

The Impact of Economic Growth on the Credit Risk of Iranian Banks: Evidence from a Nonlinear Smooth Transition Regression Approach

1. Hojat Talebi[✉]: PhD Student, Department of Economics, University of Tabriz, Tabriz, Iran

2. Habib Aghajani^{✉*}: Associate Professor, Department of Economic Sciences, University of Tabriz, Tabriz, Iran. Email: aghajani1249@gmail.com (Corresponding Author)

3. Zahra Karimi[✉]: Professor, Department of Economics, University of Tabriz, Tabriz, Iran

Article history



Received: 21 February 2026

Revised: 05 July 2026

Accepted: 12 July 2026

Initial Publish: 22 July 2026

Final Publish: 23 October 2027

Abstract:

This study aimed to investigate the nonlinear effect of economic growth on the credit risk of Iranian public and private banks. This applied analytical study employed panel data obtained from Iranian public and private banks over the period 2011–2023. The required data were collected through documentary and library-based methods from financial statements published by the Securities and Exchange Organization, the Comprehensive Database of All Listed Companies, and the Central Bank of the Islamic Republic of Iran. Credit risk was measured using the ratio of non-performing and overdue claims to total bank assets. Economic growth was considered the principal explanatory variable, while capital adequacy, liquidity, capital quality, and total bank assets were incorporated as control variables. A Panel Smooth Transition Regression model was used to capture potential nonlinearities. The presence of a threshold effect was examined using a Lagrange Multiplier test with 1,000 bootstrap replications. Data analyses were performed using EViews, Stata, and Excel. The Lagrange Multiplier test rejected the null hypothesis of linearity and confirmed a significant threshold structure in the relationship between economic growth and bank credit risk ($LM=426.37$, $p<0.001$). The estimated economic growth threshold was -1.3402 . Capital adequacy had a positive and significant effect on credit risk ($\beta=0.1391$, $p=0.001$). Liquidity ($\beta=0.0117$, $p<0.001$) and capital quality ($\beta=0.6342$, $p<0.001$) also positively and significantly affected credit risk. Conversely, total bank assets exerted a negative and significant effect on credit risk ($\beta=-0.2139$, $p<0.001$). Economic growth significantly reduced bank credit risk in both the first regime ($\beta=-2.8765$, $p=0.002$) and the second regime ($\beta=-2.9632$, $p=0.002$). The relationship between economic growth and the credit risk of Iranian banks is nonlinear and regime-dependent. Higher economic growth reduces credit risk under both identified regimes. Accordingly, aligning economic growth policies with macroprudential supervision, prudent liquidity management, effective capital management, and improvements in banks' asset structures may reduce non-performing claims and strengthen banking-system stability.

Keywords: Economic Growth, Credit Risk, Non-Performing Loans, Banking System, Panel Smooth Transition Regression.

Citation: Talebi, H., Aghajani, H., & Karimi, Z. (2027). The Impact of Economic Growth on the Credit Risk of Iranian Banks: Evidence from a Nonlinear Smooth Transition Regression Approach. *Accounting, Finance and Computational Intelligence*, 5(4), 1-21.



Copyright: © 2027 by the authors. Published under the terms and conditions of Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International (CC BY-NC 4.0) License.

Extended Abstract

Introduction

Credit risk is one of the most consequential risks confronting banking institutions because it directly affects asset quality, profitability, lending capacity, capital adequacy, and the overall stability of the financial system. It arises when borrowers fail to fulfill their contractual obligations or repay the principal and interest of their facilities within the agreed period. A persistent increase in overdue, non-performing, and doubtful claims reduces the amount of resources available for new lending, increases loan-loss provisions, weakens banks' balance sheets, and may ultimately transmit financial instability to the real economy. International evidence indicates that credit risk is closely associated with bank profitability and that differences in the quality of credit portfolios can explain a considerable part of the variation in bank performance across countries ([Kanas et al., 2025](#)). In Iranian banks, the financing structure and the level of credit risk are similarly recognized as important determinants of financial performance ([Ahmadi & Kazemi, 2025](#)). The management of this risk is therefore not limited to the internal operations of an individual bank, as the accumulation of non-performing loans can restrict credit supply, reduce private investment, weaken production, and intensify economic downturns. Evidence from developing financial systems demonstrates that effective credit risk management practices—including borrower appraisal, credit monitoring, portfolio control, and loan recovery—are positively associated with the financial performance of banking institutions ([Deng et al., 2020](#); [Temba et al., 2024](#)). Among the macroeconomic factors affecting credit risk, economic growth occupies a central position. During periods of economic expansion, higher production, employment, household income, corporate sales, and profitability improve borrowers' repayment capacity and reduce the probability of default. Conversely, economic contraction lowers disposable income and cash flow, reduces collateral values, increases unemployment and business failure, and thereby raises non-performing loans. Previous studies have confirmed the sensitivity of non-current claims to economic growth in Iran ([Farahikia et al., 2021](#)) and the importance of macroeconomic variables in explaining non-performing loans in other banking systems ([Qwader, 2019](#)). However, the relationship between economic growth and bank credit risk may not remain constant across all stages of the business cycle. In low-growth or recessionary conditions, even a modest improvement in output may substantially enhance repayment capacity, whereas in periods of strong growth, aggressive lending, relaxed credit standards, and excessive optimism may alter the magnitude of the relationship. The business cycle can also influence banks' capital buffers, income diversification, and credit-risk-taking behavior ([Ovi et al., 2020](#)). Similarly, the interrelationships among bank capital, liquidity creation, and credit risk indicate that changes in balance-sheet conditions may strengthen or weaken the effects of macroeconomic growth ([Le & Pham, 2021](#)). Bank liquidity creation is also conditioned by uncertainty and income structure ([Dang, 2022](#)), while competition can affect banks' incentives to create liquidity and extend riskier loans ([Jiang et al., 2019](#)). Iranian banking conditions make this issue especially important because the financial system is predominantly bank-based and is affected by inflationary pressures, liquidity growth, interest-rate regulation, sanctions, exchange-rate instability, directed lending, and differences between public and private banks. The disproportionate expansion of liquidity relative to real economic growth may divert resources from productive activities and increase balance-sheet vulnerabilities ([Esna-Ashari Amiri et al., 2019](#)). Bank ownership may also alter the contribution of banking credit to economic growth ([Zolghadr et al., 2019](#)). Moreover, the stability of the Iranian banking network depends on the interaction between macroeconomic conditions and bank-specific characteristics ([Zaligi Darastani, 2018](#)). Capital structure, credit ratings, and the speed of balance-sheet adjustment can influence banks' ability to absorb shocks ([Wojewodzki et al., 2020](#)), while shadow banking activities may

increase bank risk despite apparently acceptable capital ratios (Pournajati & Houshmand Neghabi, 2021). Alternative measures of systemic banking risk further suggest that the nexus between banking risk and economic growth may operate through both direct and indirect channels (Song et al., 2023). Accordingly, examining this relationship through a nonlinear framework can provide a more realistic representation of banking behavior than conventional linear models. The present study therefore investigated the nonlinear effect of economic growth on the credit risk of Iranian public and private banks during 2011–2023 using a Panel Smooth Transition Regression approach.

Methods and Materials

This research was applied in purpose and analytical in design and used balanced or near-balanced panel data from Iranian public and private banks over the period 2011–2023. The required annual data were collected through documentary and library-based procedures from audited financial statements and official information available through the Securities and Exchange Organization, the Comprehensive Database of All Listed Companies, and the Central Bank of the Islamic Republic of Iran. Credit risk was treated as the dependent variable and was measured by the ratio of overdue and non-performing claims to total bank assets. Economic growth, calculated on the basis of changes in gross domestic product, constituted the principal explanatory and transition variable. Capital adequacy, bank liquidity, capital quality, and total bank assets were included as bank-specific control variables. Descriptive statistics were initially calculated to examine the central tendency, dispersion, minimum, and maximum of the study variables. Before estimating the nonlinear model, the linearity hypothesis was tested against the alternative of a smooth-transition specification. A Lagrange Multiplier test and a bootstrap procedure with 1,000 replications were employed to determine whether the relationship between economic growth and credit risk was characterized by a statistically significant threshold structure. After rejecting linearity, a Panel Smooth Transition Regression model was estimated. This specification allowed the regression coefficients to change gradually between two economic regimes rather than imposing a single constant coefficient on all banks and years. The transition function identified the location parameter or threshold at which the effect of economic growth changed from the first regime toward the second regime. The model was estimated with bank-specific fixed effects to control for unobserved heterogeneity across banks. The significance of the estimated coefficients was evaluated using the corresponding test statistics and probability values. All statistical calculations and model estimations were performed using EViews, Stata, and Excel.

Findings

The results of the nonlinearity test rejected the null hypothesis of a linear relationship between economic growth and bank credit risk. The Lagrange Multiplier statistic was 426.37 and was statistically significant at less than the 0.001 level, confirming that a smooth-transition and threshold-based specification was more appropriate than a conventional linear panel model. The estimated threshold value of economic growth was -1.3402 , indicating that the response of credit risk changed gradually as economic growth moved around this point. The estimated coefficients showed that economic growth had a negative and statistically significant effect on credit risk in both regimes. In the first regime, the coefficient of economic growth was -2.8765 with a probability value of 0.002. Thus, a one-percentage-point increase in economic growth was associated with an approximately 2.88-unit reduction in credit risk, holding the other model variables constant. In the second regime, the coefficient was -2.9632 and remained statistically significant at the 0.002 level. The negative effect was therefore slightly stronger in the second regime, suggesting that the credit-risk-reducing effect of economic growth intensified after the economy moved toward the higher-growth regime. Among the bank-specific variables, capital adequacy had a positive

and significant coefficient of 0.1391 with a probability value of 0.001. Liquidity also had a positive and statistically significant effect on credit risk, with an estimated coefficient of 0.0117 and a probability value below 0.001. Capital quality produced the largest positive coefficient among the control variables, amounting to 0.6342 and being significant at below the 0.001 level. In contrast, total bank assets had a negative and statistically significant effect on credit risk. Its estimated coefficient was -0.2139 with a probability value below 0.001, indicating that larger banks experienced lower levels of credit risk after controlling for economic growth, capital adequacy, liquidity, and capital quality. Overall, the findings demonstrated that Iranian bank credit risk was determined jointly by macroeconomic performance and bank balance-sheet characteristics. They also showed that the influence of economic growth could not be adequately represented by a single linear coefficient because its magnitude changed across the two identified regimes.

Discussion and Conclusion

The negative effect of economic growth on credit risk in both regimes can be explained primarily through the repayment-capacity channel. When economic activity improves, firms experience stronger sales, profitability, and cash flows, while households benefit from higher employment opportunities and disposable income. These changes increase the ability of borrowers to repay principal and interest on time and prevent performing loans from moving into overdue, non-performing, or doubtful categories. Stronger economic conditions may also raise collateral values and enable distressed firms to refinance or restructure their liabilities under more favorable conditions. The slightly larger negative coefficient in the second regime suggests that once economic growth moves beyond a weak or contractionary condition, its favorable influence on credit quality becomes stronger. This may occur because sustained growth improves not only current income but also expectations, investment, business continuity, and access to working capital. The nonlinear result therefore indicates that the effectiveness of growth-oriented policies in reducing bank credit risk depends on the prevailing economic regime. The positive association between capital adequacy and credit risk should not be interpreted as evidence that stronger capitalization is inherently harmful. Rather, it may indicate that banks increase their capital after experiencing higher credit risk, or that well-capitalized banks use their expanded lending capacity to undertake riskier activities. Capital ratios can protect banks only when capital growth is accompanied by sound credit assessment, effective governance, realistic risk weights, and strict monitoring of loan concentration. The positive effect of liquidity may similarly reflect aggressive lending behavior among banks with greater liquid resources or a precautionary response by risky banks seeking to protect themselves against deposit withdrawals and funding pressures. Therefore, abundant liquidity does not automatically improve asset quality, especially when competition and weak screening encourage rapid credit expansion. The positive coefficient of capital quality may arise from differences between the accounting composition of capital and the actual risk profile of assets. Capital that appears adequate in regulatory statements may be invested in concentrated, illiquid, or high-risk assets and may consequently fail to reduce credit exposure. In contrast, the negative effect of total assets suggests that larger banks benefit from portfolio diversification, more advanced credit-scoring systems, specialized risk-management departments, greater access to funding, and a broader distribution of loans across customers, industries, and geographical areas. Nevertheless, size alone cannot guarantee stability if asset growth is not matched by capital, transparency, and internal control. The study concludes that sustainable economic growth is an important macroeconomic instrument for reducing the credit risk of Iranian banks, but its impact is regime-dependent and should be evaluated through nonlinear models. Banking stability requires simultaneous attention to economic growth, the quality rather than merely the quantity of capital and liquidity, asset diversification, credit-screening standards,

collateral valuation, post-lending supervision, and early-warning mechanisms. Monetary and banking authorities should therefore adopt countercyclical and risk-sensitive regulatory policies, while bank managers should avoid interpreting higher capital or liquidity as a justification for excessive risk-taking. Coordinated macroeconomic and prudential policies can improve borrowers' repayment capacity, reduce non-performing claims, strengthen bank balance sheets, and enhance the stability and financing capacity of the Iranian banking system.

Authors' Contributions

Authors equally contributed to this article.

Acknowledgments

Authors thank all participants who participate in this study.

Declaration of Interest

The authors report no conflict of interest.

Funding

According to the authors, this article has no financial support.

Ethical Considerations

All procedures performed in this study were under the ethical standards.

