6\, anbhss_{jt} + \gamma_7\, zmmsood_{jt} + \gamma_8\, zmmhss_{jt} + \gamma_9\, lev_{jt} + \varepsilon_{jt}$$

نام متغیر	نماد متغیر	ضریب رگرسیون	خطای استاندارد	آماره t	مقدار احتمال
اهرم ۱	Lev1	0.010710**	0.002813	3.806773	0.0002
نسبت دارایی کل به حقوق صاحبان در نسبت وام‌های غیرجاری	darhss	-0.004543	0.002652	-1.713085	0.0883
نسبت ذخیره مطالبات مشکوک الوصول به سرمایه	zmmsarm	-1.229006**	0.268664	-4.574515	0.0000
نسبت اندازه بانک و وام‌های غیرجاری به کل وام‌ها	npsize	0.023726*	0.010095	2.350235	0.0198
نسبت حقوق صاحبان به سرمایه	hssarm	-0.095099**	0.018442	-5.156670	0.0000
نسبت سود انباشته به حقوق صاحبان سهام	anbhss	-0.020665*	0.010407	-1.985684	0.0485

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-01-30]

[DOI: 10.61186/qjfep.11.41.81]

ادامه جداول ۷: مدل‌های رگرسیونی

نام متغیر	نماد متغیر	ضریب رگرسیون	خطای استاندارد	آماره t	مقدار احتمال
نسبت ذخیره مطالبات مشکوک الوصول به سود خالص	zmmsood	0.000380*	0.000163	2.336765	0.0205
نسبت ذخیره مطالبات مشکوک الوصول به حقوق صاحبان سهام	zmmhss	-0.014947	0.008900	-1.679499	0.0947
اندازه بانک	size	0.024616	0.015829	1.555128	0.1216
عرض از مبدأ	α	0.577893*	0.288730	2.001498	0.0468
ضریب تعیین		0.226621			
ضریب تعیین تعدیل‌شده		0.189987			
آماره دوربین-واتسون		0.674700			
مقدار آماره F		6.186118			
معنی‌داری کل مدل		0.000000			

(*) ضرایبی که در جدول در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنادار هست با این علامت مشخص شده است.
(**) ضرایبی که در جدول در سطح اطمینان ۹۹ درصد معنادار هست با این علامت مشخص شده است.

با توجه به نتایج مدل ۱ از آنجا که سطح احتمال معنی‌داری اهرم ۱، نسبت اندازه بانک و وام‌های غیرجاری به کل وام‌ها و نسبت ذخیره مطالبات مشکوک الوصول به سود خالص به ترتیب 0.0002، 0.0198، 0.0205 و کوچک‌تر از ۰.۰۵ می‌باشند و از طرفی ضریب رگرسیون آن‌ها به ترتیب 0.010710، 0.023726، 0.000380 و مثبت است. می‌توان نتیجه گرفت که بین این متغیرها و ریسک سیستماتیک رابطه معنی‌دار و مستقیم برقرار است. از طرفی با همین استدلال بین متغیرهای نسبت ذخیره مطالبات مشکوک الوصول به سرمایه، نسبت حقوق صاحبان به سرمایه و نسبت سود انباشته به حقوق صاحبان سهام ارتباط معنی‌دار و معکوس وجود دارد. همچنین سطح معناداری کل مدل نیز کوچک‌تر از ۰.۰۵ است که نشان از معنی‌داری کل مدل می‌دهد. ضریب

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-01-30]
[DOI: 10.61186/qjfep.11.41.81]

تعیین مدل نیز 0.226621 که نشان می‌دهد حدود ۲۲ درصد از تغییرات متغیر وابسته به‌وسیله متغیرهای مستقل و کنترلی قابل توضیح است.

جداول ۸: مدل‌های رگرسیونی

$$Beta_{jt} = \alpha + \gamma_1\, Leverage2_{jt} + \gamma_2\, Size_{jt} + \gamma_3\, zmmsarm_{jt} + \gamma_4\, npsize_{jt} + \gamma_5\, hssarm_{jt} + \gamma_6\, anbhss_{jt} + \gamma_7\, zmmsood_{jt} + \gamma_8\, zmmhss_{jt} + \gamma_9\, lev_{jt} + \varepsilon_{jt}$$

نام متغیر	نماد متغیر	ضریب رگرسیون	خطای استاندارد	آماره t	مقدار احتمال
اهرم ۲	Lev2	0.015395*	0.006150	2.503304	0.0131
نسبت دارایی کل به حقوق صاحبان در نسبت وام‌های غیرجاری	darhss	-0.002388	0.002919	-0.818276	0.4142
نسبت ذخیره مطالبات مشکوک الوصول به سرمایه	zmmsarm	-0.656267**	0.187158	-3.506489	0.0006
نسبت اندازه بانک و وام‌های غیرجاری به کل وام‌ها	npsize	0.020477*	0.010035	2.040615	0.0427
نسبت حقوق صاحبان به سرمایه	hssarm	-0.074487**	0.019270	-3.865459	0.0002
نسبت سود انباشته به حقوق صاحبان سهام	anbhss	-0.021379*	0.010618	-2.013505	0.0455
نسبت ذخیره مطالبات مشکوک الوصول به سود خالص	zmmsood	0.000359	0.000186	1.930473	0.0550
نسبت ذخیره مطالبات مشکوک الوصول به حقوق صاحبان سهام	zmmhss	-0.015671	0.009146	-1.713415	0.0883

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-01-30]

[DOI: 10.61186/qjfep.11.41.81]

جداول ۸: مدل‌های رگرسیونی

نام متغیر	نماد متغیر	ضریب رگرسیون	خطای استاندارد	آماره t	مقدار احتمال
اندازه بانک	size	0.022152	0.017755	1.247662	0.2137
عرض از مبدأ	α	0.424254	0.354618	1.196368	0.2330
ضریب تعیین		0.183558			
ضریب تعیین تعدیل‌شده		0.144884			
آماره دوربین-واتسون		0.624397			
مقدار آماره F		4.746337			
معنی‌داری کل مدل		0.000010			

(*) ضرایبی که در جدول در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنادار هست با این علامت مشخص شده است.

