Journal of Economic Modeling Research
Kharazmi University
Print ISSN: 2228 - 6454
Online ISSN: 2538 - 4163
Homepage: https://jemr.khu.ac.ir/

Real Interest Rate and Convergence of Banks' Efficiency in Iran's Provinces

Parvaneh Salatin[1*] | Maryam Khodaverdi Samani[2] | Rasol Hashemi[3]

1. Assistant Professor, Department of Economics, Firoozkooh Branch, Islamic Azad University, Firoozkooh, Iran. Corresponding Author. E-mail: Par_salatin@yahoo.com (0000-0002-7584-3462)
2. Ph.D. Student of Economics, Department of Economics and Accounting, Lorestan University, Lorestan, Iran. E-mail: samanimaryam74@yahoo.com (0000-0003-1175-5037)
3. MSC, Firoozkooh Branch, Islamic Azad University, Firoozkooh, Iran. E-mail: rasol.hashemi26@gmail.com (0009-0008-2776-7443)

Article Info

Article type:
Research Article

Article history:
Received:
09 Dec. 2023

Received in revised form:
08 Feb. 2024

Accepted:
01 Oct. 2024

Keywords:
Convergence
Interest Rate
banks
Spatial Econometrics.

JEL:
G21, C21,
E31, E43.

ABSTRACT

The interest rate is one of the most important and efficient tools in the field of policymaking and capital formation in macroeconomics and which is effective on investment and the real part of the economy and plays a key role in policy making, stability and economic growth. In this regard, the main goal of this study is to investigate the effectiveness of the real interest rate in the convergence of efficiency of banks in the provinces of Iran. In this study,beta convergence has been used to investigate the effectiveness of real interest rate in the convergence of efficiency of banks in the provinces. Beta convergence occurs when poor provinces grow faster than rich provinces. Also, in this study, spatial econometrics has been used to examine the effectiveness of banks' performance in the economic convergence of provinces, in order to investigate whether spillover or neighborhood effects contribute to the creation or reduction of inequality between provinces. The results show that the real interest rate has a positive and significant effect on the efficiency of banks in the provinces in the period of 1390-1400. The absolute speed of convergence is 0.211 and in the conditional models it is 0.222 and 0.228, which shows that in the conditional mode, the speed of convergence of the provinces has been higher and with the introduction of the real interest rate, the speed of convergence has also increased. Also, human capital and Information and Communications Technology have a negative and significant effect and economic growth has a positive and significant effect on the convergence of efficiency of banks in the provinces**.** Thus, in the case of conditional convergence, 2.11% in the case of absolute convergence and 2.22% and 2.28% of the economic gap of the provinces will be fixed annually. The direct and indirect effect of the real interest rate on the efficiency of banks is also positive; That is, with the increase of the real interest rate, not only the efficiency convergence of the banks in that province has improved, but

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2025-05-07]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1402.14.51.5.0]

on average, its spillover effects have led to the improvement of the efficiency convergence of the banks in the neighboring provinces as well.

Cite this article: Salatin, P., Khodaverdi Samani, M., Hashemi, R. (2022). "Real interest rate and convergence of banks' efficiency in Iran's provinces". *Journal of Economic Modeling Research*, 14 (51), 145-180
DOI: 0000000000000000000

© The Author(s). Publisher: Kharazmi University
Journal of Economic Modeling Research, Vol 14, No 51, 2022, pp. 145-180

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2025-05-07]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1402.14.51.5.0]

Journal of Economic Modeling Research
Kharazmi University
Print ISSN: 2228 - 6454
Online ISSN: 2538 - 4163
Homepage: https://jemr.khu.ac.ir/

نرخ بهره حقیقی و همگرایی کارایی بانک ها در استان‌ها

پروانه سلاطین*[۱]| مریم خداوردی سامانی[۲]| سید رسول هاشمی[۳]

۱. نویسنده مسئول، استادیار، گروه اقتصاد، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد فیروزکوه.
رایانامه: Par_salatin@yahoo.com (شناسه ارکید 0000-0002-7584-3462)
۲. دکتری اقتصاد، گروه اقتصاد، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه لرستان، خرم آباد، ایران.
رایانامه: samanimaryam74@yahoo.com (شناسه ارکید 0000-0003-1175-5037)
۳. دانشجوی کارشناسی ارشد، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد فیروزکوه، تهران، ایران.
رایانامه: rasol.hashemi26@gmail.com (شناسه ارکید 0009-0008-2776-7443)

اطلاعات مقاله

نوع مقاله:
مقاله پژوهشی

تاریخ دریافت:
۱۴۰۲/۰۹/۱۸

تاریخ ویرایش:
۱۴۰۳/۰۳/۱۹

تاریخ پذیرش :
۱۴۰۳/۰۷/۱۰

واژه‌های کلیدی:
همگرایی، نرخ بهره، بانک، اقتصادسنجی فضایی.

طبقه‌بندی JEL:
G21, c21, E31, E43

چکیده

نرخ بهره یکی از مهمترین ابزارهای کارامد در امر سیاستگزاری و تشکیل سرمایه در اقتصاد کلان می باشد. که بر سرمایه گذاری و بخش واقعی اقتصاد مؤثر است و در سیاستگذاری ها، ایجاد ثبات و رشد اقتصادی نقش کلیدی ایفا می‌کند. در این راستا هدف اصلی این مطالعه بررسی میزان تاثیرگذاری نرخ بهره حقیقی در همگرایی کارایی بانک ها در استان‌ها می باشد. در این مطالعه از همگرایی بتا برای بررسی میزان تاثیرگذاری نرخ بهره حقیقی در همگرایی کارایی بانک ها در استان‌ها استفاده شده است. همگرایی بتا زمانی رخ می‌دهد که استان‌های فقیر با سرعت بیشتری نسبت به استان‌های ثروتمند، رشد نمایند. همچنین در این مطالعه از اقتصاد سنجی فضایی برای بررسی میزان تاثیرگذاری عملکرد بانک ها در همگرایی اقتصادی استان ها استفاده شده است تا بررسی گردد که آیا اثرات سرریز یا همسایگی سهمی در ایجاد یا کاهش نابرابری بین استان ها دارد. یافته‌ها نشان می‌دهد نرخ بهره حقیقی تأثیر مثبت و معناداری در کارایی بانک ها در استان ها در دوره زمانی ۱۳۹۰-۱۴۰۰ دارد. سرعت همگرایی مطلق ۰/۲۱۱ و در مدل‌های شرطی ۰/۲۲۲ و ۰/۲۲۸ می باشد که نشان می‌دهد که در حالت مشروط، سرعت همگرایی استان‌ها بیشتر بوده است و با وارد شدن نرخ بهره حقیقی، سرعت همگرایی بیشتر نیز شده است. همچنین سرمایه انسانی و فاوا تأثیر منفی و معنادار و رشد اقتصادی تأثیر مثبت و معنادار در همگرایی کارایی بانک ها در استان‌ها دارند.

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2025-05-07]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1402.14.51.5.0]

بنابراین سالانه ۲/۱۱ درصد در حالت همگرایی مطلق و ۲/۲۲ درصد و ۲/۲۸ درصد در حالت همگرایی شرطی، از شکاف اقتصادی استان‌ها به حالت پایدار برطرف می شود. اثر مستقیم و اثر غیرمستقیم نرخ بهره حقیقی در کارایی بانک ها نیز مثبت است، به این مفهوم که با افزایش نرخ بهره حقیقی نه‌تنها همگرایی کارایی بانک ها در آن استان بهتر شده، بلکه اثرهای سرریز آن به‌طور متوسط سبب بهتر شدن همگرایی کارایی بانک ها در استان‌های مجاور نیز شده است.

استناد: سلاطین، پ، خداوردی سامانی، م، هاشمی، ر. (۱۴۰۲). "نرخ بهره حقیقی و همگرایی بانک ها در استان ها". *تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی*، ۱۴(۵۱)، 180-145

DOI: 00000000000000000000

ناشر: دانشگاه خوارزمی. © نویسندگان.

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2025-05-07]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1402.14.51.5.0]

۱. مقدمه

بانک ها یکی از مهمترین واسطه های مالی در نظام اقتصادی می‌باشند که جذب منابع و تبدیل آن به وجوه برای فعالیت های سرمایه گذاری در بخش های اقتصادی را بر عهده دارند. از این رو، نظام بانکی کارامد رونق و رشد اقتصادی را سبب می شود (اتابکی، ۱۳۸۶). از دیدگاه گورلی و شو[۱] (۱۹۶۰) بانک‌ها برای تبدیل سپرده‌ها با سررسیدهای کوتاه‌مدت به وام‌هایی با سررسید طولانی به وجود آمدند که در واقع، نقش تبدیل‌کنندگان دارایی را دارند. تزریق اعتبارات پولی به جریان تولید (به صورت سرمایه در گردش) در کوتاه مدت به دلیل ثابت بودن حجم سرمایه سبب افزایش اشتغال می‌گردد. اما در بلندمدت که جریان وام و اعتبار تبدیل به سرمایه ثابت می‌شود، تغییرات تکنولوژیکی را بـه همراه دارد که با ارتقای دانش فنی، می‌تواند عاملی در جهت رشد اقتصادی باشد (رحیمی و همکاران،۱۴۰۱).

بانک‌ها با ایجاد رابطه بلندمدت با مدیران بنگاه‌ها، هزینه‌های کسب اطلاعات را کاهش می‌دهند، آنها را با موفقیت مدیریت می‌کنند و بر فعالیت‌های آنها نیز نظارت مناسبی دارند. بانک‌ها می‌توانند مدیران شرکت‌ها و بنگاه‌ها را به مدیریت و اداره بنگاه‌ها بر اساس منافع اعتباردهندگان (سپرده‌گذاران) ترغیب کنند. بانک به‌عنوان یک ناظر منتخب، سبب کاهش هزینه‌های نظارت می‌شود، زیرا بنگاه وام‌گیرنده به‌جای این که توسط کلیه سرمایه‌گذاران نظارت شود، توسط بانک نظارت می‌شود. (دیاموند[۲]، ۱۹۸۴) بنابراین، با توسعه هرچه بیشتر بازار اعتبارات و عملکرد نظارتی آنها مخاطرات اخلاقی کاهش می‌یابد. همچنین، تأمین مالی توسط بانک‌ها، سبب توسعه و پیشرفت تکنولوژی‌های برتر خواهد شد. همان‌طور که بانک‌ها می‌توانند پرداخت اعتبارات اضافی جهت توسعه پروژه را تضمین کنند، قادر به هدایت تأمین مالی مقدماتی به‌سمت پروژه‌های سودآور نیز هستند (استولز[۳]، ۲۰۰۰).

۱. Gurley & Shaw
۲. Diamond
۳. Stulz

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2025-05-07]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1402.14.51.5.0]

تئوری‌های مختلفی در زمینه بررسی عوامل مؤثر بر حجم سپرده های بانکی وجود دارد. از آن جمله، می‌توان به تئوری‌های مربوط به پس‌انداز نظیر تئوری‌های کلاسیک‌ها و نئوکلاسیک‌ها، کینز[۱] دوره عمر فیشر و آندو – مدیلیانی[۲] و فرضیه درآمد دائمی فریدمن اشاره نمود. اقتصاددانان کلاسیک و نئوکلاسیک پس انداز را چشم پوشی از مصرف حال به منظور افزایش مصرف آینده می‌دانند و معتقدند پاداش عمل پس‌انداز، نرخ بهره است. به عبارت دیگر، نرخ بهره عامل اصلی تعیین‌کننده پس انداز است (رضایی پور و همکاران،۱۳۹۱).

نرخ بهره نقش اساسی در جمع‌اوری سپرده ها و اعطای تسهیلات بانک ها و در نتیجه کارایی بانک‌ها ایفا می‌نماید. نرخ بهره یکی از مهمترین ابزارهای کارآمد در امر سیاستگزاری و تشکیل سرمایه در اقتصاد کلان می‌باشد که بر سرمایه‌گذاری و بخش واقعی اقتصاد مؤثر است (ربیعی و بیدآبادی، ۱۳۸۸) و در سیاستگذاری‌ها، ایجاد ثبات و رشد اقتصادی نقش کلیدی ایفا می‌کند (خواجه محمدلو و خداویسی ،۱۳۹۶؛ کشاورزیان پیوستی و عظیمی چنزق،۱۳۸۷). نرخ بهره به عنوان هزینه اجاره سرمایه از دیدگاه سرمایه گذار و هزینه فرصت از دیدگاه سپرده‌گذار محسوب می شود. در واقع نرخ بهره به عنوان یک ابزار کنترلی قدرتمند در اداره و هدایت بازار عمل می نماید (لطفعلی پور وکریمی علویجه، ۱۳۹۸).

