نشریه علمی (فصلنامه) پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی شماره ۱۰۸
سال سی و یکم، زمستان ۱۴۰۲، صفحه ۲۷۹ - ۲۵۱

ارزیابی اثربخشی ابزار نرخ سود سیاستی در اجرای چارچوب هدفگذاری تورمی در ایران

حمید زمان‌زاده
استادیار پژوهشکده پولی و بانکی
h.Zamanzadeh@mbri.ac.ir

عموم بانک‌های مرکزی جهان در چارچوب هدفگذاری تورمی، از ابزار نرخ سود سیاستی برای اجرای سیاست پولی خود به ویژه در دهه اخیر استفاده می‌نمایند. در اقتصاد ایران مباحث مختلفی در خصوص اثربخشی ابزار نرخ سود سیاستی برای هدایت نرخ تورم مطرح می‌شود و استدلال می‌شود از آنجا که کانال‌های اثرگذاری نرخ سود سیاستی (بین‌بانکی) بر تورم در اقتصاد ایران ناقص است، این ابزار از کارآیی لازم برای مدیریت تورم برخوردار نیست. این مطالعه به بررسی اثر کمی تغییر نرخ سود سیاستی بر متغیرهای کلان و ارزیابی اثربخشی ابزار نرخ سود سیاستی در اجرای چارچوب سیاست پولی هدفگذاری تورمی، در قالب یک مدل تصحیح خطای برداری برای اقتصاد کلان ایران با سه رابطه ساختاری بلندمدت شامل رابطه بلندمدت قیمت، رابطه بلندمدت تولید حقیقی و رابطه بلندمدت برابری قدرت خرید تعدیل‌شده با استفاده از داده‌های سری زمانی طی دوره اسفند ۱۳۷۰ تا اسفند ۱۴۰۱ می‌پردازد. نتایج کمی حاصل از برآورد مدل مذکور حاکی از آن است که با وجود نواقص کانال‌های اثرگذاری نرخ سود بر متغیرهای اقتصاد کلان، افزایش نرخ سود سیاستی اثرات قوی ضدتورمی برجای می‌گذارد به نحوی که افزایش ۱ واحد درصدی در نرخ سود سیاستی موجب کاهش تدریجی و دائمی نرخ تورم می‌شود که این کاهش پس از ۱۲ ماه به ۱/۰ واحد درصد و پس از ۲۴ ماه به ۱/۳ واحد درصد می‌رسد. البته این امر دربردارنده اثرات رکودی نیز است به نحوی که موجب کاهش ۰/۵ واحد درصد در نرخ رشد اقتصادی پس از ۱۲ ماه می‌شود و این اثر رکودی به تدریج کاهش یافته و به ۰/۳ واحد درصد پس از ۲۴ ماه می‌رسد. بنابراین نتایج تجربی حاکی از آن است که ابزار نرخ سود سیاستی در اقتصاد ایران به رغم نقصان کانال‌های اثرگذاری، از کارآیی کافی جهت اجرای سیاست پولی در چارچوب هدفگذاری تورمی برخوردار است.

طبقه‌بندی JEL: C32، E52.
واژگان کلیدی: نرخ سود سیاستی، تورم، رشد اقتصادی، نقدینگی و نرخ ارز.

تاریخ دریافت: ۲۷ / ۹ / ۱۴۰۲ تاریخ پذیرش: ۲۴ / ۱۱ / ۱۴۰۲

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-02]

[DOI: 10.61186/qjerp.31.108.251]

۱. مقدمه

ابزار اصلی سیاست پولی در چارچوب هدفگذاری تورمی به ویژه در دهه اخیر در سیاستگذاری پولی در سطح جهانی، نرخ سود سیاستی (بین‌بانکی) بوده است. بانک‌های مرکزی در چارچوب هدفگذاری تورمی، هدف نرخ سود سیاستی را جهت هدایت نرخ تورم در محدوده هدف تورمی تعیین می‌نمایند و سپس با هدایت نرخ سود سیاستی در محدوده هدف در چارچوب عملیات بازار باز از مجرای اثر آن بر تقاضای کل، نرخ تورم را محدوده هدف تورمی هدایت می‌نمایند. در اقتصاد ایران مباحث مختلفی در خصوص اثربخشی ابزار نرخ سود سیاستی برای هدایت نرخ تورم مطرح می‌شود و استدلال می‌شود از آنجا که کانال‌های اثرگذاری نرخ سود سیاستی بر تورم در اقتصاد ایران ناقص است، این ابزار از کارآیی لازم برای مدیریت تورم برخوردار نیست. این مطالعه به بررسی اثر کمی تغییر نرخ سود سیاستی بر متغیرهای کلان و ارزیابی اثربخشی ابزار نرخ سود سیاستی در مدیریت تورم، در قالب یک مدل تصحیح خطای برداری برای اقتصاد کلان ایران می‌پردازد. در واقع نوآوری اصلی این مقاله، طراحی یک مدل اقتصادسنجی جهت برآورد کمی اثر تغییر نرخ سود سیاستی بر متغیرهای کلان اقتصاد ایران به ویژه تورم و تولید است که به سیاستگذار پولی کمک می‌نماید تا در زمان اعمال سیاست در خصوص نرخ سود سیاستی، به ابعاد اثرات کمی آن بر متغیرهای کلان واقف باشد. شایان ذکر است در عمومی مطالعات تجربی انجام گرفته برای اقتصاد ایران در خصوص بررسی اثرات نرخ سود بر متغیرهای کلان اقتصادی، از نرخ سود بانکی (سپرده و تسهیلات) استفاده شده است، در حالی که متغیر سیاستی اصلی بانک مرکزی در حوزه نرخ سود به ویژه در چارچوب هدف‌گذاری تورمی، نرخ سود بین‌بانکی (سیاستی) است. در ادامه و در بخش دوم مبانی نظری و مرور ادبیات موضوع ارایه می‌شود. در بخش سوم ارزیابی اثربخشی ابزار نرخ سود در مدیریت تورم بر اساس یک مدل تصحیح خطای برداری برای ایران مورد ارزیابی

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-02]

[DOI: 10.61186/qjerp.31.108.251]

قرارمی‌گیرد و نتایج حاصله ارائه می‌شود. و در بخش چهارم جمع‌بندی و پیشنهادهای سیاستی بر اساس نتایج تجربی حاصله ارائه خواهد شد.

۲. مبانی نظری و مرور ادبیات موضوع

سیاستگذاران پولی جهت اجرای سیاست پولی خود در راستای دستیابی به اهداف نهایی مورد نظر، یک چارچوب مشخص برای سیاست پولی که شامل هدف میانی (لنگر اسمی) و هدف عملیاتی (ابزار) است را به کار می‌گیرند. در واقع از آنجاکه آثار سیاست پولی با تأخیر بر اهداف نهایی نمایان می‌شود، سیاستگذاران پولی برای تصمیم‌گیری و اجرای سیاست پولی معمولاً از دو لایه هدف واسط به‌صورت یک ساختار سلسله مراتبی استفاده می‌کنند. در لایه اول هدف میانی (لنگر اسمی) و در لایه دوم هدف عملیاتی (ابزار) خود را تعیین می‌کنند. این ساختار سلسله مراتبی باعث می‌شود که اهداف بلندمدت به اهداف کوتاه‌مدت‌تر و با قابلیت ارزیابی بیشتر شکسته شود و در فرآیندی کنترل‌پذیر اهداف نهایی با موفقیت پیگیری شود. بر این اساس چارچوب سیاست پولی با انتخاب هدف میانی و به دنبال آن هدف عملیاتی مشخص می‌شود. سه چارچوب متعارف سیاست پولی که توسط بانک‌های مرکزی جهت اجرای سیاست پولی به کار گرفته می‌شود عبارت است از: چارچوب هدفگذاری ارزی، چارچوب هدفگذاری پولی، چارچوب هدفگذاری تورمی.

در چارچوب هدفگذاری ارزی، نرخ ارز به‌عنوان لنگر اسمی و خود آن به‌عنوان ابزار سیاست پولی انتخاب می‌شوند. در چارچوب هدفگذاری پولی، کل‌های پولی (M1 و M2) به‌عنوان لنگر اسمی و پایه پولی به‌عنوان ابزار سیاست پولی انتخاب می‌شوند. این در حالی است که در چارچوب هدفگذاری تورمی، تورم پیش‌بینی‌شده به‌عنوان لنگر اسمی و نرخ سود (نرخ بهره[1]) به‌عنوان ابزار سیاست پولی انتخاب می‌شوند.

طی سه دهه اخیر چالش‌های سیاستگذاری تحت چارچوب هدفگذاری پولی و هدفگذاری ارزی، موجب کاهش اقبال به این رویکردهای سیاست پولی در سطح جهانی شده‌است. بی‌ثباتی تقاضای پول تحت تأثیر توسعه بازارهای مالی و نیز گسترش ابداعات مالی و در نتیجه تضعیف رابطه

1. Interest Rate

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-02]

[DOI: 10.61186/qjerp.31.108.251]

بین کل‌های پولی با تورم موجب شده است کارایی هدف‌گذاری پولی برای سیاست‌گذاری پولی کاهش یابد. همچنین تقویت جریان سرمایه، از دست رفتن ابتکار عمل سیاست پولی و نیز افزایش آسیب‌پذیری در مقابل وقوع بحران‌های ارزی از جمله مواردی است که موجب کاهش تمایل به اتخاذ چارچوب هدف‌گذاری ارزی شده است.

