فصلنامه علمی اقتصاد و بانکداری اسلامی، شماره پنجاه و سوم، زمستان ۱۴۰۴- صفحات ۵۷۳-۵۴۵

# ارزیابی و مقایسه عملکرد مالی وابستگی نرخ سود در بانک‌های اسلامی ایران و سیستم بانکی متعارف

## نوع مقاله: پژوهشی

رضا طهرانی[۱]
فاطمه زندی[۲]
محمد خضری[۳]
مهناز ربیعی[۴]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۳/۹/۱۹ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۳/۱۲/۱۳

**چکیده**

*چالش اساسی برای فعالیت بانک‌ها و مشکل اصلی اتخاذ تصمیم برای سرمایه‌گذاران، این است که ممکن سود بانک کاهش یابد یا فعالیت‌هایش محدود شود و به زیان اختیاری بیانجامد. تاکنون به صورت جدی به این موضوع توجه نشده است. لذا در این پژوهش به ارزیابی و مقایسه عملکرد مالی وابستگی نرخ سود در بانک‌های اسلامی ایران و سیستم بانکی متعارف پرداخته شده است. با توجه به ماهیت موضوع که از نوع تحقیقات پس رویدادی است با در نظر گرفتن اطلاعات گذشته (حد فاصل فروردین ماه ۱۳۸۸ تا پایان تیر ماه ۱۴۰۳ برابر با ۲۱ مارس ۲۰۰۹ تا ۲۱ ژوئیه ۲۰۲۴) در تحقیق حاضر جهت تجزیه و تحلیل داده ها از رهیافت خودرگرسیون با وقفه های گسترده غیر خطی استفاده می شود. کلیه تجزیه و تحلیل ها با کمک نرم افزار ایویوز نسخه ۱۳ انجام گرفته است. نتایج نشان داده است که نرخ سیاست یک شبه وابسته به بهره بانک مرکزی یک عامل تعیین‌کننده مثبت و منفی اماری معنی‌دار برای نرخ بازار پول اسلامی در کوتاه‌مدت و بلندمدت است. ثانیا، این مطالعه نرخ‌های منطبق بر سررسید را بررسی می‌کند و تاثیر مثبت و منفی معنی دار نرخ‌های سپرده ثابت بانکهای متعارف را بر نرخ‌های سرمایه گذاری بانکهای اسلامی در کوتاه‌مدت و بلندمدت مورد ارزیابی قرار می*

---

[۱] دانشجوی دکتری، گروه اقتصاد، واحد تهران جنوب، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران
reza.tehrani55@Yahoo.com

[۲] استادیار، گروه اقتصاد، واحد تهران جنوب، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران ، ایران (نویسنده مسئول)
Fzandi46@iau.ac.ir

[۳] استادیار، گروه اقتصاد، واحد تهران جنوب، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران
khezri380@iau.ac.ir

[۴] استادیار، گروه اقتصاد، واحد تهران جنوب، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران
Mahnazrabiei@iau.ac.ir

[ Downloaded from mieaoi.ir on 2026-11-27 ]

*دهد. نرخ بازار پول اسلامی که به عنوان نماینده‌ای برای نرخ سیاست پولی استفاده می‌شود، در بلندمدت و کوتاه مدت بر نرخ های سپرده بانکهای اسلامی تاثیر مثبت و منفی معنی داری می‌گذارد.*

**واژه های کلیدی:** بانک های اسلامی، بانک های متعارف، عملکرد مالی، وابستگی نرخ سود.
**طبقه بندی JEL** : B26 , H11 , G21

[ Downloaded from mieaoi.ir on 2026-11-27 ]

**مقدمه**

در تئوری، سنگ بنای مالی اسلامی، اجتناب از بهره و اشتراک ریسک است. با این حال، در عمل، به نظر می‌رسد بانک‌های اسلامی فاقد هر دو، به ویژه دومی هستند(سِهو[1] و همکاران، ۲۰۲۰). بانکداری اسلامی مجموعه فعالیت‌های است که افزون بر عملیات بانکی رابطه میان سپرده گذار و بانک به نوعی تنظیم شود که خالی از ربا باشد. استقرار بانکداری اسلامی فقط در حذف ربا نمی‌باشد و می‌بایست در زمینه‌های مختلف فرهنگ اسلامی در آن جریان داشته باشد، بانکداری اسلامی یک شکل خاص و پیشرفته‌تری از بانکداری متعارف است که در آن سعی شده است (ابوالحسنی هستیانی و همکاران، ۱۴۰۲). سودآوری به عنوان یکی از مهمترین و محبوبترین شاخص‌های عملکردی از نوع کارآیی می‌باشد، چرا که برای مالکین بانک‌ها سودده بودن سیستم بانکی و مدیریت کارآمد بسیار مهم است. سودآوری بیشتر به مفهوم مدیریت بهتر و عملکرد مالی مناسب می‌باشد(علیرضا و دیگران،۱۳۹۷).

پرداخت سودهای قطعی به جای سود علی‌الحساب به سپرده گذاران و رقابت بر سر پرداخت سودهای نامتعارف از جمله نشان‌های رعایت نشدن کامل مفاد قانون بانکداری بدون ربا در نظام بانکی است که به گفته کارشناسان این امر از دامنه وسیع مشکلاتی که بانکداران آن دست به گریبان هستند، ناشی می‌شود. از معضلات اساسی نظام بانکداری اسلامی، مطالبات سررسید، نرخ سود و کارمزد بانک و چگونگی وصول آن‌ها است. بانکداری اسلامی درصدد حذف ربا از نظام بانکداری متعارف بوده است(Bahmanyar,2013). حذف ربا و تحقق بانکداری اسلامی و برآوردن انتظارات ذی‌نفعان، موضوعات متفاوتی است که بانکداری اسلامی در پیاده کردن بانکداری بدون ربا با آن درگیر بوده است. آنچه که در نظام بانکی در جهان تحقق داشته، مبتنی بر نرخ بهره است، اما در بانکداری اسلامی کشور، بهره به عنوان عضوی ثابت بوده است. با توجه به اطلاعات در دسترس از نظام بانکی در ایران و مطالعات صورت گرفته در این زمینه، عملکرد مالی بانک‌ها با در نظر گرفتن نرخ سود بانک، در این پژوهش به ارزیابی عملکرد مالی وابستگی نرخ سود در بانک‌های اسلامی ایران پرداخته شده است.

ساختار مقاله حاضر در ادامه به این صورت می باشد که در ابتدا ادبیات موضوع شامل مبانی نظری و پیشینه تجربی تحقیق مرور می شود. سپس روش تحقیق بیان خواهد شد. در ادامه به تجزیه و تحلیل داده ها پرداخته شده و در نهایت نیز به جمع بندی و ارائه خلاصه مطالب پرداخته می شود.

**مبانی نظری پژوهش**

حرمت بهره در اسلام از یک سو و نقش مهم آن در مباحث اقتصادی، عامل ارتباط دهنده بازار کالاها و خدمات، بازار پول و تراز پرداخت‌ها به یکدیگر از دیگر سو، باعث شده است که یک چالش مهم

1 Šeho

[ Downloaded from mieaoi.ir on 2026-11-27 ]

فراروی جوامع اسلامی و مسلمانان خودنمایی کند. بانکداری بدون ربا به مثابه راهکاری برای برون رفت از مشکل ذکر شده در بیشتر کشورهای اسلامی و حتی در بعضی از کشورهای غیراسلامی مطرح شده و در کل کشور یا در مناطق خاصی اجرا شده است. بانکداری غیرربوی به شکل موجود آن علی رغم مشکلات، تنگناها و کاستی‌هایی که دارد، در مقایسه با بانکداری ربوی دارای امتیازاتی است(سهیلی، ۱۳۸۷). ربا یکی از محرمات مسلم دین اسلام است. فلسفه حرمت ربا در اسلام این است که پول پس انداز شده چنان چه تبدیل به سرمایه گذاری نشود و به صورت ربوی از آن استفاده شود مفاسد بیکاری، تورم، عدم تعادل اقتصادی و اختلاف طبقاتی را در پی خواهدداشت در این راستا بانکداری اسلامی نظام بانکی است کـه بهـره (ربـا) دریافـت یـا پرداخـت نمیکند و به عبارتی پول‌های مشتریان خود را بدون تعهد مستقیم یا غیرمستقیم به پرداخـت پـاداش ثابت به سپرده‌های آنها دریافت می‌کند، اما بازپرداخت اصل سپرده‌هـا را هنگـام درخواسـت مشـتری تضمین می‌کند و وجوه نزد خود را بر اساس مشارکت در سود و زیان به کار می‌گیرد و در صورتی کـه فعالیت مد نظر زیان کند، بانک نیز همانند سایر شرکا در زیان سهیم خواهد شد. شیوه نوین بانکداری بر مبنای قانون عملیات بانکی بدون ربا بیش از مدت ۳۰ سال است که در ایران به اجرا درآمده ودراین مدت علی‌رغم این که با موانع و چالش‌هایی مواجه بوده در سطح بین‌المللی به عنوان یک نظام جدید بانکی مطرح گردیده است (فراهانی و همکاران، ۱۳۹۶).

حرمت ربا و بهره به عنوان یکی از احکام مسلم اسلامی مورد پذیرش است، ولی در این که ربای محرم چیست و اقسام آن کدام است، اتفاق نظر وجود ندارد. در روایات اسلامی موارد متعددی به عنوان ربا و بهره تحریم شده است که به ظاهر این ماهیت را ندارد(حسینی، ۱۴۰۰). در مورد حرمت ربا در اسلام هیچ شک و شبهه ای وجود ندارد و فقیهان با استدلال به نص آیات و روایات و همچنین اجماع فقیهان بر حرمت هیچ جای تردیدی بر حرمت ربا قایل نیستند. بی‌تردید وقتی که در اسلام بحث از بانکداری اسلامی به میان می‌آید توقع آن است که بر اساس کلیه موازین اسلامی باشد و از هرگونه نگرشی خارج از حوزه اسلام پرهیز شده و از کلیه ظرفیت‌های اسلامی در این زمینه بهره برداری گردد(احمدی و همکاران، ۱۳۹۶). بانکداری اسلامی بانکداری بدون بهره است که آن را برای بانک‌های اسلامی برای عمل دربخش عملی در اعمال تجاری ضروری می‌سازد به عبارت دیگر منافع سهمی به علاوه و کاهش‌ها بانک‌ها شامل بانک‌های اسلامی ترجیح داده شده برای خطر متصل است در سطح مشخص است که بانک‌های اسلامی با خطر بیشتری مواجه هستند. از آن جا که در بانکداری ربوی اکثر ابزارهای مالی مورد استفاده مبتنی بر بهره هستند نوسانات نرخ بهره در بازار هم برخالص درآمد بانک و هم بر خالص ارزش بانک تاثیرگذار است (میرباقری هیر و شکوهی فرد، ۱۳۹۴).