نرخ بهره در اقتصاد نماگر ارزش زمانی پول می باشد. بازارهای پول و سرمایه به شدت متأثر از نرخ بهره هستند. تغییر در نرخ بهره موجب تغییر انتظار سرمایه گذاران می گردد (نقدی و عفتی باران، ۱۳۹۸). انتظار می‌رود نرخ های بهره حقیقی نقش مهمی را در تصمیم گیری برای سرمایه گذاری و رشد اقتصادی ایفا کنند. لذا سیاستگذاران اقتصادی در برخی کشورهای در حال توسعه به طور سنتی بر لزوم برقراری نرخ های بهره پایین به منظور تشویق سرمایه گذاری بخش خصوصی تأکید داشته اند. در این رویکرد، نرخ بهره به طور متوسط در سطوح پایین نگه داشته شده و بنابراین نرخ های بهره حقیقی برای دوره های طولانی منفی بوده اند (مهرآرا و همکاران ، ۱۳۹۰).

۱. Keynes

۲. Modigliani

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2025-05-07]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1402.14.51.5.0]

نقشی که نرخ بهره در تامین مالی بخش های خدمات، صنعت و سایر بخش های اقتصادی دارد، می‌تواند در میزان جذب سپرده‌های بانکی و به تبع آن دسترسی موسسات به تسهیلات مورد نیاز برای سرمایه‌گذاری از محل سپرده‌ها و در نتیجه بر سوددهی آنها اثرگذار باشد (ال واسل[1]، ۲۰۰۵؛ یارتی[2]، ۲۰۰۸؛ صادقی و همکاران، ۱۴۰۰). اثربخشی سیاست های پولی بر بخش واقعی اقتصاد به میزان زیادی به وضعیت نرخ بهره وابسته است. تغییرات نرخ بهره بر تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاران میان انتخاب دارایی ریسکی و سپرده های بانکی موثر است؛ به گونه‌ای که با افزایش نرخ بهره، سرمایه گذاران، سپرده‌های بانکی را به دارایی‌های ریسکی ترجیح می‌دهند. بنابراین، قدرت وام دهی شبکه بانکی، افزایش و در نتیجه دسترسی بیشتر بخش تولید به تسهیلات بانکی از محل سپرده‌ها را به همراه دارد که منجر به رشد سرمایه گذاری و تاثیر بر بخش واقعی اقتصاد می‌شود (بک و همکاران[3]، ۲۰۱۴). با این حال، تاثیرات نرخ بهره اثر دوگانه ای نیز می تواند داشته باشد؛ زیرا موجب افزایش هزینه تامین مالی سرمایه گذاری از محل تسهیلات بانکی شده و می تواند کاهش سرمایه گذاری را به همراه داشته باشد (مانتیل و سرون[4]، ۲۰۰۴؛ صادقی و همکاران، ۱۴۰۰). برخی از مطالعات، تاثیر مثبت نرخ بهره بر افزایش سپرده های بانکی را تایید کرده اند (صدیقی و همکاران،[5] ۲۰۱۸؛ سلارین و همکاران،[6] ۲۰۱۸؛ مشمبا و همکاران،[7] ۲۰۱۴؛ اوجیگا و همکاران[8]، ۲۰۱۳). در حالی که تاثیر مثبت افزایش نرخ بهره بر پس انداز بانکی در مطالعات تجربی که بیشتر در ارتباط با کشورهای اسلامی بوده، اغلب رد شده و آن را بی‌تاثیر دانسته‌اند (صدیقی و مشتاق، ۲۰۱۸ و بالوگان و همکاران[9]، ۲۰۱۶؛ صادقی و همکاران، ۱۴۰۰). تاثیر نرخ بهره به عنوان یک سیاست از طریق نرخ بهره واقعی منجر به واکنش بخش حقیقی اقتصاد می‌شود (مشکین[10]،۱۹۹۵؛ فراهانی و همکاران، ۱۳۹۷). نرخ‌های شدید تورم همانند یک مالیات بر مانده‌های حقیقی یا ذخایر بانکی عمل نموده و

1. El-Wassal
2. Yartey
3. Beck et al.
4. Montiel & Servén.
5. Sadeghi et al.
6. Solarin et al.
7. Mashamba et al.
8. Ojeaga et al.
9. Balogun et al.
10. Mishkin

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2025-05-07]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1402.14.51.5.0]

بنابراین یک افزایش در نرخ تورم، نرخ بازدهی واقعی پول و نرخ بازدهی واقعی تمام دارایی‌های مالی را کاهش می‌دهد. به عبارتی، نرخ‌های شدید تورم، نرخ بازدهی پس‌اندازکنندگان را کاهش داده و نرخ‌های واقعی بهره‌ای را که وام‌گیرندگان پرداخت می‌کنند، کم می‌کند. این اثر به خودی خود، باعث می‌شود که تمایل سرمایه‌گذاران و وام‌گیرندگان ذاتی برای اخذ وام بیشتر و تمایل پس‌اندازکنندگان یا وام‌دهندگان ذاتی برای پس‌انداز، کاهش یابد. با کاهش پس‌انداز، منابع وجوه-های واسطه مالی محدودتر می‌شود و در نتیجه، میزان تسهیلات اعطایی آنها به وام‌گیرندگان کاهش می‌یابد. با کاهش منابع وجوه واسطه‌های مالی ناشی از کاهش پس‌انداز وام‌دهندگان، واسطه‌های مالی ممکن است با محدودیت بیشتر و به نوعی جیره‌بندی اعتبارات به اعطای تسهیلات بپردازند. بدیهی است در این گونه موارد، اغلب "وام‌گیرندگان با کیفیت پایین‌تر" که صرفاً با نرخ‌های بهره پایین تمایل به دریافت وام دارند و ریسک ناشی از عدم بازپرداخت تسهیلات توسط آنها برای واسطه‌های مالی بالا است، از دریافت تسهیلات محروم می‌شوند و حجم تسهیلات اعطایی واسطه-های مالی شدیداً کاهش پیدا می‌کند. بنابراین نرخ تورم شدید به عنوان یک سد در مسیر توسعه مالی عمل می‌کند و واسطه‌های مالی در دوره‌هایی که نرخ تورم شدید است، تمایل کمتری به اعطای وام دارند و حجم تسهیلات اعطایی آنها کاهش می‌یابد (فلاحتی و همکاران، ۱۳۹۱).

افزایش در نرخ تورم با ایجاد اصطکاک در بازار اعتبار بر عملکرد بخش مالی بانک‌ها و نیز فعالیت واقعی بلندمدت، اثر منفی بر جای می‌گذارد. علاوه بر آن، در دوره‌های توأم با نرخ تورم شدید، سرمایه‌ها با کارآیی کمی تخصیص پیدا می‌کنند. دلیل این موضوع، آن است که با وجود تورم شدید، این احتمال وجود دارد که طرح‌هایی که در شرایط نرمال اقتصادی فاقد توجیه اقتصادی هستند، به لطف تورم شدید توجیه اقتصادی پیدا کنند و منابع محدود مالی به جای اختصاص به پروژه‌های دارای اولویت، به پروژه‌هایی که صرفاً به سبب وجود تورم شدید توجیه اقتصادی پیدا کرده‌اند، تخصیص یابند. به عبارت دیگر، هر گاه نرخ تورم بیش از سطح آستانه‌ای باشد، اصطکاک‌های اطلاعاتی محقق و ناسازگاری بازار اعتبار الزام‌آور و در نتیجه، عملکرد بخش مالی مختل می‌شود وقتی تورم خیلی پایین است، ناسازگاری بازار اعتبار ممکن است الزام‌آور نباشد، آنچنان که تورم گردش اطلاعات را تحریف نکرده و مانع توسعه مالی نشود و جلوی

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2025-05-07]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1402.14.51.5.0]

تخصیص بهینه منابع و بنابراین، رشد را نگیرد. شایان ذکر است که نرخ تورم شدید به طور مستقیم از طریق نااطمینانی در مورد آینده، از دست رفتن اطمینان در اقتصاد و ناپایداری جامعه و به شکل غیرمستقیم از طریق سیستم مالی و واسطه‌گران مالی با تأثیر بر سطح سرمایه‌گذاری و کارآیی سرمایه‌گذاری بر رشد اقتصادی بلندمدت تاثیرگذار است (فلاحتی و همکاران، ۱۳۹۱). در این راستا رضایی‌پورو همکاران (۱۳۹۱) در مطالعه ای، تاثیر نوسان های نرخ بهره بانکی بر حجم سپرده های بانکی بلندمدت در ایران را بررسی نمودند. نتایج در دوره زمانی ۱۳۸۷-۱۳۵۲ نشان داد که رابطه تعادلی بلندمدت بین نرخ بهره و حجم منابع مالی بانک ها معنادار بوده است و تاثیر افزایش نرخ بهره بر حجم منابع مالی بانک ها مثبت می باشد، البته اثر بلندمدت نرخ بهره بر حجم منابع مالی در مدل کوتاه مدت نیز تایید گردیده است.

در مورد نرخ بهره، رابطه آن با نرخ تورم و تأثیر آن بر متغیرهای مختلف اقتصادی تحقیقات متعددی انجام شده است که از آن جمله می‌توان به مطالعات صادقی و همکاران (۱۴۰۰)، نقدی و عفتی باران (۱۳۹۸)، مهدی آبادی و محمدی پور(۱۳۹۸)، عسگری و همکاران (۱۳۹۸)، فراهانی و همکاران (۱۳۹۷)، کازرونی و همکاران (۱۳۹۵)، توکلی و همکاران (۱۳۹۵)، ابونوری و همکاران (۱۳۹۲)، غفاری و همکاران (۱۳۹۲)، سعیدی و همکاران(۱۳۹۱)، رضایی پور و همکاران(۱۳۹۱)، حسنزاده و اکبری (۱۳۹۰)، ولیان و همکاران (۱۳۹۲)، سعیدی و پقه(۱۳۹۰)، مهرآرا و همکاران (۱۳۹۰)، احمدی شادمهری و همکاران (۱۳۹۰)، صمصامی و خادم غوثی (۱۳۸۹)، سامتی و همکاران (۱۳۸۸)، ربیعی و بید آبادی (۱۳۸۸)، کشاورزیان پیوستی و عظیمی چنزق (۱۳۸۷)، کمیجانی و بهرامی راد (۱۳۸۷)، ازوجی و فرهادی (۱۳۸۶)، مهرگان و همکاران(۱۳۸۵)، حسنوند، نادمی (۱۳۹۷)، خواجه محمدلو و خداویسی (۱۳۹۶)، جیانگ[1](۲۰۲۳)، لوجاک و همکاران[2] (۲۰۲۳)، لوپز و همکاران[3] (۲۰۲۲)، لامرس و همکاران[1](۲۰۲۱)، ایزلدین و همکاران[4] (۲۰۲۱)،

1. Jiang
2. Lojak et al.
3. Lopez et al.
4. Izzeldin et al.

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2025-05-07]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1402.14.51.5.0]

سوبراهمانیام [1](۲۰۲۰)، چن و همکاران [2] (۲۰۱۹)، هلمز و همکاران [3] (۲۰۱۹)، پاپا دامو و همکاران [4] (۲۰۱۷)، آنوومر و همکاران [5](۲۰۱۲)، آندرایس و کاپرارو [6](۲۰۱۲)، اودهیامبو [7](۲۰۰۹)، بن ابی و همکاران [8](۲۰۰۹) هوالان کی و وی لانگ [9] (۲۰۰۶)واردار و دیگران [10] (۲۰۰۸) اشـاره نمود. اما در هیچ کدام از مطالعات به بررسـی میزان تاثیرگذاری نرخ بهره واقعی در همگرایی کارایی بانک ها در استان ها با استفاده از اقتصادسنجی فضایی پرداخته نشده است. در صورت همگرایی، تصمیم گیران کشور می توانند الگوی سیاست گذاری مناسبی در زمینه تخصیص و توزیع منابع، امکانات و فرصت ها در اختیار سیاست گذاران بخش عمومی کشور برای رفع عدم تعادل های ایجاد شده قرار دهند. در حالی که در صـورت واگرایی بین مناطق مختلف، شـکاف طبقاتی و نابرابری در جامعه افزایش و رفاه اقتصادی کاهش می یابد که این امر از منظر سیاستگذاری مطلوب نیست.

در این راستا سوال اصلی مطالعه این است که آیا نرخ بهره واقعی در همگرایی کارایی بانک ها در استان ها تاثیرگذار است؟. در ادامه بعد از مقدمه به ترتیب مبانی نظری، پیشینه تحقیق، تصریح مدل و معرفی متغیرها، برآورد مدل و در نهایت نتیجه‌گیری و پیشنهادها ارائه شده است.

