



Threshold Effect of Bank Capital on Liquidity Creation in Selected Developing and Developed Countries

Mohammad Salim Madhi¹, Ali Rezazadeh², Shahab Jahangiri³, Ramin Bashir Khodaparasti⁴

1. Ph.D. student of Economics, Faculty of Economics and Management, Urmia University, Urmia, Iran. m.salimmadhi@urmia.ac.ir
2. Corresponding Author, Associate Professor of Economics, Faculty of Economics and Management, Urmia University, Urmia, Iran. a.rezazadeh@urmia.ac.ir
3. Associate Professor of Economics, Faculty of Economics and Management, Urmia University, Urmia, Iran. kh.jahangiri@urmia.ac.ir
4. Associate Professor of Financial and Insurance, Faculty of Economics and Management, Urmia University, Urmia, Iran. r.bashirkhodaparast@urmia.ac.ir

Article Info	ABSTRACT
Article type: Research Article	The objective of this study is to examine the threshold effect of bank capital on liquidity creation in 59 developing countries and 37 developed countries over the period 2004–2023. To this end, the Panel Smooth Transition Regression (PSTR) model, which is an appropriate approach for analyzing heterogeneous panel data, is employed. The results indicate that the threshold value of the transition variable (i.e., the logarithm of bank capital) is estimated at 3.0034 in the model for developed countries, with a slope parameter of 7.4897. In the model for developing countries, the threshold value is estimated at 2.996, while the slope parameter is 16.5003.
Article history: Received: May 2025 Accepted: January 2026	The findings for developed countries reveal that, in the first regime, economic growth and financial stability negatively affect liquidity creation. After crossing the threshold level and entering the second regime, the magnitude of this negative effect decreases, although it remains negative. The results also show that financial inclusion has a positive impact on liquidity creation in the first regime; however, in the second regime, its effect gradually diminishes and becomes negative. In addition, the financial development index has a positive and statistically significant effect on liquidity creation in both regimes.
JEL: G28, G21, C23.	Furthermore, results for developing countries indicate that economic growth and financial stability negatively affect liquidity creation in both regimes. The findings also demonstrate that financial inclusion positively affects liquidity creation in the first regime, and although its impact gradually declines in the second regime, it remains positive. Moreover, the coefficients of the financial development index are positive and statistically significant in both regimes, indicating a positive contribution to liquidity creation.
Keywords: Regulatory bank capital, Liquidity creation, Selected developed and developing countries, PSTR.	

Cite this article: Salim Madhi, M., Rezazadeh, A., Jahangiri, Sh., & Bashir Khodaparasti, R. (2026). The Threshold Effect of Bank Capital on Liquidity Creation in Selected Developing and Developed Countries. *Applied Theories of Economic*, 13(2), 49-86.
<https://doi.org/10.22034/ecej.2026.67209.3425>



Introduction

Liquidity creation is one of the fundamental functions of banks in the economy and is achieved through the transformation of the maturity structure and risk profile of assets and liabilities. Although this process plays a crucial role in financing the real economy, insufficient bank capital can increase systemic risk and lead to financial instability. The 2008 global financial crisis demonstrated that an imbalance between capital and liquidity can have far-reaching macroeconomic consequences. Within this context, regulatory frameworks such as Basel III were introduced to strengthen capital adequacy and improve risk management. However, evidence suggests that the effects of such regulations on bank behavior are not always linear or uniform. Therefore, examining the nonlinear and threshold relationship between bank capital and liquidity creation, particularly by distinguishing between developed and developing countries, is of considerable importance.

A review of the literature indicates that, despite extensive research, there is still no clear consensus regarding the nature and magnitude of the relationship between bank capital and liquidity creation. The conflicting findings reported in previous studies—including positive, negative, insignificant, and nonlinear relationships—suggest that the assumption of linearity adopted in a substantial portion of the literature may lead to inaccurate inferences or misleading policy recommendations. The primary contribution of the present study is that it is the first to investigate the nonlinear and dynamic relationship between bank capital and liquidity creation in a selected sample of countries using the Panel Smooth Transition Regression (PSTR) model. Unlike linear specifications or dynamic models with restrictive assumptions, this approach allows the effect of bank capital to vary endogenously across economic and institutional regimes and across different levels of capital. Within this framework, model parameters transition smoothly and continuously between regimes, thereby enabling the identification of behavioral thresholds, the intensity of banks' responses, and potential asymmetries.

Methodology

This study assumes that liquidity creation responds differently to lower and higher levels of bank capital. In other words, the effects of explanatory variables are expected to vary across different stages of bank capitalization, suggesting the possibility of a nonlinear threshold effect of bank capital on the relationship between bank capital and liquidity creation in selected developing and developed countries. Effectively capturing such characteristics requires a flexible nonlinear approach.

The PSTR methodology is particularly suitable in this regard because it can accommodate different forms of nonlinearity, including both abrupt and gradual transitions between regimes, without requiring prior information regarding structural breaks in the transition variable. Furthermore, the PSTR model addresses major econometric issues such as heterogeneity and time variation by allowing parameters to change smoothly across cross-sectional units and over time (Wang and Wei, 2019). Consequently, the PSTR framework is more appropriate for modeling heterogeneous effects arising from differences in bank capital levels and capital utilization across selected developing and developed countries when examining the indirect impact of bank capital on liquidity creation.

Accordingly, this study investigates the indirect effect of bank capital on liquidity creation in 59 selected developing countries and 37 selected developed countries over the period 2004–2023. The general model, adapted from the study of Gupta et al. (2023), is specified as follows:

$$LM = F(LCAR, LGDPP, LBZSCORE, LATM, LFSD)$$

where:

LM represents liquidity creation; LCAR denotes regulatory bank capital (transition variable); LBZSCORE represents financial stability; LGDP denotes economic growth; LATM represents the number of automated teller machines (ATM), used as an indicator of financial inclusion; LFSD denotes financial system deposits, used as an indicator of financial development.

Results and Discussion

The findings indicate that the relationship between bank capital and liquidity creation is nonlinear and that banks' behavior changes with their capital levels. These results are consistent with the financial fragility, risk absorption, and institutional hypotheses, suggesting that there is no uniform and stable relationship between bank capital and liquidity creation. The differences observed between developed and developing countries further highlight the importance of institutional structures, financial depth, and the effectiveness of banking supervision. Overall, bank capital can both constrain and enhance liquidity creation, and its effect depends on whether specific capital thresholds are exceeded.



تأثیر آستانه‌ای سرمایه بانک بر خلق نقدینگی در کشورهای در حال توسعه و توسعه یافته منتخب

محمد سالم ماضی^۱، علی رضازاده^۲✉، شهاب جهانگیری^۳، رامین بشیر خداپرستی^۴

۱. دانشجوی دکتری اقتصاد مالی، دانشکده اقتصاد و مدیریت، دانشگاه ارومیه، ارومیه، ایران. m.salimmadhi@urmia.ac.ir
 ۲. نویسنده مسئول، دانشیار اقتصاد، دانشکده اقتصاد و مدیریت، دانشگاه ارومیه، ارومیه، ایران. a.rezazadeh@urmia.ac.ir
 ۳. دانشیار اقتصاد، دانشکده اقتصاد و مدیریت، دانشگاه ارومیه، ارومیه، ایران. kh.jahangiri@urmia.ac.ir
 ۴. دانشیار امور مالی و بیمه، دانشکده اقتصاد و مدیریت، دانشگاه ارومیه، ارومیه، ایران. r.bashirkhodaparast@urmia.ac.ir

چکیده	اطلاعات مقاله
هدف این پژوهش بررسی تأثیر آستانه‌ای سرمایه بانک بر خلق نقدینگی در ۵۹ کشور در حال توسعه و ۳۷ کشور توسعه یافته طی دوره ۲۰۰۴-۲۰۲۳ است. برای این منظور از مدل رگرسیونی انتقال ملایم پانلی (PSTR) که رویکردی مناسب برای تحلیل داده‌های پانلی ناهمگن است، استفاده شده است. نتایج نشان می‌دهد که مقدار آستانه‌ای متغیر انتقال (یعنی لگاریتم سرمایه بانکی) در مدل کشورهای توسعه یافته برابر ۳۴/۰۳ و پارامتر شیب ۷/۴۸۹۷ برآورد شده است. همچنین در مدل کشورهای در حال توسعه، مقدار آستانه‌ای ۲/۹۹۶ و پارامتر شیب ۱۶/۵۰۳ به دست آمده است.	نوع مقاله: مقاله پژوهشی تاریخ دریافت: ۱۴۰۴/۰۳/۰۵ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۴/۱۰/۱۲ JEL: G21, G28, C23.
نتایج در کشورهای توسعه یافته بیان کننده این است که در رژیم اول رشد اقتصادی و ثبات مالی دارای تأثیر منفی بر خلق نقدینگی بوده، که این تأثیر با عبور از حد آستانه‌ای و در رژیم دوم کاهش یافته اما همچنان منفی است. همچنین نتایج بیانگر این است که شمول مالی در رژیم اول تأثیر مثبت بر خلق نقدینگی دارد، اما در رژیم دوم به تدریج میزان اثرگذاری آن کاهش یافته و منفی شده است. شاخص توسعه مالی هم در هر دو رژیم اثر مثبت و معنی‌دار بر خلق نقدینگی دارد.	واژه‌های کلیدی: سرمایه نظارتی بانک، خلق نقدینگی، شمول مالی، ثبات مالی، PSTR.
علاوه بر این، نتایج کشورهای در حال توسعه نشان می‌دهد که رشد اقتصادی و ثبات مالی در هر دو رژیم دارای تأثیر منفی بر خلق نقدینگی هستند. همچنین نتایج بیانگر این است که شمول مالی در رژیم اول تأثیر مثبت بر خلق نقدینگی دارد و در رژیم دوم به تدریج میزان اثرگذاری آن کاهش یافته، اما همچنان مثبت است. ضرایب شاخص توسعه مالی هم در هر دو رژیم اثر مثبت و معنی‌دار بر خلق نقدینگی دارد.	

استناد: سالم ماضی، محمد، رضازاده، علی، جهانگیری، شهاب و بشیر خداپرستی، رامین (۱۴۰۵). تأثیر آستانه‌ای سرمایه بانک بر خلق نقدینگی در کشورهای در حال توسعه و توسعه یافته منتخب. *نظریه‌های کاربردی اقتصاد*، ۱۳(۲)، ۸۶-۴۹.

DOI: 10.22034/eco.2026.67209.3425



حق مؤلف © نویسندگان.

ناشر: دانشگاه تبریز

۱- مقدمه

بر اساس تئوری مدرن واسطه‌گری مالی، دو کارکرد اصلی بانک‌ها شامل تبدیل و مدیریت ریسک^۱ و همچنین تبدیل سررسید دارایی‌ها و بدهی‌ها است؛ این دو کارکرد ستون‌های اساسی فعالیت بانک‌ها را تشکیل می‌دهند. تغییر شکل ریسک زمانی رخ می‌دهد که بانک‌ها با پذیرش سپرده‌های کم‌ریسک، منابع مالی را به وام‌های پرریسک تخصیص می‌دهند. تغییر سررسید نیز زمانی اتفاق می‌افتد که بانک‌ها بدهی‌های کوتاه‌مدت (مانند سپرده‌های جاری) را به دارایی‌های بلندمدت غیرنقد (مانند وام‌های تجاری) تبدیل کرده و با گسترش خدمات ترانزنامه، نقدینگی ایجاد می‌کنند (کاشیاپ و همکاران^۲، ۲۰۰۲). این فرآیند خلق نقدینگی به وام‌گیرندگانی که در غیر این صورت دسترسی محدودی به بازارهای مالی دارند، امکان استفاده از اعتبار بانکی و وجوه نقد بر اساس تقاضا را می‌دهد (لوین و زرووس^۳، ۱۹۹۸). همچنین، خدمات خارج از ترانزنامه مانند ارائه تعهدات و ضمانت‌های وام، با کاهش ریسک‌های مالی، به برنامه‌های سرمایه‌گذاری مشتریان کمک می‌کنند (برگر و همکاران^۴، ۲۰۱۹). خلق نقدینگی به عنوان شاخصی برتر از عملکرد بانک نسبت به کل دارایی‌ها شناخته شده و تأثیر قابل توجهی نه تنها بر ارزش بانک بلکه بر تولید اقتصادی واقعی دارد (برگر و بومن^۵، ۲۰۰۹؛ فیدرموک و همکاران^۶، ۲۰۱۵؛ برگر و سدونوف^۷، ۲۰۱۷).

با این حال، خلق نقدینگی بیش از حد می‌تواند ریسک ورشکستگی بانک‌ها و بحران‌های مالی را افزایش دهد. شواهد نشان می‌دهد که مازاد نقدینگی، به ویژه در شرایط کمبود سرمایه، بانک‌ها را آسیب‌پذیر می‌کند و حمایت از بیمه سپرده‌ها را ضروری می‌سازد (گوپتا و همکاران^۸، ۲۰۲۳). بحران مالی جهانی ۲۰۰۸ بیانگر این بود که شوک‌های نقدینگی می‌توانند به فروپاشی اقتصاد واقعی منجر شوند و بانک‌هایی با سرمایه ناکافی به دلیل زیان‌های انباشته در معرض ورشکستگی قرار گرفتند (بلخیر و همکاران^۹، ۲۰۲۱).

پیامدهای اقتصادی و اجتماعی این بحران نقاط ضعف مقررات بانکی موجود را آشکار کرد و منجر به مجموعه‌ای از اصلاحات شد. از جمله مهم‌ترین اقدامات، معرفی چارچوب بازل III توسط کمیته بازل در نظارت بانکی^{۱۰} (BCBS) بود که هدف آن افزایش انعطاف‌پذیری بانک‌ها و حمایت از رشد پایدار از طریق الزامات سرمایه و مقررات نقدینگی سختگیرانه‌تر است. با این حال، شواهد نشان می‌دهد که مقررات بازل III ممکن است اثرات غیرمستقیم و غیرخطی بین سرمایه و نقدینگی بانک‌ها را نادیده بگیرد؛ به‌طور مثال، سیاست‌های نقدینگی می‌توانند همزمان منجر به افزایش سرمایه و ایجاد شبکه‌های شکننده‌تر در سیستم بانکی شوند (وگنر^{۱۱}، ۲۰۲۰).

¹ Risk transformation

² Kashyap et al.

³ Levine & Zervos

⁴ Berger et al.

⁵ Berger & Bouwman

⁶ Fidrmuc et al.

⁷ Berger & Sedunov

⁸ Gupta et al.

⁹ Belkhir et al.

¹⁰ Basel Committee on Banking Supervision

¹¹ Wegner

در این زمینه، برخی پژوهشگران معتقدند که افزایش دارایی‌های نقدشونده بانک‌ها باعث مقاومت بیشتر در برابر شوک‌ها و حفظ توان وام‌دهی حتی در دوره‌های پر استرس می‌شود. در مقابل، مخالفان تأکید می‌کنند که رعایت این مقررات پرهزینه است و ممکن است موجب کاهش وام‌دهی و اثر منفی بر اقتصاد واقعی شود (آنانو و همکاران^۱، ۲۰۲۱). بنابراین، درک چگونگی تعامل سرمایه و نقدینگی بانک‌ها و اثرات متقابل مقررات سرمایه و نقدینگی اهمیت ویژه‌ای دارد. تحقیقات اخیر نشان می‌دهد که رابطه بین سرمایه بانک و خلق نقدینگی می‌تواند هم مثبت و هم منفی باشد. در برخی شرایط، افزایش سرمایه بانک منجر به خلق نقدینگی بیشتر می‌شود و در برخی شرایط دیگر، هزینه‌های بالای رعایت مقررات ممکن است خلق نقدینگی را محدود کند (هوروات و همکاران^۲، ۲۰۱۴؛ لی^۳، ۲۰۱۹). این تفاوت‌ها نشان می‌دهد که ممکن است رابطه غیرخطی بین سرمایه بانک و خلق نقدینگی وجود داشته باشد.

با توجه به نقش حیاتی بانک‌ها در اقتصاد و ریسک‌های مرتبط با خلق نقدینگی بیش از حد، بررسی رابطه سرمایه بانک و خلق نقدینگی، به سیاست‌گذاران کمک می‌کند تا تعادل میان فعالیت‌های بانکی و ثبات مالی را بهتر مدیریت کنند. فهم این رابطه، امکان طراحی سیاست‌های مؤثرتر در حوزه مقررات سرمایه و نقدینگی را فراهم می‌کند و می‌تواند ریسک ورشکستگی بانک‌ها و بحران‌های مالی را کاهش دهد. این مطالعه از مدل رگرسیون انتقال ملایم پانلی (PSTR) استفاده می‌کند که به دلیل قابلیت شناسایی تغییر رژیم و تحلیل داده‌های پانلی ناهمگن، امکان بررسی رابطه غیرخطی بین سرمایه بانک و خلق نقدینگی را فراهم می‌سازد. علاوه بر این، پژوهش حاضر با تفکیک بانک‌ها و بررسی اثرات متفاوت سرمایه در شرایط مختلف، دیدگاه جدیدی نسبت به تعامل سیاست‌های سرمایه و نقدینگی ارائه می‌دهد که تاکنون کمتر در مطالعات تجربی مورد توجه قرار گرفته است. با این رویکرد، مطالعه حاضر نه تنها به توسعه ادبیات نظری در حوزه بانکداری و خلق نقدینگی کمک می‌کند، بلکه ابزار تحلیلی ارزشمندی برای سیاست‌گذاران بانکی و ناظران مالی ارائه می‌دهد تا تصمیمات بهینه‌تری در زمینه مدیریت نقدینگی و سرمایه اتخاذ کنند.

