Journal of Development and Capital
Shahid Bahonar University of Kerman
Iranian Electronic Commerce Association
Print ISSN: 2008-2428 Online ISSN: 2645-3606

# A Study of the Influence and Influence of Factors Affecting the Stability of the Banking System in Selected Countries of the Mena Region

*Babak Kouhileilan*[*]
*Rahim Dabagh*[**]
*Seyyed Ziaoddin Kiaalhosseini*[***]
*Farhad Rahbar*[****]

## Abstract

**Objective:** Banking, by its very nature, involves a wide range of risks. Banking supervisors should identify their risks and evaluate and manage them. Therefore, the factors affecting banking stability should be identified and applied in proportion to the importance of each relevant strategy.

**Methods:** The method of the present research is descriptive and applied and using descriptive and inferential methods, the data have been analyzed and then the obtained results have been analyzed. It has been used to identify the impact of credit and liquidity risks on banking stability in selected member countries of the Mena region using the Panel Gentle Transfer Regression (PSTR) model, which is one of the prominent regime change models.

**Results:** According to the results of MATLAB software, it was found that the variables of liquidity risk and credit risk in both regimes have the greatest impact on the stability of the banking system of MENA member countries and also the impact of credit risk in both regimes is greater than liquidity risk. Therefore, formulating appropriate policies to manage credit risk reduction can lead to the stability of the country's banking system, which in turn will strengthen the monetary system. Analyzing the relationship between economic factors and risks on banking stability is an important issue that has been addressed in this study. The thresholds of credit risk as a turning point and distinguishing point of the two regimes expressed in the PSTR model, for these equations, have been estimated according to the Akaik and Schwartz tests (3.36 and 3.83), respectively. The results of parameter slope estimation showed that the adjustment speed from one regime to the second regime was equal to 0.194, which indicates their gentle adjustment speed. In the first regime before the threshold, ie the linear part of the PSTR model, the variables

Journal of Development and Capital, Vol. 6, No.1, Ser. 10, 1-18.
[*] Ph.D. Student of Economic, Mofid University, Qom, Iran. (**Email:** babakkouhileilan@gmail.com).
[**] **Corresponding Author**, Associate Professor of Industrial Engineering, Urmia University of Technology, Urmia, Iran. (**Email:** r.dabbagh@uut.ac.ir).
[***] Associate Professor of Economic, Mofid University, Qom, Iran. (**Email:** s.z.akia@mofidu.ac.ir).
[****] Professor of Economic, University of Tehran, Tehran, Iran. (Email: frahbar@ut.ac.ir).
**Submitted:** 12 October 2020 **Accepted:** 11 January 2021
Faculty of Management & Economics, Shahid Bahonar University of Kerman.
**DOI:** 10.22103/jdc.2021.16550.1107
©The Authors.

**Abstract**

of credit risk, payment facilities, inflation and crisis and shocks to countries have a negative and significant effect on the banking system. In contrast, the variables of facility to deposit ratio, liquidity risk, bank size, return on assets, efficiency of banks and GDP have a positive and significant effect on the banking system. In the second regime, the nonlinear part of the PSTR model, the variables of facility to deposit ratio, bank size, inflation, capital to asset ratio, facilities and crises and shocks that have hit a country have a negative and significant effect on the banking system. In contrast, the variables of liquidity risk, credit risk, return on assets, efficiency of banks, gross national product and payment facilities of banks have a positive and significant effect on the banking system.

**Conclusion:** According to the results of this study (first and second scenarios), liquidity risk, in addition to a positive effect on banking stability, intensifies its positive effect on the banking stability of countries. Credit risk also has a significant effect on off-line banking stability, which has been confirmed. In other words, according to the results of the estimated model, the variables of liquidity risk and credit risk in both regimes have the greatest impact on the stability of the banking system of MENA member countries, so that the effect of credit risk in both regimes is greater than liquidity risk. Therefore, formulating strategies to reduce instability in the country's banking system, credit risk management can be an important factor to increase banking stability, which will strengthen the monetary system.

**Keywords:** *Banking Stability, Panel Threshold Regression, Credit Risk, Mena Countries.*
**JEL Classification:** G21, E63, G32 ,H81.

**Paper Type:** *Research Paper.*
**Citition:** Kouhileilan, B., Dabbagh, R., Kiaalhosseini, S.Z., Rahbar, F. (2021). A study of the influence and influence of factors affecting the stability of the banking system in selected countries of the mena region. *Journal of Development and Capital*, 6(1), 1-18 [In Persian].

مجله توسعه و سرمایه
شاپا چاپی: ۲۴۲۸-۲۰۰۸ شاپا الکترونیکی: ۳۶۰۶-۲۶۴۵

# بررسی عوامل مؤثر بر ثبات نظام بانکی در کشورهای منتخب منطقه منا

**بابک کوهی لیلان***
**رحیم دباغ****
**سید ضیاءالدین کیاءالحسینی*****
**فرهاد رهبر******

## چکیده

**هدف: بانکداری بنا به ماهیت خود متضمن مواجهه با طیف وسیعی از مخاطرات است. ناظران بانکی بایستی ریسک‌های خود را شناسایی نموده و آنها را ارزیابی و مدیریت منمایند. بنابراین بایستی فاکتورهای مؤثر بر ثبات بانکی شناسایی و متناسب با اهمیت هرکدام استراتژی مربوطه بکار گرفته شود.**

**روش: روش پژوهش حاضر توصیفی و کاربردی است و با استفاده از روش‌های توصیفی و استنباطی داده‌ها را آنالیزکرده و سپس نتایج به دست آمده مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفته است. برای شناسایی تأثیر ریسک‌های اعتباری و نقدینگی بر ثبات بانکی بر اساس داده‌های مربوط به ۱۵ کشور منتخب عضو منطقه منا در دوره ۱۳ ساله طی سال ۲۰۱۸-۲۰۰۶ با استفاده از مدل رگرسیون انتقال ملایم تابلویی (PSTR) که یکی از مدل‌های تغییر رژیمی برجسته است، استفاده شده است.**

**یافته‌ها: تحلیل رابطه عوامل اقتصادی و ریسک‌ها برروی ثبات بانکی مسئله مهمی است که در این پژوهش به آن پرداخته شده است. حد آستانه‌ای میزان ریسک اعتباری به عنوان نقطه عطف و متمایزکننده دو رژیم بیان شده در مدل PSTR، برای این معادلات، به ترتیب با توجه آزمون آکائیک و شوارتز (۳/۳۶ و ۳/۸۳) برآورد شده‌اند. نتایج تخمین شیب پارامتر نشان داد که سرعت تعدیل از یک رژیم به رژیم دوم برابر با ۰/۱۹۴ بوده که نشانگر سرعت تعدیل ملایم آنها است. در رژیم اول قبل از حد آستانه‌ای یعنی بخش خطی**

---

مجله توسعه و سرمایه، دورهٔ ششم، شمارهٔ ۱، پیاپی ۱۰، صص. ۱ تا ۱۸

* دانشجوی دکتری گروه اقتصاد، دانشگاه مفید، قم، ایران. (**رایانامه:** babakkouhileilan@gmail.com).

** **نویسندهٔ مسئول**، دانشیار گروه مهندسی صنایع، دانشگاه صنعتی ارومیه، ارومیه، ایران. (**رایانامه:** r.dabbagh@uut.ac.ir).

*** استادیار گروه اقتصاد، دانشگاه مفید، قم، ایران. (**رایانامه:** kiaalhoseini@mofidu.ac.ir).

**** استاد گروه اقتصاد، دانشگاه تهران، تهران، ایران. (**رایانامه:** frahbar@ut.ac.ir).

**تاریخ دریافت:** ۹۹/۷/۲۱ **تاریخ پذیرش:** ۱۳۹۹/۱۰/۲۲

دانشکدهٔ مدیریت و اقتصاد، دانشگاه شهید باهنر کرمان.

**DOI:** 10.22103/jdc.2021.16550.1107

©The Authors.

مدل **PSTR** متغیرهای ریسک اعتباری، تسهیلات پرداختی، تورم و بحران و شوکهایی وارده بر کشورها، تأثیر منفی و معناداری بر سیستم نظام بانکی دارند. برعکس متغیرهای نسبت تسهیلات به سپرده، ریسک نقدینگی، اندازه بانک، بازده دارایی‌ها، کارایی بانک‌ها و تولید ناخالص ملی تأثیر مثبت و معناداری بر سیستم نظام بانکی دارند. در رژیم دوم یعنی بخش غیرخطی مدل **PSTR** متغیرهای نسبت تسهیلات به سپرده، اندازه بانک، تورم، نسبت سرمایه به دارایی، تسهیلات و بحران و شوک‌هایی که بر یک کشور وارد شده تأثیر منفی و معناداری بر سیستم نظام بانکی دارند. برعکس متغیرهای ریسک نقدینگی، ریسک اعتباری، بازده دارایی‌ها، کارایی بانک‌ها، تولید ناخالص ملی و تسهیلات پرداختی بانک‌ها تأثیر مثبت و معناداری بر سیستم نظام بانکی دارند.

**نتیجه‌گیری:** با توجه به نتایج این پژوهش (سناریوی اول و دوم) ریسک نقدینگی علاوه بر تأثیر مثبت بر روی ثبات بانکی باعث شدت گرفتن تأثیر مثبت آن بر روی ثبات بانکی کشورها می‌شود. همچنین ریسک اعتباری روی ثبات بانکی در حالت غیر خطی که مورد تأیید قرار گرفت بسیار تأثیرگذار است. به عبارتی مطابق نتایج حاصل از مدل برآورد شده متغیرهای ریسک نقدینگی و ریسک اعتباری در هردو رژیم بیشترین تأثیر را ثبات نظام بانکداری کشورهای عضو منطقه منا دارد به طوری که تأثیر ریسک اعتباری در هر دو رژیم بیشتر از ریسک نقدینگی است. لذا تدوین راهکارهایی برای کاهش بی‌ثباتی در نظام بانکی کشور، مدیریت ریسک اعتباری می‌تواند عامل مهمی برای افزایش ثبات بانکی باشد که خود تقویت نظام پولی را در پی خواهد داشت.