۲. مبانی نظری

نرخ بهره پدیده ای اقتصادی است که از دوران قبل از میلاد مسیح در زندگی اقتصادی بشر وجود داشته و عقاید فلسفی و مـذهبی متعـددی در رابطـه بـا آن مطـرح اسـت. بهره را می توان به صورت های گوناگون تعریف کرد. مبلغی که در هنگام بهره برداری از سرمایه پرداخت می گردد، به بهره معروف اسـت (مسـاح، ۱۳۸۸؛ کازرونی و همکاران، ۱۳۹۵). نرخ بهره عبارت اسـت از مبلغی که قرض‌کننده جهت استفاده موقت از سرمایه پرداخت می‌کند. از طرف دیگر نرخ بهره اشاره به این دارد که قرض‌دهنده با به تعویق انداختن اسـتفاده از نقدینگی خود، انتظار دریافت سـود بیشـتری را

1. Subrahmanyamb
2. Chena et al.
3. Holmes et al.
4. Papadamou et al.
5. Onwumere et al.
6. Andries and Capraru
7. Odhiambo
8. Obi , B en et al.
9. hualan cai & wei wang
10. Vardar et al.

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2025-05-07]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1402.14.51.5.0]

دارد. نرخ بهره یک شمشیر دو لبه می باشد، به این منظور که اگر نرخ بهره افزایش یابد، احتمالا صاحبان منابع مالی اضافی قسمتی از این منابع مالی را به امید دریافت سود بالاتر در آینده قرض خواهند داد. به عبارت دیگر نرخ های بهره بالا افراد را تشویق می کند که نقدینگی اضافی خود را به دیگران قرض دهند[1] (ولیان و همکاران ،۱۳۹۲). تورگو[2] اقتصاددان فرانسوی (۱۷۲۷-۱۷۸۱)، نرخ بهره را قیمتی که برای استفادهٔ مقدار مشخصی ارزش در یک دورهٔ زمانی پرداخت می شود، می داند (سامتی و همکاران، ۱۳۸۸). نرخ بهره مهمترین عامل در انتقال منابع مالی از سپرده‌گذاران به سرمایه‌گذاری در بهترین و کاراترین پروژه‌ها می‌باشد. انتقال و واسطه‌گری بین سپرده گذاران و سرمایه گذاران نیز در بیشتر موارد از طریق نظام بانکی صورت می‌گیرد؛ زیرا بازارهای مالی در کشورهای در حال توسعه اساساً متکی به سیستم اعتبارات بانکی است و انواع دیگر بازارهای سرمایه مانند بورس اوراق بهادار و یا واسطه‌گری های مالی غیربانکی از اهمیت چندانی برخوردار نیستند. این نتایج برخلاف نظریات سنتی نرخ بهره می باشند که رابطه بین نرخ بهره حقیقی و سرمایه گذاری را رابطه ای معکوس می دانستند (مندوزا[3]، ۲۰۰۱). افزایش نرخ های بهره حقیقی باعث تغییر و انتقال بخشی از مجموعه دارایی ها به سپرده های بانکی می شود. بنا بر فرضیات مککینون ـــ شاو می توان استدلال کرد که این انتقال مجموعه دارایی ها، از دارایی های غیرمولد نظیر پول و طلا و ارز خارجی و یا از طریق بازگشت سرمایه هایی که در خارج از کشور سرمایه گذاری شده است، تحقق خواهد یافت (مهرآرا و همکاران، ۱۳۹۰). همچنین، تمامی تئوری ها بر تأثیر استفاده از تسهیلات بانکی به عنوان منبع تأمین هزینه های سرمایه گذاری در بهبود شرایط سرمایه گذاری تأکید می ورزند، که پس اندازهای افراد جامعه به صورت دارایی های پولی، منبع اصلی تأمین تسهیلات اعطایی سیستم بانکی را تشکیل می دهند (سامتی و همکاران، ۱۳۸۸).

تاثیر نرخ بهره به عنوان یک سیاست از طریق نرخ بهره واقعی منجر به واکنش بخش حقیقی اقتصاد می شود (مشکین[4]، ۱۹۹۵؛ فراهانی و همکاران، ۱۳۹۷) در اقتصاد با دستمزدها و قیمت های چسبنده،

1. Deutsch, Bundesbank report.
2. A.R.J.Turgot (1727-1781)
۳. Mendoza
4. Mishkin

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2025-05-07]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1402.14.51.5.0]

عرضه پول از طریق کانال نرخ بهره بر تقاضای کل تاثیر می گذارد. این دیدگاه که بر مبنای نظریه سنتی کینز است توسط برخی از محققان همچون تیلور[1] مورد حمایت قرار گرفته و از آن به عنوان بخش کلیدی مکانیسم انتقال نام برده شده است. با اعمال سیاست پولی انقباضی نرخ بهره افزایش می یابد. افزایش نرخ بهره موجب گران ترشدن سرمایه گذاری شده و لذا سرمایه‌گذاری کاهش یافته و کاهش سرمایه‌گذاری منجر به کاهش تولید واقعی خواهد شد. بر این مبنا افزایش نرخ بهره، منجر به کاهش تولید می‌گردد و کاهش تولید با کاهش تقاضای نیروی کار در بازار عوامل تولید مواجه و این موضوع باعث تعدیل نیروی کار توسط کارفرما می‌شود. در بازار سرمایه نیز با ورود شوک نرخ بهره سرمایه‌گذاری کاهش و در صورتی که بازاری جانشین مانند بازار پول دارای جذابیت لازم باشند، موجب حرکت سرمایه به سمت بازار جانشین خواهد (بورک[2]، ۲۰۱۰؛ فراهانی و همکاران، ۱۳۹۷).

از آنجا که هدف اصلی این پژوهش، بررسی میزان تأثیرگذاری نرخ بهره حقیقی در همگرایی کارایی بانک ها در استان‌ها است، در ادامه مفهوم همگرایی تشریح شده است.

در ادبیات اقتصادی، حداقل سه روش برای بررسی همگرایی وجود دارد: همگرایی بتا[3]، همگرایی سیگما[4]و همگرایی تصادفی (لی و همکاران[5]، ۱۹۹۷). همگرایی بتا زمانی رخ می‌دهد که کشورهای (مناطق، استان‌های) فقیر در مقایسه با کشورهای (مناطق، استان‌های) ثروتمند، با سرعت بیشتری رشدکنند (رحیمی و همکاران،۱۴۰۱).

همگرایی بتا به دو نوع همگرایی بتا شرطی و همگرایی بتا غیرشرطی (مطلق) طبقه‌بندی می‌شود. همگرایی بتا به کشورها (مناطق، استان‌ها) اجازه می‌دهد که همگرا شوند، اما نه به‌سمت مشترک، بلکه به سمت سطح پایدار درآمد بلندمدت خود. این نوع همگرایی شرطی است، زیرا به ویژگی‌های ساختاری مناطق مانند ترجیحات، سطح پیشرفت فنی و تکنولوژی، نرخ رشد جمعیت، سیاست‌های دولتی و... بستگی دارد. از دیدگاه منکیو[6] (۲۰۰۶)، اگر برای بررسی همگرایی عواملی مانند نرخ

1. Taylor
2. Bork
3. Bata convergence
4. Sigma convergence
5. Lee et al.
6. Mankiw

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2025-05-07]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1402.14.51.5.0]

پس‌انداز، نرخ رشد جمعیت، پیشرفت فنی و ... کنترل شوند، همگرایی مشاهده شود، همگرایی از نوع مشروط خواهد بود.

رویکرد همگرایی β از مدل رشد برون‌زای نئوکلاسیک سولو ـ سوان[1] (۱۹۵۶) استخراج شده و سیستم اقتصادی بسته، نرخ پس‌انداز برون‌زا و تابع تولید مبتنی بر بهره‌وری نزولی سرمایه و بازده ثابت نسبت به مقیاس از مفروضات آن است. بر این اساس، نویسندگانی مانند منکیو و همکاران (۱۹۹۲) و بارو و سالا مارتین (۱۹۹۲) مدل زیر را پیشنهاد دادند.

$$\ln\left[\frac{y_{T,i}}{y_{0,i}}\right] = \mu_i + \varepsilon_i \qquad (۱)$$

که در آن $ln\left[\frac{y_{T,i}}{y_{0,i}}\right]$ نرخ رشد درآمد سرانه در کل دوره، y_T ارزش درآمد سرانه در آخرین دوره زمانی مدنظر، y_0 ارزش درآمد سرانه در نخستین دوره و ε_i مقدار خطا است. می‌توان جز سیستماتیک μ_i را به‌صورت رابطه ۲ تشریح کرد.

$$\mu_i = \alpha + (1 - e^{-\lambda k}) ln y_{0.i} \qquad (۲)$$

پارامتر λ سرعت همگرایی است که نشان می‌دهد اقتصادها با چه سرعتی همگرا می‌شوند. یکی از فروض مدل این است که ε_i دارای توزیع نرمال با میانگین صفر و واریانس σ^2 است. رابطه ۱ اغلب به‌صورت مستقیم به کمک روش حداقل مربعات غیرخطی برآورد می‌شود (بارو و سالا مارتین[2]، ۱۹۹۶). می‌توان پارامتر β را به‌صورت $\beta = 1 - e^{-\lambda k}$ تعریف کرد که در این صورت β را می‌توان به‌وسیله حداقل مربعات معمولی برآورد کرد. همگرایی مطلق زمانی وجود دارد که β منفی و از نظر آماری معنادار باشد. اگر فرض صفر $\beta = 0$ رد شود، می‌توان نتیجه‌گیری کرد که مناطق فقیرتر با سرعت بالاتری نسبت به مناطق ثروتمند رشد می‌کنند و همگی به یک سطح درآمد سرانه همگرایی خواهند داشت (رحیمی و همکاران، ۱۴۰۱).

۳. سابقه پژوهش

1. Solow–Swan
2. Barro & Sala-i-Martin

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2025-05-07]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1402.14.51.5.0]

رحیمی و همکاران (۱۴۰۱) در مطالعه ای با استفاده از اقتصاد سنجی فضایی، تأثیر کارایی بانکی و بی‌انضباطی پولی، در همگرایی اقتصادی استان‌ها را در دوره زمانی ۱۳۸۹ تا ۱۳۹۸ بررسی نمودند. نتایج برآورد مدل ها نشـــان داد که کارایی بانکی و بی‌انضـــباطی پولی تأثیر منفی و معنادار در همگرایی اقتصادی در استان‌ها دارند؛ بنابراین سیستم بانکی نتوانسته است که در همگرایی اقتصادی نقش تأثیرگذاری ایفا کند. همچنین موجودی ســـرمایه واقعی و مالیات ها تأثیر مثبت و معنادار و سرمایه انسانی و شاخص فلاکت، تأثیر منفی و معنادار در همگرایی اقتصادی داشته اند.

صادقی و همکاران (۱۴۰۰) با استفاده از سیستم معادلات همزمان و روش حداقل مربعات سه مرحله‌ای در بازه زمانی ۱۳۹۶-۱۳۶۷ نشان دادند که ابزار پولی نرخ بهره به علت سرکوب شدن، کارایی خود را در جابه‌جایی نقدینگی میان بازارها به منظور تاثیرگذاری بر شاخص‌های اقتصادی از دست داده و عملا موجب کاهش قدرت بازارگردانی بانک مرکزی شده است.

نقدی و عفتی باران (۱۳۹۸) در مطالعه ای به محاسبه نرخ بهره بهینه طی دوره ۱۳۹۵-۱۳۷۵ برای دستیابی به نرخ تورم بهینه و رشد اقتصادی مطلوب با استفاده از الگوی کنترل بهینه پرداختند. نتایج نشان داد برای رسیدن به نرخ رشد اقتصادی مطلوب ۶ درصد در سال و نرخ تورم هدف گذاری شده ۱۰ درصد، میانگین نرخ بهره بهینه در اقتصاد ایران در دوره زمانی ۱۳۹۵-۱۳۷۲ حدود ۵/۲ درصد است.

خواجه محمدلو و خداویسی (۱۳۹۶) در مطالعه ای به بررسی ارتباط نرخ ارز، نرخ تورم و نرخ بهره تحت رویکرد تئوری های فیشر در اقتصاد ایران پرداختند. نتایج با استفاده از آزمون یوهانسن و برآورد الگوی تصحیح خطای برداری در دوره زمانی ۱۳۹۳-۱۳۶۰ نشان داد که در کوتاه مدت نرخ ارز تاثیر مثبت و معنی دار و نرخ تورم تاثیری بر نرخ بهره ندارد. به عبارت دیگر تئوری فیشر در اقتصاد ایران رد می شود.

کازرونی و همکاران(۱۳۹۵) در مطالعه ای با استفاده از رویکرد فازی، روند نرخ بهره را در دوره زمانی ۱۳۹۱- ۱۳۶۲ برآورد نمودند. بررسی روند نرخ بهره حاکی از نوسانات زیاد آن در دوره مورد بررسی دارد. مقدار ماکزیمم و مینیمم این روند مربوط به سال های ۱۳۷۴ و ۱۳۶۴ است و به ترتیب برابر با ۷۸/۷ و ۲۲/۴ می باشد.