تأثیر رشد اقتصادی بر ریسک اعتباری بانک‌های ایران: شواهدی از رهیافت غیرخطی رگرسیون انتقال ملایم



تاریخچه مقاله

تاریخ دریافت: ۲ اسفند ۱۴۰۴

تاریخ بازنگری: ۱۴ تیر ۱۴۰۵

تاریخ پذیرش: ۲۱ تیر ۱۴۰۵

تاریخ چاپ اولیه: ۳۱ تیر ۱۴۰۵

تاریخ چاپ نهایی: ۱ آبان ۱۴۰۶

۱. حجت طالبی^{ID}: دانشجوی دکتری، گروه اقتصاد، دانشگاه تبریز، تبریز، ایران

۲. حبیب آقاجانی^{ID}: دانشیار، گروه علوم اقتصادی، دانشگاه تبریز، تبریز، ایران. ایمیل:

aghajani1249@gmail.com (نویسنده مسئول)

۳. زهرا کریمی^{ID}: استاد، گروه اقتصاد، دانشگاه تبریز، تبریز، ایران

چکیده

پژوهش حاضر با هدف بررسی تأثیر غیرخطی رشد اقتصادی بر ریسک اعتباری بانک‌های دولتی و خصوصی ایران انجام شد. این پژوهش از نظر هدف کاربردی و از نظر روش تحلیل، تحلیلی و مبتنی بر داده‌های تابلویی بود. داده‌های موردنیاز بانک‌های دولتی و خصوصی ایران طی سال‌های ۱۳۹۰ تا ۱۴۰۲ به روش اسنادی و کتابخانه‌ای از صورت‌های مالی منتشرشده در پایگاه سازمان بورس و اوراق بهادار، سامانه کدال و آمارهای بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران گردآوری شد. ریسک اعتباری بر اساس نسبت مطالبات معوق به کل دارایی‌های بانک اندازه‌گیری شد. رشد اقتصادی متغیر اصلی توضیحی و کفایت سرمایه، نقدینگی، کیفیت سرمایه و کل دارایی‌های بانک متغیرهای کنترلی مدل بودند. برای بررسی روابط غیرخطی از الگوی رگرسیون انتقال ملایم پانلی و برای آزمون وجود اثر آستانه‌ای از آزمون ضریب لاگرانژ مبتنی بر ۱۰۰۰ تکرار بوت‌استرپ استفاده شد. تحلیل داده‌ها با نرم‌افزارهای EViews، Stata و Excel انجام گرفت. آزمون ضریب لاگرانژ، فرض خطی بودن رابطه رشد اقتصادی و ریسک اعتباری را رد کرد و وجود ساختار آستانه‌ای را تأیید نمود ($L_M=426.37$, $p<0.001$). مقدار آستانه رشد اقتصادی برابر با -1.3402 برآورد شد. کفایت سرمایه ($\beta=0.1391$, $p=0.001$)، نقدینگی ($\beta=0.0117$, $p<0.001$) و کیفیت سرمایه ($\beta=0.6342$, $p<0.001$) تأثیر مثبت و معناداری بر ریسک اعتباری داشتند. در مقابل، کل دارایی‌های بانک تأثیری منفی و معنادار بر ریسک اعتباری نشان داد ($\beta=-0.2139$, $p<0.001$). رشد اقتصادی نیز در رژیم اول ($\beta=-2.8765$, $p=0.002$) و رژیم دوم ($\beta=-2.9632$, $p=0.002$) ریسک اعتباری بانک‌ها را به‌طور معناداری کاهش داد. رابطه رشد اقتصادی و ریسک اعتباری بانک‌های ایران ماهیتی غیرخطی و رژیم‌محور دارد و بهبود رشد اقتصادی در هر دو رژیم با کاهش ریسک اعتباری همراه است؛ بنابراین، هماهنگی سیاست‌های رشد اقتصادی با نظارت احتیاطی، کنترل نقدینگی، تقویت مدیریت سرمایه و بهبود ساختار دارایی بانک‌ها می‌تواند به ارتقای ثبات نظام بانکی کمک کند.

کلیدواژگان: رشد اقتصادی، ریسک اعتباری، مطالبات غیرجاری، نظام بانکی، رگرسیون انتقال ملایم پانلی.

شیوه استناددهی: طالبی، حجت، آقاجانی، حبیب، و کریمی، زهرا. (۱۴۰۶). تأثیر رشد اقتصادی بر ریسک اعتباری بانک‌های ایران: شواهدی از رهیافت غیرخطی رگرسیون انتقال ملایم. *حسابداری، امور مالی و هوش محاسباتی*، ۵(۴)، ۱-۲۱.



نظام بانکی یکی از مهم‌ترین ارکان تأمین مالی، تجهیز پس‌اندازها، تخصیص منابع و پشتیبانی از فعالیت‌های تولیدی در هر اقتصاد محسوب می‌شود. بانک‌ها با ایفای نقش واسطه‌گری مالی، منابع مازاد خانوارها و بنگاه‌ها را به بخش‌های نیازمند سرمایه انتقال می‌دهند و از این طریق می‌توانند زمینه گسترش سرمایه‌گذاری، افزایش تولید و تحقق رشد اقتصادی را فراهم سازند. با این حال، انجام این وظیفه همواره با انواع مختلفی از مخاطرات همراه است که در میان آن‌ها، ریسک اعتباری به دلیل ارتباط مستقیم با کیفیت دارایی‌ها، توان بازپرداخت تسهیلات‌گیرندگان و پایداری جریان درآمدی بانک، جایگاه ویژه‌ای دارد. ریسک اعتباری زمانی شکل می‌گیرد که دریافت‌کننده تسهیلات قادر یا مایل به ایفای تعهدات خود در زمان مقرر نباشد و در نتیجه، بخشی از منابع بانک به مطالبات سررسیدگذاشته، معوق یا مشکوک‌الوصول تبدیل شود. تداوم این وضعیت می‌تواند سودآوری بانک، قدرت تسهیلات‌دهی، کفایت سرمایه و در نهایت ثبات نظام مالی را تضعیف کند. شواهد بین‌المللی نیز نشان می‌دهد رابطه میان ریسک اعتباری و سودآوری بانک‌ها پیچیده است و کیفیت پرتفوی اعتباری می‌تواند یکی از عوامل تعیین‌کننده تفاوت عملکرد بانک‌ها در کشورهای مختلف باشد (Kanas et al., 2025). در نظام بانکی ایران نیز ساختار تأمین مالی و نحوه مواجهه بانک‌ها با ریسک اعتباری، از عوامل مؤثر بر عملکرد آن‌ها به شمار می‌رود (Ahmadi & Kazemi, 2025).

افزایش ریسک اعتباری صرفاً یک مسئله درون‌سازمانی برای بانک‌ها نیست، بلکه می‌تواند پیامدهایی گسترده برای بخش واقعی اقتصاد به همراه داشته باشد. هنگامی که نسبت مطالبات غیرجاری افزایش می‌یابد، بانک‌ها ناچار می‌شوند ذخایر بیشتری برای زیان‌های احتمالی تسهیلات اختصاص دهند، استانداردهای اعتباری خود را سخت‌گیرانه‌تر کنند و از اعطای تسهیلات جدید به خانوارها و بنگاه‌ها بکاهند. این فرایند ممکن است به شکل‌گیری تنگنای اعتباری، کاهش سرمایه‌گذاری، افت تولید و تشدید رکود اقتصادی منجر شود. در مقابل، مدیریت مؤثر ریسک اعتباری می‌تواند کیفیت دارایی‌های بانک را بهبود بخشد، زیان‌های ناشی از نکول را کاهش دهد و ظرفیت تأمین مالی اقتصاد را افزایش دهد. بررسی مؤسسات مالی در کشورهای درحال توسعه نشان داده است که شیوه‌های مدیریت ریسک اعتباری با عملکرد این مؤسسات ارتباط نزدیکی دارد (Deng et al., 2020). همچنین، کیفیت رویه‌های مدیریت ریسک اعتباری، از جمله ارزیابی متقاضیان، نظارت پس از پرداخت تسهیلات و کنترل پرتفوی اعتباری، یکی از مؤلفه‌های اثرگذار بر عملکرد مالی بانک‌های تجاری شناخته شده است (Temba et al., 2024). از این رو، تحلیل ریسک اعتباری باید در چارچوبی فراتر از رفتار فردی تسهیلات‌گیرندگان و با در نظر گرفتن شرایط عمومی اقتصاد، ساختار بازار بانکی و کیفیت نظام نظارتی انجام شود.

از منظر اقتصاد کلان، رشد اقتصادی یکی از مهم‌ترین عوامل مؤثر بر تغییرات ریسک اعتباری بانک‌ها است. در دوره‌های رونق اقتصادی، افزایش تولید، بهبود درآمد خانوارها، رشد فروش و سودآوری بنگاه‌ها و تقویت ارزش دارایی‌ها، توان تسهیلات‌گیرندگان برای بازپرداخت اصل و سود بدهی‌های خود را افزایش می‌دهد. در چنین شرایطی، احتمال نکول کاهش یافته و نسبت مطالبات غیرجاری بانک‌ها معمولاً روند نزولی پیدا می‌کند. در مقابل، در دوره‌های رکود، کاهش تقاضای کل، افت درآمد، افزایش بیکاری، کاهش ارزش وثایق و تضعیف جریان نقدی بنگاه‌ها موجب می‌شود توان بازپرداخت بدهی‌ها کاهش یابد و ریسک اعتباری بانک‌ها افزایش پیدا کند. مطالعه متغیرهای کلان اقتصادی در بانک‌های اردن نیز نشان داده است که تغییرات محیط اقتصاد کلان می‌تواند با رفتار مطالبات غیرجاری ارتباط داشته باشد (Qwader, 2019). این رابطه با نظریه ادوار تجاری سازگار است؛ زیرا کیفیت اعتبارات بانکی معمولاً ماهیتی چرخه‌ای دارد و نسبت به نوسان‌های تولید و درآمد ملی واکنش نشان می‌دهد. با این حال، شدت و جهت این واکنش ممکن است در همه سطوح رشد اقتصادی یکسان نباشد و بسته به شرایط ساختاری، کیفیت نظارت بانکی و وضعیت ترازنامه بانک‌ها تغییر کند.

ارتباط رشد اقتصادی و ریسک اعتباری می‌تواند دوسویه باشد. از یک سو، بهبود رشد اقتصادی قدرت بازپرداخت وام‌گیرندگان را افزایش داده و کیفیت دارایی‌های بانک را ارتقا می‌دهد؛ از سوی دیگر، کاهش ریسک اعتباری و بهبود سلامت بانک‌ها، ظرفیت آن‌ها برای اعطای تسهیلات به بخش‌های مولد را افزایش می‌دهد و می‌تواند رشد اقتصادی را تقویت کند. در مقابل، انباشت مطالبات غیرجاری منابع مالی بانک‌ها را منجمد می‌سازد، هزینه تأمین مالی را افزایش می‌دهد و امکان پشتیبانی اعتباری از سرمایه‌گذاری را محدود می‌کند. بنابراین، میان رشد اقتصادی و سلامت اعتباری بانک‌ها نوعی چرخه بازخوردی وجود دارد که در شرایط مطلوب می‌تواند تقویت‌کننده توسعه و در شرایط نامطلوب تشدیدکننده رکود باشد. بررسی نقش مالکیت بانک در اثرگذاری اعتبارات بانکی بر رشد اقتصادی نیز نشان می‌دهد که ساختار مالکیت و سطح توسعه اقتصادی مناطق می‌تواند چگونگی انتقال

منابع بانکی به رشد تولید را تحت تأثیر قرار دهد (Zolghadr et al., 2019). این موضوع در اقتصاد ایران، که بانک‌های دولتی و خصوصی از نظر اهداف، محدودیت‌های عملیاتی، ترکیب دارایی‌ها، ساختار مشتریان و میزان مداخله سیاست‌گذار تفاوت دارند، اهمیت بیشتری پیدا می‌کند.

علاوه بر متغیرهای کلان اقتصادی، عوامل درون‌بانکی نیز می‌توانند رابطه رشد اقتصادی و ریسک اعتباری را تعدیل کنند. ساختار تأمین مالی، کفایت سرمایه، کیفیت سرمایه، اندازه بانک، نقدینگی، ترکیب درآمد و کیفیت مدیریت از مهم‌ترین عواملی هستند که قدرت بانک برای جذب زیان‌ها و مقابله با شوک‌های اقتصادی را تعیین می‌کنند. رتبه اعتباری و ساختار سرمایه بانک‌ها بر سرعت تعدیل آن‌ها به سمت ساختار مالی مطلوب اثرگذار است و می‌تواند توان بانک برای مدیریت شوک‌های اعتباری را تغییر دهد (Wojewodzki et al., 2020). در همین راستا، ساختار تأمین مالی و سطح ریسک اعتباری از عوامل مرتبط با عملکرد بانک‌های ایرانی محسوب می‌شوند (Ahmadi & Kazemi, 2025). بانک‌هایی که از سرمایه کافی، ترکیب مناسب دارایی‌ها و سازوکارهای کنترل داخلی کارآمد برخوردارند، معمولاً توان بیشتری برای تحمل زیان‌های ناشی از نكول دارند؛ اما افزایش سرمایه یا نقدینگی لزوماً در همه شرایط به کاهش ریسک منجر نمی‌شود، زیرا نحوه استفاده از منابع، کیفیت تسهیلات اعطایی و انگیزه‌های خطرپذیری نیز در نتیجه نهایی نقش دارند.

نقدینگی و خلق نقدینگی بانکی از دیگر ابعاد اساسی تحلیل ریسک اعتباری هستند. بانک‌ها با تبدیل سپرده‌های کوتاه‌مدت به تسهیلات میان‌مدت و بلندمدت، نقدینگی موردنیاز فعالیت‌های اقتصادی را ایجاد می‌کنند؛ اما این فرایند می‌تواند آن‌ها را در معرض عدم تطابق سررسید و ریسک نقدینگی قرار دهد. عدم‌اطمینان در سطح بانک و ساختار درآمدی آن می‌تواند میزان خلق نقدینگی را تغییر دهد و واکنش بانک به شرایط محیطی را تحت تأثیر قرار دهد (Dang, 2022). از سوی دیگر، میان خلق نقدینگی، سرمایه بانک و ریسک اعتباری روابط متقابلی وجود دارد؛ به‌گونه‌ای که تصمیم بانک برای افزایش تسهیلات و خلق نقدینگی ممکن است هم‌زمان بر سرمایه و کیفیت پرتفوی اعتباری آن اثر بگذارد (Le & Pham, 2021). رقابت بانکی نیز می‌تواند از طریق تغییر انگیزه‌های وام‌دهی، قیمت‌گذاری تسهیلات و پذیرش مشتریان پرریسک، خلق نقدینگی را تحت تأثیر قرار دهد (Jiang et al., 2019). بنابراین، اثر رشد اقتصادی بر ریسک اعتباری بدون توجه به وضعیت نقدینگی، سطح سرمایه و رفتار رقابتی بانک‌ها به‌طور کامل قابل تبیین نیست.

چرخه‌های تجاری همچنین بر نحوه تشکیل سپر سرمایه‌ای و رفتار درآمدی بانک‌ها اثر می‌گذارند. در دوره‌های رونق، افزایش درآمد و کاهش موقت نكول ممکن است بانک‌ها را به توسعه سریع اعتبارات و پذیرش ریسک بیشتر ترغیب کند. این رفتار می‌تواند در کوتاه‌مدت سودآور به نظر برسد، اما در صورت تغییر وضعیت اقتصاد، بخشی از تسهیلات اعطایی به مطالبات غیرجاری تبدیل خواهد شد. تنوع‌بخشی به درآمدهای بانکی و وضعیت چرخه تجاری می‌تواند بر ذخایر سرمایه‌ای و ریسک اعتباری بانک‌ها تأثیر بگذارد (Ovi et al., 2020). از این‌رو، رابطه منفی متعارف میان رشد اقتصادی و ریسک اعتباری ممکن است در همه دوره‌ها خطی نباشد. در سطوح پایین رشد، بهبود فعالیت اقتصادی می‌تواند به‌سرعت توان بازپرداخت را افزایش دهد؛ اما در سطوح بالاتر، خوش‌بینی افراطی، تسهیل معیارهای اعتبارسنجی و گسترش وام‌دهی به مشتریان کم‌کیفیت ممکن است آثار متفاوتی ایجاد کند. چنین سازوکاری ضرورت استفاده از رویکردهای غیرخطی و رژیم‌محور را برای تحلیل این رابطه آشکار می‌سازد.

