فصلنامهٔ پژوهش‌های پولی-بانکی
سال شانزدهم، شمارهٔ ۵۸، زمستان ۱۴۰۲
صفحات ۷۱۷-۷۴۴

بررسی رابطهٔ علیت نرخ بهرهٔ بازار بین‌بانکی و نرخ بازده اسناد خزانه در ایران

حسین محمدخانلو [*]
تیمور رحمانی [†]
محسن مهرآرا [‡]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۳/۰۲/۲۶ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۳/۰۵/۱۳

چکیده

بازار بین‌بانکی در ایران از سال ۱۳۸۷ شروع به کار کرده و طی سال‌های اخیر، با ورود بانک‌ها و مؤسسات مالی و افزایش حجم معاملات، عمیق‌تر شده است. از طرفی، با انتشار اسناد خزانهٔ اسلامی از سال ۱۳۹۴ توسط خزانه‌داری کل و به‌کارگیری ابزار سیاستی عملیات بازار باز با اوراق کوتاه‌مدت، سیاست‌گذار پولی سعی دارد نرخ بهره‌های بازار را هدایت کند و به اهداف سیاستی دست‌یابد. در این پژوهش، رابطهٔ علّی بین نرخ بهرهٔ بازار بین‌بانکی و نرخ بازده اسناد خزانهٔ ۹۰ روزه با استفاده از داده‌های ماهانهٔ دورهٔ ۱۳۹۴-۱۴۰۲ و داده‌های هفتگی برای دورهٔ ۱۴۰۰-۱۴۰۲ با استفاده از آزمون‌های علیت خطی و غیرخطی بررسی شده است. یافته‌ها نشان داد مطابق با داده‌های ماهانه، یک رابطهٔ علیت آنی بین نرخ بین‌بانکی و نرخ بازده اسناد خزانه وجود دارد، درحالی‌که ماهانه هیچ رابطهٔ علیت گرنجر خطی و غیرخطی معناداری بین آن‌ها برقرار نیست. مطابق با داده‌های هفتگی نیز رابطهٔ علیت خطی ضعیفی از نرخ بین‌بانکی به نرخ بازده اسناد خزانهٔ ۹۰روزه مشاهده شد؛ به‌طوری‌که در سایر وقفه‌های مدل، این علیت برقرار نبود. بنابراین، با توجه به ناترازی برخی بانک‌ها و اضافه برداشتهای نامحدود نتیجهٔ حاصله حاکی از آن است که سیاست پولی هنوز به‌طور کامل در مسیر مدیریت نرخ بهره گام برنداشته است تا در شکل‌دادن به بقیهٔ نرخ بهره‌ها مؤثر باشد.

واژه‌های کلیدی: هدایت نرخ بهره، سیاست پولی، عملیات بازار باز، آزمون علیت گرنجر
طبقه‌بندی JEL: E43, E44, E52, E58

[*] دانشجوی کارشناسی ارشد، دانشکدهٔ اقتصاد، دانشگاه تهران؛ h.mohammadkhanlou@ut.ac.ir
[†] استاد دانشکدهٔ اقتصاد، دانشگاه تهران (نویسندهٔ مسئول)؛ trahmani@ut.ac.ir
[‡] استاد دانشکدهٔ اقتصاد، دانشگاه تهران؛ mehrara@ut.ac.ir

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

[DOI: 10.61186/jmbr.16.58.717]

۱ مقدمه

اجرای سیاست‌های پولی و اعتباری در ایران از زمان تأسیس بانک مرکزی در سال ۱۳۳۹ با هدف ایجاد شرایط مساعد پیشرفت اقتصادی کشور شکل رسمی به خود گرفت و از آن زمان تا به امروز در ادوار مختلف، ابزارهای متعدد سیاست پولی و کلان احتیاطی اتخاذ شده و به اجرا درآمده و کارایی آن‌ها مورد بحث قرار گرفته است.

به‌طورکلی، ابزارهای سیاست پولی[1] اتخاذشده توسط بانک مرکزی به دو گروه مستقیم و غیرمستقیم تقسیم می‌شوند که ابزارهای مستقیم شامل کنترل نرخ‌های سود بانکی و سقف اعتباری، و ابزارهای غیرمستقیم نیز شامل نرخ سپردهٔ قانونی، اوراق مشارکت بانک مرکزی، سپردهٔ ویژه بانک‌ها نزد بانک مرکزی، و عملیات بازار باز[2] می‌شوند که در این بین، ابزارهای مستقیم غیرمتکی به شرایط بازار، و ابزارهای غیرمستقیم متکی به شرایط بازارند (بانک مرکزی ج.ا.ا.).

شکل کلی سیاست‌گذاری پولی نیز به این‌صورت است که بانک مرکزی - به‌عنوان سیاست‌گذار پولی - دارای یک هدف نهایی نظیر کنترل تورم، ثبات رشد تولید، و یا ثبات بخش مالی (در سال‌های اخیر) است که به‌طور کامل و مستقیماً تحت کنترل نیستند. برای دستیابی به این اهداف، یک یا چند هدف عملیاتی (میانی) مناسب و اثرگذار در اهداف نهایی انتخاب، و با استفاده از ابزارهای سیاستی نامبرده و اثرگذاری در اهداف میانی، امر دستیابی به اهداف نهایی و به کنترل درآوردن آن‌ها میسر می‌گردد. هدف عملیاتی باید دارای چندین ویژگی مهم باشد؛ ازجملهٔ آن‌ها باید بتوان هدف عملیاتی را به‌صورت کمّی و یک رقم مشخص معرفی کرد تا به‌درستی گویای وضعیت سیاست پولی کشور برای عموم باشد؛ همچنین، باید به‌طور کامل در تسلط و کنترل بانک مرکزی و در آخر باید به‌لحاظ اقتصادی هم‌راستا با تحقق اهداف نهایی سیاست پولی باشد. پرکاربردترین اهداف میانی را می‌توان کل‌های پولی و نرخ بهره در نظر گرفت. در ادوار گذشته نیز به پیروی از قاعدهٔ پولی فریدمن[3]، عمدتاً کل‌های پولی به‌عنوان هدف میانی در اکثر کشورها ازجمله ایران انتخاب و تحت کنترل گرفته می‌شد؛ تا اینکه به دلایلی نظیر نامفهوم‌بودن کل‌های پولی برای عموم،

[1] Monetary Policies
[2] Open Market Operations
[3] Friedman

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]
[DOI: 10.61186/jmbr.16.58.717]

تغییرات درون‌زای آن‌ها و غیرقابل پیش‌بینی‌بودن اثر آن در اهداف نهایی (تورم) در کوتاه‌مدت از یک‌سو و تشکیل بازار بین‌بانکی و شکل‌گرفتن نرخ بهرهٔ بازار بین‌بانکی به‌عنوان نرخ بهرهٔ سیاستی از سوی دیگر، موجب شد که هدف میانی نرخ بهره جایگزین کل‌های پولی شود (رحمانی، ۱۴۰۰). این رویه با مداخلهٔ بانک مرکزی در بازار بین‌بانکی به‌شکل عملیات بازار باز صورت می‌پذیرد.

بازار بین‌بانکی یکی از اجزای بازار پول است که با اهداف سهولت‌بخشی به تأمین‌مالی کوتاه‌مدت بانک‌ها و سایر مؤسسات فعال در این بازار، افزایش اثرگذاری سیاست‌های پولی، ایجاد نظم پولی، و مدیریت نقدینگی[1] بانک‌ها، در ۲۷ دی ۱۳۸۳ به تصویب کمیسیون اعتباری بانک مرکزی رسید و از سال ۱۳۸۷ شروع به فعالیت کرد (بانک مرکزی ج.ا.ا.، ۱۳۸۷). بانک‌ها و مؤسسات مالی، جهت تعادل‌بخشی در وضعیت نقدینگی خود، می‌توانند با نرخ توافقی استقراض کنند و یا وجوه مازاد خود را در اختیار دیگری قرار دهند. این نرخ تا سال ۱۳۹۹ از نظام کریدوری (دالان)[2] پیروی نمی‌کرد؛ اما از آن پس، کریدوری در نظر گرفته شد که نرخ کف کریدور نرخ سود سپرده‌گذاری بانک‌ها نزد بانک مرکزی و نرخ سقف کریدور نیز نرخ وام‌دهی به بانک‌ها در قبال وثیقه است. پیدایش این بازار نقطهٔ شروعی برای رویهٔ نرخ بهره به‌عنوان هدف عملیاتی محسوب می‌شد؛ اما ابزارهای غیرمستقیم سیاستیِ مورداستفاده که مبتنی بر شرایط بازارند، عمدتاً نرخ سپردهٔ قانونی، اوراق مشارکت بانک مرکزی، و سپردهٔ ویژهٔ بانک‌ها نزد بانک مرکزی را شامل می‌شد و از طرفی دیگر، بانک مرکزی از طریق دادن منابع به برخی بانک‌ها، به‌عنوان کارگزار در بازار بین‌بانکی مداخله می‌کرد تا اینکه با انتشار اسناد خزانهٔ اسلامی[3] از سال ۱۳۹۴ و تصویب اجازهٔ انجام عملیات بازار باز توسط بانک مرکزی با استفاده از اسناد خزانهٔ اسلامی در لایحهٔ بودجهٔ ۱۳۹۸ مجلس، به‌کارگیری عملیات بازار باز توسط بانک مرکزی از سال ۱۳۹۹ میسر گردید.

اسناد خزانهٔ اسلامی ابزار مالی است که خزانه‌داری کل وزارت امور اقتصادی و دارایی بر پایهٔ بدهی دولت منتشر می‌کند. انتشار این اسناد روش جایگزین برای استقراض دولت از بانک مرکزی، به‌عنوان آسان‌ترین روش تأمین کسری بودجه، است و بنا بر تضمین خزانه‌داری کل برای بازپرداخت اسناد در سررسید، به آن‌ها اوراق کم‌ریسک (ریسک نکول

---

[1] liquidity

[2] corridor

[3] Islamic Treasury Bills

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

[DOI: 10.61186/jmbr.16.58.717]

ندارند) اطلاق می‌شود. سازوکار انتشار اسناد خزانهٔ اسلامی به این‌صورت است که ابتدا در بازار اولیه و یا از طریق کارگزاری بانک مرکزی، خزانه‌داری کل این اسناد را می‌فروشد یا در اختیار بستانکاران قرار می‌دهد و دارندگان این اسناد می‌توانند قبل از سررسید، آن‌ها را در بازارهای ثانویه بر مبنای ضوابط خرید دین و حسب شرایط عرضه و تقاضای وجوه در بازارهای مالی، به قیمتی متفاوت با قیمت اسمی اسناد بفروشند و منابع موردنیاز خود را تأمین کنند. انتشار این اسناد از پیامدهای ناگوار روش استقراض - همچون افزایش نقدینگی، بسط پایهٔ پولی، خلق پول جدید، و رشد نرخ تورم - تاحدی جلوگیری می‌کند و احتمالاً به بهبود انضباط مالی می‌انجامد و مبنای اجرای عملیات بازار باز در بازار بین‌بانکی است (خردیار، ملکی، و پوررضا، ۱۳۹۹). این عملیات نیز مجموعه‌ای از فعالیت‌هایی است که بانک مرکزی به‌واسطهٔ خرید و فروش گروه خاصی از اوراق بهادار (ازجمله اسناد خزانهٔ اسلامی) در نظر دارد از طریق متأثرساختن عرضه و تقاضای ذخایر در بازار بین‌بانکی و مدیریت نرخ بهرهٔ کوتاه‌مدت جهت دستیابی به هدف غایی، اهداف سیاستی خود را در بازار پول پیاده کند. این عملیات ماهیتاً مدیریت ذخایر در بازار پول است. درواقع، بانک مرکزی از طریق اجرای این عملیات، عرضه و تقاضای ذخایر را به‌نفع هدایت نرخ بهرهٔ رایج بازار به‌سمت نرخ بهرهٔ سیاستی مدیریت می‌کند. البته، مداخله در عملیات بازار باز تنها بر مبنای اسناد خزانهٔ اسلامی نیست و معمولاً از طریق اوراق بهادار کوتاه‌مدتی[1] است که دارای ویژگی‌هایی نظیر حداقل ریسک، نقدشوندگی، نرخ بهرهٔ مشخص، قابلیت بلوکه‌کردن منابع و قابلیت وثیقه‌گذاری باشد (میثمی و ندری، ۱۳۹۴).