۲- ادبیات تحقیق

سرمایه بانک به‌عنوان یکی از ارکان اصلی ثبات و عملکرد مؤثر بانک‌ها شناخته می‌شود و نقش حیاتی در مدیریت ریسک و حفظ پایداری سیستم مالی ایفا می‌کند. سرمایه کافی، بانک‌ها را قادر می‌سازد تا در مواجهه با شوک‌های اقتصادی و بحران‌های مالی، زبان‌ها را جذب کنند و عملکرد وام‌دهی و خدمات بانکی را حفظ نمایند (نگوین و همکاران^۴، ۲۰۲۰). مطالعات قبلی نشان داده‌اند که سرمایه بانک نه تنها بر ثبات مالی و کاهش ریسک‌های اعتباری تأثیر می‌گذارد، بلکه می‌تواند بر خلق نقدینگی، توان وام‌دهی و حتی توسعه اقتصادی نیز اثرگذار باشد (دیاموند و راجان^۵، ۲۰۰۱؛ مؤسسه مالی بین‌المللی^۶، ۲۰۱۰؛ مایلز و همکاران^۷، ۲۰۱۳؛ داگر و همکاران^۸، ۲۰۱۶). با توجه به نقش حیاتی نقدینگی در عملکرد اقتصادی و فراهم کردن منابع مالی برای مشتریان و شرکت‌ها، بررسی رابطه سرمایه بانک و خلق نقدینگی

¹ Ananou et al.

² Horváth et al.

³ Le

⁴ Nguyen et al.

⁵ Diamond & Rajan

⁶ Institute of International Finance

⁷ Miles et al.

⁸ Dagher et al.

اهمیت دوچندانی پیدا می‌کند. پژوهش‌های پیشین عمدتاً به صورت پراکنده به اثر سرمایه بر عملکرد بانک و خلق نقدینگی پرداخته‌اند و تاکنون تحلیل جامع و همزمان روابط مثبت، منفی و غیرخطی سرمایه با خلق نقدینگی در چارچوب نظریه‌های مختلف به صورت یکپارچه ارائه نشده است. این امر نشان می‌دهد که وجود روابط غیرخطی و تغییر رژیم‌ها در اثر سرمایه بر خلق نقدینگی محتمل است و استفاده از مدل‌های پیشرفته مانند PSTR برای تحلیل این روابط ضروری است. به همین دلیل، این مطالعه با هدف ارائه چارچوب نظری جامع و بررسی اثر غیرخطی سرمایه بانک بر خلق نقدینگی در بانک‌های توسعه‌یافته و در حال توسعه، اهمیت بالایی دارد و به شکلی نوآورانه به فهم دقیق تعامل سرمایه و نقدینگی می‌پردازد. در ادبیات موجود، چهار فرضیه اصلی برای توضیح رابطه سرمایه بانک و خلق نقدینگی به صورت زیر مطرح شده است:

۱-۲- فرضیه شکنندگی مالی^۱

فرضیه شکنندگی مالی بیان می‌کند که سرمایه بالاتر ممکن است خلق نقدینگی را محدود کند. در این نظریه، بانک‌ها برای حفظ اعتماد سپرده‌گذاران مجبور به کنترل خلق نقدینگی می‌شوند. سرمایه بیشتر می‌تواند باعث کاهش انگیزه بانک برای ارائه وام شود و به دلیل مشکل نمایندگی، سپرده‌گذاران ممکن است اعتماد خود را از دست بدهند و سپرده‌های خود را برداشت کنند (دیاموند و راجان، ۲۰۰۰). در این چارچوب، بانک‌ها باید بین افزایش سرمایه و خلق نقدینگی بیشتر یکی را انتخاب کنند. به عبارتی، سرمایه بالا ممکن است توانایی بانک در خلق نقدینگی را کاهش دهد و سپرده‌ها به جای جذب نقدینگی، در سرمایه بانک نگهداری شوند (باووه^۲، ۲۰۲۳).

۲-۲- فرضیه جبرانی یا ازدحامی^۳

این فرضیه معتقد است که افزایش سرمایه بانک به‌ویژه سرمایه غیرنقدشونده، موجب کاهش سپرده‌های نقدی می‌شود و به تبع آن توان بانک در خلق نقدینگی محدود می‌شود. به عبارت دیگر، وقتی بانک‌ها سرمایه بیشتری نگه می‌دارند، منابع نقدی کمتری برای وام‌دهی و خلق نقدینگی در اختیار دارند (دیسیتینگوین و همکاران^۴، ۲۰۱۳؛ گورتن و وینتون^۵، ۲۰۱۷). این مدل به‌ویژه برای بررسی محدودیت‌های عملی بانک‌ها در شرایط کمبود نقدینگی اهمیت دارد و نشان می‌دهد که رابطه سرمایه و نقدینگی می‌تواند منفی باشد.

۳-۲- فرضیه جذب ریسک^۶

بر اساس این نظریه، بانک‌هایی که سرمایه بیشتری دارند، توانایی بیشتری برای جذب ریسک و خلق نقدینگی دارند. سرمایه بالاتر به بانک اجازه می‌دهد تا دارایی‌های غیرنقدشونده را به‌طور مؤثر مدیریت کرده و وام‌دهی را افزایش دهد (برگر و بومن، ۲۰۱۷؛ کریمی و همکاران^۷، ۲۰۲۲). این فرضیه نشان می‌دهد که سرمایه بالاتر نه تنها مانع خلق نقدینگی نمی‌شود بلکه آن را تقویت می‌کند. بانک‌های با سرمایه بالا می‌توانند ریسک‌های بیشتری را متحمل شوند و به‌واسطه

¹ Financial Fragility Hypothesis

² Bawuah

³ Buffer / Crowding-out Hypothesis

⁴ Distinguin et al.

⁵ Gorton & Winton

⁶ Risk-Taking Hypothesis

⁷ Kirimi et al.

وام‌دهی بیشتر، اقتصاد را تأمین مالی کنند و نقدینگی کلی بازار را افزایش دهند (بهاتاچاریا و تاکور^۱، ۱۹۹۳؛ فون تادن^۲، ۲۰۰۴).

۲-۴- فرضیه نهادی^۳

فرضیه نهادی، نقش کیفیت نهادی کشورها و بانک‌ها را در رابطه بین سرمایه و خلق نقدینگی بررسی می‌کند. کشورهای با نهادهای قوی و سیاست‌های مؤثر نظارتی قادر به اجرای کنترل‌های سرمایه‌ای کارآمد هستند و این امر موجب افزایش خلق نقدینگی می‌شود. کیفیت نهادی بالا همچنین مدیریت بانک را بهبود می‌بخشد و باعث می‌شود که بانک‌ها بتوانند عملکرد بهینه خود در خلق نقدینگی را ارائه دهند (نورث، ۱۹۹۰؛ بارادواج و همکاران، ۲۰۱۶).

تحلیل چهار فرضیه فوق نشان می‌دهد که رابطه سرمایه بانک و خلق نقدینگی پیچیده و چندبعدی است:

- فرضیه‌های شکنندگی مالی و جبرانی، رابطه منفی و محدودکننده خلق نقدینگی را پیش‌بینی می‌کنند.
- فرضیه جذب ریسک و نهادی، رابطه مثبت و تقویت‌کننده خلق نقدینگی را نشان می‌دهند.

در ادبیات نظری اشاره شده است که رابطه میان سرمایه بانکی و خلق نقدینگی می‌تواند دو طرفه باشد؛ به این معنا که سطح سرمایه ممکن است رفتار خلق نقدینگی را تحت تأثیر قرار دهد و در مقابل، میزان فعالیت خلق نقدینگی نیز ساختار سرمایه بانک‌ها را تغییر دهد (برگر و بومن، ۲۰۰۹) با این حال هدف این پژوهش بررسی رابطه علی دوطرفه نبوده، بلکه تمرکز آن بر تحلیل اثر آستانه‌ای و غیرخطی سرمایه بانک بر خلق نقدینگی بوده است. لذا انتخاب مدل PSTR کاملاً منطبق بر هدف مطالعه است.

این تفاوت‌ها حاکی از آن است که رابطه سرمایه بانک و خلق نقدینگی می‌تواند غیرخطی باشد و تحت شرایط مختلف، اثر سرمایه متفاوت است. از این رو، بررسی دقیق این رابطه نیازمند استفاده از مدل‌های پیشرفته‌ای مانند رگرسیون انتقال ملایم پانلی (PSTR) است که توانایی شناسایی تغییر رژیم‌ها و روابط غیرخطی را دارند.

این پژوهش با تمرکز بر رابطه غیرخطی سرمایه بانک و خلق نقدینگی، درک بهتری از اثرات سیاست‌های سرمایه و نقدینگی بر عملکرد بانک‌ها فراهم می‌کند. نتایج این پژوهش می‌تواند ابزاری عملیاتی برای سیاست‌گذاران بانکی و ناظران مالی باشد تا تصمیمات بهینه‌تری در مدیریت سرمایه و نقدینگی اتخاذ کنند و ریسک ورشکستگی و بحران‌های مالی را کاهش دهند.

۲-۵- پیشینه تحقیق

کاسو و همکاران^۴ (۲۰۱۹) با بررسی رابطه بین خلق نقدینگی و سرمایه بانکی در ۱۷ کشور منطقه یورو نشان می‌دهند که بانک‌ها ممکن است با افزایش سرمایه، خلق نقدینگی را کاهش دهند و هنگامی که خلق نقدینگی افزایش می‌یابد، بانک‌ها نسبت‌های سرمایه را کاهش می‌دهند. بنابراین نتایج حاکی از یک مبادله بین ثبات مالی (سرمایه بالاتر، کاهش ریسک) و رشد اقتصادی (خلق نقدینگی) است.

¹ Bhattacharya & Thakor

² Von Thadden

³ Institutional Hypothesis

⁴ Casu et al.

یافته‌های چن و همکاران^۱ (۲۰۲۱) در صورتی که اثرات بانکداری سایه‌ای در نظر گرفته نشود، از فرضیه انباشتگی شکنندگی مالی حمایت می‌کند. با این حال، زمانی که مدل تأثیر بانکداری سایه‌ای را در بر می‌گیرد، یافته‌ها از فرضیه جذب ریسک پشتیبانی می‌کنند. بنابراین، آنها ادعا می‌کنند که بانکداری سایه‌ای رابطه بین سرمایه و خلق نقدینگی را مخدوش می‌کند.

نتایج موهانتی و ماهاکود^۲ (۲۰۲۱) و لی و فام^۳ (۲۰۲۱) نیز به ترتیب از فرضیه‌های «تراکم شکنندگی مالی» و «جایگزینی نقدینگی» در زمینه هند و اقتصادهای نوظهور آسیایی پشتیبانی می‌کنند. موهانتی و ماهاکود (۲۰۲۱) به رابطه علی بین خلق نقدینگی و نسبت سرمایه بانکی پرداخته‌اند. نتایج نشان می‌دهد که بانک‌ها از ساختار مالی شکننده پیروی می‌کنند تا خلق نقدینگی را به حداکثر برسانند و نسبت سرمایه خود را با ازدحام سپرده‌ها برای محدود کردن خلق نقدینگی افزایش دهند. نتایج همچنین از فرضیه جایگزینی نقدینگی حمایت می‌کند، که نشان می‌دهد بدهی‌های باثبات را می‌توان جایگزین سرمایه بانک کرد، در حالی که با ریسک بیشتری روبرو هستند.

فام و همکاران (۲۰۲۲) شواهدی مبنی بر یک رابطه یک طرفه بین سرمایه و خلق نقدینگی پیدا کردند، با این که سرمایه، خلق نقدینگی را کاهش می‌دهد اما خلق نقدینگی بر دارایی‌های سرمایه تأثیر نمی‌گذارد.

حسیه و همکاران^۴ (۲۰۲۲) با بررسی خلق نقدینگی و سرمایه بانک نشان می‌دهند که بانک‌های دارای سرمایه قوی دارایی‌های نقدشونده بیشتری را حفظ می‌کنند، اما بیشتر وام نمی‌دهند. نتایج نشان می‌دهد که اثر «جذب ریسک» برای بانک‌های تجاری و بانک‌های بزرگ باقی می‌ماند. با این حال، بانک‌های تعاونی احتمالاً به دلیل تفاوت در سرمایه مورد نیاز، تأثیر مثبت بیشتری بر کانال سرمایه بانکی دارند. همچنین در رقابت بالاتر و در دوره بحران، خلق نقدینگی کاهش می‌یابد. آنها همچنین به بررسی رابطه بین سرمایه بانکی و خلق نقدینگی در ۳۵ کشور آسیایی طی دوره‌ی زمانی ۲۰۰۱ تا ۲۰۱۸ پرداخته‌اند. نتایج نشان می‌دهد که بانک‌های دارای سرمایه بالاتر نقدینگی بیشتری ایجاد می‌کنند.

علاوه بر این، ایوانز و حق^۵ (۲۰۲۲) با در نظر گرفتن بحران‌های مالی، بیان می‌کنند که سرمایه بانکی با خلق نقدینگی برای بانک‌های بزرگتر رابطه منفی دارد، اما برای بانک‌های کوچکتر و دوره‌های پس از بحران مالی رابطه مثبت دارد. این نشان می‌دهد که کفایت سرمایه برای بانک‌های کوچکتر برای افزایش تولید نقدینگی حیاتی است. علاوه بر این، سیاست‌هایی که از بحران‌های مالی جلوگیری می‌کند، باعث بهبود نقدینگی بانک‌ها می‌شود.

کانگا و همکاران^۶ (۲۰۲۳) با بررسی رابطه بین سرمایه بانکی، رقابت و خلق نقدینگی در اتحادیه اقتصادی و پولی آفریقای غربی^۷ (WAEMU) نشان می‌دهد که فرضیه تراکم شکنندگی مالی (اثر منفی سرمایه بر خلق نقدینگی) و فرضیه جذب ریسک (اثر مثبت سرمایه بر خلق نقدینگی) در WAEMU وجود دارد. علاوه بر این، نتایج نشان می‌دهد که در سطوح بالای رقابت، سرمایه بانکی خلق نقدینگی را تضعیف می‌کند، در حالی که این اثر در یک محیط بسیار

¹ Chen et al.

² Mohanty & Mahakud

³ Le & Pham

⁴ Hsieh & et al.

⁵ Evans & Haq

⁶ Kanga & et al.

⁷ West African Economic and Monetary Union (WAEMU)

متمرکز کاهش می‌یابد. همچنین نتایج بیانگر این است که، اگرچه بانک‌های پذیرفته‌شده در بورس منطقه‌ای WAEMU نقدینگی بیشتری نسبت به همتایان غیر بورسی خود خلق می‌کنند، به نظر نمی‌رسد دسترسی به بازار سهام بر تأثیر سرمایه بانک بر خلق نقدینگی تأثیر بگذارد. در نهایت نتایج بیان می‌کند که، در حالی که حضور بانک‌های خارجی، به طور کلی، تأثیر مثبت رقابت بر خلق نقدینگی را تقویت می‌کند، حضور بانک‌های فرانسوی، به طور خاص، تأثیر سرمایه بانکی بر خلق نقدینگی را تعدیل می‌کند. به طور کلی، واضح است که ساختار بازار بانکی مکانیسم اصلی است که از طریق آن سرمایه با خلق نقدینگی در WAEMU مرتبط می‌شود.

روبانی و همکاران^۱ (۲۰۲۳) به بررسی چرخه‌ای بودن خلق نقدینگی با استفاده از روش غیرخطی رگرسیون انتقال ملایم پانلی (PSTR) پرداخته است. بدین منظور از شاخص چرخه تجاری و داده‌های فصلی شرکت‌های هلدینگ بانکی ایالات متحده از سال ۱۹۹۳ تا سه ماهه اول ۲۰۲۰، استفاده شده است. نتایج نشان می‌دهد که چرخه تجاری اثر غیرخطی مثبت و معنی‌داری بر خلق نقدینگی دارد، که نه تنها از چرخه‌ای بودن خلق نقدینگی پشتیبانی می‌کند، بلکه تخمین خلق نقدینگی را در مقایسه با مطالعات قبلی بهبود می‌بخشد. همچنین نتایج بیان کننده این است که شرکت‌های هلدینگ بانک‌های ایالات متحده بیشتر در طول مرحله رونق (زمان‌های عادی) نسبت به مرحله رکود (زمان‌های بحران) قبل از میلاد، نقدینگی خلق می‌کنند، که نشان‌دهنده اثر نامتقارن تغییرات قبل از میلاد بر خلق نقدینگی است.

گوپتا و همکاران (۲۰۲۳) به بررسی رابطه متقابل بین سرمایه بانکی و خلق نقدینگی پرداخته‌اند. نتایج نشان‌دهنده یک رابطه دوسویه U شکل بین سرمایه بانک و خلق نقدینگی، با اثر تعدیل‌کننده معنی‌دار اندازه بانک است. نتایج همچنین برای دوره‌های اقتصاد پیشرفته (AEs)، بازل II و بازل III نیز صادق است. با این حال، یک تأثیر معکوس U شکل سرمایه بر خلق نقدینگی در بازارهای نوظهور و اقتصادهای در حال توسعه (EMDEs) وجود دارد.

سونگ و تاکور^۲ (۲۰۲۴) به بررسی رابطه بین سرمایه بانکی، تجارت وام و خلق نقدینگی پرداخته‌اند. نتایج نشان می‌دهد که معاملات وام، تولید نقدینگی و در نتیجه «ویژگی» بانک‌ها را افزایش می‌دهد. نقدینگی بیشتر زمانی خلق می‌شود که خروجی تولید نزد بانک‌های ایالت‌های بیشتری سپرده شود. معاملات وام این حالت‌ها را گسترش می‌دهد و باعث افزایش نقدینگی تأمین مالی جمعی در سیستم بانکی می‌شود. در نهایت سرمایه بانکی باعث بهبود خلق نقدینگی می‌شود.

شاهچرا و ظاهری (۱۳۹۴) این مطالعه با استفاده از شاخص خلق نقدینگی مبتنی بر روش برگر و بومن (۲۰۰۹) و به‌کارگیری الگوی گشتاورهای تعمیم‌یافته، رابطه میان سرمایه بانکی و خلق نقدینگی را در دوره ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۱ بررسی کرده است. نتایج نشان می‌دهد که سرمایه بانک با خلق نقدینگی رابطه منفی دارد و در نتیجه فرضیه شکنندگی مالی در نظام بانکی ایران تأیید می‌شود؛ به این معنا که افزایش سرمایه می‌تواند انگیزه بانک‌ها برای خلق نقدینگی را محدود کند.

رضازاده کارسالاری و سرگلزایی (۱۳۹۸) با داده‌های ۱۸ بانک و روش GMM، به بررسی اثر عملکرد بانکی بر خلق نقدینگی پرداخته‌اند. یافته‌ها بیان می‌کند که عملکرد بهتر بانک‌ها موجب افزایش خلق نقدینگی می‌شود. علاوه بر این،

¹ Rubbaniy et al.