ارزیابی رابطه ریسک و بازده نیز نشان می‌دهد که پذیرش ریسک اعتباری لزوماً به بازده بیشتر منجر نمی‌شود و ممکن است به شکل‌گیری نوعی معمای ریسک و بازده در بانکداری بینجامد (Nedumparambil & KumarBhandar, 2020). نوع تسهیلات و بخش دریافت‌کننده اعتبار نیز می‌تواند بر حساسیت پرتفوی بانک به نوسان‌های اقتصادی اثر بگذارد. برای نمونه، ارزیابی تسهیلات رهنی تجاری در بخش اقامت و گردشگری نشان می‌دهد که ویژگی‌های بخش اقتصادی و نوع دارایی تأمین‌شده می‌تواند الگوی ریسک و بازده اعتبارات را تغییر دهد (Singh, 2020). در اقتصاد ایران نیز تمرکز تسهیلات در بخش‌های خاص، وابستگی برخی بنگاه‌ها به حمایت‌های دولتی، نوسان قیمت دارایی‌ها و ضعف بازارهای ثانویه وثایق ممکن است سبب شود اثر رشد اقتصادی بر ریسک اعتباری میان بانک‌ها و در دوره‌های مختلف یکسان نباشد. در نتیجه، استفاده از میانگین‌های ساده یا مدل‌های خطی ممکن است تفاوت میان رژیم‌های اقتصادی و واکنش‌های نامتقارن بانک‌ها را پنهان سازد.

در کنار مدیریت داخلی بانک‌ها، کیفیت نظارت بانکی و سازوکارهای تضمین بازپرداخت نیز نقش تعیین‌کننده‌ای در کنترل ریسک اعتباری دارند. نظارت مبتنی بر ریسک به نهاد ناظر اجازه می‌دهد منابع نظارتی خود را بر بانک‌ها، فعالیت‌ها و پرتفوی‌هایی متمرکز کند که احتمال زیان بیشتری دارند و از طریق هشدار زودهنگام، مانع انباشت مخاطرات

شود (Mousavi Ivanki et al., 2025). طراحی مدل‌های مدیریت ریسک اعتباری با رویکرد آسیب‌شناسانه نسبت به ضمانت‌ها و وثایق نیز اهمیت ارزیابی واقعی ارزش، قابلیت نقدشوندگی و کفایت حقوقی وثایق را برجسته می‌کند (Yāvarī et al., 2025). اتکای صرف به وثیقه، بدون بررسی جریان نقدی، ظرفیت درآمدی و سابقه اعتباری مشتری، نمی‌تواند از شکل‌گیری مطالبات معوق جلوگیری کند. به همین دلیل، مدیریت مؤثر ریسک اعتباری نیازمند تلفیق اعتبارسنجی پیش از پرداخت، نظارت مستمر پس از پرداخت، تنوع‌بخشی پرتفوی، تعیین حدود تمرکز و اجرای نظام جامع طبقه‌بندی مطالبات است.

ساختار اقتصاد ایران ویژگی‌هایی دارد که بررسی رابطه رشد اقتصادی و ریسک اعتباری را ضروری‌تر می‌سازد. بانک‌محور بودن تأمین مالی، سهم بالای تسهیلات تکلیفی، نوسان‌های تورمی، تغییرات نرخ ارز، محدودیت‌های بین‌المللی و نااطمینانی‌های سیاستی، محیط فعالیت بانک‌ها و تسهیلات‌گیرندگان را تحت تأثیر قرار داده است. مدیریت نرخ سود بانکی در چارچوب توسعه مالی و سرکوب مالی نیز یکی از چالش‌های سیاست‌گذاری نظام بانکی ایران است و می‌تواند بر تجهیز منابع، تخصیص تسهیلات و رفتار اعتباری بانک‌ها اثر بگذارد (Heydari et al., 2020). همچنین، عدم تناسب میان رشد نقدینگی و رشد تولید واقعی می‌تواند به تشدید تورم، انحراف منابع از فعالیت‌های مولد و افزایش آسیب‌پذیری ترازنامه بانک‌ها بینجامد (Esna-Ashari Amiri et al., 2019). عوامل مؤثر بر ثبات شبکه بانکی ایران نیز نشان می‌دهند که سلامت بانک‌ها حاصل تعامل متغیرهای کلان اقتصادی، ساختار مالی و شاخص‌های درون‌بانکی است (Zaligi Darastani, 2018).

گسترش فعالیت‌های شبه‌بانکی و بانکداری سایه نیز لایه دیگری از ریسک را به نظام مالی ایران افزوده است. فعالیت‌های خارج از ترازنامه، ارتباط بانک‌ها با شرکت‌های وابسته و سرمایه‌گذاری در ابزارهای مالی ممکن است بخشی از مخاطرات را از دید نظارت سنتی پنهان کند و در شرایط بروز شوک، این ریسک‌ها دوباره به ترازنامه بانک منتقل شوند. شواهد مربوط به بانک‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران نشان می‌دهد بانکداری سایه با ریسک بانکی و کفایت سرمایه ارتباط دارد (Pournajati & Houshmand, 2021). در چنین شرایطی، شاخص‌های متعارف ترازنامه‌ای ممکن است تمام ابعاد آسیب‌پذیری بانک‌ها را منعکس نکنند. از سوی دیگر، کیفیت مدیریت و متغیرهای کلان اقتصادی می‌توانند به‌طور هم‌زمان سودآوری بانک‌های خصوصی را تحت تأثیر قرار دهند (Pourmehr et al., 2018). بنابراین، تحلیل ریسک اعتباری باید متغیرهای کلان و ویژگی‌های اختصاصی بانک را به‌صورت یکپارچه در بر گیرد.

مطالعات داخلی درباره نظام بانکی ایران ابعاد مختلف رابطه ریسک، سودآوری و رشد اقتصادی را بررسی کرده‌اند. بررسی بانک‌های تجاری ایران نشان داده است که ریسک اعتباری با سودآوری آن‌ها ارتباط دارد و نمی‌توان عملکرد مالی بانک را مستقل از کیفیت تسهیلات در نظر گرفت (Kohzadi Tahneh, 2020). همچنین، حساسیت مطالبات غیرجاری به رشد اقتصادی در ایران نشان می‌دهد متغیرهای مرتبط با بخش واقعی اقتصاد، مخارج عمومی و خصوصی و حجم اعتبارات می‌توانند تغییرات مطالبات بانکی را توضیح دهند (Farahikia et al., 2021). این شواهد بر ضرورت توجه هم‌زمان به جهت اثرگذاری رشد بر ریسک و بازخورد ریسک بانکی بر فعالیت اقتصادی تأکید می‌کنند. بااین‌حال، بخش مهمی از مطالعات داخلی بر روابط خطی یا میانگین اثرات متمرکز بوده‌اند و کمتر به امکان تغییر ضرایب در سطوح متفاوت رشد اقتصادی، تفاوت واکنش بانک‌های دولتی و خصوصی و وجود آستانه‌های رفتاری پرداخته‌اند.

در سطح بین‌المللی، روش‌های جایگزین اندازه‌گیری ریسک بانکی نشان داده‌اند که پیوند میان ریسک نظام بانکی و رشد اقتصادی می‌تواند مستقیم، غیرمستقیم و وابسته به ساختار بانک باشد (Song et al., 2023). تحولات جدید در ادبیات نیز نقش واسطه‌ای رشد اقتصادی را در انتقال اثر متغیرهای ساختاری بر ریسک اعتباری بانک‌ها برجسته کرده است؛ برای مثال، پیوند میان تأمین مالی انرژی‌های تجدیدپذیر، رشد اقتصادی و ریسک اعتباری نشان می‌دهد که شرایط بخش واقعی می‌تواند مسیر اثرگذاری تحولات اقتصادی بر ترازنامه بانک را تغییر دهد (Plikas & Kenourgios, 2026). این یافته‌ها بیانگر آن است که مدل‌سازی ریسک اعتباری باید امکان وجود روابط غیرخطی، آثار واسطه‌ای و تفاوت میان رژیم‌های اقتصادی را در نظر بگیرد. در اقتصادی مانند ایران که طی سال‌های مورد بررسی دوره‌های رشد مثبت، رکود، تورم بالا و شوک‌های بیرونی متعددی را تجربه کرده است، فرض ثبات ضریب رشد اقتصادی ممکن است محدودکننده باشد.

بر این اساس، به‌کارگیری الگوی رگرسیون انتقال ملایم پانلی می‌تواند امکان شناسایی تغییر تدریجی رابطه رشد اقتصادی و ریسک اعتباری را در اطراف یک یا چند مقدار آستانه‌ای فراهم سازد. برخلاف مدل‌های خطی که یک ضریب ثابت برای تمام مشاهدات برآورد می‌کنند، این رویکرد اجازه می‌دهد شدت یا حتی جهت اثر متغیرها در رژیم‌های

مختلف اقتصادی تغییر کند. چنین تحلیلی می‌تواند برای سیاست‌گذاران پولی، مدیران بانکی و نهادهای نظارتی اهمیت عملی داشته باشد؛ زیرا نشان می‌دهد یک سیاست واحد ممکن است در شرایط رکودی و رونقی نتایج یکسانی ایجاد نکند و الزامات سرمایه‌ای، نقدینگی و کنترل اعتباری باید متناسب با وضعیت اقتصاد تنظیم شوند. بنابراین، هدف پژوهش حاضر بررسی تأثیر غیرخطی رشد اقتصادی بر ریسک اعتباری بانک‌های دولتی و خصوصی ایران طی سال‌های ۱۳۹۰ تا ۱۴۰۲ با استفاده از الگوی رگرسیون انتقال ملایم پانلی است.

روش پژوهش و مواد

مطالعه حاضر به لحاظ هدف از نوع تحقیقات کاربردی، به لحاظ روش تجزیه و تحلیل از نوع تحقیقات تحلیلی است. هدف این مطالعه اندازه‌گیری ریسک در سیستم بانکی کشور و ارتباط آن با رشد اقتصادی طی سال‌های ۱۳۹۰-۱۴۰۲ می‌باشد. آمار و اطلاعات مورد نیاز تحقیق از پایگاه اطلاعاتی سازمان بورس کشور، کدال و بانک مرکزی به روش اسنادی و کتابخانه‌ای جمع‌آوری می‌شود.

در این تحقیق به منظور اندازه‌گیری ریسک و ارتباط آن با رشد اقتصادی در بانک‌های دولتی و خصوصی کشور با استفاده از روش گشتاور تعمیم یافته استفاده می‌شود و جهت محاسبات و برآورد مدل‌ها از نرم‌افزارهای **Excel, Stata ۱۶, Eviews ۱۰** استفاده می‌شود. بر اساس مبانی نظری و مطالعات تجربی صورت گرفته توسط سانگ و همکاران (۲۰۲۳) مدل اقتصاد سنجی به صورت زیر تصریح می‌شود:

$$NPL_{i,t} = \varphi_1 + \varphi_2 GDP_t + \varphi_{02} CONTROL_{i,t} + \varepsilon_t \quad (۱)$$

براساس رابطه (۱) **NPL** ریسک اعتباری پیش روی بانک‌ها بوده که از نسبت مجموع مطالبات معوق به کل دارایی‌های بانک‌ها محاسبه می‌شود، **GDP** رشد اقتصادی از تغییرات تولید ناخالص داخلی محاسبه می‌شود و **CONTROL** متغیرهای کنترلی شامل کیفیت دارایی، کفایت سرمایه، کل دارایی‌های بانک، نقدینگی بانک‌ها می‌باشد. متغیر اصلی این پژوهش، قیمت سایه می‌باشد که با توجه به شاخص‌های مناسب برای اقتصاد ایران و دسترسی به داده‌های آماری جهت انجام محاسبات، به صورت نسبت مجموع ارقام زیر خط ترازنامه به کل دارایی‌های بانک، مطالبات بانک از شرکتهای فرعی و سرمایه‌گذاری بانک در اوراق بهادار تعریف می‌شود.

در رابطه با انتخاب ارقام خارج از ترازنامه به عنوان شاخص قیمت سایه ای، ارقام خارج از ترازنامه از جمله ویژگی‌های مهم قیمت سایه است. ارقام خارج از ترازنامه، فعالیت‌هایی هستند که منجر به ایجاد تعهدات یا مطالبات خارج از ترازنامه می‌شوند و در صورت وقوع یک اتفاق احتمالی یا بر اساس توافق قبلی به یک دارایی یا بدهی در ترازنامه تبدیل می‌شوند. بانکداری ارقام خارج از ترازنامه به معاملاتی اشاره می‌کند که در ترازنامه بانک‌ها اثری از آن‌ها نیست و تنها در یادداشت‌های توضیحی صورت‌های مالی افشا می‌شوند. این ارقام را می‌توان به دو گروه تقسیم بندی کرد: ادعاهای احتمالی اختیاری و ادعاهای احتمالی غیر اختیاری. ادعاهای احتمالی اختیاری، پیمانی از سوی بانک برای تسویه در آینده به اختیار دارنده تعهد و بر اساس شرایطی است که از پیش تعیین شده است. بنابراین، این نوع ارقام یک بدهی احتمالی را برای فروشنده (بانک) به دنبال دارند و اختیار را به خریدار تعهد اعطا می‌کنند. در یک بازار رقابتی برای ادعاهای احتمالی، بانک باید حق الزحمه‌ای معادل ارزش اختیار را در زمان فروش پرداخت کند. تعهدات و ضمانت‌های وام نمونه‌هایی از ادعاهای احتمالی اختیاری هستند. ادعاهای احتمالی غیراختیاری هم می‌توانند حق الزحمه ای را برای بانک به همراه داشته باشند، اما آن‌ها لزوماً یک بدهی احتمالی را به بانک تحمیل نمی‌کنند، زیرا در تعهدات بانک و مشتری یک تقارن وجود دارد. به عبارتی، اگرچه یک تعهد احتمالی وجود دارد که تسویه قرارداد را مشخص می‌کند، اما مستلزم ارائه اختیار به مشتری نمی‌باشد. قراردادهای آتی و پیمان‌های آتی نمونه‌هایی از ادعاهای احتمالی غیر اختیاری هستند.

در رابطه با انتخاب مطالبات بانک از شرکت‌های فرعی به عنوان شاخص قیمت سایه‌ای، فعالیت‌های قیمت سایه اغلب از طریق شبکه پیچیده‌ای از ارتباطات متقابل به نظام بانکی سنتی مرتبط می‌شوند. بانک‌ها اغلب بخشی از زنجیره قیمت سایه هستند، به نحوی که صریحاً یا ضمناً از نهادهای بانکداری سایه ای حمایت می‌کنند. بانک‌ها توانایی محدودی برای سفارشی سازی اهرم دارند و از طریق ارتباط با بانکداری سایه، اهرم را از ترازنامه خارج می‌کنند. در همین راستا، شرکت‌های تجاری (شرکت‌های با هدف خاص که در ارتباط با بانک‌ها تأسیس می‌شوند) اغلب توسط بانک‌ها ایجاد و انتقال دارایی‌ها به خارج از ترازنامه از طریق آن‌ها انجام می‌شود. چنانچه بانک‌ها در فعالیت‌های بانکداری سایه ای سرمایه‌گذاری کرده باشند، با بروز ضرر و زیان در فعالیت‌های بانکداری سایه ای، ریسک‌های ناشی از آن به بانک‌ها انتقال می‌یابد.

