Quarterly Journal of Economic Research and Policies Vol. 33, No. 114, Summer 2025

Examining the Central Bank's Asymmetric Preferences with Respect to Asset Price Volatility

Majid Habibian Naghibi
Assistant Professor, Department of Islamic Economics, Faculty of Economics, Allameh Tabatabaei University, Tehran, Iran
majidhabibibian@atu.ac.ir
Mohammad Javad Sedighi Pashaki
PhD Student in Economics, Edalet University, Tehran, Iran (Corresponding Author)
mj.sedighi1366@gmail.com
Masoud Salehi Razveh
PhD in Economics, Researcher, Institute for Islamic Sciences and Culture
m.salehir88@gmail.com

This study investigates the asymmetric preferences of the Central Bank of Iran in responding to asset price fluctuations and the extent to which these fluctuations influence monetary policy decisions. Given the significant volatility of the stock market index in 2020 and subsequent years, the primary objective is to examine whether the Central Bank incorporates asset price changes into its monetary policy decisions and, if so, how its behavior differs under inflationary and recessionary conditions. To this end, an extended New Keynesian structural model is employed, in which the asset price index is incorporated as a key variable. To estimate the Central Bank's reaction function, threshold values for inflation and the output gap are first obtained using the method proposed by Caner and Hansen (2004). The Bank's behavior in response to asset price fluctuations is then evaluated using the Generalized Method of Moments (GMM). The estimation results reveal that, during inflationary periods, the Central Bank's primary focus is on controlling inflation, with a reduced response to the output gap. In recessionary periods, the Bank's response to the output gap increases, although it remains limited, reflecting the constraints on monetary policy in such conditions. Moreover, the Central Bank does not intervene in the asset price index during boom periods but provides limited support to the stock market during recessions. Given the strong link between Iran's capital market and the money market- through mechanisms such as stock purchase loans and bank-managed investment funds-it is recommended that the Central Bank consider asset price fluctuations when formulating monetary policy.

JEL Classification: E44 ،E58 ،C36 ،G18

Keywords: Monetary policy, Stock price index, Financial crisis, Output gap, Inflation.

Reccived: 2024/12/21 Accepted: 2025/05/26

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-30]

[DOI: 10.61882/qjerp.33.114.164]

نشریه علمی (فصلنامه) پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی شماره ۱۱۴

سال سی و سوم، تابستان ۱۴۰۴، صفحه ۲۱۸ - ۱۶۴

بررسی ترجیحات نامتقارن بانک مرکزی با توجه به نوسانات قیمت دارایی

مجید حبیبیان نقیبی

استادیار، گروه اقتصاد اسلامی، دانشکده اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران

majidhabibian@atu.ac.ir

محمد جواد صدیقی پاشاکی

دانشجوی دکتری اقتصاد، دانشگاه عدالت، تهران، ایران (نویسنده مسئول)

mj.sedighi1366@gmail.com

مسعود صالحی رزوه

دکتری اقتصاد، پژوهشگر پژوهشگاه علوم و فرهنگ اسلامی

m.salehir88@gmail.com

در این مطالعه، ترجیحات نامتقارن بانک مرکزی ایران در واکنش به نوسانات قیمت دارایی‌ها و میزان تأثیرگذاری این نوسانات بر تصمیمات سیاست‌گذاری پولی مورد بررسی قرار گرفته است. با توجه به نوسانات شاخص بازار سرمایه در سال ۱۳۹۹ و سال‌های پس از آن، هدف این پژوهش، بررسی این مسئله است که آیا بانک مرکزی در سیاست‌های پولی خود، تغییرات قیمت دارایی‌ها را در نظر می‌گیرد و در صورت مداخله، رفتار آن در شرایط تورمی و رکودی چگونه است. در این راستا، یک مدل ساختاری نئوکینزی توسعه‌یافته به کار گرفته شده است که در آن شاخص قیمت دارایی‌ها به‌عنوان یک متغیر کلیدی لحاظ شده است. برای تخمین تابع واکنش بانک مرکزی، ابتدا مقادیر آستانه‌ای برای متغیرهای تورم و شکاف تولید با روش کانر و هانسن (۲۰۰۴) برآورد گردیده و سپس رفتار بانک مرکزی در مواجهه با نوسانات قیمت دارایی‌ها با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) مورد ارزیابی قرار گرفته است. نتایج حاصل از برآورد مدل نشان می‌دهد. در دوره‌های تورمی، تمرکز بانک مرکزی عمدتاً بر کنترل تورم بوده و واکنش آن به شکاف تولید کاهش یافته است. در دوره‌های رکودی، واکنش بانک مرکزی به شکاف تولید افزایش یافته است؛ اما در سطحی محدود باقی‌مانده که نشان‌دهنده محدودیت‌های سیاست‌گذاری بانک مرکزی در شرایط رکودی است. علاوه بر این، بانک مرکزی در دوره‌های رونق، مداخله‌ای در شاخص قیمت دارایی‌ها نداشته، اما در دوره‌های رکودی، به میزان محدودی از بازار سرمایه حمایت کرده است. با توجه به ارتباط عمیق بازار سرمایه و بازار پول در اقتصاد ایران از طریق تسهیلات خرید سهام و صندوق‌های سرمایه‌گذاری بانکی، توصیه می‌شود که بانک مرکزی در تنظیم سیاست‌های پولی، نوسانات قیمت دارایی‌ها را مد نظر قرار دهد.

طبقه‌بندی JEL: E44، E58، C36، G18.

واژگان کلیدی: سیاست پولی، شاخص قیمت سهام، بحران مالی، شکاف تولید، تورم.

تاریخ دریافت: ۱ / ۱۰ / ۱۴۰۳ تاریخ پذیرش: ۵ / ۳ / ۱۴۰۴

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-30]

[DOI: 10.61882/qjerp.33.114.164]

۱. مقدمه

هدف این مقاله بررسی ترجیحات نامتقارن بانک مرکزی ایران در واکنش به نوسانات قیمت دارایی‌ها، تورم و شکاف تولید است. این مطالعه به دنبال پاسخ به این سؤال است که آیا بانک مرکزی ایران در شرایط مختلف اقتصادی (رکود و تورم) به نوسانات قیمت دارایی‌ها واکنش نشان می‌دهد و آیا این واکنش‌ها نامتقارن هستند یا خیر.

در این مقاله به بررسی و تخمین تابع واکنش بانک مرکزی می‌پردازیم، به‌گونه‌ای که تأثیر برخی متغیرهای مالی نیز در نظر گرفته شود. در این راستا، از رویکرد پیشنهادی فاورو و روولی[1] (۲۰۰۳) برای مدل‌سازی رفتار بانک مرکزی ایران در دوره زمانی ۱۳۷۰ تا ۱۴۰۱ استفاده کرده‌ایم. در این مدل برای تخمین یک نسخه گسترش‌یافته از قاعده تیلور، سیستمی از معادلات را در نظر گرفته‌ایم که علاوه بر ساختار اقتصاد و پارامترهای تابع زیان بانک مرکزی، یک متغیر مرتبط با بازار سهام را نیز شامل می‌شود. ترجیحات بانک مرکزی با استفاده از یک تابع زیان درجه دوم مدل‌سازی شده است. فرض بر این است که بانک مرکزی نه تنها به انحرافات تورم از هدف تعیین‌شده و شکاف تولید و هموارسازی نرخ بهره اسمی اهمیت می‌دهد، بلکه نوسانات قیمت دارایی‌ها را نیز در تابع زیان خود لحاظ می‌کند. در مرحله نخست، مقادیر آستانه‌ای برای متغیرهای تورم و شکاف تولید با روش کانر و هانسن (۲۰۰۴) برآورد شده و سپس رفتار بانک مرکزی در واکنش به نوسانات قیمت دارایی‌ها با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) تحلیل شده است.