**واژه‌های کلیدی:** *ثبات بانکی، رگرسیون آستانه‌ای پانل، ریسک اعتباری، کشورهای منطقه منا.*

**طبقه‌بندی JEL:** *G32، E63، G21، H81.*

**نوع مقاله:** *پژوهشی.*

**استناد:** کوهی لیلان، بابک؛ دباغ، رحیم؛ کیاالحسینی، سید ضیاءالدین؛ رهبر، فرهاد. (۱۴۰۰). بررسی عوامل مؤثر بر ثبات نظام بانکی در کشورهای منتخب منطقه منا. *مجله توسعه و سرمایه*، ۶(۱)، ۱۸-۱.

**مقدمه**

ارزیابی عوامل مؤثر بر بی ثباتی از مهمترین موضوعات نظام بانکی هرکشوری برای رشد اقتصادی آن کشور محسوب می‌شود. از اینرو ثبات بانکی بیانگر پایداری در ساختار منابع و تأمین مالی آنها است. بر اساس پیشینه پژوهش، ثبات بانکی به عنوان سرمایه پایه بانک‌ها می‌تواند در جبران زیان‌های مالی کمک نموده و به عنوان عامل کاهنده انتقال شوک‌ها، فرایند وام دهی بانک‌ها را راحت‌تر و روان‌تر می‌نماید. از طرف دیگر، افزایش هزینه‌های تأمین منابع مالی به کاهش سودآوری بانک‌ها منجر شده و در نتیجه سرمایه آنها کاهش می‌یابد (شیناسی[1]، ۲۰۰۴). عدم اطمینان از کمبود نقدینگی ناشی از کاهش دریافت سپرده‌ها، باعث افزایش تعداد سودجویان و متخلفینی با هدف سوء استفاده از شرایط یاد شده ناشی از ترس بانک‌ها جهت سودآوری، باعث افزایش مطالبات غیرجاری بانک‌ها می‌شود. هرچند بخشی از این مطالبات به دلیل کاهش قدرت بازپرداخت مشتریان به وجود می‌آید، ولی درصد عمده آن مربوط به مشتریان تازه واردی که حتی از طریق برنامه‌ریزی از پیش‌تعیین شده به سیستم بانکی نفوذ کرده و با استفاده از کاستی‌های موجود در شناسایی و کنترل آنها به هر روش ممکن در

نهایت خود را موجه جلوه داده و به دریافت تسهیلات و اعتبار اقدام می‌ورزند و ارزش دیون بانک‌ها هر روز بیش از پیش شده و در نهایت بانک‌ها با بحران‌های نقدینگی و اعتباری شدیدی مواجه می‌شوند. بنابراین تجهیز و تخصیص منابع بانک‌ها ارتباط مستقیمی باهمدیگر دارد. از اینرو، هدف پژوهش ارزیابی تأثیرگزاری و تأثیرپذیری متقابل عوامل اصلی و فرعی مؤثر بر ثبات بانکی ۱۵ کشور منتخب منطقه منا است. بدین منظور از رهیافت رگرسیون آستانه‌ای پانل (مدل تغییر رژیم پنل دیتا[۲] PSTR برای استخراج تأثیر متغیرهای بانکی بر ثبات بانکی کشورهای عضو منا استفاده می‌شود. میزان تأثیرگذاری عوامل برثبات بانک‌ها مشکلات زیادی ایجاد می‌نماید و از بررسی تجربیات کشورها مشخص می‌شود که عمدتاً چند شاخص خاص بر ثبات بانکی بررسی شده است. بنابراین مساله پژوهش بررسی تأثیر شاخص‌های متنوع و جامع اصلی و فرعی و نیز روابط و تعامل آنها با هم و ثبات سیستم بانکداری کشورهای عضو منطقه منا است. استانداردهای ضعیف اعطای اعتبار به وام گیرندگان، مدیریت ضعیف ریسک پرتفوی، یا کم توجهی به تغییرات اقتصادی یا سایر شرایطی مانند نظریه آشوب که می‌تواند به وخامت موقعیت بانک‌ها منجر گردد، مشکلات جدی برای نظام بانکی و فرایند توسعه کشورها به وجود می‌آورد. (جزملکی و همکاران، ۱۳۹۹) در تحقیق صورت گرفته، ابتدا به معرفی عوامل مؤثر بر نوسانات بانک‌ها براساس پیشینه پژوهش و تعریف آنها پرداخته شده و بعد از آن داده‌های تحقیق برای جامعه آماری معرفی می‌شوند و سپس برای بررسی عوامل تأثیرگذار با استفاده از نرم‌افزارهای مربوطه Super Disision و EViews اجرا شده و درنهایت به جمع‌بندی مطالب پرداخته می‌شود.

## مروری بر پیشینه تحقیق

### مطالعات داخلی

عیسی‌زاده و شاعری (۱۳۹۱) در بررسی تأثیر وضعیت ثبات کلان اقتصادی بر کارایی نظام بانکی کشورهای خاورمیانه و شمال آفریقا شاخص پایداری اقتصاد کلان تورم و تولید ناخالص داخلی را انتخاب کرده‌اند. آن‌ها با استفاده از ترازنامه بانکی کشورها در طی دوره ۱۹۹۵- ۲۰۰۸ بدست آورده‌اند. نتایج نشان داده که کارایی بانک‌ها با شاخص تورم رابطه منفی و با تولید ناخالص داخلی سرانه رابطه مثبت دارد و به عبارتی افزایش ثبات اقتصاد کلان تأثیر مثبت و معناداری بر میزان کارایی نظام بانکی کشورها دارد. رستمیان و حاجی بابایی (۱۳۸۸) در پژوهش اندازه‌گیری ریسک نقدینگی بانک با استفاده از مدل خود رگرسیون برداری (var) برای بانک سامان، ریسک نقدینگی به عنوان شاخصی جهت کنترل و مدیریت نقدینگی در دست مدیران معرفی شده است. آن‌ها ریسک نقدینگی را در بانک سامان با روش ارزش در معرض خطر طی سال‌های ۱۳۸۱ تا ۱۳۸۶ به ارزیابی ریسک نقدینگی پرداخته‌اند و با استفاده از صورت‌های مالی بانک مربوطه مقدار ریسک نقدینگی محاسبه شده است. نتایج تحقیق حاکی از کاهشی بودن روند ریسک نقدینگی طی سال‌های مورد بررسی است.

پوستین چی، تحصیلی و کریم‌زاده (۱۳۹۵)، تأثیر رقابت در صنعت بانکداری بر ثبات بانک‌ها، در ۱۸ بانک فعال ایران برای دوره ۱۳۸۴-۱۳۹۰ را مورد بررسی قرار داده و نتایج نشان داده که میان رقابت و ثبات بانک‌ها ارتباط منفی و معنادار وجود دارد. از میان سایر متغیرها نیز دارایی بانک‌ها قوی‌ترین اثر معنادار را بر ثبات بر جای می‌گذارد.

گیلانی‌پور و همکاران (۱۳۹۶)، در پژوهشی ریسک سیستمی شبکه بانکی ایران توسط معیار تغییرات ارزش در معرض خطر شرطی را ارزیابی نموده‌اند. برای این منظور به بررسی ۱۷ بانک پذیرفته شده بورس اوراق بهادار تهران، طی سال‌های ۱۳۸۷ تا ۱۳۹۵ انتخاب نموده و با رویکرد ارزش در معرض خطر شرطی (CoVaR) پرداخته‌اند. روش CoVaR از تحلیل همبستگی شرطی پویا استفاده نموده که شبیه مدل‌های خانواده آرچ (ARCH) است. نتایج نشان داده که تغییرات ارزش در معرض خطر شرطی برای بانک خاورمیانه ۱۷/۶ بیشترین مقدار و بانک سرمایه ۰/۳۲ کمترین مقدار را به خود اختصاص داده است. نتایج نشان داده که اختلال در بانک خاورمیانه از بین سایر بانک‌ها بیشترین تأثیر و بانک سرمایه کمترین تأثیر را بر سیستم مالی داشته است. گرجی و انوری (۱۳۹۷)، نقش بانک مرکزی در ایجاد سیکل‌های تجاری اقتصاد ایران (سیکل‌های تولید ناخالص داخلی و نقدینگی) طی سال‌های ۱۳۷۰ الی ۱۳۹۲ را بررسی کرده‌اند و مشخص شده که شرایط تورمی و رکودی ناخواسته مشکلات اقتصادی بوجود می‌آورند. باغی‌علی و همکاران (۱۳۹۸) در پژوهش «ارزیابی سیستمی نظام مالی ایران با استفاده از روش شبکه علّیت گرانجر» که بانک‌ها، شرکت‌های سرمایه‌گذاری و بیمه را در فاصله زمانی ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۶ ارزیابی نموده‌اند. مطرح شده بخش بانکی دارای بیشترین درجه تأثیرگذاری بر سایر بخش‌ها داشته بر بالا بودن ریسک سیستمی در بخش بانکی است. به عبارتی، بخش بانکی به عنوان جزئی از نظام مالی کشور نسبت به سایر بخش‌ها اهمیت سیستمی بیشتری دارد و در صورت وقوع بحران مالی در این بخش، به علت تأثیرگذاری به نسبت بالای آن، به راحتی می‌تواند به سایر بخش‌ها سرایت کند.