فریدمن و کاتنر[1] (۱۹۹۲) بر اساس یک مدل رگرسیون برداری به این نتیجه رسیدند که طی دهه ۱۹۸۰ در آمریکا، ارتباط میان عرضه پول با درآمد اسمی و قیمت‌ها به طور معناداری تضعیف شده است. برنانکه و بلایندر[2] (۱۹۹۲) این نتیجه را مطرح کردند که نرخ بهره فدرال قدرت پیش‌بینی‌کنندگی بالاتری نسبت به کل‌های پولی (M1 و M2) در خصوص متغیرهای حقیقی اقتصاد دارند و این یافته در انتقال آمریکا به سمت استفاده از نرخ بهره فدرال به عنوان ابزار سیاست پولی موثر واقع شد.

والش[3] (۲۰۱۰) بر اساس یک مدل تعادل عمومی به این نتیجه رسید که با توجه به بی‌ثباتی تقاضای پول، هدفگذاری رشد عرضه پول از طریق ایجاد نوسان در نرخ‌های بهره، به نوسانات اضافی در بخش حقیقی اقتصادی منجر می‌شود.

طی دو دهه گذشته، عموم کشورهای توسعه‌یافته و بسیاری از کشورهای در حال توسعه، چارچوب هدفگذاری تورمی را جایگزین چارچوب هدفگذاری پولی و هدفگذاری ارزی در سیاست پولی نموده‌اند و در حال حاضر چارچوب سیاست پولی هدف‌گذاری تورمی به‌عنوان بهترین عملکرد بین‌المللی شناخته شده است که بخشی از این اقبال به کارآمدی بهتر هدف‌گذاری تورمی نسبت به هدف‌گذاری پولی و هدف‌گذاری ارزی برمی‌گردد. هدفگذاری تورمی از این پشتیبانی نظری برخوردار است که یک تعهد معتبر نسبت به هدف تورمی می‌تواند تورش‌های تورمی بالقوه سیاست پولی را از بین ببرد. همچنین چارچوب هدفگذاری تورمی از مسیر افزایش پاسخگویی و

1. Friedman and Kuttner
2. Bernanke and Blinder
3. Walsh

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-02]

[DOI: 10.61186/qjerp.31.108.251]

شفافیت می‌تواند به افزایش استقلال بانک مرکزی و توانایی تنظیم سیاست پولی جهت پیگیری هدف تورمی گردد.

۳. کانال‌های انتقال نرخ سود سیاستی به متغیرهای هدف اقتصادی (تورم و تولید)

مطالعات زیادی در خصوص کانال‌های انتقال نرخ سود و اثرات نرخ سود بر متغیرهای کلان به ویژه تورم و تولید صورت گرفته است. در یک مطالعه اخیر، هرسواری و حمزا[1] (۲۰۱۷) اثرات نرخ سود را بر ۲۰ کشور آسیایی مورد بررسی قرار دادند و نتیجه گرفتند که افزایش نرخ سود اثر منفی بر تورم و تولید در کشورهای مورد مطالعه دارد.

گرگور، ملِکی و ملِکی[2] (۲۰۲۰) به بررسی مکانیسم انتقال نرخ سود پرداختند و نتیجه گرفتند که میزان اثرگذاری نرخ سود سیاستی بر متغیرهای کلان به شدت وابسته به ساختار بازارهای مالی است و این اثرگذاری در کشورهای دارای بازار سرمایه عمیق و پویا، به طور معناداری قوی‌تر است. همچنین میزان اثرگذاری نرخ سود سیاستی بر متغیرهای کلان با افزایش درجه باز بودن اقتصاد و افزایش ریسک بازار سرمایه و کاهش استقلال بانک مرکزی، کاهش می‌یابد.

۳-۱. کانال انتقال نرخ سود سیاستی به سایر نرخ‌های سود

یکی از مهمترین کانال‌های انتقال نرخ سود سیاستی (بین‌بانکی) به متغیرهای اقتصادی، کانال نرخ‌های سود اعم از نرخ سود اوراق، نرخ سود وام بانکی و نرخ سود سپرده‌های بانکی است. میزان و سرعت اثرگذاری نرخ سود سیاستی در نرخ‌های سود اوراق و نرخ‌های سود سپرده و وام می‌تواند با هم متفاوت باشد. در واقع، با تغییر نرخ بهره سیاستی، در ابتدا نرخ بازدهی اوراق با سررسید کوتاه‌مدت تغییر می‌کند و سپس از طریق منحنی بازدهی، در سایر اوراق با سررسیدهای بلندمدت‌تر اثر می‌گذارد. به دلیل اینکه عمدتاً بانک‌های مرکزی در پایین‌ترین نقطه منحنی بازدهی نرخ بهره خود را عملیاتی می‌کنند، لذا انتقال اثر آن به نرخ‌های سود اوراق در بازارهای توسعه‌یافته اوراق معمولاً سریع و قوی

1. Harswari and Hamza
2. Gregor, Melecký and Melecký

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-02]
[DOI: 10.61186/qjerp.31.108.251]

است. اما توسعه‌یافتگی محدود و عمق کم بازار اوراق، کارایی انتقال نرخ سود سیاستی را به نرخ‌های سود اوراق ضعیف می‌کند.

در نظام بانکی به دلیل تنوع بانک‌ها در بازار پول (از حیث منابع و مصارف و نیازهای نقدینگی) و نیز وجود برخی محدودیت‌های نهادی و غیرنهادی مختلف در نظام بانکی، تأثیرپذیری نرخ‌های سود سپرده و وام ممکن است زمان‌بر باشد. محدودیت‌های مقرراتی ناشی از رژیم‌های کنترل قیمتی و مقداری در نظام بانکی، به صورت گریزناپذیری کارایی انتقال نرخ سود سیاستی را در نظام بانکی تضعیف می‌کند. ما و وانگ[1] (۲۰۱۴) با توسعه یک مدل تئوریک نشان دادند که مجموعه‌ای از عوامل مانند نسبت وام به سپرده، محدودیت‌های مقداری وام‌دهی، نرخ ذخایر قانونی بالا، محدودیت بر برخی قرض‌گیرندگان، بانکداری سایه‌ای موجبات تضعیف سازوکار انتقال نرخ سود سیاستی را در نظام بانکی فراهم می‌کنند.

بوند[2] (۲۰۰۵) بیان می‌کند که کارایی سیاست پولی مبتنی بر نرخ سود سیاستی وابسته به نوع ارتباط میان نرخ سود سیاستی بانک مرکزی و نرخ‌های سود در نظام بانکی کشور (نرخ سود سپرده‌ها و تسهیلات بانکی) است. همچنین بینینگ و دیگران[3] (۲۰۱۹) بیان می‌کنند که اگر ارتباط میان تغییرات نرخ سود سیاستی با تغییرات در نرخ‌های سود بانکی ضعیف باشد، آنگاه اجرای سیاست پولی با وقفه زمانی بیشتر و طولانی‌تری بر متغیرهای کلان اقتصادی اثر می‌گذارد و این باعث می‌شود تا اثرگذاری و کارایی سیاست پولی مبتنی بر نرخ سود سیاستی کاهش یابد.

کامارا و همکاران[4] (۲۰۲۰) در مطالعه خود در خصوص کشور سیرالئون بیان می‌کند که افزایش نرخ سود سیاستی از کانال نرخ وام بانک‌های تجاری منتقل می‌شود.

یک مطالعه اخیر توسط اوجاقلو و سوزتاناسی[5] (۲۰۲۲)، به بررسی این موضوع می‌پردازد که چگونه نرخ سود سیاستی بانک مرکزی، نرخ‌های سود در بازارهای پولی و مالی را در اقتصاد ترکیه

1. Ma and Wang
2. Bondt
3. Binning et al
4. Kamara, Bah & Sesay
5. Ojaghlou and Kaya Soztanaci

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-02]

[DOI: 10.61186/qjerp.31.108.251]

تحت تأثیر قرار می‌دهد و نتیجه می‌گیرند یک گذار کامل میان نرخ سود سیاستی بانک مرکزی با نرخ وام و نرخ سپرده بانک‌های تجاری و نرخ سود اوراق بدهی دولت وجود دارد.

۲-۳. کانال نرخ سود اوراق

بازار اوراق بدهی یکی از مهمترین کانال‌های انتقال نرخ سود سیاستی به متغیرهای اقتصادی است. بازار اوراق بدهی نقدشونده در سرسیدهای مختلف و گسترده، عملا سبد دارایی بانک مرکزی، بانک‌ها، نهادهای مالی، بنگاه‌های اقتصادی و حتی خانوارها را به یکدیگر پیوند می‌دهد. افزایش نرخ سود سیاستی از مسیری مانند انقباض عملیات بازار باز، از مسیر کمبود نقدینگی در سیستم بانکی موجب کاهش منابع در دسترس بانک‌ها برای سرمایه‌گذاری در اوراق و در نتیجه کاهش قیمت اوراق و افزایش نرخ سود اوراق می‌شود.

۳-۳. کانال نرخ سود سپرده در سیستم بانکی

افزایش نرخ سود سیاستی از مسیر افزایش نرخ سود اوراق، موجب می‌شود اشخاص حقوقی و حقیقی منابع مالی بیشتری برای سرمایه‌گذاری روی اوراق تخصیص دهند و در نتیجه حجم سپرده‌های خود در سیستم بانکی را کاهش می‌دهند. کاهش تمایل به سپرده‌گذاری، بانک‌ها را به سمت افزایش نرخ سود سپرده‌ها جهت نگهداری سپرده‌ها سوق می‌دهد.