البته که نرخ سود سیاستی مقدار نرخ بهرهٔ تحقق‌یافته در بازار بین‌بانکی نیست، بلکه مقدار معینی است که بانک مرکزی طبق قواعد مختلفی نظیر قاعدهٔ تیلور با درنظرداشتن اهداف سیاست‌گذاری تنظیم می‌کند و به‌جای تحمیل آن در بازار کریدوری در نظر می‌گیرد تا بانک‌ها با نرخی توافقی حول این نرخ سیاستی، ذخایر خود را به‌صورت بسیار کوتاه‌مدت در اختیار یکدیگر قرار دهند. در بازار بین‌بانکی نیز عرضه و تقاضای نقدینگی و حجم معاملات بین‌بانکی از رفتار نرخ بهرهٔ تحقق‌یافتهٔ آن تبعیت می‌کند و می‌توان گفت این نرخ تعادل نقدینگی در بازار بین‌بانکی را معین می‌سازد.

---

[1] مطابق با مصوبهٔ مورخ ۱۳۹۸/۹/۱۳ شورای فقهی بانک مرکزی در خصوص استفاده از «توافق بازخرید منطبق با شریعت»، موضوع قرارداد شامل انواع اسناد خزانهٔ اسلامی، اوراق مشارکت، صکوک اجاره، و سایر اوراق و ارز (به تشخیص بانک مرکزی) می‌باشد.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

[DOI: 10.61186/jmbr.16.58.717]

نکتهٔ حائز اهمیتِ اجرای هرگونه سیاست پولی میزان اثرگذاری آن سیاست در متغیرهای اقتصادی است. بدین‌جهت در این پژوهش، به بررسی رابطهٔ علّی بین نرخ بهرهٔ بازار بین‌بانکی و نرخ بهرهٔ بازار پرداخته‌ایم که به‌نوعی نتایج اجرای سیاست پولی با رویهٔ نرخ بهره به‌عنوان هدف میانی را ارزیابی می‌کند. با توجه به اینکه علی‌رغم آزادی عمل نسبی بانک‌ها در انتخاب نرخ سود سپرده و تسهیلات، میزان حداکثری آن توسط شورای پول و اعتبار تعیین می‌شود، از نرخ بازده اسناد خزانهٔ ۹۰ روزه که هم جنبهٔ رسمی دارد و هم آزادانه در بازار ثانویه تعیین می‌شود، به‌عنوان پراکسی[1] نرخ بهرهٔ بازار بهره جسته‌ایم. به همین جهت در بخش ۲، به بررسی ادبیات نظری و پیشینهٔ تحقیق پرداخته شده است و در بخش ۳ نیز داده‌های تحقیق معرفی می‌شود؛ سپس در بخش ۴، مدل تحقیق معرفی، برازش، و آزمون‌های موردنیاز بررسی می‌شود؛ در پایان نیز به جمع‌بندی نتایج حاصل می‌پردازیم.

۲ مبانی نظری و پیشینهٔ تحقیق

۲/۱ مبانی نظری رویهٔ نرخ بهره به‌عنوان هدف عملیاتی و سازوکار آن

همان‌طور که آمد، سیاست‌گذار پولی ابتدای امر به‌دنبال کنترل یک یا چند هدف نهایی است که امروزه کنترل تورم و ثبات قیمت‌ها جزو مهم‌ترین اهداف غایی در کنار ثبات رشد اقتصادی و ثبات بخش مالی محسوب می‌شود؛ اما تمام این‌ها به‌طور کامل تحت کنترل و سلطهٔ بانک مرکزی نیست و سیاست‌گذار با انتخاب یک هدف میانی (عملیاتی) مناسب و استفاده از ابزارهای سیاست‌گذاری، سعی در اثرگذاری در تورم و سایر اهداف سیاستی است. متعارف‌ترین اهداف نیز کل‌های پولی (ازجمله حجم نقدینگی) و نرخ بهره‌اند.

در ادوار گذشته نیز بانک مرکزی ایران با تأسی از قاعدهٔ پولی فریدمن و با هدف قراردادن حجم نقدینگی یا در مواردی پایهٔ پولی، رویهٔ هدف‌گذاری کل‌های پولی به‌عنوان هدف عملیاتی را در پیش گرفت و با ابزارهایی نظیر نرخ ذخیرهٔ قانونی و نرخ تنزیل مجدد و همچنین سیاست‌های اعتباری، سعی در دستیابی به اهداف خود داشت. اگرچه کنترل تورم از طریق سیاست‌های پولی علی‌الخصوص در بلندمدت امری منطقی است، چراکه طبق قاعدهٔ پولی فریدمن تورم یک پدیدهٔ پولی است، سیاست پولی کارا بایستی کنترل تورم در کوتاه‌مدت را نیز میسر سازد. از طرفی، تورم تنها هدف بانک مرکزی نیست و اهدافی نظیر

[1] Proxy

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

[DOI: 10.61186/jmbr.16.58.717]

ثبات تولید و بخش مالی نیز از اهمیت بسیاری برخوردارند. نظر به اینکه پول در بلندمدت خنثی بوده و بر متغیرهای حقیقی بی‌تأثیر است، در سال‌های اخیر، تعبیر جدیدی از سیاست‌های پولی تحت عنوان ابزار مدیریت کوتاه‌مدت شکل گرفته است. تمام این موارد در کنار اینکه اثر حجم نقدینگی بر تورم در کوتاه‌مدت نامشخص بوده و همچنین دارای تغییرات درون‌زا و گاهی‌اوقات تقاضای بی‌ثبات است، بانک‌های مرکزی ناگزیر رویهٔ نرخ بهره را به‌عنوان هدف عملیاتی در پیش گرفتند. مزیت این رویه نسبت به کل‌های پولی در آن است که اولاً بانک مرکزی تسلط بیشتری بر آن دارد و ثانیاً عموم افراد شناخت بیشتری از آن دارند و از این طریق سیاست‌گذار می‌تواند انتظارات را نیز کنترل کند.

مطابق با رویهٔ نرخ بهره و طبق یک قاعدهٔ کلی نظیر قاعدهٔ تیلور که در آن نرخ بهره تابع افزایشی از انحراف تورم انتظاری از سطح بهینه و انحراف تولید حقیقی از مقدار تولید بالقوه است، نرخ بهرهٔ سیاستی تعیین می‌شود. با بالارفتن هرکدام از آن‌ها از سطح بهینهٔ خود، سیاست‌گذار با افزایش نرخ بهره و به‌دنبال آن کاهش تقاضای کل (از کانال کاهش مصرف و سرمایه‌گذاری)، تورم انتظاری و تولید را به مقدار بهینهٔ خود بازمی‌گرداند و به این‌صورت کنترل تورم میسر می‌گردد. مهم‌ترین نرخ بهره‌ای که هم بانک مرکزی کنترل بیشتری بر آن دارد و همچنین با سایر نرخ بهره‌ها نیز هم‌راستاست، نرخ بهرهٔ بازار بین‌بانکی است. این نرخ که در بازار بین‌بانکی تحقق می‌یابد و براساس آن بانک‌ها به تأمین‌مالی و استقراض از بانک‌های دارای منابع مازاد اقدام می‌کنند، از طریق ابزار سیاستی عملیات بازار باز تحت کنترل بانک مرکزی قرار می‌گیرد؛ با این توضیح که اگر نرخ بهره در سطح بالاتری از نرخ سیاستی تحقق یابد، بانک مرکزی با خرید اوراق دولتی (اسناد خزانهٔ اسلامی) از بانک‌ها در بازارهای ثانویه و تزریق منابع به بازار، موجب کاهش نرخ بهره به سطح مطلوب می‌شود که اصطلاحاً «عملیات ریپو»[1] گفته می‌شود. در شرایطی هم که نرخ بهرهٔ بین‌بانکی پایین‌تر از نرخ سیاستی باشد، بانک مرکزی با فروش اوراق بدهی دولتی و جمع‌آوری منابع مازاد آن‌ها، نرخ بهره را به حد مطلوب افزایش می‌دهد که این عمل نیز تحت عنوان «ریپوی معکوس»[2] شناخته می‌شود. درنهایت، با اجرای این عملیات و تحت کنترل درآوردن نرخ بهره و در پی آن هدایت سایر نرخ‌های بازار، اهداف نهایی تحت کنترل بانک مرکزی (به‌عنوان سیاست‌گذار پولی) قرار می‌گیرند (رحمانی، ۱۴۰۰).

---

[1] Repo

[2] Reverse Repo

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

[DOI: 10.61186/jmbr.16.58.717]

۲/۲ مبانی نظری انتقال سیاست پولی و هدایت نرخ بهره

اثرگذاری در رفتار نرخ بهرهٔ بازار بین‌بانکی از طریق ابزارهای سیاستی و تحت کنترل گرفتن آن مبیّن کارایی سیاست پولی نیست، بلکه مقصود از آن عملیات دستیابی به ثبات سطح قیمت‌ها، رشد اقتصادی، و ثبات بخش مالی اقتصاد است که این فرایند از کانال‌های مختلفی صورت می‌پذیرد. خسروی و همکاران (۱۴۰۰) ضمن تشریح کانال‌های انتقال نرخ بهره، بیان می‌کنند که سیاست هدایت نرخ بهره از پنج کانال نرخ ارز، اعتبارات (وام‌دهی بانکی)، ترازنامهٔ بانکی، انتظارات، و قیمت دارایی‌ها منتقل می‌شود. مطابق کانال قیمت دارایی‌ها، با اجرای عملیات ریپو و کاهش نرخ بهره، منابع مردم برای خرج‌کردن افزایش یافته و با مازاد منابع مواجه می‌شوند و تقاضای آن‌ها برای دارایی‌های مالی (سهام و اوراق ازجمله اوراق قرضهٔ دولتی) بالا می‌رود و در نتیجه قیمت دارایی‌ها نیز افزایش می‌یابد. این افزایش در قیمت دارایی‌ها از یک‌سو ثروت مالی افراد را افزایش داده و از این طریق موجب افزایش مصرف و تقاضای کل می‌شود که به کانال ثروت معروف است. از سوی دیگر، از طریق کانال q-توبین و افزایش مقدار آن، موجب بالارفتن مخارج سرمایه‌گذاری و تولید کل می‌گردد. علاوه‌براین، تغییر قیمت دارایی‌های مالی و تأثیر آن در انتظارات مردم از شاخص قیمت سهام در کنار انتظارات از نرخ بهره، می‌تواند از کانال انتظارات نیز در فعالیت‌های اقتصادی اثرگذار باشد. در بازارهای مالی نیز سرعت انتقال اثر سیاست پولی در تمام اوراق یکسان نیست، بلکه اوراق دولتی با سررسید کوتاه‌مدت سریع‌تر از اوراق مالی با سررسید بلندمدت نسبت به تغییر نرخ بهرهٔ بین‌بانکی واکنش نشان می‌دهند (میرزا، نظیر، و علی[1]، ۲۰۲۱).