² Song & Thakor

متغیرهایی مانند رشد اقتصادی، نسبت سرمایه به دارایی و نرخ تورم اثر مثبت بر خلق نقدینگی دارند، در حالی که شاخص ثبات بانکی به صورت غیرمستقیم بر آن اثر می‌گذارد.

شعله و زمان‌زاده (۱۴۰۲) این مطالعه با استفاده از مدل ساختاری و داده‌های فصلی ۱۳۸۸:۰۴ تا ۱۳۹۹:۰۴، نقش متغیرهای کلان اقتصادی و الزامات کفایت سرمایه را بر خلق پول بانکی بررسی کرده است. نتایج نشان می‌دهد که شوک تورم، نرخ ارز و سودآوری بانک‌ها خلق پول را افزایش می‌دهد، اما کفایت سرمایه و مطالبات غیرجاری اثر معناداری ندارند. این نتیجه حاکی از آن است که به دلیل نبود ضمانت اجرایی کافی، نظام بانکی نسبت به تغییرات کفایت سرمایه واکنش نشان نداده و خلق پول عمدتاً تحت تأثیر عوامل کلان قرار دارد.

مرور ادبیات نشان می‌دهد که رابطه میان سرمایه بانکی و خلق نقدینگی یکی از مباحث کلیدی و در عین حال چالش‌برانگیز در حوزه اقتصاد پولی و بانکداری است. بخش قابل توجهی از مطالعات خارجی تلاش کرده‌اند این ارتباط را در کشورهای مختلف و در چارچوب‌های نظری گوناگون بررسی کنند، اما نتایج ناهمگون و بعضاً متناقض بوده است. برای نمونه، کاسو و همکاران (۲۰۱۹) با تحلیل ۱۷ کشور منطقه یورو نشان می‌دهند که افزایش سرمایه بانکی می‌تواند خلق نقدینگی را کاهش دهد و بین ثبات مالی و خلق نقدینگی نوعی مبادله وجود دارد. چن و همکاران (۲۰۲۱) نیز نشان می‌دهند که بانکداری سایه‌ای رابطه میان سرمایه و خلق نقدینگی را دچار اختلال کرده و بسته به حضور یا عدم حضور آن، نتایج کاملاً متفاوت خواهد بود. یافته‌های پژوهش‌های انجام‌شده در کشورهای آسیایی—از جمله مطالعات موهانتی و ماهاکود (۲۰۲۱)، لی و فام (۲۰۲۱) و فام و همکاران (۲۰۲۲)—گاهی فرضیه شکنندگی مالی و گاهی فرضیه جذب ریسک یا حتی رابطه یک‌طرفه سرمایه بر خلق نقدینگی را تأیید کرده‌اند. در همین راستا، حسیه و همکاران (۲۰۲۲) نشان داده‌اند که بانک‌های با سرمایه قوی، نقدینگی بیشتری خلق می‌کنند، در حالی که برخی دیگر از پژوهش‌ها مانند ایوانز و حق (۲۰۲۲) بر نقش اندازه بانک و شرایط بحران مالی در تغییر جهت رابطه تأکید کرده‌اند. نتایج کانگا و همکاران (۲۰۲۳) نیز نشان می‌دهد که ساختار بازار بانکی و میزان رقابت نقش اساسی در تعیین اثر سرمایه بر خلق نقدینگی دارد. علاوه بر این، مطالعات جدیدتری همچون روبانی و همکاران (۲۰۲۳)، گوپتا و همکاران (۲۰۲۳) و سونگ و تاکور (۲۰۲۴) بر چرخه‌ای بودن خلق نقدینگی، تأثیر معکوس U شکل سرمایه بر خلق نقدینگی و نقش تجارت وام در افزایش نقدینگی تأکید کرده‌اند. مجموعه این شواهد حاکی از آن است که رابطه میان سرمایه بانکی و خلق نقدینگی نه تنها پیچیده، بلکه به شدت متأثر از شرایط اقتصادی، ساختار نهادی، اندازه بانک، مقررات، رقابت و چرخه‌های تجاری است.

در ادبیات داخلی نیز نتایج مشابهی مشاهده می‌شود. مطالعاتی مانند شاهچرا و ظاهری (۱۳۹۴) با تأکید بر نقش سرمایه بانکی، رابطه‌ای منفی میان سرمایه و خلق نقدینگی گزارش می‌کنند، در حالی که رضازاده کارسالاری و سرگلزایی (۱۳۹۸) اثرات مثبت عملکرد بانکی و متغیرهای کلان اقتصادی را بر خلق نقدینگی نشان می‌دهند. همچنین شعله و زمان‌زاده (۱۴۰۲) با استفاده از مدل‌های ساختاری نتیجه می‌گیرند که خلق پول عمدتاً تحت تأثیر شوک‌های کلان اقتصادی است و الزامات کفایت سرمایه در عمل تأثیر چندانی بر رفتار بانک‌ها نداشته است. این ناهمگونی‌ها بیانگر آن است که رابطه خلق نقدینگی و سرمایه بانکی در اقتصاد ایران نیز مانند سایر کشورها از ساختار خطی ساده پیروی نمی‌کند و تحت تأثیر عوامل نهادی، کلان و ویژگی‌های خاص سیستم بانکی قرار دارد.

مرور ادبیات نشان می‌دهد که علی‌رغم بررسی‌های گسترده، هنوز اجماع روشنی درباره نوع و شدت رابطه میان سرمایه بانکی و خلق نقدینگی وجود ندارد. نتایج متناقض مطالعات—اعم از وجود رابطه مثبت، منفی، غیرمعنادار یا غیرخطی—نشان می‌دهد که فرض خطی بودن رابطه که در بخش قابل توجهی از پژوهش‌ها پذیرفته شده، ممکن است موجب استنباط‌های نادرست یا سیاست‌گذاری‌های گمراه‌کننده شود. شواهد نظری و تجربی پیشین نیز احتمال وجود آستانه‌های رفتاری، اثرات رژیم‌ی و تغییرات ساختاری را تأیید کرده‌اند؛ به‌ویژه پژوهش‌هایی که به ارتباط غیرخطی سرمایه با ریسک و وام‌دهی پرداخته‌اند. از این رو، بررسی این رابطه در قالب یک الگوی غیرخطی پویا ضرورتی اجتناب‌ناپذیر به نظر می‌رسد.

نوآوری اصلی پژوهش حاضر در این است که برای نخستین بار رابطه غیرخطی و پویا میان سرمایه بانکی و خلق نقدینگی را در منتخبی از کشورهای توسعه‌یافته و در حال توسعه طی دوره ۲۰۰۴-۲۰۲۳ با استفاده از مدل رگرسیون انتقال ملایم پانلی (PSTR) بررسی می‌کند. این روش—بر خلاف الگوهای خطی یا مدل‌های پویا با فروض محدودکننده—اجازه می‌دهد اثر سرمایه در رژیم‌های مختلف اقتصادی، نهادی و سطح‌بندی‌های متفاوت سرمایه به‌طور درونزا تغییر کند. در این رویکرد، پارامترهای مدل به‌صورت هموار و غیرگسسته بین حالت‌ها جابه‌جا می‌شوند و همین امر امکان شناسایی آستانه‌های رفتاری، شدت پاسخ‌دهی بانک‌ها، و عدم تقارن‌های بالقوه را فراهم می‌کند. علاوه‌براین، مدل PSTR قابلیت مطلوبی در کنترل ناهمگنی، پویایی زمانی، درون‌زایی و شکل‌گیری فرآیندهای غیرخطی داده‌ها دارد و به همین دلیل می‌تواند بر ضعف‌های روش‌شناختی بسیاری از مطالعات پیشین غلبه کند. بررسی تفاوت نتایج میان کشورهای توسعه‌یافته و در حال توسعه نیز به فهم بهتر نقش ساختار نهادی و ویژگی‌های سیستم بانکی کمک می‌کند. در مجموع، این تحقیق نه‌تنها خلأ اساسی موجود در ادبیات—یعنی نادیده گرفتن ماهیت غیرخطی رابطه سرمایه و خلق نقدینگی—را برطرف می‌کند، بلکه با ارائه شواهدی معتبر و قابل اتکا می‌تواند راهنمایی مهم برای سیاست‌گذاران پولی، نهادهای نظارتی و بانک‌ها در زمینه تعیین حد مطلوب سرمایه، مدیریت نقدینگی، پیش‌بینی آسیب‌پذیری سیستم بانکی و بهبود ثبات مالی فراهم آورد.

۳- روش تحقیق

۳-۱- مدل رگرسیون انتقال ملایم پانلی

در این مطالعه، فرض می‌شود که خلق نقدینگی به سطوح پایین‌تر و بالاتر سرمایه بانکی واکنش متفاوتی نشان می‌دهد. در واقع، انتظار می‌رود که اثرات متغیرها در مراحل مختلف سرمایه بانکی متفاوت باشد، به این معنی که احتمال وجود آستانه سرمایه بانکی بصورت غیرخطی در رابطه بین خلق نقدینگی و سرمایه بانکی در کشورهای در حال توسعه و توسعه‌یافته منتخب وجود دارد. کنترل موثر چنین ویژگی‌هایی از طریق رویکرد غیرخطی انعطاف‌پذیر دارای اهمیت است.

بنابراین، در روش PSTR بیان شده است که انواع کاملاً متفاوت غیرخطی‌ها (شیب تند یا ملایم بین رژیم‌ها) را بدون هیچ گونه اطلاعات موجود در مورد تغییر ساختاری متغیر انتقال مدیریت می‌کند. ثانیاً، مدل PSTR مسائل اصلی اقتصادسنجی مانند ناهمگونی و تغییرپذیری زمانی را با اجازه دادن به پارامترها برای تغییر هموار در مقاطع مقطعی و زمان مدیریت می‌کند (وانگ و وی، ۲۰۱۹). بنابراین، رویکرد PSTR برای مدل‌سازی اثر ناهمگن به دلیل تفاوت در

سطوح مختلف سرمایه بانکی و استفاده از سرمایه در منتخبی از کشورهای در حال توسعه و توسعه‌یافته، در بررسی تأثیر آستانه‌ای سرمایه بانک بر خلق نقدینگی مناسب‌تر است. سرانجام، در یک مقاله اخیر، دی ووس و وسترلوند^۱ (۲۰۱۹) شواهد قوی در مورد از دست دادن سازگاری برآوردگرها هنگامی که رگرسیونها به صورت غیرخطی (اثر متقابل، مجذور جزء خطا) در مدل وارد می‌شوند، ارائه می‌کنند. در این مطالعه، این ناسازگاری به روشی نوآورانه با تخمین مدل PSTR تضعیف می‌شود. علاوه بر این، رویکرد PSTR در صورت درون‌زایی و غیرخطی بودن در فرآیند تولید داده بسیار کاربردی می‌باشد.

بحث بالا برتری آماری مدل PSTR را بر تکنیک‌های غیرخطی معمولی نشان می‌دهد. برای تخمین سطح آستانه سرمایه بانکی با تغییرات آرام و تدریجی در مقدار ضرایب تخمینی در سراسر رژیم‌ها برای این منظور، به پیروی از گونزالز و همکاران^۲ (۲۰۰۵) و کولیتاز و هارولین^۳ (۲۰۰۶)، گوپتا و همکاران (۲۰۲۳) و روبانی و همکاران (۲۰۲۳)، یک مدل PSTR با دو رژیم حدی و یک تابع انتقال به صورت فوق تصریح می‌شود:

$$Y_{it} = \mu_i + \beta_0 X_{it} + \beta_1 X_{it} F(q_{it}; \gamma, c) + u_{it} \quad i = 1, \dots, N \quad t = 1, \dots, T \quad (1)$$

که در آن Y_{it} متغیر وابسته، X_{it} برداری از متغیرهای برونزا، μ_i اثرات ثابت مقاطع و $u_{it} \approx iid(0, \sigma^2)$ نیز جزء خطا می‌باشد. تابع $F(q_{it}; \gamma, c)$ نیز بیانگر یک تابع انتقال پیوسته و کراندار بین صفر و یک است که به پیروی از گونزالز و همکاران (۲۰۰۵)، به صورت لجستیکی تصریح می‌گردد:

$$F(\gamma, c, q_{it}) = \left[1 + \exp \left(-\gamma \prod_{j=1}^m (q_{it} - c_j) \right) \right]^{-1} \quad (2)$$

$\gamma > 0, c_1 \leq c_2 \leq \dots \leq c_m$

که در آن c_j یک بردار m بعدی از مقدار حدهای آستانه‌ای و γ پارامتر شیب است که بیانگر سرعت انتقال از یک رژیم به رژیم دیگر است و دارای قید بدیهی است. q_{it} بیانگر متغیر انتقال است و براساس مطالعه کولیتاز و هارولین (۲۰۰۶)، 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 و عامل ایجاد رابطه غیرخطی باشد، انتخاب گردد (شهبازی و سعیدیپور، ۱۳۹۲). گونزالز و همکاران (۲۰۰۵) پیشنهاد می‌کنند که در عمل لحاظ کردن یک یا دو مقدار آستانه‌ای، $m=1$ یا $m=2$ ، برای مواجهه با تغییرپذیری پارامترها کفایت می‌کند. برای $m=1$ ، مدل PSTR بر دو رژیم حدی مرتبط با مقادیر کمتر و بیشتر از متغیر انتقال (q_{it}) در مقایسه با حد آستانه‌ای (c_1) و با یک تابع انتقال یکنواخت از ضرایب β_0 تا $\beta_0 + \beta_1$ دلالت می‌کند. در صورتی که پارامتر شیب γ به سمت بی‌نهایت میل کند، مدل PSTR به مدل دو رژیمی آستانه‌ای پانلی (PTR) هنسن^۴ (۱۹۹۹) تبدیل می‌شود. بدین معنی که برای مقادیر $q_{it} > c_1$ ، تابع انتقال مقدار عددی یک و در غیر این صورت مقدار عددی صفر را لحاظ می‌کند. برای $m=2$ ، تابع انتقال در نقطه $(c_1 + c_2) / 2$ به حداقل می‌رسد و مقدار عددی یک را برای مقادیر کمتر و بیشتر متغیر انتقال (q_{it}) لحاظ می‌کند. در این حالت زمانی که پارامتر شیب

¹ De Vos & Westerlund

² Gonzalez et al. (2005)

³ Colletaz & Hurlin (2006)

⁴ Hansen (1999)

γ به سمت صفر میل کند و با وجود هر تعدادی از m ، مدل PSTR به یک مدل رگرسیونی خطی یا همگن با اثرات ثابت تنزل می‌یابد. با توجه به مطالب عنوان شده، در مدل PSTR ضرایب تخمینی با توجه به مشاهدات متغیر انتقال و پارامتر شیب به صورت پیوسته میان دو حالت حدی $F=0$ و $F=1$ تغییر می‌یابد که این دو حالت حدی بصورت زیر تصریح می‌گردند:

$$y_{it} = \begin{cases} \mu_i + \beta_0' x_{it} + u_{it} & F = 0 \\ \mu_i + (\beta_0' + \beta_1') x_{it} + u_{it} & F = 1 \end{cases} \quad (3)$$

همان‌طور که قبلاً اشاره شد، یکی دیگر از ویژگی‌های برجسته مدل PSTR برآورد ضرایب متغیرهای توضیحی به صورت متفاوت برای مقاطع مختلف و متغیر در طول زمان است که این ویژگی مشکل ناهمگنی متعارف در داده‌های تلفیقی را به طور کامل مرتفع می‌کند. برای این منظور کولیتاز و هارولین (۲۰۰۶) برای محاسبه کشش‌های مختص هر مقطع و متغیر در طول زمان دو حالت را معرفی کرده است.

حالت اول: متغیر انتقال به عنوان متغیر توضیحی در مدل لحاظ شده باشد:

$$e_{it} = \frac{\partial \ln y_{it}}{\partial \ln x_{it}} = \beta_0' + \beta_1' F(q_{it}; \gamma, c) + [\beta_1' \ln x_{it}] \frac{\partial F(q_{it}; \gamma, c)}{\partial \ln x_{it}} \quad (4)$$

حالت دوم: متغیر انتقال شامل متغیرهای توضیحی نباشد:

$$e_{it} = \frac{\partial y_{it}}{\partial \ln x_{it}} = \beta_0' + \beta_1' F(q_{it}; \gamma, c) \quad (5)$$

در نهایت شکل تعمیم‌یافته مدل PSTR با بیش از یک تابع انتقال نیز به صورت زیر تصریح می‌شود:

$$y_{it} = \mu_i + \beta_0' x_{it} \sum_j^r = 1 [\beta_j' x_{it}] F_j(q_{it}^j; \gamma_j; C_j) + u_{it} \quad (6)$$

که در آن r بیانگر تعداد توابع انتقال جهت تصریح رفتار غیرخطی می‌باشد و سایر موارد قبلاً تعریف شده‌اند. شایان ذکر است که مدل PSTR با حذف اثرات ثابت از طریق حذف کردن میانگین‌های انفرادی و سپس با استفاده از روش حداقل مربعات غیرخطی (NLS) که معادل تخمین‌زن حداکثر درست‌نمایی (ML) است، برآورد خواهد شد.

برای مراحل تخمین به پیروی از گونزالز و همکاران (۲۰۰۵)، کولیتاز و هورلین (۲۰۰۶) و جود^۱ (۲۰۱۰) به نقل از شهبازی و سعیدپور (۱۳۹۲) مراحل تخمین یک مدل PSTR بدین ترتیب است که ابتدا آزمون خطی بودن در مقابل PSTR با استفاده از آماره‌های ضریب لاگرانژ والد (LM_W)، ضریب لاگرانژ فیشر (LM_F) و نسبت درست‌نمایی (LR) به پیروی از کولیتاز و هورلین (۲۰۰۶) انجام می‌شود و در صورت رد فرضیه صفر مبنی بر خطی بودن رابطه میان متغیرها، باید تعداد توابع انتقال جهت تصریح کامل رفتار غیرخطی موجود میان متغیرها انتخاب شود. برای این منظور فرضیه صفر وجود یک تابع انتقال در مقابل فرضیه وجود حداقل دو تابع انتقال آزمون می‌شود.