۴-۳. کانال نرخ سود وام و حجم وام (کانال اعتباری) در سیستم بانکی

افزایش نرخ سود سیاستی از مسیر افزایش نرخ سود اوراق، موجب می‌شود بانک‌ها منابع مالی بیشتری برای سرمایه‌گذاری روی اوراق تخصیص دهند و در نتیجه منابع مالی بانک جهت تخصیص به وام (اعتبار) کاهش می‌یابد. همچنین کاهش سپرده‌های اشخاص حقیقی و حقوقی نیز منابع مالی بانک جهت تخصیص به اعتباردهی را کاهش می‌دهد و در نتیجه بانک‌ها تعداد کمتری از پروژه‌های متقاضیان دریافت اعتبار را پذیرش می‌کنند (میشکین،[1] ۱۹۹۵). کاهش منابع قابل تخصیص به اعتباردهی در کل سیستم بانکی، می‌تواند موجب افزایش نرخ سود وام، کاهش اعطای وام (اعتبار)

1. Mishkin

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-02]

[DOI: 10.61186/qjerp.31.108.251]

یا هر دو گردد. این امر در نهایت موجب می‌شود بنگاه‌ها مخارج سرمایه‌گذاری و مصرف‌کنندگان مخارج مصرفی خود را کاهش دهند.

بنگورا و همکاران[1] (۲۰۲۱) در مطالعه خود برای کشور سیرالئون نتیجه گرفتند که افزایش نرخ سود سیاستی به طور معناداری بر عرضه وام بانک‌ها اثر منفی دارد.

۳-۵. کانال انتقال نرخ سود سیاستی به نرخ ارز

یکی دیگر از کانال‌های مهم انتقال نرخ سود سیاستی، کانال نرخ ارز است. مطابق با این کانال، با اجرای سیاست پولی انقباضی از مسیر افزایش نرخ سود، جذابیت نگهداری سپرده‌های بانکی نسبت به دارایی‌های خارجی از جمله ارز افزایش می‌یابد. بر این اساس افزایش نرخ سود منجر به کاهش تقاضای احتیاطی و سفته‌بازی ارز و به دنبال آن کاهش نرخ ارز می‌شود. کاهش نرخ ارز نیز اثرات خود را از مسیر تغییر صادرات و واردات و نیز انتظارات تورمی بر متغیرهای هدف اقتصادی از جمله تورم و رشد اقتصادی بر جای می‌گذارد.

۳-۶. کانال انتقال نرخ سود سیاستی به قیمت دارایی‌ها از جمله سهام

یکی دیگر از کانال‌های مهم انتقال نرخ سود سیاستی، کانال قیمت دارایی‌ها از جمله سهام است. با اجرای سیاست پولی انقباضی از مسیر افزایش نرخ سود، فعالان اقتصادی پول کمتری برای خرج‌کردن نسبت به آنچه می‌خواهند، در اختیار خواهند داشت؛ لذا سرمایه‌گذاری‌های خود روی دارایی‌ها از جمله سهام را کاهش می‌دهند و در نتیجه آن، قیمت دارایی‌ها کاهش می‌یابد. کاهش قیمت دارایی‌ها از مسیر اثر ثروت، مخارج مصرفی مصرف‌کنندگان را کاهش می‌دهد. همچنین کاهش قیمت سهام از مسیر q-توبین بر مخارج سرمایه‌گذاری اثر می‌گذارد. مطابق با کانال q-توبین، کاهش قیمت سهام مقدار q-توبین را کاهش می‌دهد که در نتیجه آن بنگاه‌ها مخارج سرمایه‌گذاری خود را کاهش می‌دهند.

1. Bangura et all

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-02]

[DOI: 10.61186/qjerp.31.108.251]

۷-۳. کانال انتقال نرخ سود سیاستی به تقاضای کل

مجموعه کانال‌های انتقال نرخ سود سیاستی مورد بحث شامل نرخ‌های سود، نرخ ارز و قیمت دارایی‌ها در نهایت از کانال تقاضای کل بر متغیرهای نهایی اقتصاد شامل تورم و تولید اثر می‌گذارند. افزایش نرخ سود سیاستی از مسیر افزایش نرخ‌های سود از محل کاهش سرمایه‌گذاری بنگاه‌ها و کاهش مخارج مصرفی مصرف‌کنندگان، اثرات کاهنده بر تقاضای کل اقتصاد خواهند داشت. همچنین افزایش نرخ سود سیاستی از کانال کاهش قیمت دارایی‌هایی مانند سهام از مسیر اثر ثروت و کاهش مصرف و از مسیر q-توبین و کاهش سرمایه‌گذاری، اثرات کاهنده بر تقاضای کل اقتصاد بر جای می‌گذارد. همچنین افزایش نرخ سود سیاستی از کانال کاهش نرخ ارز از مسیر کاهش خالص صادرات، تقاضای کل اقتصاد را کاهش می‌دهد.

در مجموع انتظار می‌رود افزایش نرخ سود سیاستی از کانال کاهش تقاضای کل منجر به کاهش نرخ تورم و کاهش تولید و در مقابل کاهش نرخ سود سیاستی از کانال افزایش تقاضای کل منجر به افزایش تولید و افزایش نرخ تورم گردد.

۴. سازوکار تعیین نرخ سود سیاستی در چارچوب هدفگذاری تورمی و قواعد سیاست پولی

مهمترین اهداف اجرای سیاست‌های پولی، تثبیت اقتصادی به معنای کاهش نوسانات تورم در محدوده تورم هدف و کاهش نوسانات در تولید در محدوده تولید بالقوه است. ابزار اصلی سیاست پولی در چارچوب هدفگذاری تورمی، نرخ سود سیاستی است که مسیر پیشنگر نرخ سود در راستای افق زمانی هدف تورمی را فراهم می‌کند. نرخ سود سیاستی، بهترین و کاراترین ابزار سیاستی برای هدایت نرخ تورم به سمت نرخ تورم هدف در چارچوب هدفگذاری تورمی است. نرخ سود سیاستی از مهم‌ترین ویژگی‌های ابزار مطلوب سیاست پولی از جمله مبتنی بودن بر بازار، مشاهده‌پذیری، قابلیت اندازه‌گیری، کنترل‌پذیری، شفافیت و اثرگذاری بالا و سریع برخوردار است که حاکی از قابلیت بالای این ابزار برای جهت‌دهی به نرخ تورم است. بر این اساس بانک‌های مرکزی در چارچوب هدفگذاری تورمی، هدف نرخ سود سیاستی را تعیین می‌نمایند و سپس با هدایت نرخ

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-02]

[DOI: 10.61186/qjerp.31.108.251]

سود سیاستی در محدوده هدف در چارچوب عملیات بازار باز از مجرای اثر آن بر تقاضای کل سعی بر هدایت نرخ تورم در محدوده هدف تورمی می‌نمایند.

در راستای تعیین نرخ سود سیاستی، قواعد سیاست پولی از اهمیت بالایی برخوردار هستند. قواعد سیاست پولی مبتنی بر نرخ سود، روابط کمی هستند که نرخ سود سیاستی را به‌عنوان ابزار سیاست پولی به تعداد اندکی از متغیرهای اقتصادی به‌ویژه انحراف نرخ تورم از هدف تورمی و همچنین انحراف تولید از تولید بالقوه مرتبط می‌نمایند. البته بکارگیری قواعد سیاستی معین در چارچوب هدفگذاری تورمی به این معنا نیست که این قواعد به‌صورت مکانیکی تغییرات لازم در ابزار سیاست پولی (نرخ سود سیاستی) در راستای دستیابی به هدف تورمی را تعیین می‌کنند؛ چراکه این به معنای حذف نقش کمیته سیاست پولی در فرآیند تصمیم‌گیری سیاست پولی است. همچنین قواعد سیاست پولی ممکن است برخی تغییرات جاری اقتصاد و عناصر خارج از مدل اقتصادی را که ممکن است برای تصمیم‌گیری سیاست پولی بسیار مهم باشد را در نظر نگیرد. در واقع قواعد سیاست پولی و نتایج حاصل از آن یک مبنا و راهنما در خصوص میزان تعدیل ابزار سیاست پولی برای تصمیم‌گیری کمیته سیاست پولی است. بنابراین اگرچه قواعد سیاست پولی نقشی کلیدی در فرآیند تصمیم‌گیری سیاست پولی دارند، اما این نقش به‌صورت خودکار و مستقل از کمیته سیاست پولی نیست.

بر این اساس ضرورت دارد بانک مرکزی قاعده یا قواعد مورد نظر سیاست پولی خود را به‌صورت کمی برآورد نموده و تغییرات مورد نیاز در نرخ سود سیاستی را جهت هدایت نرخ تورم در محدوده هدف تورمی برآورد نماید. برآوردهای نرخ سود سیاستی بر اساس قواعد سیاست پولی در جلسات کمیته سیاست پولی مورد بحث و بررسی قرار می‌گیرد و بر اساس آن و ارزیابی وضعیت اقتصادی، کمیته سیاست پولی در خصوص تغییرات نرخ سود سیاستی تصمیم‌گیری می‌نماید.

در سه دهه اخیر قاعده تیلور[1] (Taylor, 1993)، به عنوان تابع واکنش سیاست پولی نقش مهمی در هدایت سیاست پولی بانک‌های مرکزی داشته است. طبق قاعده تیلور نرخ سود در کوتاه‌مدت

1. Taylor Rule

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-02]

[DOI: 10.61186/qjerp.31.108.251]

می‌بایست تابعی از انحراف تورم (جاری یا انتظاری) از تورم هدف و شکاف تولید از تولید بالقوه باشد، به نحوی که بانک مرکزی می‌بایست در صورت افزایش انحراف تورم از تورم هدف، نرخ سود سیاستی را افزایش و در صورت افزایش شکاف تولید (رکود) نرخ سود سیاستی را کاهش دهد.