(**) ضرایبی که در جدول در سطح اطمینان ۹۹ درصد معنادار هست با این علامت مشخص شده است.

با توجه به نتایج مدل ۲ از آنجا که سطح احتمال معنی‌داری اهرم ۲، نسبت اندازه بانک و وام‌های غیرجاری به کل وام‌ها به ترتیب 0.0131 و 0.0427 کوچک‌تر از ۰.۰۵ می‌باشند و از طرفی ضریب رگرسیون آن‌ها به ترتیب 0.015395، 0.020477 و مثبت است. می‌توان نتیجه گرفت که بین این متغیرها و ریسک سیستماتیک رابطه معنی‌دار و مستقیم برقرار است. از طرفی با همین استدلال بین متغیرهای نسبت ذخیره مطالبات مشکوک الوصول به سرمایه، نسبت حقوق صاحبان به سرمایه و نسبت سود انباشته به حقوق صاحبان سهام ارتباط معنی‌دار و معکوس وجود دارد. همچنین سطح معناداری کل مدل نیز 0.000010 و کوچک‌تر از ۰.۰۵ است که نشان از معنی‌داری کل مدل می‌دهد. ضریب تعیین مدل نیز 0.183558 که نشان می‌دهد حدود ۱۸ درصد از تغییرات متغیر وابسته به‌وسیله متغیرهای مستقل و کنترلی قابل توضیح است.

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-01-30]

[DOI: 10.61186/qjfep.11.41.81]

جداول ۹: مدل‌های رگرسیونی

$$Beta_{jt} = \alpha + \gamma_1\ Leverage3_{jt} + \gamma_2\ Size_{jt} + \gamma_3\ zmmsarm_{jt} + \gamma_4\ npsize_{jt} + \gamma_5\ hssarm_{jt} + \gamma_6\ anbhss_{jt} + \gamma_7\ zmmsood_{jt} + \gamma_8\ zmmhss_{jt} + \gamma_9\ lev_{jt} + \varepsilon_{jt}$$

نام متغیر	نماد متغیر	ضریب رگرسیون	خطای استاندارد	آماره t	مقدار احتمال
اهرم ۳	Lev3	0.067765*	0.026898	2.519315	0.0126
نسبت دارایی کل به حقوق صاحبان در نسبت وام‌های غیرجاری	darhss	-0.002893	0.002970	-0.974060	0.3313
نسبت ذخیره مطالبات مشکوک الوصول به سرمایه	zmmsarm	-0.593270**	0.174249	-3.404733	0.0008
نسبت اندازه بانک و وام‌های غیرجاری به کل وام‌ها	npsize	-0.029916	0.022208	-1.347036	0.1796
نسبت حقوق صاحبان به سرمایه	hssarm	-0.074458**	0.019425	-3.833186	0.0002
نسبت سود انباشته به حقوق صاحبان سهام	anbhss	-0.022602*	0.010694	-2.113396	0.0359
نسبت ذخیره مطالبات مشکوک الوصول به سود خالص	zmmsood	0.000351	0.000188	1.872201	0.0627
نسبت ذخیره مطالبات مشکوک الوصول به حقوق صاحبان سهام	zmmhss	-0.016636	0.009215	-1.805325	0.0726
اندازه بانک	size	0.026954	0.018721	1.439783	0.1516
عرض از مبدأ	α	0.523191	0.336598	1.554350	0.1218
ضریب تعیین		0.183166			
ضریب تعیین تعدیل‌شده		0.144474			
آماره دوربین-واتسون		0.627100			
مقدار آماره F		4.733943			
معنی‌داری کل مدل		0.000011			

(*) ضرایبی که در جدول در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنادار هست با این علامت مشخص شده است.

(**) ضرایبی که در جدول در سطح اطمینان ۹۹ درصد معنادار هست با این علامت مشخص شده است.

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-01-30]

[DOI: 10.61186/qjfep.11.41.81]

با توجه به نتایج مدل ۳ از آنجا که سطح احتمال معنی‌داری اهرم ۳، 0.0126 و کوچک‌تر از ۰.۰۵ می‌باشند و از طرفی ضریب رگرسیون آن 0.067765 و مثبت است. می‌توان نتیجه گرفت که بین این متغیر و ریسک سیستماتیک رابطه معنی‌دار و مستقیم برقرار است. از طرفی با همین استدلال بین متغیرهای نسبت ذخیره مطالبات مشکوک الوصول به سرمایه، نسبت حقوق صاحبان به سرمایه و نسبت سود انباشته به حقوق صاحبان سهام ارتباط معنی‌دار و معکوس وجود دارد. همچنین سطح معناداری کل مدل نیز 0.000011 و کوچک‌تر از ۰.۰۵ است که نشان از معنی‌داری کل مدل می‌دهد. ضریب تعیین مدل نیز 0.183166 که نشان می‌دهد حدود ۱۸ درصد از تغییرات متغیر وابسته به‌وسیله متغیرهای مستقل و کنترلی قابل توضیح است.

جداول ۱۰: مدل‌های رگرسیونی

$$Beta_{jt} = \alpha + \gamma_1\, Leverage4_{jt} + \gamma_2\, Size_{jt} + \gamma_3\, zmmsarm_{jt} + \gamma_4\, npsize_{jt} + \gamma_5\, hssarm_{jt} + \gamma_6\, anbhss_{jt} + \gamma_7\, zmmsood_{jt} + \gamma_8\, zmmhss_{jt} + \gamma_9\, lev_{jt} + \varepsilon_{jt}$$

نام متغیر	نماد متغیر	ضریب رگرسیون	خطای استاندارد	آماره t	مقدار احتمال
اهرم ۴	Lev۴	0.059281	0.033952	1.745987	0.0824
نسبت دارایی کل به حقوق صاحبان در نسبت وام‌های غیرجاری	darhss	-0.002408	0.003155	-0.763310	0.4462
نسبت ذخیره مطالبات مشکوک الوصول به سرمایه	zmmsarm	-0.533911**	0.170747	-3.126911	0.0020
نسبت اندازه بانک و وام‌های غیرجاری به کل وام‌ها	npsize	-0.000621	0.016973	-0.036599	0.9708
نسبت حقوق صاحبان به سرمایه	hssarm	-0.064351**	0.020059	-3.208095	0.0016
نسبت سود انباشته به حقوق صاحبان سهام	anbhss	-0.021786*	0.010798	-2.017692	0.0450