در رابطه با انتخاب سرمایه گذاری بانک در اوراق بهادار به عنوان شاخص قیمت سایه‌ای، در بانکداری سایه‌ای، با تکیه بر دارایی های تقریباً غیر قابل انتقال نظیر اوراق بهادار یا قرضه با سررسید متفاوت و کوتاه مدت اقدام به پرداخت وام های بلندمدت می شود که از طریق عدم تطابق سررسید (تأمین مالی کوتاه مدت برای سرمایه گذاری در دارایی های بلندمدت) انتشار ریسک در بازارهای مالی را افزایش می دهد. وقتی بانکها بخش عظیمی از تأمین مالی خود را با اوراق بهادار انجام دهند و این اوراق نیز در ارتباط مستقیم با مؤسسه فعال در قیمت سایه ای باشد، هر نوع تغییر و تحولی در وضعیت اقتصادی و غیر اقتصادی می تواند به بروز ریسک در بانکها منجر شود. به عبارتی، قیمت سایه‌ای با ایجاد فرصت های سرمایه گذاری جایگزین سپرده‌های بانکی احتمال بروز ریسک در بازارهای مالی را تشدید می کند.

روش اقتصاد سنجی مورد استفاده در این مطالعه رگرسیون انتقال ملایم می‌باشد که در ادامه به اختصار مرور می‌شود.

مدل رگرسیون انتقال ملایم پانل^۱، یک مدل اثرات ثابت با رگرسورهای برون‌زاست. این مدل‌ها را می‌توان به دو روش متفاوت تفسیر کرد: می‌توان به‌عنوان یک مدل پانل ناهمگن خطی، با ضرایبی که در بین مقاطع و زمان تغییر می‌کنند؛ در نظر گرفت. ناهمگنی در ضرایب رگرسیون با این فرض که این ضرایب، توابع پیوسته‌ای از یک متغیر قابل مشاهده، از طریق تابع کران‌دار این متغیرها هستند که تابع انتقال نامیده می‌شود و نوسان آن بین تعداد محدود (اغلب ۲ رژیم) مجاز است. در این حالت، ضرایب رگرسیون برای هر یک از مقاطع در پانل در طی زمان تغییر می‌کنند. مدل **PSTR** می‌تواند به طور ساده به‌عنوان یک مدل پانل همگن غیرخطی در نظر گرفته شود. تفسیر دوم در واقع در زمینه رگرسیون انتقال ملایم تک معادله‌ای (**STR**) یا مدل‌های خود رگرسیون انتقال ملایم تک‌معادله‌ای (**STAR**) مشترک است؛ تراسورتا (۱۹۹۴، ۱۹۹۸). مرحله اول از فرآیند مدل‌سازی، آزمون همگن بودن در مقابل حالت جایگزین (مدل **PSTR**) است. این موضوع به دو دلیل آماری و اقتصادی مهم است. به لحاظ آماری، اگر فرآیند تولید داده همگن باشد، مدل **PSTR** شناسایی نمی‌شود. در این حالت، یک آزمون همگن بودن برای جلوگیری از تخمین مدل‌های نامعلوم، ضروری است. از نظر اقتصادی، چنین آزمونی برای آزمون کردن یک متغیر معین از تئوری‌های اقتصادی، مانند شناسایی میزان حساسیت سرمایه‌گذاری به متغیرهایی مانند جریان نقدی برای تمامی بنگاه‌های موجود در نمونه، مفید است.

مدل **PSTR** می‌تواند با اعمال هر یک از فرضیه‌های $H_0: \gamma = 0$ یا $H_1: \beta_1 = 0$ ، به یک مدل همگن تبدیل شود. آزمون‌های مربوطه غیر استاندارد هستند. به خاطر اینکه تحت هر یک از فرضیه‌های صفر فوق، مدل **PSTR** شامل متغیر نامعلومی است. به ویژه پارامترهای موقعیت c تحت هر دو فرضیه صفر، شناخته شده نیستند. درحالی‌که این مورد برای β_1 تحت H_0 و برای γ تحت H_1 نیز هست. مشکل آزمون فرضیه در حضور پارامترهای نامعلوم، برای اولین بار توسط داوینس^۲ ۱۹۷۷ و ۱۹۸۷ مورد مطالعه قرار گرفت. لوکنن و همکاران^۳ (۱۹۸۸)، آندروز و پلورگر^۴ (۱۹۹۴) و هانسن^۵ (۱۹۹۶) راه‌حل‌های جایگزینی در زمینه سری زمانی پیشنهاد کردند. در اینجا از لوکنن و همکاران (۱۹۸۸) و آزمون همگن بودن با استفاده از فرضیه صفر $H_0: \gamma = 0$ انجام می‌شود. برای برطرف کردن این مشکل، $g(q_{it}; \gamma, c)$ را با بسط مرتبه اول تیلور حول $\gamma = 0$ (۱۹۸۸) و آزمون همگن بودن با استفاده از فرضیه صفر $H_0: \gamma = 0$ انجام می‌شود. بعد از پارامتر سازی مجدد، رگرسیون کمکی زیر را خواهیم داشت:

$$y_{it} = \mu_i + \beta_1' x_{it} + \beta_1' x_{it} q_{it} + \dots + \beta_m' x_{it} q_{it}^m + u_{it}^* \quad (2)$$

1. Panel Smooth Transition Regression (PSTR)

2. Davies

3. Luukkonen et al.

4. Andrews & Ploberger

5. Hansen

که در آن، بردار پارامتر $\beta_1^*, \dots, \beta_m^*$ مضربی از γ هستند و $u_{it}^* = u_{it} + R_m \beta_1' x_{it}$ است که در آن، R_m باقیمانده بسط تیلور است. در نتیجه، آزمون $H_1: \gamma = 0$ ، معادل با آزمون فرضیه $H_1^*: \beta_1^* = \dots = \beta_m^* = 0$ است. توجه شود که تحت فرضیه صفر، $\{u_{it}^*\} = \{u_{it}\}$ است. بنابراین تقریب سری تیلور، بر نظریه توزیع مجانبی تأثیری ندارد. این فرضیه، می‌تواند به راحتی با یک آزمون **LM** آزمون شود. بر اساس تعریف آماره **LM**، در حالت ماتریسی زیر نوشته می‌شود:

$$y = D_\mu \mu + X\beta + W\beta^* + u^* \quad (3)$$

که در آن، $y = (y_1', \dots, y_N')$ با $y_i = (y_{i1}, \dots, y_{iT})'$ ، $i = 1, \dots, N$ که در آن $D_\mu = (I_N \otimes \mathcal{G})$ ، I_N ماتریس واحد با ابعاد N و $\mathcal{G}$ یک بردار $(T \times 1)$ از 1 و $\mu = (\mu_1, \dots, \mu_N)'$ است. علاوه بر این، $X = (X_1', \dots, X_N')$ که در آن $X_i = (x_{i1}', \dots, x_{iT}')'$ ، $W = (W_1', \dots, W_N')$ با $W_i = (w_{i1}', \dots, w_{iT}')'$ و $\beta = \beta_1^* \omega_{it} = (x_{it}' q_{it}, \dots, x_{it}' q_{it}^m)'$ و $\beta^* = (\beta_1^{*'}, \dots, \beta_m^{*'})'$ است. در نهایت $u^* = (u_1^{*'}, \dots, u_N^{*'})'$ یک بردار $(TN \times 1)$ بعدی با $u_i^* = (u_{i1}^*, \dots, u_{iT}^*)'$ است. آماره آزمون **LM** به شکل زیر است:

$$LM_\chi = \hat{u}' \tilde{W} \hat{\Sigma}^{-1} \tilde{W}' \hat{u} \quad (4)$$

که در آن، $\hat{u} = (\hat{u}_1', \dots, \hat{u}_N')'$ برداری از باقیمانده‌های به دست آمده تحت فرضیه صفر، $\tilde{W} = M_\mu W$ که در آن $M_\mu = I_{NT} - D_\mu (D_\mu' D_\mu)^{-1} D_\mu'$ است. علاوه بر این، $\hat{\Sigma}$ تخمین زن سازگار از ماتریس کوواریانس مناسب است. زمانی که خطاها همگن بوده و در طی زمان و مقاطع یکسان توزیع شوند، $\hat{\Sigma}$ به صورت زیر معرفی می‌شود:

$$\hat{\Sigma}^{ST} = \hat{\sigma}^2 (\tilde{W}' \tilde{W} - \tilde{W}' \tilde{X} (\tilde{X}' \tilde{X})^{-1} \tilde{X}' \tilde{W}) \quad (5)$$

که در آن $\tilde{X} = M_\mu X$ و $\hat{\sigma}^2$ واریانس خطای تخمینی تحت فرضیه صفر است. زمانی که خطاها ناهمگن یا خود همبسته هستند، $\hat{\Sigma}$ به صورت زیر به دست می‌آید:

$$\hat{\Sigma}^{HAC} = [-\tilde{W}' \tilde{X} (\tilde{X}' \tilde{X})^{-1} : I_l] \hat{\Delta} [-\tilde{W}' \tilde{X} (\tilde{X}' \tilde{X})^{-1} : I_l]' \quad (6)$$

که در آن، I_l ماتریس واحد با ابعاد $l = \dim(W) - \dim(X) = k(m-1)$ است و

$$\hat{\Delta} = \sum_{i=1}^N \tilde{Z}_i' \hat{u}_i \hat{u}_i' \tilde{Z}_i \quad (7)$$

با $\tilde{Z}_i = M_{\mu} Z_i$ است که در آن $Z_i = [X_i, W_i]$ و $i = 1, \dots, N$ است. تخمین زن برای T ثابت و $N \rightarrow \infty$ سازگار است^۱. تحت فرضیه صفر، آماره LM_X (۱۳-۵۱) به صورت مجانبی دارای توزیع χ^2 با درجه آزادی (mk) است. در حالی که نسخه F آزمون $\frac{\chi}{mk}$ دارای توزیع مجانبی F با درجه آزادی mk در صورت و $TN - N - M(k+1)$ در مخرج است.

دو اظهار نظر در مورد آزمون همگن بودن وجود دارد. اظهار نظر اول بیان می کند که آزمون فوق، می تواند برای انتخاب متغیر انتقال مناسب q_{it} در مدل **PSTR** استفاده شود. در این مورد، آزمون برای مجموعه ای از متغیرهای انتقال داوطلب انجام شده و متغیری که باعث قوی ترین رد خطی بودن (در صورت وجود) شود، به عنوان متغیر انتقال انتخاب می شود. اظهار نظر دوم آزمون همگن بودن، برای تعیین مرتبه m مناسب تابع انتقال لاجستیک است. گرنجر و تراسورتا^۲ (۱۹۹۳) و تراسورتا^۳ (۱۹۹۴) آزمون هایی برای انتخاب بین $m=1$ و $m=2$ پیشنهاد کردند. با استفاده از رگرسیون کمکی ۱۳-۴۹ با $m=3$ ، فرضیه صفر $H_0^*: \beta_1^* = \beta_2^* = \beta_3^* = 0$ را آزمون می کنیم. اگر این فرضیه رد شود، آزمون فرضیه $H_{0,1}^*: \beta_1^* = 0$ ، $H_{0,2}^*: \beta_2^* = 0$ ، $H_{0,3}^*: \beta_3^* = 0$ و $H_{0,12}^*: \beta_1^* = \beta_2^* = 0$ را انجام می دهیم. اگر $H_{0,12}^*$ قوی تر از دو فرضیه دیگر رد شود، $m=2$ را انتخاب می کنیم. در غیر این صورت، $m=1$ انتخاب می شود.

یافته ها

در این قسمت نتایج برآورد مدل گزارش می شود قبل از برآورد مدل، آماره های توصیفی شامل میانگین، انحراف معیار، پایین ترین و بالاترین ریسک اعتباری، کیفیت سرمایه، کفایت سرمایه، دارایی بانک ها و نقدینگی تشریح می شود.