۵. سیاست پولی و نرخ سود سیاستی در ایران

در عموم مطالعات آکادمیک انجام شده در ایران، معمولاً از کل‌های پولی به عنوان متغیر کنترل و هدف میانی سیاست پولی استفاده شده است؛ به عنوان مثال می‌توان به مطالعات ختایی و سیفی‌پور (۱۳۸۵)، درگاهی و شربت اوغلی (۱۳۸۹)، خورسندی و همکاران (۱۳۹۱)، سهیلی و همکاران (۱۳۹۶)، کمیجانی و توکلیان (۱۳۹۱) اشاره کرد.

همچنین مطالعاتی که به بررسی اثر نرخ سود بر متغیرهای کلان اقتصاد ایران پرداخته‌اند، عموماً به بررسی اثرات نرخ سود تسهیلات و سپرده‌ها پرداخته‌اند. حاجی قاسمی و همکاران (۱۳۹۶) در مطالعه‌ای به بررسی اثر سیاست پولی بر متغیرهای کلان اقتصادی در ایران پرداختند. در این مطالعه با بهره‌گیری از یک سیستم معادلات همزمان و با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته، به بررسی اثرات نرخ بهره حقیقی بر متغیرهای کلان اقتصاد ایران پرداختند. نتایج نشان داد افزایش نرخ بهره حقیقی موجب کاهش نرخ تورم و کاهش تولید ناخالص داخلی می‌شود.

بیدآباد (۱۳۸۳) با استفاده از الگوی اقتصادسنجی کلان به بررسی آثار نرخ سود تسهیلات و متغیرهای کلان اقتصاد ایران می‌پردازد و به این نتیجه می‌رسد که کاهش نرخ سود تسهیلات بانکی موجب افزایش معنادار در حجم نقدینگی، تولید غیرنفتی، سرمایه‌گذاری بخش خصوصی و مصرف بخش خصوصی می‌شود.

کفایی و خیراندیش (۱۳۸۹) در مقاله خود، با استفاده از روش پویای سیستمی نشان دادند که افزایش نرخ سود بانکی، اثری منفی بر تولید و سرمایه‌گذاری، اما اثر مثبت بر نرخ تورم دارد. همچنین ابونوری و همکاران (۱۳۹۲) در مقاله خود به بررسی رابطه بین نرخ تورم و نرخ سود سپرده‌های بانکی در سیستم بانکداری ایران با استفاده از مدل‌های همجمعی و روش تصحیح خطا پرداختند و به این نتیجه رسیدند که رابطه مثبت و معناداری بین نرخ سود سپرده و نرخ تورم در بلندمدت وجود دارد.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-02]

[DOI: 10.61186/qjerp.31.108.251]

در ایران، نرخ‌های سود سپرده و تسهیلات را شورای پول و اعتبار تعیین و به بانک‌ها ابلاغ می‌کند و بانک‌ها موظف به اجرای آن هستند. لذا، این ویژگی ممکن است این موضوع را در ذهن متبادر سازد که در واقع گذار نرخ سود سیاستی به نرخ سود وام و سپرده، مطلقاً در ایران وجود ندارد. اما در پاسخ به این موضوع باید عنوان داشت که اولاً شورای پول و اعتبار حداکثر نرخ‌های سود را مشخص می‌کند و بانک‌ها می‌توانند با رعایت نرخ حداکثر، در انتخاب هر نرخی انعطاف عمل داشته باشند. دوم در سال‌های اخیر، بانک‌ها با ایجاد شرایط مختلف سعی کرده‌اند نرخ‌های سود متفاوت با نرخ‌های مصوب شورای پول و اعتبار اجرا کنند. در زمینه سپرده‌ها، بانک‌ها با تعریف شرایط مختلف (سپرده‌های ویژه با سررسیدهای خاص) توانسته‌اند نرخ‌های سود حتی بیشتر از نرخ مصوب را به سپرده‌گذاران پرداخت کنند و در زمینه تسهیلات، بانک‌ها با مسدودکردن بخشی از اصل تسهیلات، توانسته‌اند نرخ سود بیشتری نسبت به نرخ مصوب شورای پول و اعتبار از مشتری دریافت کنند. بنابراین، می‌توان گفت بانک‌ها از انعطاف در تعیین نرخ‌های سود سپرده و تسهیلات خود برخوردارند و لذا امکان وجود گذار نرخ سود سیاستی به نرخ سود وام و سپرده بانکی در کشور ایران قابل بررسی است (خسروی و همکاران، ۱۴۰۰). بر همین اساس، خسروی و همکاران (۱۴۰۰) به بررسی گذار نرخ سود سیاستی به نرخ سود وام (تسهیلات) و نرخ سود سپرده در نظام بانکی ایران پرداخته‌اند. بر اساس نتایج این مطالعه، با ۱ واحد درصد افزایش در نرخ سود سیاستی، نرخ سود تسهیلات به میزان ۰/۱۱۴ واحد درصد افزایش می‌یابد و لذا گذار نرخ سود سیاستی به نرخ سود تسهیلات در نظام بانکی ایران ناقص است. همچنین مطابق با نتایج برآورد، با یک واحد درصد افزایش در نرخ سود سیاستی، نرخ سود سپرده‌ها به میزان ۰/۵۸ واحد درصد افزایش می‌یابد که نشان می‌دهد واکنش نرخ سود سپرده‌ها به تغییر نرخ سود سیاستی اگرچه ناقص است اما از واکنش نرخ سود تسهیلات به نرخ سود سیاستی بسیار قوی‌تر است.

۶. روند تاریخی نرخ سود بین‌بانکی (سیاستی) در ایران

بازار بین‌بانکی به صورت سازماندهی‌شده از سال ۱۳۸۸ در ایران شکل گرفته است و از آن زمان تاکنون نوسانات قابل توجهی را تجربه نموده است. از ابتدای سال ۱۳۸۹ نرخ سود بین‌بانکی از

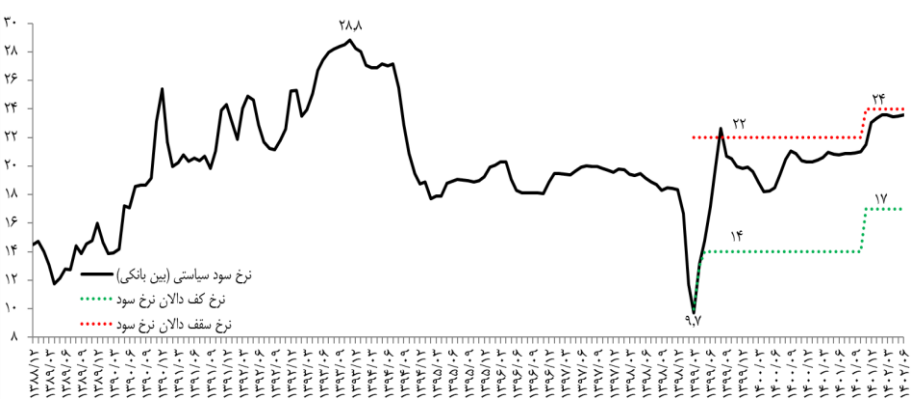
[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-02]

[DOI: 10.61186/qjerp.31.108.251]

محدوده ۱۴ درصد با روند صعودی مواجه و در انتهای سال ۱۳۹۳ به بیش از ۲۸ درصد به اوج خود رسید. پس از آن در سال ۱۳۹۴ به محدوده ۱۸ درصد افت نمود و سپس تا انتهای سال ۱۳۹۸ در محدود ۱۸ تا ۲۰ درصد در نوسان بود. در ابتدای سال ۱۳۹۹ و به دنبال شیوع کوید ۱۹، نرخ سودی بین‌بانکی با افت قابل توجه به کمتر از ۱۰ درصد در خرداد ۱۳۹۹ رسید.

در خرداد ۱۳۹۹ بانک مرکزی ایران در بیانیه‌ای رسمی تغییر چارچوب سیاست پولی به هدفگذاری تورمی را اعلام نمود و با اعلام هدف تورمی ۲۲درصدی (با دامنه ۲± درصد)، ایجاد کریدور نرخ سود با نرخ کف ۱۰ درصد و نرخ سقف ۲۲ درصد را اعلام و در تیرماه همان سال نرخ کف کریدور را به ۱۴ درصد افزایش داد. به دنبال این امر، نرخ سود بین بانکی افزایش یافت و تا اسفند ۱۴۰۱ در محدوده ۱۸ تا ۲۲ درصد در نوسان بود. در اسفند سال ۱۴۰۱، بانک مرکزی کریدور نرخ سود را تعدیل نمود و نرخ کف کریدور را به ۱۷ درصد و نرخ سقف کریدور را به ۲۴ درصد افزایش داد که در پی آن نرخ سود بین بانکی نیز در محدوده ۲۳ تا ۲۴ درصد قرار گرفت.