---

1. Favero and Rovelli

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-30]

[DOI: 10.61882/qjerp.33.114.164]

مطالعات زیادی در سال‌های اخیر در مورد رفتار بانک مرکزی صورت‌گرفته است که ناظر بر دو موضوع متفاوت است. یکی از موضوعات مربوط به مطالعه قاعده تیلور[1] (تیلور، ۱۹۹۳) است و اینکه آیا این قاعده رفتار بانک مرکزی را به‌صورت کامل توصیف می‌کند یا خیر. موضوع دوم پس از بحران مالی سال ۲۰۰۷ رفتار بانک‌های مرکزی از این جنبه مورد بررسی قرار گرفت که آیا واکنش سیاست پولی بر قیمت‌های دارایی مناسب است یا خیر؟ اساساً آیا بانک‌های مرکز باید به نوسانات غیرمتعارف دارایی واکنش دهند یا خیر؟ این سؤال که آیا بانک‌های مرکزی باید یا می‌توانند در اجرای سیاست‌های پولی خود قیمت دارایی را هدف قرار دهند، پس از حباب قیمت دارایی ژاپن در اواخر دهه ۱۹۸۰، رونق بازار سهام فناوری در اواخر دهه ۱۹۹۰ و بحران مالی ۲۰۰۷ مورد توجه سیاست‌گذاران و دانشگاهیان قرار گرفت. بحران‌های اخیر نشان دادند که پیامدهای اقتصادی بحران‌های مالی می‌تواند ویرانگر باشند. تا پیش از بحران‌های مالی، واکنش نسبت به قیمت‌های دارایی تا آنجا اهمیت داشت که بر تصمیمات سیاست پولی و شکاف تولید یا تورم اثر می‌گذاشت.

بانک‌های مرکزی با در نظر گرفتن تحولات رشد اقتصادی، متغیرهای پولی از جمله نرخ بهره را با توجه به ملاحظات تورمی تنظیم می‌کند. بر اساس این رویکرد قیمت دارایی تا آنجا وارد تصمیمات بانک مرکزی می‌شود که بر تورم یا تولید ناخالص داخلی مؤثر باشد. رویکرد دیگری نیز که می‌تواند مدنظر قرار گیرد، آن است که بانک مرکزی به طور فعالانه قیمت‌های دارایی را در حدود ارزش‌های بنیادی تثبیت کند یا بخش‌هایی از حباب دارایی‌ها را تحت تأثیر قرار دهد.

---

1. Taylor

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-30]

[DOI: 10.61882/qjerp.33.114.164]

اهمیت این پژوهش از دو جنبه قابل بررسی است: تجربه بحران‌های مالی بین‌المللی نشان داده است که نوسانات قیمت دارایی‌ها می‌توانند تأثیرات مخربی بر ثبات اقتصادی داشته باشند؛ بنابراین، تحلیل نقش قیمت دارایی‌ها در سیاست‌گذاری پولی بانک مرکزی ایران از اهمیت بالایی برخوردار است. در اقتصاد ایران، ارتباط عمیقی میان بازار سرمایه و بازار پول وجود دارد. بانک‌ها از طریق تسهیلات خرید سهام و صندوق‌های سرمایه‌گذاری در بازار سرمایه نقش فعالی دارند. در نتیجه، تغییرات در سیاست‌های پولی می‌توانند تأثیر قابل‌توجهی بر بازار سرمایه داشته باشند و بالعکس. بررسی این تعاملات می‌تواند به سیاست‌گذاران کمک کند تا سیاست‌های پولی کارآمدتری برای ثبات اقتصادی اتخاذ کنند.

باوجود مطالعات گسترده‌ای که در زمینه سیاست پولی و تأثیر آن بر متغیرهای کلان اقتصادی انجام شده است، تاکنون پژوهش‌های محدودی در ایران به بررسی واکنش بانک مرکزی نسبت به نوسانات قیمت دارایی‌ها پرداخته‌اند. بسیاری از مطالعات داخلی، عمدتاً تأثیر سیاست‌های پولی بر قیمت دارایی‌ها را بررسی کرده‌اند و یا صرفاً آثار نامتقارن سیاست‌های پولی را مورد مطالعه قرار داده‌اند، اما در مورد رفتار بانک مرکزی در مواجهه با نوسانات قیمت دارایی‌ها تحقیق مستقیمی صورت نگرفته است. بنابراین بررسی این موضوع در این پژوهش با استفاده از یک مدل ساختاری و با روش رگرسیون آستانه‌ای با متغیر آستانه‌ای درون‌زا نوآوری این مقاله است.

بر این اساس ساختار مقاله به‌صورت زیر است: بخش دوم ادبیات نظری، بخش سوم مطالعات تجربی و بخش چهارم به معرفی مدل، داده‌ها و برآورد و بخش پنجم نیز به بررسی نتایج و توصیه‌های سیاستی می‌پردازد.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-30]

[DOI: 10.61882/qjerp.33.114.164]

۱-۱. مبانی نظری

سیاست پولی یکی از ابزارهای کلیدی در مدیریت اقتصاد کلان است که توسط بانک‌های مرکزی به‌منظور دستیابی به اهدافی همچون تثبیت قیمت‌ها، رشد اقتصادی پایدار و کاهش بیکاری به کار گرفته می‌شود. (Mishkin, 2007). بر اساس مطالعات انجام شده کانال‌های انتقال سیاست پولی برای اثرگذاری بر بخش حقیقی اقتصاد بر دو بخش اساسی تقسیم می‌شود:

۱-۱-۱. کانال‌های نئوکلاسیکی یا سنتی انتقال سیاست پولی

کانال‌های نئوکلاسیکی یا سنتی انتقال سیاست پولی بر مدل‌هایی استوار است که بر رفتارهای سرمایه‌گذاری، مصرف و تجارت بین‌الملل تأکید می‌کند. در این مدل‌ها، کانال کلیدی انتقال پولی، کانال نرخ بهره است که از طریق هزینه سرمایه عمل می‌کند. سایر کانال‌های نئوکلاسیکی، از طریق اثر ثروت و جانشینی بین دوره‌ای مصرف و همچنین نرخ ارز منجر به انتقال سیاست پولی می‌شوند. در دسته‌بندی کلی می‌توان کانال‌های اثرگذاری سیاست پولی بر بخش واقعی را در دیدگاه نئوکلاسیک به‌صورت زیر ارائه کرد:

کانال‌های مبتنی بر تراز تجاری (نرخ ارز)

نحوه تأثیرگذاری کانال نرخ ارز به‌عنوان مهم‌ترین کانال تراز تجاری بدین نحو است که وقتی بانک مرکزی، نرخ‌های بهره را تغییر می‌دهد و ارزش دارایی‌های داخلی نسبت به دیگر دارایی‌های نقدی تغییر یافته و پول داخلی دچار تقویت یا تضعیف می‌شود، بازدهی دارایی‌های داخلی نسبت به دارایی‌های خارجی تغییر می‌کند؛ به‌نحوی‌که در صورت اعمال سیاست پولی انقباضی، نرخ بهره اسمی داخلی نسبت به همتای خارجی خود افزایش یافته و تعادل دوباره در بازار ارز خارجی، مستلزم این است که پول داخلی به‌تدریج با نرخی که

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-30]

[DOI: 10.61882/qjerp.33.114.164]

باعث برابری بازدهی‌های تعدیل شده انواع مختلف ابزارهای بدهی می‌شود، تضعیف گردد. در مدل‌های کینزی جدید، این کاهش ارزش آتی پیش‌بینی شده با توجه به تعدیل آهسته قیمت‌ها، مستلزم افزایش ارزش اولیه پول داخلی است که کالاهای تولید داخل را نسبت به کالاهای خارجی گران‌تر می‌کند. در نتیجه، خالص صادرات کالا، افت می‌کند و به تبع آن تولید داخلی و اشتغال کاهش می‌یابد. از طرفی تغییرات نرخ ارز به طور مستقیم بر سطح قیمت کالاهای وارداتی تأثیر دارد؛ بنابراین، کانال نرخ ارز نقش مهمی را در چگونگی تأثیرگذاری سیاست پولی بر اقتصاد دارد. در این خصوص، دو عامل مهم است؛ اول؛ حساسیت نرخ ارز به تغییرات نرخ بهره و دوم؛ درجه باز بودن. هرچه اقتصادها بازتر باشد عملکرد و نقش این کانال بیشتر است (بوردن و وبر[1]، ۲۰۱۰: ۹-۱۰).

کانال مبتنی بر مصرف: اثر ثروت و اثر جایگزینی

کانال مصرف به‌عنوان سازوکاری دیگر به‌عنوان انتقال‌دهنده اثرات سیاست پولی در دیدگاه نئوکلاسیک است. کانال‌های مبتنی بر مصرف شامل دو کانال اثر جانشینی و اثر ثروت است.