در مدل PSTR، متغیری که به عنوان متغیر انتقال انتخاب می‌شود (در اینجا لگاریتم کیفیت سرمایه)، اثر مستقیم در معادله برآوردی ندارد. نقش این متغیر ایجاد ناهمگنی در ضرایب و تعیین گذار بین دو رژیم است. بنابراین اثر سرمایه بانکی به صورت غیرمستقیم و از طریق تفاوت ضرایب متغیرهای توضیحی در دو رژیم شناسایی می‌شود (گونزالز و همکاران، ۲۰۰۵).

¹ Jude (2010)

به عبارت دیگر، زمانی که LCAR در سطح پایین قرار دارد، رفتار خلق نقدینگی در رژیم ۱ و هنگامی که LCAR از آستانه عبور می‌کند، در رژیم ۲ قرار می‌گیرد و اختلاف ضرایب بین دو رژیم بیانگر اثر غیرخطی و آستانه‌ای سرمایه بانکی است.

۳-۲- تصریح مدل و تحلیل داده‌ها

مطالعه حاضر با هدف بررسی تأثیر آستانه‌ای سرمایه بانک بر خلق نقدینگی در ۵۹ در حال توسعه^۱ و ۳۷ کشور توسعه‌یافته^۲ منتخب طی دوره زمانی ۲۰۰۴-۲۰۲۳ رابطه میان متغیرهای مورد مطالعه را با استفاده از تکنیک اقتصادسنجی PSTR و با رویکرد غیرخطی مدل‌سازی می‌کند. انتخاب متغیرهای مدل بر اساس مبانی نظری و همچنین مطالعات تجربی معتبر در حوزه سرمایه بانکی و خلق نقدینگی انجام شده است. مطابق ادبیات این حوزه، از جمله پژوهش‌های برگر و بومان (۲۰۰۹)، گوپتا و همکاران (۲۰۲۳) و روبانی و همکاران (۲۰۲۳)، عواملی همچون رشد اقتصادی، شاخص‌های توسعه مالی، ثبات مالی و شمول مالی در زمره مهم‌ترین متغیرهای اثرگذار بر فرآیند خلق نقدینگی قرار دارند و در اغلب مطالعات معتبر مرتبط با رفتار خلق نقدینگی بانک‌ها مورد استفاده قرار گرفته‌اند. این پژوهش نیز در انتخاب متغیرهای تبیینی از همین مبانی نظری و یافته‌های تجربی تبعیت کرده است.

ملاک‌های اصلی برای انتخاب متغیرهای مدل عبارتند از:

۱. وجود ارتباط نظری و تجربی روشن با سازوکار خلق نقدینگی و نقش بانک‌ها در تأمین منابع اقتصاد؛
 ۲. در دسترس بودن داده‌های سالانه و قابل اتکا برای طیف گسترده‌ای از کشورها (۹۶ کشور) طی دوره ۲۰۰۴ تا ۲۰۲۳ که برای تحلیل‌های پانلی ضروری است؛
 ۳. پایداری سری‌های زمانی و اجتناب از بروز شکست ساختاری، ناپایداری، همخطی در مدل‌های غیرخطی، به‌ویژه در چارچوب رگرسیون انتقال ملایم پانلی (PSTR)، که نسبت به تعداد زیاد متغیرها و داده‌های ناپایدار بسیار حساس است. بر این اساس، متغیرهای انتخاب‌شده هم با مبانی نظری سازگارند و هم از نظر کیفیت داده‌ها، پایداری و امکان مدل‌سازی غیرخطی از میان گزینه‌های موجود بهترین انطباق را با هدف و ماهیت مدل دارند.
- نرخ سود بانکی و تورم، اگرچه متغیرهای مهمی در ادبیات اقتصاد کلان محسوب می‌شوند، اما در این مطالعه به دلایل روش‌شناختی وارد مدل نشده‌اند. نخست آنکه این متغیرها بین کشورهای نمونه از نظر تعریف، ساختار نهادی و دامنه نوسانات، ناهمگنی بسیار بالایی دارند و ورود آن‌ها به مدل PSTR موجب بروز مشکل همخطی، ناهمخوانی تابع انتقال و کاهش پایداری ضرایب می‌شود.

^۱ آلبانی، الجزایر، ارمنستان، جمهوری آذربایجان، بنگلادش، بلاروس، بوتان، بولیوی، بوسنی و هرزگوین، بوتسوانا، برزیل، بلغارستان، برونیدی، کامبوج، کامرون، چاد، کلمبیا، جیبوتی، اکوادور، مصر، السالوادور، اسواتینی، گرجستان، غنا، گواتمالا، هندوراس، هند، اندونزی، ایران، عراق، اردن، قزاقستان، کنیا، لبنان، لسوتو، ماداگاسکار، مالزی، مولداوی، مراکش، موزامبیک، نامیبیا، نیجریه، مقدونیه شمالی، پاکستان، پاراگوئه، پرو، فیلیپین، رواندا، سنگال، سیرالئون، آفریقای جنوبی، تاجیکستان، تانزانیا، تایلند، تونس، اوگاندا، اوکراین، ویتنام، زامبیا.

^۲ استرالیا، اتریش، بلژیک، کانادا، شیلی، کاستاریکا، چک، دانمارک، استونی، فنلاند، فرانسه، آلمان، یونان، مجارستان، ایسلند، ایرلند، اسرائیل، ایتالیا، ژاپن، کره جنوبی، لتونی، لیتوانی، لوکزامبورگ، مکزیک، هلند، نیوزیلند، نروژ، لهستان، پرتغال، اسلواکی، اسلوانی، اسپانیا، سوئد، سوئیس، ترکیه، بریتانیا، ایالات متحده آمریکا.

دوم آنکه داده‌های نرخ سود و تورم برای برخی کشورها طی دوره مورد بررسی ناقص، نامنظم یا دارای شکست ساختاری شدید بوده‌اند که موجب از دست رفتن ماهیت پانل متوازن می‌شد. سوم اینکه اثرات کلان این متغیرها تا حد زیادی از طریق متغیر ثبات مالی (Z-score) و توسعه مالی جذب می‌شود که مطابق توصیه ادبیات، شاخص‌های جامع‌تری محسوب می‌گردند.

در ادامه، از آنجا که ریسک اعتباری یکی از عوامل مهم تأثیرگذار بر خلق نقدینگی است، در ابتدا متغیر مطالبات غیرجاری (NPL) به‌عنوان متغیر کنترل بررسی شد؛ با این حال داده‌های NPL برای تعداد قابل توجهی از کشورهای نمونه طی دوره ۲۰۰۴-۲۰۲۳ موجود نبود یا به‌صورت نامنظم گزارش شده بود. استفاده از این متغیر موجب حذف تعداد زیادی مقطع و ایجاد پانل نامتوازن می‌گردید و بنابراین برای حفظ کیفیت تجربی مطالعه از مدل حذف شد. علاوه بر این، طبق ادبیات، شاخص ثبات مالی (Z-score) تا حد زیادی اثر ریسک اعتباری را در خود منعکس می‌کند و از همین رو عدم استفاده از NPL خللی در تحلیل ایجاد نمی‌کند.

مدل کلی، مدل تعدیل یافته مطالعه گوپتا و همکاران (۲۰۲۳) به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$LM=F(LCAR, LGDPP, LBZSCORE, LATM, LFSO) \quad (7)$$

که در آن:

LM_{it} : لگاریتم خلق نقدینگی در کشور i در زمان t ، که با پیروی از مطالعه تاکور و یو^۱ (۲۰۲۴) استفاده از کل دارایی‌های بانک‌های پول سپرده به صورت درصدی از تولید ناخالص داخلی اندازه‌گیری می‌شود، که دارایی‌ها شامل مطالبات مربوط به بخش غیرمالی واقعی داخلی است که شامل دولت‌های مرکزی، ایالتی و محلی، شرکت‌های دولتی غیرمالی و بخش خصوصی می‌شود. بانک‌های پول سپرده شامل بانک‌های تجاری و سایر موسسات مالی هستند که سپرده‌های قابل انتقال مانند سپرده‌های عمدی را می‌پذیرند.

$LCAR_{it}$: لگاریتم سرمایه نظارتی بانک به دارایی‌های موزون ریسک (\cdot) در کشور i در زمان t (متغیر انتقال) است که همان کیفیت سرمایه سپرده‌گذاران است و این نسبت کل سرمایه نظارتی به دارایی‌های نگهداری شده آن است که بر اساس ریسک آن دارایی‌ها وزن می‌شود.

$LGDPP_{it}$: رشد اقتصادی در کشور i در زمان t است که با استفاده از تولید ناخالص داخلی بر حسب سال پایه ۲۰۱۵ محاسبه شده است.

$LBZSCORE_{it}$: لگاریتم شاخص ثبات مالی در کشور i در زمان t است که با استفاده از شاخص Z-score بانکی محاسبه می‌شود و احتمال نکول سیستم بانکداری تجاری یک کشور را نشان می‌دهد. Z-score بافر سیستم بانکداری تجاری یک کشور (سرمایه و بازده) را با نوسانات آن بازده مقایسه می‌کند. امتیاز Z بافر سیستم بانکداری یک کشور (سرمایه و بازده) را با نوسانات آن بازده مقایسه می‌کند. این مقدار به صورت رابطه (۸) تخمین زده می‌شود:

$$Z - score = \frac{ROA + \frac{\left(\frac{equity}{assets}\right)}{sd(ROA)}}{sd(ROA)} \quad (8)$$

¹ Thakor & Yu

است که برای کشور-سال با حداقل ۵ مشاهده در سطح بانک محاسبه ROA انحراف معیار $sd(ROA)$ که در آن حقوق صاحبان سهام و دارایی‌ها ارقام کل در سطح کشور هستند. از داده‌های غیرتلفیقی بانک به بانک ROA می‌شود. محاسبه شده است. Orbis و Bankscope از

$LATM_{it}$: لگاریتم شاخص شمول مالی در کشور i در زمان t است که با استفاده از تعداد دستگاه‌های خودپرداز به ازای هر ۱۰۰۰۰۰ بزرگسال اندازه‌گیری می‌شود.

$LFSD_{it}$: لگاریتم شاخص توسعه مالی در کشور i در زمان t است که با استفاده از سپرده‌های سیستم مالی به تولید ناخالص داخلی (%) اندازه‌گیری می‌شود و شامل سپرده‌های تقاضایی، مدت‌دار و پس‌انداز در بانک‌های پول سپرده و سایر موسسات مالی به عنوان سهمی از تولید ناخالص داخلی است.

در ادامه، برای بررسی تأثیر آستانه‌ای سرمایه بانک بر خلق نقدینگی مدل اقتصادسنجی PSTR به شکل زیر پیشنهاد می‌گردد:

$$LM_{it} = \mu_i + \alpha_1' LGDPP_{it} + \alpha_2' LBZSCORE_{it} + \alpha_3' LATM + \alpha_4' LFSD_{it} + \sum_{i=1}^r [\beta_1' LGDPP_{it} + \beta_2' LBZSCORE_{it} + \beta_3' LLATM_{it} + \beta_4' LFSD_{it}] F(q_{it}; \gamma; c) + u_{it} \quad (9)$$

برای برآورد مدل از سرمایه نظارتی بانک به عنوان متغیرانتقال که عامل ایجاد رابطه غیرخطی می‌باشد، استفاده خواهد شد و متغیر خلق نقدینگی به عنوان متغیر وابسته و متغیرهای کنترل از رشد اقتصادی، لگاریتم شاخص ثبات مالی، لگاریتم شاخص شمول مالی و لگاریتم شاخص توسعه مالس تشکیل شده است. جهت استخراج و جمع‌آوری داده‌ها از بانک جهانی و صندوق بین‌المللی پول استفاده شده است.

۴- یافته‌های تحقیق

۴-۱- آزمون وابستگی مقطعی

اولین گام در تحلیل داده‌های پانلی، تشخیص استقلال یا وابستگی مقطعی است. به این منظور از دو آزمون بروش و پاگان (۱۹۸۰) و آزمون استقلال مقطعی پسران (CD) (۲۰۰۴) استفاده شد. آزمون CD پسران نسبت به آزمون بروش و پاگان در شرایطی که ابعاد مقطعی بزرگ و ابعاد زمانی کوچک باشند، معتبرتر بوده و نسبت به شکست‌های ساختاری مقاوم است (پسران، ۲۰۰۴). فرضیه صفر در هر دو آزمون نشان‌دهنده عدم وجود وابستگی مقطعی میان مقاطع پانل است. بر اساس نتایج جدول (۱)، فرضیه صفر رد شده و وجود وابستگی مقطعی در داده‌ها تأیید می‌شود.

با توجه به محدودیت طول سری زمانی ($T=20$) و تعداد مقاطع ($N=37$) برای کشورهای توسعه‌یافته و $N=59$ برای کشورهای در حال توسعه، اجرای آزمون CIPS برای برخی متغیرها با خطای «عدم کفایت مشاهدات» مواجه شد و بنابراین نتایج قابل ارائه برای همه متغیرها نبود. از این رو، برای بررسی ایستایی متغیرها و پسماندهای مدل PSTR، از آزمون ریشه واحد نسل اول، یعنی آزمون ایم، شین و پسران (IPS)، استفاده شد. مطابق با روش پیشنهادی کادیلی و مارکوف (۲۰۱۱)، ایستایی پسماندهای مدل PSTR برای تضمین سازگاری تخمین‌ها کافی است و مشکل رگرسیون کاذب برطرف می‌شود.

جدول (۱): آزمون وابستگی مقطعی مدل

کشورهای توسعه یافته						
پسرن CD		مقیاس شده پسرن		بروش-پاگان		متغیرها
ارزش احتمال	آماره‌ی آزمون	ارزش احتمال	آماره‌ی آزمون	ارزش احتمال	آماره‌ی آزمون	
۰/۰۰۰۰	۲۰/۲۷۷۰۴	۰/۰۰۰۰	۹۷/۱۴۰۹۲	۰/۰۰۰۰	۴۲۱۱/۳۱۱	LM
۰/۰۰۰۰	۶۳/۴۰۴۲۲	۰/۰۰۰۰	۱۴۱/۴۰۶۹	۰/۰۰۰۰	۵۸۲۶/۸۶۸	LCAR
۰/۰۰۰۰	۸۲/۱۱۶۷۵	۰/۰۰۰۰	۲۱۵/۳۷۸۳	۰/۰۰۰۰	۸۵۲۶/۵۷۰	LGDP
۰/۰۰۰۰	۲۱/۰۸۱۳۸	۰/۰۰۰۰	۴۸/۳۹۷۵۷	۰/۰۰۰۰	۲۴۳۲/۳۴۵	LBZSCORE
۰/۰۰۰۰	۲۴/۸۰۳۲۳	۰/۰۰۰۰	۸۵/۲۸۱۹۲	۰/۰۰۰۰	۳۷۷۸/۴۹۸	LATM
۰/۰۰۰۰	۵۵/۹۲۰۳۲	۰/۰۰۰۰	۱۳۳/۴۵۶۱	۰/۰۰۰۰	۵۳۶۷/۲۲۱	LFSD
کشورهای در حال توسعه						
پسرن CD		مقیاس شده پسرن		بروش-پاگان		متغیرها
ارزش احتمال	آماره‌ی آزمون	ارزش احتمال	آماره‌ی آزمون	ارزش احتمال	آماره‌ی آزمون	
۰/۰۰۰۰	۹۰/۵۶۷۷۲	۰/۰۰۰۰	۲۰۴/۶۸۰۲	۰/۰۰۰۰	۱۳۶۸۴/۳۵	LM
۰/۰۰۰۰	۱۳/۹۴۱۰۴	۰/۰۰۰۰	۱۵/۴۱۰۸۵	۰/۰۰۰۰	۵۹۹/۶۵۸۶	LCAR
۰/۰۰۰۰	۱۱۸/۶۹۰۵	۰/۰۰۰۰	۳۴۰/۷۳۷۰	۰/۰۰۰۰	۲۱۶۴۳/۳۹	LGDP
۰/۰۰۰۰	۶/۹۵۶۴۷۶	۰/۰۰۰۰	۵۶/۳۳۲۴۲	۰/۰۰۰۰	۵۰۰۶/۳۲۶	LBZSCORE
۰/۰۰۰۰	۴۴/۷۲۹۰۱	۰/۰۰۰۰	۴۵/۳۶۵۳۸	۰/۰۰۰۰	۱۶۲۵/۳۴۲	LATM
۰/۰۰۰۰	۸۱/۸۵۱۲	۰/۰۰۰۰	۱۶۴/۹۷۲۰	۰/۰۰۰۰	۱۱۳۴۶/۰۲	LFSD

منبع: یافته‌های تحقیق

۴-۲- آزمون‌های ایستایی متغیرها

ایستایی متغیرها یکی از مراحل ضروری پیش از هرگونه تخمین مدل‌های پانلی است؛ زیرا نایستایی سری‌های زمانی می‌تواند منجر به ایجاد رگرسیون‌های کاذب و نتایج نادرست شود. یک سری زمانی، وقتی ایستا است که میانگین، واریانس و کوواریانس آن در طول زمان ثابت باشد. با توجه به اینکه بسیاری از سری‌های زمانی اقتصادی به طور طبیعی نایستا هستند، استفاده از آزمون‌های ریشه واحد امری ضروری تلقی می‌شود.

آزمون‌های ریشه واحد پانلی نخستین بار توسط کوآه پایه‌گذاری شد و سپس توسط ایم، پسرن و شین^۱ و لوین، لین و چو^۲، کامل شد (آستریو^۳، ۲۰۰۶). در این پژوهش، ابتدا وابستگی مقطعی میان واحدها بررسی شد. نتایج آزمون بروش-پاگان و آزمون CD پسرن نشان داد که در داده‌ها وابستگی مقطعی وجود دارد. با توجه به محدودیت طول سری زمانی (۲۰ سال) و تعداد بالای مقاطع (۳۷ و ۵۹ کشور)، اجرای آزمون نسل دوم CIPS برای برخی متغیرها با خطای «عدم کفایت مشاهدات» مواجه شد و نتایج آن برای همه متغیرها قابل گزارش نبود. از این رو، همان‌گونه که در ادبیات مدل‌های

^۱ Im, Pesaran & Shin^۲ Levin, Lin & Chu^۳ Astriou (2006)

PSTR (مانند کادلی و مارکوف، ۲۰۱۱) توصیه شده است، معیار اصلی برای جلوگیری از رگرسیون کاذب ایستایی پسماندهای مدل است، نه لزوماً ایستایی تک‌تک متغیرها. خلاصه نتایج در هر دو مدل با حالت با عرض از مبدأ و متغیر روند در جدول (۲) آمده است.