**مطالعات خارجی**

ایمبکرویچ و روج (۲۰۱۴)، در پژوهشی رابطه میان ریسک اعتباری و نقدینگی در بانک‌های آمریکا را طی سال‌های ۲۰۱۰ – ۱۹۹۸ بررسی کرده‌اند. آن‌ها چندین شاخص تغییر ریسک اعتباری و نقدینگی با استفاده از روش‌های مختلف هر نوع ارتباط ممکن متقابل بین آنها با ریسک کل را بررسی کرده‌اند. در مرحله اول، از مدل معادله مشابه برای بررسی ارتباط همزمان و غیرهمزمان بین دو منبع ریسک در بانک‌های امریکا استفاده نموده و در مرحله دوم واکنش ریسک اعتباری و نقدینگی بر احتمال ورشکستگی بانک ها با کمک مدل لاجیت برای بانک‌های تجاری ورشکسته طی سال های ۲۰۰۸- ۲۰۰۷ انجام داده‌اند. نتیجه پژوهش ارتباط بین نرخ ریسک نقدینگی و نرخ ریسک اعتباری مثبت معناداری را نشان داده است. کلینو و همکاران (۲۰۱۷) چهار معیار متداول ریسک سیستمی، شامل کمبود مورد انتظار نهایی، ریسک وابستگی متقابل، دلتای ارزش در معرض خطر شرطی و وابستگی دنباله پایین را با استفاده از داده‌های مربوط به نهادهای مالی ایالات متحده طی سال‌های ۲۰۰۵ الی ۲۰۱۴ با هم مقایسه کرده‌اند. آن‌ها نشان داده‌اند که معیارهای ریسک سیستمی متفاوت، ممکن است به ارزیابی‌های متناقض در خصوص ریسک انواع مختلف نهادهای مالی منجر شود. به طور کلی، یافته‌های آنان بیان نموده که هنگام ارزیابی ریسک سیستمی بر مبنای یک معیار، بایستی با احتیاط عمل شود.

رفقه و حسن (۲۰۱۹) طی پژوهشی رابطه ریسک اعتباری بانک، نقدینگی و کفایت سرمایه با سودآوری در کشور اندونزی را طی سال‌های ۲۰۰۲ – ۲۰۱۶ بررسی کرده‌اند، نتایج نشان داده که بانک‌هایی که نمرات پایداری بالایی دارند، ریسک کمتری

دارند و همچنین سهم کمتری در ریسک سیستم مالی داشته‌اند. به خصوص بعد اجتماعی پایداری مهم به نظر می‌رسد و این ممکن است به دلیل ماهیت خدمات بانکی باشد که تا حد زیادی به تولید و پردازش اطلاعات و همچنین شبکه‌های اجتماعی متکی است. یافته‌ها نشان داده که بانک‌ها و هم مقامات مالی بایستی دامنه تحلیل و مدیریت ریسک خود را گسترش داده و به صراحت محاسبه نمایند.

علیرغم وجود پیشینه پژوهش زیاد در بررسی عوامل مؤثر برثبات نظام بانکی کشورهای خارجی و داخلی، مشخص می‌شود که در آنها تنها چند عامل محدود برای بررسی انتخاب شده و به علاوه تأثیرگذاری و تأثیرپذیری مقایسه‌ای بر همدیگر بخصوص در نظام بانکی ایران ملاحظه نشد. برای این منظور در تحقیق صورت گرفته از مدل ترکیبی دیمتل- شبکه عصبی (DANP) تأثیرگذاری و تأثیرپذیری متقابل عوامل متنوع و ترکیبی مانند میانگین وزنی شاخص (Z-Score) شامل ۱۷ زیرمعیار و ۵ معیار اصلی مؤثر بر ثبات نظام بانکی کشورهای خاورمیانه و شمال آفریقا (منا) در دوره زمانی ۲۰۰۶- ۲۰۱۸ برای ۱۵ کشور استفاده شده است.

## مبانی نظری

نظام بانکداری با توجه به تعداد و تنوع عملیات بانکی، محدودیت سرمایه و میزان آن، حفظ منابع و منافع سپرده‌گذاران، آن‌ها را متمایز از واحدهای دیگر اقتصادی کرده است. با توجه به تعداد گیرندگان تسهیلات اعتباری و تفاوت وضعیت مالی آنان، سر و کار داشتن گروه زیادی از کارکنان بانک با منابع مالی، عملیات وسیع نقل و انتقالات پول داخلی و خارجی و انواع خدمات بانکی همگی نشانگر ریسک‌های بی‌ثباتی در آنها است. پذیرش مدیریت ناپایداری در بانک حساس‌تر و پیچیده‌تر از سایر مراکز است. بنابراین بانک‌ها با توجه به نوع فعالیت‌ها در معرض ریسک‌های وسیع و متعددی قرار دارند و ریسک‌های بانکی را در قالب گروه‌های اصلی ریسک‌های اعتباری، نقدینگی، مالی، عملیاتی، تجاری و وقایع تقسیم‌بندی می‌شود (دباغ و همکاران، ۱۳۹۸).

## ثبات بانکی

از شاخص‌های مهم نظام اقتصادی عامل ثبات و پایایی است که میزان پایداری نظام بانک‌داری در کنار متغیرهای اقتصاد کلان (مانند تورم و تولید ناخالص ملی) عامل توسعه اقتصادی هستند (دباغ و همکاران، ۱۴۰۰). در مقابل آن بی‌ثباتی و بحرانهای مالی با تغییر ناگهانی در همه یا اکثر شاخص‌های بانکی مانند سودهی، نرخ بازدهی، نرخ‌های بهره و قیمت دارایی‌ها (اوراق بهادار، سهام، مستغلات و زمین) و در نهایت به ورشکستگی و سقوط مؤسسات مالی منجر می‌شود، ثبات نظام مالی زمانی اتفاق می‌افتد که سه شرط توانایی تخصیص منابع اقتصادی به شکل کارا، قدرت ایجاد فرایندهای اقتصادی دیگر رشد اقتصادی، رفاه عمومی و تراکم دارایی‌ها وجود داشته باشد و مدیریت مناسبی در زمینه تخمین قیمت‌گذاری، تخصیص و مدیریت مخاطرات مالی صورت گیرد. (آجنلو، سوسا[۳]، ۲۰۱۲). تعریف پایداری مالی توسط بانک مرکزی اروپا[۴]، «پایداری مالی بیانگر شرایطی است که سیستم مالی موجود در یک کشور( شامل واسطه‌های مالی، بازارها و زیرساخت‌های مالی) بتواند در برابر شوک‌های وارده مقاومت کند و عدم توازن‌های مالی را به حداقل برساند و باعث جلوگیری از ایجاد اختلال

در عملکرد و وظایف سیستم مالی شود.» (دباغ و همکاران، ۱۳۹۸). شاخص z-score به صورت زیر محاسبه می‌شود و در آن معادله $K$ بیانگر سرمایه نقدی به عنوان درصدی از دارایی، $\mu$ متوسط بازدهی به عنوان درصدی از دارایی و $\sigma$ انحراف معیار بازدهی روی دارایی‌هاست که نشان دهنده نوسانات بازدهی است.

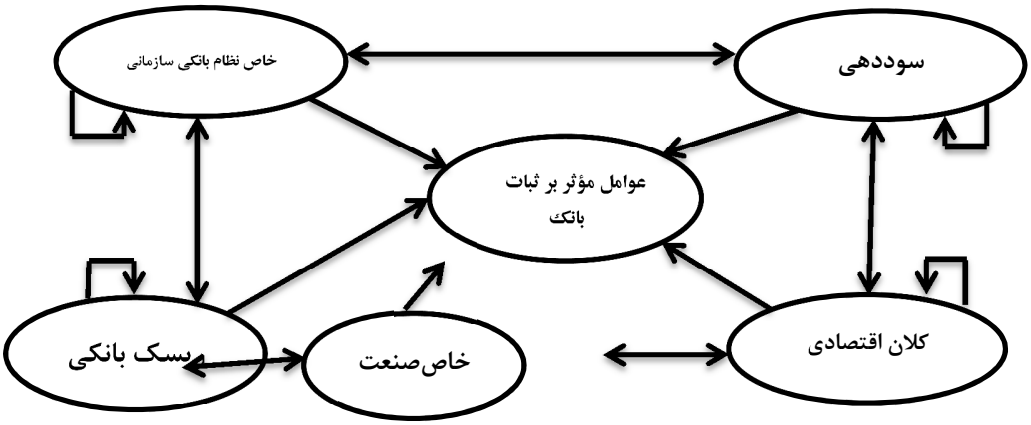
$$Z=(K+\mu)/\sigma$$

**ریسک سیستمی**

ریسک‌ها از عوامل بی‌ثباتی نظام بانکی هستند و به معنی امکان یا احتمال بروز خطر یا روبرو شدن با خطر، صدمه دیدن، خسارت دیدن و کاهش درآمد هستند. در واقع هرعاملی که موجب محقق نشدن پیش‌بینی‌های آینده گردد، تحت عنوان عامل ریسک در نظر گرفته می‌شود. (جایسوال[۵]، ۲۰۱۰). ریسک سیستمی در دانش مالی، به معنای احتمال سقوط ناگهانی، کل سیستم مالی است. این ریسک می‌تواند منجر به بی‌ثباتی یا آشوب در بازارهای مالی گردد. موضوع مهم دیگر سیستمی، سرایت ریسک‌ها است؛ سرایت به دو نوع سرایت طرف معامله و سرایت اطلاعات، طبقه‌بندی می‌شوند. هریک از انواع سرایت در بازار مالی مورد نظر، در نهایت به سمت ریسک سیستمی هدایت خواهد شد (اسماج پاول[۶]، ۲۰۱۳). صندوق بین‌المللی پول[۷]، هیأت ثبات[۸] و بانک تسویه حسابهای بین‌المللی[۹] ریسک سیستمی را اینگونه تعریف می‌کنند: احتمال وقوع اختلال در خدمات مالی که موجب اختلال در همه یا قسمتی از سیستم مالی است و پیامدهای منفی برای سیستم مالی یا کل اقتصاد بدنبال دارد. لذا سیاست‌گذاران دریافته اند که ریسک سیستمی مشکل زودگذری نیست و در پی‌سیاست‌های جدیدی جهت بررسی این مسئله چالش انگیز هستند (لوپز و همکاران، ۲۰۱۱). تجزیه و تحلیل عوامل مؤثر بر بانک‌ها و درک عوامل تعیین‌کننده آن بسیار اساسی است، زیرا یک نهاد مانند بانکها باعث و زمینه‌ساز ریسک سیستمی هستند، به این علت که ارتباط آن با سایر نهادها می‌تواند شوک و استرس را به کل سیستم مالی بلکه به راحتی به اقتصاد واقعی سرایت دهد (دی جونگاهی و همکاران، ۲۰۲۰). بنابراین با عدم کنترل آنها، بی‌ثباتی از کنترل خارج شده و تبدیل به بحران و ریسک سیستماتیک ملی خواهد شد.