مفهوم جایگزینیِ بین زمانی بدین صورت است که با اعمال سیاست پولی انبساطی یا انقباضی نرخ‌های بهره کوتاه‌مدت تغییر می‌کنند، بنابراین تغییرات نرخ بهره باعث می‌شود مصرف‌کننده با توجه به عایدی ناشی از نرخ بهره بین مصرف در زمان حال و آینده تمایز قائل شود. به عبارتی دیگر، تغییر حجم پول در نتیجه اعمال سیاست پولی، ترکیب دارایی‌های موجود

1. Bordon and weber

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-30]

[DOI: 10.61882/qjerp.33.114.164]

در پرتفوی اشخاص (اعم از پول، دارایی‌های مالی و فیزیکی) را تغییر داده و انواع مختلف دارایی، جانشین یکدیگر می‌شوند (فراهانی فرد و همکاران، ۱۳۹۵: ۸۷-۸۸).

کانال ثروت یکی دیگر از سازوکارهای انتقال سیاست پولی است. بر این اساس، یک سیاست پولی انقباضی که منجر به کاهش حجم پول در گردش می‌شود، نرخ بهره را افزایش داده و بدین ترتیب بازدهی دارایی‌های مالی با افزایش مواجه می‌شود. افزایش بازدهی دارایی‌های مالی، به مفهوم افزایش ثروت صاحب این دارایی‌ها است؛ بنابراین منجر به افزایش مصرف شده و به دنبال آن، رشد تولید را در پی خواهد داشت (شریفی رنانی و همکاران، ۱۳۹۱: ۵۴-۵۵).

کانال‌های مبتنی بر سرمایه‌گذاری: نرخ بهره و q توبین

کانال اثرگذاری نرخ‌های بهره بر هزینه دارایی و در پی آن فعالیت‌های تجاری و مخارج سرمایه‌گذاری معروف‌ترین کانال انتقال سیاست پولی در مدل‌های نئوکلاسیک است. وقتی سیاست پولی به افزایش نرخ‌های بهره کوتاه‌مدت بینجامد، نرخ‌های بهره بلندمدت نیز شروع به افزایش می‌کند؛ در نتیجه هزینه کاربری سرمایه افزایش می‌یابد و تقاضا برای دارایی سرمایه‌ای کاهش می‌یابد. همین عامل به پایین آمدن مخارج سرمایه‌گذاری منجر می‌شود و عاملی برای کاهش مخارج کل و تقاضای کل می‌شود. البته زمانی که سرمایه‌گذاری نسبت به نرخ بهره حساس نباشد (منحنی IS به‌صورت عمودی یا اقتصاد در دام نقدینگی باشد) نتیجه مذکور حاصل نمی‌شود (بوی وین و همکاران[1] ۲۲-۵: ۲۰۱۰).

کانال بعدی در این حوزه کانال q توبین است. وقتی سیاست پولی انبساطی رخ می‌دهد، مردم متوجه می‌شوند که نسبت به نیاز خود پول بیشتری دارند؛ بنابراین با مصرف کردن،

1. Boivin et al.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-30]

[DOI: 10.61882/qjerp.33.114.164]

آن را تمام می‌کنند. تصمیم‌های سرمایه‌گذاری بنگاه‌ها و خانوارها را می‌توان تحت ساختار مدل جیمز توبین (۱۶۶۹) بررسی کرد. در تصمیم سرمایه‌گذاری بنگاه‌ها، توبین، q را حاصل تقسیم ارزش بازاری بنگاه‌ها بر هزینه جایگزینی سرمایه تعریف می‌کند. وقتی سیاست پولی انقباضی اجرا می‌شود و نرخ بهره افزایش می‌یابد، تقاضا برای سهام کاهش می‌یابد و قیمت سهام افت می‌کند. هر شرکتی در مواجهه با کاهش ارزش سهام خود و به تبع آن کاهش نسبت q، مجبور به چاپ اوراق سهام بیشتری برای تأمین طرح‌های سرمایه‌گذاری جدید می‌شود. در این وضعیت سرمایه‌گذاری برای شرکت بسیار پرهزینه می‌شود. در مقیاس کل شرکت‌ها، طرح‌های سرمایه‌گذاری که قبل از انقباض پولی به‌صورت مرزی سودآور بود با کاهش q تأمین مالی نمی‌شود و این نیز به نوبه خود، موجب کاهش تولید و اشتغال می‌شود (ایدا[1]، ۲۰۱۳: ۷۳۳-۷۳۴).

۲-۱-۱. کانال‌های انتقال سیاست پولی در دیدگاه غیرنئوکلاسیکی (اعتباری)

اخیراً نقش بهره و نرخ ارز در انتقال اثرات سیاست پولی مورد بحث و چالش قرار گرفته است، همین عامل منجر به اضافه شدن ساز و کار جدید تحت عنوان کانال اعتباری در ادبیات کانال‌های انتقال‌دهنده سیاست پولی شده است. ادبیات موجود نشان می‌دهد که کانال اعتباری از طریق دو کانال، بر انتقال سیاست پولی اثر می‌گذارد که عبارت‌اند از: کانال وام‌دهی بانکی و کانال ترازنامه.

کینزین‌های جدید نخستین بار با اتکا به فرضیه اطلاعات نامتقارن و اصطکاک‌های بازار اعتبارات، کانال اعتباری را به‌عنوان سازوکاری جدید در انتقال اثرات سیاست پولی مطرح

1. Ida

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-30]

[DOI: 10.61882/qjerp.33.114.164]

کردند. بر اساس تئوری کانال اعتباری، اثرات سیاست پولی مطرح گردند. بر اساس تئوری کانال اعتباری، اثرات مستقیم سیاست پولی روی نرخ بهره به واسطه تغییرات درون‌زا در پاداش تأمین مالی بیرونی گسترش می‌یابد. بر اساس تئوری کانال اعتباری، سیاست‌های پولی تنها از طریق تغییر نرخ‌های بهره بر هزینه تأمین مالی شرکت‌ها تأثیر نمی‌گذارند، بلکه با تغییر شرایط اعطای اعتبار و میزان ریسک در بازار، موجب دگرگونی در «پاداش تأمین مالی بیرونی» نیز می‌شوند. «پاداش تأمین مالی بیرونی» یا همان «حق بیمه تأمین مالی بیرونی» در واقع بیانگر هزینه اضافه‌ای است که یک بنگاه برای تأمین منابع مالی خود از بیرون (مثلاً دریافت وام از بانک یا انتشار اوراق قرضه) در مقایسه با استفاده از منابع داخلی (نقدینگی موجود یا سود انباشته شرکت) پرداخت می‌کند. (بوی وین و همکاران، ۲۰۱۰: ۱۶-۱۵)

- کانال وام‌دهی

وقتی بانک مرکزی یک سیاست پولی انقباضی اجرا کند، سپرده‌های بانکی کاهش می‌یابد. در این حالت بانک‌های تجاری مجبور به کاهش وام‌دهی می‌شوند. نتیجه کاهش وام‌های بانکی، کاهش سرمایه‌گذاری و فعالیت‌های واقعی اقتصاد است، این بدان علت است که کسب‌وکارها و مصرف‌کننده‌ها به وام‌های بانکی متکی بوده و با کاهش وام‌های بانکی دیگر قادر به تأمین وجوه مورد نیاز خود برای خرید کالاهای بادوام و دارایی‌های سرمایه‌ای نخواهند بود. لازم به ذکر است که بانک‌ها با ویژگی و قدرت مالی متفاوت (از نظر اندازه، نقدینگی و سرمایه) نقش متمایزی در ساز و کار انتقال شوک‌های سیاست پولی دارند.

یکی از فروض کانال وام‌دهی بانکی، مربوط به نحوه تأمین مالی بنگاه‌ها است به‌نحوی‌که بنگاه‌های بزرگ می‌توانند به طور مستقیم از طریق انتشار سهام و اوراق قرضه، به بازارهای اعتباری دسترسی داشته باشند، اما اعتبارات بانکی منبع اصلی تأمین مالی

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-30]

[DOI: 10.61882/qjerp.33.114.164]

بنگاه‌های کوچک و متوسط هستند؛ بنابراین اعتبارت نقش مهمی در انتقال و ایجاد ارتباط بین بخش پولی و مالی و بخش واقعی اقتصاد بازی می‌کنند.

برنانک و گرتلر[1] (۱۹۹۵:۲۷-۴۸) معتقدند کاهش وام‌دهی بانک‌ها که نتیجه یک سیاست پولی انقباضی است منجر به یک کاهش پایدار در قدرت خرید مصرف‌کنندگان می‌شود. همچنین برنانک و بلایندر[2] (۱۹۹۲:۹۲۱-۹۰۱) نشان داده‌اند که سیاست پولی انقباضی، سبب کاهش غیرمستقیم مخارج از طریق کاهش عرضه وام بانکی می‌شود، زیرا انقباض‌های پولی، سپرده‌ها در سمت بدهی‌های ترازنامه بانک‌ها را کاهش خواهد داد. با فرض اینکه وام‌ها و اوراق بهادار در سمت دارایی‌های ترازنامه بانک‌ها جانشین ناقص یکدیگر باشند، بانک‌ها تمایل به جذب کامل زیان سپرده از طریق کاهش نگهداری اوراق بهادار را نخواهند داشت در نتیجه تحت چنین شرایطی، انقباض پولی باعث کاهش عرضه وام‌های بانکی خواهد شد.