[ Downloaded from mieaoi.ir on 2026-11-27 ]

مسئله ربا و رباخواری به عنوان یک عمل ناپسند اجتماعی، اقتصادی همیشه به نوعی مبتلا به تمام جوامع بوده است. در متون فقهی و حقوقی در تعریف ربا گفته شده است، ربا بیع جنس به همجنس در مکیل یا موزون به شرط اضافه گرفتن، یا قرض دادن و تمدید مدت دین به شرط اضافه شدن است. با توجه به تعریف فوق باید گفت که ربا بر سه نوع است: ۱) ربای معاملی، ۲) ربای قرضی و ۳) ربا در برابر تمدید مدت دین. یکی از شبهه‌هایی که بین مردم وجود دارد سود سپرده‌های بانکی است. طبق قانون عملیات بانکی بدون ربا مصوب ۱۳۶۲ در خصوص رفع حرمت ربای قرضی در سپرده گذاری و اخذ سود، آورده شده که سپرده گذاری در بانک، تحت عقد قرض نباشد، بلکه تحت عقودی دیگر مانند وکالت باشد. به این صورت که سپرده گذار، پول خود را تحت عقد وکالت در اختیار بانک قرار می‌دهد و بانک نیز به عنوان وکیل پول را به چرخه اقتصاد وارد کرده و در اموری مانند مضاربه، اجاره به شرط تملیک و غیره استفاده می‌کند و در نتیجه، از این تجارت‌ها سودی حاصل می‌کند. (ابراهیمی و فارابی ،۱۳۹۶).

## پیشینه تجربی پژوهش

در راستای پژوهش حاضر، مطالعات و پژوهش‌های مختلفی در داخل و خارج از کشور انجام شده است که در ادامه به تعدادی از آن‌ها اشاره شده است.

علوی و سلطانی در سال ۱۴۰۰ در پژوهشی به تاثیر نسبت‌های مالی بانکی بر تغییرات سود سپرده گذاری بانکی با تاکید بر نقش مداخله ای توزیع اعتبار پرداختند. نتایج نشان داده است که نسبت سرمایه، نسبت تسهیلات به سپرده و وام‌های غیرجاری بر تغییرات سود تاثیر معناداری ندارند ولی متغیر نسبت هزینه عملیاتی به سود عملیاتی بر تغییرات سود بانکی تاثیر معناداری دارد. همچنین متغیرهای نسبت تسهیلات به سپرده و وام‌های غیرجاری از طریق وام دهی بر تغییرات سود حاصل از وام دهی تاثیر معناداری دارند. ولی متغیرهای نسبت کفایت سرمایه و هزینه عملیاتی به سود عملیاتی تاثیر قابل توجهی بر تغییرات سود ناشی از وام دهی ندارند.

عیوض لو و بکی حسکویی در سال ۱۳۹۹ در پژوهشی به ساز و کار تعیین نرخ سود بانکی در نظام پولی و بانکداری جمهوری اسلامی ایران پرداختند. نتایج نشان داده است که، از مبانی فقهی در شرایط طبیعی قیمت‌گذاری و تعیین دستوری نرخ سود بانکی ممنوع و خلاف اصول شریعت است. در این پژوهش، با توجه به نتایج بررسی‌های فقهی- اقتصادی، چارچوب شکل‌گیری نرخ سود بر پایه مبانی حق و عدل و در قالب بازار بین بانکی دارایی محور طراحی شده است.

خسروی و ندری در سال ۱۳۹۹ در پژوهشی به نقدی بر نظریه بهره بانکی در مطالعات بانکداری اسلامی با تکیه بر تاثیر خلق پول در تعیین نرخ بهره پرداختند. نتایج نشان داده است که، نظریه خلق

[ Downloaded from mieaoi.ir on 2026-11-27 ]

پول با اقتضائات خلق پول که از سوی جملگی نظریه پردازان بانکداری اسلامی پذیرفته شده است، مطابق نبوده و در واقع خلق پول، چه در نظام بانکداری متعارف و چه در نظام بانکداری اسلامی، بازاری تحت عنوان بازار ذخایر ایجاد می‌نماید که نرخ آن به هیچ وجه به بخش واقعی مرتبط نیست بلکه تنها به خلق پول بانک‌های تجاری و بانک مرکزی بستگی دارد.

باقری و دباغ، در سال ۱۳۹۷ در پژوهشی به تاثیر عوامل بانکی بر عملکرد مالی بانکداری اسلامی و بانکداری متعارف در کشورهای منتخب مسلمان پرداختند. اجرای تجزیه و تحلیل رگرسیون با داده‌های پانل دیتا طی سال‌های ۲۰۱۰ الی ۲۰۱۷ نشان داده است که در شاخص‌های سودآوری بانک‌های اسلامی سودآورتر از بانک‌های متعارف بوده و از نظر شاخص‌های هزینه به درآمد و کفایت سرمایه بانک‌های متعارف برتری نسبی به بانک‌های اسلامی داشته‌اند.

رحمان[1] و همکاران در سال ۲۰۲۲ در پژوهشی به کارایی سرمایه و عملکرد بانک‌های اسلامی پرداختند. نتایج نشان می‌دهد که کارایی سرمایه ساختاری و کارایی سرمایه رابطه‌ای محرک‌های اساسی ارزش در دستیابی به عملکرد بالا در بانک‌های اسلامی هستند. کارایی سرمایه انسانی بر عملکرد بانک‌های اسلامی تأثیر منفی می گذارد. اندازه بانک و مالکیت خارجی نیز به عنوان محرک های مهم عملکرد بانک‌های اسلامی شناسایی شده‌اند.

اگر بین سیاست پولی و نرخ بازار پول اسلامی رابطه وجود داشته باشد، تفکیک در چارچوب نظارتی ناقص است و برای اسلامی کردن سیاست پولی اقدامات بیشتری لازم است. در این پژوهش مشتریان بانکهای اسلامی قواعد حاکم بر معاملات بانکهای اسلامی را پذیرفته اند که با قراردادهای بازارهای کارآمد در تضاد است. بر اساس این استدلال ها، فرضیه زیر را در نظر گرفته شده است:

فرضیه (۲): مشتریان بانک‌های اسلامی عموما قواعد حاکم بر معاملات بانکهای اسلامی را پذیرفته اند و خدمات بانک‌های اسلامی وابسته به دارایی، بدون بهره و مستقل از خدمات متعارف بانکی منطبق بر سررسید و همچنین نرخ سیاست پولی است.

فرضیه (۲,۱): دارندگان حساب سرمایه گذاری عموما قواعد حاکم بر معاملات بانکهای اسلامی را پذیرفته اند و نرخ‌های سپرده سرمایه‌گذاری اسلامی وابسته به دارایی، بدون بهره و مستقل از نرخ‌های سپرده ثابت متعارف منطبق با سررسید و همچنین نرخ سیاست پولی است.

فرضیه (۲,۲): وام گیرندگان از بانک‌های اسلامی قواعد حاکم بر معاملات بانکهای اسلامی را پذیرفته اند و نرخ‌های تأمین مالی بانک‌های اسلامی وابسته به دارایی، بدون بهره و مستقل از نرخ‌های وام‌دهی مرسوم و همچنین نرخ سیاست پولی است.

---

1 Rehman

[ Downloaded from mieaoi.ir on 2026-11-27 ]

## روش شناسی پژوهش

با توجه به قابلیت به کارگیری نتایج حاصل از پژوهش، این پژوهش از لحاظ هدف کاربردی است. همچنین این پژوهش از لحاظ شیوه و نحوه جمع‌آوری و دریافت اطلاعات، در حوزه مطالعات اکتشافی قرار دارد. در این پژوهش به ارزیابی عملکرد مالی وابستگی نرخ سود در بانک‌های اسلامی ایران پرداخته شده است. به منظور بررسی ادبیات پژوهش از روش کتابخانه‌ای با بررسی پایان‌نامه‌ها و مقالات و پژوهش‌های علمی معتبر ارائه شده در منابع اینترنتی معتبر همچون civilica، sciencedirect، googlescholar و ... استفاده شده است. این مطالعه از تجزیه و تحلیل سری‌های زمانی بر روی داده های حد فاصل فروردین ماه ۱۳۸۸ تا پایان تیر ماه ۱۴۰۳ ۱۴۰۳معادل با ۲۱ مارس ۲۰۰۹ تا ۲۱ ژوئیه ۲۰۲۴ استفاده کرده است. در تحقیق حاضر جهت تجزیه و تحلیل داده ها از رهیافت خودرگرسیون با وقفه های گسترده غیر خطی NARDL[1] استفاده می شود. کلیه تجزیه و تحلیل ها با کمک نرم افزار ایویوز نسخه ۱۳ انجام خواهد گرفت.