**مدل مفهومی پژوهش**

با توجه به مبانی نظری و پیشینه پژوهش در رابطه با عوامل مؤثر بر ثبات نظام بانکی، مدل مفهومی پژوهش به صورت زیر ارائه می‌شود. معیارهای اصلی سوددهی، کلان اقتصادی، ریسک بانکی، خاص بانک و خاص صنعت نظام بانکی به عنوان عوامل اصلی تأثیرگذار بر ریسک بانک در نظر گرفته شده‌اند. این عوامل برای ارزیابی تأثیرگذاری آن‌ها بر ثبات نظام بانکی مورد مطالعه مورد قرار می‌گیرد. شکل ۲ براساس تعامل عوامل مؤثر اصلی بر ثبات بانکی ملاحظه می‌شوند که عوامل اصلی وابستگی‌های درونی هستند.




**شکل ۱. مدل مفهومی پژوهش**

## مدل تغییر رژیم پنل دیتا (PSTR)

به منظور بررسی تأثیر آستانه‌ای ریسک اعتباری و ریسک نقدینگی بر ثبات سیستم نظام بانکی کشورهای منتخب منطقه منا از تکنیک اقتصادسنجی رگرسیون انتقال ملایم پانلی استفاده شده است. برای این منظور براساس مطالعه گونزالز و همکاران (۲۰۰۵) و مطالعه کولتیاز و هارورلین (۲۰۰۶) یک مدل PSTR با دو رژیم حدی و یک تابع انتقال تعریف شده است. به عنوان یکی از برجسته‌ترین مدل‌های تغییر رژیمی[10] از ویژگی‌های قابل توجهی برخوردار است به طوری که این مدل، از انعطاف‌پذیری بالایی برخوردار است و نه تنها شکل تابعی خاص و محدود کننده را بر رابطه میان متغیرها تحمیل نمی‌کند، بلکه رابطه غیرخطی محتمل میان متغیرها را با استفاده از تابع انتقال و بر مبنای مشاهدات متغیر آستانه‌ای به شیوه‌های پیوسته مدل‌سازی کرده ارائه می‌کند. همچنین مدل آستانه‌ای پنل استار به ضرایب تخمینی این اجازه را می‌دهد تا برای کشورهای منتخب منطقه منا و در طول زمان تغییر بکنند که این ویژگی راه حل مناسبی برای فائق آمدن بر مشکل ناهمگنی در پارامترهای تخمینی خواهد بود. برای بررسی نحوه تأثیرگذاری ریسک‌های اعتباری و نقدینگی بر ثبات نظام بانکی، در چارچوب مدل رگرسیونی انتقال ملایم پانل، یک مدل PSTR[11] با یک تابع انتقال و یک حد آستانه‌ای به صورت معادله (۱) تصریح خواهد شد.

$$y_{it} = \mu_i + \acute{B}_0 X_{it} + \acute{B}_1 X_{it} G(q_{it}, y, c) + u_{it} \quad i = 1,2,\dots,T \qquad (۱)$$

۱

که در رابطه (۱) $y_{it}$متغیر وابسته، $X_{it}$ برداری از متغیرهای برونزا، $\mu_i$ اثرات ثابت مقاطع $u_{it}$ نیز جمله اخلال است که $N(0,\sigma_e^2)$ در نظر گرفته شده باشد و تابع انتقال $G(q_{it},y,c)$ نیز بیانگر یک تابع پیوسته و کراندار بین صفر و یک است که توسط مقدار متغیر آستانه‌ای تعیین می‌شود و به صورت تابع لاجستیکی زیر تصریح می‌گردد:

$$G(q_{it},y,c) = \left\{1 + exp\left[-\gamma \pi_{j=1}^{m}(q_{it-C_j})\right]\right\}^{-1} \qquad (۲)$$
$$\gamma > 0,$$
$$C_1 \leq C_2 \leq \cdots \leq C_m$$

همچنین برای تابع انتقال:

$$G(q_{it}, y, c) = \begin{cases} 1 & if\, q_{it} \geq c \\ 0 & otherwis \end{cases} \quad (۳)$$

در رابطه (۲) $\gamma$ پارامتر شیب و بیانگر سرعت تعدیل از یک رژیم به رژیم دیگر خواهد بود و $q_{it}$ متغیر انتقال یا آستان‌های است که بر اساس مطالعه کولیتاز و هارولین می‌تواند از بین متغیرهای توضیحی، وقفه متغیر وابسته و یا هر متغیر دیگر خارج از مدل که از حیث مبانی تئوریکی در ارتباط با مدل مورد مطالعه بوده کشورها منتخب و عامل ایجاد رابطه غیرخطی باشد، انتخاب شده باشد. همچنین $c = (c_1, \dots, c_m)$ یک بردار از پارامترهای حد آستانه‌ای یا مکان‌های وقوع تغییر رژیم است. (کولیتاز و هارولین، ۲۰۰۶).

شکل تعمیم یافته مدل PSTR با بیش از یک تابع انتقال نیز به صورت رابطه (۴) تصریح می‌گردد:

$$y_{it} = \mu_i + \acute{B}_0 X_{it} \sum_{j=1}^{r} [\acute{B}_1 X_{it}] G(q_{it}, y_j, c_j) + u_{it} \quad (۴)$$

$$i = 1,2, \dots, T$$

که در رابطه (۴) r بیانگر تعداد توابع انتقال به منظور تصریح رفتار غیرخطی است و سایر موارد از قبل تعریف شده‌اند. شایان ذکر است که مدل PSTR با حذف اثرات ثابت از طریق حذف میانگین‌های انفرادی و سپس با استفاده از روش حداقل مربعات غیرخطی[۱۲] (NLS) که معادل تخمین‌زن حداکثر راستنمایی[۱۳] (ML) است، برآورد می‌شود.

بر طبق مطالعات صورت گرفته شده توسط فوک و همکاران[۱۴] (۲۰۰۵)، گونزالز و همکاران (۲۰۰۵)، کولیتاز و هارولین (۲۰۰۶) و جوید[۱۵] (۲۰۱۰) مراحل تخمین بدین صورت است که ابتدا آزمون خطی بودن در مقابل غیرخطی بودن انجام می‌شود و در صورت رد فرضیه صفر خطی بودن رابطه میان متغیرها، باید تعداد توابع انتقال جهت تصریح کامل رفتار غیرخطی موجود میان متغیرها انتخاب گردد. اگرچه آزمون خطی بودن می‌تواند با آزمون فرضیه صفر $H_0: \gamma = 0$ یا $H_0: B_1 = 0$ انجام بشود، اما از آنجایی که مدل PSTR تحت فرضیه صفر دارای پارامترهای مزاحم نامعین[۱۶] است، آماره‌های آزمون هر دو فرضیه فوق غیراستاندارد است. به منظور حل این مشکل، لوکنن و همکاران[۱۷] (۱۹۹۸) و تراسوتا[۱۸] (۱۹۹۸) استفاده از تقریب تیلور تابع انتقال را پیشنهاد کرده‌ند. گونزالز و همکاران (۲۰۰۵) کولیتاز و هارولین (۲۰۰۶) در این خصوص تقریب تیلور تابع انتقال $G(q_{it}, y, c)$ را برحسب پارامتر $\gamma$ حول مقدار $\gamma = 0$ مطابق رابطه (۵) پیشنهاد شده است:

$$y_{it} = \mu_i + B_0 X_{it} + B_1 X_{it} q_{it} + \cdots + B_1 X_{it} q_{it}^m + u_{it} \qquad i=1, 2\dots,T \quad (۵)$$

طبق رابطه (۵) فرضیه صفر که بیانگر خطی بودن رابطه بین متغیرها است به صورت $H_0: B_1 = \cdots = B_m = 0$

مطرح می‌گردد که رد فرضیه صفر دلالت بر وجود رابطه غیرخطی و عدم رد آن وجود رابطه خطی بین متغیرهای مدل را بیان می‌کند. به منظور آزمون این فرضیه به تبعیت از کولیتاز و هارولین از آماره‌های ضریب لاگرانژ والد[۱۹] ($LM_w$)، ضریب لاگرانژ فیشر[۲۰] ($LM_F$) و نسبت درست‌نمایی[۲۱] (LR) به صورت زیر استفاده شده است:

$$LM_W = \frac{TN\,(SSR_0 - SSR_1)}{SSR_0} \quad (۶)$$

$$\mathrm{LMF} = \frac{\left[TN\,(SSR_0 - SSR_1)/Km\right]}{\left[SSR_0/(TN-N-mK)\right]} \quad (۷)$$

$$\mathrm{LR} = -2\mathrm{Log}\,(SSR_1) - Log(SSR_0) \quad (۸)$$

در روابط فوق، $SSR_0$ مجموع باقیمانده مدل پنلی خطی و $SSR_1$ مجموع مربعات باقیمانده غیرخطی PSTR را نشان می‌دهد. همچنین T دوره زمانی، N تعداد مقاطع، K تعداد متغیرهای توضیحی لحاظ شده در مدل و m تعداد حدهای آستانه‌ای هستند. در شرایطی که نتایج به دست آمده از یک الگوی PSTR دلالت کند، در مرحله بعدی باید تعداد توابع انتقال جهت تصریح کامل رفتار غیرخطی انتخاب شده باشند برای این منظور فرضیه صفر وجود یک تابع انتقال در مقابل فرضیه وجود حداقل دو تابع انتقال آزمون می‌شود. فرآیند این آزمون نیز مشابه آزمون خطی بودن است، با این تفاوت که تقریب سری تیلور از تابع انتقال دوم مورد آزمون قرار می‌گیرد که به صورت رابطه (۹) تصریح می‌گردد:

$$y_{it} = \mu_i + B_0 X_{it} + B_1 X_{it} G\left(q_{it}^{(1)}, y_j, c_j\right) + B_{21} X_{it}\left(q_{it}^{(2)}\right) + \cdots + B_{2m} X_{it} q_{it}^{(2)m} + u_{it} \quad (۹)$$