- کانال ترازنامه

این کانال دیدگاه جامع‌تری از اثر سیاست پولی ارائه می‌دهد. سیاست پولی انقباضی با کاهش جریان نقدی و افزایش هزینه‌های بهره‌ای، ترازنامه وام‌گیرندگان را تضعیف می‌کند. این امر باعث افزایش مشکلات مربوط به انتخاب ناسازگار و مخاطرات اخلاقی می‌شود که به نوبه خود کاهش وام‌دهی و سرمایه‌گذاری را به دنبال دارد (کریلووا[3]، ۲۰۰۲)

1. Bernanke and Gertler
2. Bernanke and Blinder
3. Krylova

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-30]

[DOI: 10.61882/qjerp.33.114.164]

۲-۱. ترجیحات بانک مرکزی

چارچوب‌های سیاست‌گذاری متعددی برای توصیف رفتار بانک‌های مرکزی توسعه یافته‌اند. یکی از مهم‌ترین این چارچوب‌ها، قاعده تیلور است که توسط تیلور (1993) معرفی شد. این قاعده بیان می‌کند که نرخ بهره به‌عنوان ابزار سیاست پولی باید به شکاف تورمی و شکاف تولیدی واکنش نشان دهد. او نشان می‌دهد که این قاعده به خوبی سیاست پولی آمریکا را در دوره مورد بررسی توضیح میدهد.(Svensson, 2000) علاوه بر این، بانک‌های مرکزی در تصمیم‌گیری‌های خود ممکن است به متغیرهای دیگری، از جمله نوسانات قیمت دارایی‌ها توجه کنند. این موضوع به‌ویژه پس از بحران‌های مالی اخیر، از جمله بحران مالی ۲۰۰۷، به یکی از موضوعات بحث‌برانگیز در سیاست پولی تبدیل شده است.(Cecchetti et al., 2000)

ترجیحات نامتقارن بانک مرکزی

یکی از مفروضات رایج در سیاست پولی این است که بانک‌های مرکزی دارای ترجیحات متقارن هستند، به این معنا که به شکاف‌های مثبت و منفی تورم و تولید به یک میزان واکنش نشان می‌دهند. این فرض به استفاده از توابع زیان درجه دوم در مدل‌سازی سیاست پولی منجر شده است.(Svensson, 1997)

با این حال، مطالعات تجربی نشان داده‌اند که بانک‌های مرکزی ممکن است ترجیحات نامتقارن داشته باشند. به‌عنوان مثال، بانک‌های مرکزی معمولاً نسبت به رکود اقتصادی حساسیت بیشتری دارند تا به دوره‌های رونق، چرا که پیامدهای اجتماعی و اقتصادی رکود شدیدتر است .(Cukierman & Muscatelli, 2008)همچنین، در دوره‌های تورمی، ممکن است بانک مرکزی نسبت به انحرافات مثبت تورم واکنش شدیدتری نشان دهد، چرا که اعتبار سیاست‌گذاری‌اش را

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-30]

[DOI: 10.61882/qjerp.33.114.164]

در معرض خطر می‌بیند(Ruge-Murcia, 2003) . در برخی موارد، سیاست‌گذاران ممکن است به دلیل فشارهای سیاسی و تأثیرات اجتماعی، واکنش نامتقارن نشان دهند. برای مثال، دولت‌ها معمولاً از بانک مرکزی انتظار دارند که در دوران رکود، سیاست‌های تسهیلی بیشتری اتخاذ کند تا اشتغال را حفظ کند .(Blinder, 1998) همچنین بانک‌های مرکزی اغلب اطلاعات کاملی در مورد سطح تولید بالقوه ندارند، بنابراین ممکن است در واکنش به شکاف‌های منفی تولید، محتاطانه‌تر عمل کنند .(Meyer et al., 2001; Swanson, 2006)

مدل‌های غیرخطی در سیاست پولی نشان می‌دهند که بانک‌های مرکزی در مواجهه با تغییرات کوچک در متغیرهای اقتصادی محتاطانه عمل می‌کنند، اما در مواجهه با تغییرات بزرگ‌تر، واکنش شدیدتری از خود نشان می‌دهند .(Surico, 2007) این پدیده که به نام قواعد سیاست پولی نامتقارن شناخته می‌شود، نشان می‌دهد که رفتار بانک مرکزی ممکن است به‌صورت غیرخطی و وابسته به شرایط اقتصادی باشد .(Dolado et al., 2005) به‌منظور بررسی رفتار نامتقارن بانک مرکزی و تأثیر نوسانات قیمت دارایی‌ها از روش‌های برآورد غیرخطی استفاده می‌شود.

۳-۱. نوسانات قیمت دارایی‌ها و نقش آن در سیاست پولی

یکی از چالش‌های مهم در سیاست پولی مدرن، بررسی تأثیر نوسانات قیمت دارایی‌ها بر اقتصاد و تصمیمات بانک مرکزی است. قیمت دارایی‌ها، از جمله قیمت سهام، املاک و نرخ ارز، نه تنها وضعیت فعلی اقتصاد را منعکس می‌کنند، بلکه اطلاعات ارزشمندی در مورد انتظارات آینده ارائه می‌دهند (Goodhart & Hofmann, 2002) .

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-30]

[DOI: 10.61882/qjerp.33.114.164]

در ادبیات اقتصادی، دو دیدگاه اصلی در مورد واکنش بانک مرکزی به نوسانات قیمت دارایی‌ها مطرح شده است:

- **دیدگاه سنتی:** بر اساس این دیدگاه، بانک مرکزی باید تنها در صورتی به قیمت دارایی‌ها واکنش نشان دهد که این قیمت‌ها بر تورم یا تولید ناخالص داخلی تأثیر داشته باشند (Bernanke & Gertler, 1999, 2001). این رویکرد تأکید دارد که سیاست‌گذاری فعال در بازار دارایی‌ها ممکن است منجر به نوسانات غیرضروری در اقتصاد شود.
- **دیدگاه جایگزین:** این دیدگاه معتقد است که بانک مرکزی باید نوسانات قیمت دارایی‌ها را در سیاست‌گذاری خود لحاظ کند، چرا که بی‌ثباتی مالی می‌تواند پیامدهای گسترده‌ای برای اقتصاد واقعی داشته باشد (Cecchetti et al., 2000; Borio & Lowe, 2002).

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-30]

[DOI: 10.61882/qjerp.33.114.164]

۲. پیشینه پژوهش

۲-۱. مطالعات خارجی

اندرس هامن[1] (۲۰۰۹) در مقاله خود با عنوان سیاست نامتقارن پولی با توجه به بازارهای دارایی، با استفاده از مدل اسکنبل[2] و روش GMM عنوان می‌کند که فدرال رزرو در زمان ریاست گرین اسپن[3]، با توجه به احتمال وقوع رکود اقدام به کاهش نرخ‌های بهره نمود؛ درحالی‌که در زمانی که بازارهای دارایی در حال صعود و در وضعیت رونق قرار داشتند، اقدام به افزایش نرخ‌های بهره ننموده و دلیل کاهش نرخ بهره آمریکا به سمت صفر در زمان رکود را این عدم تقارن می‌داند.

میشکین[4] (۲۰۱۱) در مقاله خود به بررسی سیاست‌های پولی قبل از بحران مالی ۲۰۰۷ و پس از آن پرداخته است. او بیان می‌کند پیش از بحران مالی ۲۰۰۷-۲۰۰۹، اقتصاددانان و بانک‌های مرکزی به این باور رسیده بودند که یک علم پولی جامع و منسجم وجود دارد که در آن تورم همواره یک پدیده پولی است، هیچ رابطه‌ای در بلندمدت بین بیکاری و تورم وجود ندارد، قاعده تیلور برای حفظ ثبات قیمت ضروری است و تعهد به یک لنگر اسمی (Nominal Anchor) برای موفقیت سیاست پولی حیاتی است. اما پس از بحران سیاست گذاران پولی متوجه شدند باید نظارت بهتری بر نوسانات بازارهای مالی داشته باشند و این بخش را در مدل‌های سیاست پولی بگنجانند و عدم قطعیت، کاهش

1 Hoffmann
2 .Schnabl
3 .Greenspan
4. Mishkin

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-30]
[DOI: 10.61882/qjerp.33.114.164]

سرمایه‌گذاری، افزایش نوسانات مالی باعث ایجاد «حلقه‌های بازخورد منفی» می‌شوند که رکود را تشدید می‌کنند و ثبات قیمت‌ها و تولید، تضمینی برای ثبات مالی نیست.