جدول ۱. آماره های توصیفی متغیرها

بانک	متغیر	میانگین	انحراف معیار	پایین ترین	بالاترین	بانک	میانگین	انحراف معیار	پایین ترین	بالاترین
اقتصاد نوین	<i>NPL</i>	۰/۶۵۳۲۰۴	۲/۷۹۴۶۴۲	-۶/۴۷۶۱۹	۲/۴۷۸۸۲۷	سپه	۰/۱۷۲۶۵۶۹	۲/۶۵۶۷۰۹	-۵/۷۵۶۸۴	۱/۹۵۴۴۱۳
	<i>QUA</i>	۱/۹۱۷۱۴۴	۰/۵۸۶۳۵۷	۰/۷۷۳۳۲۹۶	۲/۶۹۴۸۳۲		۰/۶۲۴۲۴۸۲	۲/۵۴۴۵۱۳	-۵/۰۰۴۱۲۷	۲/۴۰۳۲۷۹
	<i>KEF</i>	۱/۱۲۳۶۳۲	۲/۵۳۹۸۲۳	-۴/۶۹۱۱۰۱	۲/۷۷۹۶۲۶		۰/۸۱۴۲۰۶۵	۲/۴۹۸۶۹۸	-۴/۸۱۸۶۰۳	۲/۳۴۸۴۳
	<i>ASS</i>	۱۴/۳۷۵۴۶	۳/۳۰۱۲۹۲	۱۲/۰۷۹۰۱	۲۱/۸۳۰۹۶		۱۴/۰۵۳۴۳	۳/۴۱۷۰۲۳	۱۱/۵۹۰۱۸	۲۱/۸۰۱۸۶
انصار	<i>LIQ</i>	۱۲/۸۵۶۶۱	۳/۶۱۰۸۴۷	۷/۶۶۸۴۶۸	۱۹/۰۱۹۶۸	سرمایه	۱۳/۰۴۶۶۱	۳/۸۰۲۶۲۵	۷/۶۶۸۴۶۸	۱۹/۹۸۰۱۵
	<i>NPL</i>	۱/۸۳۱۱۵۶	۲/۰۹۵۰۱	۰/۳۹۵۲۰۷۹	۸/۰۷۴۵۱۲		۱/۲۴۸۹۴۳	۰/۶۵۱۳۷۷۷	۰/۳۰۲۷۵۰۲	۲/۱۱۱۹۶۷
	<i>QUA</i>	۱/۷۹۴۴۶۹	۱/۸۸۲۰۸۴	۰/۸۰۴۳۱۲۶	۸/۰۰۷۱۷۱		۱/۷۸۱۱۸۹	۰/۹۳۰۳۲۹۷	۱/۰۳۷۸۶۵	۳/۷۴۹۳۶۴
	<i>KEF</i>	۱/۷۱۵۱۵۳	۰/۹۹۴۱۷۵۸	۰/۰۰۹۳۹۷۵	۲/۷۵۵۱۲۱		۲/۲۱۶۶۹	۰/۶۷۸۱۰۲۲	۰/۶۴۳۶۸۸۷	۳/۰۱۱۱۷۹
ایران زمین	<i>ASS</i>	۱۲/۱۹۶۷۱	۰/۹۶۸۴۲۶۲	۱۰/۴۹۵۷۴	۱۳/۲۵۱۴۶	سینا	۱۳/۵۱۷۷۷	۰/۶۵۱۳۷۷۸	۱۲/۶۵۴۷۵	۱۴/۴۶۳۹۶
	<i>LIQ</i>	۱۰/۴۴۲۹۳	۳/۵۴۷۰۵۷	۵/۶۵۳۸۹۲	۱۴/۴۰۲۳۵		۱۰/۴۹۶۹۱	۳/۴۶۶۶۸۴	۶/۰۳۲۱۳۴	۱۴/۴۰۲۳۵
	<i>NPL</i>	-۱/۰۲۹۹۷۵	۳/۷۴۲۵۴۹	-۹/۲۶۱۷۹۴	۱/۵۵۰۸۰۳		۳/۰۲۰۱۴۲	۱/۵۳۷۷۱۵	-۰/۴۲۸۷۱۶۶	۴/۹۲۸۱۸۷
	<i>QUA</i>	۰/۱۹۴۰۷۴	۳/۶۱۰۰۵۶	-۷/۳۹۵۱۰۵	۳/۲۷۹۱۹۷		۳/۲۳۹۰۱۳	۱/۸۰۲۵۲۵	-۰/۴۶۶۱۸۱۱	۵/۵۹۴۵۶۴
پارسیان	<i>KEF</i>	۱/۶۳۸۹۸۶	۲/۲۱۹۳۸۹	-۲/۴۸۸۱۱۴	۳/۹۹۸۰۷۱	شهر	۳/۸۱۱۴۵۶	۱/۹۳۰۰۰۵	۱/۶۹۶۲۷۴	۶/۱۸۶۲۳۱
	<i>ASS</i>	۱۲/۹۶۷۱۹	۳/۵۰۶۹۰۹	۸/۶۷۱۲۸۷	۲۰/۳۳۸۷۷		۱۱/۸۴۲۹۶	۰/۳۴۴۵۲۷۷	۰/۹۷۶۹۴	۱۲/۲۹۸۸۱
	<i>LIQ</i>	۱۱/۸۶۸۶۳	۳/۱۴۳۰۳۱	۷/۶۶۸۴۶۸	۱۵/۰۰۵۶۴		۱۱/۰۳۱۱۴	۲/۹۰۷۴۹۲	۷/۶۶۸۴۶۸	۱۴/۴۰۲۳۵
	<i>NPL</i>	-۰/۲۶۶۳۶۴۵	۲/۲۷۷۶۴۳	-۴/۶۷۰۰۴۵	۲/۳۸۱۲۸۹		۰/۵۵۴۴۳۹۱	۲/۹۴۲۶۵۵	-۵/۹۱۶۶۶۳	۳/۸۹

^۱ - برای جزئیات بیشتر به آرانو (۱۹۸۷) مراجعه کنید.

^۲ Granger and Ter'asvirta

^۳ Ter'asvirta

حسابداری، امور مالی و هوش محاسباتی

۳/۶۵	-۵/۴۹۹۷۵	۲/۸۵۷۳۲	۰/۷۵۴۲۵		۲/۳۱۴۷۷۸۲	-۴/۰۸۵۸۳۵	۲/۱۹۰۸۰۳	۰/۰۴۲۴۲۴۲	QUA
۲/۶۲۵۵۲۱	-۴/۳۶۷۵۳۳	۲/۵۵۵۶۱۲	۱/۳۸۷۷۱۷		۲/۴۰۹۸۹۷	-۵/۹۶۱۵۸۷	۲/۹۰۴۵۲	۰/۵۹۲۶۸۹۹	KEF
۲۰/۷۱۳۶۶	۱۱/۴۵۵۸۳	۳/۱۸۴۷۳۱	۱۳/۴۴۲۲۷		۲۲/۳۷۲۲۶	۱۲/۶۵۷۱۵	۳/۲۹۱۹۴۵	۱۴/۹۸۲۷۱	ASS
۱۷/۸۵۵۴۱	۷/۶۶۸۴۶۸	۳/۴۰۱۰۴۹	۱۲/۵۵۰۸۶		۱۹/۶۱۸۷۸	۷/۶۶۸۴۶۸	۳/۷۷۲۸۴۶	۱۳/۱۲۰۱۸	LIQ
۳/۳۸۳۶۲۱	-۳/۸۱۲۹۴۳	۲/۳۰۴۴	۱/۲۳۱۰۵۱	صادرات	۲/۸۳۸۸۰۱	-۶/۱۱۳۶۱۷	۲/۹۷۷۷۳۲	۰/۸۲۲۳۶۴۳	NPL
۴/۰۱۵۴۷۵	-۲/۹۴۰۳۵	۲/۲۵۹۸۳۷	۱/۶۲۵۷۶۶		۳/۴۵۸۸۰۸	-۵/۳۸۶۳۶۱	۲/۸۵۷۴۹	۱/۱۳۵۹۲۱	QUA
۳/۴۶۲۷۱۸	-۴/۹۵۶۸۷۹	۲/۷۳۶۱۴۶	۱/۵۱۲۱۹۶		۳/۲۰۸۵۰۷	-۴/۴۵۴۴۲۴	۲/۷۰۷۷۶۹	۱/۶۴۵۲۳۳	KEF
۲۲/۰۲۲۱۹	۱۰/۵۵۳۶۲	۳/۵۲۹۶۸۴	۱۴/۱۴۳۴۱		۲۲/۹۶۱۴۵	۱۲/۳۰۹۵۷	۳/۵۳۸۵۰۵	۱۴/۹۹۶۶۴	ASS
۱۸/۶۰۸۶	۷/۶۶۸۴۶۸	۳/۵۳۵۴۶۶	۱۲/۷۷۸۹۷		۲۱/۴۸۸۷۱	۷/۶۶۸۴۶۸	۴/۲۵۷۶۲۸	۱۳/۵۵۵۳۲	LIQ
۲/۲۵۳۱۸۶	-۶/۸۴۵۰۰۸	۳/۱۴۸۰۲۶	۰/۱۳۷۲۰۲۱	صنعت و معدن	۳/۰۵۷۳۵۱	-۵/۲۹۸۰۸۳	۲/۶۵۰۵۳۳	۰/۴۹۶۲۷۱۸	NPL
۴/۵۴۴۹۰۹	-۵/۸۱۷۴۵۱	۳/۰۷۴۵۰۱	۱/۰۳۰۸۲۷		۳/۰۱۳۳۷۵	-۴/۸۲۱۹۵۹	۲/۵۶۰۷۴۲	۰/۷۸۱۴۵۲۲	QUA
۲/۶۵۹۰۷۴	-۶/۳۲۲۲۳	۲/۷۲۰۶۵۶	۰/۷۲۳۶۷۵۸		۲/۶۱۲۳۴۳	-۴/۷۳۰۵۸۹	۲/۴۱۰۴۳۱	۰/۵۸۳۲۳۱۹	KEF
۲۳/۱۸۸۸۱	۱۳/۶۶۱۵۸	۳/۲۳۶۸۰۲	۱۵/۷۹۸۵۸		۲۰/۷۳۸۵۴	۹/۸۷۶۲۷	۳/۶۲۱۲۹۴	۱۲/۷۳۵۱	ASS
۲۰/۵۰۸۳	۷/۶۶۸۴۶۸	۳/۹۹۸۰۸	۱۳/۳۱۷۲۳		۱۸/۰۱۰۲	۷/۶۶۸۴۶۸	۳/۶۵۰۳۶۹	۱۲/۴۲۱۹	LIQ
۴/۶۷۵۷۶۷	۱/۸۹۰۹۶۷	۰/۹۶۶۱۱	۳/۴۰۶۰۰۴	گردشگری	۲/۵۵۹۶۲	-۴/۶۱۰۵۶۲	۲/۴۲۱۶۸۹	۰/۷۷۰۸۳۰۹	NPL
۸/۲۲۹۲۹۵	۲/۳۰۶۰۲۷	۱/۸۱۴۸۵۶	۴/۶۱۰۵۳۸		۳/۴۷۱۴۷۵	-۳/۸۸۴۶۱۸	۲/۴۵۶۵۵۹	۱/۲۰۷۲۸۳	QUA
۷/۵۵۳۷۸۷	-۱/۱۳۰۷۷۹	۲/۳۵۲۰۱۶	۳/۸۲۵۶۱		۲/۴۸۵۵۲۲	-۴/۹۸۶۸۸۱	۲/۴۱۵۴۷۶	۰/۹۷۴۶۲۹	KEF
۱۴/۹۸۵۲۳	۱۱/۶۶۸۰۳	۱/۰۵۹۸۵۶	۱۳/۱۶۸۰۶		۲۳/۱۱۲۳۱	۱۳/۵۴۵۷۱	۳/۳۲۵۸۴۸	۱۵/۵۶۴۵۵	ASS
۱۴/۴۰۲۳۵	۷/۶۶۸۴۶۸	۲/۵۷۳۲۸	۱۲/۳۴۴		۱۹/۷۸۸۶	۷/۶۶۸۴۶۸	۳/۷۸۲۹۲۱	۱۳/۰۷۰۹۱	LIQ
۳/۴۵۴۳۹۴	-۵/۳۴۶۳۵۳	۲/۹۶۳۲۱۴	۱/۱۰۲۱۹۸	مسکن	۱۳/۲۳۳۸۹	۰/۲۶۹۳۸۸۹	۳/۸۰۶۱۸۹	۶/۱۸۴۶۶۷	NPL
۴/۲۱۵۷۶۸	-۴/۲۶۷۳۹۵	۲/۷۹۸۵۷۵	۱/۶۶۷۶۴۲		۸/۳۸۶۴۲۵	۳/۲۵	۱/۸۸۲۳۴۶	۶/۳۲۰۸۲	QUA
۳/۸۳۲۹۷۴	-۵/۵۶۳۱۳۷	۲/۸۸۲۶۴۹	۰/۶۹۷۴۶۵۱		۴/۱۱۲۵۲۵	۰/۵۶۸۲۵۱۱	۱/۳۷۵۲۲۵	۲/۲۹۱۴۶	KEF
۲۱/۵۵۵۸۸	۹/۱۰۰۳۰۳	۳/۸۰۰۰۶	۱۳/۳۰۱۱۹		۱۳/۰۱۹۴۷	۵/۲۶۷۸۵۸	۲/۱۷۶۰۷۵	۱۰/۵۸۰۷	ASS
۱۷/۸۰۹۰۸	۷/۶۶۸۴۶۸	۳/۲۸۹۵۱۸	۱۲/۶۷۱۸۷		۱۴/۴۰۲۳۵	۷/۶۶۸۴۶۸	۲/۸۶۱۱۷۶	۱۱/۰۸۸۰۱	LIQ
۳/۷۲۲۹۱۳	۰/۸۸۸۲۲۰۳	۰/۸۷۱۲۶۳۵	۲/۶۵۵۷۷	ملت	۶/۴۷۴۷۶۷	-۰/۴۳۳۲۳۴	۲/۲۱۵۷۳۶	۱/۵۵۰۵۰۴	NPL
۳/۶۷۲۴۹۵	۱/۳۷۹۰۷۱	۰/۷۰۰۵۸۱۴	۲/۸۵۱۰۰۷		۶/۷۶۳۸۰۳	-۰/۰۳۶۷۸۸۸	۱/۷۲۷۵۷	۴/۵۲۶۹۵۸	QUA
۲/۹۰۵۶۲۳	-۲/۲۵۷۴۲۳	۱/۲۹۸۹۵	۱/۸۶۴۲۴۹		۷/۵۸۸۶۴۲	۲/۲۵۹۸۲۸	۱/۲۷۲۳۱۶	۳/۹۶۹۶۸۹	KEF
۱۵/۳۴۸۸۲	۱۳/۴۰۵۴۴	۰/۵۶۳۴۴۰۳	۱۴/۲۲۵۲۶		۱۳/۸۵۵۷۵	۹/۵۸۴۴۵۳	۱/۲۹۷۲۲۶	۱۱/۷۴۱۰۴	ASS
۱۴/۴۰۲۳۵	۷/۶۶۸۴۶۸	۲/۵۱۱۱۳۴	۱۲/۰۳۶۳۶		۱۴/۴۰۲۳۵	۷/۶۶۸۴۶۸	۲/۶۱۵۵۵	۱۲/۱۴۹۵۹	LIQ
۴/۲۱۲۰۵	-۶/۰۴۹۶۱۲	۳/۳۴۵۶	۰/۷۸۲۰۴۳۳	ملی	۲/۳۸۱۲۸۹	-۴/۶۷۰۰۴۵	۲/۲۷۷۶۴۳	-۰/۲۶۶۳۶۴۵	NPL
۵/۵۹۰۵۷۱	-۵/۶۱۸۰۲۷	۳/۵۲۹۶۸۱	۱/۷۴۵۱۸۵		۲/۳۱۴۷۸۲	-۴/۰۸۵۸۳۵	۲/۱۹۰۸۰۳	۰/۰۴۲۴۲۴۲	QUA
۲/۵۶۰۲۶۶	-۴/۹۴۷۹۳۵	۲/۴۹۰۶۱	۰/۷۳۸۸۸۷۴		۲/۴۰۹۸۹۷	-۵/۹۶۱۵۸۷	۲/۹۰۴۵۲	۰/۵۹۲۶۸۹۹	KEF
۲۳/۵۷۱۶۵	۱۳/۵۶۵۱۴	۳/۴۴۶۲۵۵	۱۶/۲۱۵۰۳		۲۲/۳۷۲۲۶	۱۲/۶۵۷۱۵	۳/۲۹۱۹۴۵	۱۴/۹۸۲۷۱	ASS
۲۰/۰۸۱۷۸	۷/۶۶۸۴۶۸	۳/۸۹۰۰۲۶	۱۳/۲۹۵۸۷		۱۹/۶۱۸۷۸	۷/۶۶۸۴۶۸	۳/۷۷۲۸۴۶	۱۳/۱۲۰۱۸	LIQ
۵/۰۱۵۵۰۳	۰/۶۸۸۰۴۶۲	۱/۶۰۴۵۷۶	۳/۳۵۷۸۵۵	کارآفرین	۷/۲۷۴۲	۰/۲۶۵۴۲۶۷	۲/۰۱۸۵۲۸	۲/۰۴۵۳۳۵	NPL
۸/۱۴۱۷۸	۲/۴۸۲۳۷۵	۱/۳۹۷۷۵۲	۴/۹۴۵۰۷۶		۶/۷۷۵۷۶۶	۰/۶۶۱۵۳۸۶	۱/۶۴۰۸۷۳	۲/۲۸۸۳۰۶	QUA
۲/۷۳۵۹۸۲	۰/۹۱۶۸۶۱۷	۰/۵۷۰۸۸۴۶	۱/۸۸۶۶۴۴		۱۱/۳۴۸۸۱	۰/۳۳۵۶۱۱۲	۳/۴۱۶۰۰۸	۴/۱۹۳۲۲۵	KEF
۱۶/۵۹۳۸۲	۱۳/۷۰۹۹۳	۰/۹۷۰۸۹۶۲	۱۴/۹۳۳۷۲		۱۱/۳۰۵۴	۷/۷۸۴۴۸۲	۱/۲۹۵۷۱	۹/۸۷۳۸۵۶	ASS
۱۴/۴۰۲۳۵	۷/۶۶۸۴۶۸	۲/۶۲۱۸۸۴	۱۲/۴۴۹۸۵		۱۴/۴۰۲۳۵	۷/۶۶۸۴۶۸	۲/۵۴۳۷۵۷	۱۲/۱۰۵۰۲	LIQ
۲/۳۱۱۴۲۳	-۵/۰۷۲۸۱۷	۲/۴۹۶۳۰۱	۰/۸۰۱۰۳۶۷	کشاورزی	۱/۶۰۵۲۷۷	-۵/۵۷۱۵۲۵	۱/۹۸۳۱	۰/۱۳۶۰۹۲۳	NPL
۲/۸۴۸۴۷۴	-۴/۶۷۳۱۲۱	۲/۳۸۴۷۸۶	۱/۰۶۷۲۵۷		۶/۲۷۲۶۰۸	-۴/۱۶۹۲۵۳	۳/۱۱۱۷۳۱	۱/۴۲۹۸۹۸	QUA
۳/۱۶۶۰۲۹	-۴/۶۹۸۹۰۸	۲/۷۰۸۲۳۸	۱/۶۹۵۲۶۱		۲/۵۸۷۴۸۶	-۴/۰۱۱۵۷۱	۲/۳۵۱۶۲۹	۱/۲۶۵۲۵۵	KEF
۲۱/۰۰۲۰۹	۱۰/۹۹۴۱۹	۳/۳۱۴۵۸۵	۱۳/۲۹۴۴۳		۲۲/۶۴۴۲۹	۱۱/۷۰۳۸۵	۳/۵۹۸۲	۱۴/۷۲۰۳۱	ASS
۱۹/۷۰۴۶۴	۷/۶۶۸۴۶۸	۳/۶۵۹۲۹۲	۱۲/۶۱۴۳۷		۱۸/۱۷۸۳۲	۷/۶۶۸۴۶۸	۳/۷۴۹۱۹۱	۱۲/۷۷۵۸۶	LIQ