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-01-30]

[DOI: 10.61186/qjfep.11.41.81]

جداول ۱۱: مدل‌های رگرسیونی

نام متغیر	نماد متغیر	ضریب رگرسیون	خطای استاندارد	آماره t	مقدار احتمال
نسبت ذخیره مطالبات مشکوک الوصول به سود خالص	zmmsood	0.000345	0.000202	1.708467	0.0892
نسبت ذخیره مطالبات مشکوک الوصول به حقوق صاحبان سهام	zmmhss	-0.015843	0.009253	-1.712234	0.0885
اندازه بانک	size	0.017424	0.018620	0.935758	0.3506
عرض از مبدأ	α	0.652711	0.342714	1.904536	0.0584
ضریب تعیین		0.166428			
ضریب تعیین تعدیل شده		0.126943			
آماره دوربین-واتسون		0.620391			
مقدار آماره F		4.214975			
معنی‌داری کل مدل		0.000055			

(*) ضرایبی که در جدول در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنادار هست با این علامت مشخص شده است.

(**) ضرایبی که در جدول در سطح اطمینان ۹۹ درصد معنادار هست با این علامت مشخص شده است.

منبع: محاسبات تحقیق

با توجه به نتایج مدل ۴ از آنجا که سطح احتمال معنی‌داری بین متغیرهای نسبت ذخیره مطالبات مشکوک الوصول به سرمایه، نسبت حقوق صاحبان به سرمایه و نسبت سود انباشته به حقوق صاحبان سهام به ترتیب 0.0020، 0.0016، 0.0450 و کوچک‌تر از ۰.۰۵ می‌باشند و از طرفی ضریب رگرسیون آن‌ها به ترتیب 0.533911-، 0.064351-، 0.021786- و منفی است. می‌توان نتیجه گرفت که بین این متغیرها و ریسک سیستماتیک رابطه معنی‌دار و معکوس برقرار است. همچنین سطح معناداری کل مدل نیز 0.000055 و کوچک‌تر از ۰.۰۵ است که نشان از معنی‌داری کل مدل می‌دهد. ضریب تعیین مدل نیز 0.166428 که نشان می‌دهد حدود ۱۶ درصد از تغییرات متغیر وابسته به‌وسیله متغیرهای مستقل و کنترلی قابل توضیح است. شاهد آن هستیم که

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-01-30]

[DOI: 10.61186/qjfep.11.41.81]

با تعدیل اهرم بانکی توسط کیفیت دارایی در اهرم‌های ۲،۳ و ۴ قابلیت توضیح‌دهندگی کاهش پیدا کرده است.

۷. نتیجه‌گیری و پیشنهادها

بانک‌ها شریان حیاتی هر کشور محسوب می‌شوند. سابقه ریسک در صنعت بانکداری به اندازه فعالیت این صنعت قدمت دارد و علیرغم ایجاد تنوع در خدمات و نوآوری در بانکداری، ریسک-ها نه‌تنها کاهش نداشته بلکه افزایش نیز یافته است زیرا گسترش فعالیت‌های بانکی از جمله ایجاد بانکداری الکترونیک، ورود به حوزه‌های بانکداری بین‌المللی و بروز بحران‌های مالی، ریسک-هایی جدید را به همراه داشته است. وجود عواملی متعدد ازجمله بین‌المللی بودن فعالیت بانک‌ها، افزایش فعالیت و نوآوری در صنعت بانکداری، ایجاد بحران‌های مالی و ورشکستگی، عدم توانایی وام‌گیرندگان در بازپرداخت بدهی و پیچیده شدن معادلات و روابط اقتصادی ناشی از جهانی شدن از دیرباز تاکنون سبب شده که پدیده ریسک همواره به‌عنوان یک تهدید، فعالیت بانک‌ها را تحت تهدید جدی قرار دهد. از جمله این عوامل می‌توان به احتمال عدم وصول وام‌ها در سررسیدهای مقرر، در معرض آسیب قرار گرفتن دارایی‌ها، ریسک مالی و افزایش زیان ناشی از ترکیب نامناسب ترازنامه اشاره کرد.

پژوهش های انجام شده در حوزه ریسک سیستماتیک، سعی در شناسایی عوامل مؤثر بر ریسک سیستماتیک و تعیین تغییرپذیری ریسک سیستماتیک از این عوامل را دارند. در این بین برخی پژوهشگران تأثیر ساختار سرمایه را بر ریسک کل بررسی کرده‌اند، گروهی دیگر از پژوهشگران تصمیمات مربوط به ساختار سرمایه را بر ریسک سیستماتیک مؤثر می‌دانند. با توجه به مطالب گفته شده در پژوهش حاضر نیز سعی شد که تأثیر اندازه بانک، اهرم بانک و دیگر نسبت‌های ساختار سرمایه بر روی ریسک سیستماتیک آزمون شود.

مطالبات معوق موجب کاهش سودآوری بانک‌ها شده و آن‌ها را مجبور می‌سازد تا حجم ذخایر و بدهی‌های مشکوک الوصول را افزایش دهند؛ از این رو با کاهش انعطاف‌پذیری

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-01-30]

[DOI: 10.61186/qjfep.11.41.81]

مدیریتی، ارائه تسهیلات توسط بانک‌ها محدود شده و آن‌ها را ملزم می‌سازد تا جهت مقابله با افزایش ریسک دارایی‌ها و جبران زیان وام‌ها، الزامات کفایت سرمایه‌ای خود را افزایش دهند.

با توجه به آنچه در سطور بالا از نظر گذشت چنین استنباط می‌شود که ریسک ناشی از اهرم در بانک‌ها صرفاً به دلیل بدهکار بودن بانک‌ها نیست؛ بلکه ریسک دارایی‌های آن‌ها نیز در این موضوع دخیل است. بر این اساس، در تحقیق حاضر معادله معروف هامادا را با ملحوظ داشتن رابطه بین اهرم و کیفیت دارایی‌ها توسعه دادیم.