کاملن[1] (۲۰۱۱) به بررسی این موضوع می‌پردازد که آیا بانک مرکزی کانادا در تصمیمات سیاست پولی خود به نوسانات قیمت دارایی‌ها، به‌ویژه بازار سهام، واکنش نشان می‌دهد یا خیر. برای این منظور، یک مدل ساختاری نیو کینزی که متغیرهای بازار سهام را نیز شامل می‌شود، توسعه داده شده است. با استفاده از روش‌های اقتصادسنجی، مقاله تلاش دارد اثرات مستقیم و غیرمستقیم تغییرات قیمت سهام را بر سیاست‌های نرخ بهره بانک مرکزی شناسایی کند. نتیجه مطالعه نشان می‌دهد علی‌رغم اعلام بانک مرکزی کانادا به عدم تثبیت قیمت دارایی‌ها، این بانک در دوره‌های رونق و رکود بازار سهام تغییراتی را در نرخ بهره اعمال کرده است.

راون[2] (۲۰۱۳) در مقاله خود با عنوان سیاست پولی نامتقارن نسبت به بازار سهام با استفاده از تئوری شتاب‌دهنده مالی برنانکه[3] و با روش تعادل عمومی پویای تصادفی نشان می‌دهد که سیاست نامتقارن نسبت به بازار سهام منجر به چرخه تجاری نامتقارن خواهد شد. رونق‌های تولید پس از شوک‌های انبساطی تمایل به تشدید دارند، درحالی‌که رکودها تضعیف می‌شوند. الگوی مشابهی برای تورم نیز ظاهر می‌شود. او نشان می‌دهد که اگر شتاب‌دهنده مالی یا اثر ثروت سهام به‌صورت غیرخطی در طول چرخه تجاری فرض شود، سیاست پولی نامتقارن می‌تواند نتایج متقارنی را در پاسخ به شوک‌های عرضه به دست آورد، اما تنها به‌صورت جزئی می‌تواند چنین نامتقارنی‌هایی را پس از شوک‌های تقاضا

1. Komlan
2. Ravn
3. Bernanke

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-30]

[DOI: 10.61882/qjerp.33.114.164]

کاهش دهد. اندازه واکنش سیاست نامتقارن یافت شده نسبتاً کوچک است و تحلیل او نشان می‌دهد که تأثیر کمّی آن بر اقتصاد کلان محدود است.

بلات[1] و هوبرت و لابوندس (۲۰۱۸) در مطالعه خود با موضوع سیاست پولی و حباب‌های قیمت دارایی، پویایی‌های خطی و غیرخطی سیاست پولی بر حباب دارایی‌ها را مورد بررسی قرار می‌دهند. آنها دریافتند که سیاست پولی نامتقارن است؛ بنابراین پاسخ به شوک‌های مثبت و منفی باید متفاوت باشد. بر خلاف توصیه‌هایی که در سیاست‌های پولی تحت عنوان "تکیه بر باد"[2] مطرح شده، سیاست انقباضی قادر به کاهش حباب دارایی نمی‌باشد درحالی‌که سیاست‌های انبساطی قادرند آن‌ها را متورم سازند.

قرشی[3] و همکاران (۲۰۲۴) در مطالعه خود نشان می‌دهد که سیاست‌های پولی انقباضی اثر منفی و معناداری بر قیمت دارایی‌ها دارد و افزایش نرخ‌های بهره باعث کاهش قیمت سهام و مسکن در کوتاه‌مدت می‌شود درحالی که سیاست‌های پولی انبساطی تأثیری معناداری بر قیمت دارایی‌ها در کوتاه‌مدت ندارد اما در بلند مدت باعث افزایش قیمت سهام می‌شود. او توصیه می‌کند بانک مرکزی باید به تأثیرات نامتقارن سیاست پولی بر نوسانات بازار دارایی توجه بیشتری داشته باشد.

۲-۲. مطالعات داخلی

در خصوص ترجیحات نامتقارن بانک مرکزی و آثار نامتقارن سیاست‌های پولی در داخل مطالعات مختلفی انجام شده، اما در خصوص واکنش بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران

1. Blot et al.
2. Leaning Against the Wind
3. Qureshi

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-30]

[DOI: 10.61882/qjerp.33.114.164]

نسبت به نوسانات قیمت دارایی مطالعه مستقیمی صورت نگرفته و عمده پژوهش‌های صورت‌گرفته در ارتباط با آثار سیاست‌ها پولی بر نوسان قیمت دارایی‌ها است.

فرزین وش و همکاران (۱۳۹۱) نشان می‌دهند که اثربخشی سیاست‌های پولی بر تولید ناخالص داخلی در وضعیت‌های بالا و پایین رشد درآمد حاصل از نفت متفاوت بوده است. طی دوره مورد پژوهش با اعمال سیاست پولی انبساطی تولید در وضعیت پایین رشد درآمد حاصل از نفت بیش از وضعیت بالای رشد درآمد حاصل نفت افزایش یافته است.

غلامی و همکاران (۱۳۹۲) در مطالعه خود به این نتیجه می‌رسند که اثر سیاست پولی بر تولید ناخالص داخلی نامتقارن بوده است.

اسلاملوییان و همکاران (۱۳۹۳) به بررسی رفتار تورم و بیکاری در ایران با استفاده از نظریه بازی‌ها پرداخته‌اند. در این تحقیق، مدل‌های بارو-گوردون و کوکرمن-گیرلاچ برای پیش‌بینی رفتار سیاست‌های پولی و اثرات آن بر تورم و بیکاری در ایران مورد استفاده قرارگرفته‌اند. نتایج مطالعه نشان می‌دهد که بانک مرکزی ایران نسبت به انحراف مثبت بیکاری از نرخ هدف، حساسیت بیشتری نسبت به انحراف منفی دارد.

کمیجانی و همکاران (۱۳۹۴) در مقاله‌ای عکس العمل سیاست پولی با اثرات آستانه‌ای را برای بانک مرکزی ایران بررسی می‌کنند. در این مطالعه، ارزش‌های آستانه‌ای را برای تخمین تابع عکس‌العمل سیاستی غیرمتقارن به وسیله روش GMM به کار بردند و نشان دادند که عدم تقارن مربوط به شکاف تولید از نظر آماری کاملاً معنادار بوده و بانک مرکزی به انحرافات منفی تولید از هدف نسبت به انحرافات مثبت اهمیت بیشتری می‌دهد. همچنین، نتایج به دست آمده حاکی از آن است که تنها هنگامی که نرخ تورم بالاتر از حد آستانه قرار گیرد، بانک مرکزی عکس العمل نشان می‌دهد. این واقعیت بیانگر

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-30]

[DOI: 10.61882/qjerp.33.114.164]

توجه بیشتر مقامات پولی به بهبود در وضعیت تولید و اشتغال بوده و کنترل تورم در اولویت سیاست‌های بانک مرکزی در طی دورهٔ مورد بررسی قرار ندارد.

جعفری صمیمی (۱۳۹۶) با استفاده از روش خودرگرسیون برداری آستانه‌ای به بررسی اثرات نامتقارن سیاست‌های پولی و اعتبارات بانکی به بررسی اثرات نامتقارن سیاست‌های پولی و اعتبارات بانکی در دوران رونق و رکود در ایران با استفاده از داده‌های فصلی دوره زمانی ۱۳۷۶:۱ -۱۳۹۲:۴ پرداخته است. یافته‌های این پژوهش نشان می‌دهد که اثر سیاست پولی و اعتبارات بانکی بر روی تولید در رژیم‌های بالا و پایین از لحاظ شدت و جهت اثرگذاری متفاوت می‌باشد. به عبارت دیگر، اثر سیاستهای پولی و اعتبارات بانکی بر اقتصاد ایران نامتقارن می‌باشد.