## معرفی متغییرها و مدل ها

**جدول ۱: متغیرها**

| متغیرها | نماد | توضیحات | منبع |
|---|---|---|---|
| نرخ سیاست یک شبه | (OPR۲) | نرخ بازار بین بانکی | بانک مرکزی |
| نرخ بازار پول اسلامی | (OVNIB۳) | نرخ سپرده یک شبه بانک اسلامی | بانک مرکزی |
| نرخ بازار پول متعارف | (OVNCB۴) | نرخ سپرده یک شبه بانک متعارف | European Central bank |
| نرخ سپرده ثابت بانک‌های متعارف، ۳ ماهه | (3FDCB) | نرخ سپرده ثابت بانک‌های متعارف، ۳ ماهه | Euribor-Rates.eu |

1 Noninnear Auto-Regressive Distributed Lag
2 overnight policy rate
3 overnight Islamic money market rate
4 Overnight Conventional Money Market Rate

[ Downloaded from mieaoi.ir on 2026-11-27 ]

| متغیرها | نماد | توضیحات | منبع |
|---|---|---|---|
| نرخ سپرده ثابت بانک‌های متعارف، ۶ ماهه | (6FDCB) | نرخ سپرده ثابت بانک‌های متعارف، ۶ ماهه | Euribor-Rates.eu |
| نرخ سپرده ثابت بانک‌های متعارف، ۹ ماهه | (9FDCB) | نرخ سپرده ثابت بانک‌های متعارف، ۹ ماهه | Euribor-Rates.eu |
| نرخ سپرده ثابت بانک‌های متعارف، ۱۲ ماهه | (12FDCB) | نرخ سپرده ثابت بانک‌های متعارف، ۱۲ ماهه | Euribor-Rates.eu |
| میانگین نرخ وام بانک‌های متعارف | (CBLN۱) | نرخ وام بانک‌های متعارف | Euribor-Rates.eu |
| نرخ سپرده سرمایه گذاری بانک‌های اسلامی، ۳ ماهه | (3IDIB) | نرخ سپرده سرمایه گذاری بانک‌های اسلامی، ۳ ماهه | بانک مرکزی |
| نرخ سپرده سرمایه گذاری بانک‌های اسلامی، ۶ ماهه | (6IDIB) | نرخ سپرده سرمایه گذاری بانک‌های اسلامی، ۶ ماهه | بانک مرکزی |
| نرخ سپرده سرمایه گذاری بانک‌های اسلامی، ۹ ماهه | (9IDIB) | نرخ سپرده سرمایه گذاری بانک‌های اسلامی، ۹ ماهه | بانک مرکزی |
| نرخ سپرده سرمایه گذاری بانک‌های اسلامی، ۱۲ ماهه | (12IDIB) | نرخ سپرده سرمایه گذاری بانک‌های اسلامی، ۱۲ ماهه | بانک مرکزی |

1 Conventional Banks' Average Lending Rate

[ Downloaded from mieaoi.ir on 2026-11-27 ]

| متغیرها | نماد | توضیحات | منبع |
|---|---|---|---|
| میانگین نرخ تامین مالی بانک‌های اسلامی | (IBFIN۱) | میانگین نرخ تامین مالی بانک‌های اسلامی | بانک مرکزی |

منابع : یافته های تحقیق

**جدول ۲: مدل ها**

| مدل | متغیر وابسته | رگرسیورهای دینامیکی | |
|---|---|---|---|
| 1 | نرخ یک شبه بازار پول اسلامی(OVNIB) | نرخ متعارف یک شبه بازار پول (OVNCB) | نرخ سیاست یک شبه (OPR) |
| 2a | نرخ سپرده سرمایه گذاری بانک‌های اسلامی، ۳ ماهه (3IDIB) | نرخ سپرده ثابت بانک‌های متعارف، ۳ ماهه (3FDCB) | نرخ یک شبه بازار پول اسلامی (OVNIB) |
| 2b | نرخ سپرده سرمایه گذاری بانک‌های اسلامی، ۶ ماهه (6IDIB) | نرخ سپرده ثابت بانک‌های متعارف، ۶ ماهه (6FDCB) | نرخ یک شبه بازار پول اسلامی (OVNIB) |
| 2c | نرخ سپرده سرمایه گذاری بانک‌های اسلامی، ۹ ماهه (9IDIB) | نرخ سپرده ثابت بانک‌های متعارف، ۹ ماهه (9FDCB) | نرخ یک شبه بازار پول اسلامی (OVNIB) |
| 2d | نرخ سپرده سرمایه گذاری بانک‌های اسلامی، ۱۲ ماهه (12IDIB) | نرخ سپرده ثابت بانک‌های متعارف، ۱۲ ماهه (12FDCB) | نرخ یک شبه بازار پول اسلامی (OVNIB) |
| 3 | میانگین نرخ تامین مالی بانک‌های اسلامی (IBFIN) | میانگین نرخ وام بانک‌های متعارف (CBLN) | نرخ سیاست یک شبه (OPR) |

جدول ۲متغیرهای مورد استفاده در هر مدل را نشان می‌دهد. سه مدل اصلی برآورد شده است. مدل ۱ رابطه بین نرخ بازار پول متعارف و نرخ سیاست یک شبه را بر نرخ بازار پول

1 Islamic Banks' Financing Rate

[ Downloaded from mieaoi.ir on 2026-11-27 ]

اسلامی آزمایش می‌کند. مدل‌های 2a تا 2d برای تاثیر نرخ سپرده‌های ثابت متعارف و نرخ‌های بازار پول اسلامی بر نرخ‌های سپرده سرمایه‌گذاری اسلامی هستند. پنج خوشه سررسید برای سپرده‌ها برای اعتبارسنجی مدل ۲ مطابقت داده شده‌اند. مدل ۳ رابطه بین نرخ تامین مالی اسلامی و نرخ وام متعارف را آزمایش می‌کند. نرخ سیاست یک شبه به عنوان یک کنترل در مدل شماره ۳ استفاده می‌شود.

**مدل (۱): تأثیرات نرخ بازار پول متعارف بر نرخ بازار پول اسلامی**

این مدل اساسا فرضیه (۱) را آزمایش می‌کند. در این مدل، روابط بین نرخ یک شبه بازار پول اسلامی (OVNIB) با نرخ متعارف بازار پول یک شبه (OVNCB) و نرخ سیاست یک شبه (OPR) مورد بررسی قرار گرفته است. داده‌های ماهانه OVNIB توسط بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران با استفاده از نرخ روزانه سرمایه گذاری‌های در بازار پول اسلامی در پایان هر ماه مربوطه گردآوری می‌شود. داده‌های ماهانه OVNCB نرخ سپرده‌های بین بانکی متعارف در پایان هر ماه است. مطالعات نشان داده‌اند که نرخ وجوه ملی (یا OPR برای ایران) معیار بهتری برای موضع سیاست پولی است( Kashyap & Stein, 2000; Bernanke & Blinder, 1988). بنابراین، OPR نرخ سیاست پولی در این مدل است.

OPR نرخ هدف برای عملیات نقدینگی روزانه بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران است. OPR نرخ مرجع اولیه برای تعیین نرخ‌های بهره بازار است و همچنین نرخ بهره ای است که موسسات مالی بزرگ با آن وام می‌گیرند و یک شبه بین خود وام می‌دهند. بنابراین، این مدل در درجه اول آزمایش می‌کند که آیا OPR بر OVNIB، مجموعه‌ای از ابزارهای منطبق با اسلام، تأثیر می‌گذارد، و در درجه دوم اینکه، آیا دو بازار پول متعارف و اسلامی از هم جدا شده‌اند یا خیر.

آزمون فرضیه اول به صورت زیر تصریح می گردد:

$$(OVINB)_{it} = (B0)_{it} + (OVNCB)_{it} + (OPR)_{it} + (U)_{it}$$

با نوشتن معادله فوق به صورت تصحیح خطا و تفکیک متغیرهای مستقل به نوسانات مثبت و منفی، می توان به تخمین غیر خطی (نامتقارن) اثرات کوتاه مدت و بلند مدت شوک های مثبت و منفی پرداخت و بدین ترتیب، مدل پژوهش به صورت زیر تصریح می شود:

[ Downloaded from mieaoi.ir on 2026-11-27 ]

$$\Delta(\mathrm{OVINB})_{it} = \mu + \rho\,\Delta\mathrm{OVINB}_{t-1} + \gamma^{+}\,\mathrm{OVNCB}_{t-1}^{+} + \gamma^{-}\,\mathrm{OVNCB}_{t-1}^{-} + \theta^{+}\,\mathrm{OPR}_{t-1}^{+} + \theta^{-}\,\mathrm{OPR}_{t-1}^{-} + \sum_{j=1}^{p-1} w_j \Delta\mathrm{OVINB}_{t-1} + \sum_{ij=0}^{q-1}(g^{+}\Delta\mathrm{OVNCB}_{t-1}^{+} + g^{-}\Delta\mathrm{OVNCB}_{t-1}^{-}) + \sum_{ij=0}^{q-1}(g^{+}\Delta\mathrm{OPR}_{t-1}^{+} + g^{-}\Delta\mathrm{OPR}_{t-1}^{-}) + e_t$$

که:

$\Delta$: تغییرات تفاضل

$\Delta(\mathrm{OVINB})_{it}$: تغییرات نرخ یک شبه بازار پول اسلامی (متغیر وابسته) در زمان

$\mu$: عرض از مبدا

$\Delta\ \mathrm{OVINB}_{t-1}\rho$: ضریب تغییرات با وقفه نرخ یک شبه بازار پول اسلامی

$\mathrm{OVNCB}_{t-1}^{+}\gamma^{+}$: ضریب شوک مثبت نرخ متعارف بازار پول یک شبه (متغیر مستقل)

$\mathrm{OVNCB}_{t-1}^{-}\gamma^{-}$: ضریب شوک منفی نرخ متعارف بازار پول یک شبه

$\mathrm{OPR}_{t-1}^{+}\theta^{+}$: ضریب شوک مثبت نرخ سیاست یک شبه (متغیر مستقل)

$\mathrm{OPR}_{t-1}^{-}\theta^{-}$: ضریب شوک منفی نرخ سیاست یک شبه

$g^{+}\Delta\mathrm{OVNCB}_{t-1}^{+}$: ضریب شوک مثبت با وقفه نرخ متعارف بازار پول یک شبه (متغیر مستقل)

$g^{-}\Delta\mathrm{OVNCB}_{t-1}^{-}$: ضریب شوک منفی با وقفه نرخ متعارف بازار پول یک شبه

$g^{+}\Delta\mathrm{OPR}_{t-1}^{+}$: ضریب شوک مثبت با وقفه نرخ سیاست یک شبه (متغیر مستقل)

$g^{-}\Delta\mathrm{OPR}_{t-1}^{-}$: ضریب شوک منفی با وقفه نرخ سیاست یک شبه

$e_t$: جزء خطا

**مدل (۲): تأثیرات نرخ سپرده ثابت بانک‌های متعارف بر نرخ سود سپرده سرمایه گذاری بانک های اسلامی**

فرضیه ۱-۲ با استفاده از مدل ۲ مورد آزمایش قرار می‌گیرد. این مدل روابط نرخ‌های سپرده سرمایه‌گذاری اسلامی ۳ ماهه، ۶ ماهه، ۹ ماهه و ۱۲ ماهه (IDIB) را با سررسید تطبیق یافته مربوطه با نرخ‌های ثابت متعارف(FDCB) و(OVNIB) آزمایش می‌کند. IDIB ها نرخ‌های سپرده مدت‌دار گزارش شده توسط بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران هستند. OVNIB به عنوان نماینده‌ای برای نرخ سیاست پولی برای هر یک از این سررسیدها استفاده می‌شود.