$H_0: B_{21} = \cdots = B_{2m} =$ صفر حال با توجه به رابطه آزمون (۹)، نبود رابطه غیرخطی باقیمانده به وسیله آزمون فرضیه صفر 0 انجام می‌شود. در صورتی که فرضیه صفر رد نشده باشد، لحاظ کردن یک تابع انتقال جهت بررسی رابطه غیرخطی میان متغیرهای تحت بررسی کفایت خواهد کرد. اما در صورتی‌که فرضیه صفر در این آزمون رد شود، حداقل دو تابع انتقال در مدل PSTR وجود خواهد داشت و در ادامه باید فرضیه صفر وجود دو تابع انتقال در مقابل فرضیه وجود حداقل سه تابع انتقال آزمون شده باشد. این فرآیند تا زمانی که فرضیه صفر پذیرفته شود، باید ادامه داشته باشد (اسکریبانو و جوردا[۲۲]، ۱۹۹۹).

در حالت کلی برای تخمین مدل پنل استار چندین مرحله را باید طی شده باشد که شامل آزمون خطی بودن مدل، انتخاب متغیر انتقال و نوع تابع انتقال خواهد بود. دومین مرحله از آزمونهای این مدل شناسایی تابع انتقال است که به دوصورت $\mathrm{LSTR_1}$ & $\mathrm{LSTR_2}$ است تفاوت $\mathrm{LSTR_1}$ & $\mathrm{LSTR_2}$ در آن هست که در حالت $\mathrm{LSTR_1}$ دینامیک انتقال در دو طرف حد آستانه‌ای غیر متقارن بوده ولی در حالت $\mathrm{LSTR_2}$ دو طرف مقدار میانی حدود آستانه متقارن هستند در آزمون ابتدا معادله(۹) را برآورد می‌شود فرضیه صفر مبنی بر خطی بودن مدل به صورت زیر نشان داده می‌شود:

$$H_0 = \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = 0 \quad (۱۰)$$

که آماره مورد آزمون فرضیه نیز آماره F است. به عبارتی در صورت قبول فرضیه صفر در این آزمون، وجود رابطه غیر خطی در الگو به کلی رد شده و معادله به‌صورت خطی برآورد خواهد شد. اما در صورت عدم پذیرش فرضیه صفر بر اساس آزمون فرضیه آماره F وجود متغیر LSTR محرز و تشخیص متغیر انتقال صورت می‌گیرد.

**ارزیابی مدل آستانه‌ای**

ارزیابی مدل PSTR بخش اصلی در ساختار مدل است. بدین منظور در این قسمت آزمون نبود رابطه غیرخطی باقیمانده که بوسیله ایترهیم و تراسورتا[۲۳] (۱۹۹۶) برای مدل‌های STAR تک متغیره کاربرد داشته و مناسب برای چارچوب تابلویی

حاضر است، انجام می‌گیرد. به پیروی از بالتاگی و لی[۲۴] (۱۹۹۵) شکل تابلویی آزمون نبود خودهمبستگی اجزاء خطا در نظر گرفته نمی‌شود. با استفاده از آزمون نبود رابطه غیرخطی باقیمانده، تعداد رژیم‌ها در مدل PSTR را می‌توان تعیین کرد.

**آزمون نبود رابطه غیرخطی باقیمانده**

ناهمگنی در مجموعه داده‌های تابلویی در یک مدل PSTR دو رژیمی می‌تواند به روش‌های مختلف آزمون گردد. در این راستا تصور کلی در چارچوب مدل PSTR، در نظر گرفتن مدل PSTR افزایشی با دو تابع انتقال یا سه رژیم است. بنابراین،

$$y_{it} = \mu_i + \beta_0' x_{it} + \beta_1' x_{it} g_1\left(q_{it}^{(1)}; \gamma_1, c_1\right) + \beta_2' x_{it} g_2\left(q_{it}^{(2)}; \gamma_2, c_2\right) + u_{it} \qquad (۱۱)$$

که متغیرهای انتقال $q_{it}^{(1)}$ و $q_{it}^{(2)}$ لزوماً یکسان نیست. فرضیه صفر نبود رابطه غیرخطی باقیمانده در برآورد مدل PSTR دو رژیمی در رابطه (۱۲) می‌تواند به شکل $H_0 : \gamma_2 = 0$ نوشته بشود. اما تحت این فرضیه صفر، مشکل پارامترهای مزاحم نامعین وجود خواهد داشت. همانطور که در قسمت‌های قبلی مطرح شد راه حل این مشکل، جایگزینی تابع انتقال $g_2\left(q_{it}^{(2)}; \gamma_2, c_2\right)$ بوسیله تقریب سری تیلور حول $\gamma_2 = 0$ است. انتخاب مرتبه اول تقریب تیلور منجر به رگرسیون کمکی زیر شده است:

$$y_{it} = \mu_i + \beta_0^{*\prime} x_{it} + \beta_1' x_{it} g_1\left(q_{it}^{(1)}; \hat{\gamma}_1, \hat{c}_1\right) + \beta_{21}^{*\prime} x_{it} q_{it}^{(2)} + \cdots + \beta_{2m}^{*\prime} x_{it} q_{it}^{(2)m} + u_{it}^{*} \qquad (۱۲)$$

که $\hat{\gamma}_1$ و $\hat{c}_1$ تحت فرضیه صفر برآورد می‌کنند. فرضیه نبود رابطه غیرخطی باقیمانده می‌تواند به‌صورت $H_0^* : \beta_{21}^* = \cdots = \beta_{2m}^* = 0$. اگر در رابطه (۱۲) $\beta_1 \equiv 0$ باشد، نهایتاً آزمون به آزمون خطی بودن که در رابطه (۱۱) بیان شد، تبدیل می‌شود.

**تعیین تعداد رژیم‌ها**

آزمون نبود رابطه غیرخطی باقیمانده می‌تواند تعمیم داده شود تا بعنوان آزمونی با تصریح نامناسب در یک مدل PSTR فزاینده (جمع‌پذیر)۲۵ در رابطه (۱۳) برای هر مقدار r بکار برده شود. در واقع، هدف از آزمون نبود رابطه غیرخطی باقیمانده دو مورد است. این آزمون، با اینکه آزمونی با تصریح نامناسب است، اما ابزار مفیدی برای تعیین تعداد انتقالات در مدل است. بدین منظور مراحل کار به‌صورت زیر خواهد بود:

۱. تخمین یک مدل خطی یا همگن و آزمون خطی بودن در سطح معناداری از پیش تعیین شده،

۲. تخمین یک مدل PSTR دو رژیمی در صورت رد فرضیه صفر خطی بودن،

۳. آزمون فرضیه نبود رابطه غیرخطی باقیمانده برای این مدل آستان‌های. در صورت رد فرضیه در سطح معناداری، تخمین مدل PSTR با دو تابع انتقال.

۴. ادامه دادن این کار تا زمانی که اولین فرضیه صفر نبود رابطه غیرخطی باقیمانده رد نشود (گونزالز و همکاران، ۲۰۰۵).

طبق پیشنهاد مطالعه کولیتاز و هارولین (۲۰۰۶) و جوید (۲۰۱۰)، دو مدل PSTR با یک و دو حد آستان‌های تخمین زده و برای هرکدام، معیارهای تعیین‌کننده تعداد مکان‌های آستانه‌ای لازم یعنی مجموع مجذور باقیمانده‌ها، معیار شوارتز[۲۶]

و معیار آکائیک[۲۷] محاسبه می‌شود. در جدول (۳)، علیرغم اختلاف قابل اغماض، هر سه مقادیر، ما را به تصریح بهتر مدل برای بررسی رفتار غیرخطی متغیرها با لحاظ یک حد آستانه‌ای هدایت می‌کنند. لذا مدل PSTR با یک تابع انتقال و یک حدآستانه‌ای (r=1 , m=1) در هرکدام از مدل‌ها، انتخاب می‌شود.

## برآورد مدل و تحلیل نتایج

### آزمون مانایی داده‌ها

گام نخست پیش از برآورد و تحلیل الگوهای مدل پویا، ، از مانایی متغیرهای تشکیل دهنده مدل اطمینان حاصل شود. زیرا نامانایی سری‌های زمانی (داشتن ریشه واحد)[۲۸] منجر به رگرسیون کاذب می‌شود در این مطالعه از آزمون دیکی فولر تعمیم یافته (ADF)[۲۹] جهت تعیین ریشه واحد متغیرها استفاده شده است و نتیجه این آزمون‌ها در جدول ۱ آورده شده است.