یک سؤال مهم که این مقاله به دنبال پاسخ آن است، این است که تغییرات نرخ سود سیاستی چه اثراتی بر متغیرهای کلان به ویژه نرخ تورم دارد؟ و آیا سیاست‌گذار پولی می‌تواند با استفاده از ابزار نرخ سود سیاستی در چارچوب هدفگذاری تورمی، نرخ تورم را مدیریت نماید؟



نمودار ۱. روند تاریخی نرخ سود بین‌بانکی (سیاستی) در ایران

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-02]

[DOI: 10.61186/qjerp.31.108.251]

۷. ارزیابی اثربخشی ابزار نرخ سود در اجرای چارچوب هدفگذاری تورمی بر اساس یک مدل تصحیح خطای برداری

یکی از مهمترین اهداف اجرای سیاست‌های پولی، تثبیت اقتصادی به معنای کاهش نوسانات در تولید و کاهش سطح و نوسانات تورم است. عموم بانک‌های مرکزی جهان در چارچوب هدفگذاری تورمی، از ابزار نرخ سود سیاستی برای اجرای سیاست پولی خود به ویژه در دهه اخیر استفاده می‌نمایند. کارایی ابزار نرخ سود سیاستی در اعمال سیاست پولی به کارآیی کانال‌های انتقال نرخ سود سیاستی به متغیرهای هدف اقتصادی (تورم و تولید) از جمله کانال نرخ سود اوراق، کانال نرخ سود وام بانکی، کانال نرخ سود سپرده بانکی، کانال نرخ ارز، کانال قیمت دارایی‌ها و کانال تقاضای کل اقتصاد بستگی دارد. طبیعتاً در اقتصادهای توسعه‌یافته، با توجه به توسعه و عمق بالای بازارهای مالی، کانال‌های انتقال نرخ سود سیاستی به متغیرهای هدف اقتصادی (تورم و تولید)، از کارآیی کافی برخوردار هستند. در اقتصاد ایران مباحث مختلفی در خصوص اثربخشی نرخ سود سیاستی به عنوان ابزار سیاست پولی در تنظیم و هدایت نرخ تورم مطرح می‌شود و استدلال می‌شود از آنجا که کانال‌های اثرگذاری نرخ سود سیاستی بر تورم در اقتصاد ایران ناقص است، این ابزار از کارآیی لازم برای مدیریت تورم و تثبیت اقتصادی برخوردار نیست. طبیعتاً این گزاره نیازمند آزمون تجربی است تا میزان اثربخشی تغییر نرخ سود سیاستی بر متغیرهای کلان به صورت کمی برآورد گردد. در این راستا، این مطالعه جهت ارزیابی اثر نرخ سود سیاستی بر متغیرهای کلان و بررسی میزان اثربخشی ابزار نرخ سود سیاستی جهت اجرای چارچوب هدفگذاری تورمی در ایران از یک مدل تصحیح خطای برداری (VECM[1]) استفاده نموده است.

مدل تصحیح خطای برداری از یک مجموعه روابط بلندمدت که بیانگر وضعیت تعادلی بلندمدت است، و یک مجموعه روابط کوتاه‌مدت که فرآیندهای انتقالی پویای متغیرها به سوی مقادیر بلندمدت را در بر می‌گیرد، تشکیل می‌شود.

1. Vector Error Correction Model (VECM)

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-02]

[DOI: 10.61186/qjerp.31.108.251]

۸. روابط بلندمدت الگوی تصحیح خطای برداری

وجود تعداد معینی (r) روابط بلندمدت میان متغیرهای I(1)، به این معناست که یک ماتریس β حاوی r بردار هم انباشتگی است به نحوی که:

$$\psi_t = \beta' Z_t - a_0 \sim I(0) \qquad (۱)$$

در ماتریس β، مجموعه‌ای از قیود که مبتنی بر نظریه اقتصادی می‌باشد، اعمال می‌گردد.
در این مطالعه سه رابطه ساختاری بلندمدت برای اقتصاد ایران شامل رابطه بلندمدت قیمت، رابطه بلندمدت تولید حقیقی و رابطه برابری قدرت خرید تعدیل‌شده در نظر گرفته شده است.

۸-۱. رابطه بلندمدت قیمت

بر اساس رابطه مقداری پول، می‌توان استنباط نمود که قیمت‌ها (P) تابعی از نقدینگی (M)، تولید (Y) و سرعت گردش نقدینگی (V) است که سرعت گردش نقدینگی خود تابعی از متغیرهای مختلف است که در این مطالعه این متغیرها، نرخ سود (سیاستی) (Ir)، درآمد نفت (O) و قیمت دارایی‌ها شامل قیمت مسکن (P^H) و قیمت سهام (شاخص کل بورس) (P^E) در نظر گرفته شده است:

$$MV = \mathrm{PY} \quad \Rightarrow \quad \mathrm{P} = MV/Y = f(M,Y,V)\,, V = v(Ir, O, P^H, P^E) \qquad (۲)$$

وجود رابطه بلندمدت قیمت، بیانگر این امر است که متغیرهای قیمت، تولید، نقدینگی، درآمد نفت، سود (سیاستی)، قیمت مسکن و قیمت سهام هم انباشته از مرتبه اول هستند:

$$ln\mathrm{P_t} - \alpha_1 ln\mathrm{Y_t} - \alpha_2 lnIr_t - \alpha_3 ln\mathrm{M_t} - \alpha_4 lnO_t - \alpha_5 ln\mathrm{P_t^H} - \alpha_6 ln\mathrm{P_t^E} \sim \mathrm{I(0)} \qquad (۳)$$

بر اساس معادله هم‌انباشتگی ۳، رابطه اقتصادسنجی که بیانگر رابطه بلندمدت قیمت است عبارت است از:

$$ln\mathrm{P_t} = \alpha_1 ln\mathrm{Y_t} + \alpha_2 lnIr_t + \alpha_3 ln\mathrm{M_t} + \alpha_4 lnO_t + \alpha_5 ln\mathrm{P_t^H} + \alpha_6 ln\mathrm{P_t^E} + \alpha_0 + \psi_t^p \qquad (۴)$$

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-02]

[DOI: 10.61186/qjerp.31.108.251]

۸-۲. رابطه بلندمدت تولید

رابطه بلندمدت تولید برای اقتصاد ایران به عنوان یک کشور صادرکننده نفت که در این مطالعه مورد استفاده قرار می‌گیرد، تابعی از موجودی سرمایه (K)، نیروی کار شاغل (L)، درآمد نفتی (O)، حجم پولی‌شدن کسری بودجه دولت (B)، صادرات (Ex) و واردات (Im) است و انتظار می‌رود متغیرهای مذکور هم انباشته از مرتبه اول باشند:

$$ln\, Y_t - \beta_1\, ln\, K_t - \beta_2\, ln\, L_t - \beta_3\, ln\, O_t - \beta_4\, ln\, B_t - \beta_5\, ln\, Ex_t - \beta_6\, ln\, Im_t \sim I(0) \qquad (۵)$$

بر اساس معادله هم‌انباشتگی ۵، رابطه اقتصادسنجی که بیانگر رابطه بلندمدت تولید است عبارت است از:

$$ln\, Y_t = \beta_1\, ln\, K_t + \beta_2\, ln\, L_t + \beta_3\, ln\, O_t + \beta_4\, ln\, B_t + \beta_5\, ln\, Ex_t + \beta_6\, ln\, Im_t + \beta_0 + \psi_t^{\gamma} \qquad (۶)$$

۸-۳. رابطه بلندمدت برابری قدرت خرید تعدیل‌شده

در ادبیات نظری و مطالعات تجربی، رویکردهای مختلفی برای تعیین نرخ ارز ارائه شده است که در این مطالعه بر رویکرد برابری قدرت خرید[1] تأکید می‌شود. رویکرد برابری قدرت خرید در تعیین نرخ ارز، اساساً رویکردی بلندمدت به مکانیسم تعیین نرخ ارز است. بر اساس رویکرد برابری قدرت خرید، نرخ اسمی ارز میان دو کشور در بلندمدت بر اساس تغییرات سطح عمومی قیمت‌ها در دو کشور تعیین می‌گردد به نحوی که نرخ واقعی ارز در بلندمدت ثابت خواهد بود. وجود رابطه بلندمدت برابری قدرت خرید به لحاظ اقتصاد سنجی بیانگر این امر است که متغیرهای نرخ ارز و شاخص قیمت‌های داخلی و خارجی هم‌انباشته از مرتبه اول هستند. به عبارت دیگر نرخ حقیقی ارز یک متغیر مانا است:

$$lnE_t - lnP_t + lnP_t^f \sim I(0) \qquad (۷)$$

1. Purchasing Power Parity (PPP)

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-02]

[DOI: 10.61186/qjerp.31.108.251]

که در آن E نرخ اسمی ارز است که بیانگر ارزش یک واحد پول خارجی بر حسب واحد پول داخلی است، P^f برابر سطح عمومی قیمت‌های کشور خارجی و P برابر سطح عمومی قیمت‌های داخلی است.

اما با وجود پشتوانه نظری قوی و ادبیات تجربی گسترده، پشتوانه تجربی برای رابطه برابری قدرت خرید مبهم است و این ایده که نرخ واقعی ارز یک متغیر نامانا بوده و بنابراین رابطه برابری قدرت خرید رد می‌شود، گسترش یافته است (نگاه کنید به فروت و روگوف[1] (۱۹۹۵). عوامل مختلفی می‌تواند منشأ نامانایی نرخ واقعی باشد، اما برای کشورهایی که صادرکننده مواد خام مانند نفت، قیمت‌های جهانی مواد خام یکی از عمده‌ترین عوامل مؤثر بر نرخ ارز می‌باشد و در نتیجه رابطه برابری قدرت خرید مرسوم می‌تواند در این کشورها برقرار نباشد. چن و روگوف[2] (۲۰۰۳) نشان می‌دهند که قیمت کالای صادراتی دارای یک اثر قوی بر نرخ واقعی ارز می‌باشد. زمان‌زاده (۱۳۹۱) نیز نتیجه می‌گیرد که رابطه برابر قدرت خرید تنها پس از تعدیل نقش درآمدهای نفتی در اقتصاد ایران صادق است. در مطالعه حاضر با توجه به مطالعه چن و روگف، یک رابطه برابری قدرت خرید تعدیل‌شده برای اقتصاد ایران با در نظر گرفتن درآمدهای نفتی ارائه می‌شود. وجود رابطه بلندمدت برابری قدرت خرید تعدیل شده در یک اقتصاد نفتی بیانگر این امر است که متغیرهای نرخ حقیقی ارز و درآمدهای نفت هم‌انباشته از مرتبه اول هستند:

$$[lnE_t - lnP_t + lnP_t^f] - \delta_1 \ln O_t \sim \mathrm{I}(0) \qquad (۸)$$

با توجه به معادله ۸، رابطه اقتصادسنجی که بیانگر رابطه بلندمدت برابری قدرت خرید تعدیل شده عبارت است از:

$$lnE_t - lnP_t + lnP_t^f = \delta_1 lnO_t + \delta_0 + \psi_t^{ppp} \qquad (۹)$$