آزمون فرضیه ۱-۲ به صورت زیر تصریح می گردد:

$$(\mathrm{IDIB})_{it} = (\mathrm{B0})_{it} + (\mathrm{FDCB})_{it} + (\mathrm{OVNIB})_{it} + (\mathrm{U})_{it}$$

[ Downloaded from mieaoi.ir on 2026-11-27 ]

با نوشتن معادله فوق به صورت تصحیح خطا و تفکیک متغیرهای مستقل به نوسانات مثبت و منفی، می توان به تخمین غیر خطی (نامتقارن) اثرات کوتاه مدت و بلند مدت شوک های مثبت و منفی پرداخت و بدین ترتیب، مدل پژوهش به صورت زیر تصریح می شود:

$$\Delta(IDIB)_{it} = \mu + \rho\ \Delta IDIB_{t-1} + \gamma^{+}\ FDCB_{t-1}^{+} + \gamma^{-}\ FDCB_{t-1}^{-} + \theta^{+}\ OVNIB_{t-1}^{+} + \theta^{-}\ OVNIB_{t-1}^{-} + \sum_{j=1}^{p-1} w_j \Delta IDIB_{t-1} + \sum_{ij=0}^{q-1}(g^{+}\Delta FDCB_{t-1}^{+} + g^{-}\Delta FDCB_{t-1}^{-}) + \sum_{ij=0}^{q-1}(g^{+}\Delta OVNIB_{t-1}^{+} + g^{-}\Delta OVNIB_{t-1}^{-}) + e_t$$

که:

$\Delta$: تغییرات تفاضل

$\Delta(IDIB)_{it}$: تغییرات نرخ‌های سپرده سرمایه‌گذاری اسلامی (متغیر وابسته) در زمان

$\mu$: عرض از مبدا

$\Delta\ IDIB_{t-1}\rho$: ضریب تغییرات با وقفه نرخ‌های سپرده سرمایه‌گذاری اسلامی

$FDCB_{t-1}^{+}\gamma$: ضریب شوک مثبت نرخ‌های سپرده سرمایه‌گذاری اسلامی (متغیر مستقل)

$FDCB_{t-1}^{-}\gamma$: ضریب شوک منفی نرخ‌های سپرده سرمایه‌گذاری اسلامی

$OVNIB_{t-1}^{+}\theta$: ضریب شوک مثبت نرخ یک شبه بازار پول اسلامی (متغیر مستقل)

$OVNIB_{t-1}^{-}\theta$: ضریب شوک منفی نرخ یک شبه بازار پول اسلامی

$g^{+}\Delta FDCB_{t-1}^{+}$ : ضریب شوک مثبت با وقفه نرخ‌های سپرده سرمایه‌گذاری اسلامی (متغیر مستقل)

$g^{-}\Delta FDCB_{t-1}^{-}$: ضریب شوک منفی با وقفه نرخ‌های سپرده سرمایه‌گذاری اسلامی

$g^{+}\Delta OVNIB_{t-1}^{+}$: ضریب شوک مثبت با وقفه نرخ یک شبه بازار پول اسلامی (متغیر مستقل)

$g^{-}\Delta OVNIB_{t-1}^{-}$: ضریب شوک منفی با وقفه نرخ یک شبه بازار پول اسلامی

$e_t$: جزء خطا

**مدل (۳): تأثیرات میانگین نرخ وام بانک‌های متعارف بر میانگین نرخ تأمین مالی بانک های اسلامی**

فرضیه ۲-۲ با استفاده از مدل ۳ آزمایش می‌شود. این مدل رابطه بین میانگین نرخ تامین مالی اسلامی (IBFIN)، میانگین نرخ وام دهی مرسوم (CBLN) و نرخ سیاست یک شبه (OPR[۱]) را آزمایش می‌کند. IBFIN و CBLN نرخ‌های میانگین تامین مالی توسط بانک‌های اسلامی و وام‌های دریافتی توسط بانک‌های متعارف هستند. OPR نرخ مرجع اولیه برای تعیین نرخ‌های بهره بازار

[۱] overnight policy rate

[ Downloaded from mieaoi.ir on 2026-11-27 ]

است و همچنین نرخ بهره ای است که موسسات مالی بزرگ با آن وام می‌گیرند و یک شبه بین خود وام می‌دهند.

آزمون فرضیه ۲-۲ به صورت زیر تصریح می گردد:

$$(IBFIN)_{it} = (B0)_{it} + (CBLN)_{it} + (OPR)_{it} + (U)_{it}$$

با نوشتن معادله فوق به صورت تصحیح خطا و تفکیک متغیرهای مستقل به نوسانات مثبت و منفی، می توان به تخمین غیر خطی (نامتقارن) اثرات کوتاه مدت و بلند مدت شوک های مثبت و منفی پرداخت و بدین ترتیب، مدل پژوهش به صورت زیر تصریح می شود:

$$\Delta(IBFIN)_{it} = \mu + \rho\,\Delta IBFIN_{t-1} + \gamma^{+}\,CBLN_{t-1}^{+} + \gamma^{-}\,CBLN_{t-1}^{-} + \theta^{+}\,OPR_{t-1}^{+} + \theta^{-}\,OPR_{t-1}^{-} + \sum_{j=1}^{p-1} w_j \Delta IBFIN_{t-1} + \sum_{ij=0}^{q-1}(g^{+}\Delta CBLN_{t-1}^{+} + g^{-}\Delta CBLN_{t-1}^{-}) + \sum_{ij=0}^{q-1}(g^{+}\Delta OPR_{t-1}^{+} + g^{-}\Delta OPR_{t-1}^{-}) + e_t$$

که:

$\Delta$: تغییرات تفاضل

$\Delta(IBFIN)_{it}$: تغییرات میانگین نرخ تامین مالی بانک‌های اسلامی (متغیر وابسته) در زمان

$\mu$: عرض از مبدا

$\rho\ \Delta IBFIN_{t-1}$: ضریب تغییرات با وقفه میانگین نرخ تامین مالی بانک‌های اسلامی

$\gamma^{+}\ CBLN_{t-1}^{+}$: ضریب شوک مثبت میانگین نرخ وام بانک‌های متعارف (متغیر مستقل)

$\gamma^{-}\ CBLN_{t-1}^{-}$: ضریب شوک منفی میانگین نرخ وام بانک‌های متعارف

$\theta^{+}\ OPR_{t-1}^{+}$: ضریب شوک مثبت نرخ سیاست یک شبه (متغیر مستقل)

$\theta^{-}\ OPR_{t-1}^{-}$: ضریب شوک منفی نرخ سیاست یک شبه

$g^{+}\Delta CBLN_{t-1}^{+}$ : ضریب شوک مثبت با وقفه میانگین نرخ وام بانک‌های متعارف (متغیر مستقل)

$g^{-}\Delta CBLN_{t-1}^{-}$: ضریب شوک منفی با وقفه میانگین نرخ وام بانک‌های متعارف

$g^{+}\Delta OPR_{t-1}^{+}$: ضریب شوک مثبت با وقفه نرخ سیاست یک شبه (متغیر مستقل)

$g^{-}\Delta OPR_{t-1}^{-}$: ضریب شوک منفی با وقفه نرخ سیاست یک شبه

$e_t$: جزء خطا

[ Downloaded from mieaoi.ir on 2026-11-27 ]

## یافته های پژوهش

### آزمون مانایی

مطابق ادبیات اقتصادسنجی لازم است قبل از برآورد مدل، مانایی متغیرها بررسی گردد. برای بررسی وجود ریشه واحد در داده‌های سری زمانی، می‌توان از آزمون دیکی فولر تعمیم یافته (ADF) استفاده کرد که نتایج آن به‌صورت جدول (۴-۲) ارائه می‌گردد. فرضیه صفر بیان می کند که یک ریشه واحد در برابر فرضیه جایگزین وجود دارد. اگر ارزش احتمال کمتر از ۵٪ باشد، فرضیه صفر مبنی بر وجود ریشه واحد در سطح اطمینان ۹۵٪ رد می شود.

**جدول (۳). آزمون مانایی برای تمامی متغیرهای پژوهش**

| متغیر | سطح آزمون | آماره آزمون | سطح معناداری | نتیجه |
|---|---|---|---|---|
| CBLN | در سطح | -۳/۱۴ | ۰/۰۲۵۲ | مانا در سطح |
| OVNCB | در سطح | -۴/۱۸ | ۰/۰۰۰۹ | مانا در سطح |
| FDCB3 | در سطح | -۳/۷۹ | ۰/۰۰۳۵ | مانا در سطح |
| OPR | در سطح | -۳/۵۲ | ۰/۰۰۰۱ | مانا در سطح |
| FDCB12 | در سطح | -۳/۰۷ | ۰/۰۳۰۳ | مانا در سطح |
| IBFIN | در سطح | -2/066 | 0/2588 | نامانا |
| | با یک تفاضل | -13/46 | 0/0000 | مانا با یک تفاضل |
| FDCB6 | در سطح | -۲/۵۶ | ۰/۱۰۳۰ | نامانا |
| | با یک تفاضل | -۱۰/۴۸ | ۰/۰۰۰۰ | مانا با یک تفاضل |
| FDCB9 | در سطح | -۲/۶۷ | ۰/۰۸۰۸ | نامانا |
| | با یک تفاضل | -۱۶/۵۰ | ۰/۰۰۰۰ | مانا با یک تفاضل |
| FDCB6 | در سطح | -۲/۰۶ | ۰/۲۵۸۷ | نامانا |
| | با یک تفاضل | -۱۳/۴۳ | ۰/۰۰۰۰ | مانا با یک تفاضل |
| OVNIB | در سطح | -۱/۴۷ | ۰/۵۴۲۵ | نامانا |
| | با یک تفاضل | -۱۳/۴۳ | ۰/۰۰۰۰ | مانا با یک تفاضل |
| IDIB3 | در سطح | -۱/۷۱ | ۰/۴۲۱۷ | نامانا |
| | با یک تفاضل | -۱۳/۴۲ | ۰/۰۰۰۰ | مانا با یک تفاضل |

[ Downloaded from mieaoi.ir on 2026-11-27 ]

| | | | | |
|---|---|---|---|---|
| IDIB6 | در سطح | -۱/۴۷ | ۰/۵۴۳۰ | نامانا |
| | با یک تفاضل | -۱۳/۴۴ | ۰/۰۰۰۰ | مانا با یک تفاضل |
| IDIB9 | در سطح | -۱/۸۲ | ۰/۳۶۷۵ | نامانا |
| | با یک تفاضل | -۱۳/۴۲ | ۰/۰۰۰۰ | مانا با یک تفاضل |
| IDIB12 | در سطح | -۱/۵۷ | ۰/۴۹۵۵ | نامانا |
| | با یک تفاضل | -۱۳/۴۴ | ۰/۰۰۰۰ | مانا با یک تفاضل |

منابع: یافته های تحقیق

با توجه به جدول (۲) مشاهده می‌شود متغیرهای نرخ سود تسهیلات(درصد)CBLN، نرخ سود سپرده(درصد)OVNCB یک شبه، نرخ سود سپرده(درصد)۱FDCB یک ماهه، نرخ سود سپرده(درصد)۳FDCB سه ماهه، نرخ سود سپرده(درصد)۱۲FDCB دوازده ماهه و نرخ سیاست یک شبه(درصد)OPR به دلیل که سطح معناداری آن ها کمتر از سطح خطای ۰/۰۵ می باشد، در سطح مانا هستند و سایر متغیرهای تحقیق با یک مرتبه تفاضل گیری مانا شده اند.