نتایج حاصله از مدل۱ رگرسیونی که با استفاده از اهرم ۱ بدون تعدیل آن به‌وسیله کیفیت دارایی (با استفاده از حداقل مربعات تعمیم‌یافته برآوردی EGLS) انجام شد. از آنجا که سطح خطای احتمال معنی‌داری اهرم ۱ کمتر از ۰.۰۵ است (سطح احتمال معناداری ضریب تأثیر اهرم بانکی برابر با ۰.۰۰۰۲ است)؛ پس می‌توان این نتیجه را گرفت که بین اهرم بانکی و ریسک سیستماتیک رابطه معناداری وجود دارد. از طرفی ضریب رگرسیون آن نیز مثبت (۰.۰۱۰۷۱۰) است و نشان‌دهنده رابطه مستقیم این ۲ متغیر با یکدیگر است، به عبارتی دیگر بانک‌های با اهرم بانکی بالاتر با ریسک سیستماتیک بیشتر همراه هستند بدان معنا که هرچقدر نسبت مالی مهم دارایی به سرمایه (تحت عنوان اهرم) بالاتر رود، آن بخش از ریسک کل که با متنوع سازی پرتفوی دارایی‌های بانک از بین نمی‌رود، افزایش می‌یابد.

این نتیجه مبنی بر اینکه بین اهرم بانک و ریسک سیستماتیک رابطه‌ی معنادار و مثبت وجود دارد. را می‌توان در انطباق با تحقیقات بن زیون و شالیت (۱۹۷۵)، هامادا (۱۹۷۲)، گارسیا فی جو و یورگنسن (۲۰۱۰)، هانگ و لیویی (۲۰۰۵)، ماندلکار و آرهی (۱۹۸۴)، قالیباف اصل (۱۳۷۳)، احمدپور و نمازی (۱۳۷۷)، قربانی (۱۳۷۸)، سینایی و خرم (۱۳۸۳)، نمازی و خواجوی (۱۳۸۳) و سعیدی و رامشه (۱۳۸۹) دانست.

با توجه به اینکه بین اهرم بانک‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران و ریسک سیستماتیک آن‌ها رابطه‌ی معنادار و مثبت وجود دارد، به سرمایه‌گذاران در بانک‌های مذکور پیشنهاد می‌شود که در نظر داشته باشند که افزایش اهرم بانک (افزایش دارایی یا کاهش سرمایه

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-01-30]

[DOI: 10.61186/qjfep.11.41.81]

باعث افزایش اهرم بانک می‌شود) موجب می‌شود که بانک، ریسک سیستماتیک بیشتری داشته باشند و این موضوع در اتخاذ تصمیمات سرمایه‌گذاران اثرگذار است.

در مدل‌های رگرسیونی ۲، ۳ و ۴ ما علاوه بر معیار مرسوم اهرم بانک، با تعدیل معیار مذکور، سه معیار دیگر ارائه کردیم با توجه به اینکه ضریب رگرسیون اهرم ۱ برابر با ۰.۰۱۰۷۱۰ و مثبت است؛ و همچنین ضریب رگرسیون‌های اهرم‌های ۲، ۳ و ۴ به ترتیب برابر با ۰.۰۱۵۳۹۵، ۰.۰۶۷۷۶۵ و ۰.۰۵۹۲۸۱ و همچنان مثبت می‌باشند و تغییر علامت ندادند. به عبارتی در هر ۴ مدل بین اهرم‌ها و ریسک سیستماتیک ضریب رگرسیون مثبت و ارتباط مستقیم است (در حالی که انتظار داشتیم اهرم‌های تعدیل‌شده علامت ضریب رگرسیون متفاوتی از اهرم ۱ داشته باشند) و نمی‌توان در مورد نقش کیفیت دارایی‌های بانک بر رابطه بین اهرم و ریسک سیستماتیک بانک‌ها اظهارنظر کرد.

همچنین این گزاره را مبنی بر اینکه کیفیت دارایی‌های بانک بر رابطه بین اهرم و ریسک سیستماتیک بانک‌ها نقشی ندارد نمی‌توان در انطباق با تحقیقات لاون و همکاران (۲۰۱۶) و بلتریم و همکاران (۲۰۱۸) دانست.

نتایج بررسی‌ها نشان داد که احتمال معنی‌داری ضرایب این متغیر در تمامی مدل‌های رگرسیونی تحقیق بیشتر از ۰.۰۵ است، بنابراین ارتباط بین اندازه بانک و ریسک سیستماتیک بانک‌ها در سطح خطای ۰.۰۵ تأیید نمی‌گردد و رابطه‌ای بین این ۲ متغیر وجود ندارد.

این نتیجه مبنی بر اینکه رابطه‌ای بین اندازه بانک و ریسک سیستماتیک وجود ندارد را می‌توان در تضاد با تحقیقات بریمیل (۲۰۰۳)، احمدپور و نمازی (۱۳۷۷) و خواجوی و نمازی (۱۳۸۳) دانست.

همچنین با توجه به اینکه بین نسبت ذخیره مطالبات مشکوک الوصول به سود خالص بانک‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران و ریسک سیستماتیک رابطه معنادار و مثبت وجود دارد، به مدیران بانک‌های مذکور نیز پیشنهاد می‌شود که با کنترل میزان ذخیره مطالبات مشکوک الوصول بانک می‌توانند ریسک سیستماتیک را کاهش دهند. همچنین به مدیریت

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-01-30]

[DOI: 10.61186/qjfep.11.41.81]

بانک‌ها پیشنهاد می‌شود که در ثبت حساب‌های ذخیره مطالبات مشکوک الوصول از دیدگاه محافظه‌کارانه‌تری در جهت مدیریت ریسک سیستماتیک خود استفاده کنند.