**جدول ۱. آزمون دیکی فولر برای نرمال بودن داده‌ها**

| نام متغیر | ضریب | سطح معناداری | نتیجه مانایی |
|---|---|---|---|
| آسیب پذیری بخش بانکی- بازده دارایی | ۳/۴۵۲ | ۰/۰۱۴ | مانا |
| ریسک نقدینگی | ۲/۴۵۰ | ۰/۰۰۰ | مانا |
| ریسک اعتباری | ۵/۷۲۲ | ۰/۰۴۷ | مانا |
| اندازه بانک | ۱۳/۳۷۰ | ۰/۰۲۲ | مانا |
| بازده دارایی‌ها | ۱۳/۷۳ | ۰/۰۰۳۱ | مانا |
| اندازه بانک | ۱۵/۱۶۸ | ۰/۰۰۰ | مانا |
| نسبت سرمایه به دارایی | ۱۲/۱۶۸ | ۰/۰۰۰ | مانا |
| تسهیلات پرداختی ناخالص | ۱۱/۱۸۲ | ۰/۰۰۵ | مانا |
| تورم | ۱۰/۵۲۱ | ۰/۰۰۰ | مانا |
| کارایی بانک‌ها | ۶/۸۲۵ | ۰/۰۰۰ | مانا |
| تولید ناخلص ملی | ۱۲/۶۳۴ | ۰/۰۱۶ | مانا |
| بحران و شوک‌های وارد شده بریک کشور | ۹/۱۶۹ | ۰/۰۰۰ | مانا |
| تسهیلات پرداختی بانک‌ها | ۱۴/۴۱ | ۰/۰۳۶ | مانا |
| نسبت تسهیلات به سپرده | ۱۴/۶۳۹ | ۰/۰۰۰ | مانا |

منبع: یافته‌های تحقیق

نتایج آزمون دیکی فولر تعمیم یافته (ADF) جهت تعیین ریشه واحد متغیرها نشان می‌دهند که تمامی متغیرها در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنادار هستند.

## برآورد مدل آستانه‌ای

### ارزیابی غیر خطی بودن داده‌ها

قبل از تصریح مدل باید آزمون غیرخطی بودن ارتباط بین متغیرها بررسی شود و در صورت اثبات غیرخطی بودن، استفاده از مدل PSTR، جهت تصریح مدل ثابت می‌شود، برای این منظور از آزمون LM استفاده می‌شود. پس:

$$y_{it} = \mu_i + B_0 X_{it} + B_1 X_{it} G\left(q_{it}^{(1)}, y_j, c_j\right) + B_{21} X_{it}\left(q_{it}^{(2)}\right) + \cdots + B_{2m} X_{it} q_{it}^{(2)m} + u_{it} \quad (۱۴)$$

حال با توجه به رابطه آزمون (۱۴)، که $y_{it}$ نشان داهنده متغیر وابسته و $X_{it}$ نشان دهنده متغیرهای مستقل رساله هستند، نبود رابطه غیرخطی باقیمانده به وسیله آزمون فرضیه صفر $H_0: B_{21} = \cdots = B_{2m} = 0$ انجام می‌شود. در صورتی که فرضیه صفر رد نشود، لحاظ کردن یک تابع انتقال جهت بررسی رابطه غیرخطی میان متغیرهای تحت بررسی کفایت می‌کند. اما در صورتی که فرضیه صفر در این آزمون رد شود، حداقل دو تابع انتقال در مدل PSTR وجود خواهد داشت و در ادامه باید فرضیه صفر وجود دو تابع انتقال در مقابل فرضیه وجود حداقل سه تابع انتقال آزمون شود .این فرآیند تا زمانی که فرضیه صفر پذیرفته شود، باید ادامه داشته باشد (اسکریبانو و جوردا، ۱۹۹۹).

$$\begin{cases} H_0: B_{21} = \cdots = B_{2m} = 0 \\ H_0: \neq 0 \end{cases} \quad (۱۵)$$

تحت فرض $H_0$ آماره LM در معادلات (۱۵) دارای توزیع مجانبی کای دو است همچنین می‌توان به صورت توزیع F نیز نوشت که داریم:

به منظور محاسبه آماره آزمون LM که در رابطه (۱۶) تعریف شد و نسخه F آن، رابطه داریم

$$\omega_{it} = \left(x'_{it} q_{it}^{(2)}, \ldots, x'_{it} q_{it}^{(2)m}\right) \quad (۱۶)$$

و با جایگزینی $\tilde{x}$ در رابطه (۱۶) و $\tilde{v}$ در رابطه (۱۴) خواهیم داشت:

$$v_{it} = \left(x'_{it}, x'_{it} g\left(q_{it}^{(1)}; \hat{\gamma}, \hat{c}_1\right), (\partial \hat{g}/\partial \gamma) x'_{it} \hat{\beta}_1, (\partial \hat{g}/\partial c'_1) x'_{it} \hat{\beta}_1\right)' \quad (۱۷)$$

تحت فرضیه صفر، آماره $LM_\chi$ توزیع مجانبی $\chi^2 = (mk)$ دارد، در حالی که $LM_F$ تقریباً به شکل $F(mk, TN - N - k(m+2) - 2)$ توزیع شده است.

**جدول ۲. نتایج تخمین آزمون غیر خطی بودن مدل**

| شرح | ضریب | احتمال |
|---|---|---|
| آزمون والد | ۳۲/۶۴۱ | ۰/۰۰۲ |
| آزمون فیشر | ۲/۵۸۳ | ۰/۰۰۳ |
| آزمون حداکثر درستنمایی | ۳۵/۷۲۲ | ۰/۰۰۰ |

همانطور که ملاحظه می‌شود احتمال زیر ۰/۰۰۵ درصد است و لذا فرضیه $H_0$ مبنی بر عدم رابطه خطی رد می‌شود. از طرفی چون وجود این ارتباط اثبات می‌شود، پس می‌توان از مدل PSTR استفاده کرد، چون یکی از شروط استفاده از این مدل وجود روابط غیرخطی بین متغیرها است.

**آزمون تعیین رابطه غیرخطی باقیمانده‌ها (تعداد توابع انتقال)**

طبق پیشنهاد مطالعه کولیتاز و هارولین (۲۰۰۶) و جوید (۲۰۱۰)، دو مدل PSTR با یک و دو حد آستان‌های تخمین زده و برای هرکدام، معیارهای تعیینکننده تعداد مکانهای آستانه‌ای لازم یعنی مجموع مجذور باقیمانده‌ها، معیار شوارتز و معیار آکائیک محاسبه می‌شود. در جدول ۳، علیرغم اختلاف قابل اغماض، هر سه مقادیر، ما را به تصریح بهتر مدل برای

بررسی رفتار غیرخطی متغیرها با لحاظ یک حد آستانه‌ای هدایت می‌کنند. لذا مدل PSTR با یک تابع انتقال و یک حدآستانه‌ای (r=1 , m=1) در هرکدام از مدل‌ها، انتخاب می‌شود.

**جدول ۳. نتایج تخمین آزمون تعیین تعداد توابع انتقال $^{*}$M=1**

| H0: r=1<br>H1:r=2 | ضریب | احتمال |
|---|---|---|
| آزمون والد | ۵,۴۰۹ | ۰,۹۶۵ |
| آزمون فیشر | ۰,۳۰۹ | ۰,۹۹۰ |
| آزمون حداکثر درستنمایی | ۵,۴۸۵ | ۰,۹۶۳ |

$^{*}$M بیانگر تعداد مکان‌های آستانه‌ای و r تعداد توابع انتقال است.

پس از آزمون خطی بودن و حصول اطمینان از وجود رابطه غیرخطی میان متغیرهای رساله، یعنی وجود حداقل یک تابع انتقال، باید وجود رابطه غیرخطی باقیمانده را برای تعیین تعداد توابع انتقال بررسی کرد. براساس نتایج به‌دست آمده، در هر دو حالت وجود یک و دو حد آستانه‌ای وجود تنها یک تابع انتقال تأیید می‌شود. بنابراین، با لحاظ کردن یک تابع انتقال، هیچ گونه رابطه غیرخطی باقیماندهای وجود نخواهد داشت. با توجه به نتایج آزمون در جدول ۳ مشاهده می‌شود که m=1 فرضیه $H_0$ رد نمی‌شود و مورد تأیید است یعنی تعداد توابع انتقال، یک تابع است. به این ترتیب، صرف درنظرگرفتن تنها یک تابع انتقال، قادر به تصریح رفتار غیرخطی میان ریسک و ثبات نظام بانکی است.

**تعیین مقدار آستانه**

پس از کسب اطمینان از وجود رابطه غیرخطی میان متغیرها و در نظرگرفتن تنها یک تابع انتقال برای تصریح رفتار غیرخطی، حال باید حالت بهینه میان تابع انتقال با یک یا دو حد آستانه‌ای انتخاب شود. برای این منظور، مدل PSTR متناظر با هریک از این حالت‌ها تخمین زده شده و از میان آنها (براساس معیارهای مجموع مجذور باقیمانده‌ها، شوآرتز و آکائیک) مدل بهینه انتخاب می‌شود. حد آستانه‌ای میزان باروری به عنوان نقطه عطف و متمایز کننده دو رژیم بیان شده در مدل PSTR، برای این معادلات، به ترتیب با توجه آزمون آکائیک و شوارتز (۳/۳۶ و ۳/۸۲) برآورد شده‌اند.