جدول (۲): نتایج آزمون ریشه واحد (با عرض از مبدأ و متغیر روند)

آزمون IPS در سطح			متغیرها
در کشورهای توسعه یافته	در کشورهای در حال توسعه		
-۱/۵۰۷	-۲/۷۸۷	آماره t	LM
۰/۰۶۵۹	۰/۰۰۲	ارزش احتمال	
-۲/۹۱۵	-۰/۰۵۲	آماره t	LCAR
۰/۰۰۱۸	۰/۴۷۸	ارزش احتمال	
-۴/۲۰۱	-۱/۳۴۶	آماره t	LGDPP
۰/۰۰۰	۰/۰۸۹	ارزش احتمال	
-۴/۹۹۰	-۰/۳۸۴	آماره t	LBZSCORE
۰/۰۰۰	۰/۳۵۰	ارزش احتمال	
۱/۹۰۹	-۵/۱۴۶	آماره t	LATM
۰/۹۷۱	۰/۰۰۰	ارزش احتمال	
-۰/۴۵۰	-۲/۳۲۸	آماره t	LFSO
۰/۳۲۶	۰/۰۰۹	ارزش احتمال	

منبع: یافته‌های تحقیق

نتایج حاصل از آزمون IPS نشان می‌دهد که در کشورهای توسعه یافته متغیرهای سرمایه بانکی، رشد اقتصادی و ثبات مالی در سطح زیر ۰/۰۵ درصد ایستا می‌باشند. ولی متغیرهای خلق نقدینگی، شمول مالی و توسعه مالی دارای ریشه واحد هستند، یعنی نایستا می‌باشند. هم چنین نتایج بیانگر این است که در کشورهای در حال توسعه متغیرهای خلق نقدینگی، شمول مالی و توسعه مالی در سطح زیر ۰/۰۵ درصد ایستا می‌باشند. ولی متغیرهای سرمایه بانکی، رشد اقتصادی و ثبات مالی دارای ریشه واحد هستند، یعنی نایستا می‌باشند. وجود چنین متغیرهایی در مدل، منجر به ایجاد رگرسیون کاذب می‌شود. برای مقابله با این مشکل دو راه حل وجود دارد: (۱) تفاضل گیری، که با حذف اطلاعات سطح متغیرها باعث از بین رفتن روابط بلندمدت می‌شود و برای مدل سازی رابطه غیرخطی مناسب نیست. (۲) راه حل پیشنهادی توسط (کادلی و مارکوف^۱، ۲۰۱۱)، که تأکید دارد اگر پسماندهای خطی و غیرخطی مدل PSTR ایستا باشند، تخمین‌ها سازگار خواهند بود و مشکل رگرسیون کاذب حل می‌شود. در این مطالعه نیز، پسماندهای خطی و غیرخطی مدل استخراج شده و با استفاده از آزمون ریشه واحد ایم، شین و پسران ایستایی آن‌ها بررسی خواهد شد.

۳-۴- برآورد مدل و تفسیر نتایج

در این مطالعه، تابع انتقال استفاده شده در مدل PSTR، تابع لجستیکی پیوسته است که مقادیر آن بین صفر و یک محدود شده و رفتار غیرخطی متغیرها را بین رژیم‌های حدی مشخص می‌کند. پارامتر m تعداد حدهای آستانه‌ای در

^۱ Kadilli & Markov (2011)

تابع انتقال را نشان می‌دهد و بر اساس پیشنهاد گونزالز و همکاران (۲۰۰۵) و کولیتاز و هارولین (۲۰۰۶)، انتخاب $m=1$ یا $m=2$ برای پوشش انواع تغییرات رایج در ضرایب تخمینی کافی است. پارامتر r تعداد توابع انتقال را مشخص می‌کند که برای تصریح کامل رفتار غیرخطی داده‌ها به کار می‌رود و در اینجا $r=1$ لحاظ شده است. به پیروی از مباحث مطرح شده در فصل روش‌شناسی، ابتدا فرضیه صفر خطی بودن در مقابل فرضیه وجود الگوی PSTR، با در نظر گرفتن سرمایه‌نظارتی بانک به عنوان متغیر انتقال آزمون شده است. خروجی نرم افزار matlab برای آزمون مذکور در جدول (۳) برای دو دسته از کشورهای توسعه‌یافته و در حال توسعه نشان داده شده است. تمامی آماره‌های ضریب لاگرانژ والد، ضریب لاگرانژ فیشر و نسبت درست‌نمایی برای یک و دو حد آستانه‌ای ($m=1$) و ($m=2$)، وجود الگوی PSTR را در هر دو دسته از کشورهای توسعه‌یافته و در حال توسعه در سطح معناداری $\alpha = 0/05$ تأیید می‌کنند.

جدول (۳): آزمون وجود رابطه غیرخطی

نتایج کشورهای توسعه‌یافته					
حالت وجود یک حد آستانه‌ای ($m=1$)			حالت وجود دو حد آستانه‌ای ($m=2$)		
ضریب لاگرانژ والد	ضریب لاگرانژ فیشر	نسبت درست‌نمایی	ضریب لاگرانژ والد	ضریب لاگرانژ فیشر	نسبت درست‌نمایی
۹۹/۲۹۱ (۰/۰۰۰)	۲۸/۰۹۱ (۰/۰۰۰)	۱۰۹/۶۷۶ (۰/۰۰۰)	۱۱۲/۹۴۶ (۰/۰۰۰)	۱۶/۳۵۴ (۰/۰۰۰)	۱۲۶/۶۵۶ (۰/۰۰۰)
$H_0: r = 0$ vs $H_1: r = 1$					
نتایج کشورهای در حال توسعه					
حالت وجود یک حد آستانه‌ای ($m=1$)			حالت وجود دو حد آستانه‌ای ($m=2$)		
ضریب لاگرانژ والد	ضریب لاگرانژ فیشر	نسبت درست‌نمایی	ضریب لاگرانژ والد	ضریب لاگرانژ فیشر	نسبت درست‌نمایی
۷۹۰ ۳۳ (۰/۰۰۰)	۸/۰۱۲ (۰/۰۰۰)	۳۴/۷۷۹ (۰/۰۰۰)	۴۰/۰۸۶ (۰/۰۰۰)	۴/۷۷۰ (۰/۰۰۰)	۴۱/۴۸۷ (۰/۰۰۰)
$H_0: r = 0$ vs $H_1: r = 1$					

منبع: یافته‌های تحقیق

F بیانگر تعداد توابع انتقال است. مقادیر داخل پرانتز احتمال مربوط به هر آماره را نشان می‌دهند.

در ادامه باید وجود رابطه غیرخطی باقیمانده را به منظور تعیین تعداد توابع انتقال بررسی نمود. نتایج نشان می‌دهد که فرضیه صفر مبنی بر کفایت لحاظ نمودن یک تابع انتقال، در هر دو حالت یک و دو حد آستانه‌ای برای هر دو دسته از کشورهای توسعه‌یافته و در حال توسعه رد نشده است.

جدول (۴): آزمون وجود رابطه غیر خطی باقیمانده

نتایج کشورهای توسعه‌یافته					
حالت وجود یک حد آستانه‌ای (m=1)			حالت وجود دو حد آستانه‌ای (m=2)		
ضریب لاگرانژ والد	ضریب لاگرانژ فیشر	نسبت درست‌نمایی	ضریب لاگرانژ والد	ضریب لاگرانژ فیشر	نسبت درست‌نمایی
۵/۰۲۱ (۰/۲۸۵)	۱/۱۵۲ (۰/۳۳۱)	۵/۰۴۴ (۰/۲۸۳)	۱۲/۱۴۲ (۰/۱۴۵)	۱/۴۰۱ (۰/۱۹۴)	۱۲/۲۸۰ (۰/۱۳۹)
H0: r = 0 vs H1: r = 1					
نتایج کشورهای در حال توسعه					
حالت وجود یک حد آستانه‌ای (m=1)			حالت وجود دو حد آستانه‌ای (m=2)		
ضریب لاگرانژ والد	ضریب لاگرانژ فیشر	نسبت درست‌نمایی	ضریب لاگرانژ والد	ضریب لاگرانژ فیشر	نسبت درست‌نمایی
۱/۱۸۹۳ (۰/۵۲۷)	۰/۷۰۷ (۰/۵۸۸)	۳/۱۹۷ (۰/۵۲۵)	۹/۶۰۱ (۰/۲۹۴)	۱/۰۶۷ (۰/۳۸۵)	۹/۶۷۹ (۰/۲۸۸)
H0: r = 1 vs H1: r = 2					

منبع: یافته‌های تحقیق

F بیانگر تعداد توابع انتقال است. مقادیر داخل پرانتز احتمال مربوط به هر آماره را نشان می‌دهند.

پس از بررسی غیرخطی بودن و مشخص نمودن تعداد توابع انتقال برای تصریح صحیح مدل، اکنون باید حالت بهینه تعداد حد آستانه‌ای برآورد شده و با مقایسه معیارهای شوارتز و آکائیک به پیروی از جود (۲۰۱۰) مدل بهینه انتخاب خواهد شد. نتایج جدول (۵) نشان می‌دهد که براساس معیارهای شوارتز و آکائیک، انتخاب مدل براساس حداقل مقدار، مدل PSTR با یک حد آستانه‌ای در هر دو گروه از کشورهای توسعه‌یافته و در حال توسعه انتخاب خواهد شد.

جدول (۵): تعیین تعداد مکان‌های آستانه‌ای در یک تابع انتقال

نتایج کشورهای توسعه‌یافته			
	مجموع مجذور باقیمانده‌ها	BIC معیار شوارتز	AIC معیار آکائیک
m=1	۶/۷۳۰	-۴/۵۹۵	-۴/۶۵۸
m=2	۶/۷۱۳	-۴/۵۸۸	-۴/۶۵۶
نتایج کشورهای در حال توسعه			
	مجموع مجذور باقیمانده‌ها	BIC معیار شوارتز	AIC معیار آکائیک
m=1	۵/۹۷۳	-۵/۲۱۳	-۵/۲۵۷
m=2	۵/۹۹۲	-۵/۲۰۹	-۵/۲۵۶

منبع: یافته‌های تحقیق

F بیانگر تعداد توابع انتقال است. مقادیر داخل پرانتز احتمال مربوط به هر آماره را نشان می‌دهند.

پس از تعیین تعداد توابع انتقال و حد آستانه‌ای بهینه، یک مدل دو رژیمی برآورد می‌شود، که نتایج حاصل از برآورد مدل برای هر دو گروه از کشورهای توسعه یافته و در حال توسعه در جدول (۶) ارائه شده است. در مدل PSTR، ضرایب تخمینی به دو بخش خطی و غیرخطی تقسیم می‌شوند. بخش خطی شامل متغیرهایی است که اثر آن‌ها مستقل از مقدار متغیر انتقال و تابع انتقال بوده و مشابه رگرسیون خطی سنتی عمل می‌کنند. بخش غیرخطی شامل متغیرهایی است که تحت تأثیر تابع انتقال (تابع لجستیکی) قرار دارند و میزان اثر آن‌ها با توجه به مقدار متغیر انتقال و پارامتر شیب γ به صورت پیوسته تغییر می‌کند. به عبارت دیگر، بخش غیرخطی نشان‌دهنده تغییرات ضرایب در طول رژیم‌های مختلف سرمایه نظارتی بانک است، در حالی که بخش خطی اثر ثابت متغیرها را در کل دامنه متغیر انتقال ارائه می‌دهد. در جدول (۶)، ضرایب هر بخش به صورت جداگانه گزارش شده و مکان وقوع تغییر رژیم (C) و پارامتر شیب γ نقش تعیین‌کننده‌ای در شدت تغییرات بخش غیرخطی دارند.

جدول (۶): نتایج برآورد مدل PSTR

نتایج کشورهای توسعه یافته			
قسمت خطی مدل		قسمت غیرخطی مدل	
LGDP	-۰/۱۶۴۲ (-۶/۰۱۲۵)	LGDP	۰/۰۶۸۶ (۲/۰۱۳۵)
LBZSCORE	-۰/۰۶۰۴ (-۲/۶۴۸۰)	LBZSCORE	۰/۰۲۲۷ (۰/۵۳۴۷)
LATM	۰/۵۴۶۵ (۱۲/۴۶۵۶)	LATM	-۰/۶۴۸۶ (-۷/۷۳۴۷)
LFS	۰/۷۲۰۲ (۱۳/۱۵۰)	LFS	۰/۳۹۷۳ (۴/۹۷۲۰)
C = آنتی لگاریتم $20/15394$ = مکان وقوع تغییر رژیم $3/0.34$			
$\gamma = 7/4897$ پارامتر شیب			
نتایج کشورهای در حال توسعه			
قسمت خطی مدل		قسمت غیرخطی مدل	
LGDP	-۰/۱۸۵۲ (-۲/۸۳۹۷)	LGDP	-۰/۰۵۹۴ (۲/۵۵۰۶)
LBZSCORE	-۰/۰۰۵۵ (-۰/۳۸۸۰)	LBZSCORE	-۰/۰۶۹۷ (-۲/۴۱۳۱)
LATM	۰/۱۷۰۷ (۸/۲۷۳۰)	LATM	-۰/۰۳۰۳ (-۱/۱۷۷۱)
LFS	۰/۸۳۹۴ (۱۹/۶۲۱۴)	LFS	۰/۱۷۴۸ (۳/۳۷۷۴)
C = آنتی لگاریتم $20/0.0536$ = مکان وقوع تغییر رژیم $2/996$			
$\gamma = 16/50.3$ پارامتر شیب			

منبع: یافته‌های تحقیق

بر اساس نتایج حاصل از تخمین مدل، پارامتر شیب که بیانگر سرعت تعدیل از یک رژیم به رژیم دیگر است، که در کشورهای توسعه یافته معادل سرعت تعدیل $7/4897$ است و مکان وقوع تغییر رژیم نیز $3/0.34$ به دست آمده که

مقدار آنتی‌لگاریتم آن معادل ۲۰/۱۵۳۹۴ است. لذا تا زمانی که سرمایه نظارتی بانک کمتر از ۲۰/۱۵۳۹۴ باشد، رفتار متغیرها در کشورهای توسعه‌یافته مطابق رژیم اول خواهد بود و در صورتی که این مقدار از ۲۰/۱۵۳۹۴ تجاوز کند، مطابق رژیم دوم است.

در کشورهای در حال توسعه هم معادل سرعت تعدیل ۱۶/۵۰۳ است و مکان وقوع تغییر رژیم نیز ۳/۰۳۴ به دست آمده که مقدار آنتی‌لگاریتم آن معادل ۲۰/۰۵۳۶ است. لذا تا زمانی که سرمایه نظارتی بانک کمتر از ۲۰/۰۵۳۶ باشد، رفتار متغیرها در کشورهای در حال توسعه مطابق رژیم اول خواهد بود و در صورتی که این مقدار از ۲۰/۰۵۳۶ تجاوز کند، مطابق رژیم دوم است.

رژیم حدی اول متناظر با حالتی است که پارامتر شیب به سمت بی‌نهایت میل می‌کند و مقدار متغیر انتقال کمتر از حد آستانه‌ای (محل وقوع تغییر رژیم) است، که در این حالت تابع انتقال مقدار عددی صفر دارد و مدل به صورت زیر تصریح می‌شود:

در کشورهای توسعه‌یافته

$$LM=C-0.6142LGDPP-0.0604LBZSCORE+0.5465LATM+0.7202LFSD$$

در کشورهای در حال توسعه

$$LM=C-0.1882LGDPP-0.0055LBZSCORE+0.1707LATM+0.8394LFSD$$

رژیم حدی دوم نیز متناظر با حالتی است که پارامتر شیب به سمت بی‌نهایت میل می‌کند، اما مقدار متغیر انتقال (سرمایه نظارتی بانک) بزرگ‌تر از حد آستانه‌ای است، که در این حالت تابع انتقال مقدار عددی یک دارد و مدل در این رژیم به صورت زیر تصریح می‌شود:

در کشورهای توسعه‌یافته

$$LM=C-0.5456LGDPP-0.0377LBZSCORE-0.1021LATM+1.1175LFSD$$

در کشورهای در حال توسعه

$$LM=C-0.6446LGDPP-0.0752LBZSCORE+0.1404LATM+1.0142LFSD$$

در کشورهای توسعه‌یافته همه متغیرها در مدل خطی در سطح معنی‌داری ۵ درصد معنی‌دار هستند و در مدل غیرخطی هم همه متغیرها بجز متغیر ثبات مالی در سطح معنی‌داری ۵ درصد معنی‌دار می‌باشند.

در کشورهای در حال توسعه هم همه متغیرها بجز متغیر ثبات مالی در مدل خطی در سطح معنی‌داری ۵ درصد معنی‌دار هستند و در مدل غیرخطی نیز همه متغیرها بجز متغیر شمول مالی در سطح معنی‌داری ۵ درصد معنی‌دار می‌باشند. با توجه به ناپایداری متغیرهای مدل، برای جلوگیری از رگرسیون کاذب، ایستایی پسماندهای مدل بررسی شد. نتایج آزمون ریشه واحد IPS در جدول (۷) نشان می‌دهد که پسماندهای بخش خطی و غیرخطی مدل در سطح ۱ درصد ایستا هستند.