براساس جدول (۱) ملاحظه می‌شود پایین ترین میزان میانگین ریسک اعتباری در بانک ایران زمین و بالاترین میزان میانگین ریسک اعتباری در بانک توسعه تعاون بوده، پایین ترین میزان میانگین کیفیت سرمایه در بانک حکمت ایرانیان و بالاترین میزان میانگین کیفیت سرمایه در بانک توسعه تعاون بوده، پایین ترین میزان میانگین کفایت سرمایه

در بانک پست بانک و بالاترین میزان میانگین کفایت سرمایه در بانک رفاه کارگران بوده، پایین ترین میزان میانگین سرمایه در بانک سینا و بالاترین میزان میانگین سرمایه در بانک ملی بوده، پایین ترین میزان میانگین نقدینگی در بانک انصار و بالاترین میزان میانگین نقدینگی در بانک پاسارگاد بوده است. پایین ترین میزان انحراف معیار ریسک اعتباری در بانک ایران زمین و بالاترین میزان انحراف معیار ریسک اعتباری در بانک انصار بوده، پایین ترین میزان انحراف معیار کیفیت سرمایه در بانک اقتصاد نوین و بالاترین میزان انحراف معیار کیفیت سرمایه در بانک ایران زمین بوده، پایین ترین میزان انحراف معیار کیفیت سرمایه در بانک کارآفرین و بالاترین میزان انحراف معیار کیفیت سرمایه در بانک رفاه کارگران بوده، پایین ترین میزان انحراف معیار سرمایه در بانک سینا و بالاترین میزان انحراف معیار سرمایه در بانک مسکن بوده، پایین ترین میزان انحراف معیار نقدینگی در بانک ملت و بالاترین میزان انحراف معیار نقدینگی در بانک ملی بوده است. پایین ترین میزان کمینه ریسک اعتباری در بانک سرمایه و بالاترین میزان کمینه ریسک اعتباری در بانک توسعه تعاون بوده، پایین ترین میزان کمینه کفایت سرمایه در بانک صنعت و معدن و بالاترین میزان کمینه کفایت سینا در بانک توسعه تعاون بوده، پایین ترین میزان کمینه سرمایه در بانک توسعه تعاون و بالاترین میزان کمینه سرمایه در بانک توسعه تعاون بوده، پایین ترین میزان کمینه سرمایه در بانک کارآفرین بوده است. پایین ترین میزان بیشینه ریسک اعتباری در بانک سامان و بالاترین میزان بیشینه ریسک اعتباری در بانک توسعه تعاون بوده، پایین ترین میزان بیشینه کیفیت سرمایه در بانک اقتصاد نوین و بالاترین میزان بیشینه کیفیت سرمایه در بانک ایران زمین بوده، پایین ترین میزان بیشینه کیفیت سرمایه در بانک صنعت و معدن و بالاترین میزان بیشینه کیفیت سرمایه در بانک سینا بوده، پایین ترین میزان بیشینه سرمایه در بانک رفاه کارگران و بالاترین میزان بیشینه سرمایه در بانک ملی بوده، پایین ترین میزان بیشینه نقدینگی در بانکهای انصار، سرمایه، ملت، گردشگری، توسعه صادرات، رفاه کارگران و کارآفرین و بالاترین میزان بیشینه نقدینگی در بانک ملی بوده است.

اولین اصل در برآورد مدل رگرسیونی بررسی مانایی متغیرها است. طبق نظریه هم جمعی در اقتصادسنجی، لازم است برای اجتناب از مشکل رگرسیون کاذب در تحلیل رگرسیون، ابتدا نسبت به مانایی متغیرها اطمینان حاصل کرد. بدین منظور، متغیرهای مورد بررسی در این مطالعه با استفاده از آزمونهای لن، لین چو و ایم، پسران و شین مورد آزمون قرار می گیرند و درجه انباشتگی آنها مشخص می شود، در جدول (۲) این نتایج ارائه شده است.

جدول ۲. نتایج آزمون ریشه واحد برای متغیرها

نتیجه	لن، لین چو آماره آزمون	ایم، پسران و شین آماره آزمون	P-VALUE	متغیر
مانا با یکبار تفاضل گیری	-۸/۵۲۵۸۰	-۳/۳۶۱۴۳	۰/۰۰۰	<i>NPL</i>
مانا در سطح	-۶/۸۸۵۷۱	-۸/۸۸۵۷۱	۰/۰۰۰	<i>GDP</i>
مانا در سطح	۳/۸۵۸۴۸	۱۰/۴۵۶۰	۰/۰۰۰	<i>ASS</i>
مانا با یکبار تفاضل گیری	-۶/۲۶۲۰۶	-۵/۸۰۸۲۱	۰/۰۰۰	<i>KEF</i>
مانا با یکبار تفاضل گیری	-۷/۸۸۲۲۹	-۳/۴۲۰۵۴	۰/۰۰۰۳	<i>LIQ</i>
مانا با یکبار تفاضل گیری	-۱۱/۷۴۹۷	-۳/۰۴۲۵۵	۰/۰۰۱۲	<i>QUA</i>

بر اساس جدول (۲) نتایج آزمون لن، لین چو و ایم، پسران و شین نشان می دهد ریسک اعتباری، کفایت سرمایه، نقدینگی و کیفیت سرمایه با یکبار تفاضل گیری مانا شده و متغیرهای رشد اقتصادی و دارایی در سطح مانا هستند. تمام ضرایب به لحاظ آماری در سطح اطمینان ۹۹ درصد معنادار بوده اند. پس از بررسی مانایی متغیرها به برآورد مدل پرداخته می شود. در این قسمت، برای آزمون وجود آستانه، از آزمون ضریب لاگرانژ به پیروی از مطالعه هانسن (۱۹۹۶) استفاده می شود. از آنجایی که آماره آزمون تحت فرضیه صفر که بر مبنای آن اثر آستانه ای وجود ندارد، تعریف شده نیست؛ لذا برای محاسبه مقدار آماره احتمال، از یک ساختار مشابه بوت استرپ استفاده می شود. هانسن (۱۹۹۴) نشان داد که این فرایند مشابه بوت استرپ، به طور مجانبی مقادیر آماره احتمال صحیحی را تولید می کند. در جدول (۳)، نتایج آزمون ضریب لاگرانژ ارائه شده است. با استفاده از ۱۰۰۰ بار تکرار فرایند بوت استرپ، مقدار آماره احتمال برای الگوی آستانه ای، با در نظر گرفتن نرخ رشد اقتصادی به عنوان متغیر آستانه ای، برابر با ۰/۰۰۰۰ است.

جدول ۳. نتایج آزمون لاگرانژ برای بررسی متغیر آستانه ای

حسابداری، امور مالی و هوش محاسباتی

تعداد تکرار بوت استرپ	۱۰۰۰
درصد پیرایش	۰/۱۲
تخمین آستانه	-۱/۳۴۰۲
آماره ضریب لاگرانژ	۴۲۶/۳۷
ارزش احتمال بوت استرپ	۰/۰۰۰۰
مقدار بحرانی در سطح اطمینان ۹۵ درصد	۴/۱۲

بر اساس اطلاعات جدول فوق، مقدار عددی آزمون ضریب لاگرانژ، ۴۲۶/۳۷ برآورد شده است. با توجه به آنکه مقدار بدست آمده از مقدار بحرانی در سطح اطمینان ۹۵ درصد (۴/۱۲) بالاتر است، لذا فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود آستانه رد شده و فرضیه رقیب مبنی بر وجود آستانه پذیرفته می شود. با توجه به نتایج، مشاهده می شود که ساختار اثر گذاری نرخ رشد اقتصادی بر ریسک اعتباری بانک‌های مورد مطالعه در چارچوب زمانی بررسی شده، غیر خطی بوده و از فرآیند رگرسیون آستانه ای تبعیت می کند.

جدول ۴. برآورد مدل

متغیر	ضریب	آماره t	$p > z $
KEF	۰/۱۳۹۰۸۹۷	۳/۲۵	۰/۰۰۱
ASS	-۰/۲۱۳۸۶۷۷	-۵/۹۷	۰/۰۰۰
LIQ	۰/۰۱۱۷۱۹۴	۳/۷۹	۰/۰۰۰
QUA	۰/۶۳۴۲۴۲۳	۱۷/۴۵	۰/۰۰۰
رژیم ۱	GDP	-۲/۸۷۶۵۴۵	۰/۰۰۲
رژیم ۲	GDP	-۲/۹۶۳۲۴۴	۰/۰۰۲
Cons	۴/۷۰۲۳۷	۳/۲۵	۰/۰۰۱

نتایج برآورد مدل در جدول (۴) نشان می‌دهد کفایت سرمایه بر ریسک اعتباری بانک‌ها اثر مثبت در ریسک اعتباری بانک‌ها داشته به طوری که با افزایش یک درصدی کفایت سرمایه، ریسک اعتباری بانک‌ها به اندازه ۰/۱۳ درصد افزایش می‌یابد این ضریب به لحاظ آماری در سطح اطمینان ۹۹ درصد معنا دار بوده است. نقدینگی بانک‌ها بر ریسک اعتباری بانک‌ها اثر مثبت در ریسک اعتباری بانک‌ها داشته به طوری که با افزایش یک درصدی نقدینگی بانک‌ها، ریسک اعتباری بانک‌ها به اندازه ۰/۰۱ درصد افزایش می‌یابد این ضریب به لحاظ آماری در سطح اطمینان ۹۹ درصد معنا دار بوده است. کیفیت سرمایه بر ریسک اعتباری بانک‌ها اثر مثبت در ریسک اعتباری بانک‌ها داشته به طوری که با افزایش یک درصدی کیفیت سرمایه، ریسک اعتباری بانک‌ها به اندازه ۰/۶۳ درصد افزایش می‌یابد این ضریب به لحاظ آماری در سطح اطمینان ۹۹ درصد معنا دار بوده است. دارایی بانک‌ها اثر منفی بر ریسک اعتباری بانک‌ها داشته به طوری که با افزایش یک درصدی دارایی بانک‌ها، ریسک اعتباری بانک‌ها به اندازه ۰/۲۱ درصد کاهش می‌یابد این ضریب به لحاظ آماری در سطح اطمینان ۹۹ درصد معنا دار بوده است. رشد اقتصادی در رژیم اول اثر منفی در ریسک اعتباری بانک‌ها داشته به طوری که با افزایش یک درصدی رشد اقتصادی، ریسک اعتباری بانک‌ها به اندازه ۲/۸۷ درصد کاهش می‌یابد این ضریب به لحاظ آماری در سطح اطمینان ۹۹ درصد معنا دار بوده است. رشد اقتصادی در رژیم اول اثر منفی در ریسک اعتباری بانک‌ها داشته به طوری که با افزایش یک درصدی رشد اقتصادی، ریسک اعتباری بانک‌ها به اندازه ۲/۹۶ درصد کاهش می‌یابد این ضریب به لحاظ آماری در سطح اطمینان ۹۹ درصد معنا دار بوده است. عرض از مبدا مدل ۲/۵۶ بوده به عبارتی متغیرهای لحاظ نشده در مدل و اثر گذار بر ریسک اعتباری ۴/۷۰ درصد می‌باشد و این ضریب به لحاظ آماری در سطح اطمینان ۹۹ درصد معنا دار بوده است.