### آزمون فرضیه اول

به منظور برآورد مدل آزمون فرضیه اول، تعداد وقفه ها در حالت انتخاب خودکار و حداکثر سه وقفه در نظر گرفته شود. همچنین به منظور بررسی امکان وجود رابطه بلند مدت از آزمون کرانه ها[1] استفاده شده است .در این مرحله با استفاده از روشی که توسط پسران و همکاران[2] (۱۹۹۶)ارائه شده است، وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای تحت بررسی با استفاده از آماره F برای آزمون معناداری سطوح با وقفه متغیرها در فرم تصحیح خطا مورد آزمایش قرار گرفته است. برای تعیین اینکه آیا رابطه بلندمدت وجود دارد، فرضیه صفر میگوید با توجه به مقدار آماره F، مورد اول، هیچ رابطه بلندمدتی وجود ندارد، اگر این مقدار کمتر از I(0) باشد، فرضیه صفر را رد نمی‌کنیم و رابطه بلندمدت وجود ندارد؛ دومی، اگر این مقدار بیشتر از I(1) باشد، فرضیه صفر را رد می کنیم و می‌توانیم نشان دهیم که رابطهٔ طولانی وجود دارد؛ آخرین مورد، اگر این مقدار بین دو کران باشد، نمی‌توانیم قضاوت کنیم. نتایج در جدول ۴ ارائه شده است:

1 Bound Test
2 Pesaran & et al.(1996)

[ Downloaded from mieaoi.ir on 2026-11-27 ]

**جدول (۴). نتایج آزمون F باند**

| سطح معنی دار | مقدار بحرانی I(1) | مقدار بحرانی I(0) | وقفه | آماره F |
|---|---|---|---|---|
| سطح ۹۹ درصد | ۵/۰۶ | ۳/۷۴ | *۳ | ۱۱/۹۹ |
| سطح ۹۵ درصد | ۴/۰۱ | ۲/۸۶ | | |

*تعداد وقفه های بهینه با استفاده از معیار شوارتز بیزین (BS) انتخاب شده است.

منبع: یافته های پژوهش

با توجه به نتایج جدول ۴ ما در حالت دوم به عنوان مقدار آماره F بیشتر از حد بالایی هستیم که فرض صفر یعنی عدم وجود رابطه بلند مدت بین متغییرها رد می شود. لذا یک رابطه تعادلی بلندمدت در سطوح احتمال ۹۹٪ و ۹۵٪ برای مدل مورد بررسی وجود دارد.

در ادامه، نتایج حاصل از برآورد مدل اول به صورت جدول (۵) ارائه شده است:

**جدول (۵). برآورد مدل آزمون فرضیه اول**

| متغیر | ضریب | انحراف معیار | آماره t | احتمال |
|---|---|---|---|---|
| ضرایب بلند مدت | | | | |
| OVNIB(-1) | -0.0890 | 0.0336 | -2.6473 | 0.0089 |
| @CUMDP(OVNCB(-1)) | -0.2952 | 0.1700 | -1.7370 | 0.0843 |
| @CUMDN(OVNCB(-1)) | -0.2146 | 0.1641 | -1.3072 | 0.1930 |
| @CUMDP(OPR(-1)) | 0.0262 | 0.0148 | 1.7702 | 0.0486 |
| @CUMDN(OPR(-1)) | 0.0254 | 0.0119 | 2.1269 | 0.0350 |
| ضرایب کوتاه مدت | | | | |
| @DCUMDP(OVNCB) | 0.4975 | 0.2080 | 2.3920 | 0.0179 |
| @DCUMDN(OVNCB) | -0.2618 | 0.5598 | -0.4677 | 0.0406 |
| @DCUMDN(OPR) | 0.1539 | 0.0625 | 2.4637 | 0.0148 |
| @DCUMDP(OPR(-1)) | 0.1561 | 0.0551 | 2.8323 | 0.0052 |
| @DCUMDN(OPR(-3)) | -0.1466 | 0.0658 | -2.2274 | 0.0273 |
| C | 0.4580 | 0.2236 | 2.0485 | 0.0421 |
| COINTEQ* | -0.0890 | 0.0278 | -3.1966 | 0.0016 |
| R-squared | | ۸۰.۰ | | |
| Adjusted R-squared | | ۷۶.۰ | | |
| Durbin-Watson stat | | ۹۸.۱ | | |
| F-statistic | | ۶۷.۱۰ | | |

[ Downloaded from mieaoi.ir on 2026-11-27 ]

| متغیر | ضریب | انحراف معیار | آماره t | احتمال |
|---|---|---|---|---|
| Prob(F-statistic) | | ۰,۰۰۰۰ | | |

منبع: یافته های تحقیق

نتایج مدل اول نشـــان می‌دهد که ضـــرایب بلندمدت برای OVNCB از نظر آماری غیرمعنادار هستند، لیکن در کوتاه مدت در سطح خطای ۰/۰۵ معنی دار می باشد. همچنین، ضرایب در سطح خطای ۰/۰۵ برای OPR در بلند مدت وکوتاه مدت از نظر آماری معنادار هستند. از این رو، نرخ‌های بانک‌های اسلامی مورد استفاده در OVNIB به OPR و OVNCB و در نتیجه، به نرخ‌های بهره مرتبط ا ست. نتایج نشان دهنده رد فر ضیه (۱) ا ست. لذا برخلاف تصور دونظام بانکداری با یکدیگر مرتبط می شوند. این نتایج با نتایج Saeed و همکاران در سال ۲۰۲۱ مطابقت دارد.

پس از تخمین مدل، هدف دیگر بررســی اعتبار مفروضـات مربوط به عدم تقارن ارتباط بین متغیرها است. برای این منظورازآزمون والد استفاده می شود. نتایج این آزمون در جدول ذیل ارائه شده است. از آنجایی که مقدار احتمال آمارههای F کوتاه مدت و بلندمدت در جدول۶ ، کمتر از۰/۰۵ ا ست، ما فرضـیه صـفر اثرات متقارن را رد می‌کنیم که به ما امکان می دهد اثر شـوکهای مثبت و منفی نرخ های بازار پول متعارف و نرخ سـیاسـت پولی را بر نرخ های بازار پول اسـلامی تجزیه و تحلیل کنیم. بنابراین می توان ادعا نمود که فرضـیه صـفر مبنی بر اثرات متقارن شـوک مثبت و منفی نرخ های بازار پول متعارف و نرخ سیا ست پولی بر نرخ های بازار پول ا سلامی در بلندمدت و کوتاه مدت، رد شده است.

**جدول (۶). نتایج آزمون والد جهت بررسی اثرات غیر متقارن**

| آزمون | آماره | احتمال | نتیجه |
|---|---|---|---|
| F | ۳,۴۳۱۰ | ۰,۰۰۳۲ | عدم تقارن |
| Chi-square | ۲۰,۲۸۶۱ | ۰,۰۰۲۱ | عدم تقارن |

منابع: یافته های تحقیق

بر اساس نتایج جدول (۶)، وجود رابطه متقارن تأیید می شود.

[ Downloaded from mieaoi.ir on 2026-11-27 ]

**آزمون فرضیه دوم**

به منظور برآورد مدل های آزمون فرضیه دوم، تعداد وقفه ها در حالت انتخاب خودکار و حداکثر سه وقفه در نظر گرفته شـــود. همچنین به منظور بررســـی امکان وجود رابطه بلند مدت از آزمون باند استفاده شده است که نتایج آن در جدول (۷) ارائه شده است:

**جدول (۷). نتایج آزمون F باند**

| مدل 2a (IDIB3) | | | | |
|---|---|---|---|---|
| سطح معنی دار | مقدار بحرانی I(1) | مقدار بحرانی I(0) | وقفه | آماره F |
| سطح ۹۹ درصد | ۵/۰۶ | ۳/۷۴ | *۳ | ۱۱/۹۹ |
| سطح ۹۵ درصد | ۴/۰۱ | ۲/۸۶ | | |
| مدل 2b (IDIB6) | | | | |
| سطح معنی دار | مقدار بحرانی I(1) | مقدار بحرانی I(0) | وقفه | آماره F |
| سطح ۹۹ درصد | ۵/۰۶ | ۳/۷۴ | *۳ | ۱۳/۱۳ |
| سطح ۹۵ درصد | ۴/۰۱ | ۲/۸۶ | | |
| مدل 2c (IDIB9) | | | | |
| سطح معنی دار | مقدار بحرانی I(1) | مقدار بحرانی I(0) | وقفه | آماره F |
| سطح ۹۹ درصد | ۵/۰۶ | ۳/۷۴ | *۳ | ۱۱/۶۶ |
| سطح ۹۵ درصد | ۴/۰۱ | ۲/۸۶ | | |
| مدل 2d (IDIB12) | | | | |
| سطح معنی دار | مقدار بحرانی I(1) | مقدار بحرانی I(0) | وقفه | آماره F |
| سطح ۹۹ درصد | ۵/۰۶ | ۳/۷۴ | *۳ | ۱۱/۲۳ |
| سطح ۹۵ درصد | ۴/۰۱ | ۲/۸۶ | | |

*تعداد وقفه های بهینه با استفاده از معیار شوارتز بیزین (BS) انتخاب شده است.