جدول (۸): نتایج آزمون مانایی پسماندها

کشورهای توسعه‌یافته		
	آماره آزمون در سطح	ارزش احتمال
پسماندهای قسمت خطی	-۱/۷۵۸	۰/۰۳۹۳
پسماندهای قسمت غیرخطی	-۱/۹۵۳	۰/۰۲۵۴

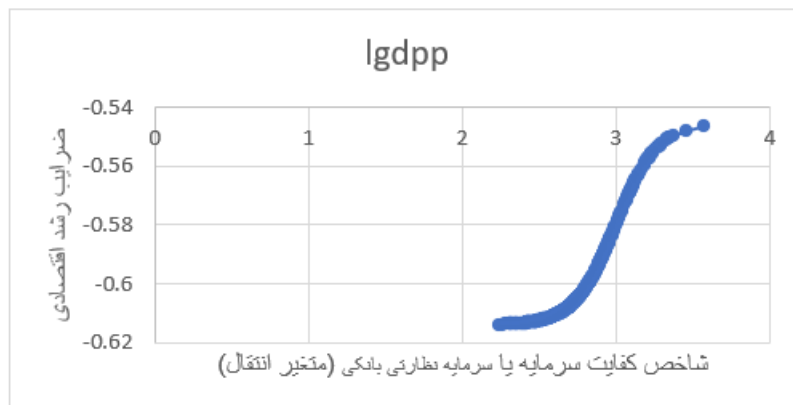
کشورهای در حال توسعه		
	آماره آزمون در سطح	ارزش احتمال
پسماندهای قسمت خطی	-۱/۸۲۴	۰/۰۳۹۳
پسماندهای قسمت غیرخطی	-۳/۳۰۶	۰/۰۰۰

منبع: یافته‌های تحقیق

با توجه به اینکه ضرایب متغیرها برای کشورهای مختلف و در طول زمان یکسان نیستند و براساس مقدار متغیر انتقال (سرمایه نظارتی بانک) و پارامتر شیب تغییر می‌کنند. بنابراین مقدار عددی ضرایب ارائه شده در جدول (۶) را نمی‌توان مستقیماً تفسیر نمود و تنها باید علامت‌ها را مورد تجزیه و تحلیل قرار داد.

همان‌طور که بیان شد، چون این ضرایب برای دو حالت حدی تابع انتقال بدست آمده و در عمل رفتار متغیرها مابین این دو رژیم قرار می‌گیرند، پس به منظور ارائه درک روشن‌تری از نتایج به دست آمده، ضرایب تخمینی هر یک از متغیرها با توجه به سطوح مختلف متغیر انتقال و پارامتر شیب محاسبه و در نمودارهای (۱) تا (۴) برای کشورهای توسعه‌یافته و نمودارهای (۵) تا (۸) برای کشورهای در حال توسعه ترسیم شده‌اند.

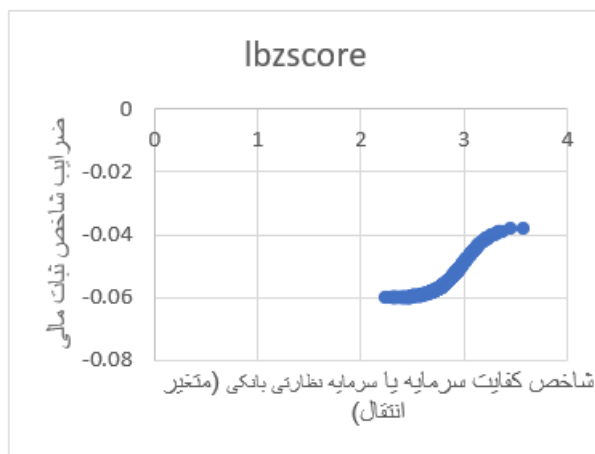
نمودار (۱) در رژیم اول بر تأثیرگذاری منفی و معنی‌دار رشد اقتصادی بر خلق نقدینگی در کشورهای توسعه‌یافته دلالت می‌کند. که با عبور از حد آستانه‌ای و ورود به رژیم دوم، این اثر منفی بر خلق نقدینگی کاهش یافته، اما همچنان منفی است این اثر را این‌گونه می‌توان استدلال نمود که در رژیم اول و در سطح پایین سرمایه نظارتی بانک‌ها، فشارهای اقتصادی مانند کاهش تقاضا، کاهش فعالیت‌های تولیدی و کاهش میزان مصرف می‌تواند منجر به کاهش سرعت گردش نقدینگی شود. در این شرایط، بانک‌ها ممکن است به دلیل عدم اطمینان اقتصادی و ریسک‌های موجود، تمایلی به اعطای اعتبار نداشته باشند و این امر در کاهش خلق نقدینگی تأثیر گذارد. در رژیم دوم، با عبور از حد آستانه‌ای و افزایش نظارت‌ها یا تغییرات ساختاری، اثر منفی رشد اقتصادی بر خلق نقدینگی کاهش می‌یابد زیرا بانک‌ها ممکن است از نظر سرمایه‌ای مقاوم‌تر شده و توانایی بیشتری در جذب و توزیع نقدینگی پیدا کنند. با این حال، هنوز این اثر منفی باقی می‌ماند زیرا رشد اقتصادی ممکن است همچنان با چالش‌هایی مانند رکود یا بی‌ثباتی مواجه باشد که به کاهش تمایل به وام‌دهی و خلق نقدینگی منجر می‌شود، که این نتایج در سطح بالای سرمایه نظارتی بانک (که رشد اقتصادی باعث افزایش خلق نقدینگی می‌شود)، تأییدکننده "فرضیه جذب ریسک" مطرح شده توسط برگر و بوومن (۲۰۰۹) است، که فرضیه «جذب ریسک» این باور را تقویت می‌کند که سرمایه بالاتر، خلق نقدینگی را ارتقا می‌دهد.



نمودار (۱): ضرایب شاخص رشد اقتصادی (متغیر انتقال لگاریتم شاخص کفایت سرمایه یا سرمایه نظارتی بانک) در کشورهای توسعه یافته

منبع: یافته‌های تحقیق

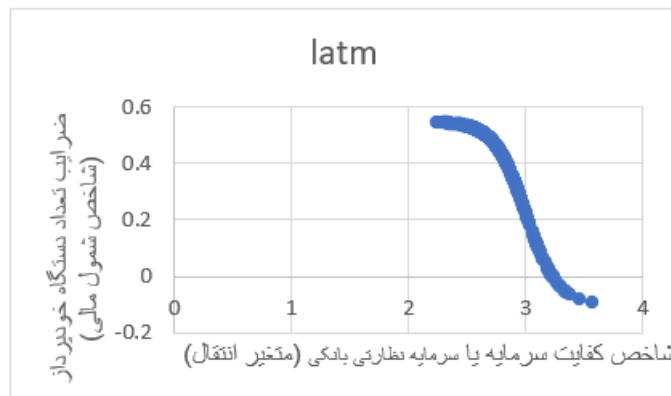
نمودار (۲) تأثیر ضرایب ثبات مالی بر خلق نقدینگی در کشورهای توسعه یافته را نشان می‌دهد، نتایج نشان می‌دهد که در سطح پایین سرمایه نظارتی بانک و رژیم اول، افزایش ثبات مالی موجب کاهش خلق نقدینگی می‌شود و اثر منفی بر آن دارد، که با عبور از حد آستانه‌ای و ورود به رژیم دوم، این اثر بر خلق نقدینگی کاهش یافته، اما همچنان منفی است. این اثر را این چنین می‌توان استدلال کرد که در رژیم اول و زمانی که سرمایه نظارتی بانک‌ها پایین است، بانک‌ها ممکن است به دلیل ضعف در تأمین منابع مالی و فشارهای اقتصادی، با محدودیت‌هایی در اعطای وام و خلق نقدینگی مواجه شوند. در این شرایط، به‌ویژه در زمان بحران‌های اقتصادی، تلاش برای حفظ ثبات مالی بانک‌ها می‌تواند به کاهش تمایل آن‌ها برای گسترش اعتبار و نقدینگی منجر شود. در این رژیم، بانک‌ها به دلیل ریسک‌های بالاتر و نیاز به ایجاد ذخایر بیشتر برای پوشش نوسانات اقتصادی و ریسک‌های سیستمیک، ممکن است تمایل کمتری به خلق نقدینگی داشته باشند. این امر باعث می‌شود که رابطه‌ای منفی و معنی‌دار بین ثبات مالی و خلق نقدینگی مشاهده شود. با عبور از حد آستانه و ورود به رژیم دوم، که در آن سرمایه‌گذاری نظارتی بانک‌ها بیشتر شده و سیستم مالی از ثبات بیشتری برخوردار است، این اثر منفی کاهش می‌یابد. زیرا در این مرحله، بانک‌ها می‌توانند با سرمایه‌گذاری‌های نظارتی مناسب‌تر و ثبات مالی بیشتر، به خلق نقدینگی ادامه دهند. اما همچنان این اثر منفی باقی می‌ماند زیرا، حتی در رژیم دوم، افزایش تدابیر نظارتی و محدودیت‌های سرمایه‌ای می‌تواند برخی از بانک‌ها را از اعطای وام‌های پرریسک و افزایش نقدینگی بازدارد. بنابراین، این اثر منفی می‌تواند به این دلیل باشد که افزایش سرمایه‌گذاری نظارتی، اگرچه موجب کاهش ریسک‌ها می‌شود، اما همچنان محدودیت‌هایی در فرآیند خلق نقدینگی ایجاد می‌کند، که این نتایج نیز "فرضیه جذب ریسک" مطرح شده توسط برگر و بوومن (۲۰۰۹) را تأیید می‌کند و با مطالعه گوپتا و همکاران (۲۰۲۳) و مبانی نظری سازگار است.



نمودار (۲): ضرایب شاخص ثبات مالی (متغیر انتقال لگاریتم شاخص کفایت سرمایه یا سرمایه نظارتی بانک) در کشورهای توسعه یافته

منبع: یافته‌های تحقیق

نمودار (۳) تأثیر ضرایب شمول مالی بر خلق نقدینگی را نشان می‌دهد. نتایج حاکی از آنست که افزایش تعداد دستگاه‌های خودپرداز (شاخص شمول مالی) در سطح پایین سرمایه نظارتی بانک و رژیم اول اثر مثبت بر خلق نقدینگی در کشورهای توسعه یافته دارد، اما این تأثیر با عبور از حد آستانه‌ای و در رژیم دوم کاهش یافته و منفی شده است، که این اثر را می‌توان به این صورت استدلال کرد که در رژیم اول، که سطح پایین سرمایه‌گذاری نظارتی بانک‌ها وجود دارد، افزایش شمول مالی و دسترسی به خدمات بانکی می‌تواند به راحتی و تسریع در جریان نقدینگی کمک کند. تعداد بیشتر دستگاه‌های خودپرداز و دسترسی بهتر به خدمات بانکی به مردم این امکان را می‌دهد که به راحتی از نقدینگی استفاده کرده و آن را در چرخه اقتصادی به جریان ببندازند. این امر به نوبه خود باعث رشد خلق نقدینگی در سیستم بانکی می‌شود، چرا که بانک‌ها قادر به افزایش عرضه پول و وام‌دهی به مشتریان هستند. اما با عبور از حد آستانه‌ای و ورود به رژیم دوم، که در آن نظارت‌ها و سرمایه‌گذاری‌های بانکی بهبود یافته است، این اثر تغییر می‌کند. در این رژیم، ممکن است با افزایش نظارت‌های مالی و محدودیت‌های سرمایه‌ای، بانک‌ها ترجیح دهند که احتیاط بیشتری در اعطای وام‌ها و خلق نقدینگی داشته باشند. به علاوه، شمول مالی بیشتر ممکن است به دلیل افزایش تراکنش‌های مالی و تبادلات نقدی، منجر به افزایش ریسک‌های نظارتی و نیاز به ذخایر بیشتر شود، که در نهایت بر خلق نقدینگی تأثیر منفی می‌گذارد. در این مرحله، با افزایش تعداد دستگاه‌های خودپرداز و تسهیل دسترسی به خدمات بانکی، حجم نقدینگی ممکن است تحت فشار قرار گیرد، زیرا بانک‌ها مجبور می‌شوند به‌طور محتاطانه‌تری در رابطه با اعطای وام و مدیریت نقدینگی عمل کنند. بنابراین، در رژیم دوم، این اثر به تدریج کاهش یافته و به سمت اثر منفی تمایل پیدا می‌کند. که این نتایج در سطح بالای سرمایه نظارتی بانک (شمول مالی باعث کاهش خلق نقدینگی می‌شود)، تأییدکننده "فرضیه شکنندگی مالی" مطرح شده توسط برگر و بوومن (۲۰۰۹) است که فرضیه "شکنندگی مالی" فرض می‌کند که سرمایه بیشتر بانکی به خلق نقدینگی آسیب می‌زند و سرمایه بانک مانع خلق نقدینگی می‌شود.

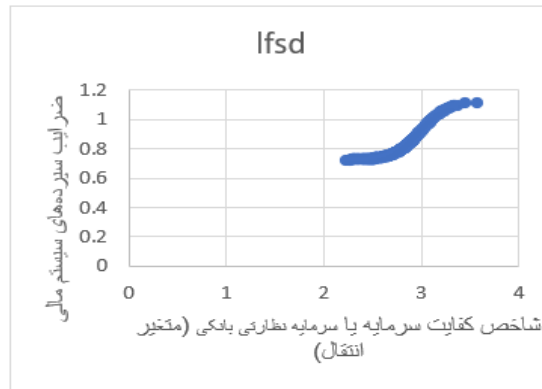


نمودار (۳): ضرایب شاخص شمول مالی (متغیر انتقال لگاریتم شاخص کفایت سرمایه یا سرمایه نظارتی بانک)

در کشورهای توسعه یافته

منبع: یافته‌های تحقیق

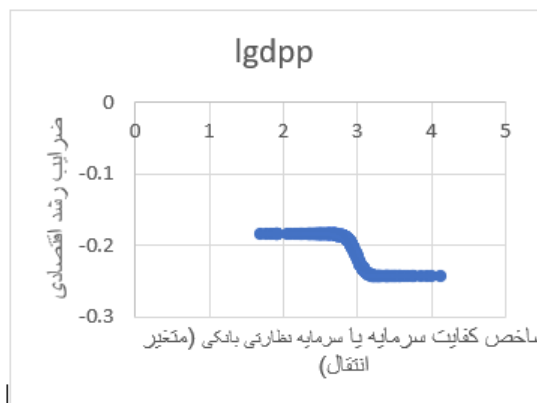
در نمودار (۴) ضرایب تأثیرگذاری شاخص توسعه مالی (سپرده‌های سیستم مالی) بر خلق نقدینگی به ازای سطوح مختلف متغیر انتقال ارائه شده است. همان‌طور که مشاهده می‌شود سپرده‌های سیستم مالی در هر دو رژیم و قبل و بعد از حد آستانه‌ای (سطح پایین و بالای سرمایه نظارتی بانک) اثر مثبت و معنی‌دار بر خلق نقدینگی در کشورهای توسعه یافته دارد. این اثر را این چنین می‌توان استدلال نمود که در سطح پایین سرمایه نظارتی بانک (رژیم اول)، بانک‌ها معمولاً محدودیت‌های کمتری از نظر نسبت ذخایر و الزامات سرمایه‌ای دارند. بنابراین، هنگامی که سپرده‌های بیشتری وارد سیستم مالی می‌شود، بانک‌ها قادر خواهند بود منابع بیشتری را به وام‌دهی اختصاص دهند و این فرآیند به خلق نقدینگی در اقتصاد منجر می‌شود. با توجه به اینکه نظارت‌های کمتری بر بانک‌ها وجود دارد، آنها می‌توانند به راحتی از منابع سپرده‌ها برای ایجاد اعتبار و افزایش نقدینگی استفاده کنند. با عبور از حد آستانه‌ای و ورود به رژیم دوم (در سطح بالای سرمایه نظارتی بانک)، بانک‌ها تحت نظارت سخت‌گیرانه‌تری قرار دارند و مجبورند ذخایر بیشتری را نسبت به سپرده‌های خود نگه دارند. با این حال، حتی در این رژیم نیز، افزایش سپرده‌ها باعث می‌شود که بانک‌ها منابع بیشتری برای اعطای وام‌های جدید داشته باشند، زیرا سپرده‌ها به عنوان منبعی برای تأمین اعتبار عمل می‌کنند. اگرچه محدودیت‌های نظارتی بیشتر است، اما این سپرده‌ها همچنان به بانک‌ها این امکان را می‌دهند که با رعایت الزامات نظارتی، به خلق نقدینگی ادامه دهند، که این نتایج هم در سطح بالای سرمایه نظارتی بانک (که توسعه مالی باعث افزایش خلق نقدینگی می‌شود) "فرضیه جذب ریسک" مطرح شده توسط برگر و بوومن (۲۰۰۹) را تأیید می‌کند و با مطالعه گوپتا و همکاران (۲۰۲۳) و انتظارات تئوریک سازگار است.



نمودار (۴): ضرایب شاخص توسعه مالی (متغیر انتقال لگاریتم شاخص کفایت سرمایه یا سرمایه نظارتی بانک) در کشورهای توسعه یافته

منبع: یافته‌های تحقیق

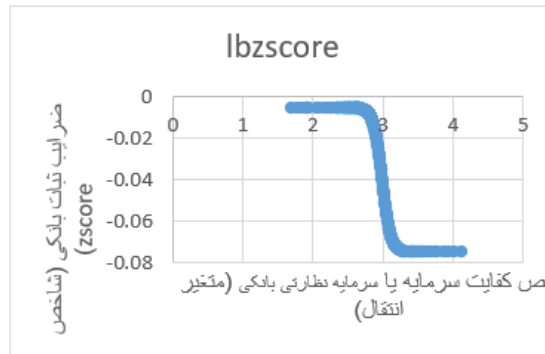
نمودار (۵) تأثیر ضرایب رشد اقتصادی بر خلق نقدینگی در کشورهای در حال توسعه را نشان می‌دهد، نتایج حاکی از آن است که افزایش رشد اقتصادی در هر دو سطح پایین و بالای سرمایه نظارتی بانک (رژیم اول و رژیم دوم) موجب کاهش خلق نقدینگی در کشورهای در حال توسعه می‌شود این اثر را این گونه می‌توان استدلال کرد که در سطح پایین سرمایه نظارتی (رژیم اول)، زمانی که رشد اقتصادی افزایش می‌یابد، تقاضا برای پول و خدمات مالی افزایش می‌کند. این افزایش تقاضا ممکن است بانک‌ها را مجبور کند که سیاست‌های سختگیرانه‌تری برای کنترل تورم و مدیریت نقدینگی اتخاذ کنند. به عبارت دیگر، در شرایط رشد اقتصادی بالا، بانک‌ها ممکن است به دلیل افزایش تقاضای عمومی، تصمیم بگیرند که روند خلق نقدینگی را محدود کنند تا از بروز مشکلات اقتصادی مانند تورم جلوگیری کنند. بنابراین، افزایش رشد اقتصادی می‌تواند منجر به کاهش سرعت خلق نقدینگی شود، حتی در شرایطی که بانک‌ها تحت فشار کمتری برای رعایت مقررات نظارتی هستند. در سطح بالای سرمایه نظارتی (رژیم دوم) هم، زمانی که رشد اقتصادی افزایش می‌یابد، بانک‌ها ممکن است تمایل بیشتری به افزایش ذخایر خود و کاهش خلق نقدینگی داشته باشند تا از ایجاد حباب‌های اقتصادی یا نوسانات بزرگ در بازار جلوگیری کنند. در این شرایط، بانک‌ها ممکن است منابع خود را به جای گسترش و ایجاد نقدینگی بیشتر، برای تقویت سرمایه‌گذاری‌های ایمن‌تر و کاهش ریسک‌های مالی حفظ کنند. بنابراین، حتی در شرایط رشد اقتصادی بالا، خلق نقدینگی در این رژیم‌ها ممکن است کاهش یابد. که این نتایج در سطح بالای سرمایه نظارتی بانک (که رشد اقتصادی باعث کاهش خلق نقدینگی می‌شود)، تأییدکننده "فرضیه شکنندگی مالی" مطرح شده توسط برگر و بوومن (۲۰۰۹) است که فرضیه "شکنندگی مالی" فرض می‌کند که سرمایه بیشتر بانکی به خلق نقدینگی آسیب می‌زند و سرمایه بانک مانع خلق نقدینگی می‌شود.