روابط بلندمدت را می‌توان به صورت انحراف از تعادل بلندمدت به صورت زیر نمایش داد:

$$\psi_t = \beta' Z_t + C_0 \qquad (۱۰)$$

1. Froot and Rogoff
2. Chen and Rogoff

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-02]

[DOI: 10.61186/qjerp.31.108.251]

که در آن

$$\psi_t = (\psi_t^p, \psi_t^y, \psi_t^{ppp})'$$
$$Z_t = (lnP_t, lnY_t, lnE_t, lnIr_t, lnM_t, lnK_t, lnL_t, lnO_t, lnB_t, lnP_t^H, lnP_t^E, lnP_t^f, lnEx_t, lnIm_t)'$$
$$C_0 = (\alpha_0, \beta_0, \delta_0)'$$
$$\beta' = \begin{matrix} -1 & \alpha_1 & 0 & \alpha_2 & \alpha_3 & 0 & 0 & \alpha_4 & 0 & \alpha_5 & \alpha_6 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & -1 & 0 & 0 & 0 & \beta_1 & \beta_2 & \beta_3 & \beta_4 & 0 & 0 & 0 & \beta_5 & \beta_6 \\ +1 & 0 & -1 & 0 & 0 & 0 & 0 & \delta_1 & 0 & 0 & 0 & -1 & 0 & 0 \end{matrix}$$

ماتریس β'، قیود نظری و تجربی را در روابط بلندمدت در بر می‌گیرد.

۱-۳-۸. روابط کوتاه‌مدت الگوی تصحیح خطای برداری

پویایی‌های کوتاه‌مدت متغیرها در مدل تصحیح خطای برداری ساختاری در قالب روابط کوتاه‌مدت میان متغیرهای تصریح می‌شود:

$$\Delta Z_t = \alpha\psi_{t-1} + \sum_{i=1}^{s-1} \delta_i^z \Delta Z_{t-i} + \mu^x X_t + \varepsilon_t^y \qquad (۱۱)$$

که در آن پویایی‌های کوتاه‌مدت متغیرهای درون‌زا (ΔY_t) در هر دوره تابع عدم تعادل در روابط بلندمدت اقتصادی در دوره قبل (ψ_{t-1})، مقادیر تغییر متغیرهای درون‌زا در دوره‌های قبل و مقادیر متغیرهای برون‌زا در دوره جاری (X_t) است. متغیر برونزای در نظر گرفته شده در این مطالعه، شاخص تحریم‌های اقتصادی (بر اساس مطالعه نوفرستی و سزاوار (۱۴۰۰)) است.

۲-۳-۸. برآورد مدل تصحیح خطای برداری برای اقتصاد کلان ایران

مدل تصحیح خطای برداری برای اقتصاد کلان ایران که در بخش قبل ارائه شد، با استفاده از داده‌های سری زمانی طی دوره اسفند ۱۳۷۰ تا اسفند ۱۴۰۱ مورد برآورد قرار گرفته است. همچنین آزمون‌های دیکی فولر تعمیم‌یافته، تأیید می‌نماید که متغیرهای تولید، شاخص قیمت، نرخ ارز، نقدینگی، سود (سیاستی)، موجودی سرمایه، نیروی کار شاغل، درآمد ارزی نفت، حجم پولی‌شدن کسری بودجه، صادرات، واردات، قیمت مسکن، شاخص قیمت سهام و قیمت‌های خارجی، همگی دارای ریشه واحد بوده و انباشته از مرتبه اول ((I(1)) هستند.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-02]

[DOI: 10.61186/qjerp.31.108.251]

۳-۳-۸. روابط بلندمدت

آزمون هم‌انباشتگی جوهانسون بر اساس آماره Trace وجود حداکثر ۶ رابطه بلندمدت و بر اساس آماره Maximum Eigenvalue وجود حداکثر ۴ رابطه بلندمدت را بین متغیرهای مدل نشان می‌دهد (پیوست ۱). همان‌طور که در بخش قبل تصریح شد در این مطالعه سه رابطه بلندمدت قیمت، تولید حقیقی، و برابری قدرت خرید تعدیل‌شده در مدل تصحیح خطای برداری در نظر گرفته شده است. این روابط بلندمدت (در فرم انحراف از تعادل بلندمدت) و ضرایب بدست‌آمده در رابطه ۱۲ ارائه شده است (مقدایر داخل پرانتز آماره t را نشان می‌دهد).

$$\begin{gathered}\psi_t^p = -ln\mathrm{P_t} - \underset{(-12.9)}{3.80}ln\mathrm{Y_t} - \underset{(-2.5)}{0.35}lnIr_t + \underset{(+8.97)}{0.95}lnM_t + \underset{(+3.5)}{0.17}lnO_t + \underset{(+4.8)}{0.37}lnP_t^{\mathrm{H}} + \underset{(+4.4)}{0.15}lnP_t^{\mathrm{E}} + 44.5 \\ \psi_t^y = -ln\,Y_t + \underset{(+5.1)}{0.52}\,ln\,K_t + \underset{(+4.6)}{0.48}\,ln\,L_t + \underset{(+5.5)}{0.08}\,ln\,O_t + \underset{(+5.2)}{0.05}\,ln\,B_t - \underset{(-7.6)}{0.14}\,ln\,Ex_t + \underset{(+7.6)}{0.14}\,ln\,Im_t + 3.5 \\ \psi_t^{ppp} = -lnE_t + lnP_t - lnP_t^f - \underset{(-8.4)}{0.47}lnO_t + 13.7\end{gathered} \quad (۱۲)$$

آزمون ریشه واحد انحراف از تعادل روابط بلندمدت ($\psi_t^p, \psi_t^y, \psi_t^{ppp}$) بیانگر این است که هر سه فاقد ریشه واحد بوده و مانا هستند (پیوست۲) و وجود سه رابطه بلندمدت قیمت، تولید حقیقی، و برابری قدرت خرید تعدیل‌شده را تأیید می‌نماید.

در رابطه بلندمدت قیمت، کلیه ضرایب معنادار و علامت ضرایب متغیرها مطابق انتظار و منطبق با نظریه است و بیانگر این است که سطح عمومی قیمت‌ها با تولید و نرخ سود رابطه معکوس و با نقدینگی، درآمد نفتی و قیمت دارایی‌ها (مسکن و سهام) رابطه مستقیم دارد.

در رابطه بلندمدت تولید نیز کلیه ضرایب معنادار و علامت ضرایب متغیرها بیانگر این است که تولید با سرمایه، نیروی کار، درآمد نفت، پولی شدن کسری بودجه و واردات رابطه مستقیم و با صادرات رابطه معکوس دارد.

در رابطه بلندمدت برابری قدرت خرید تعدیل‌شده نیز ضریب درآمدهای نفتی معنادار و منفی است که بیانگر این است که نرخ حقیقی ارز با درآمدهای نفتی رابطه معکوس دارد. این رابطه

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-02]

[DOI: 10.61186/qjerp.31.108.251]

همچنین بیانگر این امر است که رابطه برابر قدرت خرید در اقتصاد ایران تنها پس از تعدیل نقش درآمدهای نفتی صادق است.

۴-۳-۸. روابط تصحیح خطای کوتاه‌مدت

روابط تصحیح خطای کوتاه‌مدت تخمین‌زده شده برای متغیرهای رشد قیمت (تورم)، رشد تولید (رشد اقتصادی)، رشد نرخ ارز، رشد نقدینگی و رشد موجودی سرمایه نیز در رابطه ۱۳ ارائه شده است که واکنش کوتاه‌مدت این متغیرها نسبت به انحراف از تعادل سه رابطه بلندمدت را نشان می‌دهد (مقادیر داخل پرانتز آماره t را نشان می‌دهد).

$$
\begin{aligned}
\Delta lnP_t &= \underset{(-3.8)}{-0.021}\psi^{p}_{t-1} + \underset{(+5.5)}{0.095}\psi^{y}_{t-1} + \underset{(+3.1)}{0.011}\psi^{ppp}_{t-1} + \underset{(+2.3)}{\delta^{p,z}_{1}}\Delta Z_{t-1} + \underset{}{0.01}SI_t + 0.02 \\
\Delta lnY_t &= \underset{(-5.2)}{-0.036}\psi^{p}_{t-1} - \underset{(-2.2)}{0.046}\psi^{y}_{t-1} - \underset{(-2.3)}{0.009}\psi^{ppp}_{t-1} + \underset{(-3.3)}{\delta^{y,z}_{1}}\Delta Z_{t-1} - \underset{}{0.018}SI_t + 0.01 \\
\Delta lnEr_t &= \underset{(+0.4)}{+0.010}\psi^{p}_{t-1} + \underset{(+0.1)}{0.009}\psi^{y}_{t-1} - \underset{(-2.4)}{0.035}\psi^{ppp}_{t-1} + \underset{(+2.7)}{\delta^{er,z}_{1}}\Delta Z_{t-1} + \underset{}{0.053}SI_t + 0.04 \qquad (۱۳) \\
\Delta lnM_t &= \underset{(-0.2)}{-0.001}\psi^{p}_{t-1} + \underset{(+1.6)}{0.037}\psi^{y}_{t-1} + \underset{(+1.4)}{0.006}\psi^{ppp}_{t-1} + \underset{(+1.2)}{\delta^{m.z}_{1}}\Delta Z_{t-1} + \underset{}{0.007}SI_t + 0.03 \\
\Delta lnK_t &= \underset{(+2.3)}{+0.001}\psi^{p}_{t-1} - \underset{(-2.9)}{0.003}\psi^{y}_{t-1} - \underset{(-0.4)}{0.001}\psi^{ppp}_{t-1} + \underset{(-0.06)}{\delta^{k,z}_{1}}\Delta Z_{t-1} - \underset{}{0.001}SI_t + 0.001
\end{aligned}
$$