منابع: یافته های پژوهش

[ Downloaded from mieaoi.ir on 2026-11-27 ]

با توجه به نتایج جدول ۷ ما در حالت دوم به عنوان مقدار آماره F بیشتر از حد بالایی هستیم که فرض صفر یعنی عدم وجود رابطه بلند مدت بین متغییرها رد می شود. لذا یک رابطه تعادلی بلندمدت در سطوح احتمال ۹۹٪ و ۹۵٪ برای مدل مورد بررسی وجود دارد.
در ادامه، نتایج حاصل از برآورد مدل دوم به صورت جداول (۸) تا (۱۱) ارائه شده است:

**جدول (۸). برآورد مدل آزمون فرضیه دوم (مدل 2a)**

| متغیر | ضریب | انحراف معیار | آماره t | احتمال |
|---|---|---|---|---|
| ضرایب بلند مدت | | | | |
| IDIB3(-1) | -0.1012 | 0.0446 | -2.2672 | 0.0246 |
| @CUMDP(FDCB3) | 0.4322 | 0.1751 | 2.4687 | 0.0145 |
| @CUMDN(FDCB3) | -0.0803 | 0.1064 | -0.7545 | 0.4516 |
| @CUMDP(OVNIB(-1)) | 0.0650 | 0.0391 | 1.6619 | 0.0983 |
| @CUMDN(OVNIB(-1)) | 0.2582 | 0.1003 | 2.5738 | 0.0109 |
| ضرایب کوتاه مدت | | | | |
| @DCUMDP(OVNIB) | 1.1517 | 0.3306 | 3.4835 | 0.0006 |
| @DCUMDN(OVNIB) | 0.2628 | 0.0745 | 3.5274 | 0.0005 |
| C | 1.0778 | 0.4444 | 2.4255 | 0.0163 |
| COINTEQ* | -0.1012 | 0.0252 | -4.0021 | 0.0000 |
| R-squared | | ۷۱.۰ | | |
| Adjusted R-squared | | ۶۸.۰ | | |
| Durbin-Watson stat | | ۹۶.۱ | | |
| F-statistic | | ۱۴.۹ | | |
| Prob(F-statistic) | | ۰,۰۰۰۰ | | |

منابع: یافته های تحقیق

نتایج مدل دوم (2a) نشان می‌دهد که هر دوضرایب بلندمدت برای FDCB3 و OVNIB از نظر آماری در سطح خطای ۰/۰۵ معنادار هستند. همچنین ضریب کوتاه مدت برای OVNIB نیز از نظر آماری در سطح خطای ۰/۰۵ معنا دار می باشد. بر همین اساس بیان می شود که اکثر دارندگان حساب سرمایه‌گذاری، مشتریان سود محور هستند. نرخ سپرده سرمایه‌گذاری اسلامی به دلیل حساسیت به رقابت بین بخش‌های بانکداری اسلامی و متعارف، متاثر از نرخ‌های سپرده ثابت متعارف است. علاوه بر این، از آن جایی که OPR نرخ بازار پول اسلامی را تعیین می‌کند، نرخ سپرده سرمایه‌گذاری اسلامی نیز تحت تاثیر نرخ‌های بهره از طریق بازار پول اسلامی در بلند مدت و

[ Downloaded from mieaoi.ir on 2026-11-27 ]

کوتاه مدت قرار می‌گیرد. از این رو، این نرخ‌ها نه وابسته به دارایی هستند و نه بدون بهره می‌باشند و فرضیه 2b رد می شود. این نتایج با نتایج Saeed و همکاران در سال ۲۰۲۱ مطابقت دارد.

**جدول (۹). برآورد مدل آزمون فرضیه دوم (مدل 2b)**

| متغیر | ضریب | انحراف معیار | آماره t | احتمال |
|---|---|---|---|---|
| ضرایب بلند مدت | | | | |
| IDIB6(-1) | -0.0544 | 0.0237 | -2.2992 | 0.0227 |
| @CUMDP(FDCB6(-1)) | 0.3939 | 0.1353 | 2.9116 | 0.0041 |
| @CUMDN(FDCB6(-1)) | 0.1839 | 0.1190 | 1.5459 | 0.1240 |
| @CUMDP(OVNIB(-1)) | 0.0889 | 0.0579 | 1.5350 | 0.1267 |
| @CUMDN(OVNIB(-1)) | 0.1752 | 0.0644 | 2.7218 | 0.0072 |
| ضرایب کوتاه مدت | | | | |
| @DCUMDP(FDCB6(-1)) | -0.4616 | 0.2301 | -2.0063 | 0.0464 |
| @DCUMDN(FDCB6(-1)) | 0.9470 | 0.5040 | 1.8791 | 0.0420 |
| @DCUMDP(FDCB6(-2)) | 0.6989 | 0.3407 | 2.0514 | 0.0418 |
| @DCUMDP(OVNIB) | 1.0934 | 0.1309 | 8.3507 | 0.0000 |
| @DCUMDN(OVNIB) | 0.1983 | 0.1341 | 1.4785 | 0.1412 |
| C | 1.2554 | 0.4437 | 2.8293 | 0.0052 |
| COINTEQ* | -0.0544 | 0.0163 | -3.3382 | 0.0010 |
| R-squared | | ۷۵.۰ | | |
| Adjusted R-squared | | ۷۱.۰ | | |
| Durbin-Watson stat | | ۰۱.۲ | | |
| F-statistic | | ۴۵.۱۳ | | |
| Prob(F-statistic) | | ۰,۰۰۰۰ | | |

منابع: یافته های تحقیق

نتایج مدل دوم (2b) نشان می‌دهد که هر دوی ضرایب کوتاه مدت و بلندمدت برای FDCB6 و OVNIB از نظر آماری در سطح خطای ۰/۰۵ معنادار هستند. بر همین اساس بیان میشود که اکثر دارندگان حساب سرمایه‌گذاری، مشتریان سود محور هستند. نرخ سپرده سرمایه‌گذاری اسلامی به دلیل حساسیت به رقابت بین بخش‌های بانکداری اسلامی و متعارف، متاثر از نرخ‌های سپرده ثابت متعارف است. علاوه بر این، از آن جایی که OPR نرخ یک شبه بازار پول اسلامی را تعیین می‌کند، نرخ سپرده سرمایه‌گذاری اسلامی نیز تحت تاثیر نرخ‌های بهره از طریق بازار پول اسلامی در بلند مدت و کوتاه مدت قرار می‌گیرد.از این رو، این نرخ‌ها نه وابسته به دارایی هستند و نه بدون

[ Downloaded from mieaoi.ir on 2026-11-27 ]

بهره می‌باشـــند و فرضـــیه 2c رد می شـــود. این نتایج با نتایج Saeed و همکاران در ســـال ۲۰۲۱ مطابقت دارد.

**جدول (۱۰). برآورد مدل آزمون فرضیه دوم (مدل 2c)**

| متغیر | ضریب | انحراف معیار | آماره t | احتمال |
|---|---|---|---|---|
| ضرایب بلند مدت | | | | |
| IDIB9(-1) | -0.0370 | 0.0222 | -1.6632 | 0.0981 |
| @CUMDP(FDCB9) | 0.1577 | 0.0935 | 1.6864 | 0.0935 |
| @CUMDN(FDCB9) | 0.0965 | 0.0803 | 1.2018 | 0.2311 |
| @CUMDP(OVNIB(-1)) | 0.0317 | 0.0382 | 0.8305 | 0.4074 |
| @CUMDN(OVNIB(-1)) | 0.0519 | 0.0411 | 1.2630 | 0.0283 |
| ضرایب کوتاه مدت | | | | |
| @DCUMDP(OVNIB) | 1.0174 | 0.1235 | 8.2407 | 0.0000 |
| @DCUMDN(OVNIB) | 0.1391 | 0.0820 | 1.6960 | 0.0917 |
| C | 0.6612 | 0.3066 | 2.1565 | 0.0324 |
| COINTEQ* | -0.0370 | 0.1411 | -2.6210 | 0.0095 |
| R-squared | | ۴۰.۰ | | |
| Adjusted R-squared | | ۳۷.۰ | | |
| Durbin-Watson stat | | ۰۱.۲ | | |
| F-statistic | | ۸۹.۱۰ | | |
| Prob(F-statistic) | | ۰,۰۰۰۰ | | |

منابع: یافته های تحقیق

نتایج مدل دوم (2c) نشان می‌دهد که هر دوی ضرایب بلندمدت برای FDCB9 و OVNIB از نظر آماری غیر معنادار هستند. همچنین، ضرایب در سطح خطای ۰/۰۵ برای OVNIB درکوتاه مدت از نظر آماری معنادار هستند. از این رو، نرخ‌های بانک‌های اسلامی مورد استفاده در IDIB9 به OVNIB و در نتیجه، به نرخ‌های بهره مرتبط اســـت، لذا برخلاف تصـــور دونظام بانکداری با یکدیگر مرتبط می شـــوند. نتایج نشـــان دهنده رد فرضـــیه 2d اســـت. این نتایج با نتایج Saeed و همکاران در سال ۲۰۲۱ مطابقت ندارد.