در نهایت به مدیران بانک‌های مذکور توصیه می‌شود با توجه به اینکه نسبت اندازه بانک و وام‌های غیر جاری به کل وام‌ها رابطه معنی‌دار و مثبتی با ریسک سیستماتیک بانک‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران پیشنهاد می‌شود که هرگاه میزان دارایی‌های بانک کاهش قابل‌توجهی داشت، مدیران سخت‌گیری بیشتری (مانند گرفتن وثایق در قبال اعطای تسهیلات) در جهت کاهش وام‌های غیرجاری (سررسید گذشته، معوق و مشکوک الوصول) داشته باشند.

همچنین علاوه بر پیشنهادهای مطرح‌شده، پیشنهادهایی نیز برای تحقیقات آتی می‌توان داشت:

- در تحقیق حاضر اندازه بانک و اهرم بانکی و تعدیلات آن بر اساس کیفیت دارایی بررسی شد که می‌توان در پژوهش‌های آتی از سایر معیارهای موجود مانند فرصت‌های رشد بانک استفاده کرده و نتایج را قیاس نمود.
- در تحقیق حاضر به بررسی ارتباط خطی متغیرهای اهرم بانکی و اندازه بانک با ریسک سیستماتیک بانک‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران پرداخته شد، لذا پیشنهاد می‌شود در تحقیقات آتی، روابط غیرخطی متغیرهای مذکور نیز مورد توجه قرار گیرد.
- در این تحقیق، بانک‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران بررسی شده‌اند؛ بنابراین، پیشنهاد می‌شود تا در تحقیقات آتی، این موضوع در بانک‌های فرابورس و حتی مؤسسات مالی و اعتباری دیگر نیز بررسی گردد.

لازم به ذکر است که در این پژوهش، عدم تفکیک تسهیلات اعطایی برای اشخاص دولتی و غیردولتی بعضی از بانک‌ها در صورت‌های مالی و یادداشت‌های توضیحی آن، به‌عنوان محدودیتی در بررسی نقش کیفیت دارایی بر رابطه اهرم بانکی و ریسک سیستماتیک به شمار می‌آید.

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-01-30]

[DOI: 10.61186/qjfep.11.41.81]

منابع

ابراهیمی، راضیه و فتحی، سعید (۱۳۹۲). تحلیل تأثیر ساختار مالی بر ریسک کل، ریسک سیستماتیک و ریسک غیر سیستماتیک در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران، ۱۳۹۲.

ابوالفتحی و شاهچرا (۱۳۹۵) بررسی عوامل مؤثر بر کیفیت دارایی‌های بانکی در شبکه بانکی کشور ایران، *فصل‌نامه سیاست‌گذاری پیشرفت اقتصادی*، دوره ۴، شماره ۳، پاییز و زمستان ۱۳۹۵، ۱۵۱-۱۸۱.

ابوالحسنی، اصغر و حسنی مقدم، رفیع (۱۳۸۷) بررسی انواع ریسک و روش‌های مدیریت آن، در نظام بانکداری بدون ربای ایران .*مجله اقتصاد اسلامی*، ۳۰، ۱۶۲.

اسدی، زینب (۱۳۹۲). بررسی ارتباط غیرخطی بین سرمایه‌گذاری در دارایی‌های ثابت و عملکرد شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران، پایان‌نامه کارشناسی ارشد حسابداری، دانشگاه تربیت مدرس.

اسدی پور، نوشین (۱۳۹۱). سیستم مدیریت ریسک در بانک‌ها (بخش اول). *بانک و اقتصاد*، شماره ۸۳.

اکرامی، م .رهنما، آ. (۱۳۸۸)، بررسی عوامل مؤثر در مطالبات سررسید گذشته و معوق بانک، *پژوهشنامه اقتصادی*، ویژه‌نامه بانک، شماره ششم، زمستان ۱۳۸۸.

احمد پور کاسکری، احمد و محمد نمازی (۱۳۷۷) تأثیر اهرم عملیاتی و اهرم مالی و اندازه شرکت بر روی ریسک سیستمانیک. *مدرس*، شماره ۶، ۷۴-۱۰۱.

اسماعیل نژاد آهنگرانی، م، (۱۳۹۱)، *اصول و مفاهیم مدیریت ریسک*، انتشارات روابط عمومی بانک سینا.

آقابزرگ حداد، محمد (۱۳۸۶) مدیریت ریسک .*فصلنامه بانک صادرات*، شماره ۴۲.

بروکز، کریس (۱۹۸۹) *مقدمه‌ای بر اقتصادسنجی مالی، تجزیه‌وتحلیل داده‌ها در علوم مالی*، ترجمه بدری، احمد و عبدالمجید عبد الباقی، ج اول.

بریگام، اوجین اف؛ گاپنسکی، لوئیس سی و آر دی وز، فیلیپ (۱۹۳۰). *مدیریت مالی میانه*، علی پارسائیان، تهران، انتشارات ترمه.

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-01-30]

[DOI: 10.61186/qjfep.11.41.81]

بقایی حسین‌آبادی، علی (۱۳۸۰) ریسک مبانی نظری، کاربردها و ضرورت ادراک آن .*مجله توسعه مدیریت*.

پیری، پرویز؛ حیدری، حسن و رئوف، سمیرا (۱۳۹۲). رابطه بین ریسک سیستماتیک و ارزش افزوده اقتصادی در ایران. *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، شماره ۲۱.

جونز، چارلز پی (۱۹۴۳) *مدیریت سرمایه‌گذاری* (رضا تهرانی و عسگر نوربخش) تهران :نشر نگاه دانش.

جعفر پور مقدم، علی (۱۳۹۵). شاخص‌های مدیریت ریسک نقدینگی در بانک‌ها. *ماهنامه حسابدار*، شماره ۲۹۱.

جمشیدی، ابوالقاسم .(۱۳۸۲) .*بازار سرمایه* .تهران :انتشارات رسا.

جهانخانی، علی و علی پارساییان (۱۳۷۶) .*مدیریت سرمایه‌گذاری و ارزیابی اوراق بهادار* .چاپ پنجم .دانشکده مدیریت و حسابداری .تهران.

خاکی، غلامرضا .(۱۳۸۹) .*روش تحقیق با رویکرد پایان‌نامه نویسی* .تهران :مرکز تحقیقات علمی کشور.