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2025-05-07]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1402.14.51.5.0]

توکلی و همکاران (۱۳۹۵) در پژوهشی به بررسی اثر نرخ بهره بین بانکی در عملکرد سودآوری بانک های ایران پرداختند. نتایج در دوره زمانی ۱۳۹۲- ۱۳۹۰ نشان داد که هر چند مدل های مورد استفاده برای تحلیل دارای مبنای نظری و برخی از معیارهای تابع برازنده بودند اما نتوانستند رفتار نرخ سود در ایران را توضیح دهند و موید فرضیه های تحقیق نبودند.

ابونوری و همکاران (۱۳۹۲) ارتباط میان نرخ سود سپرده های بانکی و نرخ تورم را در ایران در دوره زمانی ۱۳۶۸-۱۳۸۸ بررسی نمودند. نتایج با استفاده از الگوهای هم انباشتگی و تصحیح خطا نشان داد در بلندمدت رابطه ی مثبت و معناداری بین نرخ سود اسمی سپرده ها و نرخ تورم وجود دارد.

غفاری و همکاران (۱۳۹۲) به بررسی تأثیر افزایش نرخ سود تسهیلات بانکی بر رشد اقتصادی ایران در قالب یک الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی نیوکینزی در دوره زمانی ۱۳۹۰-۱۳۷۵پرداختند. نتایج نشان داد که در اثر افزایش نرخ سود تسهیلات بانکی، حجم سپرده های بانکی افزایش می یابد اما سرمایه گذاری، تسهیلات بانکی و تولید ناخالص داخلی بدون نفت کاهش یافته است. از این رو افزایش نرخ سود تسهیلات بانکی نه تنها رشد اقتصادی را افزایش نداده است بلکه سبب کاهش رشد اقتصادی گردیده است. بنابراین، فرضیه مکینون شاو در اقتصاد ایران رد می شود.

سعیدی و همکاران(۱۳۹۱) در مطالعه ای به بررسی ارتباط میان نرخ تورم با نرخ بهره کوتاه مدت یکساله، نرخ بهره میان مدت سه ساله و نرخ بهره بلندمدت پنج ساله با استفاده از روش تخمین کمترین مجذورات پرداختند. نتایج در دوره زمانی (۱۳۸۸-۱۳۷۰) حاکی از معنی دار بودن ارتباط بین نرخ تورم با نرخ بهره یکساله می باشد و بین نرخ تورم با نرخ بهره سه ساله و پنج ساله ارتباط معناداری یافت نشد.

رضایی پور و همکاران(۱۳۹۱) در مطالعه ای تاثیر نوسان های نرخ بهره بانکی بر حجم سپرده های بانکی بلندمدت در ایران را بررسی نمودند. نتایج با استفاده از الگوی خود رگرسیون برداری یوهانسون و جوسیلیوس و مدل تصحیح خطای برداری طی دوره (۱۳۸۷-۱۳۵۲) نشان داد که رابطه تعادلی بلندمدت بین نرخ بهره و حجم منابع مالی بانک ها معنادار بوده است و تاثیر افزایش نرخ بهره

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2025-05-07]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1402.14.51.5.0]

بر حجم منابع مالی بانک ها مثبت می باشد، البته اثر بلندمدت نرخ بهره بر حجم منابع مالی در مدل کوتاه مدت نیز تایید گردید.

حسن زاده و اکبری (۱۳۹۰) در مطالعه ای تأثیر آزادسازی نرخ سود بانکی را بر متغیرهای کلان اقتصادی از جمله سرمایه گذاری بررسی نمودند. نتایج با استفاده از داده های سری زمانی ۱۳۸۷-۱۳۷۲ به روش سیستمی نشان داد که آزادسازی نرخ سود بانکی به صورت کنترل شده و محدود سبب افزایش سرمایه گذاری و رشد اقتصادی می شود.

مهرآرا و همکاران (۱۳۹۰) در مطالعه ای، رابطه غیرخطی میان نرخ بهره واقعی و سرمایه گذاری خصوصی در کشورهای در حال توسعه را در دوره زمانی ۲۰۰۷-۱۹۷۰ با استفاده از الگوی پانل پویای آستانه ای بررسی نمودند. نتایج نشان داد که نرخ‌های بهره حقیقی تا قبل از حد آستانه (حدود ۵-۶ درصد) به صورت مثبت، سرمایه گذاری خصوصی را تحت تاثیر قرار می‌دهد، ولی با گذشتن از حد آستانه ای برآورد شده، افزایش بیشتر نرخ های بهره واقعی اثر منفی بر سرمایه گذاری خصوصی دارد.

احمدی شادمهری و همکاران (۱۳۹۰) در مطالعه ای رابطه علیت بین تغییرات نرخ بهره و تورم را در گروه کشورهای منا بررسی نمودند. نتایج در دوره زمانی ۲۰۰۸-۱۹۹۷ با استفاده از آزمون های علیت گرنجری و هشیائو نشان داد که در کشورهای جیبوتی و قطر رابطه علیت از تغییرات نرخ بهره به تغییرات نرخ تورم می باشد. اما در دیگر کشورها تغییر نرخ بهره علت تغییر نرخ تورم نیست.

صمصامی و خادم غوثی (۱۳۸۹) در مطالعه ای تاثیر نرخ سود تسهیلات بانکی بر سرمایه گذاری خصوصی را بررسی نمودند. نتایج در دوره زمانی ۱۳۵۲-۱۳۸۶ نشان داد که نرخ سود واقعی تسهیلات بانکی اثر منفی بر سرمایه گذاری دارد.

کمیجانی و بهرامی راد (۱۳۸۷) به بررسی آزمون رابطه بلندمدت بین نرخ سود تسهیلات بانکی و نرخ تورم پرداختند. نتایج نشان داد که اولا در بلندمدت نرخ تورم و نرخ سود اسمی در یک جهت تغییر می کنند و ثانیا در بلندمدت تغییر در نرخ تورم، علت تغییر در نرخ سود اسمی است.

ازوجی و فرهادی (۱۳۸۶) به بررسی تاثیر تغییرات نرخ بهره واقعی بر توسعه بخش مالی در اقتصاد ایران پرداختند. نتایج نشان داد که بین تغییرات نرخ بهره واقعی بانک ها و توسعه بخش مالی ارتباط

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2025-05-07]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1402.14.51.5.0]

معنادار و معکوس وجود دارد. همچنین افزایش نرخ بهره واقعی در بازار غیر رسمی، منجر به کاهش تقاضا در این بازار و گرایش به سمت بازار رسمی (سیستم بانکی) وگسترش بازار مالی در اقتصاد ایران می شود.

مهرگان و همکاران(۱۳۸۵) در مطالعه ای رابطه علی بین نرخ بهره و تورم را با استفاده از داده های تابلویی ۲۴ کشور طی دوره زمانی ۲۰۰۳-۲۰۰۱ با استفاده از آزمون علیت بررسی نمودند. نتایج نشان داد که از لحاظ آماری رابطه علی یک طرفه از سوی نرخ بهره به سمت نرخ تورم وجود دارد. بنابراین باید نرخ بهره دریافتی بانک ها از طریق افزایش کارآیی عملکرد بانک ها، بدون کاهش نرخ بهره پرداختی به سپرده گذاران، کاهش یابد.

لوجاک و همکاران[1] (۲۰۲۳) در مطالعه ای رابطه بین سیاست پولی و رفتار ریسک پذیری بانک ها را بررسی نمودند. آنها مدلی را طراحی نمودند که در آن یک بانک ریسک گریز به شرکت ها وام می دهد و همچنین یک سبد سرمایه گذاری مالی متشکل از دارایی پرریسک و بدون ریسک را مدیریت می کند. آنها تشریح نمودند که مدیریت ریسک و دارایی/بدهی بانک به نرخ سیاست بدون ریسک بستگی دارد. با این حال، سیاست نرخ‌های پایین، بانک‌ها را تشویق می‌کند تا با تخصیص مجدد پرتفوی دارایی‌های خود به سمت ریسک‌های بیشتر، در جستجوی سود شرکت نمایند که در نهایت منجر به موقعیت‌های کم سرمایه و آسیب‌پذیری بخش مالی را افزایش می دهد.

لوپز و همکاران[2] (۲۰۲۲) در مطالعه ای اثرات سیاست نرخ بهره منفی در سودآوری بانک و ریسک پذیری بانک های اروپایی بررسی نمودند. نتایج با استفاده از مجموعه داده های ۲۵۹۶ بانک از ۲۹ کشور اروپایی در دوره زمانی ۲۰۱۱-۲۰۱۹ نشان داد که اجرای سیاست نرخ بهره منفی، حاشیه سود خالص و بازده دارایی های یک بانک نماینده را به میزان ۱۴/۵ واحد پایه و ۱۸/۵کاهش می دهد. همچنین کاهش در نرخ بهره کوتاه‌مدت، حاشیه سود خالص را زمانی که نرخ‌های بهره از قبل منفی هستند، کاهش می‌دهد و تاثیر اجرای سیاست نرخ بهره منفی بر سودآوری بانک‌ها و ریسک‌پذیری متفاوت، بسته به مدل کسب‌وکار اتخاذ شده دارد.

1. Lojak et al.
2. Lopez et al.

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2025-05-07]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1402.14.51.5.0]

لامرس و همکاران[1] (۲۰۲۲) در مطالعه ای همگرایی سودآوری را در بانک‌های منطقه یورو در دوره زمانی ۲۰۰۹ – ۲۰۲۰ با استفاده از مفاهیم همگرایی و الگوریتم خوشه‌بندی بررسی نمودند. نتایج نشان داد که بانک‌ها با عملکرد بهتر به سمت سطح سود پایین‌تر همگرا می‌شوند، که یک "همگرایی بزرگ" را به سمت میانه نشان می‌دهد. علاوه بر این، مجموعه‌ای از بانک‌های دارای پویایی سود نامطلوب شناسایی گردیدند که با نسبت‌های بالای هزینه به درآمد و وام‌های غیر اجرایی مشخص می‌شوند که نیاز به بازسازی بخشی از بخش بانکداری منطقه یورو را نشان می‌دهد.

ایزلدین و همکاران[2] (۲۰۲۱) در مطالعه ای به بررسی کارایی بانک‌های اسلامی و متعارف و چگونگی همگرایی آن‌ها در کشورهای مختلف پرداختند. آنها از هر دو روش پارامتری و غیر پارامتری برای تجزیه و تحلیل پانلی از بانک‌های اسلامی و متعارف از ۲۳ کشور در طول دوره ۱۹۹۹ تا ۲۰۱۴ استفاده نمودند. نتایج روش‌های پارامتری (روش‌های مرزی تصادفی) نشان داد که هم کارایی حالت پایدار و هم سرعت همگرایی بانک‌های اسلامی و متعارف مشابه هستند. همترازی بین دو نوع بانک به طور مثبت به عمق مالی کشور، شفافیت، ثبات اقتصادی و تمرکز بانکداری بستگی دارد. در سطح بانک، همترازی در دو سیستم بانکی با تنوع درآمد بالاتر، نقدینگی، سودآوری و ثبات مالی همراه است.

ژوتا و سوبراهمانیام[3] (۲۰۲۰) در مطالعه ای همگرایی بهره‌وری کل عوامل را برای نمونه‌ای از بانک‌های تجاری هند (دولتی، خصوصی و خارجی) در دوره زمانی ۲۰۱۸ – ۱۹۹۲ بررسی نمودند. یافته‌های تجربی به شدت فرضیه همگرایی (بتا و سیگما)را در میان بانک‌های هند بدون تعصب مالکیت پشتیبانی می نماید. سرعت همگرایی بهره‌وری در بانک‌های بخش دولتی و بانک‌های خصوصی و خارجی در طول دوره نمونه بیشتر است.

چن و همکاران[4](۲۰۱۹) در مطالعه ای تحت عنوان" تحلیل مقایسه‌ای ناکارآمدی سود و همگرایی بهره‌وری بین بانک‌های تایوانی و چینی" در نمونه‌هایی از بانک‌ها شامل ۳۱ بانک تایوانی و ۵۰ بانک شهر چین در دوره زمانی ۲۰۱۰-۲۰۱۴ نشان دادند که بانک‌های چینی در کارایی سود عملکرد بهتری

1. Lamers et al.
2. Izzeldin et al.
3. Jota and subra hmanyam
4. Chen et al.

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2025-05-07]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1402.14.51.5.0]

نسبت به بانک‌های تایوانی دارند. در حالی که بانک‌های چینی تکنولوژی بهتری در ایجاد سود نسبت به بانک‌های تایوانی دارند، بانک‌های تایوانی سود بیشتری نسبت به بانک‌های تایوانی کسب می‌کنند اگر بتوانند از فرا ارزش سود استفاده کنند هم بانک‌های چینی و هم بانک‌های تایوانی کاهش بهره‌وری سود را تجربه کرده‌اند. همچنین نتایج واگرایی در رشد بهره‌وری را در بانک‌های شهر چین و همگرایی را در رشد بهره‌وری برای بانک‌های تایوانی نشان می‌دهد.