[ Downloaded from mieaoi.ir on 2026-11-27 ]

**جدول (۱۱). برآورد مدل آزمون فرضیه دوم (مدل 2d)**

| متغیر | ضریب | انحراف معیار | آماره t | احتمال |
|---|---|---|---|---|
| ضرایب بلند مدت | | | | |
| IDIB12(-1) | -0.0357 | 0.0157 | -2.2768 | 0.0241 |
| @CUMDP(FDCB12(-1)) | 0.2468 | 0.1138 | 2.1679 | 0.0316 |
| @CUMDN(FDCB12(-1)) | 0.0977 | 0.1001 | 0.9756 | 0.3307 |
| @CUMDP(OVNIB(-1)) | 0.0179 | 0.0490 | 0.3656 | 0.0151 |
| @CUMDN(OVNIB(-1)) | 0.0831 | 0.0548 | 1.5155 | 0.0315 |
| ضرایب کوتاه مدت | | | | |
| @DCUMDP(FDCB12(-1)) | 1.2150 | 0.2771 | 4.3840 | 0.0000 |
| @DCUMDN(FDCB12(-1)) | 0.2726 | 0.5573 | 0.4890 | 0.0254 |
| @DCUMDP(OVNIB) | 1.5510 | 0.1174 | 13.2081 | 0.0000 |
| @DCUMDN(OVNIB) | 0.1148 | 0.1203 | 0.9538 | 0.3415 |
| C | 0.7990 | 0.3576 | l2.2345 | 0.0268 |
| COINTEQ* | -0.0356 | 0.0119 | -2.9725 | 0.0033 |
| R-squared | | ۸۴.۰ | | |
| Adjusted R-squared | | ۸۱.۰ | | |
| Durbin-Watson stat | | ۰۲.۲ | | |
| F-statistic | | ۶۵.۲۷ | | |
| Prob(F-statistic) | | ۰,۰۰۰۰ | | |

منابع: یافته های تحقیق

نتایج مدل دوم (2d) نشـــان می‌دهد که هر دوی ضـــرایب کوتاه مدت و بلندمدت برای FDCB12 و OVNIB از نظر آماری در سطح خطای ۰/۰۵ معنادار هستند. بر همین اساس بیان میشـــود که اکثر دارندگان حسـاب سـرمایه‌گذاری، مشـتریان سـود محور هسـتند. نرخ سـپرده سرمایه‌گذاری اسلامی به دلیل حساسیت به رقابت بین بخش‌های بانکداری اسلامی و متعارف، متاثر از نرخ‌های سپرده ثابت متعارف ا ست. علاوه بر این، از آن جایی که OPR نرخ بازار پول ا سلامی را تعیین می‌کند، نرخ سـپرده سـرمایه‌گذاری اسـلامی نیز تحت تاثیر نرخ‌های بهره از طریق بازار پول ا سلامی در بلند مدت و کوتاه مدت قرار می‌گیرد.از این رو، این نرخ‌ها نه وابسته به دارایی هستند و نه بدون بهره می‌باشـند و فرضـیه 2e رد می شـود. این نتایج با نتایج Saeed و همکاران در سـال ۲۰۲۱ مطابقت ندارد.

[ Downloaded from mieaoi.ir on 2026-11-27 ]

پس از تخمین مدل، هدف دیگر بررسی اعتبار مفروضات مربوط به عدم تقارن ارتباط بین متغیرها است. برای این منظور از آزمون والد استفاده می شود. نتایج این آزمون در جدول ذیل ارائه شده است:

**جدول (۱۲). نتایج آزمون والد جهت بررسی اثرات غیر متقارن**

| مدل | آزمون | آماره | احتمال | نتیجه |
|---|---|---|---|---|
| 2a | F | ۴,۹۱۹۲ | ۰,۰۰۰۱ | عدم تقارن |
| | Chi-square | ۲۹,۵۱۵۲ | ۰,۰۰۰۰۰ | عدم تقارن |
| 2b | F | ۱۳,۲۹۱۱ | ۰,۰۰۰۰ | عدم تقارن |
| | Chi-square | ۷۹,۷۴۷۰ | ۰,۰۰۰۰ | عدم تقارن |
| 2c | F | ۱۱,۶۶۷۶ | ۰,۰۰۰۰ | عدم تقارن |
| | Chi-square | ۱۲,۷۷۳۹ | ۰,۰۰۰۰ | عدم تقارن |
| 2d | F | ۱۱,۲۳۷۵ | ۰,۰۰۰۰ | عدم تقارن |
| | Chi-square | ۱۱,۳۳۶۴ | ۰,۰۰۰۰ | عدم تقارن |

منابع: یافته های تحقیق

بر اساس نتایج جدول (۱۲) اثرات غیر متقارن مورد تأیید قرار می گیرد.

### آزمون فرضیه سوم

به منظور برآورد مدل آزمون فرضیه سوم، تعداد وقفه ها در حالت انتخاب خودکار و حداکثر سه وقفه در نظر گرفته شود. همچنین به منظور بررسی امکان وجود رابطه بلند مدت از آزمون باند استفاده شده است که نتایج آن در جدول (۱۳) ارائه شده است:

**جدول (۱۳). نتایج آزمون F باند**

| سطح معنی دار | مقدار بحرانی I(1) | مقدار بحرانی I(0) | وقفه | آماره F |
|---|---|---|---|---|
| سطح ۹۹ درصد | 5/06 | ۳/۷۴ | *۳ | 12/83 |
| سطح ۹۵ درصد | ۴/۰۱ | ۲/۸۶ | | |

*تعداد وقفه های بهینه با استفاده از معیار شوارتز بیزین (BS) انتخاب شده است.

منبع: یافته های پژوهش

[ Downloaded from mieaoi.ir on 2026-11-27 ]

با توجه به نتایج جدول ۱۳ ما در حالت دوم به عنوان مقدار آماره F بیشتر از حد بالایی هستیم که فرض صـــفر یعنی عدم وجود رابطه بلند مدت بین متغییرها رد می شـــود. لذا یک رابطه تعادلی بلندمدت در سطوح احتمال ۹۹٪ و ۹۵٪ برای مدل مورد بررسی وجود دارد.
در ادامه، نتایج حاصل از برآورد مدل سوم به صورت جدول (۱۴) ارائه شده است:

**جدول (۱۴). برآورد مدل آزمون فرضیه سوم**

| متغیر | ضریب | انحراف معیار | آماره t | احتمال |
|---|---|---|---|---|
| ضرایب بلند مدت | | | | |
| IBFIN(-1) | -0.1173 | 0.0769 | -1.5252 | 0.0292 |
| @CUMDP(CBLN(-1)) | 0.2393 | 0.1270 | 1.8843 | 0.0413 |
| @CUMDN(CBLN(-1)) | -0.1213 | 0.3187 | -0.3805 | 0.7041 |
| @CUMDP(OPR(-1)) | 0.0699 | 0.0343 | 2.0363 | 0.0433 |
| @CUMDN(OPR(-1)) | 0.0796 | 0.0376 | 2.1185 | 0.0356 |
| ضرایب کوتاه مدت | | | | |
| @DCUMDP(CBLN) | -0.9056 | 0.3674 | -2.4650 | 0.0147 |
| @DCUMDP(CBLN(-1)) | 2.1204 | 0.6957 | 3.0478 | 0.0027 |
| @DCUMDN(CBLN(-1)) | -3.2336 | 1.4683 | -2.2023 | 0.0290 |
| @DCUMDP(CBLN(-2)) | 2.2671 | 0.5078 | 4.4650 | 0.0000 |
| @DCUMDP(OPR) | -0.0989 | 0.2186 | -0.4522 | 0.6517 |
| @DCUMDN(OPR) | -0.0754 | 0.0883 | -0.8536 | 0.3946 |
| C | 1.6460 | 0.8298 | 1.9836 | 0.0490 |
| COINTEQ* | -0.1173 | 0.0307 | -3.8104 | 0.0001 |
| R-squared | | ۷۵.۰ | | |
| Adjusted R-squared | | ۷۰.۰ | | |
| Durbin-Watson stat | | ۱,۸۸ | | |
| F-statistic | | ۳,۳۶ | | |
| Prob(F-statistic) | | ۰,۰۰۰۰ | | |

منابع: یافته های تحقیق

بر اساس نتایج جدول مدل سوم ضریب بلند مدت وکوتاه مدت CBLN در سطح خطای ۰/۰۵ از نظر آماری معنادار است. که نشان می دهد نرخ های تامین مالی بانکهای اسلامی تحت تاثیر نرخ های وام بانکهای متعارف قرار دارند، ضـــمن اینکه ضـــریب بلند مدت OPR نیز در ســـطح خطای ۰/۰۵ از نظرآماری در بلند مدت معنی دار اســـت که نشـــان می دهد نرخ بهره در بلند مدت بر نرخ

[ Downloaded from mieaoi.ir on 2026-11-27 ]

تامین مالی تاثیر می گذارد.نتایج نشان دهنده رد فرضیه(۳) است. این نتایج با یافته های Saeed و همکاران در سال ۲۰۲۱ مطابقت دارد. پس از تخمین مدل، هدف دیگر بررسی اعتبار مفروضات مربوط به عدم تقارن ارتباط بین متغیرها است. برای این منظور از آزمون والد استفاده می شود. نتایج این آزمون در جدول ذیل ارائه شده است:

**جدول (۱۵). نتایج آزمون والد جهت بررسی اثرات غیر متقارن**

| آزمون | آماره | احتمال | نتیجه |
|---|---|---|---|
| F | ۱۱,۹۵۹۷ | ۰,۰۰۷۴ | عدم تقارن |
| Chi-square | ۱۱,۷۵۸۷ | ۰,۰۰۶۷ | عدم تقارن |

منبع: یافته های تحقیق

بر اساس نتایج جدول (۱۵)، اثرات غیر متقارن مورد تأیید قرار می گیرد.

## بحث و نتیجه گیری

نتایج نشان داده است که اولا نرخ سیاست یک شبه وابسته به بهره بانک مرکزی یک عامل تعیین‌کننده مثبت و منفی معنی‌دار، برای نرخ بازار پول اسلامی درکوتاه‌مدت و بلندمدت است، همچنین نرخ بازار پول متعارف نیز یک عامل تعیین کننده مثبت و منفی معنی دار برای نرخ بازار پول اسلامی درکوتاه مدت. ثانیا، این مطالعه نرخ‌های منطبق بر سررسید را بررسی می‌کند و نتایج تاثیر مثبت و منفی معنی دار نرخ‌های متعارف را بر نرخ‌های اسلامی در کوتاه‌مدت و بلندمدت نشان می دهد. نرخ یک شبه بازار پول اسلامی که به عنوان نماینده‌ای برای نرخ سیاست پولی استفاده می‌شود، در بلندمدت و کوتاه مدت بر نرخ های سپرده اسلامی تاثیر مثبت و منفی معنی داری می‌گذارد. ثالثا، نرخ وام متعارف در بلند مدت بر نرخ تامین مالی سلامی تاثیر مثبت و معنی دار دارد، همچنین نرخ وام متعارف در کوتاه مدت بر نرخ تامین مالی اسلامی تاثیر مثبت و منفی معنی دار دارد. با این حال، نرخ سیاست یک شبه تاثیر مثبت و منفی معنی دار بر نرخ تامین مالی اسلامی در بلندمدت نشان می‌دهد. مطابق با ادبیات گذشته که نشان می‌دهد نرخ‌های اسلامی به ندرت با عملکرد پروژه‌ها مرتبط است، در این پژوهش ثابت شده است که دینداری مشتریان نقش مهمی در این ارتباط ندارد. ماهیت سود محور مشتریان یک عامل رفتاری قابل توجه در بازار بانکداری اسلامی، به ویژه در سیستم بانکداری دوگانه است. بر خلاف اصول یک بازار مبتنی بربهره، برای اینکه بانک‌های اسلامی، منطبق بر تعالیم اسلامی باشند، باید مشتریان خود را به دو دسته مشتریان ملتزم به شریعت و مشتریان سود

[ Downloaded from mieaoi.ir on 2026-11-27 ]

محورتفکیک و مشخص کنند، هر چند انجام این کار در یک سیستم مالی دو گانه بانکی سخت و چالش برانگیز است. بانکهای اسلامی به دلیل رقابت با سیستم بانکداری متعارف و حضورگسترده مشتریان سود محوردر مقایسه با مشتریان ملتزم به شریعت مجبورند بر خلاف آموزه های دینی به اکثر مشتریان سود محور که از فرصت‌های زیاد ناشی از تفاوت بین نرخ‌های ارائه شده(آربیتراژ) در سیستم بانکداری دوگانه استفاده می‌کنند خدمات ارائه می دهند.