سازوکار انتقال سیاست پولی به متغیرهای اقتصادی (مانند تقاضای کل) زمانی تکمیل می‌شود که فرایند هدایت نرخ بهره‌های بازارها توسط نرخ بهرهٔ بین‌بانکی به‌درستی و به‌طور کامل انجام پذیرد. سازوکار هدایت نرخ بهره‌های بازار نیز تحت شرایط خاصی صورت می‌گیرد؛ به‌طوری‌که اولاً نیازمند بازارهای مالی کاراست که با ایجاد ارتباط بین سبد دارایی نهادهای مالی، بنگاه‌های اقتصادی، بانک‌ها، بانک مرکزی، و حتی خانوارها (از طریق صندوق‌های سرمایه‌گذاری) زمینه‌ای برای ارتباط نرخ بهرهٔ بازارهای مختلف و انتقال تغییرات هرکدام بر سایر نرخ‌ها شکل داده و موجب ازبین‌رفتن آربیتراژ نرخ بهره‌های مختلف می‌شود؛ دوم، نرخ بهرهٔ بازار بین‌بانکی به‌عنوان یک نرخ بدون ریسک که کوتاه‌مدت

[1] Mirza, Nazir, & Ali

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

[DOI: 10.61186/jmbr.16.58.717]

است، صرف زمانی پایینی دارد و همچنین وجوه مبادله‌شده با این نرخ صرف ریسک اعتباری کمی دارد، مبنای قیمت‌گذاری دارایی‌های مالی باشد؛ سوم، قراردادها برای سپرده‌گذاری نزد بانک و اخذ تسهیلات بانکی به‌صورت شناور تعیین گردند تا بدین شکل نرخ بهرهٔ بین‌بانکی (به‌مثابهٔ هزینه فرصت تأمین‌مالی بانک‌ها) اثرگذاری کاملی در نرخ سپرده‌ها و تسهیلات داشته باشد. با ایجاد این شرایط، فرایندی پویا بین نرخ بهره‌های مختلف شکل گرفته و تغییرات نرخ بین‌بانکی به‌سرعت به سایر نرخ‌های شناور منتقل می‌شود و حتی باوجود نرخ‌های غیرشناور، با شکل‌گیری آربیتراژ، فرایند تعدیل صورت می‌پذیرد (بهادر، ۱۳۹۸).

۲/۳ پیشینهٔ تحقیق

تاکنون مطالعات زیادی در زمینهٔ بازار بین‌بانکی و تأثیر آن در بخش‌های مختلف اقتصاد انجام شده است که در بین آن‌ها برخی پژوهشگران در مطالعهٔ خود به این نتیجه می‌رسند که همبستگی متقابل و یا رابطهٔ علّی یک‌طرفه بین نرخ بهرهٔ بین‌بانکی و بازده اسناد خزانه وجود دارد؛ ازجملهٔ آن‌ها می‌توان به سارنو و ثورنتن[1] (۲۰۰۳) اشاره کرد که در پژوهش خود با استفاده از یک مدل تصحیح خطای برداری نامتقارن غیرخطی[2] و داده‌های روزانهٔ نرخ وجوه فدرال رزرو[3] و نرخ بازده اسناد خزانهٔ ۹۰روزه، از سال ۱۹۷۴ تا ۱۹۹۹ به بررسی رابطهٔ بین این دو نرخ پرداختند. نتایج نشان داد که یک رابطهٔ بلندمدت بین نرخ فدرال رزرو و نرخ اسناد خزانهٔ ۹۰روزه وجود دارد و بیشتر تعدیلات به‌سمت تعادل بلندمدت از سمت نرخ فدرال رزرو صورت می‌گیرد. همچنین، این تعدیلات نامتقارن است و تعدیل برای انحرافات منفی از ساختار نرخ تعادلی بسیار سریع‌تر از آن برای انحرافات مثبت رخ می‌دهد و رابطهٔ پویای بین آن‌ها نیز غیرخطی است. علاوه‌براین، اشاره می‌کنند تنها در صورتی می‌توان نرخ فدرال رزرو را پیشرو نرخ اسناد خزانه و لنگر سایر نرخ بهره‌ها دانست که بازار قادر به پیش‌بینی دقیق از سطح آتی نرخ وجوه فدرال رزرو باشد. اوسورو و موریتی[4] (۲۰۱۷) نیز با استفاده از خانوادهٔ مدل‌های ناهمسانی واریانس شرطی[5] (ازجمله EGARCH و

[1] Sarno & Thornton
[2] Nonlinear Asymmetric Vector Equilibrium Correction Model
[3] Federal Reserve Funds Rate
[4] Osoro & Muriithi
[5] AutoRegressive Conditional Heteroskedasticity

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]
[DOI: 10.61186/jmbr.16.58.717]

TGARCH)، رابطهٔ بین بازار بین‌بانکی و بازار اسناد خزانهٔ کنیا را بررسی کردند. نتایج نشان داد که نرخ اوراق خزانهٔ ۹۱روزه به‌طور مثبت و قابل‌توجهی در نرخ بازار بین‌بانکی تأثیر می‌گذارد و این اثر در پی بروز تکانهٔ نقدینگی در نظام بانکی دو برابر می‌شود. همچنین، واکنش بازار به سیاست‌ها و تکانه‌های پولی از کانال بازار اسناد خزانه به بازار بین‌بانکی منتقل و موجب می‌شود که نوسانات بازار بین‌بانکی در واکنش به مداخلهٔ بانک مرکزی کنیا از طریق عملیات بازار باز طولانی باشند. شوپینگ، خینشنگ، و جیانفنگ[۱] (۲۰۲۱) نیز در پژوهشی، همبستگی متقابل بین نرخ بهرهٔ وام آنلاین همتا به همتا[۲] (P2P که بیانگر نرخ بهرهٔ بازار است)، نرخ پیشنهادی بین‌بانکی شانگهای، و نرخ بازده خزانه را با استفاده از داده‌های روزانه از سال ۲۰۱۵ تا ۲۰۱۹، و با روش تحلیل همبستگی چند فراکتلی (MFCCA)[۳] سنجیدند و نتایج از وجود همبستگی متقابل کوتاه‌مدت و بلندمدت بین هر سه جفت متغیر سری زمانی یعنی همبستگی متقابل نرخ پیشنهادی بین‌بانکی شانگهای با نرخ بازده خزانه، نرخ پیشنهادی بین‌بانکی شانگهای با نرخ بهرهٔ بازار، و همبستگی متقابل بین نرخ بهرهٔ P2P با نرخ بازده خزانه حکایت داشت و علاوه‌برآن استدلال کردند که سیاست‌های پولی و نظارتی تأثیر بسیاری در رفتار همبستگی متقابل هر سه متغیر سری زمانی دارند. علاوه‌برآن‌ها، میرزا و همکاران (۲۰۲۱) در پژوهش خود با استفاده از مدل تصادفی واسیچک[۴] و روش برآورد حداکثر درست‌نمایی[۵] (MLE)، به این نتیجه می‌رسند که نرخ بهره فقط به‌دلیل تکانه‌های بازار تغییر می‌کند و در غیاب آن‌ها ثابت است و نرخ بازده اوراق قرضه با سررسید کوتاه‌مدت نوسان بیشتری در مقابل نوسان نرخ بهره دارد، درحالی‌که نرخ بازده اوراق قرضه با سررسید بلندمدت به‌نسبت نوسان کمتری از خود به نمایش می‌گذارد. آکوسا، آلاگیدید، و شالینگ[۶] (۲۰۲۱) نیز در مطالعهٔ خود جهت ارزیابی کارایی سیاست‌های پولی بانک مرکزی غنا از روش‌های مختلفی نظیر تجزیهٔ واریانس خطای پیش‌بینی تعمیم‌یافته[۷] (GFEVD) و آزمون علیت خطی و غیرخطی گرنجر[۱] بهره گرفتند و

[1] Shuping, Xinsheng, & Jianfeng
[2] Peer to Peer Online Lending Interest Rate
[3] Multifractal Cross-correlation Analysis
[4] Vasicek
[5] Maximum Likelihood Estimation
[6] Akosah, Alagidede, & Schaling
[7] Generalised Forecast Error Variance Decomposition

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]
[DOI: 10.61186/jmbr.16.58.717]

میزان تأثیر نرخ بهرهٔ سیاستی در سایر نرخ‌های بازار پول را سنجیدند. یافته‌های پژوهش نشان داد که در کشور غنا نرخ سیاست پولی تأثیر کم تا متوسطی در پویایی نوسان سایر نرخ‌های بازار پول دارد که نشان‌دهندهٔ توانایی ضعیف نرخ بهرهٔ سیاستی برای هدایت سایر نرخ‌های بازار است. همچنین، نرخ اسناد خزانه‌داری اصلی‌ترین عامل انتقال‌دهندهٔ تکانه در بازار پول است که نرخ‌های بین‌بانکی، وام‌دهی، و پس‌انداز را تحت‌تأثیر قرار می‌دهد. در آخر هم می‌توان به پژوهش حسن‌خان و حنیف[۲] (۲۰۱۲) اشاره کرد که در مطالعهٔ خود از داده‌های سری زمانی ماهانه در مورد نرخ بهره‌های کلیدی از ژوئیهٔ ۲۰۰۱ تا اوت ۲۰۱۱ برای تخمین مدل تصحیح خطای خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی[۳] (ARDL-ECM) استفاده و تأثیر تغییرات در نرخ بهرهٔ سیاستی بانک دولتی پاکستان را در نرخ‌های بازار پول و خرده‌فروشی نظام بانکی بررسی کردند. نتایج نشان داد که نرخ بازده اسناد خزانه به‌عنوان مهم‌ترین حلقه در انتقال تغییرات نرخ بهرهٔ سیاستی به نرخ‌های بازار پول است. به‌طور خاص، یک رابطهٔ تعادلی بلندمدت بین نرخ بازده اسناد خزانه و نرخ پیشنهادی بین‌بانکی کراچی[۴] (KIBOR) وجود دارد. همچنین، نرخ وام‌دهی وام‌های جدید نسبت به نرخ وام‌دهی وام‌های معوق، در مقابل تغییرات نرخ‌های بازار پول واکنش بیشتری نشان می‌دهند. در نهایت، شواهدی به‌نفع انتقال نامتقارن تغییرات نرخ بهرهٔ سیاستی به نرخ‌های وام‌دهی و سپردهٔ بانک‌ها وجود دارد. هر دو نرخ وام و سپرده مسیرهای زمانی متفاوتی را در سناریوهای کاهش و افزایش نرخ بهرهٔ سیاستی دنبال می‌کنند.