خالقی‌مقدم، حمید و باغومیان، رافیک (۱۳۸۶). مروری بر نظریه‌های ساختار سرمایه، *فصلنامه پیک نور*، دوره ۵.

خرمی پور، علی (۱۳۹۲). تحلیل عوامل مؤثر بر قیمت سهام بانک‌ها در بورس اوراق بهادار تهران . پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه اصفهان، دانشکده علوم اداری و اقتصاد.

خدامی پور، احمد؛ خورشیدی؛ علیرضا، شیرزاد، علی، (۱۳۹۲)، *اثر کیفیت افشا بر انواع مدیریت سود*، دوره ۲۰، شماره4 .

حافظ نیا محمدرضا (۱۳۸۲). *مقدمه‌ای بر روش تحقیق در علوم انسانی* .چاپ هشتم، تهران، انتشارات سمت.

حساس یگانه، یحیی؛ حبیبی، رضا. (۱۳۹۶). تأثیر کیفیت دارایی بر درماندگی مالی بانک‌ها. *موسسه عالی بانکداری ایران*.

حکیمی‌پور، نادر. (۱۳۹۷). ارزیابی چگونگی عوامل تأثیرگذار بانکی بر مطالبات غیرجاری بانک‌های ایران، *فصلنامه اقتصاد مالی*. شماره ۴۲، بهار ۱۳۹۸.

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-01-30]

[DOI: 10.61186/qjfep.11.41.81]

دستگیر، محسن (۱۳۸۸). *مبانی مدیریت مالی* .جلد دوم، چاپ دوم، تهران: نوپردازان.

دستگیر و بزاز زاده (۱۳۸۲) تأثیر افشا بر ریسک سیستماتیک. *پژوهشنامه اقتصادی*، دوره ۶، شماره ۱، ۲۳۵-۲۵۰.

ذالبگی دارستانی، حسام (۱۳۹۳) عوامل مؤثر بر ثبات در شبکه بانکی ایران. *فصلنامه پژوهش‌های پولی و بانکی*، سال هفتم، شماره ۲۰، تابستان ۱۳۹۳.

راعی، رضا و پویانفر، احمد (۱۳۹۰) .*مدیریت سرمایه‌گذاری پیشرفته*، انتشارات سمت، چاپ پنجم.

راعی، رضا و سعیدی، علی (۱۳۸۷) *مبانی مهندسی مالی و مدیریت ریسک* .تهران :انتشارات سمت، چاپ سوم.

رامشه، منیژه و علی سعیدی (۱۳۸۹) عوامل تعیین‌کننده ریسک سیستماتیک شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران. *پژوهش‌های حسابداری مالی*، ۱۲۵-۱۴۲.

زکیه طاحونه یان گل خطمی. (۱۳۹۵). بررسی رابطه اندازه بانک و سودآوری با ریسک سیستماتیک در بحران‌های مالی. *موسسه آموزش عالی عطار*.

سرمد، زهره؛ بازرگان، عباس؛ حجازی، الهه. (۱۳۸۴). *روش‌های تحقیق در علوم رفتاری*. انتشارات آگاه.

سمایی، رقیه (۱۳۸۹) تخمین ریسک سیستماتیک به روش آنالیز موجک در مقیاس‌های مختلف زمانی (مورد بازار بورس اوراق بهادار تهران). پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه تربیت مدرس.

سینایی، حسنعلی و اسماعیل خرم (۱۳۸۳). بررسی رابطه اهرم مالی با ریسک سیستماتیک سهام عادی شرکت‌های سهامی عام در ایران. *پژوهش‌های مالی*، شماره ۱۸، ۱۰۷-۱۲۱.

شایان آرانی، شاهین. (۱۳۸۰). مدیریت ریسک و بانکداری اسلامی غیردولتی .مجموعه سخنرانی‌ها و مقالات دوازدهمین همایش بانکداری اسلامی، *مؤسسه عالی بانکداری ایران*.

شاهچرا، مهشید. (۱۳۹۷). تأثیر اهرم بانکی بر سودآوری با هدف تقویت نظام اعتباری در شبکه بانکی کشور، *فصل‌نامه مطالعات مالی و بانکداری اسلامی*، شماره ۸، تابستان ۱۳۹۷.

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-01-30]

[DOI: 10.61186/qjfep.11.41.81]

شیوا رضا و میکائل پور، حسین (۱۳۸۲) مدیریت ریسک در حوزه بانکداری .مجموعه سخنرانی‌ها و مقالات چهاردهمین همایش بانکداری اسلامی، تهران، موسسه عالی بانکداری ایران.

صدقیانی، جمشید و رزمجوی،محرم .(۱۳۸۵) .برآورد و مقایسه نرخ بازده مورد انتظار بر اساس مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای در بورس اوراق بهادار تهران .*مجله حسابدار*، ۱۷۲.

ظریف فرد، احمد و محمدحسین قائمی (۱۳۸۲) .آزمون تجربی مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای در بورس اوراق بهادار تهران، *مجله علوم اجتماعی و انسانی دانشگاه شیراز*، شماره ۲.

عبداللهی، عبدالکریم. (۱۳۹۰). بررسی رابطه اندازه شرکت با بازده، ریسک سیستماتیک و نسبت‌های سودآوری در بورس اوراق بهادار تهران .پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه سیستان و بلوچستان.

عبداله زاده، فرهاد (۱۳۸۱) .*مدیریت سرمایه‌گذاری و بورس اوراق بهادار*، انتشارات نشر پردازش گران، چاپ اول.

علی‌ثانی، ابراهیم و ایزدی‌نیا، ناصر (۱۳۹۲). تأثیر فرصت‌های رشد، اهرم عملیاتی و اهرم مالی بر ریسک سیستماتیک شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران، پاییز ۹۲.

قالیباف اصل، حسن (۱۳۷۳) بررسی تأثیر ساختار مالی بر ریسک سیستماتیک شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشکده مدیریت دانشگاه تهران.

قالیباف اصل، حسن. (۱۳۸۰). *مدیریت مالی*. تهران: انتشارات پوران پژوهش.