هلمز و همکاران[1] (۲۰۱۹) در مطالعه ای میزان یکپارچگی بازار و رقابت در سپرده‌های خرده‌فروشی و بازارهای وام را در کلمبیا را بررسی نمودند. آنها از یک مجموعه داده متشکل از داده‌های نرخ بهره در سطح بانک برای محصولات مالی مختلف در طیف وسیعی از بانک‌ها استفاده نمودند. نتایج نشان داد درجه همگرایی بازار وام به طور نامتقارن به تغییرات در سیاست پولی پاسخ می‌دهد.

آنوومر[2] و همکاران (۲۰۱۲) در مطالعه ای تأثیر آزادسازی نرخ بهره بر پس انداز و سرمایه گذاری را در کشور نیجریه بررسی نمودند. نتایج با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی نشان داد که آزادسازی نرخ بهره تأثیر معناداری بر پس اندازها نداشته اما سبب کاهش سرمایه گذاری می شود.

آندرایس و کاپرارو[3] (۲۰۱۲) در مطالعه ای به بررسی تأثیر آزادسازی مالی بر کارایی سیستم بانکی در ۹۹ کشور اروپای شرقی و مرکزی پرداختند. نتایج با استفاده از روش پانل دیتا نشان داد در کشورهایی که از سطح آزادسازی مالی بالاتری برخوردارند، کارایی سیستم بانکی بیشتر است.

اودهیامبو[4] (۲۰۰۹) در مطالعه ای به بررسی تأثیر تغییرات نرخ بهره بر رشد اقتصادی در زامبیا پرداخت. نتایج با استفاده از آزمون علیت گرنجری نشان دادکه یک رابطه ی مثبت و معنادار بین آزادسازی نرخ بهره و تعمیق مالی وجود دارد. علاوه بر این، تعمیق مالی حاصل از آزادسازی نرخ بهره باعث رشد اقتصادی می شود.

1. Holmes et al
2. Onwumere
3. Andrie and Capraru
4. Odhiambo

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2025-05-07]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1402.14.51.5.0]

بن ابی و همکاران[1](۲۰۰۹) به بررسی اثر فیشر در کشور نیجریه پرداختند. نتایج با استفاده از روش تصحیح خطا و هم انباشتگی وجود اثر فیشر را در کشور نیجریه تایید می نماید.

هوالان کی و وی لانگ[2] (۲۰۰۶) به بررسی حساسیت بازدهی و سودآوری بانک های تجاری کانادایی نسبت به تغییرات نرخ بهره پرداختند. آنها دریافتند که بین تغییرات نرخ بهره با بازدهی بانک های تجاری طی سال های ۱۹۹۵ تا ۲۰۰۶ ارتباط معنادار و معکوسی وجود دارد. در حالی که این ارتباط در پنج سال قبل از تحقیق معنادار نبوده است. همچنین سودآوری بانک ها به طور معناداری متاثر از تغییرات نرخ بهره در دوره مورد بررسی شان نمی باشد.

آدا و اسکورسو[3] (۲۰۰۱) به بررسی رابطه بین رشد اقتصادی و نرخ بهره واقعی در دوره زمانی ۱۹۶۰-۱۹۹۴پرداختند. نتایج نشان دادکه بین رشد اقتصادی و نرخ بهره واقعی همبستگی منفی وجود دارد و کاهش رشد اقتصادی در طول دهه های گذشته ناشی از اجرای سیاست های پولی محدود کننده می باشد.

با بررسی مبانی نظری و سابقه پژوهش می‌توان دریافت که در زمینه نرخ بهره ، رابطه آن با نرخ تورم و تأثیر آن بر متغیرهای مختلف اقتصادی پژوهش‌های متعددی انجام شده است. اما در هیچ کدام از مطالعات به بررسی میزان تاثیرگذاری نرخ بهره حقیقی در همگرایی کارایی بانک ها در استان ها با استفاده از اقتصادسنجی فضایی پرداخته نشده است.

٤. تصریح مدل و معرفی متغیرها

در این مطالعه با توجه به مبانی نظری و مطالعات تجربی از جمله مطالعه هلمز و همکاران[4](۲۰۱۹) برای بررسی میزان تأثیرگذاری نرخ بهره حقیقی در کارایی بانک‌ها در استان‌ها ابتدا مدل همگرایی مطلق مطابق رابطه ۳ برآورد می شود، سپس همگرایی بتای شرطی با در نظرگرفتن تأثیر نرخ بهره حقیقی بر کارایی بانک‌ها در استان‌ها طبق رابطه ۴ برآورد می گردد. برای بررسی تأثیر نرخ بهره حقیقی بر سرعت همگرایی، مدل همگرایی شرطی رابطه ۴ را در دو حالت بدون لحاظ نرخ بهره

1. Obi , Ben et al.
2. hualan cai & wei wang ,
3. D'Adda and E. Scorcu
4. Holmes et al

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2025-05-07]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1402.14.51.5.0]

حقیقی و با لحاظ کردن نرخ بهره حقیقی برآورد می نماییم. تا تاثیر نرخ بهره حقیقی بر سرعت همگرایی یا واگرایی کارایی بانک ها در استان ها مشخص شود.

$$\mathrm{Ln}\left(\frac{\mathrm{TS_{i,t}}}{\mathrm{TS_{i,t-1}}}\right) = \alpha + \beta \ln\left(\mathrm{TS_{i,t-1}}\right) + \rho \sum_{j=1}^{N} w_{ij} ln\left(\frac{\mathrm{TS}_{j.t}}{\mathrm{TS}_{j,t-1}}\right) + \varepsilon_{\mathrm{it}} \quad (۳)$$

$$\varepsilon_{\mathrm{it}} = \gamma \sum_{j=1}^{N} w_{ij}\varepsilon_{j,t} + v_{i,t}$$

$$Ln\left(\frac{\mathrm{TS_{i,t}}}{\mathrm{TS_{i,t-1}}}\right) = \alpha + \beta \ln\left(\mathrm{TS_{i,t-1}}\right) + \rho \sum_{j=1}^{N} w_{ij} ln\left(\frac{\mathrm{TS}_{j.t}}{\mathrm{TS}_{j,t-1}}\right) + \mathrm{DX_{i,t}} + \varepsilon_{\mathrm{i,t}} \quad (۴)$$

$$\varepsilon_{\mathrm{it}} = \gamma \sum_{j=1}^{N} w_{ij}\varepsilon_{j,t} + v_{i,t}$$

در معادلات بالا، i نشانگر استان، t نشانگر زمان، TS نشان‌دهنده نسبت تسهیلات به سپرده ها پس از کسر سپرده قانونی به‌عنوان شاخص کارایی بانک‌ها است. این نسبت نشان‌دهنده کارایی بانک‌ها در جذب منابع و تخصیص آن به‌عنوان فعالیت بانک‌ها در واسطه‌گری وجوه است و نحوه مدیریت و چگونگی تخصیص منابع جمع‌آوری‌شده از محل سپرده در اعطای تسهیلات را بیان می‌کند. این نسبت نشان‌دهنده توانایی سیستم مالی در استفاده از سپرده‌ها برای اعطای تسهیلات است (ترازنامه بانک مرکزی، ۱۳۸۶). دامنه این نسبت پس از کسر نسبت سپرده قانونی معمولاً بین ۶۰ تا ۸۵ درصد قرار دارد. البته مقدار پایین‌تر از ۶۰ در صد تا حدودی معرف سیاست محافظه‌کارانه بانک و تمایل نداشتن به اعطای وام به‌دلیل ریسک‌های موجود در وام‌دهی بوده و نداشتن فعالیت مؤثر در اعطای تسهیلات به کاهش درآمد واسطه‌گری بانک منجر خواهد شد. از سوی دیگر، مقدار بالاتر از ۸۵ درصد نیز بیانگر کسری نقدینگی بانک‌ها به‌منظور تأمین منابع اعتبارات اعطایی و آسیب‌پذیری نسبت به وام‌دهندگان و به‌نوعی بیانگر بالا بودن ریسک نقدینگی بانک است (ابونوری و کاشفی، ۱۳۹۷؛ رحیمی و همکاران،۱۴۰۱).

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2025-05-07]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1402.14.51.5.0]

W (ضریب وزن فضایی) ماتریس وزنی $N * N$ جغرافیایی شامل اطلاعات مربوط به فاصله بین مناطق، $\left(\frac{\mathrm{TS}_{j.t}}{\mathrm{TS}_{j,t-1}}\right) \sum_{j=1}^{N} w_{ij} ln$ اثرهای متقابل درون‌زا میان متغیرهای وابسته مناطق است که در واقع، عبارت خودرگرسیون فضایی اثرهای سرریز را مدل‌سازی می‌کند که در بیشتر پژوهش‌های تجربی از آن به‌عنوان متغیر وقفه (تأخیر) فضایی یاد می‌شود. $\sum_{j=1}^{N} w_{ij} \varepsilon_{j,t}$ اثرهای متقابل میان جملات اخلال واحدهای مختلف، ρ ضریب خودهم‌بستگی فضایی متغیر وابسته است که نشان می‌دهد متغیر وابسته در یک استان چه میزان توسط متغیر وابسته استان‌های همسایه تحت‌تأثیر قرار می‌گیرد γ ضریب خودهم‌بستگی فضایی جملات اخلال، ε_{it} برداری از اثرهای فضایی ثابت یا تصادفی، $v_{i,t}$ جمله اخلال مدل‌های رگرسیونی و $X_{i,t}$ بردار متغیرهای توضیحی است که شامل موارد زیر است.

LSarhum: نشان‌دهنده لگاریتم سرانه فارغ التحصیلان دانشگاهی به‌عنوان شاخص نشان‌دهنده سرمایه انسانی استان‌ها می‌باشد.

Fao: نشان‌دهنده ضریب نفوذ اینترنت استان‌ها به‌عنوان شاخص فناوری اطلاعات و ارتباطات می باشد. این شاخص به‌صورت نسبت تعداد کاربران اینترنت به جمعیت هر استان محاسبه شده است.

Lgdp: نشان‌دهنده لگاریتم تولید ناخالص داخلی استان‌ها به قیمت ثابت سال ۱۳۹۵ می باشد.

rate : نرخ بهره حقیقی می باشد که بر اساس رابطه فیشر، نرخ بهره حقیقی از تفاضل نرخ بهره اسمی و نرخ تورم حاصل می شود. در رابطه زیر R_{rt} نرخ بهره حقیقی و R_{nt} نرخ بهره اسمی و INF_t تورم است.

$$R_{rt} = R_{nt} - INF_t$$

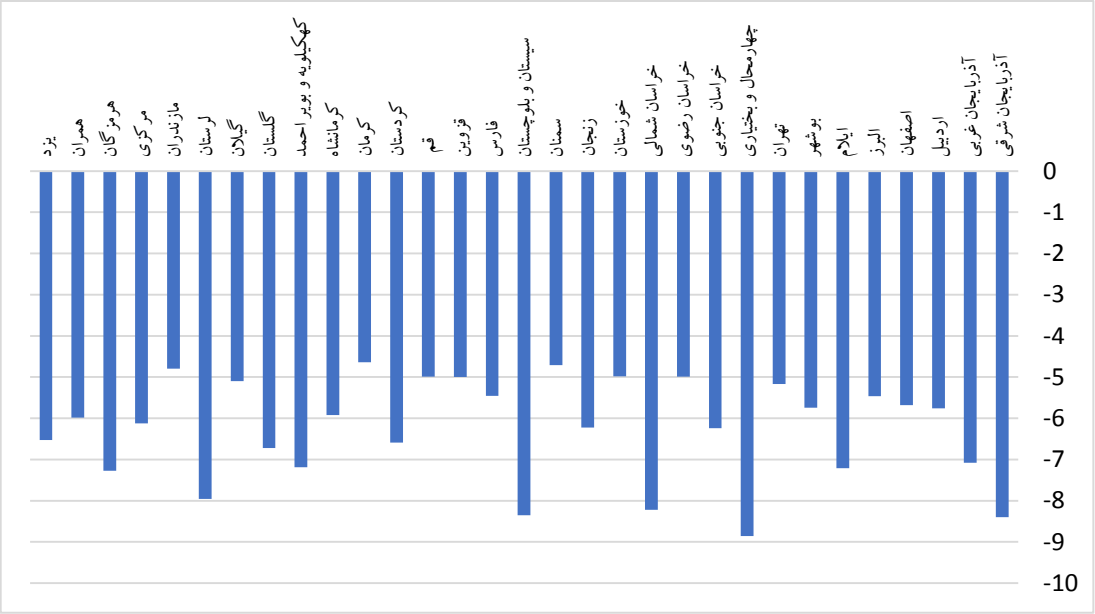
جامعه آماری این مطالعه، استان‌های ایران شامل اردبیل، اصفهان، ایلام، آذربایجان شرقی، آذربایجان غربی، بوشهر، تهران، چهارمحال و بختیاری، خراسان جنوبی، خراسان رضوی، خراسان شمالی، خوزستان، زنجان، سمنان، سیستان و بلوچستان، فارس، قزوین، قم، کردستان، کرمان، کرمانشاه، کهگیلویه و بویراحمد، گلستان، گیلان، لرستان، مازندران، مرکزی، هرمزگان، همدان و یزد و دوره زمانی ۱۳۹۰ – ۱۴۰۰ است. داده های آماری تولید ناخالص داخلی واقعی، سرانه فارغ‌التحصیلان دانشگاهی به‌عنوان شاخص سرمایه انسانی هر استان از سالنامه‌های آماری، داده‌های

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2025-05-07]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1402.14.51.5.0]

آماری میزان نرخ بهره، تسهیلات و سپرده‌های بانکی از بانک مرکزی، تورم از سالنامه های آماری استان ها و داده های آماری ضریب نفوذ اینترنت به‌عنوان شاخص فناوری اطلاعات و ارتباطات از اداره کل ارتباطات و فناوری اطلاعات استخراج و محاسبه شده است.