بانک‌های اسلامی می‌توانند اتکای خود به روش‌های تامین مالی مبتنی بر عقود مبادله ای( تجارت) را کاهش دهند و تامین مالی مبتنی بر مشارکت سود و زیان را افزایش دهند. برای اطمینان از موفقیت این سیاست، مدیران باید در درجه اول ریسک دارندگان حساب سرمایه‌گذاری را بررسی کنند، در درجه دوم امکان‌سنجی و چشم‌انداز آینده پروژه‌های سرمایه‌گذاری را ارزیابی کنند و در درجه سوم تمایل بیشتری برای سرمایه‌گذاری در پروژه‌های بلند مدت داشته باشند. سیاست‌گذاران باید چگونگی مقابله با فرصت‌های سرمایه‌گذاری(آربیتراژ) را که بین دو بازار بین بانکی ایجاد می‌شود، شناسایی کنند.ضمن اینکه ابزارهای ارائه شده در بازار پول اسلامی باید مرتبط با دارایی و بدون بهره باشد. هنگام تدوین مقررات و تغییر موضع سیاست پولی، سیاست‌گذاران باید اسیب‌پذیری‌های خاص بانک‌های اسلامی را در برابر بانک‌های متعارف از حیث جابجایی منابع و مصارف و به تبع آن سود آوری، شناسایی کرده و به آن‌ها رسیدگی کنند. با توجه به اینکه عدم آگاهی عمومی در مورد نحوه عملکرد محصولات مالی اسلامی در بخش منابع و مصارف وجود دارد. تعداد کمی از مشتریان و حتی کارمندان بانکهای اسلامی دانش کاملی از اقتصاد اسلامی، بانکداری و مالیه اسلامی دارند. از این رو، برای توسعه بخش بانکداری به شیوه اسلامی، ایجاد آگاهی در مورد ماهیت و عملکرد بانکداری اسلامی به منظور وفاداری بیشتر مشتریان ضروری است. بدین منظور، بانک‌های اسلامی، سیاست‌گذاران و حتی دولت می‌توانند برنامه‌هایی را از طریق آگاهی بخشی عمومی مانند استفاده از رسانه های تصویری ، شنیداری، گفتاری و حتی فضای مجازی آغاز کنند که کارمندان و مشتریان خود را در مورد بانکداری و مالیه اسلامی آموزش دهند.

گنجاندن بانک‌های اسلامی در چارچوب سیاست پولی نه تنها به دلیل نیاز به رعایت اصول اصلی مالی اسلامی، بلکه به دلیل ناهمگونی سیستم‌های مالی و چارچوب‌های سیاست پولی کشورهایی که بانکداری اسلامی در ان‌ها وجود دارد، کاری پیچیده است. بانکداری اسلامی، در مواجه با سیاست پولی با چندین لایه از مشکلات روبرو است، از جمله بازارهای مالی کم عمق، سیاست نرخ ارز ثابت، تسلط مالی، و کنترل نرخ بهره و وام‌دهی مستقیم. تشخیص مشکلات خاص مرتبط با بانکداری اسلامی در یک سیستم بانکی دوگانه از حجم بالایی از مسائل دیگر، بسیار دشوار و چالش برانگیز است. طراحی چارچوب‌های قوی سیاست پولی برای بانک اسلامی مستلزم مطالعه دقیق و ایجاد تعادل بین

[ Downloaded from mieaoi.ir on 2026-11-27 ]

عوامل متعددی است. همزیستی بانک‌های متعارف و اسلامی نیازمند توسعه سریع چارچوب‌های سیاست پولی دوگانه قوی و انعطاف‌پذیر است. توسعه منظم بازارهای بین بانکی داخلی اسلامی می تواند مدیریت نقدینگی بانک‌های اسلامی را تسهیل کند.

بسیاری از مشکلات و چالش‌های مربوط به ابزارهای اسلامی، بازارهای مالی و مقررات باید مورد توجه قرار گیرد و حل شود. یک نظام مالی اسلامی کامل با ابزارها و بازارهای قابل شناسایی خود هنوز نسبتا در مراحل اولیه تکامل است. بدین سبب به منظور رقابت در سیستم بانکی دوگانه بانک‌های اسلامی باید به سرعت عملکرد خود را از بانکداری متعارف با ارائه ابرازهای نوین مالی متمایز کنند تا بانکداری اسلامی به جایگاه اصلی خود در نظام اقتصاد جهانی برسد.

[ Downloaded from mieaoi.ir on 2026-11-27 ]

**منابع**


۱. علیرضایی، مجید، محققنیا، محمدجواد، یوسفی صمد (۱۳۹۷). مطالعه تطبیقی بانکداری اسلامی و متعارف بحرین و بانکداری بدون ربای ایران (با رویکرد سودآوری)، فصلنامه علمی ـ ترویجی اقتصاد و بانکداری اسلامی،۲۳(۷) ،. ۲۹-۷۰

۲. علوی، داود و سلطانلی، علی. (۱۴۰۰). آزمون تجربی مدل قیمت گذاری دارایی های سرمایه ای روی سهام بانکی منتخب بورس استانبول. مجله مطالعات اقتصادی.۴(۱)،۷۴-۸۱

۳. .خسروی، میثم و ندری، کامران (۱۳۹۹). نقدی بر نظریه بهره بانکی در مطالعات بانکداری اسلامی با تکیه بر تاثیر خلق پول در تعیین نرخ بهره. دوفصلنامه مطالعات اقتصاد اسلامی. ۸(۱۲) ،۱۸-۳۱

۴. ابراهیمی، علی و فارابی، حسین. (۱۳۹۶). ارزیابی حساسیت انصار شعب بانک به مدیریت کل مطالبات بانکی با استفاده از فاکتور بتا توسعه یافته (مورد: شعب بانک انصار). فصلنامه مجله مطالعات مالی و بانکداری اسلامی، ۱(۲)، ۱۶۵-۱۹۶

۵. ابوالحسنی هستیانی، اصغر ،. امینی میالنی، مینو و شریف مقدسی، علیرضا . (۱۴۰۲). ارزیابی عملکرد بانکداری اسلامی در مقایسه با بانکداری متعارف در کشورهای منتخب. فصلنامه¬ی اقتصاد مقداری (بررسی¬های اقتصادی سابق)، ۲۰(۴ )۲۱۴ -۱۸۰.

۶. سهیلی، کیومرث (۱۳۸۷). مقایسه نظری کارایی بانکداری غیرربوی و ربوی در تجهیز و تخصیص منابع. دوفصلنامه مطالعات اقتصاد اسلامی. دوره: ۱(۱)،۱۵-۲۹

۷. طالبی، محمد (۱۳۹۷). مقدمه ای بر پارادایم جایگزین برای پارادایم عقود معینه در بانکداری اسلامی. دوفصلنامه تحقیقات مالی اسلامی. ۸(۱)،۳۹-۵۶

۸. عزیزنژاد، صمد (۱۳۹۱). چالش‌ها و راهکارهای تعیین نرخ سود بانکی در اقتصاد ایران. فصلنامه مجلس و راهبرد. ۷۱(۱۹)،۴۵-۶۱

۹. عیوض لو، حسین و بکی حسکویی، مرتضی (۱۳۹۹). ساز و کار تعیین نرخ سود بانکی در نظام پولی و بانکداری جمهوری اسلامی ایران. مطالعات و سیاست‌های اقتصادی، ۷(۲)،۱۱-۳۱

۱۰. میرابراهیمی، سید رضا و اکبری مقدم، بیت اله و فخرحسینی، سید فخرالدین و میرزاپورباباجان، اکبر (۱۳۹۸). بررسی واکنش تورم به سیاست پولی انقباضی در نظام بانکداری اسلامی ایران براساس مدل تعادل عمومی پویای تصادفی. دوفصلنامه جستارهای اقتصادی. ۳۱(۱۶)،۱۲۳-۱۴۲


[ Downloaded from mieaoi.ir on 2026-11-27 ]

11. Aziz Ur Rehman, Ejaz Aslam, Anam Iqbal (۲۰۲۲). Intellectual capital efficiency and bank performance: Evidence from islamic banks. Borsa Istanbul Review. ،(۱)۲۲ .۱۲۱-۱۳۱
12. Bahmanyar, Hamedian (2013). Financial Performance of Islamic Banks vs. Conventional Banks: The Case of Malaysiat, Eastern Mediterranean University.
13. Céline Meslier, Tastaftiyan Risfandy, Amine Tarazi (2017). Dual market competition and deposit rate setting in Islamic and conventional banks, Economic Modelling..،(۳۱)۶۳ . .۳۳۳-۳۱۸
14. Mirzet Šeho, Obiyathulla Ismath Bacha, Edib Smolo (۲۰۲۰). The effects of interest rate on Islamic bank financing instruments: Cross-country evidence from dual-banking systems. Pacific-Basin Finance Journal..،(۳۴)۶۲ . .۲۳۴-۲۱۸
15. Shifa Mohamed Saeed, Islam Abdeljawad, M. Kabir Hassan, Mamunur Rashid (۲۰۲۱). Dependency of Islamic bank rates on conventional rates in a dual banking system: A trade-off between religious and economic fundamentals. International Review of Economics & Finance...،(۱۱)۳۱ .۷۴-۶۷

[ Downloaded from mieaoi.ir on 2026-11-27 ]

[ Downloaded from mieaoi.ir on 2026-11-27 ]