افشاری و همکاران (۱۳۹۷) با روش DSGE اثر نوسانات بازار سهام بر متغیرهای کلان اقتصادی را مورد بررسی قرار داده است. رای این منظور، یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE) از نوع نیوکنزی طراحی شده و پس از برآورد پارامترهای مدل با استفاده از رویکرد بیزین و داده‌های فصلی دوره ۱۳۷۱-۱۳۹۷، توابع واکنش آنی متغیرها نسبت به شوک‌های مختلف بررسی شده است. نتایج پژوهش نشان می‌دهد اثر بازار سهام بر تولید و تورم ناچیز بوده و بانک مرکزی برای بهینه سازی سیاست پولی می‌بایست نسبت به نوسانات شاخص بازار سرمایه از طریق حجم پول واکنش نشان ندهد.

رحمانی و همکاران (۱۳۹۸) در مطالعه خود به بررسی واکنش سیاست پولی نسبت به قیمت دارایی‌ها با استفاده از روش رگرسیون کوانتایل با استفاده از داده‌های ۲۷ کشور پرداخته‌اند. آنها در مطالعه خود به دنبال پاسخ این سؤال هستند که آیا واکنش بانک‌های مرکزی به قیمت دارایی‌ها می‌تواند ثبات بیشتری در اقتصاد کلان ایجاد کند یا خیر. آنها به

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-30]

[DOI: 10.61882/qjerp.33.114.164]

این نتیجه می‌رسند که واکنش بانک‌های مرکزی به تغییرات قیمت دارایی‌ها به‌ویژه در چندک‌های پایین شدت بیشتری دارد و افزایش نرخ بهره توسط بانک‌های مرکزی در واکنش به افزایش قیمت دارایی‌ها به کنترل تورم و کاهش نوسانات کمک خواهد کرد.

وجه تمایز این مطالعه با تحقیقات پیشین، در ساختار مدل پیشنهادی در این مطالعه برای اقتصاد ایران است. در مطالعات قبلی، مدل‌های صرفاً گذشته‌نگر برای تقاضا و عرضه کل استفاده شده که تأثیری از قیمت سهام در آن‌ها لحاظ نشده است. اما در مدل معرفی شده در این مقاله، سه معادله اصلی وجود دارد: تقاضای کل، عرضه کل و یک معادله پویای مرتبط با قیمت دارایی‌ها؛ لذا در این مطالعه، واکنش بانک مرکزی نسبت به نوسانات شاخص قیمت سهام در کنار سایر متغیرهای مؤثر بر تابع زیان بانک مرکزی مورد آزمون قرار می‌گیرد.

۳. معرفی و برآورد مدل

سونسون (۱۹۹۹) نشان می‌دهد که در یک اقتصاد دو معادله‌ای گذشته نگر، قاعده سنتی تیلور یک تابع واکنش بهینه برای یک بانک مرکزی است. در این چارچوب، ضرایب قاعده تیلور تلفیقی از ترجیحات سیاست‌گذار و پارامترهای توابع تقاضای کل و عرضه کل هستند. در این مطالعه، ما سعی می‌کنیم این مدل را با گنجاندن دو معادله برای تعیین ساختار اقتصادی و قیمت دارایی‌ها گسترش دهیم و نشان دهیم که سیاست‌گذاران همچنین به نوسانات قیمت دارایی‌ها واکنش نشان می‌دهند؛ بنابراین، ما از یک چارچوب توسعه‌یافته توسط بال (۱۹۹۷) و سونسون (۱۹۹۷، ۱۹۹۹) استفاده می‌کنیم که توسط کنتونیکاس[1] و

1. Kontonikas et al

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-30]

[DOI: 10.61882/qjerp.33.114.164]

مونتاگنولی (۲۰۰۵) و نستیکو[1] (۲۰۰۶) اعمال شده است. معادلات ساختاری به شکل زیر تعریف شده‌اند:

$$\pi_{t+1} = \phi x_t + \theta \pi_t + \varepsilon_{t+1} \quad (1)$$

$$x_{t+1} = \eta_1 x_t - \eta_2 (i_t - E_t \pi_{t+1}) + \eta_3 s_{t+1} + \mu_{t+1} \quad (2)$$

$$s_{t+1} = \gamma_1 \epsilon_{t+1} + \gamma_2 s_t - \gamma_3 (i_t - E_t \pi_{t+1}) + \vartheta_{t+1} \quad (3)$$

که در آن x شکاف تولید، i ابزار سیاست پولی (نرخ بهره اسمی کوتاه‌مدت)، π نرخ تورم، s شاخص قیمت بازار سهام (قیمت دارایی) است. متغیر شاخص قیمت بازار سهام برای گنجاندن تأثیرات قیمت دارایی بر تقاضای کل به کار گرفته شده است. ε_{t+1} شوک تقاضای کل است؛ μ_{t+1} شوک عرضه است که می‌توان به‌عنوان تغییر درجه جایگزینی بین نهاده‌ها در تولید کالاهای نهایی، یا شوک فشار هزینه‌ای برون زا تفسیر کرد و ϑ_{t+1} شوک‌های تصادفی برون زا به قیمت دارایی را نشان می‌دهد.این شوک می‌تواند به‌عنوان تغییری در ارزش تعادلی واقعی قیمت سهام تفسیر شود. تمامی متغیرها در مقیاس لگاریتمی و تفاضل مرتبه اول هستند. پارامترهای ساختاری را می‌توان به‌عنوان کشش‌های جزئی تفسیر کرد. معادله (۱) نشاندهنده پویایی‌های تورم است که تورم را به شکاف تولید و شوک تورم به‌صورت مثبت مرتبط می‌کند. هر چه θ بزرگتر باشد، قیمت‌ها سریع‌تر به انحرافات تولید از سطح بالقوه خود واکنش نشان می‌دهند. وقفه متغیر (π) نشان‌دهنده وجود

1 NisticÚ

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-30]

[DOI: 10.61882/qjerp.33.114.164]

شرکت‌هایی است که برای تعیین قیمت‌های خود از رویکرد قاعده سرانگشتی استفاده می‌کنند. این رفتار همچنین با شواهد تجربی همخوانی دارد که نشان می‌دهد تورم در کشورهای صنعتی به قدری پایدار است که ممکن است شامل یک ریشه واحد باشد (گریر و پری[1]، ۱۹۹۸).

پارامتر (ϕ) یک ضریب ثابت مثبت است که حساسیت تورم را نسبت مازاد تقاضا اندازه گیری می‌کند. معادله (۲) با مشخصات ارائه‌شده توسط والش[2] (۱۹۹۸)، بال (۱۹۹۹) و سونسون (۱۹۹۷) همخوانی دارد، با یک تفاوت مهم که در اینجا معادله تقاضای کل تأخیر انتقال سیاست پولی را در نظر می‌گیرد. این معادله نشان می‌دهد که شکاف تولید به طور معکوس با نرخ بهره حقیقی و به طور مثبت با قیمت دارایی‌ها مرتبط است. پارامترهای η فرض می‌شود که مثبت و بین صفر و یک هستند. دلیل در نظر گرفتن تأخیر در شکاف تولید، در نظر گرفتن تداوم عادت‌ها در مصرف، اثرات ثروت، و تأثیرات ترازنامه‌ای سرمایه‌گذاری است. برای مثال، کاهش مداوم در سطح قیمت سهام می‌تواند سطح استرس مالی خانوارها را افزایش دهد و منجر به کاهش مخارج مصرفی شود. کانال ترازنامه نشان‌دهنده رابطه مثبت بین توانایی شرکت‌ها در گرفتن وام و ارزش خالص دارایی‌های آن‌ها است که این ارزش به قیمت دارایی‌ها وابسته است. شواهد تجربی گسترده‌ای وجود دارد که نشان می‌دهد تغییرات قیمت دارایی‌ها با تقاضای کل در اکثر اقتصادهای بزرگ رابطه قوی دارد.

---

1. Grier and Perry
2 .Walsh

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-30]

[DOI: 10.61882/qjerp.33.114.164]

در مدل یاد شده، فرض شده بانک مرکزی اثر ثروت بر تقاضای کل را در نظر می‌گیرد، یعنی از اثر s_{t+1} بر x_{t+1} و بزرگی آن کاملاً آگاه است. علاوه بر این، پارامتر η_3 در معادله تقاضای کل از اهمیت بالایی برخوردار است زیرا بزرگی اثرات نوسانات قیمت دارایی بر تولید را نشان می‌دهد. اگر هیچ اثر ثروت یا ترازنامه‌ای وجود نداشته باشد $\eta_3 = 0$ خواهد بود و معادله (۲) شبیه یک منحنی IS سنتی پویا خواهد شد.