در ادامه نمودار میانگین نرخ بهره حقیقی در استان‌ها طی دوره زمانی ۱۳۹۰ تا ۱۴۰۰ آمده است.



نمودار ۱. میانگین نرخ بهره حقیقی در استان ها

منبع: یافته های پژوهش بر اساس داده های بانک مرکزی

همان‌طور که در نمودار ۱ مشاهده می‌شود، استان‌های چهارمحال و بختیاری و کرمان به‌ترتیب بیشترین و کمترین نرخ بهره حقیقی طی دوره زمانی ۱۳۹۰-۱۴۰۰ داشته‌اند.

در این مطالعه از اقتصادسنجی فضایی برای بررسی میزان تأثیرگذاری نرخ بهره حقیقی در همگرایی کارایی بانک‌ها استفاده شده که روند کار مطابق با پژوهش الهورست بدین شرح است:

۱. برآورد رگرسیون متعارف؛
۲. آزمون موران برای تأیید وجود اثرهای فضایی؛
۳. تعیین ماتریس وزنی؛

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2025-05-07]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1402.14.51.5.0]

۴. برآورد مدل‌های وقفه فضایی و خطای فضایی؛

۵. در نهایت برآورد مدلی که به‌عنوان مناسب‌ترین مدل؛

۶. برآورد اثرهای مستقیم و غیرمستقیم

محاسبات اثرهای مستقیم و غیرمستقیم در نرم‌افزار Stata انجام شده است.

۵. برآورد مدل

پیش از برآورد مدل، لازم است مانایی متغیرها آزمون شود. چنانچه متغیرها مانا باشند تخمین‌های حاصل مشکل رگرسیون ساختگی را نخواهند داشت، اما چنانچه مانا نباشند می‌بایست رابطه هم انباشتگی بین متغیرها وابسته و متغیرهای مستقل مورد بررسی قرار گیرد. حال برای استفاده از آزمون مانایی مناسب می‌بایست استقلال مقطعی متغیرها مورد بررسی قرار گیرد تا بر مبنای این که داده‌ها وابستگی مقطعی دارند یا خیر آزمون مناسب انتخاب شود. در این مطالعه به دلیل این که تعداد مقطع‌ها بیشتر از تعداد سال‌های مورد بررسی است، از آزمون وابستگی مقطعی پسران (۲۰۰۴) استفاده شده است. فرضیه صفر این آزمون استقلال مقطعی متغیرها است. نتایج آزمون وابستگی مقطعی متغیرهای مورد استفاده در این مطالعه در جدول (۱) ارائه شده است.

جدول ۱. نتایج حاصل از آزمون وابستگی مقطعی

متغیر	آماره t	Prob
کارایی بانک ها$LnTS$	۱۰/۲۸	۰/۰۰۰
لگاریتم سرانه سرمایه انسانی LSarhum	۱۳/۳۶۳	۰/۰۰۱
لگاریتم تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت سال ۱۳۹۵Lgdp	۹/۴۰۱	۰/۰۰۰
فاواFao	۱۵/۱۱۹	۰/۰۰۰
نرخ بهره حقیقیrate	۱۸/۹۵۸	۰/۰۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج حاصل از آزمون وابستگی مقاطع نشان می‌دهد که تمامی متغیرها دارای وابستگی مقطعی می‌باشند. بنابراین برای بررسی مانایی متغیرهای مورد استفاده نمی‌توان به آزمون‌هایی‌مثل لوین، لین و چو(۲۰۰۲)، برایتونگ (۲۰۰۰)، پسران و شین (IPS) (۲۰۰۳)، ADF-Fisher و PP-Fisher که وابستگی مقطعی متغیرها را مورد بررسی قرار نمی‌دهند، استفاده کرد؛ زیرا با وجود مساله وابستگی

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2025-05-07]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1402.14.51.5.0]

مقطعی متغیرها، احتمال تایید فرضیه ریشه واحد افزایش خواهد یافت. در این شرایط می‌بایست ازآزمون‌هایی مثل آزمون ایم، پسران و شین با لحاظ وابستگی مقطعی و هادری و رائو (۲۰۰۸) استفاده کرد که وابستگی مقطعی را در نظر می‌گیرند. به همین منظور، نتایج آزمون‌های مذکور در جدول (۲) ارائه شده است.

جدول ۲. نتایج حاصل از آزمون ریشه واحد

متغیر	CIPS[1]				H-R[2]	
	آماره CIPS	مقادیر بحرانی			آماره HR	Prob
		٪۱	٪۵	٪۱۰		
LnTS	-۴/۵۳۸	-۲/۴۵	-۲/۲۵	-۲/۱۴	۱۱/۱۹۵	۱/۰۰۰
Lgdp	-۲/۴۶۹	-۲/۴۵	-۲/۲۵	-۲/۱۴	۱/۸۵۸	۱/۰۰۰
rate	-۲/۶۴۵	-۲/۴۵	-۲/۲۵	-۲/۱۴	۶/۰۴۱	۱/۰۰۰
Lsarhume	-۲/۵۲۱	-۲/۴۵	-۲/۲۵	-۲/۱۴	۲/۹۲۵	۱/۰۰۰
Fao	-۲/۵۵۹	-۲/۴۵	-۲/۲۵	-۲/۱۴	۳/۵۳۷	۱/۰۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج حاصل از مانایی داده‌ها نشان می‌دهد که همه متغیرها در سطح مانا می‌باشند.

برای تشخیص نوع اثرات فضایی و این‌که چه تصریح مدلی باید مورد استفاده قرار گیرد از آزمون ضریب لاگرانژ استفاده شده است. آزمون Lm error عدم همبستگی فضایی در اجزای اخلال و فرضیه صفر آزمون Lm lag نشان‌دهنده عدم همبستگی فضایی در مشاهدات متغیرهای وابسته می‌باشد. علاوه بر انجام این دو آزمون، نیاز به اجرای آزمون‌های Lm error- robust و Lm lag Robust می‌باشد. تا نتایج با کارایی بالاتری مورد بررسی قرار گیرند. در صورت رد فرضیه صفر مبنی بر عدم همبستگی فضایی در اجزای اخلال از مدل خطای فضایی و رد فرضیه صفر مبنی بر عدم همبستگی فضایی در متغیرهای وابسته از مدل خود رگرسیون فضایی استفاده می‌شود؛ اما در صورتی‌که هر دو فرضیه رد شوند از مدل خود همبستگی فضایی[3] یا خودرگرسیو فضایی با جملات اخلال استفاده می‌شود (ابونوری و کاشفی،۱۳۹۷). با توجه به نتایج به‌دست‌آمده در جدول (۳) و رد

1. Im-Pesaran-Shin
2. Hardi LM stationarity
1. Spatial Auto-Correlation Model(SAC)

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2025-05-07]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1402.14.51.5.0]

فرضیه صفر مبنی بر عدم همبستگی فضایی در اجزای اخلال، از مدل خودرگرسیون فضایی(وقفه فضایی)(SAR[1]) در این مطالعه استفاده شده است.

جدول۳. برآورد مدل های همگرایی

	مدل ۱: همگرایی مطلق			مدل ۲: همگرایی شرطی بدون حضور نرخ بهره حقیقی			مدل ۳: همگرایی شرطی با حضور نرخ بهره حقیقی		
Variable	اثر کل	اثر مستقیم	اثر غیرمستقیم	اثر کل	اثر مستقیم	اثر غیرمستقیم	اثر کل	اثر مستقیم	اثر غیرمستقیم
$\ln(TS_{i,t-1})$	−۰/۷۲۶ (۰/۰۰۰) −۵/۲۷	−۰/۲۶۴ (۰/۰۰۰۱) [−۵/۴۸]	−۰/۴۶۱ (۰/۰۰۳) [−۳/۵۴]	−۰/۸۲۱ (۰/۰۰۰) [−۵/۱۴]	−۰/۵۳۴۱ (۰/۰۰) [−۶/۲۶]	−۰/۲۸۷ (۰/۰۰) [−۳/۵۶]	−۰/۸۶۱ (۰/۰۰) [−۶/۴۰]	−۰/۵۳۸۳ (۰/۰۰) [−۶/۶۹]	−۰/۲۶۷۱ (۰/۰۰) [−۳/۵۱]
lgdp	– – –	– – -	– – –	۰/۰۲۹۱ (۰/۰۱۸) [۲/۸۷]	۰/۰۱۸۹ (۰/۰۰۳) [۳/۸۶]	۰/۰۰۱ (۰/۰۰) [۳/۸۷]	۰/۰۶۲۶ (۰/۰۰۳) [۴/۶۷]	۰/۰۴۱ (۰/۰۰۵) [۶/۴۶]	۰/۰۲۰۷ (۰/۰۰) [۴/۶۵]
fao	– – –	– – –	– – –	−۰/۰۰۲۲ (۰/۰۰) [−۲/۶۸]	−۰/۰۰۱۴ (۰/۰۰) [-۰۲/۶۷]	−۰/۰۰۰۷ (۰/۰۰) [−۲/۳۶]	−۰/۰۰۲۱ (۰/۰۰) [-۲/۷۷]	−۰/۰۰۱۴ (۰/۰۰) [−۲/۱]	−۰/۰۰۰۷ (۰/۰۰) [−۰۲/۵۶]
lsarhum	– – –	– – –	– – –	−۰/۳۵۳ (۰/۰۰۱) [−۲/۶۸]	−۰/۲۳۰ (۰/۰۰) [−۲/۸۱]	−۰/۲۸۷ (۰/۰۰) [−۳/۵۶]	−۰/۴۰۶۲ (۰/۰۰) [-۳/۱۲]	−۰/۲۷۱۵ (۰/۰۰) [-۳/۳۲]	−۰/۱۳۴ (۰/۰۰) [-۳/۴۵]
rate	– – –	– – –	– – –	– – –	– – –	– – -	۰/۲۲۱۷ (۰/۰۰۰) [۲/۹۷]	۰/۱۴۸ (۰/۰۰۲) [۲/۹۴]	۰/۰۰۷ (۰/۰۰۱) [۲/۹۱]
θ	۰/۲۱۱			۰/۲۲۲			۰/۲۲۸		
ρ	۰/۴۲۲ (۰/۰۰۳)			۰/۴۰۴ (۰/۰۰۱)			۰/۳۸۴ (۰/۰۰)		
Wald test	۵۱/۷۶			۵۶/۲۱			۵۲/۶۵		
	(۰/۰۰)			(۰/۰۰)			(۰/۰۰)		
Moran Test	۴/۵۶۶			۸/۶۵۱			۸/۹۸		

2. Spatial Autoregressive Model

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2025-05-07]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1402.14.51.5.0]

F ازمون اف لیمر	۱۱/۷۸ (۰/۰۰)	۱۰/۶۷ (۰/۰۰)	۸/۷۶ (۰/۰۰)
Hasman Test	۱۰/۹۳ (۰/۰۰)	۱۱/۳۲ (۰/۰۰۰)	۱۸/۱۴ (۰/۰۱)
Lm Lag	(۰/۰۰)۴۲/۹۸۳	(۰/۰۰)۷۶/۵۴	(۰/۰۰)۲۱/۳۴
Lm Errore	(۰/۶۵)۵۶/۴۳	(۰/۵۵)۴۲/۵۴	(۰/۷۸)۲۳/۴۵
Lm Sac	(۰/۶۵)۴۵/۲۴	(۰/۵۶)۶۵/۶۷	(۰/۴۵)۵۴/۷۸

منبع: یافته های پژوهش (اعداد داخل پرانتز در جدول، ارزش احتمال را نشان می‌دهد)

بر اساس نتایج جدول ۳، علامت وقفه لگاریتم نسبت تسهیلات به سپرده به‌عنوان شاخص کارایی بانک‌ها $\ln(TS_{i,t-1})$ در هر سه معادله منفی و معنادار است که همگرایی کارایی بانک ها در استان‌ها را نشان می‌دهد. لازم به ذکر است که ضریب β بیانگر سرعت همگرایی نیست، از این رو برای محاسبه سرعت همگرایی از رابطه زیر استفاده شده است.

$$\theta = \frac{-ln(1+T\beta)}{T} \qquad (۵)$$

T طول دوره برر سی شده و β ضریب برآورد شده در رابطه ۱، ۲و ۱۳ ست. θ سرعت همگرایی کارایی بانک ها را نشان می‌دهد. سرعت همگرایی مطلق ۰/۲۱۱است و در مدل‌های شرطی مقدار آن ۰/۲۲۲ و ۰/۲۲۸ می باشد که نشان می‌دهد در حالت مشروط با لحاظ نرخ بهره حقیقی سرعت همگرایی استان‌ها بیشتراست. که اهمیت نرخ بهره حقیقی را در سرعت همگرایی کارایی بانک ها نشان می دهد. به بیان دیگر، سالانه ۲/۱۱ در صد در حالت همگرایی مطلق و ۲/۲۲ در صد و ۲/۲۸ درصد در حالت همگرایی شرطی از شکاف اقتصادی استان‌ها به حالت‌پایدار برطرف می‌شود.