برخی دیگر از پژوهشگران مانند پورتر و تنگ‌تنگ[۵] (۲۰۰۹) در پژوهش خود ابتدا به بررسی روند تدریجی آزادسازی نرخ بهره در چین پرداخته و بیان می‌دارند که نرخ بهره‌ها در اقتصاد چین ترکیبی از نرخ بهره‌هایی هستند که یا آزادانه در بازار، تعیین و یا به‌صورت دستوری توسط سیاست‌گذاران تنظیم می‌شوند. نرخ بهره‌های تعیین‌شده در بازار شامل نرخ بین‌بانکی و بازده اوراق قرضه، و نرخ بهره‌های تنظیم‌شده (دستوری) نیز شامل نرخ

→

[1] Linear and Nonlinear Granger Causality Test

[2] Hassan Khan & Hanif

[3] Unrestricted Autoregressive Error Correction Model

[4] Karachi Interbank Offered Rate

[5] Porter & TengTeng

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

[DOI: 10.61186/jmbr.16.58.717]

وام‌دهی و سپرده‌گذاری است. سپس با استفاده از یک مدل نظری (EGARCH)[1] و تحلیل تجربی، به بررسی عوامل مؤثر بر نرخ‌های بین‌بانکی چین پرداخته و به این نتیجه می‌رسند که نرخ بهره‌های تنظیم‌شده مهم‌ترین عوامل تعیین‌کنندهٔ سطح و نوسان نرخ بهرهٔ بازار بین‌بانکی چین بوده و علی‌رغم روند رو به رشد اتکا به عملیات بازار باز، نرخ بین‌بانکی به‌ویژه تحت‌تأثیر آن عملیات نیست. بنابراین، کارایی نرخ بهره‌های تعیین‌شده در بازار (نرخ بین‌بانکی و بازده اوراق قرضه) را برای عمل‌کردن به‌عنوان سیگنال‌های مستقل قیمت، یا به‌عنوان معیاری برای استفاده در قیمت‌گذاری دارایی و سیاست پولی کاهش می‌دهد.

در مطالعاتی نیز محققان رابطهٔ نرخ بهرهٔ بازار بین‌بانکی را با سایر متغیرهای کلان اقتصادی بررسی کرده‌اند که می‌توان به مطالعهٔ ابالسود و همکاران[2] (۲۰۱۹) اشاره کرد که با هدف بررسی رابطهٔ کوتاه‌مدت و بلندمدت بین نرخ بهرهٔ بازار بین‌بانکی لندن با نرخ ارز، نرخ تورم و رشد اقتصادی، از داده‌های فصلی سال‌های ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۵ بهره گرفته و یک مدل رگرسیونی چندمتغیره برای نرخ بهرهٔ بازار بین‌بانکی برآورد کردند و با استفاده از آزمون هم‌انباشتگی و آزمون علیت گرنجر به این نتیجه رسیدند که در کوتاه‌مدت رابطهٔ علّی بین نرخ بهرهٔ بازار بین‌بانکی و نرخ تورم وجود ندارد؛ اما در بلندمدت، رابطهٔ علّی یک‌طرفه از تولید ناخالص داخلی، نرخ ارز، و همچنین نرخ تورم به نرخ بهرهٔ بازار بین‌بانکی لندن وجود دارد. بنابراین، به‌ترتیب تولید ناخالص داخلی و نرخ تورم مهم‌ترین عوامل تعیین‌کنندهٔ میزان نرخ بهرهٔ بین‌بانکی و نوسان آن هستند. همچنین، یوسف و زین[3] (۲۰۲۰) نیز در پژوهش خود با استفاده از مدل حداقل مربعات معمولی[4] (OLS) چندمتغیره و داده‌های سری ماهانه به این نتایج رسیدند که عرضهٔ پول رابطهٔ معکوس ضعیف با نرخ بهرهٔ بازار پول بین‌بانکی و رابطهٔ معکوس قوی با نرخ بهرهٔ بازار پول بین‌بانکی اسلامی دارد؛ نرخ تورم رابطهٔ مستقیم ناچیزی با نرخ بهرهٔ بازار پول بین‌بانکی و رابطهٔ مثبت قوی با نرخ بهرهٔ بازار پول بین‌بانکی اسلامی، و همچنین نرخ ارز رابطهٔ مستقیم با هردو نرخ بهره دارد.

چند مطالعهٔ داخلی نیز به بررسی روابط نرخ بهرهٔ بین‌بانکی پرداخته‌اند. خسروی و همکاران (۱۴۰۰) با طراحی یک مدل تعادل عمومی تصادفی پویا[5] (DSGE) باوجود شبکهٔ

---

[1] Exponential General Autoregressive Conditional Heteroskedastic

[2] Aboelsoud et al.

[3] Yusuf & Zain

[4] Ordinary Least Squares Regression

[5] Dynamic Stochastic General Equilibrium Model

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

[DOI: 10.61186/jmbr.16.58.717]

بانکی و با استفاده از داده‌های فصلی دورهٔ ۱۳۸۸-۱۳۹۸، گذار نرخ سود تسهیلات و نرخ سود سپرده‌ها در ایران را بررسی کردند. نتایج نشان داد که گذار نرخ بهره در ایران ناقص است و نرخ سود سپرده‌ها در واکنش به تغییر نرخ بین‌بانکی به‌نسبت کمتری تغییر می‌یابند و همچنین سیاست پولی مبتنی بر رویهٔ نرخ بهره در واکنش به نوسانات اقتصادی بی‌ثبات است و شکل انفعالی دارد. مهدی‌آبادی و محمدی‌پور (۱۳۹۸) نیز در مطالعهٔ خود با استفاده از مدل ناهمسانی واریانس شرطی[1] (GARCH) و همچنین آزمون براک-دیکرت-شاینکمن[2] (BDS) رابطهٔ میان نرخ بهرهٔ بازار بین‌بانکی و عملکرد بورس را بررسی و ماهیت خطی یا غیرخطی‌بودن اثر نرخ بهرهٔ بازار پول بر بازار سرمایه در بورس اوراق بهادار تهران را تبیین کردند. یافته‌های پژوهش نشان می‌دهد که نرخ بهرهٔ بین‌بانکی با نسبت قیمت به درآمد بورس اوراق بهادار تهران، رابطهٔ معناداری دارد. همچنین، نتایج به‌دست‌آمده غیرخطی‌بودن ماهیت اثر نرخ بهرهٔ بازار پول در بازار سرمایه را تأیید کرد. علاوه‌برآن، پیراحمدی، افشاری، و صارم (۲۰۱۹) در مطالعهٔ خود با هدف بررسی تأثیرات بازار بین‌بانکی در ایران با اعمال مقررات بازل ۳[3] بر نظام بانکی و با استفاده از یک مدل تعادل عمومی تصادفی پویا که پارامترهای ساختاری مدل طراحی‌شده با استفاده از روش بیزی و داده‌های فصلی دورهٔ ۲۰۰۸-۲۰۱۵ برآورد شده بود، به این نتایج رسیدند که افزایش نرخ بین‌بانکی به بی‌ثباتی در اقتصاد منجر می‌شود. در نتیجه، افزایش نقدینگی و کفایت سرمایه همان‌طور که در مقررات بازل ۳ ذکر شده است، تأثیرات منفی تکانه‌های بین‌بانکی در متغیرهای کلان اقتصادی را کاهش می‌دهد و طبیعتاً اقتصاد باثبات‌تر می‌شود.

۳ معرفی و تحلیل داده‌ها

به‌طورکلی در این پژوهش، از دو متغیر نرخ بهرهٔ بازار بین‌بانکی و نرخ بازده اسناد خزانهٔ ۹۰روزه استفاده شده و رابطهٔ علّی بین آن‌ها برای تواتر ماهانه و هفتگی بررسی خواهد شد. برای هر دو حالت، سعی کرده‌ایم از حداکثر داده‌های موجود برای هر دو متغیر بهره‌گیری کنیم. به همین دلیل، دورهٔ موردبررسی ما برای داده‌های ماهانه از آبان ۱۳۹۴ تا تیر ۱۴۰۲ و برای داده‌های هفتگی از ابتدای سال ۱۴۰۰ تا هفتهٔ آخر تیر ۱۴۰۲ خواهد بود. نرخ بهرهٔ

[1] Generalized AutoRegressive Conditional Heteroskedasticity

[2] Brock Dechert Scheinkman Test

[3] Basel III Regulations

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

[DOI: 10.61186/jmbr.16.58.717]

بین‌بانکی همان‌طور که بیان شد تعادل نقدینگی در بازار بین‌بانکی را معین می‌سازد و بانک مرکزی اطلاعات مربوط به آن را به‌طور منظم و به‌صورت متوسط هفتگی برای سال‌های اخیر و متوسط ماهانه از ابتدای ۱۳۹۴ منتشر می‌کند. نرخ بازده اسناد خزانهٔ ۹۰ روزه نیز توسط سامانهٔ تحلیلی بورس ویو کارگزاری مفید[1] به‌صورت روزانه منتشر می‌شود و ما نیز در این پژوهش از آن بهره جسته و برای تواترهای هفتگی و ماهانه در دوره‌های موردبررسی، متوسط نرخ بازده اسناد خزانهٔ ۹۰روزه را محاسبه کرده‌ایم.