**جدول ۴. نتایج تخمین آزمون تعیین مقدار آستانه**

| شرح | ضریب |
|---|---|
| آزمون شوارتز | ۳/۸۲ |
| آزمون آکائیک | ۳/۳۶ |

منبع: نتایج تحقیق

$$y_{it} = \mu_i + B_0 X_{it} + B_1 X_{it} G\left(q_{it}{}^{(1)}, y_j, c_j\right) + B_{21} X_{it}\left(q_{it}{}^{(2)}\right) + \cdots + B_{2m} X_{it} q_{it}{}^{(2)m} + u_{it} \qquad (۱۸)$$

حال با توجه به رابطه آزمون (۱۸)، که $y_{it}$ نشان داهنده متغیر وابسته و $X_{it}$ نشان دهنده متغیرهای مستقل رساله هست، نبود رابطه غیرخطی باقیمانده به وسیله آزمون فرضیه صفر $H_0: B_{21} = \cdots = B_{2m} = 0$ انجام می‌شود .در صورتی که فرضیه صفر رد نشود، لحاظ کردن یک تابع انتقال جهت بررسی رابطه غیرخطی میان متغیرهای تحت بررسی کفایت می‌کند. اما در

صورتی که فرضیه صفر در این آزمون رد شود، حداقل دو تابع انتقال در مدل PSTR وجود خواهد داشت و در ادامه باید فرضیه صفر وجود دو تابع انتقال در مقابل فرضیه وجود حداقل سه تابع انتقال آزمون شود. این فرآیند تا زمانی که فرضیه صفر پذیرفته شود، باید ادامه داشته باشد (اسکریبانو و جوردا، ۱۹۹۹).

$$\begin{cases} H_0: B_{21} = \cdots = B_{2m} = 0 \\ H_0: \neq 0 \end{cases} \quad (۱۹)$$

تحت فرض $H_0$ آماره LM در معادلات (۱۹) دارای توزیع مجانبی کای دو ($X_2\ (mk)$) است همچنین می‌توان به صورت توزیع F نیز نوشت که داریم: به منظور محاسبه آماره آزمون LM که در رابطه (۱۹) تعریف شد و نسخه F آن، رابطه داریم:

$$\omega_{it} = \left(x'_{it}q_{it}^{(2)}, \ldots, x'_{it}q_{it}^{(2)m}\right)' \quad (۲۰)$$

و با جایگزینی $\tilde{x}$ در رابطه (۲۰) و $\tilde{v}$ در رابطه (۱۸) خواهیم داشت:

$$v_{it} = \left(x'_{it}, x'_{it}g\left(q_{it}^{(1)}; \hat{\gamma}, \hat{c}_1\right), (\partial\hat{g}/\partial\gamma)x'_{it}\hat{\beta}_1, (\partial\hat{g}/\partial c'_1)x'_{it}\hat{\beta}_1\right)' \quad (۲۱)$$

تحت فرضیه صفر، آماره $LM_\chi$ توزیع مجانبی $\chi^2 = (mk)$ دارد، در حالی که $LM_F$ تقریباً به شکل ۲۲ توزیع شده است.

$$\mathrm{F}\big(mk, TN - N - 2 - k(m+2)\big) \quad (۲۲)$$

## بحث و نتیجه‌گیری

امروزه ثبات بانکی جایگاه مناسبی در تحلیل‌های نظام‌های بانکی در بین اقتصاددانان پیدا کرده است. عوامل متعدد اقتصادی و غیراقتصادی برروی ثبات بانکی تأثیر دارند. مطالعات زیادی در حوزه اقتصادی ثبات بانکی، شاخص‌های خرد و کلان بر روی ثبات بانکی را بررسی کرده‌اند. در میان مطالعات انجام شده در بررسی ثبات بانکی و تعیین کننده‌های آن با استفاده از مدل‌های رگرسیون خطی و غیرخطی صورت گرفته و استفاده از الگوهای رگرسیون آستانه‌ای در هیچ مطالعه ثبات بانکی با تعداد متغیرها، کشور و دوره زمانی پژوهش حاضر به چشم نمی‌خورد. بررسی رابطه بین متغیرهای اقتصادی بخصوص انواع ریسکها در ثبات بانکی در رژیمهای مختلف خطی و غیر خطی از اهداف اصلی پژوهش حاضر بوده است. داده‌های پژوهش شامل داده‌های ثبات بانکی و داده‌های ۱۳ متغیر تأثیرگذار روی آن هستند. مطالعه بر اساس داده‌های مربوط به ۱۵ کشور در دوره ۱۳ ساله از سال ۲۰۱۸-۲۰۰۶ و با استفاده از روش PSTR پرداخته شده است. کشف و تحلیل رابطه عوامل اقتصادی و ریسک‌ها برروی ثبات بانکی مسئله مهمی است که در این پژوهش به آن پرداخته شده است. حد آستانه‌ای میزان ریسک اعتباری به عنوان نقطه عطف و متمایز کننده دو رژیم بیان شده در مدل PSTR، برای این معادلات، بهترتیب با توجه آزمون آکائیک و شوارتز (۳/۳۶ و ۳/۸۳) برآورد شده‌اند.

**جدول ۵. نتایج برآورد مدل PSTR**

| شرح | نماد | ضرایب رژیم دوم مدل | ضرایب رژیم اول مدل |
|---|---|---|---|
| نسبت تسهیلات به سپرده | NIM | -۰/۳۵۶ | ۰/۰۰۶ |
| ریسک نقدینگی | Liquidity | ۱/۶۰۴ | ۰/۵۰۳ |
| ریسک اعتباری | Credit risk | ۳/۴۰۲ | -۱/۳۲۷ |

| شرح | نماد | ضرایب رژیم دوم مدل | ضرایب رژیم اول مدل |
|---|---|---|---|
| اندازه بانک | Size | -۰/۴۶۲ | ۰/۱۸۴ |
| بازده دارایی‌ها | ROA | ۰/۰۲۰ | ۰/۰۰۱ |
| تسهیلات پرداختی ناخالص | GL | ۰/۰۱۷ | -۰/۰۶۹ |
| تورم | CAR | -۰/۴۴۴ | -۰/۱۹۲ |
| نسبت سرمایه به دارایی | P | -۰/۰۰۱ | ۰/۰۰۲ |
| تسهیلات پرداختی بانک‌ها | LOAN | ۰/۰۰۰۱ | -۰/۰۱۱۷ |
| کارایی بانک‌ها | COR | ۰/۰۰۰۱ | ۰/۰۰۲ |
| بازده حقوق صاحبان سهام | ROE | ۰/۰۰۰ | ۰/۰۰۰ |
| بحران وشوک‌هایی که بر یک کشور وارد شده | Cris | -۰/۲۱۹ | -۰/۰۳۵۲ |
| تولید ناخالص ملی | GDP | ۰/۳۴۴ | ۰/۰۵۶ |
| --- | | C= ۳۲/۴۷۵ | $\gamma$ =۰/۱۹۴ |

منبع: یافته‌های تحقیق

در قبل از حد آستانه‌ای (یعنی رژیم اول) یعنی بخش خطی مدل PSTR که در آن مقدار تابع انتقال صفر در نظر گرفته شده است. متغیرهای ریسک اعتباری، تسهیلات پرداختی، تورم و بحران وشوکهایی که بر یک کشور وارد شده، تأثیر منفی و معناداری بر سیستم نظام بانکی دارند. برعکس متغیرهای نسبت تسهیلات به سپرده، ریسک نقدینگی، اندازه بانک، بازده دارایی‌ها، کارایی بانک‌ها و تولید ناخالص ملی تأثیر مثبت و معناداری بر سیستم نظام بانکی دارند.

در رژیم دوم یعنی بخش غیرخطی مدل PSTR در آن مقدار تابع انتقال صفر در نظر گرفته شده است. نسبت تسهیلات به سپرده، اندازه بانک، تورم، نسبت سرمایه به دارایی، تسهیلات و بحران و شوک‌هایی که بر یک کشور وارد شده تأثیر منفی و معناداری بر سیستم نظام بانکی دارند. برعکس متغیرهای ریسک نقدینگی، ریسک اعتباری، بازده دارایی‌ها، کارایی بانک‌ها، تولید ناخالص ملی و تسهیلات پرداختی بانک‌ها تأثیر مثبت و معناداری بر سیستم نظام بانکی دارند. از طرف چون پارامتر شیب و حد آستانه‌ای به ترتیب برابر با $\gamma$ =۰/۱۹۴ و C= ۳۲/۴۷ هستند؛ یعنی نتایج تخمین (جدول ۵) نشان می‌دهد که پارامتر شیب نشان‌گر سرعت تعدیل از یک رژیم به رژیم دوم برابر با ۰/۱۹۴ است که سرعت تعدیل ملایم است. مکان وقوع تغییر رژیم هم برابر با ۳۲/۴۷ است یعنی رفتار متغیرها قبل از حد آستانه‌ای در رژیم اول خواهد بود و بعد از حد آستانه‌ای در رژیم دوم خواهد بود. از آنجایی که ضریب انتقال (پارامتر شیب) و حد آستانه‌ای به روشنی برای کشورهای مختلف در زمان‌های مختلف متفاوت است، پس نمی‌شود، ضرایب عددی را مستقیماً مورد تجزیه و تحلیل قرار داد و صرفاً علامت متغیرها را مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفته است. در رژیم حدی اول به منظور درک بیشتر و روشن‌تر نتایج حاصله، چون پارامتر شیب یا ضریب انتقال کمتر از حد آستانه هست، در این حالت تابع انتقال مقدار عددی به صورت زیر تصریح می‌گردد.

$$ZSCORE = C + 0.006NIM + 0.503\text{Liquidity} - 1.327\text{Credit risk} + 0.184\text{Size of the Bank} + 0.001\text{ROA} - 0.069\text{GL} - 0.199\text{P} + 0.002\text{CAR} - 0.01169\text{LOAN} + 0.002\text{COR} + 0.000\text{ROE} - 0.0352\text{CRIS} + 0.0556\text{GDP} \quad (۲۳)$$

در رژیم حدی دوم چون پارامتر شیب یا ضریب انتقال بیشتر از حد آستانه هست، در این حالت تابع انتقال مقدار عددی به صورت زیر تصریح می‌گردد.

$$ZSCORE = C - 3.558NIM + 1.6036\text{Liquidity}3.4015\text{Credit risk} - 0.4622\text{Size of the Bank} + 0.020\text{ROA} + 0.0172\text{GL} - 0.422\text{P} - 0.001\text{CAR} + 0.000\text{LOAN} + 0.001\text{COR} + 0.000\text{ROE} - 0.219\text{CRIS} + 0.3445\text{GDP} \quad (۲۴)$$

همانطورکه قبلاً اشاره شد، با توجه به اینکه این دو رژیم حالت‌های حدی مدلPSTR بوده و با توجه به مشاهدات متغیر انتقال، مقادیر ضرایب رگرسیونی بین این دو مقدار حدی در نوسان است، بنابراین، نمی‌توان این مقادیر عددی را مستقیماً تفسیر کرد و فقط باید علامت‌ها را مورد تجزیه و تحلیل قرار داد.