بحث و نتیجه‌گیری

پژوهش حاضر با هدف بررسی تأثیر غیرخطی رشد اقتصادی بر ریسک اعتباری بانک‌های دولتی و خصوصی ایران طی دوره ۱۳۹۰ تا ۱۴۰۲ انجام شد. نتایج آزمون خطی بودن نشان داد که فرض نبود ساختار آستانه‌ای رد می‌شود؛ بنابراین، رابطه رشد اقتصادی و ریسک اعتباری بانک‌ها خطی و ثابت نیست، بلکه از یک فرایند انتقال ملایم میان دو رژیم

پیروی می‌کند. این یافته بیانگر آن است که واکنش ریسک اعتباری بانک‌ها به تغییرات رشد اقتصادی، متناسب با وضعیت چرخه اقتصادی و سطح متغیر انتقال تغییر می‌کند و نمی‌توان با استفاده از یک ضریب ثابت، رفتار این رابطه را در تمام دوره‌های رکود، بهبود و رونق توضیح داد. نتایج برآورد مدل همچنین نشان داد که رشد اقتصادی در هر دو رژیم تأثیر منفی و معناداری بر ریسک اعتباری دارد. به‌طور مشخص، با افزایش یک‌درصدی رشد اقتصادی، ریسک اعتباری در رژیم نخست حدود ۲/۸۷ درصد و در رژیم دوم حدود ۲/۹۶ درصد کاهش می‌یابد. افزون بر این، کفایت سرمایه، نقدینگی و کیفیت سرمایه دارای اثر مثبت و معنادار و کل دارایی‌های بانک دارای اثر منفی و معنادار بر ریسک اعتباری بودند. این مجموعه یافته‌ها نشان می‌دهد که ریسک اعتباری بانک‌های ایران حاصل تعامل هم‌زمان شرایط اقتصاد کلان و خصوصیات ترازنامه‌ای بانک‌ها است و تغییر در هر یک از این دو حوزه می‌تواند توان بازپرداخت تسهیلات‌گیرندگان و کیفیت پرتفوی اعتباری را تحت تأثیر قرار دهد.

مهم‌ترین یافته پژوهش، تأثیر منفی رشد اقتصادی بر ریسک اعتباری در هر دو رژیم بود. این نتیجه را می‌توان بر اساس سازوکار درآمد، سودآوری و توان بازپرداخت توضیح داد. هنگامی که رشد اقتصادی افزایش می‌یابد، سطح تولید، فروش بنگاه‌ها، فرصت‌های اشتغال و درآمد قابل‌تصرف خانوارها بهبود پیدا می‌کند. در نتیجه، اشخاص حقیقی و حقوقی منابع نقدی بیشتری برای ایفای تعهدات خود در اختیار خواهند داشت و احتمال تأخیر در بازپرداخت اقساط یا نکول تسهیلات کاهش می‌یابد. رشد اقتصادی همچنین می‌تواند ارزش وثایق، گردش مالی واحدهای تولیدی و امکان تأمین سرمایه در گردش را افزایش دهد و از تبدیل تسهیلات جاری به مطالبات سررسیدگشته، معوق و مشکوک‌الوصول جلوگیری کند. این تبیین با یافته‌های سانگ و همکاران همسو است که پیوند میان ریسک نظام بانکی و رشد اقتصادی را تأیید کرده و نشان داده‌اند بهبود شرایط اقتصادی می‌تواند از مجاری مستقیم و غیرمستقیم ریسک بانک‌ها را کاهش دهد (Song et al., 2023). همچنین، یافته حاضر با نتایج فرحی‌کیا و همکاران سازگار است؛ زیرا آنان نیز حساسیت مطالبات غیرجاری در ایران را نسبت به تحولات رشد اقتصادی و مؤلفه‌های مرتبط با بخش واقعی اقتصاد نشان دادند (Farahikia et al., 2021). در مطالعه بانک‌های اردن نیز متغیرهای کلان اقتصادی به‌عنوان عوامل مؤثر بر تغییرات مطالبات غیرجاری معرفی شدند و نقش وضعیت اقتصادی در توان بازپرداخت بدهکاران مورد تأکید قرار گرفت (Qwader, 2019).

منفی‌بودن اثر رشد اقتصادی در هر دو رژیم نشان می‌دهد که بهبود فعالیت‌های واقعی اقتصاد، چه در سطوح پایین‌تر رشد و چه پس از عبور از وضعیت آستانه‌ای، برای کیفیت اعتبارات بانکی سودمند است. با این حال، تفاوت میان ضرایب دو رژیم نشان می‌دهد که شدت اثر رشد اقتصادی ثابت نیست. قدر مطلق ضریب رشد اقتصادی در رژیم دوم اندکی بیشتر از رژیم نخست بود؛ بنابراین، می‌توان استنباط کرد که پس از تغییر وضعیت اقتصادی و انتقال تدریجی به رژیم دوم، اثر کاهنده رشد بر ریسک اعتباری تقویت می‌شود. احتمالاً هنگامی که رشد اقتصادی از حالت شکننده و ناپایدار فاصله می‌گیرد، تأثیر آن صرفاً به افزایش موقت درآمد محدود نمی‌ماند و از طریق بهبود انتظارات، افزایش سرمایه‌گذاری، تقویت جریان نقدی بنگاه‌ها و کاهش احتمال تعطیلی فعالیت‌های اقتصادی، اثر قوی‌تری بر بازپرداخت تسهیلات ایجاد می‌کند. شواهد مربوط به نقش واسطه‌ای رشد اقتصادی در ارتباط میان تحولات ساختاری و ریسک اعتباری نیز نشان می‌دهد که رشد می‌تواند مسیر انتقال آثار بخش واقعی به ترازنامه بانک‌ها را تقویت کند (Plikas & Kenourgios, 2026). افزون بر این، تأثیر چرخه تجاری بر سپر سرمایه‌ای و ریسک اعتباری بانک‌ها مؤید آن است که کیفیت اعتبارات در دوره‌های مختلف اقتصادی رفتار یکسانی ندارد (Ovi et al., 2020). از این رو، نتیجه غیرخطی پژوهش حاضر با این دیدگاه سازگار است که سیاست‌های اعتباری و احتیاطی باید متناسب با مرحله چرخه اقتصادی تنظیم شوند.

رابطه منفی رشد اقتصادی و ریسک اعتباری، افزون بر سازوکار توان بازپرداخت، از طریق کیفیت تخصیص اعتبارات نیز قابل توضیح است. در دوره‌های رکود، کاهش فروش و درآمد موجب می‌شود بنگاه‌ها برای پوشش هزینه‌های جاری و بازپرداخت بدهی‌های قبلی به استقراض جدید وابسته شوند؛ درحالی‌که ظرفیت واقعی آن‌ها برای ایجاد درآمد و بازپرداخت تسهیلات کاهش یافته است. این وضعیت می‌تواند به امهال مکرر، تجدید تسهیلات و انباشت مطالبات غیرجاری منجر شود. در مقابل، رشد اقتصادی پایدار امکان استفاده از منابع بانکی در فعالیت‌های مولد و سودآور را افزایش می‌دهد. یافته‌های مربوط به نقش اعتبارات بانکی در رشد اقتصادی ایران نیز نشان می‌دهد که اثر اعتبارات بر تولید، به ساختار مالکیت بانک و شرایط درآمدی وابسته است (Zolghadr et al., 2019). همچنین، عدم تناسب رشد نقدینگی با رشد واقعی اقتصاد می‌تواند کارایی تخصیص منابع را کاهش دهد و منابع را به سمت بازارهای غیرمولد هدایت کند (Esna-Ashari Amiri et al., 2019). بنابراین، صرف افزایش کمی تولید یا نقدینگی برای کاهش ریسک کافی نیست، بلکه رشد باید از کیفیت، پایداری و ظرفیت اشتغال‌زایی برخوردار باشد تا بتواند جریان درآمدی واقعی تسهیلات‌گیرندگان را تقویت کند.

یافته دیگر پژوهش نشان داد کفایت سرمایه اثر مثبت و معناداری بر ریسک اعتباری دارد؛ به گونه‌ای که افزایش یک درصدی کفایت سرمایه با افزایش حدود ۰/۱۳ درصدی ریسک اعتباری همراه بود. این نتیجه در ظاهر با انتظار متعارف مبنی بر نقش حفاظتی سرمایه در برابر زیان‌ها متفاوت است؛ اما می‌توان آن را از چند منظر توضیح داد. نخست آنکه کفایت سرمایه ممکن است در بانک‌های مورد بررسی بیشتر از آنکه علت کاهش ریسک باشد، واکنشی به افزایش ریسک تلقی شود. بانک‌هایی که با افزایش مطالبات غیرجاری و کاهش کیفیت دارایی مواجه می‌شوند، ممکن است تحت فشار نهاد ناظر یا برای جبران زیان‌های احتمالی، سرمایه خود را افزایش دهند. در این صورت، هم‌زمانی کفایت سرمایه بالاتر و ریسک اعتباری بیشتر، منعکس‌کننده رابطه معکوس علی است. دوم آنکه برخورداری از سرمایه بیشتر می‌تواند ظرفیت بانک را برای توسعه اعتبارات افزایش دهد و در صورت ضعف اعتبارسنجی، به پذیرش تسهیلات‌گیرندگان پرریسک منجر شود. روابط متقابل میان سرمایه بانک، خلق نقدینگی و ریسک اعتباری نیز نشان می‌دهد که افزایش سرمایه همواره به صورت مکانیکی موجب کاهش ریسک نمی‌شود و نتیجه آن به نحوه استفاده بانک از ظرفیت اعتباری خود بستگی دارد (Le & Pham, 2021). تحلیل ساختار تأمین مالی و ریسک اعتباری بانک‌های ایرانی نیز بیانگر آن است که ترکیب سرمایه و منابع مالی باید همراه با کیفیت تخصیص منابع ارزیابی شود (Ahmadi & Kazemi, 2025).

اثر مثبت کفایت سرمایه را می‌توان در چارچوب رفتار مخاطره‌آمیز و انگیزه‌های مدیریتی نیز تبیین کرد. زمانی که مدیران بانک احساس کنند سرمایه کافی برای پوشش زیان‌های احتمالی در اختیار دارند، ممکن است به توسعه سریع‌تر تسهیلات یا ورود به فعالیت‌هایی با بازده و ریسک بالاتر تمایل پیدا کنند. در این شرایط، کفایت سرمایه بالا تنها در صورتی می‌تواند ثبات بانک را افزایش دهد که با نظارت مؤثر، کنترل تمرکز اعتباری و ارزیابی دقیق کیفیت دارایی‌ها همراه باشد. نقش رتبه اعتباری و ساختار سرمایه در سرعت تعدیل مالی بانک‌ها نیز نشان می‌دهد که کیفیت و ترکیب سرمایه، نسبت به مقدار اسمی آن اهمیت بیشتری دارد (Wojewodzki et al., 2020). از سوی دیگر، تأثیر بانکداری سایه بر ریسک و کفایت سرمایه بانک‌های ایرانی نشان داده است که بخشی از مخاطرات ممکن است از طریق فعالیت‌های خارج از ترازنامه یا ارتباط با شرکت‌های وابسته ایجاد شود و نسبت‌های سرمایه‌ای متعارف نتوانند به‌تنهایی تمام ریسک واقعی بانک را منعکس کنند (Pournajati & Houshmand Neghabi, 2021). بنابراین، اثر مثبت مشاهده‌شده را نباید به زیان‌باربودن سرمایه بیشتر تعبیر کرد، بلکه این نتیجه بر لزوم توجه به کیفیت سرمایه، منشأ افزایش آن و چگونگی تبدیل ظرفیت سرمایه‌ای به اعتبارات تأکید دارد.

نتایج همچنین نشان داد نقدینگی بانک‌ها تأثیر مثبت و معناداری بر ریسک اعتباری دارد، هرچند اندازه این اثر در مقایسه با سایر متغیرها محدودتر بود؛ به‌طوری‌که افزایش یک درصدی نقدینگی، ریسک اعتباری را حدود ۰/۰۱ درصد افزایش داد. یکی از تبیین‌های ممکن آن است که بانک‌های دارای نقدینگی بیشتر، ظرفیت بالاتری برای توسعه تسهیلات دارند و در فضای رقابتی ممکن است برای افزایش سهم بازار، استانداردهای اعتبارسنجی را تسهیل کنند. گسترش سریع اعتبار، بدون ارزیابی کافی جریان نقدی مشتریان و نظارت پس از پرداخت، می‌تواند در دوره‌های بعد به افزایش نکول منجر شود. رقابت بانکی می‌تواند انگیزه بانک‌ها برای خلق نقدینگی و توسعه وام‌دهی را تغییر دهد (Jiang et al., 2019). همچنین، عدم اطمینان و ساختار درآمدی بانک‌ها بر نحوه خلق نقدینگی اثرگذار است و ممکن است بانک‌های برخوردار از منابع نقد، بسته به ترکیب درآمد، رفتارهای متفاوتی در پذیرش ریسک نشان دهند (Dang, 2022). تبیین دیگر آن است که افزایش نقدینگی می‌تواند واکنشی احتیاطی به افزایش مطالبات غیرجاری باشد؛ بدین معنا که بانک‌های پرریسک برای مقابله با خروج سپرده‌ها یا نیازهای پیش‌بینی‌نشده، سهم بیشتری از دارایی‌های خود را به صورت نقد نگهداری کنند.

مثبت‌بودن اثر کیفیت سرمایه بر ریسک اعتباری نیز از یافته‌های قابل‌تأمل پژوهش بود؛ به گونه‌ای که افزایش یک درصدی این متغیر با افزایش حدود ۰/۶۳ درصدی ریسک اعتباری همراه شد. این یافته ممکن است ناشی از آن باشد که شاخص استفاده‌شده برای کیفیت سرمایه، علاوه بر توان جذب زیان، بازتاب‌دهنده ترکیب منابع و نحوه به‌کارگیری سرمایه در دارایی‌های ریسک‌پذیر نیز باشد. در صورتی که افزایش سرمایه با توسعه تسهیلات بزرگ، تمرکز اعتباری یا سرمایه‌گذاری در فعالیت‌های نوسان‌پذیر همراه شود، کیفیت ظاهری سرمایه لزوماً به کاهش ریسک پرتفوی منجر نخواهد شد. یافته‌های مربوط به معمای ریسک و بازده نشان می‌دهد که پذیرش ریسک بیشتر همواره به بازده متناسب منتهی نمی‌شود و ممکن است بانک‌ها بدون دریافت بازده کافی، در معرض زیان اعتباری قرار گیرند (Nedumparambil & KumarBhandar, 2020). نوع تسهیلات و بخش

دریافت‌کننده اعتبار نیز در تعیین کیفیت ریسک اهمیت دارد؛ زیرا حساسیت وام‌ها به شرایط اقتصادی در بخش‌های مختلف یکسان نیست (Singh, 2020). از این رو، ارزیابی کیفیت سرمایه باید همراه با بررسی وزن ریسک دارایی‌ها، تمرکز تسهیلات و قابلیت نقدشوندگی وثایق انجام شود.