جدول معرفی و خلاصهٔ آماری مربوط به متغیرهای موردمطالعه شامل نماد، شاخص‌های مرکزی، پراکندگی، و تعداد مشاهدات، به‌صورت زیر است:

جدول ۱
خلاصهٔ آماری

هفتگی		ماهانه		تواتر
نرخ بازده اسناد ۹۰روزه	نرخ بهرهٔ بین‌بانکی	نرخ بازده اسناد ۹۰روزه	نرخ بهرهٔ بین‌بانکی	متغیر
TB90_w	IR_w	TB90_m	IR_m	نماد
۲۳/۴۵	۲۰/۷۸	۲۲/۱۱	۵۰/۱۹	میانگین
۲/۰۸	۱/۵۳	۳/۱۲	۲/۱۸	انحراف معیار
۱۹/۶۶	۱۷/۹۵	۱۴/۳۲	۹/۷۲	حداقل مقدار
۲۱/۹۰	۲۰/۰۸	۲۰/۷۷	۱۸/۷۳	چارک اول
۲۲/۷۸	۲۰/۷۴	۲۲/۱۶	۱۹/۵۰	چارک دوم (میانه)
۲۵/۰۸	۲۱/۰۷	۲۳/۹۱	۲۰/۴۵	چارک سوم
۲۹/۲۲	۲۳/۷۶	۲۸/۵۹	۲۵/۵۰	حداکثر مقدار
۱۱۹	۱۱۹	۹۳	۹۳	تعداد مشاهدات

منبع: داده‌های بانک مرکزی و سامانهٔ تحلیلی بورس ویو کارگزاری مفید و یافته‌های تحقیق

برای داده‌های ماهانهٔ دورهٔ موردبررسی شامل ۹۳ مشاهده برای هر متغیر، میانگین نرخ بهرهٔ بین‌بانکی ۱۹/۵۰ درصد و انحراف معیار آن ۲/۱۸ درصد و همین شاخص‌ها برای نرخ بازده اسناد ۹۰روزه به‌ترتیب ۲۲/۱۱ درصد و ۳/۱۲ درصد است. برای داده‌های هفتگی نیز دورهٔ موردبررسی شامل ۱۱۹ مشاهده برای هر متغیر است که براساس آن، میانگین نرخ

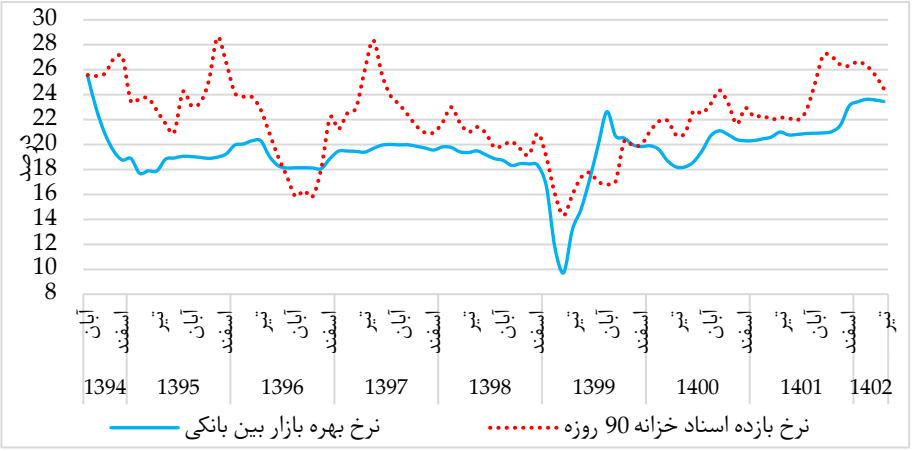
[1] https://www.bourseview.com/

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

[DOI: 10.61186/jmbr.16.58.717]

بهرهٔ بین‌بانکی ۲۰/۷۸ درصد و انحراف معیار آن ۱/۵۳ درصد و همین شاخص‌ها برای بازده اسناد خزانه به‌ترتیب ۲۳/۴۵ درصد و ۲/۰۸ درصد است.

علاوه بر شاخص‌های آماری، بررسی رفتار سری‌های زمانی طی زمان بسیار حائز اهمیت است. در این قسمت با استفاده از نمودار خطی، در نظر داریم نگاهی به روند متغیرها در دوره‌های موردبررسی داشته باشیم.



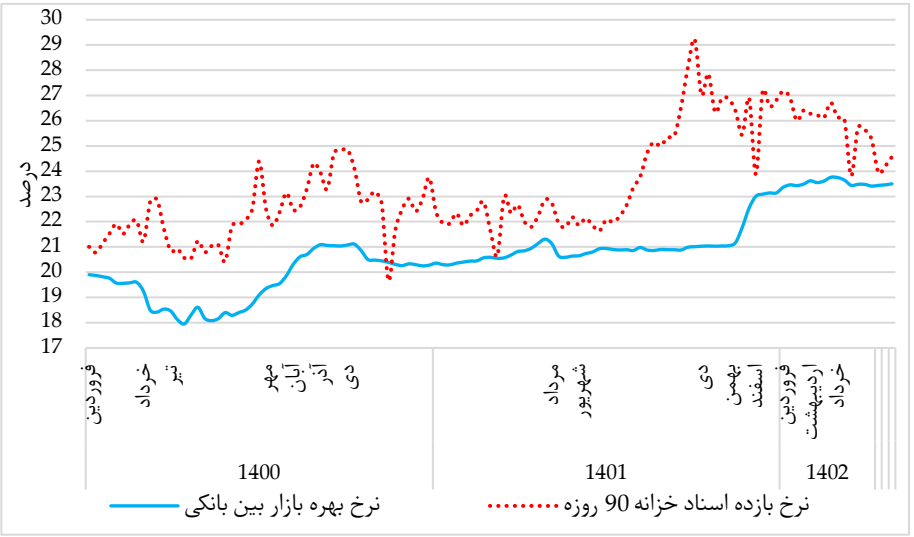
شکل ۱. داده‌های ماهانه

منبع: داده‌های بانک مرکزی و سامانهٔ تحلیلی بورس ویو کارگزاری مفید و یافته‌های تحقیق

مطابق با نمودار متغیرها، نرخ بین‌بانکی در شروع دوره یعنی آبان ۱۳۹۴ در بیشترین مقدار خود (۲۵/۵ درصد) است؛ اما با گذشت زمان سیر نزولی در پیش می‌گیرد و از اوایل سال ۱۳۹۵ به ثبات نسبی دست یافته و حول حداقل نرخ توافق بازخرید (حدود ۱۹ درصد) نوسان داشته است تا اینکه اواخر سال ۱۳۹۸ و اوایل سال ۱۳۹۹ هم‌زمان با کاهش میزان تقاضا برای تسهیلات بانکی، این نرخ با کاهش بسیار شدیدی روبه‌رو می‌شود و در خرداد ۱۳۹۹ به کمترین میزان خود یعنی ۹/۷ درصد می‌رسد؛ اما پس از آن با افزایش تقاضا برای پول و همچنین انتشار اوراق بدهی دولتی و جمع‌آوری نقدینگی مازاد، نرخ بهره شروع به افزایش کرده و در ادامه نیز با افزایش تدریجی حداقل نرخ توافق بازخرید، نرخ بین‌بانکی نیز همین روند را در پیش گرفت تا اینکه در انتهای دوره به حدود ۲۳ درصد رسیده است. از طرفی، نرخ بازده اسناد خزانهٔ ۹۰روزه بیشترین مقدار خود را در بهمن ۱۳۹۵ به میزان ۲۸/۵۹ درصد و کمترین مقدار خود را در خرداد ۱۳۹۹ به میزان ۱۴/۳۲ درصد تجربه کرده

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]
[DOI: 10.61186/jmbr.16.58.717]

است. همچنین، بررسی‌ها نشان می‌دهند که این نرخ به‌دلیل همبستگی[1] مثبت و بالایی، ۰/۵۹، که با نرخ بین‌بانکی دارد، تقریباً در اکثر مواقع رفتار مشابهی داشته‌اند.



شکل ۲. داده‌های هفتگی

منبع: داده‌های بانک مرکزی و سامانهٔ تحلیلی بورس ویو کارگزاری مفید و یافته‌های تحقیق

بررسی نمودار داده‌های هفتگی نیز نشان می‌دهد به‌رغم اینکه متغیرها در برخی مقاطع مانند فروردین، اردیبهشت، و خرداد ۱۴۰۰، اواخر سال ۱۴۰۱، و اوایل ۱۴۰۲ رفتار غیرهمسو داشته‌اند، در اکثر مواقع رفتار مشابهی همانند شکل قبل داشته‌اند؛ از طرفی، افزایش تدریجی این نرخ‌ها در کنار افزایش حداقل نرخ توافق بازخرید را به‌خوبی نشان می‌دهد. البته، این روند تقریباً صعودیِ نرخ بهره‌های اسمی طی سال‌های اخیرِ دورهٔ مورد بررسی دور از ذهن نبوده و مطابق با نظریهٔ اثر فیشر[2] است. به‌عبارتی دیگر، با توجه به افزایش نرخ تورم در سال‌های اخیر، به‌خصوص در دورهٔ موردبررسی که اقتصاد ایران تورم

[1] همبستگی به روش پیرسون محاسبه شده است.

[2] Fisher Effect

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

[DOI: 10.61186/jmbr.16.58.717]

بالای ۳۰ درصد داشته است، و بالابودن انتظارات تورمی برای اجتناب از نرخ بهرهٔ واقعی منفی، نرخ بهرهٔ اسمی نیز رفتار مشابهی از خود نشان داده و افزایش می‌یابد.

۴ تخمین مدل و تفسیر نتایج

در این پژوهش، برای بررسی رابطهٔ علّی بین نرخ بهرهٔ بازار بین‌بانکی و نرخ بازده اسناد خزانهٔ ۹۰روزه، مدل خودرگرسیون برداری (VAR) برآورد شده است. در یک الگوی VAR(P)، همهٔ متغیرهای مدل از یک فرایند خودبازگشتی مرتبهٔ P تبعیت می‌کنند. بنابراین، برای الگوی تحقیق که شامل دو متغیر IR و TB90 است، ساختار VAR به‌صورت زیر است:

$$IR_t = a_1 + \sum_{i=1}^{p} a_{1i} IR_{t-i} + \sum_{j=1}^{p} b_{1j} TB90_{t-j} + \varepsilon_t \quad (۱)$$

$$TB90_t = b_1 + \sum_{i=1}^{p} b_{2i} IR_{t-i} + \sum_{j=1}^{p} b_{2j} TB90_{t-j} + u_t \quad (۲)$$

در این الگو، ε_t و u_t هردو نوفه سفید[1] هستند و هر متغیر به p وقفهٔ خود و p وقفهٔ سایر متغیرهای الگو وابسته است و ضرایب نیز به روش حداقل مربعات معمولی برآورد می‌شود. استفاده از این روش برآورد مستلزم این است که سری‌های زمانی مانا باشند؛ در غیر این‌صورت، معادلهٔ رگرسیونی برآوردشده با سری‌های نامانا درحالی‌که ممکن است رابطهٔ منطقی با هم نداشته باشند، موجب برازش مدلی با R^2 خواهد شد که اصطلاحاً رگرسیون کاذب گفته می‌شود. بنابراین، لازم است در ابتدا مانایی متغیرها بررسی شوند و بدین‌منظور از آزمون دیکی-فولر تعمیم‌یافته[2] (ADF) که فرض نامانایی سری را در مقابل مانایی می‌سنجد و آزمون کوئیاکوفسکی، فیلیپس، اشمیت، و شین[3] (KPSS) نیز که فرض صفر آن مبنی بر مانابودن سری می‌باشد، بهره جسته‌ایم. در ادامه، آزمون شناسایی وقفهٔ بهینه برای مدل VAR انجام پذیرفته و مدل براساس وقفه‌های معین برآورد شده است. وجه تمایز این تحقیق با سایر تحقیقات انجام‌شده در این است که در کنار بررسی روابط خطی از طریق آزمون‌های علیت گرنجر خطی و علیت آنی[4]، با استفاده آزمون‌های علیت

[1] White noise

[2] Agmented Dickey-Fuller test

[3] Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test

[4] Instantaneous causality

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

[DOI: 10.61186/jmbr.16.58.717]

گرنجر غیرخطی سعی شده است که روابط غیرخطی را نیز جهت وجود هرگونه رابطه بین آن‌ها بررسی کند.