نمودار (۵): ضرایب شاخص رشد اقتصادی (متغیر انتقال لگاریتم شاخص کفایت سرمایه یا سرمایه نظارتی بانک) در کشورهای در حال توسعه

منبع: یافته‌های تحقیق

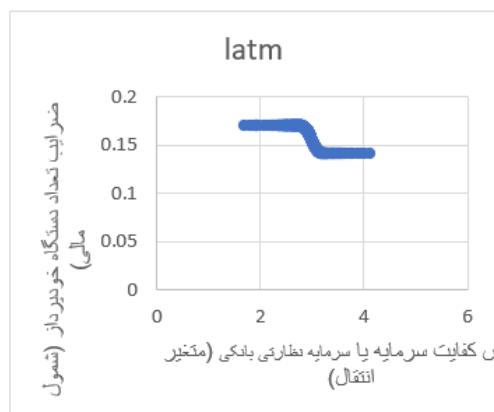
نمودار (۶) تأثیر ضرایب ثبات مالی بر خلق نقدینگی در کشورهای در حال توسعه را نشان می‌دهد. نتایج حاکی از آنست که افزایش ثبات مالی در هر دو سطح پایین و بالای سرمایه نظارتی بانک (رژیم اول و رژیم دوم) موجب کاهش خلق نقدینگی در کشورهای در حال توسعه می‌شود این اثر را این گونه می‌توان بیان کرد که در سطح پایین سرمایه نظارتی (رژیم اول)، وقتی ثبات مالی افزایش می‌یابد، بانک‌ها به دلیل اینکه می‌خواهند از بروز بحران‌های مالی جلوگیری کنند، تمایل دارند که سیاست‌های احتیاطی بیشتری را در پیش بگیرند. این سیاست‌ها ممکن است شامل محدود کردن میزان اعتبارات اعطایی یا تقویت ذخایر خود برای مواجهه با نوسانات اقتصادی باشد. بنابراین، افزایش ثبات مالی باعث می‌شود بانک‌ها از ایجاد نقدینگی اضافی جلوگیری کنند و در نتیجه خلق نقدینگی کاهش یابد. در سطح بالای سرمایه نظارتی (رژیم دوم) هم، با افزایش ثبات مالی، بانک‌ها به دلیل نظارت شدیدتر و الزامات سرمایه‌ای بالا، بیشتر تمایل دارند که به جای افزایش نقدینگی، سیاست‌های احتیاطی را اتخاذ کنند. در این شرایط، بانک‌ها به‌طور معمول منابع خود را برای تقویت سرمایه و پوشش ریسک‌های احتمالی حفظ می‌کنند تا از نوسانات و بحران‌های مالی جلوگیری کنند. بنابراین، افزایش ثبات مالی در این شرایط می‌تواند موجب کاهش خلق نقدینگی شود، زیرا بانک‌ها مجبور می‌شوند منابع خود را محدودتر نگه دارند، که این نتایج در سطح بالای سرمایه نظارتی بانک (که ثبات مالی باعث کاهش خلق نقدینگی می‌شود) نیز "فرضیه شکنندگی مالی" مطرح شده توسط برگر و بوومن (۲۰۰۹) را تأیید می‌کند.



نمودار (۶): ضرایب شاخص ثبات مالی (متغیر انتقال لگاریتم شاخص کفایت سرمایه یا سرمایه نظارتی بانک) در کشورهای در حال توسعه

منبع: یافته‌های تحقیق

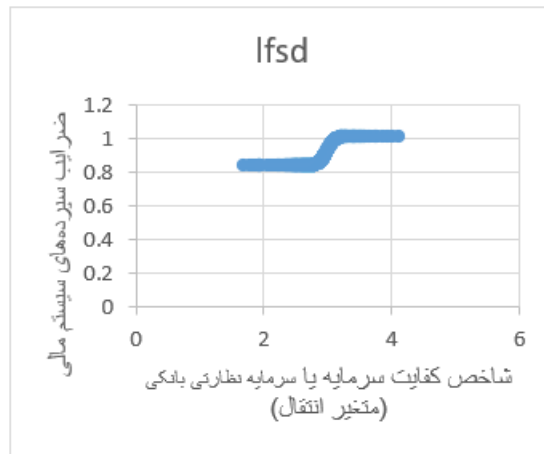
نمودار (۷) نشان می‌دهد که افزایش تعداد دستگاه‌های خودپرداز (شاخص شمول مالی) در رژیم اول و سطح پایین سرمایه نظارتی بانک موجب افزایش خلق نقدینگی در کشورهای در حال توسعه می‌شود که با عبور از حد آستانه‌ای و ورود به رژیم دوم این اثر کاهش یافته اما همچنان مثبت است. این اثر را این گونه می‌توان استدلال کرد که در شرایط اولیه و سطح پایین سرمایه نظارتی بانک، هر دستگاه خودپرداز، یک نقطه دسترسی به نقدینگی است که به مردم این امکان را می‌دهد که سریع‌تر و راحت‌تر به پول نقد دسترسی پیدا کنند. این امر می‌تواند باعث افزایش گردش پول و در نتیجه افزایش نقدینگی در اقتصاد شود. با این حال، زمانی که وارد رژیم دوم می‌شویم و سطح سرمایه نظارتی بانک‌ها افزایش می‌یابد، بانک‌ها تحت نظارت بیشتری قرار می‌گیرند و الزامات سختگیرانه‌تری برای حفظ نقدینگی و رعایت استانداردهای مالی وجود دارد. در این حالت، تأثیر تعداد دستگاه‌های خودپرداز بر خلق نقدینگی ممکن است کاهش یابد زیرا محدودیت‌های نظارتی و قوانین جدید باعث می‌شوند که بانک‌ها بیشتر به کنترل و کاهش خلق نقدینگی توجه کنند. با این حال، اثر همچنان مثبت باقی می‌ماند، زیرا دستگاه‌های خودپرداز همچنان به تسهیل دسترسی به نقدینگی و گردش پول (اگرچه در سطحی محدودتر و تحت نظارت دقیق‌تر) کمک می‌کنند، که این نتایج در سطح بالای سرمایه نظارتی بانک (که شمول مالی باعث کاهش خلق نقدینگی می‌شود) نیز تأییدکننده "فرضیه شکنندگی مالی" مطرح شده توسط برگر و بوومن (۲۰۰۹) است.



نمودار (۷): ضرایب شاخص شمول مالی (متغیر انتقال لگاریتم شاخص کفایت سرمایه یا سرمایه نظارتی بانک) در کشورهای در حال توسعه

منبع: یافته‌های تحقیق

در نمودار (۸) ضرایب تأثیرگذاری سپرده‌های سیستم مالی (شاخص توسعه مالی) بر خلق نقدینگی به ازای سطوح مختلف متغیر انتقال ارائه شده است. همان‌طور که مشاهده افزایش سپرده‌های سیستم مالی در هر دو سطح پایین و بالای سرمایه نظارتی بانک (رژیم اول و رژیم دوم) موجب افزایش خلق نقدینگی در کشورهای در حال توسعه می‌شود. این اثر را این‌گونه می‌توان استدلال کرد که در سطح پایین سرمایه نظارتی (رژیم اول)، بانک‌ها معمولاً تحت نظارت و مقررات کم‌تری قرار دارند و ظرفیت بیشتری برای استفاده از سپرده‌ها در جهت ایجاد اعتبار و خلق نقدینگی دارند. هنگامی که سپرده‌های سیستم مالی افزایش می‌یابد، بانک‌ها می‌توانند این منابع اضافی را به اعتباردهی به افراد و کسب و کارها اختصاص دهند. با گسترش اعتبارات، خلق نقدینگی به‌طور طبیعی افزایش می‌یابد زیرا بانک‌ها برای حمایت از این اعتبارات، پول جدیدی را وارد سیستم می‌کنند. بنابراین، افزایش سپرده‌ها به دلیل ظرفیت بالای بانک‌ها برای تبدیل این سپرده‌ها به اعتبار و در نتیجه خلق نقدینگی بیشتر، باعث رشد نقدینگی در اقتصاد می‌شود. در سطح بالای سرمایه نظارتی (رژیم دوم)، بانک‌ها تحت نظارت‌های سختگیرانه‌تر و مقررات دقیق‌تری قرار دارند و ممکن است نیاز به حفظ نسبت‌های بالاتری از ذخایر و سرمایه نسبت به سپرده‌های جمع‌آوری شده داشته باشند. با این حال، حتی در این شرایط، افزایش سپرده‌ها همچنان به افزایش خلق نقدینگی منجر می‌شود. چرا که هنگامی که بانک‌ها سپرده بیشتری دریافت می‌کنند، می‌توانند بخشی از این سپرده‌ها را به‌عنوان اعتبار به بازار ارائه دهند (در حالی که همچنان مقررات سرمایه‌ای را رعایت می‌کنند). در این حالت، گرچه ممکن است بانک‌ها به دلیل نظارت بیشتر قادر به خلق نقدینگی به همان میزان در مقایسه با وضعیت پایین‌تر سرمایه نظارتی نباشند، اما همچنان افزایش سپرده‌ها به‌عنوان یک عامل اصلی در فرآیند خلق نقدینگی عمل می‌کند، که این نتایج در سطح بالای سرمایه نظارتی بانک (که توسعه مالی باعث افزایش خلق نقدینگی می‌شود) هم تأییدکننده "فرضیه جذب ریسک" مطرح شده توسط برگر و بوومن (۲۰۰۹) است و با مطالعه گوپتا و همکاران (۲۰۲۳) و انتظارات تئوریک سازگار است.



نمودار (۸): ضرایب شاخص توسعه مالی (متغیر انتقال لگاریتم شاخص کفایت سرمایه یا سرمایه نظارتی بانک) در کشورهای در حال توسعه

منبع: یافته‌های تحقیق

همان‌طور که انتظار می‌رود، انتخاب LCAR به‌عنوان متغیر انتقال موجب می‌شود که اثر این متغیر به‌صورت مستقیم در معادله ظاهر نشود. اثر سرمایه بانکی از طریق تفاوت ضرایب متغیرهای مدل در دو رژیم شناسایی می‌شود و این امر مطابق روش‌شناسی استاندارد PSTR است. نتایج نشان می‌دهد که تغییر LCAR از رژیم اول به دوم موجب تغییر رفتار متغیرهای توضیحی و بنابراین تغییر ساختار خلق نقدینگی می‌گردد.

۵- نتیجه‌گیری و پیشنهادات

این مطالعه به بررسی تأثیر آستانه‌ای سرمایه بانک بر خلق نقدینگی در ۵۹ کشور در حال توسعه و ۳۷ کشور توسعه‌یافته در دو مدل مجزا طی دوره ۲۰۰۴-۲۰۲۳ پرداخته است. برای این منظور از مدل رگرسیونی انتقال ملایم پانلی (PSTR) که برای داده‌های پانلی ناهمگن بسیار مناسب می‌باشد، استفاده شد. نتایج نشان می‌دهد که یک رابطه غیرخطی بین متغیرهای مورد مطالعه وجود دارد و مقدار آستانه‌ای متغیر انتقال (یعنی لگاریتم سرمایه نظارتی بانک) در مدل کشورهای توسعه‌یافته برابر ۳/۰۰۳۴ و پارامتر شیب برابر ۷/۴۸۹۷ برآورد شده است و در مدل کشورهای در حال توسعه مقدار آستانه‌ای متغیر انتقال (یعنی لگاریتم سرمایه نظارتی بانک) برابر با ۲/۹۹۶ و پارامتر شیب برابر ۱۶/۵۰۰۳ بدست آمده است. همچنین لحاظ نمودن تنها یک تابع انتقال با یک حد آستانه‌ای برای برآورد غیرخطی دو مدل کفایت می‌کند.

نتایج در کشورهای توسعه‌یافته بیان‌کننده این است که رشد اقتصادی در رژیم اول اثر منفی و معنی‌دار بر خلق نقدینگی دارد، که با عبور از حد آستانه‌ای و ورود به رژیم دوم، این اثر منفی بر خلق نقدینگی کاهش یافته، اما همچنان منفی است، زیرا در هر دو رژیم (پایین و بالای سرمایه نظارتی) با توجه به شرایط مختلف، نهادهای بانکی باید در نهایت برای کنترل ریسک‌ها و حفظ ثبات مالی در برابر فشارهای اقتصادی و مقررات نظارتی، اقدام به محدود کردن خلق نقدینگی کنند تا از مشکلات مالی و تورم جلوگیری کنند، که این نتایج در سطح بالای سرمایه نظارتی بانک (که رشد اقتصادی باعث افزایش خلق نقدینگی می‌شود)، تأییدکننده "فرضیه جذب ریسک" مطرح شده توسط برگر و بوومن (۲۰۰۹) است.

همچنین نتایج در کشورهای توسعه‌یافته نشان می‌دهد که در سطح پایین سرمایه نظارتی بانک و رژیم اول، افزایش ثبات مالی موجب کاهش خلق نقدینگی می‌شود و اثر منفی بر آن دارد، که با عبور از حد آستانه‌ای و ورود به رژیم دوم، این اثر منفی بر خلق نقدینگی کاهش یافته، اما همچنان منفی است، این امر به این دلیل است که افزایش ثبات مالی، اگرچه ممکن است در سطح بالای سرمایه نظارتی بانک منجر به افزایش خلق نقدینگی شود، اما در بلندمدت و در نتیجه رعایت مقررات سخت‌گیرانه‌تر، بانک‌ها مجبورند تا ظرفیت‌های خلق نقدینگی خود را محدود کنند تا از بحران‌های مالی جلوگیری کرده و پایداری اقتصادی را حفظ کنند. به عبارت دیگر، در هر دو رژیم، کنترل ریسک‌ها و پایبندی به مقررات نظارتی در نهایت باعث کاهش خلق نقدینگی می‌شود، این نتایج نیز در سطح بالای سرمایه نظارتی بانک، "فرضیه جذب ریسک" مطرح شده توسط برگر و بوومن (۲۰۰۹) را تأیید می‌کند و با مطالعه گوپتا و همکاران (۲۰۲۳) و انتظارات تئوریک همخوانی دارد.

علاوه بر این، نتایج در کشورهای توسعه‌یافته بیانگر این است که افزایش تعداد دستگاه‌های خودپرداز (شاخص شمول مالی) در سطح پایین سرمایه نظارتی بانک و رژیم اول اثر مثبت بر خلق نقدینگی در کشورهای توسعه‌یافته دارد، اما این تأثیر با عبور از حد آستانه‌ای و در رژیم دوم کاهش یافته و منفی شده است، که این اثر منفی افزایش تعداد دستگاه‌های خودپرداز در این رژیم به دلیل محدودیت‌های نظارتی و سرمایه‌ای است که بانک‌ها مجبور به رعایت آن هستند و باعث کاهش توانایی آنها برای خلق نقدینگی در اقتصاد می‌شود، این نتایج در سطح بالای سرمایه نظارتی بانک، تأییدکننده "فرضیه شکنندگی مالی" مطرح شده توسط برگر و بوومن (۲۰۰۹) است.

در نهایت نتایج در کشورهای توسعه‌یافته نشان می‌دهد که سپرده‌های سیستم مالی در هر دو رژیم و قبل و بعد از حد آستانه‌ای (سطح پایین و بالای سرمایه نظارتی بانک) اثر مثبت و معنی‌دار بر خلق نقدینگی در کشورهای توسعه‌یافته دارد. این اثر را این چنین می‌توان بیان نمود که سپرده‌های سیستم مالی هر دو رژیم موجب افزایش خلق نقدینگی می‌شوند، زیرا سپرده‌های بیشتر به سیستم بانکی منابع بیشتری می‌دهند که می‌تواند به وام‌دهی و اعطای تسهیلات بیشتر منجر شود. این روند، چه در رژیم اول و چه در رژیم دوم، باعث می‌شود که نقدینگی در اقتصاد افزایش یابد و بانک‌ها قادر به ارائه خدمات مالی بیشتر به مشتریان خود باشند، این نتایج نیز در سطح بالای سرمایه نظارتی بانک، "فرضیه جذب ریسک" مطرح شده توسط برگر و بوومن (۲۰۰۹) را تأیید می‌کند و با مطالعه گوپتا و همکاران (۲۰۲۳) و مبانی نظری سازگار است.

نتایج در کشورهای در حال توسعه هم نشان می‌دهد که افزایش رشد اقتصادی در هر دو سطح پایین و بالای سرمایه نظارتی بانک (رژیم اول و رژیم دوم) موجب کاهش خلق نقدینگی در کشورهای در حال توسعه می‌شود این اثر را این گونه می‌توان استدلال کرد که در هر دو رژیم، اثر کلی افزایش رشد اقتصادی بر کاهش خلق نقدینگی در کشورهای در حال توسعه به دلیل سیاست‌های احتیاطی بانک‌ها و نیاز به کنترل بهتر ریسک‌های اقتصادی است. با افزایش رشد اقتصادی، بانک‌ها به‌طور طبیعی تحت فشار قرار می‌گیرند تا از رشد بیش از حد نقدینگی جلوگیری کنند تا از بروز مشکلاتی مانند تورم یا نوسانات ارزی پیشگیری کنند. همچنین، رشد اقتصادی ممکن است باعث افزایش تقاضای عمومی برای اعتبار و پول شود که بانک‌ها را به سمت سیاست‌های انقباضی‌تر سوق می‌دهد تا از بروز بحران‌های مالی

جلوگیری کنند، این نتایج نیز در سطح بالای سرمایه نظارتی بانک، تأییدکننده "فرضیه شکنندگی مالی" مطرح شده توسط برگر و بوومن (۲۰۰۹) است.