اثر منفی و معنادار کل دارایی‌های بانک بر ریسک اعتباری نشان داد که با افزایش یک درصدی اندازه بانک، ریسک اعتباری حدود ۰/۲۱ درصد کاهش می‌یابد. این نتیجه می‌تواند ناشی از برخورداری بانک‌های بزرگ‌تر از پرتفوی متنوع‌تر، سامانه‌های اعتبارسنجی پیشرفته‌تر، نیروی انسانی متخصص‌تر و دسترسی بیشتر به منابع مالی باشد. بانک‌های بزرگ معمولاً امکان توزیع تسهیلات میان صنایع، مناطق جغرافیایی و گروه‌های مختلف مشتریان را دارند و در نتیجه، نکول یک بخش تأثیر محدودتری بر کل پرتفوی آن‌ها خواهد داشت. همچنین، هزینه استقرار واحدهای تخصصی مدیریت ریسک، سامانه‌های هشدار زودهنگام و پایگاه‌های اطلاعات اعتباری برای بانک‌های بزرگ قابل تحمل‌تر است. یافته‌های مربوط به ثبات شبکه بانکی ایران نیز بر نقش ویژگی‌های ساختاری و قدرت مالی بانک در کاهش آسیب‌پذیری تأکید دارد (Zaligi Darastani, 2018). با این حال، مزیت اندازه تنها زمانی حفظ می‌شود که رشد دارایی‌ها با افزایش متناسب سرمایه، کنترل داخلی و کیفیت مدیریت همراه باشد؛ در غیر این صورت، توسعه بی‌ضابطه ترازنامه می‌تواند به تمرکز ریسک و شکل‌گیری بانک‌های بزرگ اما شکننده منجر شود.

نتیجه مربوط به اندازه بانک با اهمیت مدیریت حرفه‌ای ریسک اعتباری نیز ارتباط دارد. بانک‌های برخورداری از دارایی بیشتر در صورت استفاده از نظام جامع مدیریت ریسک، می‌توانند مشتریان را دقیق‌تر طبقه‌بندی کنند، حدود اعتباری متناسب تعیین نمایند و مطالبات را پیش از ورود به مراحل بحرانی مدیریت کنند. کیفیت رویه‌های مدیریت ریسک اعتباری با عملکرد مالی بانک‌ها ارتباط مستقیم دارد (Temba et al., 2024) و ضعف در شناسایی، اندازه‌گیری و کنترل ریسک می‌تواند حتی در مؤسسات بزرگ به کاهش عملکرد منجر شود (Deng et al., 2020). همچنین، مدیریت ضمانت‌ها و وثایق باید بر ارزش واقعی، قابلیت اجرا و نقدشوندگی آن‌ها استوار باشد و اتکای صرف به ارزش اسمی وثیقه نمی‌تواند از نکول جلوگیری کند (Yāvarī et al., 2025). در همین راستا، استقرار نظارت مبتنی بر ریسک می‌تواند امکان شناسایی بانک‌ها و فعالیت‌های پرمخاطره را پیش از تبدیل شدن مشکلات اعتباری به بحران فراهم سازد (Mousavi Ivanki et al., 2025).

در مجموع، یافته‌های این مطالعه نشان می‌دهد کاهش ریسک اعتباری بانک‌های ایران مستلزم ترکیبی از رشد اقتصادی پایدار، اصلاح ساختار ترازنامه و ارتقای کیفیت مدیریت اعتباری است. رشد اقتصادی در هر دو رژیم به کاهش ریسک منجر شد، اما وجود ساختار غیرخطی نشان داد که شدت این اثر با تغییر وضعیت اقتصادی دگرگون می‌شود. از سوی دیگر، مثبت‌بودن اثر کفایت سرمایه، نقدینگی و کیفیت سرمایه نشان می‌دهد افزایش کمی منابع مالی و سرمایه‌ای، در غیاب تخصیص کارآمد و نظارت دقیق، تضمین‌کننده کاهش ریسک نیست. مطالعات داخلی نیز ارتباط ریسک اعتباری و سودآوری بانک‌های تجاری را تأیید کرده‌اند (Kohzadi Tahneh, 2020) و نشان داده‌اند که متغیرهای کلان و کیفیت مدیریت به‌طور هم‌زمان عملکرد بانک‌های خصوصی را شکل می‌دهند (Pourmehr et al., 2018). همچنین، نحوه مدیریت نرخ سود در شرایط توسعه مالی و محدودیت‌های ساختاری می‌تواند رفتار سپرده‌گذاری، تسهیلات‌دهی و ریسک‌پذیری بانک‌ها را تغییر دهد (Heydari et al., 2020). رابطه بین ریسک اعتباری و سودآوری بانک‌ها در شواهد بین‌المللی نیز بر ضرورت کنترل کیفیت دارایی‌ها برای حفظ عملکرد پایدار تأکید دارد (Kanas et al., 2025). بنابراین، ثبات بانکی زمانی تحقق می‌یابد که سیاست‌های کلان اقتصادی، مقررات احتیاطی و تصمیم‌های مدیریتی بانک‌ها به‌صورت هماهنگ عمل کنند.

پژوهش حاضر با محدودیت‌هایی همراه بود. نخست، داده‌های مورد استفاده از صورت‌های مالی، سامانه کدال و منابع رسمی بانک مرکزی استخراج شد و ناهمگونی در شیوه گزارشگری، تغییر طبقه‌بندی برخی اقلام و احتمال تجدید ارائه صورت‌های مالی می‌تواند بر قابلیت مقایسه داده‌ها اثر گذاشته باشد. دوم، ریسک اعتباری با استفاده از یک شاخص ترازنامه‌ای اندازه‌گیری شد و این شاخص ممکن است تمام ابعاد ریسک، از جمله احتمال نکول آتی، تمرکز پرتفوی، کیفیت وثایق و تسهیلات امهال‌شده را منعکس نکند. سوم، محدودیت دسترسی به داده‌های تفصیلی موجب شد متغیرهایی مانند تورم، نرخ ارز، بیکاری، نرخ سود واقعی، نوع مالکیت، ترکیب بخشی تسهیلات و کیفیت حاکمیت شرکتی به‌طور کامل وارد مدل نشوند. همچنین، نتایج به بانک‌های بررسی‌شده و دوره ۱۳۹۰ تا ۱۴۰۲ محدود است و تعمیم آن به مؤسسات اعتباری غیربانکی یا دوره‌های متفاوت باید با احتیاط انجام شود.

پیشنهاد می‌شود در مطالعات آینده، رابطه رشد اقتصادی و ریسک اعتباری با استفاده از شاخص‌های جایگزین مانند نسبت مطالبات غیرجاری به کل تسهیلات، ذخیره زیان اعتباری، احتمال نکول و هزینه ریسک بررسی شود. تفکیک بانک‌های دولتی، خصوصی و خصوصی‌شده و مقایسه ضرایب میان این گروه‌ها می‌تواند نقش ساختار مالکیت را روشن‌تر سازد. همچنین، واردکردن متغیرهای تورم، نرخ ارز، بیکاری، نرخ سود، کیفیت نهادی، تحریم‌های اقتصادی و شوک‌های بازار دارایی‌ها به مدل پیشنهاد می‌شود. استفاده از مدل‌های آستانه‌ای پویا، رگرسیون چندکی پانلی، مدل‌های مارکوف سوئیچینگ و آزمون روابط علی دوسویه می‌تواند شناخت دقیق‌تری از سازوکارهای غیرخطی فراهم کند. بررسی ریسک اعتباری در سطح انواع تسهیلات، صنایع اقتصادی، استان‌ها و گروه‌های مختلف مشتریان نیز می‌تواند ناهمگونی پنهان در پرتفوی بانک‌ها را آشکار سازد.

سیاست‌گذاران باید رشد اقتصادی پایدار، فراگیر و مبتنی بر تولید را به عنوان یکی از ابزارهای کاهش ریسک اعتباری در نظر گیرند و از سیاست‌هایی که صرفاً به افزایش اسمی نقدینگی یا رشد کوتاه‌مدت قیمت دارایی‌ها منجر می‌شوند، اجتناب کنند. بانک‌ها باید افزایش سرمایه و نقدینگی را با ارتقای اعتبارسنجی، کنترل تمرکز تسهیلات، نظارت مستمر بر مصرف منابع و ایجاد سامانه‌های هشدار زودهنگام همراه سازند. نهاد ناظر نیز باید الزامات سرمایه‌ای و نقدینگی را متناسب با مرحله چرخه اقتصادی و سطح ریسک هر بانک تنظیم کند. ایجاد پایگاه جامع اطلاعات اعتباری، ارزیابی دوره‌ای ارزش وثایق، محدودکردن امهال‌های مکرر، تقویت وصول مطالبات و هدایت اعتبارات به بنگاه‌های دارای جریان نقدی پایدار می‌تواند کیفیت دارایی بانک‌ها را بهبود بخشد. همچنین، برای بانک‌های بزرگ لازم است رشد دارایی‌ها به رعایت استانداردهای مدیریت ریسک، شفافیت فعالیت‌های خارج از ترازنامه و کنترل ارتباط با شرکت‌های وابسته مشروط شود.

مشارکت نویسندگان

در نگارش این مقاله تمامی نویسندگان نقش یکسانی ایفا کردند.

تشکر و قدردانی

از تمامی کسانی که در طی مراحل این پژوهش به ما یاری رساندند تشکر و قدردانی می‌گردد.

تعارض منافع

در انجام مطالعه حاضر، هیچ‌گونه تضاد منافی وجود ندارد.

حمایت مالی

این پژوهش حامی مالی نداشته است.

موازن اخلاقی

در انجام این پژوهش تمامی موازن و اصول اخلاقی رعایت گردیده است.

References

- Ahmadi, K., & Kazemi, M. (2025). Analysis of the Effect of Financing Structure and Credit Risk on the Performance of Iranian Banks. *Islamic Banking Studies Quarterly*, 18(1), 55-78.
- Dang, V. D. (2022). Bank Liquidity Creation under Micro Uncertainty: The Conditioning Role of Income Structure. *Economic Modelling*, 112, 105852. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2022.105852>
- Deng, A. S., Rono, L., & Sang, J. (2020). Credit Risk Management and the Performance of Financial Institutions in South Sudan. *Modern Economy*, 11(3).

- Esna-Ashari Amiri, G., Abolhasani Hastiani, A., Ranjbar Fallah, M., Shayegan, A., & Alizadeh Kolahgar, G. (2019). The Effect of Liquidity Volume on Economic Growth in Iran Using a Time-Varying Parameter Model Approach. *Scientific-Research Quarterly of Growth and Financial Economy Research*, 35(2), 15-34.
- Farahikia, M., Yarmohammadi, M., Hasani, H., & Shadrokh, A. (2021). The Sensitivity of Non-Current Claims to Economic Growth in Iran Using Singular Spectrum Analysis and Regression Approaches. *Quarterly Journal of Growth and Financial Economy Research*, 11(44), 163-184.
- Heydari, H., Haghighat, J., Karimi Takanlou, Z., & Ranjpour, R. (2020). Presenting a Strategy for Managing Iran's Bank Interest Rate within the Framework of Financial Development and Financial Repression Theories. *Scientific-Research Quarterly of Economic Growth and Development Research*, 10(38), 31-44.
- Jiang, L., Levine, R., & Lin, C. (2019). Competition and Bank Liquidity Creation. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 54(2), 513-538. <https://doi.org/10.1017/S0022109018000820>
- Kanas, A., Vasiliou, D., & Eriotis, N. (2025). Credit risk and profitability in banking: Evidence from international banks. *Research in International Business and Finance*, 72, 102260. <https://doi.org/10.1016/j.ribaf.2024.102260>
- Kohzadi Tahneh, A. (2020). Study of the Relationship between Credit Risk and Profitability of Iranian Commercial Banks. Sixth International Conference on Management and Accounting, Tehran.
- Le, T. D., & Pham, X. T. (2021). The Inter-Relationships among Liquidity Creation, Bank Capital and Credit Risk: Evidence from Emerging Asia-Pacific Economies. *Managerial Finance*, 47(8), 1149-1167. <https://doi.org/10.1108/MF-04-2020-0189>
- Mousavi Ivanki, S. M., Fallah Shams, M., & Hanifi, F. (2025). Presenting a Risk-Based Supervision Model for Banks and Credit Institutions Using Structural Equation Modeling. *Scientific Quarterly Journal of Islamic Economics and Banking*(50), 165-206.
- Nedumparambil, E., & KumarBhandar, A. (2020). Credit Risk-Return Puzzle: Evidence from India. *Economic Modelling*, 92(4), 195-206. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2019.12.021>
- Ovi, O., Bose, S., Gunasekarage, A., & Shams, S. (2020). Do the Business Cycle and Revenue Diversification Matter for Banks' Capital Buffer and Credit Risk: Evidence from ASEAN Banks. *Journal of Contemporary Accounting & Economics*, 16(1). <https://doi.org/10.1016/j.jcae.2020.100186>
- Plikas, J. H., & Kenourgios, D. (2026). Renewable Energy and Bank Credit Risk: The Mediating Role of Economic Growth. *Economic Modelling*, 107576. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2026.107576>
- Pourmehr, M., Sepahdoust, H., Naziri, M. K., & Mehregan, N. (2018). The Effect of Macroeconomic Variables and Management Quality on the Profitability of Private Banks: A Structural Vector Autoregression Approach. *Economic Modeling Research Quarterly*, 9(34), 201-254.
- Pournajati, M., & Houshmand Neghabi, Z. (2021). The Effects of Shadow Banking on Bank Risk and Capital Adequacy in Banks Listed on the Tehran Stock Exchange. *Accounting and Management Perspective*, 4(41), 13-28.
- Qwader, A. (2019). Relationship between Macroeconomic Variables and Their Impact on Nonperforming Loans in Jordanian Banks. *Asian Economic and Financial Review*, 9(2), 166-175. <https://doi.org/10.18488/journal.aefr.2019.92.166.175>
- Singh, A. (2020). Using Commercial Mortgage Loans to Assess Risk and Return in the Lodging Sector. *Tourism Management*, 78(2). <https://doi.org/10.1016/j.tourman.2019.104068>
- Song, M., Zheng, H., Chen, J., & Shen, Z. (2023). Alternative Risk Measurement for the Banking System and Its Nexus with Economic Growth. *Computers & Industrial Engineering*, 176(2), 1-10. <https://doi.org/10.1016/j.cie.2022.108946>
- Temba, G. I., Kasoga, P. S., & Keregero, C. M. (2024). Impact of the quality of credit risk management practices on financial performance of commercial banks in Tanzania. *SN Business & Economics*, 4(3), 38. <https://doi.org/10.1007/s43546-024-00636-3>
- Wojewodzki, M., Boateng, A., & Brahma, S. (2020). Credit Rating, Banks' Capital Structure and Speed of Adjustment: A Cross-Country Analysis. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 69(4). <https://doi.org/10.1016/j.intfin.2020.101260>
- Yävarī, A., Jabbārī, H., & Panāhiyān, H. (2025). Designing a Credit Risk Management Model with a Pathological Approach to Guarantees and Collaterals of Bank Facilities. *Technology in Entrepreneurship and Strategic Management Quarterly*, 4(2), 1-22. <https://doi.org/10.61838/kman.jtesm.4.2.11>
- Zaligi Darastani, H. (2018). Factors Affecting Stability in Iran's Banking Network. *Monetary and Banking Research Quarterly*, 20(2), 307-327.
- Zolghadr, H., Asgharpour, H., Pourabdollahan, M., Salmani, B., & Farzinavash, A. (2019). Examining the Role of Bank Ownership in the Effect of Bank Credits on Economic Growth with Regard to Provincial Income Levels. *Scientific-Research Quarterly of Economic Growth and Development Research*, 9(32), 15-33.