جدول ۲
نتایج آزمون مانایی ADF

فرض صفر: سری ناماناست.					
متغیرها	**سطح یا تفاضل مرتبهٔ اول**	**آماره**	**P-value**	**سطوح معناداری**	
IR_m	سطح	-۳/۸۶۶۵	۰/۰۰۲۳	٪۱	٪۵ ٪۱۰
	تفاضل مرتبهٔ اول	-۶/۲۹۳۷	۰/۰۰۰۰		
TB90_m	سطح	-۲/۹۱۱۷	۰/۰۴۴۰		
	تفاضل مرتبهٔ اول	-۷/۲۷۰۷	۰/۰۰۰۰		
IR_w	سطح	-۱/۱۲۶۱	۰/۷۰۴۵		
	تفاضل مرتبهٔ اول	-۴/۴۱۸۷	۰/۰۰۰۳		
TB90_w	سطح	-۲/۰۳۴۵	۰/۲۷۱۷		
	تفاضل مرتبهٔ اول	-۱۴/۹۴۳۴	۰/۰۰۰۰		

منبع: یافته‌های تحقیق

نتایج نشان می‌دهد براساس داده‌های ماهانه در سطح سری IR_m با شواهد قوی و TB90_m با شواهد ضعیف ماناست (به‌طوری‌که سطح ۱ درصد ناماناست). برای داده‌های هفتگی نیز هر دو سری IR_w و TB90_w در سطح نامانا بوده، اما تفاضل مرتبهٔ اول آن‌ها ماناست.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

[DOI: 10.61186/jmbr.16.58.717]

جدول ۳
نتایج آزمون مانایی KPSS

فرض صفر: سری مانا است					
متغیرها	سطح یا تفاضل مرتبهٔ اول	آماره	مقادیر بحرانی		
			٪۱۰	٪۵	٪۱
IR_m	سطح	۰/۲۸۴۸	۰/۳۴۷	۰/۴۶۳	۰/۷۳۹
	تفاضل مرتبهٔ اول	۰/۱۸۵۷			
TB90_m	سطح	۰/۲۲۵۲			
	تفاضل مرتبهٔ اول	۰/۰۸۵۲			
IR_w	سطح	۱/۳۷۵۹			
	تفاضل مرتبهٔ اول	۰/۱۹۲۹			
TB90_w	سطح	۱/۱۲۷۲			
	تفاضل مرتبهٔ اول	۰/۰۶۵۱			

منبع: یافته‌های تحقیق

آزمون KPSS یک دامنه بوده و ناحیهٔ رد فرض صفر در دنبالهٔ راست توزیع احتمال آمارهٔ آزمون قرار دارد. لذا با توجه به کمیت‌های بحرانی، زمانی‌که آمارهٔ محاسبه‌شده کمتر از کمیت بحرانی باشد، فرض صفر پذیرفته شده و بنابراین سری‌ها مانا هستند.

همان‌طور که مشاهده می‌شود، این آزمون نیز نتایج جدول ۲ را تصدیق می‌کند و نشان می‌دهد برای داده‌های ماهانه، هر دو سری IR_m و TB90_m در سطح مانا هستند. برای داده‌های هفتگی نیز هر دو سری IR_w و TB90_w در سطح نامانا بوده، اما تفاضل مرتبهٔ اول آن‌ها ماناست. لذا در این پژوهش، برای تخمین مدل VAR و بررسی آزمون‌های لازم براساس سری‌های ماهانه از داده‌های سطح و برای سری‌های هفتگی نیز از تفاضل مرتبهٔ اول بهره جسته‌ایم.

جدول ۴
نتایج آزمون شناسایی وقفهٔ بهینه

تواتر	سطح یا تفاضل مرتبهٔ اول	AIC	BIC	FPE	HQIC
دادهٔ ماهانه	سطح	۲	۲	۲	۲
دادهٔ هفتگی	تفاضل مرتبهٔ اول	۳	۱	۳	۱

منبع: یافته‌های تحقیق

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

[DOI: 10.61186/jmbr.16.58.717]

نتایج آزمون شناسایی وقفهٔ بهینه نشان می‌دهد که وقفهٔ بهینهٔ مدل VAR برای داده‌های ماهانه در سطح براساس هر چهار معیار برابر دو وقفه و برای تفاضل مرتبهٔ اول داده‌های هفتگی براساس معیارهای AIC[1] و FPE[2] برابر با سه وقفه و طبق معیارهای BIC[3] و HQIC[4] نیز برابر با یک وقفه است. البته، جهت اطمینان بیشتر از نتایج به‌دست‌آمده، مدل VAR برای وقفه‌های پایین‌تر و بالاتر از وقفهٔ بهینه (به‌عبارتی با یک، دو، سه، و چهار وقفه) نیز برآورد و علیت سری‌ها بررسی شده است.

رابطهٔ خطی بین نرخ بهرهٔ بازار بین‌بانکی و نرخ بازده اسناد خزانهٔ ۹۰ روزه به روش آزمون علیت گرنجر خطی استاندارد آزمون گردید. این آزمون توسط گرنجر (۱۹۶۹) معرفی شد. فرض صفر این آزمون عدم وجود علیت بوده و با استفاده از مدل‌های مقید و غیرمقید و آمارهٔ F، معناداری ضرایب TB90 در معادلهٔ (۱) (به این مفهوم است که مقادیر گذشته TB90 در پیش‌بینی مقادیر آتی IR پس از کنترل مقادیر گذشتهٔ آن مؤثر است) و ضرایب IR در معادلهٔ (۲) را بررسی می‌کند. درصورتی‌که ضرایب هر دو سری در معادلات معنادار باشند، علیت دوطرفه بین سری‌ها برقرار است.

[1] Akaike Information Criterion

[2] Final Prediction Error

[3] Schwarz-nayesian Information Crierion

[4] Hannan-Quinn Information Crierion

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

[DOI: 10.61186/jmbr.16.58.717]

جدول ۵

نتایج آزمون علیت گرنجر خطی

داده	فرض مقابل	VAR(1)		VAR(2)		VAR(3)		VAR(4)	
		آماره	P-value	آماره	P-value	آماره	P-value	آماره	P-value
ماهانه در سطح	**TB90_m → IR_m**	۰/۲۹۱	۰/۵۸۹	۲/۶۶۰	۰/۲۶۴	۲/۸۰۸	۰/۴۲۲	۳/۴۴۴	۰/۴۸۶
	IR_m → TB90_m	۲/۰۰۳	۰/۱۵۷	۲/۳۶۵	۰/۳۰۷	۲/۱۹۵	۰/۵۳۳	۴/۰۷۶	۰/۳۹۶
هفتگی در تفاضل مرتبهٔ اول	**TB90_w → IR_w**	۱/۸۷۷	۰/۱۷۱	۱/۵۹۶	۰/۴۵۰	۱/۱۵۴	۰/۷۶۴	۲/۱۰۷	۰/۷۱۶
	IR_w → TB90_w	۰/۳۷۸	۰/۵۳۹	۰/۳۴۸	۰/۸۴۰	۸/۸۱۰	۰/۰۳۲	۸/۶۹۷	۰/۰۶۹

منبع: یافته‌های تحقیق

نتایج آزمون نشان می‌دهد براساس داده‌های ماهانه هیچ رابطهٔ علّی خطی بین IR_t و $TB90_t$ برقرار نیست. همچنین برای داده‌های هفتگی نیز رابطهٔ علّی از $TB90_t$ به IR_t وجود ندارد؛ اما فقط مطابق مدل VAR با ۳ وقفه رابطهٔ علّی از IR_t به $TB90_t$ برقرار است که در سطح ۵ درصد نیز معنادار است. وجود این رابطه در مدل VAR با ۴ وقفه در سطح ۱۰ درصد معنادار بوده، اما در سطح ۵ درصد معنادار نیست.

مفهوم دیگری از علیت در کنار آزمون علیت گرنجر، به‌نام «علیت آنی» وجود دارد و به این معنی است که مقدار فعلی[1] IR_t در پیش‌بینی مقدار فعلی $TB90_t$ مؤثر است. با توجه به معادلات (۱) و (۲)، زمانی این اتفاق رخ می‌دهد که ε_t و u_t همبسته باشند. این آزمون به‌دلیل قرینه‌بودن همبستگی، دوطرفه است و جهت علیت را مشخص نمی‌کند.

[1] Current Value

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

[DOI: 10.61186/jmbr.16.58.717]

جدول ۶
نتایج آزمون علیت آنی

فرض مقابل: علیت آنی بین IR و TB90 برقرار است.								
داده	VAR(1)	VAR(2)		VAR(3)		VAR(4)		
	آماره	P-value	آماره	P-value	آماره	P-value	آماره	P-value
ماهانه در سطح	۶/۰۸۸	۰/۰۱۴	۷/۳۱۴	۰/۰۰۷	۶/۸۶۰	۰/۰۰۹	۷/۶۶۵	۰/۰۰۶
هفتگی در تفاضل مرتبهٔ اول	۱/۳۸۲	۰/۲۴۰	۱/۷۲۱	۰/۱۹۰	۰/۳۱۷	۰/۵۷۳	۰/۸۱۹	۰/۳۶۵

منبع: یافته‌های تحقیق

مطابق با نتایج آزمون براساس داده‌های ماهانه، علیت آنی بین IR_t و $TB90_t$ برقرار است؛ درحالی‌که داده‌های هفتگی این نتیجه را تأیید نمی‌کند و لذا هیچ رابطهٔ علیت آنی بین IR_t و $TB90_t$ در سری‌های هفتگی وجود ندارد.

متغیرهای اقتصادی ازجمله نرخ بهره‌ها که نوسانات بالایی را تجربه می‌کنند، لزوماً از یک الگوی خطی پیروی نمی‌کنند و ممکن است رفتار غیرخطی نیز داشته باشند و این امر اهمیت بررسی روابط غیرخطی و استفاده از آزمون‌های مربوطه را به‌خوبی نشان می‌دهد. به‌طوری‌که بیک و بروک[1] (۱۹۹۲) ضمن معرفی یک آزمون ناپارامتری مبتنی بر توزیع احتمال مشترک، بیان داشتند آزمون‌های غیرخطی توان بیشتری از آزمون‌های علیت گرنجر خطی پارامتری دارند. این آزمون توزیع سری زمانی را یک توزیع مستقل و یکسان[2] (IID) فرض می‌کند که این فرض با حذف وابستگی زمانی سری‌ها، دامنهٔ وابستگی را در نظر نمی‌گیرد. هیمسترا و جونز[3] (۱۹۹۴) با تقلیل این فرض، یک فرم اصلاح‌شده‌ای از

[1] Baek & Brock
[2] Independent and Identically Distribution
[3] Hiemstra & Jones

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]
[DOI: 10.61186/jmbr.16.58.717]

آزمون بیک و بروک (۱۹۹۲) را ارائه می‌دهند که در آن سری‌ها می‌توانند وابستگی کوتاه‌مدت داشته باشند.