با توجه به جدول ۳ هر متغیر توضیحی، یک اثر مستقیم، یک اثر غیرمستقیم و یک اثر کل بر متغیر وابسته (همگرایی کارایی بانک ها) دارند. اثر مستقیم هر متغیر در همگرایی کارایی بانک ها نشان می‌دهد که اگر آن متغیر در استان i تغییر کند، به‌طور متوسط چه تأثیری در همگرایی کارایی بانک ها در همان استان خواهد داشت. اثر غیرمستقیم (سرریز) هر متغیر در همگرایی کارایی بانک ها نشان می‌دهد که اگر آن متغیر در استان i تغییر کند، به‌طور متوسط چه تأثیری در همگرایی کارایی بانک ها سایر استان‌ها j خواهد داشت که به معنای سرریز فضایی آن متغیر در همگرایی کارایی

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2025-05-07]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1402.14.51.5.0]

بانک های سایر استان‌ها است. اثر کل هر متغیر در همگرایی کارایی بانک ها نشان می‌دهد که اگر آن متغیر در استان i تغییر کند، به‌طور متوسط چه تأثیری در همگرایی کارایی بانک های همه استان‌ها (شامل استان i) خواهد داشت.

نرخ بهره حقیقی استان ها(rate) تأثیر مثبت و معنادار در همگرایی کارایی بانک ها در استان‌ها دارد. با افزایش یک درصد در نرخ بهره حقیقی، به‌طور متوسط با فرض ثابت بودن سایر شرایط، در مدل ۳ همگرایی کارایی بانک ها در استان‌ها به میزان ۰/۲۲۱۷ درصد افزایش یافته است. بنابراین، فرضیه مربوط به تأثیر مثبت و معنادار نرخ بهره حقیقی در همگرایی کارایی بانک‌ها در استان‌ها را نمی‌توان رد کرد. اثر مستقیم و اثر غیرمستقیم آن نیز مثبت است، به این مفهوم که با افزایش نرخ بهره حقیقی نه‌تنها همگرایی کارایی بانک ها در آن استان بهتر شده، بلکه اثرهای سرریز آن به‌طور متوسط سبب بهتر شدن همگرایی کارایی بانک‌ها در استان‌های مجاور نیز شده است.

سرانه فارغ‌التحصیلان دانشگاهی استان‌ها (sarhume) به‌عنوان شاخص نشان‌دهنده سرمایه انسانی، تأثیر منفی و معنادار در همگرایی کارایی بانک ها استان‌ها دارد، به بیان دیگر با افزایش یک درصد در سرانه فارغ‌التحصیلان دانشگاهی در مدل ۳ به طور متوسط با فرض ثابت بودن سایر شرایط، همگرایی کارایی بانک ها به‌میزان ۰/۴۰۶۲ درصد کاهش یافته است. اثر مستقیم و غیرمستقیم سرمایه انسانی در همگرایی کارایی بانک ها نیز منفی است، به بیان دیگر اثرهای سرریز آن به‌طور متوسط سبب کاهش همگرایی کارایی بانک ها در استان‌های مجاور نیز شده است. زیرا با افزایش سطح سواد و آموزش افراد و با توجه به افزایش تورم در استان ها در دوره زمانی مربوطه و علم به آثار تورم تمایل افراد به سپرده گذاری در بانک ها کاهش یافته است. از این رو میزان تسهیلات اعتباری و در نتیجه کارایی بانک ها نیز کاهش یافته است.

ضریب نفوذ اینترنت استان‌ها(fao) به‌عنوان شاخص فاوا تأثیر منفی و معنادار در همگرایی کارایی بانک ها دارد. با افزایش یک درصد ضریب نفوذ اینترنت در مدل ۳ به طور متوسط با فرض ثابت بودن سایر شرایط، همگرایی کارایی بانک ها به میزان ۰/۰۰۲۱ درصد کاهش یافته است. اثر مستقیم و غیرمستقیم فاوا در همگرایی کارایی بانک ها نیز منفی است به عبارت دیگر اثرات سرریز آن به‌طور متوسط سبب بدتر شدن همگرایی کارایی بانک ها در استان‌های مجاور نیز شده است. زیرا

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2025-05-07]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1402.14.51.5.0]

با گسترش فاوا در استان ها و آگاهی از افزایش تورم در استان ها تمایل افراد به سپرده گذاری در بانک ها کاهش یافته است از این میزان تسهیلات اعتباری و در نتیجه کارایی بانک ها نیز کاهش یافته است.

نرخ رشد اقتصادی استان‌ها (Lgdp) تأثیر مثبت و معناداری در همگرایی کارایی بانک ها دارد. با افزایش یک درصد رشد اقتصادی در مدل ۳ به طور متوسط با فرض ثابت بودن سایر شرایط، همگرایی کارایی بانک ها به میزان ۰/۰۶۲۶ درصد افزایش یافته است. اثر مستقیم و غیرمستقیم رشد اقتصادی در همگرایی کارایی بانک ها نیز مثبت است. به عبارت دیگر اثرات سرریز آن به طور متوسط سبب بهتر شدن همگرایی کارایی بانک‌ها در استان‌های مجاور نیز شده است.

ضریب فضایی وقفه متغیر وابسته مثبت و معنادار است. وجود ضریب مثبت و معنادار متغیر وابستگی فضایی، نشان‌دهنده تأثیر مثبت همگرایی کارایی بانک‌ها استان‌های مجاور بر یکدیگر است، بنابراین، فاصله استان‌های کشور و نزدیک یا دور بودن استان‌ها از یکدیگر بر همگرایی کارایی بانک ها تأثیر دارد. γ ضریب فضایی جمله اخلال مثبت و معنادار است. وجود اثرهای فضایی در مدل خطای فضایی مبین وجود وابستگی فضایی در اجزای اخلال مدل است، به این مفهوم که شوک وارد بر یک مکان به تمامی مکان‌های دیگر نیز سرایت می‌کند (خلیلی عراقی و همکاران، ۱۳۹۶).

٦. نتیجه‌گیری و پیشنهادها

نرخ بهره یکی از مهمترین ابزارهای کارامد در امر سیاستگزاری و تشکیل سرمایه در اقتصاد کلان می باشد (احسانی و خطیبی، ۱۳۹۱) که بر سرمایه گذاری و بخش واقعی اقتصاد مؤثر است (ربیعی و بیدآبادی، ۱۳۸۸) و در سیاستگذاری ها، ایجاد ثبات و رشد اقتصادی نقش کلیدی ایفا می کند (خواجه محمدلو و خداویسی، ۱۳۹۶). در این راستا هدف اصلی این مطالعه پاسخ به این پرسش است که آیا نرخ بهره حقیقی در همگرایی کارایی بانک ها در استان‌ها تاثیرگذار است؟ برای پاسخ به این پرسش و آزمون فرضیه از اقتصادسنجی فضایی طی دوره زمانی ۱۳۹۰-۱۴۰۰ استفاده گردید.

نتایج حاصل از برآورد مدل‌ها نشان داد که نرخ بهره حقیقی تأثیر مثبت و معناداری در همگرایی کارایی بانک ها در استان‌ها دارد. با افزایش نرخ بهره حقیقی، همگرایی کارایی بانک ها در استان‌ها

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2025-05-07]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1402.14.51.5.0]

افزایش یافته است. اثر مستقیم و اثر غیرمستقیم آن نیز مثبت است. بنابراین، نمی‌توان فرضیه مربوط به تأثیر مثبت و معنادار کارایی بانک‌ها در همگرایی کارایی بانک ها رد کرد. نتایج این مطالعه با مطالعه رضایی و همکاران(۱۳۹۱) همسو و با مطالعه توکلی و همکاران (۱۳۹۵) هماهنگ نمی باشد. با توجه به نتایج، پیشنهادهای زیر ارائه شده است:

بانک مرکزی در بسته سیاستی خود تمرکز را بر کنترل تورم قرار دهد زیرا از این طریق می تواند نرخ بهره حقیقی را کنترل نماید و سرمایه گذاری و رشد اقتصادی را به طور مثبت تحت تاثیر قرار دهد. نرخ بهرهٔ واقعی یکی از کلیدی ترین متغیرهای اقتصاد کلان هرکشور است که هم بخش واقعی اقتصاد و هم بخش‌پولی و مالی را تحت تأثیر قرارمی دهد.

یکی از مواردی که سبب اضافه برداشت بانک ها از بانک مرکزی و بی انضباطی پولی می شود تسهیلات تکلیفی دولت می‌باشد که عمدتاً بازگشت این منابع به موقع صورت نمی گیرد. بنابراین این اضافه برداشت بانک ها، سبب ایجاد تورم می شود. لذا رعایت الزام دستورالعمل ها و سیاست های نظارتی بانک مرکزی می تواند در بهبود عملکرد بانک ها موثر است.

اگر هدف سیاست گذاران همگرایی عملکرد بانک ها در استان های کشور به عنوان یکی از عوامل تاثیرگذار در رشد اقتصادی باشد، می بایست با ایجاد و بستر مناسب زمینه توسعه متوازن مناطق در فعالیت ها و حدود اختیارات در استان ها فراهم گردد و سیاست تمرکز زدایی با ایجاد و قدرت تصمیم گیری در سایر استان ها پیشنهاد می گردد.

اصلاح و گسترش بازار مالی بدون تنظیم ساختار مالی متناسب با ویژگی های کلان و خرد غیر ممکن است. تورم بالا، بازارهای ارز، خودرو، طلا و مسکن در این امر بسیار تاثیر گذار می باشند و عدم تعادل در هریک از این بازار ها، سیستم مالی کشور را تحت تاثیر قرار می دهد.

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2025-05-07]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1402.14.51.5.0]

References

Abounoori, A., Sajadi, S. S., & Mohammadi, T. (2013). The relation between the rate of inflation and deposits profit rates in Iran banking system. *Quarterly Journal of Fiscal and Economic Policies*, *1*(3), 23-52.

Abounoori, E., & Kashefi, A. (2018). Economic Growth of Iranian Provinces. *Macroeconomics Research Letter*, *13*(25), 154-180. https://doi.org/10.22055/jqe.2013.12295

Ahmadi, M. T., Fallahi, M. A., & Khosravi, S. (2011). Hsiao's causality test between interest rate and inflation rate for mena countries group. *Economic Growth and Development Research*, *1*(3), 234-203.

Askari, S. E., Pourkazemi, M. H., & Biabani, J. (2019). A Mathematical Analysis for the Effects of Monetary Interest Rate on the Personal Income Distribution in a Macroeconomic Structure. *Journal of Economics and Modelling*, *10*(1), 161-186.

Andries, A. M., & Capraru, B. (2013). Impact of financial liberalization on banking sectors performance from central and eastern European countries. *PloS one*, *8*(3), e59686.

Balogun, W., Dahalan, J., & Hassan, S. (2016). Long run impacts of interest rate liberalization on stock market development. *Procedia-Social and Behavioral Sciences*, *219*, 126-133.

Beck, T., Colciago, A., & Pfajfar, D. (2014). The role of financial intermediaries in monetary policy transmission. *Journal of Economic Dynamics and Control*, *43*, 1-11.

Bork, L. (2010). *Macro factors, Monetary policy analysis and affine term structure models*. Aarhus School of Business, Aarhus University, Department of Business Studies.

D'Adda.Ca and E. Scorcu (2001), "An empirical real interest rate and growth: An empirical note" Strada Maggiore, 45.

Bundesbank, D. (2001). Real interest rates: movements and determinants. *Monthly Report*, 31-47.