قائمی اصل، مهدی. (۱۳۹۸). ارزیابی کیفیت دارایی در نظام بانکی ایران با تأکید بر سپر نقدینگی و سپر ذخیره مطالبات غیرجاری. *فصلنامه تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی*. شماره ۳۵، بهار ۱۳۹۸.

قربانی، غلامعلی (۱۳۷۸) بررسی تأثیر اهرم مالی بر ریسک کل و ریسک سیستماتیک سهام عادی شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشکده علوم اداری، دانشگاه شهید بهشتی.

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-01-30]

[DOI: 10.61186/qjfep.11.41.81]

کردبچه، حمید .پردل نوش‌آبادی. (۱۳۹۰)، تبیین عوامل مؤثر بر مطالبات معوق در صنعت بانکداری ایران، *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، شماره13 .

کردستانی، غلامرضا و نجفی عمران، مظاهر (۱۳۸۷). بررسی عوامل تعیین‌کننده ساختار سرمایه : آزمون تجربی نظریه موازنه ایستا در مقابل نظریه سلسله مراتبی *نشریه تحقیقات مالی*، دوره ۲۵.

ون هورن، جیمز سی (۱۳۷۱). *مدیریت مالی*، ترجمه محسن دستگیر، تهران: نشرعلوم دانشگاهی.

ویلیامز، چستر آرتور و هاینز، ریچارد .(۱۹۲۴) .*مدیریت ریسک* .ترجمه داور ونوس و حجت اله گودرزی، تهران :نگاه دانش، چاپ اوّل.

مصباحی مقدم، غلامرضا و صفری، محمد (۱۳۸۸) بررسی درآمد حاصل از تحمل ریسک از دیدگاه آموزش‌های اسلامی .*فصلنامه علمی-پژوهشی اقتصاد اسلامی*، تهران، پژوهشگاه فرهنگ و اندیشه اسلامی ۱۲۴ و ۳۶.

مصطفوی مقدم، محمد. *مدیریت مالی*. چاپ اول، تهران: انتشارات دانشگاه آزاد اسلامی، ۱۳۸۴.

مهرآرا، محسن و بهلولوند، الهه (۱۳۹۵)، عوامل مؤثر بر ریسک اعتباری بانک‌ها در ایران. *نشریه مطالعات و سیاست‌های اقتصادی*. دوره ۱۱. شماره ۲. ۲۶-۲۷.

نظری، محمد و برزگر خاندوزی، عابدین (۱۳۹۷)، بررسی رابطه بین بازده اصول حسابداری و اهرم عملیاتی با ریسک سیستماتیک در شرکت‌های عضو بورس اوراق بهادار تهران، ۱۳۹۷.

نمازی، محمد و شکرالله خواجوی (۱۳۸۳). سودمندی متغیرهای حسابداری در پیش بینی ریسک سیستماتیک. *بررسی‌های حسابداری و حسابرسی*، شماره ۳۸. ۹۳-۱۱۹.

نیازی، مهدی (۱۳۸۴) مروری بر ریسک فعالیت‌های بانکی و راهکارها .*مجلّه بانک و اقتصاد*،۶۲ ص ۲۱.

نیاکان، لیلی (۱۳۹۲) *مدیریت ریسک چیست؟* تازه‌های جهان بیمه.

نیلی، فرهاد (۱۳۹۰): مقدمه‌ای بر ثبات مالی، *فصلنامه روند*، شماره ۴۵،۲۵ – ۵۵.

ولی‌زاده و شاهچرا (۱۳۹۷) تأثیر اهرم بانکی بر سودآوری با هدف تقویت نظام اعتباری در شبکه بانکی کشور، *فصلنامه مطالعات مالی و بانکداری اسلامی*، دوره ۴، بهار و تابستان ۱۳۹۷، صفحه ۱۰۵-۱۲۵.

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-01-30]

[DOI: 10.61186/qjfep.11.41.81]

ویلیامز، چستر آرتور و هاینز، ریچارد (۱۹۲۴) *مدیریت ریسک* .ترجمه داور ونوس و حجت الله گودرزی، تهران: نگاه دانش، چاپ اوّل.

هال، جان (۱۹۴۳) *مبانی مهندسی مالی و مدیریت ریسک* .ترجمه سجاد سیاح و علی صالح‌آبادی، تهران: گروه رایانه تدبیرپرداز، چاپ اول،۱-۷۴۵.

Agusman, A., Monroe, G. S., Gasbarro, D., Zumwalt, J. K., 2008. Accounting and capital market measures of risk: Evidence from Asian banks during 1998-2003, *J. Bank. Fin*. 32(4), 480–488.

Altman. E. I. (1984) further investigationtheBankruptey costs questions. *Journal of finance*, VoL13, pp 67-89.

Baele, L., De Jonghe, O. Vander Vennet, R. (2011). Does the stock market value bank diversification? *Journal of Banking and Finance*, 10 (1), 0333–2121.

Baker, M., Wurgler, J., 2015. Do strict capital requirements raise the cost of capital? Bank regulation, capital structure, and the low-risk anomaly, *Am. Econ. Rev*. 105(5), 315–320.

Baltagi,B,H. (2005). *Economics analysis of panal data*. John willy & sons inc. 3rd edition. newyorg, usa.

Baughnt, W.H., and Charles E. & Walker, eds. (1990). *The Bankers Handbook*, 4th ed. Homewood.i11: Business One Irwin.

Beatty, A., Liao S., 2014. Financial accounting in the banking industry: A review of the empirical literature, J. *Account. Econ*. 58 (2–3), 339–383.

Beaver, W. H., Eger, C., Ryan, S. G., Wolfson, M., 1989. Financial reporting, supplemental disclosures, and bank share prices, *J. Account. Res*. 27(2), 157–178.

Ben. Zion.Uri and Shalit. Sol. (September 1975). Saize leverage and dividend Record as Determinants of Equity risk. *Journal of finance*, VoL13,pp 1015-26.

Brealey, R. and Myers, S. (1984). *Principles of Corporate Finance*. McGraw-Hill, New York.