نتایج نشان می‌دهد که رشد قیمت (تورم) و رشد تولید (رشد اقتصادی) به صورت معناداری تحت تأثیر انحراف از تعادل هر سه رابطه بلندمدت قیمت، تولید و برابری قدرت خرید تعدیل‌شده هستند. این در حالی است که رشد نرخ ارز به صورت معناداری تحت تأثیر انحراف از تعادل رابطه بلندمدت برابری قدرت خرید تعدیل‌شده است و از انحراف از تعادل رابطه بلندمدت قیمت و تولید تأثیر معناداری نمی‌پذیرد. همچنین نرخ رشد سرمایه به صورت معناداری تحت تأثیر انحراف از تعادل رابطه بلندمدت قیمت و تولید است و از انحراف تعادل رابطه بلندمدت برابری قدرت خرید تعدیل‌شده تأثیر معناداری نمی‌پذیرد. همچنین نرخ رشد نقدینگی به صورت معناداری تحت تأثیر انحراف از تعادل روابط بلندمدت قرار نمی‌گیرد.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-02]

[DOI: 10.61186/qjerp.31.108.251]

در مدل برآورد شده اثرات تحریم نیز به وسیله متغیر شاخص تحریم (SI) کنترل شده است و برآورد ضرایب روابط کوتاه‌مدت حاکی از آن است که افزایش شاخص تحریم‌ها به افزایش نرخ تورم، رشد نرخ ارز و رشد نقدینگی و در مقابل به کاهش نرخ رشد اقتصادی و نرخ رشد موجودی سرمایه می‌انجامد.

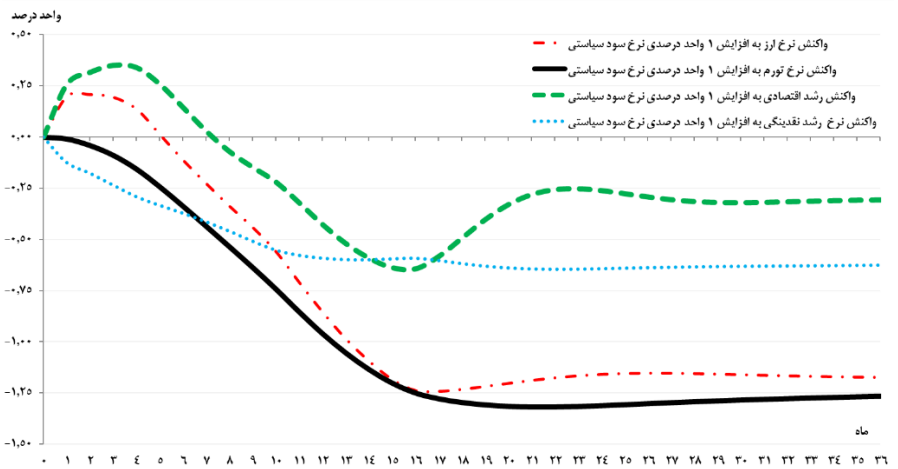
۴-۸. ارزیابی اثر کمی تغییر نرخ سود سیاستی بر متغیرهای کلان اقتصاد ایران

واکنش متغیرهای کلان اقتصادی به تغییر نرخ سود سیاستی برای دوره ۳۶ماه (۳ ساله) در نمودار(۱) نشان داده شده است. برآورد اثر کمی تغییر نرخ سود سیاستی بر متغیرهای کلان، در قالب سناریوسازی (سناریوی افزایش ۱ واحد درصدی نرخ سود سیاستی نسبت به سناریوی پایه) انجام شده است. نتایج واکنش متغیرهای کلان به تکانه نرخ سود سیاستی حاکی از آن است که:

- افزایش ۱ واحد درصدی در نرخ سود سیاستی موجب کاهش تدریجی و دائمی نرخ تورم می‌شود که این کاهش پس از ۱۲ ماه به ۱/۰ واحد درصد و پس از ۲۴ ماه به ۱/۳ واحد درصد می‌رسد که عمدتاً ناشی از کاهش نرخ ارز و کاهش رشد نقدینگی است.
- افزایش ۱ واحد درصدی در نرخ سود سیاستی موجب کاهش نرخ رشد اقتصادی می‌شود که این کاهش پس از ۱۲ ماه به حدود ۰/۵ واحد درصد می‌رسد و پس از آن این اثر به تدریج کاهش یافته و به ۰/۳ درصد پس از ۲۴ ماه می‌رسد.
- افزایش ۱ واحد درصدی در نرخ سود سیاستی موجب کاهش تدریجی و دائمی نرخ رشد نرخ ارز می‌شود که این کاهش پس از ۱۲ ماه به ۰/۹ واحد درصد و پس از ۲۴ ماه به ۱/۲ واحد درصد می‌رسد.
- افزایش ۱ واحد درصدی در نرخ سود سیاستی موجب کاهش تدریجی و دائمی نرخ رشد نقدینگی می‌شود که این کاهش پس از ۱۲ ماه به ۰/۶ واحد درصد و پس از ۲۴ ماه نیز در محدوده۰/۶ واحد درصد باقی می‌ماند.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-02]

[DOI: 10.61186/qjerp.31.108.251]



نمودار ۲. واکنش متغیرهای کلان به افزایش ۱واحد درصدی نرخ سود سیاستی طی دوره ۳۶ ماهه

۹. جمع‌بندی و پیشنهادهای سیاستی

نتایج کمی حاصل از برآورد مدل تصحیح خطای برداری برای اقتصاد ایران حاکی از آن است که با وجود نواقص کانال‌های اثرگذاری نرخ سود بر متغیرهای اقتصاد کلان، افزایش نرخ سود سیاستی اثرات قوی ضدتورمی برجای می‌گذارد به نحوی که افزایش ۱ واحد درصدی در نرخ سود سیاستی موجب کاهش تدریجی و دائمی نرخ تورم می‌شود که این کاهش پس از ۱۲ ماه به ۱ واحد درصد و پس از ۲۴ ماه به ۱/۳ واحد درصد می‌رسد. در همین حال افزایش ۱ واحد درصدی در نرخ سود سیاستی موجب کاهش نرخ رشد اقتصادی می‌شود که این کاهش پس از ۱۲ ماه به حدود ۰/۵ واحد درصد می‌رسد و پس از آن این اثر به تدریج کاهش یافته و به ۰/۳ درصد پس از ۲۴ ماه می‌رسد. بنابراین نتایج تجربی حاکی از آن است که ابزار نرخ سود سیاستی در اقتصاد ایران به رغم نواقص کانال‌های اثرگذاری نرخ سود بر متغیرهای اقتصاد کلان، از کارآیی کافی جهت اجرای سیاست پولی در راستای اجرای چارچوب هدفگذاری تورمی برخوردار است و بانک مرکزی می‌تواند با استفاده از عملیات بازار باز در چارچوب دالان نرخ سود، از ابزار نرخ سود سیاستی جهت مدیریت

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-02]
[DOI: 10.61186/qjerp.31.108.251]

تورم استفاده نماید به نحوی که در دوره‌های تورمی با افزایش نرخ سود سیاستی در راستای کنترل تورم با وجود هزینه‌های رکودی آن اقدام نماید.

منابع

ابونوری، ع.؛ سجادی، س. و ت. محمدی (۱۳۹۲). «رابطه بین نرخ تورم و نرخ سود سپرده‌های بانکی در سیستم بانکداری ایران»، *فصلنامه سیاست‌های مالی و اقتصادی*، ۱ (۳)، صص ۲۳-۵۲.

بیدآباد، بیژن (۱۳۸۳). *اثر کاهش نرخ بهره تسهیلات بانکی بر اقتصاد ایران*. تهران: پژوهشکده پولی و بانکی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران.

حاجی قاسمی، ش.؛ نجاتی، م. و ن. صالحی اسفیجی (۱۳۹۶). «ارزیابی اثرات نرخ بهره واقعی و نرخ ذخیره قانونی بر متغیرهای کلان اقتصاد ایران»، *فصلنامه نظریه‌های کاربردی اقتصاد*. ۴(۳)، صص۱۴۲-۱۱۷.

ختایی، م. و ر. سیفی‌پور (۱۳۸۵). «ابزارها و قواعد شناخته شده سیاست پولی در اقتصاد ایران مطالعه موردی: برنامه سوم توسعه اقتصادی و اجتماعی»، *مجله تحقیقات اقتصادی*، شماره ۷۳، صص۲۶۷-۲۳۳.

خسروی، ع.؛ مرزبان، ح.؛ قادری، ج. و پ. رستم‌زاده (۱۴۰۰). «گذار ناقص نرخ بهره و سیاست پولی در ایران»، *فصلنامه پژوهش‌های پولی-بانکی*، سال چهاردهم، شماره ۴۷، بهار ۱۴۰۰، صص۶۹-۱۰۶.

خورسندی،م.؛ اسلاملوییان، ک. و ح. ذوالنور (۱۳۹۱). «قاعده بهینه برای سیاست پولی با فرض پایداری تورم: مورد ایران»، *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، سال ۱۷، شماره ۵۱، صص ۷۰-۴۳.