یکی از پرکاربردترین آزمون‌ها برای تشخیص توزیع سری‌ها و غیرخطی‌بودن آن‌ها آزمون بروک، دیکرت، و شاینکمن[1] (۱۹۸۷) (آزمون BDS) است که فرض مستقل و یکسان‌بودن توزیع سری‌ها را در مقابل IID نبودن آزمون می‌کند و همان‌گونه که در نتایج جدول ۷ ملاحظه می‌شود، فرض صفر آزمون هم براساس متغیرهای الگو (که مانا هستند) و هم باقیمانده‌های مدل‌های VAR برای تمام سری‌ها در سطح ۵ درصد رد شده است و این امر غیرخطی‌بودن وابستگی سری‌ها را نشان می‌دهد که در این شرایط نیز نتایج آزمون‌های غیرخطی قابل‌اتکاترند.

جدول ۷

نتایج آزمون BDS

فرض صفر: توزیع باقیمانده‌ها مستقل و یکسان است									
سری زمانی	متغیرهای الگو		VAR(1)		VAR(2)		VAR(3)		VAR(4)	
	آماره	P-value	آماره	P-value	آماره	P-value	آماره	P-value	آماره	P-value
IR_m	۹/۴۱۷	۰/۰۰۰	۶/۴۳۱	۰/۰۰۰	۴/۵۹۰	۰/۰۰۰	۴/۸۸۰	۰/۰۰۰	۴/۷۴۸	۰/۰۰۰
TB90_m	۱۷/۲۶۶	۰/۰۰۰	۳/۰۶۵	۰/۰۰۲	۳/۲۵۸	۰/۰۰۱	۲/۸۲۳	۰/۰۰۴	۲/۲۱۹	۰/۰۲۶
IR_w	۵/۰۵۰	۰/۰۰۰	۳/۵۵۱	۰/۰۰۰	۳/۷۲۹	۰/۰۰۰	۴/۲۶۵	۰/۰۰۰	۴/۳۶۱	۰/۰۰۰
TB90_w	۳/۶۹۸	۰/۰۰۰	۳/۰۸۰	۰/۰۰۲	۲/۹۵۳	۰/۰۰۳	۲/۷۰۲	۰/۰۰۶	۲/۶۹۹	۰/۰۰۷

منبع: یافته‌های تحقیق

برای بررسی علیت غیرخطی بین نرخ‌ها نیز از آزمون دیکز و پانچنکو[2] (۲۰۰۶) (آزمون DP) بهره گرفته‌ایم. این آزمون در واقع فرم اصلاح‌شدهٔ آزمون هیمسترا و جونز (۱۹۹۴) است. همان‌طور که دیکز و پانچنکو (۲۰۰۵، ۲۰۰۶) نشان دادند، آزمون هیمسترا و جونز تمایل زیادی به رد فرض صفر خود، عدم برقراری علیت غیرخطی دارد. در آزمون DP، انتخاب پهنای باند[3] بسیار حائز اهمیت است؛ به‌طوری‌که انتخاب پهنای باند بزرگ‌تر از ۱ برابر انحراف معیار استاندارد منجر به P-value پایین‌تر می‌شود و بالعکس. در این

[1] Broock, Dechert & Scheinkman

[2] Diks & Panchenko

[3] Bandwidth

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

[DOI: 10.61186/jmbr.16.58.717]

پژوهش، پهنای باند به اندازهٔ یک انحراف معیار استاندارد معین شده و آزمون DP هم براساس متغیرهای الگو و هم براساس باقیمانده‌های مدل VAR، که اثرات خطی سری‌ها فیلتر شده است، بررسی شده و نتایج آن در جداول ۸ و ۹ خلاصه شده است.

جدول ۸

نتایج آزمون علیت گرنجر غیرخطی براساس داده‌های ماهانه

فرض صفر: IR_m علت گرنجر TB90_m نیست.										
وقفه	متغیرهای الگو (سطح)		Residuals VAR(1)		VAR(2)		VAR(3)		VAR(4)	
	T_2	P-value	T_2	P-value	T_2	P-value	T_2	P-value	T_2	P-value
۱	۱/۰۳۴	۰/۱۵۱	۰/۴۷۸	۰/۳۱۶	۰/۹۹۴	۰/۱۶۰	۰/۷۴۱	۰/۲۲۹	۰/۹۹۸	۰/۱۵۹
۲	۰/۸۷۶	۰/۱۹۱	۰/۴۳۱	۰/۳۳۳	۱/۱۱۴	۰/۱۳۳	۰/۹۹۸	۰/۱۵۹	۱/۲۴۳	۰/۱۰۷
۳	۰/۳۳۶	۰/۳۶۸	۱/۰۷۸	۰/۱۴۱	۱/۰۵۸	۰/۱۴۵	۱/۱۴۱	۰/۱۲۷	۱/۳۲۵	۰/۰۹۳
۴	۰/۴۰۴	۰/۳۴۳	۱/۱۶۳	۰/۱۲۲	۱/۱۹۵	۰/۱۱۷	۱/۲۹۴	۰/۰۹۸	۱/۳۵۰	۰/۰۸۹
۵	۰/۴۷۴	۰/۳۱۸	۰/۹۵۲	۰/۱۷۱	۱/۱۱۲	۰/۱۳۳	۱/۱۴۷	۰/۱۲۶	۰/۹۷۲	۰/۱۶۶
۶	۰/۸۳۱	۰/۲۰۳	۰/۵۸۸	۰/۲۷۸	۰/۹۵۱	۰/۱۷۱	۰/۹۳۸	۰/۱۷۴	-۰/۴۱۹	۰/۶۶۲

منبع: یافته‌های تحقیق

فرض صفر: TB90_m علت گرنجر IR_m نیست.										
وقفه	متغیرهای الگو (سطح)		VAR(1)		VAR(2)		VAR(3)		Residuals VAR(4)	
	T_2	P-value	T_2	P-value	T_2	P-value	T_2	P-value	T_2	P-value
۱	۱/۱۳۳	۰/۱۲۹	۰/۵۱۹	۰/۳۰۲	۰/۴۰۲	۰/۳۴۴	۰/۳۳۲	۰/۳۷۰	-۰/۲۹۷	۰/۶۱۷
۲	۰/۶۰۰	۰/۲۷۴	۰/۱۶۸	۰/۴۳۳	۰/۶۱۱	۰/۲۷۱	۰/۵۷۳	۰/۲۸۳	-۰/۱۱۶	۰/۵۴۶
۳	۰/۱۶۵	۰/۴۳۶	-۰/۰۸۴	۰/۵۳۴	-۰/۰۸۸	۰/۵۳۵	-۰/۴۲۴	۰/۶۶۴	-۰/۵۶۵	۰/۷۱۴
۴	۰/۰۱۵	۰/۴۹۴	-۰/۰۴۰	۰/۵۱۶	-۰/۹۰۹	۰/۸۱۸	۰/۵۷۰	۰/۷۱۶	-۰/۵۶۳	۰/۷۱۳
۵	۰/۲۱۶	۰/۴۱۵	۰/۰۹۷	۰/۴۶۱	-۰/۴۶۱	۰/۶۷۸	۰/۰۸۱	۰/۴۶۸	-۰/۲۹۵	۰/۶۱۶
۶	۰/۲۷۰	۰/۳۹۴	-۰/۸۵۴	۰/۸۰۴	-۰/۷۵۲	۰/۷۷۴	۰/۰۳۳	۰/۴۸۷	-۰/۳۵۰	۰/۶۳۷

منبع: یافته‌های تحقیق

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

[DOI: 10.61186/jmbr.16.58.717]

جدول ۹

نتایج آزمون علیت گرنجر غیرخطی براساس داده‌های هفتگی

فرض صفر: IR_w علت گرنجر TB90_w نیست.

وقفه	متغیرهای الگو (سطح)		Residuals							
			VAR(1)		VAR(2)		VAR(3)		VAR(4)	
	T_2	P-value	T_2	P-value	T_2	P-value	T_2	P-value	T_2	P-value
۱	۰/۰۷۳	۰/۴۷۱	۰/۰۷۷	۰/۴۶۹	۰/۴۶۱	۰/۳۲۲	۰/۵۳۹	۰/۲۹۵	۰/۴۴۸	۰/۳۲۷
۲	۱/۴۰۵	۰/۰۸۰	۰/۷۹۹	۰/۲۱۲	-۰/۰۸۸	۰/۵۳۵	-۰/۱۴۳	۰/۵۵۷	-۰/۳۹۹	۰/۶۵۵
۳	۰/۹۱۰	۰/۱۸۳	۰/۵۷۳	۰/۲۸۳	۰/۳۱۲	۰/۳۷۷	۰/۲۹۶	۰/۳۸۴	۰/۰۳۹	۰/۴۸۴
۴	۰/۶۴۳	۰/۲۶۰	۰/۱۹۳	۰/۴۲۴	-۰/۴۶۲	۰/۶۷۸	-۰/۸۶۱	۰/۸۰۶	-۰/۵۱۴	۰/۶۹۷
۵	۰/۹۵۶	۰/۱۷۰	۰/۴۶۶	۰/۳۲۱	-۰/۷۴۸	۰/۷۷۳	-۰/۷۳۱	۰/۷۶۸	-۰/۶۶۷	۰/۷۴۸
۶	۰/۶۲۸	۰/۲۶۵	۰/۵۱۵	۰/۳۰۳	-۰/۶۶۲	۰/۷۴۶	-۰/۵۵۲	۰/۷۱۰	-۰/۵۴۷	۰/۷۰۸

منبع: یافته‌های تحقیق

جدول ۹

ادامه

فرض صفر: TB90_w علت گرنجر IR_w نیست.

وقفه	متغیرهای الگو (سطح)		Residuals							
			VAR(1)		VAR(2)		VAR(3)		VAR(4)	
	T_2	P-value	T_2	P-value	T_2	P-value	T_2	P-value	T_2	P-value
۱	-۰/۹۶۴	۰/۸۳۳	-۱/۸۶۲	۰/۹۶۹	-۱/۷۴۴	۰/۹۵۹	-۲/۴۰۰	۰/۹۹۲	-۱/۴۶۴	۰/۹۲۸
۲	-۱/۱۱۱	۰/۸۶۷	-۱/۴۴۵	۰/۹۲۶	-۰/۸۶۰	۰/۸۰۵	-۱/۸۱۷	۰/۹۶۵	-۱/۹۴۰	۰/۹۷۴
۳	-۰/۱۰۲	۰/۵۴۱	-۰/۸۸۶	۰/۸۱۲	-۱/۲۲۷	۰/۸۹۰	-۱/۵۰۵	۰/۹۳۹	-۱/۵۸۹	۰/۹۴۴
۴	۰/۰۱۷	۰/۴۹۳	-۱/۰۴۹	۰/۸۵۳	-۱/۳۸۵	۰/۹۱۷	-۱/۲۱۲	۰/۸۸۷	-۰/۴۰۸	۰/۶۵۸
۵	-۰/۱۲۹	۰/۵۵۱	-۰/۹۴۳	۰/۸۲۷	-۰/۹۲۱	۰/۸۲۱	-۰/۹۶۷	۰/۸۳۳	-۰/۷۲۰	۰/۷۶۴
۶	-۰/۵۹۴	۰/۷۲۴	-۰/۵۲۰	۰/۶۹۸	-۰/۱۹۲	۰/۵۷۶	-۰/۷۷۰	۰/۷۷۹	-۰/۶۸۴	۰/۷۵۳

منبع: یافته‌های تحقیق

نتایج جدول ۸ براساس سری‌های ماهانه نشان می‌دهد فقط برای باقیماندهٔ VAR(3) با وقفهٔ ۴ و VAR(4) با وقفهٔ ۳ و ۴ فرض صفر آزمون تنها در سطح ۱۰ درصد مبنی بر برقراری علیت غیرخطی از IR_m به TB90_m رد می‌شود. همچنین، نتیجه حاصل می‌شود که علیت غیرخطی از TB90_m به IR_m برقرار نیست.