Brigham, E. F. and Davis, P.R. (2012). *Intermediate Financial Management*. South-Western College publication.

Calem, P., Rob, R., 1999. The impact of capital based regulation on bank risk taking. *J. Fin. Intermed*. 8 (4), 317–352.

Curcio, D., Hasan, I., 2015. Earnings and capital management and signalling: The use of loan-loss provisions by European banks, *Eur. J. Fin*. 21(1), 26–50.

Das, S., Sy, A N. R., 2012. How risky are banks‟ risk-weighted assets? Evidence from the financial crisis. IMF working paper/12/36.

De Angelo, H., & Stulz, R. M (2015): Liquid-claim production, risk management and bank capital structure: Why high leverage is optimal for banks. *Journal of Financial Economics*, 116, 219–236.

De Jonghe, O., Diepstraten, M. and Schepens, G. (2001). Banks' size, scope and systemic risk: What role for conflicts of interest? *Journal of Banking & Finance*. 20(0),1-01

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-01-30]

[DOI: 10.61186/qjfep.11.41.81]

Demirgüç-Kunt, A., Detragiache, E., Merrouche, O., 2013. Bank Capital: Lessons from the Financial Crisis, *J. Money Credit Bank*. 45(6), 1147–1164.

Demsetz, R. and Strahan, P. (2001). Diversification, Size and Risk at Bank Holding Companies. *Journal of Money, Credit and Banking*, 23 (1), 111–101.

Dong, X., Liu, J., Hu, B., 2012. Research on the relationship of commercial bank‟s loan loss provision and earning management and capital management, *J. Serv. Sci. Manag.* 5(2), 171-179.

Dunn. Michael.F.(2001). An intuitive interpretation of Beta Proceeding of the Academi of Economics and Economic Education,VoL 4,PP 33-44.

Durand David.(1952) *Cos of Debtand Equity Funds For Business. Trends and problem of Measurements in the managmentof Corporate Capital*.E Solomon (ed). New York. PP.91-116.

Espinoza, R.A. & Prasad, A. (2001). Nonperforming loans in the GCC banking system and their macroeconomic effects. *IMF Working Paper*, 01,221-210.

Faff, R. W., Brooks. R. Yew Kee, D. H. (1999). New Evidence on the Impact of Financial Leverage on Beta Risk. School of Economic and Finance Royal Melbourne Institute of Technology.

Federico Beltrame, Daniele Previtali, Alex Sclip. (2018). Systematic risk and banks leverage: the role of asset quality.

Galitz, W. O. (1996). *The essential guide to user interface design: an introduction to GUI design principles and techniques*. New York: J. Wiley & Sons.

Grier, W. A. (2007). *Credit Analysis of Financial Institutions*. United Kingdom: Euromoney Institution Investor PLC, 2nd edition.

Hamada, R. S., 1972. The effect of the firm‟s capital structure on the systematic risk of common stocks, *J. Fin*. 27(2), 435–452.

Haq, M., Heaney, R., 2012. Factors determining European bank risk, *J. Int. Fin. Mark. Inst. Money* 22(4), 696–718.

Hasan, I., Siddique, A., Sun., X., 2015. Monitoring the invisible hand of market discipline: Capital adequacy revisited, *J. Bank. Fin*., 50(C), 475–492.

Harris, Milton. Raviv, Artur, The Theory of Capital Structure, *The Journal of Finance*, 1991.

Huang, Xin. Zhou, Hao and Zho, Haibin.(2۰02). Systemic risk contributions, *journal of financial services research*, 12(0), 11-81.

Hube, K.(1998). Time for Investing's Four-Letter Word. *Wall Street Journal*, January 23, 1998.

Jahankhani, A., Lynge, M. K., 1979. Commercial bank financial policies and their impact on market-determined measures of risk, NBER Working paper No. 556.

Kashyap, A., K., Stein, J. C., Hanson, S., 2010. An analysis of the impact of „substantially heightened‟capital requirements on large financial institutions. *Working paper Booth School of Business*.

Laeven, L. and Levine, R. (2۰11). Is there a diversification discount in financial conglomerates? *Journal of Financial Economics*, 81 (2), 110–121.

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-01-30]

[DOI: 10.61186/qjfep.11.41.81]

Mansur, I., Zangeneh, H., Zitz M. S., 1993. The association between banks' performance ratios and market-determined measures of risk, *J. Hist. Econ*. Thought 25(12), 1503-1510.

Mcinish, H.Thomas (2000) Operating Leverage, Financial and Equity Risk, *Journal of Banking and finance.*

Miles, D., Yang, J., Marcheggiano, G., 2013. Optimal bank capital, *Econ. J.* 123 (567), 1–37.

Nguyen, L., Cummings, J. R., 2016. Impact of higher capital requirements on bank funding costs: Australian evidence. Research Working Paper Series CIFR Working paper No. 132.

Pichaphop Chalermchatvichien, Seksak Jumreornvong, Pornsit Jiraporn, Manohar Singh 2015 The Effect of Bank Ownership Concentration, Capital Adequacy, Liquidity, and Capital Stability on Bank Risk Electronic copy available at: http://ssrn.com

Pinto, I., Picoto W.N., 2017. Earnings and capital management in European banks – Combining a multivariate regression with a qualitative comparative analysis, J. *Bus. Res., Forthcoming.*

Shen, G. (2008). The Determinants of Capital Structure in Chinese Listed Companies. Doctoral Dissertation, School of business, University of Ballarat.

Toader, O., 2015. Estimating the impact of higher capital requirements on the cost of equity: an empirical study of European banks, *Int. Econ. Econ. Policy* 12(3), 411–436.

Van Horn, J. (2002). Financial managemement and policy.

Waldo, L. Born, Theory and Evidence in Financial management, *Journal of Economic Perspective*. 2002.

Watts, S, M,, (1986). Positive Accounting Theory. Printice – Hall Valuation: Theory and Empirical Implications, *Journal of Accounting Research*, 38.

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-01-30]

[DOI: 10.61186/qjfep.11.41.81]

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-01-30]

[DOI: 10.61186/qjfep.11.41.81]