همچنین نتایج در کشورهای در حال توسعه بیانگر این است که افزایش ثبات مالی در هر دو سطح پایین و بالای سرمایه نظارتی بانک (رژیم اول و رژیم دوم) موجب کاهش خلق نقدینگی در کشورهای در حال توسعه می‌شود این اثر را این چنین می‌توان بیان کرد که با افزایش ثبات مالی، در هر دو سطح پایین و بالای سرمایه نظارتی، بانک‌ها به‌طور طبیعی تمایل دارند که به جای گسترش نقدینگی، بر مدیریت ریسک‌ها و تقویت پایداری مالی تمرکز کنند، که این امر منجر به کاهش خلق نقدینگی می‌شود، این نتایج هم در سطح بالای سرمایه نظارتی بانک، "فرضیه شکنندگی مالی" مطرح شده توسط برگر و بوومن (۲۰۰۹) را تأیید می‌کند.

علاوه بر این نتایج کشورهای در حال توسعه نشان می‌دهد که افزایش تعداد دستگاه‌های خودپرداز (شاخص شمول مالی) در رژیم اول و سطح پایین سرمایه نظارتی بانک موجب افزایش خلق نقدینگی در کشورهای در حال توسعه می‌شود که با عبور از حد آستانه‌ای و ورود به رژیم دوم این اثر کاهش یافته اما همچنان مثبت است. این روند نشان می‌دهد که در حالی که تأثیرات مثبت دستگاه‌های خودپرداز در ایجاد نقدینگی ممکن است در رژیم دوم کاهش یابد، هنوز هم این ابزار در کشورهای در حال توسعه نقش مهمی در تسهیل دسترسی به پول و تحریک فعالیت‌های اقتصادی ایفا می‌کند، این نتایج نیز در سطح بالای سرمایه نظارتی بانک، تأییدکننده "فرضیه شکنندگی مالی" مطرح شده توسط برگر و بوومن (۲۰۰۹) است.

در نهایت نتایج کشورهای در حال توسعه بیانگر این است که افزایش سپرده‌های سیستم مالی در هر دو سطح پایین و بالای سرمایه نظارتی بانک (رژیم اول و رژیم دوم) موجب افزایش خلق نقدینگی در کشورهای در حال توسعه می‌شود. این اثر را این گونه می‌توان استدلال کرد که در هر دو رژیم نظارتی، افزایش سپرده‌ها منابع جدیدی برای بانک‌ها فراهم می‌آورد که از آن‌ها برای خلق اعتبار و نقدینگی بیشتر در بازار استفاده می‌شود، به‌ویژه در کشورهای در حال توسعه که بازارهای مالی معمولاً برای گسترش دسترسی به اعتبار و تسهیلات نیازمند منابع جدید هستند، این نتایج هم در سطح بالای سرمایه نظارتی بانک، "فرضیه جذب ریسک" مطرح شده توسط برگر و بوومن (۲۰۰۹) را تأیید می‌کند و با مطالعه گوپتا و همکاران (۲۰۲۳) و انتظارات تئوریک سازگار است.

توصیه‌های سیاستی در رابطه با نتایج کشورهای توسعه یافته:

با توجه به اینکه اثر منفی رشد اقتصادی بر خلق نقدینگی به تدریج در رژیم دوم کاهش می‌یابد، می‌توان توصیه کرد که حفظ و ارتقای حد آستانه‌ای سرمایه نظارتی بانک‌ها می‌تواند برای جلوگیری از نوسانات اقتصادی و نقدینگی‌های بی‌ثبات مؤثر باشد.

همچنین، با توجه به کاهش یافتن اثر منفی ثبات مالی بر خلق نقدینگی در رژیم دوم، توصیه می‌شود که توسعه سیستم‌های مالی پایدار و تقویت شفافیت در بازارهای مالی می‌تواند به کاهش نوسانات اقتصادی و حفظ ثبات مالی کمک کند. این امر در نهایت به خلق نقدینگی پایدارتر و کارا تر خواهد شد.

علاوه بر این، با توجه به اینکه در رژیم اول، ضرایب شمول مالی اثر مثبت بر خلق نقدینگی دارند، و این اثر با عبور از حد آستانه‌ای و ورود به رژیم دوم کاهش یافته و حتی منفی شده است، پیشنهاد می‌شود که سیاست‌گذاران با دقت بیشتری

این شمول مالی را مدیریت کنند. این مدیریت به‌گونه‌ای باشد که شمول مالی همچنان رشد کند، اما نه به صورتی که منجر به افزایش بیش از حد نقدینگی و نوسانات اقتصادی شود.

در نهایت، با توجه به اینکه در دو رژیم تأثیر سپرده‌های سیستم مالی بر خلق نقدینگی در کشورهای توسعه‌یافته مثبت است، توصیه سیاستی این است که با تقویت نظارت بر سیستم مالی و تشویق به پس‌اندازهای بلندمدت و پایدار، سیاست‌گذاران از رشد کنترل‌شده سپرده‌ها و نقدینگی برای حفظ ثبات مالی و تسهیل رشد اقتصادی استفاده کنند. توصیه‌های سیاستی در رابطه با نتایج کشورهای در حال توسعه:

با توجه به اثر منفی رشد اقتصادی بر خلق نقدینگی در دو رژیم و با توجه به اینکه سرمایه‌نظارتی بانک‌ها ممکن است در این کشورها ضعیف باشد، لذا توصیه می‌شود که تقویت نظارت بر بانک‌ها و افزایش سرمایه‌نظارتی آن‌ها ضروری است. این اقدام می‌تواند به کاهش اثرات منفی رشد اقتصادی بر خلق نقدینگی کمک کند و بانک‌ها را در برابر بحران‌های مالی مقاوم‌تر سازد.

همچنین، از آنجایی که ثبات مالی در هر دو رژیم تأثیر منفی بر خلق نقدینگی کشورهای در حال توسعه دارد، پیشنهاد می‌شود که کشورهای در حال توسعه با تقویت سیستم‌های نظارتی، افزایش شفافیت و توسعه ابزارهای پولی و مالی مناسب، اثرات منفی ثبات مالی بر خلق نقدینگی را کاهش داده و در عین حال رشد اقتصادی پایدار را حفظ کنند. علاوه‌براین با توجه به اینکه نتایج نشان می‌دهد که اثر کلی شمول مالی در دو رژیم بر خلق نقدینگی در کشورهای در حال توسعه مثبت اما کاهشی است، توصیه می‌شود که توسعه شمول مالی به‌گونه‌ای انجام شود که علاوه بر تسهیل دسترسی به خدمات مالی، موجب ایجاد نوسانات مالی و فشار بر نقدینگی نشود. این می‌تواند با تنظیم گسترش دستگاه‌های خودپرداز و سایر خدمات مالی دیجیتال به‌صورت متوازن و هماهنگ با سیاست‌های پولی صورت گیرد. در نهایت، از آنجا که سپرده‌های سیستم مالی در دو رژیم نقش مهمی در خلق نقدینگی دارند، ضروری است که بانک‌های مرکزی و نهادهای نظارتی بر میزان رشد سپرده‌ها نظارت دقیقی داشته باشند. این نظارت می‌تواند از طریق تعیین الزامات و محدودیت‌های خاص برای رشد سپرده‌ها یا سیاست‌های پولی اعمال شود تا از افزایش بی‌رویه نقدینگی جلوگیری شود.

تضاد منافع

نویسندگان نبود تضاد منافع را اعلام می‌دارند.

فهرست منابع

1. Ananou, F., Chronopoulos, D. K., Tarazi, A., & Wilson, J. O. (2021). Liquidity regulation and bank lending. *Journal of Corporate Finance*, 69, 101997.
2. Baele, L., De Jonghe, O., & Vander Vennet, R. (2007). Does the stock market value bank diversification?. *Journal of banking & finance*, 31(7), 1999-2023.
3. Baradwaj, B. G., Shao, Y., & Dewally, M. (2016). Institutions, capital control, and liquidity creation. *Journal of financial economic policy*, 8(3), 396-422.
4. Barth, J. R., Caprio Jr, G., & Levine, R. (2004). Bank regulation and supervision: what works best?. *Journal of Financial Intermediation*, 13(2), 205-248.
5. Belkhir, M., Naceur, S. B., Chami, R., & Samet, A. (2021). Bank capital and the cost of equity. *Journal of Financial Stability*, 53, 100843.
6. Berger, A. N., & Bouwman, C. H. (2009). Bank liquidity creation. *The review of financial studies*, 22(9), 3779-3837.
7. Berger, A. N., & Bouwman, C. H. (2017). Bank liquidity creation, monetary policy, and financial crises. *Journal of Financial Stability*, 30, 139-155.
8. Berger, A. N., & Sedunov, J. (2017). Bank liquidity creation and real economic output. *Journal of Banking & Finance*, 81, 1-19.
9. Berger, A. N., Boubakri, N., Guedhami, O., & Li, X. (2019). Liquidity creation performance and financial stability consequences of Islamic banking: Evidence from a multinational study. *Journal of Financial Stability*, 44, 100692.
10. Bhattacharya, S., & Thakor, A. V. (1993). Contemporary banking theory. *Journal of financial Intermediation*, 3(1), 2-50.
11. Boot, A. W., Greenbaum, S. I., & Thakor, A. V. (1993). Reputation and discretion in financial contracting. *The American economic review*, 1165-1183.
12. Brei, M., Gambacorta, L., & Von Peter, G. (2013). Rescue packages and bank lending. *Journal of Banking & Finance*, 37(2), 490-505.
13. Bryant, J. (1980). A model of reserves, bank runs, and deposit insurance. *Journal of banking & finance*, 4(4), 335-344.
14. Calem, P., & Rob, R. (1999). The impact of capital-based regulation on bank risk-taking. *Journal of Financial Intermediation*, 8(4), 317-352.
15. Casu, B., Di Pietro, F., & Trujillo-Ponce, A. (2019). Liquidity creation and bank capital. *Journal of Financial Services Research*, 56(3), 307-340.
16. Chen, T. H., Shen, C. H., Wu, M. W., & Huang, K. J. (2021). Effect of shadow banking on the relation between capital and liquidity creation. *International Review of Economics & Finance*, 76, 166-184.
17. Dagher, J., Dell'Ariceia, M. G., Laeven, M. L., Ratnovski, M. L., & Tong, M. H. (2016). Benefits and costs of bank capital. International Monetary Fund.
18. De Vos, I. & Westerlund, J. (2019). On CCE estimation of factor-augmented models when regressors are not linear in the factors. *Economics Letters*, 178, 5-7.
19. Demirguc-Kunt, A., Detragiache, E., & Merrouche, O. (2013). Bank capital: Lessons from the financial crisis. *Journal of money, credit and Banking*, 45(6), 1147-1164.
20. Demirgüç-Kunt, A., Detragiache, E., (2011). Basel core principles and bank soundness: Does compliance matter?. *Journal of Financial Stability* 7(4), 179-190.
21. Diamond, D. W., & Rajan, R. G. (2001). Liquidity risk, liquidity creation, and financial fragility: A theory of banking. *Journal of political Economy*, 109(2), 287-327.
22. Distinguin, I., Roulet, C., & Tarazi, A. (2013). Bank regulatory capital and liquidity: Evidence from US and European publicly traded banks. *Journal of Banking & Finance*, 37(9), 3295-3317.

23. Evans, J. J., & Haq, M. (2022). Does bank capital reduce liquidity creation?. *Global Finance Journal*, 54, 100640.
24. Fidrmuc, J., Fungáčová, Z., & Weill, L. (2015). Does bank liquidity creation contribute to economic growth? Evidence from Russia. *Open Economies Review*, 26, 479-496.
25. Fu, X., Lin, Y., & Molyneux, P. (2016). Bank capital and liquidity creation in Asia Pacific. *Economic Inquiry*, 54(2), 966-993.
26. Fu, X., Lin, Y., & Molyneux, P. (2018). The quality and quantity of bank intermediation and economic growth: evidence from Asia Pacific. *Applied Economics*, 50(41), 4427-4446.
27. Fungáčová, Z., Turk, R., & Weill, L. (2021). High liquidity creation and bank failures. *Journal of Financial Stability*, 57, 100937.
28. Fungáčová, Z., Weill, L., & Zhou, M. (2017). Bank capital, liquidity creation and deposit insurance. *Journal of Financial Services Research*, 51, 97-123.
29. Gonzalez, A., Terčásvirta, T., van Dijk, D. & Yang, Y. (2017). Panel smooth transition regression models. SSE/EFI Working Paper Series in Economics and Finance 604, *Stockholm School of Economics*.
30. Gonzalez, A., Terasvirta, T. & Van Dijk, D. (2005). Panel Smooth Transition Regression Models. SEE/EFI Working paper Series in Economics and Finance (604), 1-33.
31. Gorton, G., & Winton, A. (2017). Liquidity provision, bank capital, and the macroeconomy. *Journal of Money, Credit and Banking*, 49(1), 5-37.
32. Gupta, J., & Kashiramka, S. (2020). Financial stability of banks in India: does liquidity creation matter?. *Pacific-Basin Finance Journal*, 64, 101439.
33. Gupta, J., Kashiramka, S., Ly, K. C., & Pham, H. (2023). The interrelationship between bank capital and liquidity creation: A non-linear perspective from the Asia-Pacific region. *International Review of Economics & Finance*, 85, 793-820.
34. Hansen, B.E. (1999). Threshold effects in non-dynamic panels: estimation, testing, and inference. *Journal of Econometrics*. 93, 345-368.
35. Haselmann, R., Wachtel, P., (2006). Institutions and bank behaviour. Working Paper No. EC06-16, New York University, Stern School of Business.
36. Horváth, R., Seidler, J., & Weill, L. (2014). Bank capital and liquidity creation: Granger-causality evidence. *Journal of Financial Services Research*, 45, 341-361.
37. Hsieh, M. F., Lee, C. C., & Lin, Y. C. (2022). New evidence on liquidity creation and bank capital: The roles of liquidity and political risk. *Economic Analysis and Policy*, 73, 778-794.
38. Jude, E. 2010. Financial Development and Growth: A Panel Smooth Regression Approach. *Journal of Economic Development*, (35): 53-74.
39. Kashyap, A. K., Rajan, R., & Stein, J. C. (2002). Banks as liquidity providers: An explanation for the coexistence of lending and deposit-taking. *The Journal of finance*, 57(1), 33-73.
40. Kim, D., & Sohn, W. (2017). The effect of bank capital on lending: Does liquidity matter?. *Journal of Banking & Finance*, 77, 95-107.
41. Kirimi, P. N., Kariuki, S. N., & Ocharo, K. N. (2022). Moderating effect of bank size on the relationship between financial soundness and financial performance. *African Journal of Economic and Management Studies*, 13(1), 62-75.
42. Kishan, R. P., & Opiela, T. P. (2000). Bank size, bank capital, and the bank lending channel. *Journal of Money, credit and banking*, 121-141.
43. Le, T. (2019). The interrelationship between liquidity creation and bank capital in Vietnamese banking. *Managerial Finance*, 45(2), 331-347.
44. 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.

45. Levine, R., & Zervos, S. (1998). Stock markets, banks, and economic growth. *American economic review*, 537-558.
46. Mehran, H., & Thakor, A. (2011). Bank capital and value in the cross-section. *The Review of Financial Studies*, 24(4), 1019-1067.
47. Miles, D., Yang, J., & Marcheggiano, G. (2013). Optimal bank capital. *The Economic Journal*, 123(567), 1-37.
48. Mohanty, S., & Mahakud, J. (2021). Causal nexus between liquidity creation and bank capital ratio: Evidence from India. *Margin: The Journal of Applied Economic Research*, 15(2), 205-237.
49. Naceur, S. B., & Kandil, M. (2009). The impact of capital requirements on banks' cost of intermediation and performance: The case of Egypt. *Journal of Economics and Business*, 61(1), 70-89.
50. Nguyen, T. V. H., Ahmed, S., Chevapatrakul, T., & Onali, E. (2020). Do stress tests affect bank liquidity creation?. *Journal of Corporate Finance*, 64, 101622.
51. North, D. C. (1990). *Institutions, institutional change and economic performance* (Vol. 4). Cambridge university press.
52. Rezazadeh Karsalari, F., & Sargolzaei, M. (2019). The effect of bank performance on liquidity creation in the banking system. *Financial Accounting Empirical Studies*, 16 (64), 113-133 (In Persian).
53. Rubbaniy, G., Khalid, A. A., Ali, S., & Polyzos, E. (2023). Cyclicity of liquidity creation: Nonlinear evidence from US bank holding companies. *Journal of Financial Research*, 46(4), 1165-1185.
54. Shahchera, M., & Zaheri, M. (2015). The effect of bank capital structure on the role of banks in creating liquidity in the Iranian economy. *Monetary and Banking Research*, 8 (23), 81-59 (In Persian).
55. Sholeh, M., & Zamanzadeh, H. (2013). The role of capital adequacy requirements in bank money creation in Iran. *Quarterly Journal of Financial and Economic Policies*, 11 (41), 195-165 (In Persian).
56. Song, F., & Thakor, A. V. (2022). Bank Capital, Loan Trading and Funding Liquidity Creation. Olin Business School Center for Finance & Accounting Research Paper, (2022/03).
57. Thakor, A., & Edison, G. Y. (2024). Funding liquidity creation by banks. *Journal of Financial Stability*, 73, 101295.
58. Von Thadden, E. L. (2004). Bank capital adequacy regulation under the new Basel Accord. *Journal of Financial Intermediation*, 13(2), 90-95.
59. Wang, H., Zhao, X., Zhang, Z., Li, S. & Yuan, J. (2019). Material flows embodied in China–Japan trade. In: *Advances in Intelligent Systems and Computing*. Springer Verlag, pp. 338–344.
60. Wegner, D. L. B. (2020). Liquidity policies and financial fragility. *International Review of Economics & Finance*, 70, 135-153.
61. Williams, B. (2013). Income volatility of Indonesian banks after the Asian financial crisis. *Journal of the Asia Pacific Economy*, 18(2), 333-358.