مطابق با نتایج جدول ۹ نیز که با سری‌های هفتگی برآورد و آزمون شده است، فقط براساس متغیرهای الگو با وقفهٔ ۲ علیت غیرخطی از IR_w به TB90_w در سطح ۱۰

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

[DOI: 10.61186/jmbr.16.58.717]

درصد معنادار می‌شود و این علیت توسط باقیمانده‌ها تأیید نمی‌شود. از طرفی، مشابه با سری‌های ماهانه علیت غیرخطی از TB90_m به IR_m برقرار نیست.

همان‌طور که بیان شد، علیت غیرخطی در اندک شرایط خاص از IR به TB90 مشاهده شد که همهٔ آن نیز فقط در سطح ۱۰ درصد معنادار بودند و با درنظرگرفتن سطح ۵ درصد معنادار نیستند.

۵ نتیجه‌گیری

سازوکار اثرگذاری سیاست‌های پولی در اهداف نهایی سیاست‌گذار و متغیرهای کلان اقتصاد از کانال‌های مختلفی صورت می‌گیرد که یکی از آن‌ها قیمت‌گذاری دارایی‌های مالی است. همچنین، این سازوکار نیازمند هدایت نرخ بهره‌های بازار توسط نرخ بهرهٔ بازار بین‌بانکی و تسری آن به سایر نرخ‌هاست. به‌عبارت دیگر، زمانی سیاست‌های پولی کاراست و اثرگذاری کامل خواهند داشت که نرخ بین‌بانکی به‌عنوان نرخ پیشرو و لنگر سایر نرخ بهره‌های بازار ایفای نقش کند.

به‌منظور وارسی این موضوع در این تحقیق، رابطهٔ علّی بین نرخ بهرهٔ بازار بین‌بانکی و نرخ بازده اسناد خزانهٔ ۹۰ روزه با استفاده از داده‌های با تواتر ماهانهٔ متغیرهای مذکور از آبان ۱۳۹۴ تا تیر ۱۴۰۲ به‌همراه داده‌های با تواتر هفتگی ابتدای سال ۱۴۰۰ تا هفتهٔ آخر تیر ۱۴۰۲ و همچنین با بهره‌گیری از آزمون‌های علیت گرنجر، علیت آنی، و آزمون DP، روابط خطی و غیرخطی بین آن‌ها بررسی شد. نتایج به‌دست‌آمده نشان داد براساس داده‌های ماهانه، هیچ رابطهٔ علیت گرنجر خطی و غیرخطی معناداری بین نرخ بین‌بانکی و نرخ بازده اسناد خزانهٔ ۹۰ روزه وجود ندارد و فقط علیت آنی بین آن‌ها برقرار است. همچنین، براساس داده‌های هفتگی نیز رابطهٔ علّی خطی ضعیفی در مدل با ۳ وقفه از نرخ بین‌بانکی به نرخ بازده اسناد خزانهٔ ۹۰روزه مشاهده شد، درحالی‌که هیچ رابطهٔ علّی آنی و گرنجر غیرخطی معناداری شناسایی نشد. این نتایج برای آزمون غیرخطی در حالی به‌دست آمد که اولاً هیچ‌کدام از آماره‌های به‌دست‌آمده در سطح ۵ درصد معنادار نبودند؛ ثانیاً، نتایج آزمون BDS نشان می‌داد با توجه به غیرخطی‌بودن وابستگی سری‌ها، آزمون علیت گرنجر غیرخطی نسبت به آزمون خطی قابل اتکاتر است.

با توجه به ادبیات موضوع و بررسی‌های صورت‌گرفته، نتایج حاکی از آن است که اولاً استفادهٔ ابزار سیاستی عملیات بازار باز و کنترل نرخ بهرهٔ بازار بین‌بانکی زمانی کارا بوده است و این نرخ رهبر سایر نرخ بهره‌هاست که نرخ سود سپرده و تسهیلات بانکی توسط بانک‌ها و براساس هزینه فرصت منابع و همچنین به‌صورت شناور تعیین شود. بنابراین،

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

[DOI: 10.61186/jmbr.16.58.717]

نرخ‌های دستوری (نرخ سپرده و تسهیلات بانکی) از سویی مطابق نتایج مطالعهٔ خسروی و همکاران (۱۴۰۰) موجب نقصان سازوکارگذار نرخ بهره شده و از سوی دیگر باعث می‌شود که سازوکار هدایت نرخ‌های بازاری توسط نرخ بین‌بانکی با مشکل مواجه شود. ثانیاً، روند افزایشی اضافه‌برداشت بانک‌های ناتراز، ضمن ایجاد تردید در تعبیر نرخ بهرهٔ بدون ریسک (مؤثر در قیمت‌گذاری دارایی‌های مالی) از نرخ بهرهٔ بین‌بانکی موجب می‌شود که عملیات بازار باز شکل انفعالی داشته و از جنبهٔ مدیریت ذخایر منابع بانک‌ها کارایی لازم را نداشته باشد. همچنین، اعطای خط اعتباری به بانک‌ها مبتنی بر تکالیف دولتی را نیز از طریق اضافه‌برداشت کارایی عملیات بازار باز مختل کرده است. بنابراین، زمانی حلقهٔ تسری نرخ بین‌بانکی به نرخ بهره‌های بازار تکمیل خواهد شد که هم عملیات بازار باز کارا باشد، هم نرخ‌های سپرده و تسهیلات بانکی بسته به هزینه فرصت تأمین منابع و به‌صورت شناور تعیین شوند و هم ناترازی بانک‌ها تحت کنترل درآید.

فهرست منابع

بهادر، ع. (۱۳۹۸-۶-۲). *عملیات بازار باز بانک مرکزی در ایران*. ایران: مرکز پژوهش‌های مجلس شورای اسلامی.

خردیار، س، ملکی، م، و پوررضا، ع. (۱۳۹۹). اسناد خزانهٔ اسلامی: ابزاری نوین در تأمین‌مالی. *مطالعات حسابداری و حسابرسی*، ۹(۳۴)، ۶۷-۸۲.

خسروی، ع، مرزبان، ح، قادری، ج، و رستم‌زاده، پ. (۱۴۰۰). گذار ناقص نرخ بهره و سیاست پولی در ایران. *پژوهش‌های پولی بانکی*، ۱۴(۴۷)، ۶۹-۱۰۶.

رحمانی، ت. (۱۴۰۰). پول (یک کتاب درسی پول و بانکداری). تهران: نور علم.

بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران. *سیاست پولی، ابزارهای سیاست پولی ایران*. [https://www.cbi.ir/page/۱۵۱۲.aspx].

بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران (۱۳۸۷). *دستورالعمل اجرایی عملیات بازار بین بانکی ریالی*. [http://www.cbi.ir/page/۵۲۴۴.aspx].

میثمی، ح، و ندری، ک. (۱۳۹۴). عملیات بازار باز با اوراق بهادار دولت و بانک مرکزی. *تحقیقات مالی اسلامی*، ۵(۱) (پیاپی ۹)، ۱۱۹-۱۵۴.

مهدی‌آبادی، م، و محمدی‌پور، ر. (۱۳۹۸). تعیین اثر غیرخطی نرخ بهرهٔ بازار پول بر بازار سرمایه با استفاده از مدل واریانس ناهمسانی شرطی خودهمبسته و مدل رگرسیون انتقال ملایم. *مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار (مدیریت پرتفوی)*، ۱۰(۴۰)، ۱۲۶-۱۵۱.

Aboelsoud, M. E., Paparas, D., Zouaoui, A., & Kasim, M. K. (2019). The dynamic interrelationship between interest rate and macroeconomic

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

[DOI: 10.61186/jmbr.16.58.717]

policy objectives: case of the United Kingdom. *Journal of Economics and Political Economy*, *6*(4), 304-322.

Akosah, N. K., Alagidede, I. P., & Schaling, E. (2021). Dynamics of money market interest rates in Ghana: Time–frequency analysis of volatility spillovers. *South African Journal of Economics*, *89*(4), 555-589.

Baek, E. G., & Brock, W. A. (1992). A nonparametric test for independence of a multivariate time series. *Statistica Sinica*, 137-156.

Broock, W. A., Scheinkman, J. A., Dechert, W. D., & LeBaron, B. (1996). A test for independence based on the correlation dimension. *Econometric reviews*, *15*(3), 197-235.

Diks, C., & Panchenko, V. (2005). A note on the Hiemstra-Jones test for Granger non-causality. *Studies in nonlinear dynamics & econometrics*, *9*(2).

Diks, C., & Panchenko, V. (2006). A new statistic and practical guidelines for nonparametric Granger causality testing. *Journal of Economic Dynamics and Control*, *30*(9-10), 1647-1669.

Granger, C. W. (1969). Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. *Econometrica: journal of the Econometric Society*, 424-438.

Hanif, M. N. (2012). Pass-through of SBP policy rate to market interest rates: An empirical investigation. *JISR management and social sciences & economics*, *10*(1), 97-112.

Hiemstra, C., & Jones, J. D. (1994). Testing for linear and nonlinear Granger causality in the stock price–volume relation. *The Journal of Finance*, *49*(5), 1639-1664.

Li, S., Lu, X., & Li, J. (2021). Cross-correlations between the P2P interest rate, Shibor and treasury yields. *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, *574*, 125945.

Mirza, H. H., Nazir, M. S., & Ali, G. (2021). A Behavioral Analysis of Interbank Rates in Pakistan. *Journal of Quantitative Methods*, *5*(2), 106-127.

Osoro, J., & Muriithi, D. (2017). *The Interbank Market in Kenya*. Kenya Bankers Working Paper Series, 2017. Online access.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

[DOI: 10.61186/jmbr.16.58.717]

Pirahmadi, M., Afshari, Z., & Sarem, M. (2019). Interbank market failure and the effects of the Basel III regulations in a DSGE model for Iran. *Iranian Journal of Economic Studies*, *8*(1), 163-183.

Porter, N., & Xu, T. (2009). What drives China's interbank market?

Sarno, L., & Thornton, D. L. (2003). The dynamic relationship between the federal funds rate and the Treasury bill rate: An empirical investigation. *Journal of Banking & Finance*, *27*(6), 1079-1110.

Yusuf, M. M., & Zain, M. S. M. (2020). Macroeconomic determinants of interbank money market rate in Malaysia. *Asian Journal of Accounting and Finance*, *2*(2), 42-51.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

[DOI: 10.61186/jmbr.16.58.717]