با توجه به نتایج این پژوهش (سناریوی اول و دوم) ریسک نقدینگی علاوه بر تأثیر مثبت بر روی ثبات بانکی باعث شدت گرفتن تأثیر مثبت آن بر روی ثبات بانکی کشورها می‌شود. همچنین ریسک اعتباری روی ثبات بانکی در حالت غیر خطی که مورد تأیید قرار گرفت بسیار تأثیر گذار است. به عبارتی مطابق نتایج حاصل از مدل برآورد شده (جدول ۵) متغیرهای ریسک نقدینگی و ریسک اعتباری در هردو رژیم بیشترین تأثیر را ثبات نظام بانکداری کشورهای عضو منطقه منا دارد به طوری که تأثیر ریسک اعتباری در هر دو رژیم بیشتر از ریسک نقدینگی است. لذا تدوین راهکارهایی برای کاهش بی‌ثباتی در نظام بانکی کشور، مدیریت ریسک اعتباری می‌تواند عامل مهمی برای افزایش ثبات بانکی باشد.

## یادداشت‌ها

1. Schinasi
2. Panel Smooth Transition Regression
3. Agnello and Sousa
4. European Central Bank
5. Jaiswal
6. Smaga
7. IMF
8. FSB
9. BSI
10. Regime-Switching
11.Panel Smooth Transition Regression
12.Non-Linear Least Squares
13. Maximum Likelihood
14. Fok
15. Jude
16. Contains unidentified nuisance parameters
17. Luukkonen
18. Terasvirta
19. Wald Lagrange Multiplayer
20. Fischer Lagrange Multiplayer
21. Likelihood Ratio
22. Escribano and Jorda
23. Eitrheim and Terasvirta
24. Baltagi and Li
25. Additive
26. Schwartz Information Criterion
27. Akaike Information Criterion
28. Unit Root
29. Augmented Dicky-Fuller Test

## منابع

رحیمی باغی ، علی ؛ عرب صالحی نصرآبادی، مهدی؛ واعظ برزانی، محمد. (۱۳۹۸). ارزیابی ریسک سیستمی در خرده نظام‌های مالی کشور با استفاده از روش گرنجر غیرخطی. *مدیریت دارایی و تأمین مالی*، ۷(۲)، ۸۰-۵۹.

پوستین‌چی، مجتبی؛ تحصیلی، حسن؛ کریم‌زاده، مصطفی. (۱۳۹۵). بررسی تأثیر رقابت در صنعت بانکداری بر ثبات بانک‌ها. *اقتصاد پولی مالی*، ۲۳(۱۱)، ۱۴۵-۱۲۳.

جز ملکی، مهرداد؛ دباغ، رحیم؛ بهنیا، سهراب. (۱۳۹۹). آزمون نظریه آشوب و پیش‌بینی قیمت‌های آتی صنایع فراورده‌های نفتی. *فصلنامه مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*، ۹(۳۴)، ۱۰۹-۱۳۵.

دباغ، رحیم؛ گلمرادی، حسن؛ باقری، آرش. (۱۳۹۸). بررسی عملکرد مالی بانک‌های اسلامی و غیراسلامی در کشورهای منتخب با استفاده از مدل CAMEL. *مطالعات مالی و بانکداری اسلامی*، ۴(۱۰)، ۱۱۴-۸۵

دباغ، رحیم؛ آقاپور، صابر؛ نخودچی، اشکان. (۱۴۰۰). رتبه‌بندی استان‌های کشور از لحاظ عملکرد زیست‌محیطی صنایع با رویکرد توسعه‌یافته تصمیم‌گیری. *مهندسی عمران امیرکبیر*، ۵۳(۱۲)، ۱۹-۱۹.

رستمیان، فروغ؛ حاجی‌بابایی، فاطمه. (۱۳۸۸). اندازه‌گیری ریسک نقدینگی بانک سامان با استفاده از مدل ارزش در معرض خطر. *پژوهشنامه حسابداری مالی و حسابرسی*، ۱(۳)، ۱۹۹-۱۷۴.

عیسی‌زاده، سعید؛ شاعری، زینب. (۱۳۹۰). بررسی تأثیر وضعیت ثبات کلان اقتصادی بر کارایی نظام بانکی (مطالعه موردی کشورهای خاورمیانه و شمال آفریقا). *پژوهشنامه اقتصاد کلان*، ۶ (۱۲)، ۸۴-۶۳

گرجی بندپی، ابراهیم؛ انواری رستمکلائی، فرزانه. (۱۳۹۷). نقش بانک مرکزی در ایجاد سیکل‌های تجاری در اقتصاد ایران. *پژوهش‌های اقتصاد پولی مالی*، ۲۵(۱۵)، ۳۲-۱.

## References

Agnello, L., Sousa, R.M. (2012). How do banking crises impact on income inequality? *Applied Economics Letters*, 19(15), 1425-1429.

Baltagi, B. H., & Li, Q. (1995). Testing AR (1) against MA (1) disturbances in an error component model. *Journal of Econometrics*, 68(1), 133-151.

Colletaz, G., Hurlin, C. (2006). Threshold effects in the public capital productivity: an international panel smooth transition approach. *document de Recherche du Laboratoire d'Economie d'Orléans*.

Gonzalez, A., Terasvirta, T., Van Dijk, D. (2005). Panel smooth transition regression models. SSE/EFI working paperseries in economics and finance no. 604.\ Colletaz, G., & Hurlin, C. (2006). Threshold effects in the public capital productivity: an international panel smooth transition approach. document de Recherche du Laboratoire d'Economie d'Orléans. 2006-1.

Eitrheim, Ø., Teräsvirta, T. (1996). Testing the adequacy of smooth transition autoregressive models. *Journal of Econometrics*, 74(1), 59-75.

Dabbagh, R., Agapoor, S., Nokhodchi, A. (2022). Ranking Iranian provinces in terms of the environmental performance of industries with a developed decision-making approach. *Amirkabir Journal of Civil Engineering*, 53(12), 19-19 [In Persian].

Dabbagh, R., Golmoradi, H., Bagri, A. (2019). Financial Performance Comparison of Islamic and Conventional Banking in Selected Countries using the CAMEL Model. *Quarterly Journal of Islamic Finance and Banking Studies*, 4(Autumn), 85-114 [In Persian].

De Jonghe, O., Dewachter, H., Ongena, S. (2020). Bank capital (requirements) and credit supply: Evidence from pillar 2 decisions. *Journal of Corporate Finance*, 60, 101518.

Escribano, A., Jorda, O. (1999). Improved testing and specification of smooth transition regression models. In Nonlinear time series analysis of economic and financial data (pp. 289-319). Springer, Boston, MA.

Fok, D., Van Dijk, D., Franses, P.H. (2005). Forecasting aggregates using panels of nonlinear time series. *International Journal of Forecasting*, 21(4), 785-794.

Gorji Bandpi, E., Anvari Rostamkolaii, F. (2018). The Role of the central bank in creating business cycles in the iranian economy. *Monetary & Financial Economics*, 25(16), 1-32 [In Persian].

Imbierowicz, B., Rauch, C. (2014). The relationship between liquidity risk and credit risk in banks. *Journal of Banking & Finance*, 40, 242-256.

Issazadeh, Saeed; Poetry, Zeinab. (2012). Investigating the effect of macroeconomic stability on the efficiency of the banking system (Case study of the Middle East and North Africa). *Macroeconomics Research Letter*, 6(12), 63-84 [In Persian].

rahimi baghi, A., Arabsalehi Nasrabadi, M., Vaez Barzani, M. (2019). Assessing the Systemic Risk in the Financial Sub-Systems of Iran, using Nonlinear Granger Method. *Journal of Asset Management and Financing*, 7(2), 59-80 [In Persian].

Rifqah, A.S., Hassan, H.H. (2019). The relationship between bank's credit risk, liquidity, and capital adequacy towards its profitability in Indonesia. *International Journal of Recent Technology and Engineering*, 7(5), 225-237.

Rostamian, F., Haji Babaei, F. (2009). Measuring Bank Liquidity Risk Using Venture Value Model (Case Study: Saman Bank). *Financial Accounting and Auditing Research*, 1(3), 174-199 [In Persian].

Jaiswal, S. (2010). Relationship between asset and liability of commercial banks in India, 1997-2008. *International Research Journal of Finance and Economics*, 49, 43-58.

Jozmaleki, M., Dabbagh, R., & Behnia, S. (2020). Chaos theory and predict future prices in the oil products. *Journal of Applied Economics Studies in Iran*, 9(34), 109-135 [In Persian].

Jude, E. (2010). Financial development and growth: panel smooth regression approach. *Journal of Economic Development,* 35(1), 15-33.

Kleinow, J., Moreira, F., Strobl, S., Vähämaa, S. (2017). Measuring systemic risk: comparison of alternative market-based approaches. *Finance Research Letters*, 21, 40-46.

Lopez, G., Moreno, A., Ruhia, A.A., Symmetric, CoVaR. (2011). An application to international banking. Systemic Risk. Basel III, Financial Stability and Regulation.

Poustin chi, M., Tahsili, H., Karim Zadeh, M. (2016). The Effect of Competition in Banking on the Stability of Banks. *Monetary & Financial Economics*, 23(11), 123-145 [In Persian].

Rahimi Baghi, A., ArabSalehi, M., Vaez Barzani, M. (2019). Assessing the Systemic Risk in the Financial System of Iran using Granger Causality Network Method. *Financial Research Journal*, 21(1), 121-142.

Rostamian, F., & Haji, B. F. (2009). TO Measure bank liquidity risks with value at risk (VAR) model (Case Study: Saman Bank) [In Persian].

Schinasi, G. (2004). Defining financial stability. IMF *Working Paper* 04/187.

Smaga, P. (2013). Assessing involvement of central banks in financial stability. Center for financial stability Policy hfd.