Diamond, D. W. (1984). Financial intermediation and delegated monitoring. *The review of economic studies*, *51*(3), 393-414.

Gafari, H., sadat mehr, M., Sori, A., & Ranjbar, M., (2013). "A survey on the effect of interest rate increase of bank loans in Iran's economic growth in the sterotype an newkeynesian dynamic stochastic general equilibrium model", *Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE)* , Vol. 10, Issue 1 - Serial Number 1

Hassanvand, D., & Nademi, Y. (2018). Empirical Analysis of Existence of the Mundell's Relationship between Interest Rate and Inflation in Iran: A State-Space Approach. *Monetary & Financial Economics*, *25*(15), 219-238.

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2025-05-07]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1402.14.51.5.0]

Ehsani, M. A., & Khatibi, Y. (2012). The Impact of Interest Rate Ceiling on Investment in Iran. *Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research*, *2*(8), 82-69.

El-Wassal, K. A. (2005). Understanding the growth in emerging stock markets. *Journal of Emerging Market Finance*, *4*(3), 227-261.

Ezoji, A., & Farhadikia, A. R. (2008). Evaluation of Financial Linearization Impact and Changing Interest Rate of Banking on Financial Sector Development in IRAN (Using VECM Technique). *The Economic Research*, *7*(4), 119-140.

Falahati, A., Sohaili, K., & Noori, F. (2012). Inflation Rate and the Performance of Financial Markets in Iran. *The Economic Research*, *12*(3), 133-163.

Farahani, M., Marzban, H., Dehghan, Z., & Akbarian, Z. (2018). The theory of Measuring Effects of Interest rate shock on the Macro factors in Iran: A Factor-Augmented Vector Autoregressive, Approach. *Journal of Applied Economics Studies in Iran*, *7*(25), 29-54.

Gurley, J.G., Shaw, E.S., (1960). "Money in a Theory of Finance Brookings Institution".

Hassan, O. M. (2016, May). Effect of interest rate on commercial bank deposits in Nigeria (2000-2013). In *Proceeding of the first American academic research conference on global business, economics, finance and Social sciences (AAR16 New York conference)*.

Hassanzadeh, A., Akbari, T., (2018). "Interest rate liberalization and its effect on macro variables", Monetary and Banking Research Institute of the Central Bank of the Islamic Republic of Iran.

Cai, H., & Wang, W. (2006). The effects of interest rate changes on bank stock returns and profitability.

Holmes, M. J., Iregui, A. M., & Otero, J. (2019). Interest rate convergence across maturities: Evidence from bank data in an emerging market economy. *The North American Journal of Economics and Finance*, *49*, 57-70.

Izzeldin, M., Johnes, J., Ongena, S., Pappas, V., & Tsionas, M. (2021). Efficiency convergence in Islamic and conventional banks. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, *70*, 101279.

KOMIJANI, A., & BAHRAMI, R. D. (2008). Estimation of the Long Run Relationship between Nominal Interest Rates and Inflation Rate in Iran.

Kazerooni, A., KIANI, P., & Mozaffari, Z. (2016). Determination of interest rate in Iran by using Fuzzy logic method. *Journal* F*inancial Knowledge of Securities Analysis*, Issue 30 Vol. 9. Page: 77 – 93.

Keshavarzian Peyvasti, A., & Azimi Chanzagh, A. (2008). The Assessment of the Effect of Liberalization of Interest Rate on Investment and Iran's Economic Growth (By Using Simultaneous Equation System). *Economics Research*, *8*(31), 29-57.

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2025-05-07]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1402.14.51.5.0]

Khajeh Mohammad Lou, A., & Khodavaisi, H. (2017). The relationship between the exchange rate, inflation and interest rates under Fisher's theories approach for Iran. *Journal of Applied Economics Studies in Iran*, *6*(24), 199-221.

Khalili Araghi, M., & Nobahar, E. (2017). Determinants of Population Growth of the Cities of Iran: A Spatial Econometrics Approach. *Journal of Economic Research and Policies*, *25*(83), 7-32.

Lee, K., Pesaran, M. H., & Smith, R. (1997). Growth and convergence in a multi-country empirical stochastic Solow model. *Journal of applied Econometrics*, *12*(4), 357-392.

Lojak, B., Makarewicz, T., & Proaño, C. R. (2023). Low interest rates, bank's search-for-yield behavior and financial portfolio management. *The North American Journal of Economics and Finance*, *64*, 101839.

López-Penabad, M. C., Iglesias-Casal, A., & Neto, J. F. S. (2022). Effects of a negative interest rate policy in bank profitability and risk taking: Evidence from European banks. *Research in International Business and Finance*, *60*, 101597.

Lotfalipour, M. R., & Karimi Alavijeh, N. (2019). Investigating the Relationship Between Interest Rate and the Exchange Rate in the Economy of Iran Using Ultra-Innovative Algorithms. *Monetary & Financial Economics*, *26*(18), 73-94.

ATABAKI, M. (2008). STUDYING THE FACTORS AFFECTING THE DIFFERENCE BETWEEN RECEIVED AND PAID BANK INTEREST REVENUES IN IRAN ECONOMY.

Mankiw, N. G., (2006). "Macroeconomics". *New York: Worth Publishers*.

Mankiw, N. G., Taylor, M. P., (2006). Economics. London: Thomson Learning.

Lamers, M., Present, T., & Vander Vennet, R. (2022). European bank profitability: the Great Convergence?. *Finance Research Letters*, *49*, 103088.

Mashamba, T., Magweva, R., & Gumbo, L. C. (2014). Analysing the relationship between banks' deposit interest rate and deposit mobilisation: Empirical evidence from Zimbabwean Commercial Banks (1980-2006). *IOSR Journal of Business and Management*, *16*(1), 64-75.

Masah, M. (2018). "Economic Foundations in the Currency Market", Second Edition, Chalont, Tehran.

Mehdiabadi, M., & Mohammadipour, R. (2019). Determining the nonlinear effect of the money market interest rate on the Tehran stock exchange by the means of generalized autoregressive conditional heteroskedasticity (GARCH) model and smooth transition regression (STR) model.

Mehregan, N., Ezati, M., & ASGHARPOUR, H. (2006). Causal relationship between the interest rate and inflation using panel data.

Mehrara, M., Musaei , M., Mohammadian, A. H. (2011). Nonlinear Relationship Between Private Investment and Real Interest Rates: Utilizing Dynamic Threshold Panel Model: (The Case of Some Developing Countries), Journal of Trend, 19(58): 33-65.

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2025-05-07]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1402.14.51.5.0]

Mendoza Lugo, O.A. (2001). "Investigating the Differential Impact of Real Interest Rates and Credit Availability on Private Investment: Evidence from Venezuela". Texas A and M University, Ph.D Dissertation.

Mishkin, F. S. (1995). Symposium on the monetary transmission mechanism. *Journal of Economic perspectives*, *9*(4), 3-10.

Montiel, P. J., & Servén, L. (2008). Real Exchange Rates, Saving and Growth: Is There.

Montiel, Peter J., Serven, Luis., (2008). "Real exchange rates, saving and growth : is there a link ?". *Policy Research Working Paper Series* 4636, The World Bank.

Thota, N., & Subrahmanyam, A. C. V. (2020). Bank total factor productivity convergence: Evidence from India. *Finance Research Letters*, *37*, 101357.

Naghdi, Y., & Efati, B. F. (2019). Determining the Optimal Interest Rate and Its Effects on Iran's Economy: An Application of Optimal Control Theories.

Obi, B., ABU, N., & OBIDA, G. W. (2009). An empirical investigation of the Fisher effect in Nigeria: a co-integration and error correction approach.

Odhiambo, N. M. (2009). Interest rate liberalization and economic growth in Zambia: A dynamic linkage. *African Development Review*, *21*(3), 541-557.

Ojeaga, P., Ojeaga, D., & Odejimi, D. O. (2013). The impact of interest rate on bank deposits evidence from the Nigerian banking sector.

Onwumere, J. U. J., Okore, O. A., & Ibe, I. G. (2012). The impact of interest rate liberalization on savings and investment: Evidence from Nigeria. *Research journal of Finance and Accounting*, *3*(10), 130-136.

Saeidi, P., and Pagheh, E. (2011). The study of relationship between interest rate changes with stock returns and profitability of financeial institutions in Tehran stock exchange. Journal of financial Knowledge of Security Analysis (Financial Analysis), 4(9), 101-124.

Papadamou, S., Sidiropoulos, M., & Spyromitros, E. (2017). Interest rate dynamic effect on stock returns and central bank transparency: Evidence from emerging markets. *Research in International Business and Finance*, *39*, 951-962.

Rabiei, M., Bidabadi, B., (2008). "The relationship between exchange rate and interest rate in Iran's economy. Re-evaluation and development of the quantitative theory of money", *Economic Research Quarterly*, 9:67-1

Rahimi, S., Salatin, P., Soufi, M., & Mahmodzadeah, M. (2023). Banking Industry and Economic Convergence: An Inter-provincial Analysis. *Quarterly Studies in Banking Management and Islamic Banking*, *8*(Winter), 83-117.

Rezaei Poor, M., Najarzadeh, A., & Zolfaghari, M. (2012). Estimating the Effect of Macroeconomic Variables on Charity (Infaq). *Journal of Economic Research and Policies*, *20*(63), 155-170.

Saeedi, P., Mazhary, R., & Valian, H. (2012). Studying the relation between inflation rate and interest rate based on Fisher's theory of the Iranian economy.

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2025-05-07]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1402.14.51.5.0]

Sadeghi, A., Marzban, H., Samad, A. H., & Azarbaiejani, K. (2021). The Relationship among Stock Market, Bank Deposits and Foreign Exchange Speculation: An Emphasis on the Role of Interest Rate in Iran's Economy, *Iranian Journal of Economic Research*, Vol. 26, Issue 87 , July 2021, Pages 41-76. https://doi.org/10.22054/ijer.2021.55948.910 (In Persian)

Sadeghi, A., & Tayebi, S. K. (2018). Effects of international sanctions and other determinants on Iran's inflation rate (1981-2014). *Iranian Journal of Economic Research*, *23*(74), 33-57.

Sala-i-Martin, X. X. (1996). Regional cohesion: evidence and theories of regional growth and convergence. *European economic review*, *40*(6), 1325-1352.

Samsami, H., & Khadem G, M. F. (2010). The Impact of Allocated Credits and Banking Profit Rate on Private Investment in Iran. *Journal of Economics and Modelling*, *1*(2), 53-74.

Sameti, M., Dallaly, R., Khoshakhlagh, R., & Shirani Fakhr, Z. (2010). Investigating the causal relationship between macroeconomics variables for reducing the rate of interest in Iran with Bayesian causal map (BCM) approach. *Journal of Economic Research (Tahghighat-E-Eghtesadi)*, *44*(1).

Solarin, S. A., Hammoudeh, S., & Shahbaz, M. (2018). Influence of economic factors on disaggregated Islamic banking deposits: Evidence with structural breaks in Malaysia. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, *55*, 13-28.

Solow, R. M. (1956). A contribution to the theory of economic growth. *The quarterly journal of economics*, *70*(1), 65-94.

Stulz, R. M. (2000). Financial structure, corporate finance and economic growth. *International Review of Finance*, *1*(1), 11-38.

Swan, T. W. (1956). Economic growth and capital accumulation. *Economic record*, *32*(2), 334-361.

Tavakoli, M., Abdurrahmanian, M H., & Raiti Shawazi, A. (2015). "estimation of the effect of interbank interest rates on the performance (profitability) of Iranian banks". *Master's thesis of Faculty of Humanities, Department of Management, University of Science and Art*.

Taylor, J. B. (1993, December). Discretion versus policy rules in practice. In *Carnegie-Rochester conference series on public policy* (Vol. 39, pp. 195-214). North-Holland.

Valian, H., Abdoli, M. R., & Kabousi, M. (2012). Investigating the relationship between interest rate and exchange rate based on Fisher's international effect theory in Iran's economy. *Economic Sciences Quarterly*, *7*(22), 91-114.

Vardar, G., Aksoy, G., & Can, E. (2008). Effects of interest and exchange rate on volatility and return of sector price indices at Istanbul stock exchange. *European Journal of Economics, Finance and Administrative Sciences*.

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2025-05-07]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1402.14.51.5.0]

Chen, X., Fu, T. T., Juo, J. C., & Yu, M. M. (2020). A comparative analysis of profit inefficiency and productivity convergence between Taiwanese and Chinese banks. *BRQ Business Research Quarterly*, *23*(3), 193-202.

Xin, B., & Jiang, K. (2023). Economic uncertainty, central bank digital currency, and negative interest rate policy. *Journal of Management Science and Engineering*, *8*(4), 430-452.

Yartey, C. A. (2008). The determinants of stock market development in emerging economies: is South Africa different?.

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2025-05-07]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1402.14.51.5.0]