درگاهی، ح. و ر. شربت اوغلی (۱۳۸۹). «تعیین قاعده سیاست پولی در شرایط تورم پایدار اقتصاد ایران با استفاده از روش کنترل بهینه»، *مجله تحقیقات اقتصادی*. دوره ۴۵، شماره ۴، صص۲۷-۱.

زمان‌زاده، ح. (۱۳۹۰). «مدل سازی شوک‌های پولی و نفتی در اقتصاد کلان ایران: رویکرد VECMX». *فصلنامه پژوهش‌های پولی – بانکی (پول و اقتصاد سابق)*، شماره ۹، پاییز ۱۳۹۰، صص۱۱۵-۹۱.

سهیلی، ک.؛ فتاحی، ش. و م. سرخوندی (۱۳۹۶). «بررسی توابع واکنش بانک مرکزی با استفاده از قاعده تیلور»، *پژوهش‌های اقتصاد پولی*، مالی، شماره ۱۴، صص ۱۸۰-۱۵۵.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-02]

[DOI: 10.61186/qjerp.31.108.251]

کفایی، م. و ا. خیراندیش (۱۳۸۹). «بررسی اثر تغییر نرخ سود سپرده‌های بانکی بر متغیرهای کلان اقتصادی به روش پویای سیستمی»، اقتصاد و الگوسازی، ۱(۴)، صص ۲۳-۵۲.

کمیجانی، ا. و ح. توکلیان (۱۳۹۱). «بررسی عدم تقارن در رفتار سیاست‌گذاری پولی بانک مرکزی (مورد ایران)»، *مجله تحقیقات مدلسازی اقتصادی*، شماره ۸، صص۱۱۷-۸۷.

نوفرستی، م. و م. سزاوار (۱۴۰۰). «ساخت شاخصی با تواتر ماهانه برای تحریم‌ها علیه ایران»، *راهبرد اقتصادی*، سال ۱۰، شماره ۳ (پیاپی ۳۸)، صص۵۹۳-۵۶۵.

Bangura M., Ngombu A., Pessima S. and I. Kargbo (2021). "Bank Lending Channel of Monetary Policy: Dynamic Panel Data Evidence from Sierra Leone". *Modern Economy*, Vol. 12: pp. 1035-1058. https://doi.org/10.4236/me.2021.125053.

Blinder. (1992). "The Federal Funds Rate and the Channels of Monetary Transmission". *American Economic Review*, 82(4), pp. 901–21.

Binning A., Bjornland H. and J. Maih (2019). *Is monetary policy always effective? Incomplete interest rate pass–through in a DSGE model*. Norges Bank Research.

Bondt G. (2005). "Interest rate pass- through: Empirical results for the Euro area". *German Economic Review*, 6 (1).

Chen Y. and K. Rogoff (2003). "Commodity Currencies", *Journal of International Economics*, 60, 133-160, 2003.

Friedman B. M. and K. N. Kuttner. (1992). "Money, Income, Prices, and Interest Rates". *American Economic Review*, 82(3), pp. 472‑92.

Froot K.A. and K. Rogoff (1995). "Perspectives on PPP and Long-Run Real Exchange Rates", *Handbook of International Economics*, Vol. III.

Gregor J., Melecký A. and M. Melecký (2020). "Interest Rate Pass-Through: A Meta-Analysis of the Data". *Journal of Economic Surveys*, Vol. 35(1), pp. 141-191. https://doi.org/10.1111/joes.12393.

Harswari M.H.A.B.N and S.M. Hamza (2017). "The impact of interest rate on economic development: A study on 274sian countries". *International Journal of Accounting & Business Management*, vol 5, No. 1, pp.180-188.

Kamara A., Bah M.S. and A.B. Sesay (2020). "The effects of monetary policy on the real sector of the economy: The case of Sierra Leone". *Journal of Economics and Sustainable Development*, 11(4), pp. 22-30.

Ma J. and H.L. Wang. (2014). "Theoretical Models for Policy Rate Transmission Mechanism", People's Bank of China Working Paper No. 2014/1, Beijing.

Mishkin F. S. (1995). "Symposium on the Monetary Transmission Mechanism". *Journal of Economic Perspective*, Vol. 9 (4), pp. 45 -67.

Ojaghlou Mortaza and Begum Kaya Soztanaci. (2022). "Interest Rate Pass-Through and Monetary Transmission Mechanism in Turkey". *Isletme ve Iktisat Calismalari Dergisi, Econjournals*, 10(1), pp. 46-54.

Taylor J.B. (1993). "Discretion versus Policy Rules in Practice". *Carnegie Rochester Conference Series on Public Policy*, 39 (December 1993), pp. 195-214.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-02]

[DOI: 10.61186/qjerp.31.108.251]

Walsh C.E. (2010). "Monetary Theory and Policy". Cambridge, Massachusetts: MIT Press.
Yi G. (2004). *China Monetary Reform Process*. Beijing: Commercial Press.

پیوست‌ها

پیوست (۱): آزمون هم‌انباشتگی جوهانسون

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Prob.**	0.05 Critical Value	Trace Statistic	Eigenvalue	Hypothesized No. of CE(s)
NA	NA	750.6114	0.292589	None
NA	NA	617.6924	0.265608	At most 1
0.0000	334.9837	499.1467	0.238707	At most 2 *
0.0000	285.1425	394.4155	0.212677	At most 3 *
0.0000	239.2354	302.5947	0.196376	At most 4 *
0.0027	197.3709	218.6433	0.137381	At most 5 *
0.0369	159.5297	161.8950	0.108462	At most 6 *
0.1355	125.6154	117.8090	0.086581	At most 7
0.2705	95.75366	83.03394	0.071682	At most 8
0.4413	69.81889	54.47184	0.057561	At most 9
0.6283	47.85613	31.70655	0.045877	At most 10
0.8585	29.79707	13.67306	0.032719	At most 11
1.0000	15.49471	0.898722	0.001486	At most 12
0.5671	3.841466	0.327497	0.000852	At most 13

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-02]
[DOI: 10.61186/qjerp.31.108.251]

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Prob.**	0.05 Critical Value	Max-Eigen Statistic	Eigenvalue	Hypothesized No. of CE(s)
NA	NA	132.9190	0.292589	None
NA	NA	118.5457	0.265608	At most 1
0.0000	76.57843	104.7312	0.238707	At most 2 *
0.0002	70.53513	91.82078	0.212677	At most 3 *
0.0003	64.50472	83.95143	0.196376	At most 4 *
0.0727	58.43354	56.74836	0.137381	At most 5
0.2718	52.36261	44.08592	0.108462	At most 6
0.4743	46.23142	34.77510	0.086581	At most 7
0.5220	40.07757	28.56211	0.071682	At most 8
0.5485	33.87687	22.76528	0.057561	At most 9
0.4923	27.58434	18.03349	0.045877	At most 10
0.4732	21.13162	12.77434	0.032719	At most 11
1.0000	14.26460	0.571225	0.001486	At most 12
0.5671	3.841466	0.327497	0.000852	At most 13

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-02]

[DOI: 10.61186/qjerp.31.108.251]

پیوست ۲: آزمون ریشه واحد انحراف از تعادل روابط بلندمدت ($\psi_t^p, \psi_t^y, \psi_t^{ppp}$)

Null Hypothesis: COINTEQ01 has a unit root

Exogenous: Constant

Bandwidth: 13 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

Prob.*	Adj. t-Stat		
0.0148	-3.316501	Phillips-Perron test statistic	
	-3.447214	1% level	Test critical values:
	-2.868868	5% level	
	-2.570740	10% level	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: COINTEQ02 has a unit root

Exogenous: Constant

Bandwidth: 8 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

Prob.*	Adj. t-Stat

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-02]

[DOI: 10.61186/qjerp.31.108.251]

0.0000	-5.009423	Phillips-Perron test statistic	
	-3.447214	1% level	Test critical values:
	-2.868868	5% level	
	-2.570740	10% level	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: COINTEQ03 has a unit root

Exogenous: Constant

Bandwidth: 11 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

Prob.*	Adj. t-Stat		
0.0394	-2.962756		Phillips-Perron test statistic
	-3.447214	1% level	Test critical values:
	-2.868868	5% level	
	-2.570740	10% level	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-02]

[DOI: 10.61186/qjerp.31.108.251]

Evaluating the Effectiveness of the Policy Interest Rate in Implementing the Inflation Targeting Framework in Iran

Hamid Zamanzadeh
Assistant professor at the Monetary and Banking Research Institute
h.Zamanzadeh@Mbri.ac.ir

One of the most important monetary policy targets is price stability. In the framework of inflation targeting, the central banks use the policy interest rate to implement their monetary policy, especially in the last decade. In the Iranian economy, there are various discussions about the effectiveness of the policy interest rate to guide the inflation rate, and it is argued that since the channels of the policy interest rate effect are incomplete in the Iranian economy, this tool isn't efficient enough to guide the inflation rate. This study investigates the quantitative effect of the policy interest rate change on macro variables and evaluates the effectiveness of the policy interest rate tool in the implementation of inflation targeting, by a vector error correction model for Iran's macroeconomics. The results indicate that despite the shortcomings of the interest rate influencing channels on macroeconomic variables, the increase in the policy interest rate has strong anti-inflationary effects in such a way that an increase of 1 percentage point in the policy interest rate causes a 1.3 percentage point decrease in inflation after 24 months. Therefore, the results indicate that the policy interest rate in Iran's economy, despite the shortcomings of influence channels, is efficient enough to guide the inflation rate.

JEL Classification: E52, C32.
Keywords: Policy interest rate, inflation, economic growth, liquidity and exchange rate.

Reccived: 2023/12/18 Accepted: 2024/02/13

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-02]

[DOI: 10.61186/qjerp.31.108.251]