معادله (۳) بر اساس مدل استاندارد سود تقسیمی در قیمت‌گذاری دارایی‌ها است. انحرافات قیمت دارایی‌ها تابعی از سود تقسیمی دوره بعد (که فرض می‌شود به شوک‌های بهره‌وری وابسته باشد) و نرخ بهره حقیقی است. ما همچنین یک عبارت گذشته نگر را در معادله اضافه می‌کنیم. همان‌طور که مشاهده می‌شود، نرخ بهره حقیقی با یک دوره تأخیر بر تولید و در نتیجه با دو دوره تأخیر بر تورم تأثیر می‌گذارد. از سوی دیگر، افزایش قیمت دارایی‌ها به‌واسطه اثرات ثروت بر مصرف، شکاف تولید را گسترش می‌دهد و فشارهای تورمی را بالا می‌برد، به‌طوری که اثر آن با یک دوره تأخیر بر تورم نمایان می‌شود. . قیمت دارایی‌ها مستقیماً تورم را تحت تأثیر قرار نمی‌دهند، اما به‌عنوان پیش‌بینی‌کننده تورم عمل می‌کنند. انتظارات تورمی در سال t، مطابق معادله (۱)، مشخص می‌شود.[۱]

$$\pi_{t+1} = \phi x_t + \pi_t \qquad (۴)$$

---

۱. ما در نظر می‌گیریم که ضریب πt برابر با یک است، که نشان می‌دهد تورم دوره قبل برای شکل‌گیری تورم فعلی بسیار مهم است. بر اساس مطالعات پیرزمن و اسمیتس (۱۹۹۸)، این ضریب برای پنج کشور اروپایی برابر با ۰/۹۲ است. همچنین، رودباش و سونسون (۱۹۹۹)، در برآوردهای بخش قبلی، محدودیتی را اعمال می‌کنند که مجموع ضرایب وقف تورم برابر با یک باشد.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-30]

[DOI: 10.61882/qjerp.33.114.164]

با استفاده از معادله‌های (۱) و (۴) و درصورتی‌که $\sigma = \eta(1+\phi)$ فرم خلاصه شده معادله تقاضای کل به‌صورت زیر خواهد بود:

$$x_{t+1} = \sigma x_t - \eta_2(i_t - \pi_t) + \eta_3 s_{t+1} + \mu_{t+1} \quad (۵)$$

$$s_{t+1} = \gamma_2 s_t - \gamma_3(i_t - \pi_t) + \delta x_t + \xi_{t+1} \quad (۶)$$

درصورتی‌که $\tau = \phi\gamma_3$ و $\xi_{t+1} = \gamma_1\epsilon_{t+1} + \vartheta_{t+1}$

به طور خلاصه، ساختار اقتصاد به‌صورت زیر ارائه می‌شود:

$$\begin{cases} \pi_{t+1} = \phi x_t + \pi_t + \epsilon_{t+1} \\ x_{t+1} = \sigma x_t - \eta_2(i_t - \pi_t) + \eta_3 s_{t+1} + \mu_{t+1} \\ s_{t+1} = \gamma_2 s_t - \gamma_3(i_t - \pi_t) + \tau x_t + \xi_{t+1} \end{cases} \quad (۷)$$

در نهایت، انحرافات قیمت دارایی به شوک‌های هم‌زمان تورم، شکاف تولید و نرخ بهره حقیقی وابسته است؛ زیرا انتظار می‌رود فعالان بازار دارایی هنگام تعیین قیمت مناسب دارایی‌ها، به تمامی اطلاعات موجود و مرتبط توجه کنند. در کاربردهای تجربی، معمولاً از وقفه‌های بیشتری برای تولید و قیمت دارایی‌ها (در مورد منحنی IS) و تولید و تورم (برای منحنی فیلیپس) استفاده می‌شود تا برازش تجربی بهبود یابد. افزودن این وقفه‌ها همچنین منجر به تعدیل پایدارتر و در نتیجه واقع‌گرایانه‌تر نسبت به شوک‌ها خواهد شد. در مطالعات تجربی و تحلیل سیاست پولی، گاهی مفاهیم تورم تعادلی و/یا تورم هسته‌ای به معادله(۱) اضافه می‌شوند تا نوسانات کوتاه‌مدت تورم از تورم بلندمدت تعادلی متمایز

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-30]

[DOI: 10.61882/qjerp.33.114.164]

شوند. در این مطالعه، این مسئله بررسی نشده است و تورم (همانند سایر متغیرها) بر اساس انحرافات از حالت پایدار تعریف شده است (وگا و وین[1]، ۲۰۰۳).

در چارچوب فعلی تحلیل سیاست پولی، یکی از نقاط ضعف احتمالی معادلات (۱) و (۲) مربوط به کاربرد آن‌ها در اقتصادهای باز است. در این اقتصادها، تجارت بین‌المللی بخش مهمی از فعالیت اقتصادی را تشکیل می‌دهد و بنابراین نرخ ارز باید به‌عنوان یک عامل مهم در توابع سیاستی اقتصادهای باز در نظر گرفته شود. با این حال، با استفاده از نسخه‌های اصلاح‌شده معادلات (۱) و (۲)، بال (۱۹۹۹) تغییرات مهمی در نوسانات نرخ بهره برای اقتصادهای باز و بسته پیدا نمی‌کند. از سوی دیگر، با اتخاذ دیدگاه آینده‌نگر، سونسون (۲۰۰۰) مزایای متنوعی را از منظر گنجاندن نرخ ارز در قاعده پولی در مقایسه با قاعده اولیه تیلور ارائه می‌کند. به‌طور مشابه، تیلور (۲۰۰۱) شواهد ضعیفی برای کانال نرخ ارز پیدا می‌کند. کلاریدا و همکاران (۱۹۹۸، ۲۰۰۰) تلاش می‌کنند قواعدی از نوع تیلور را برای اقتصادهای کوچک با استفاده از متغیرهای خارجی بازنویسی کنند. برای موارد ژاپن و آلمان، آن‌ها از نرخ بهره آمریکا و نرخ‌های ارز در قاعده نرخ بهره استفاده می‌کنند. نتایج نشان می‌دهد که ضرایب ممکن است کوچک و معنادار باشند، اما در برخی موارد، مانند آلمان، ضریب تورم منفی است. تیلور (۲۰۰۱) پیشنهاد می‌کند که گنجاندن نرخ ارز برای قاعده سیاست پولی ضروری نیست. همان‌طور که رودریگز (۲۰۰۸) عنوان کرده، ما نقش نرخ ارز را به طور صریح در بخش تجربی منحنی فیلیپس در نظر می‌گیریم.

1. Vega et al

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-30]

[DOI: 10.61882/qjerp.33.114.164]

۴. مشخصات تابع زیان نامتقارن

اثرات نامتقارن سیاست پولی موضوع مهمی برای تحقیقات سیاست‌گذاری کلان اقتصادی بوده است و از دیدگاه‌های نظری و تجربی مورد مطالعه قرار گرفته است. معمولاً عدم تقارن‌های مورد بحث مربوط به فاز چرخه اقتصادی یا جهت سیاست است برخی از مطالعات اخیر به امکان این موضوع پرداخته‌اند که تابع زیان سیاست‌گذاران پولی ممکن است خطی نباشد و در نتیجه، قواعد تیلور استخراج‌شده از این توابع لزوماً خطی نخواهند بود. در واقع، با وجود سادگی تحلیل تابع زیان درجه دوم که به شکاف‌های مثبت و منفی تولید به یک اندازه وزن می‌دهد، تابع مذکور با واقعیات اقتصادی همخوانی ندارد. به‌وضوح، سیاست‌گذاران به شکاف‌های منفی تولید حساس هستند، اما مشخص نیست که آیا آن‌ها، با در نظر گرفتن تورم، به همان اندازه به شکاف‌های مثبت تولید حساسیت نشان می‌دهند یا خیر. حتی ممکن است، با توجه به تورم، سیاست‌گذاران نسبت به مقادیر مختلف شکاف‌های مثبت تولید بی‌تفاوت باشند. کوکِرمن[1] (۲۰۰۰، ۲۰۰۲) نشان می‌دهد که در چنین شرایطی و در حضور عدم قطعیت و انتظارات عقلانی، حتی اگر هدف تولید بانک مرکزی برابر با سطح بالقوه باشد، یک تورش تورمی[2] وجود خواهد داشت.

با توجه به مفروضات استاندارد در ادبیات تجربی سیاست پولی، ترجیحات سیاست‌گذار به‌صورت یک تابع زیان بین دوره‌ای مدل‌سازی می‌شود. در هر دوره، تابع زیان به تورم و شکاف تولید نسبت به مقادیر هدف آن‌ها، همچنین نسبت به نرخ بهره و سایر متغیرهای احتمالی (مانند قیمت دارایی‌ها) وابسته است. مقادیر آتی با نرخ δ تنزیل

1. Cukierman
2. inflation bias

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-30]

[DOI: 10.61882/qjerp.33.114.164]

می‌شوند و ضرایب α ، βو γ مثبت فرض می‌شوند. فرض می‌کنیم که سیاست پولی توسط یک بانک مرکزی اجرا می‌شود که با انتخاب یک توالی از نرخ‌های بهره اسمی کوتاه‌مدت، سعی در کمینه‌سازی ارزش تنزیل شده تابع زیان خود دارد .

به‌جای فرم درجه دو مانند آنچه معمولاً در ادبیات پولی وجود دارد (نگاه کنید به سونسون، ۱۹۹۷؛ فاورو و روولی، ۲۰۰۳ و رودریگز[1]، ۲۰۰۸)، در این مطالعه از یک مدل کلی‌تر (تابع زیان غیرخطی یا نامتقارن) برای اهداف مقامات پولی استفاده می‌کنیم.

$$oss = E_t \sum_{\zeta=0}^{\infty} \beta^{\zeta} \backslash Big \left[\left(\pi_{t+\zeta} - \pi^*\right)^2 + \lambda x_{t+\zeta}^2 + \mu \left(i_{t+\zeta} - i_{t+\zeta-1}\right)^2 + \delta s_{t+\zeta}^2 \right] \quad (۸)$$

یک روش ساده برای شبیه‌سازی غیرخطی‌ها یا عدم تقارن‌ها در رفتار سیاست‌گذاری، برآورد مدل‌های آستانه‌ای است که در آن تابع واکنش سیاست‌گذاری زمانی که یک متغیر خاص از یک یا چند آستانه عبور می‌کند، وارد یک رژیم جدید می‌شود. عدم تقارن‌ها یا غیرخطی‌ها در ترجیحات سیاست‌گذاران به این معنی است که وزن‌های ساختاری بستگی به وضعیت خاص اقتصاد دارند. در واقع، انواع غیرخطی‌ها یا ترجیحات نامتقارن که در ادبیات مطرح شده‌اند، می‌توانند به‌صورت زیر بیان شوند: این موارد شامل تقاضای احتیاطی کوکِرمن (۲۰۰۰) برای دوره‌های رونق (که در آن متغیر آستانه شکاف تولید است)، یا تقاضای احتیاطی گودهارت[2] (۱۹۹۹) برای ثبات قیمت‌ها (که در آن متغیر آستانه نرخ تورم است) و عدم تقارن قیمت دارایی‌ها (که در آن متغیر آستانه قیمت دارایی‌ها است) است.

1. Rodriguez
2. Goodhart

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-30]

[DOI: 10.61882/qjerp.33.114.164]

$$\text{Min Loss} = E_t \sum_{\zeta=0}^{\infty} \beta^{\zeta} \begin{Bmatrix} \left[(\pi_{t+\zeta}-\pi^*)^2+\lambda_1 x_{t+\zeta}^2+\mu_1(i_{t+\zeta}-i_{t+\zeta-1})^2+\delta_1 s_{t+\zeta}^2\right] I(q_t \le \gamma) \\ +\left[(\pi_{t+\zeta}-\pi^*)^2+\lambda_2 x_{t+\zeta}^2+\mu_2(i_{t+\zeta}-i_{t+\zeta-1})^2+\delta_2 s_{t+\zeta}^2\right] I(q_t > \gamma) \end{Bmatrix} \quad (۹)$$

در این تابع ۰ < β <۱، ۰ ≤ λ_j و μ_j ، δ_j؛ ۲و۱ =j و E_t انتظارات با توجه به اطلاعات در دسترس در زمان t می‌باشد. π_j^* نرخ تورم هدف در هر رژیم می‌باشد. با این تابع هدف، فرض می‌شود که بانک مرکزی تورم سالانه را در حدود π_j^* ت ثبیت می‌کند، درحالی‌که شکاف تولید را حفظ کرده و تغییرات کوچکی در نرخ بهره اسمی ایجاد می‌کند. λ_j ، μ_j و δ_j پارامترهای ترجیحات سیاست‌گذاری است که نشان‌دهنده اهمیت نسبی است که سیاست‌گذاران به تثبیت شکاف تولید، تثبیت قیمت دارایی‌ها و هموارسازی نرخ بهره در مقایسه با تثبیت تورم می‌دهند. (I_0) توابع شاخص هستند که در صورت صحت شرط در پرانتز، مقدار یک و در غیر این صورت مقدار صفر را می‌گیرند. q_t متغیر آستانه و γ مقدار آستانه‌ای است که برآورد می‌شود. در این تحقیق شکاف تولید x_t و تورم π_t را به‌عنوان متغیر آستانه‌ای در نظر می‌گیریم. همچنین دو رژیم ممکن برای رفتار بانک مرکزی مطرح می‌کنیم، که بسته به این که q_t پایین (رژیم اول) یا بالای (رژیم دوم) مقدار آستانه قرار داشته باشد، متفاوت است. سپس، اگر فرض کنیم ۰ =γ و شکاف تولید به‌عنوان متغیر آستانه باشد، بانک مرکزی ممکن است بزرگی (و سرعت) واکنش خود را به شکاف تولید و/یا انحرافات تورم در دوران رکود نسبت به دوران رونق تغییر دهد. به طور مشابه، با انحراف تورم به‌عنوان متغیر آستانه، بانک مرکزی ممکن است به شکاف تولید و انحرافات تورم درصورتی‌که دوره‌های تورم بالا یا پایین رخ دهد، به‌صورت متفاوتی واکنش نشان

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-30]
[DOI: 10.61882/qjerp.33.114.164]

دهد. به طور تجربی، ممکن است در هر دو حالت $\lambda_1 \neq \lambda_2$ ، $\mu_1 \neq \mu_2$ ، $\delta_1 \neq \delta_2$ و $\pi_1^* \neq \pi_2^*$ برآورد شود.

۵. فرایند سیاست‌گذاری و قاعده سیاستی

یکی از جنبه‌های کلیدی سیاست‌گذاری پولی این است که نرخ بهره باید پیش از آنکه مقامات پولی به‌طور قطع از تحقق شوک‌های اقتصادی آگاه شوند، تعیین شود. این واقعیت در اینجا با فرض اینکه تحقق شوک‌ها در زمان انتخاب نرخ بهره اسمی توسط سیاست‌گذاران ناشناخته است، مورد توجه قرار گرفته است. قاعده سیاست‌گذاری را می‌توان با کمینه‌سازی مقدار انتظاری تابع زیان (معادله ۱:۹) و با توجه به رفتار اقتصاد طبق معادلات (۱:۷) به دست آورد. مسئله بانک مرکزی انتخاب نرخ بهره جاری و همچنین توالی نرخ‌های بهره آتی است. در نتیجه، مسئله بهینه‌سازی بین دوره‌ای به شرح زیر خلاصه می‌شود:

$$\text{Min Loss} = E_t \sum_{\zeta=0}^{\infty} \beta^{\zeta} \begin{Bmatrix} \left[\left(\pi_{t+\zeta}-\pi^*\right)^2+\lambda_1 x_{t+\zeta}^2+\mu_1\left(i_{t+\zeta}-i_{t+\zeta-1}\right)^2+\delta_1 s_{t+\zeta}^2\right] I(q_t \leq \gamma) \\ +\left[\left(\pi_{t+\zeta}-\pi^*\right)^2+\lambda_2 x_{t+\zeta}^2+\mu_2\left(i_{t+\zeta}-i_{t+\zeta-1}\right)^2+\delta_2 s_{t+\zeta}^2\right] I(q_t > \gamma) \end{Bmatrix} \qquad (۱۰)$$

$$\text{با توجه به قیود} \begin{cases} \pi_{t+1} = \phi x_t + \pi_t + \epsilon_{t+1} \\ x_{t+1} = \sigma x_t - \eta_2(i_t - \pi_t) + \eta_3 s_{t+1} + \mu_{t+1} \\ s_{t+1} = \gamma_2 s_t - \gamma_3(i_t - \pi_t) + \tau x_t + \xi_{t+1} \end{cases}$$

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-30]

[DOI: 10.61882/qjerp.33.114.164]

بعد از یافتن شرایط مرتبه اول و پس از انجام برخی محاسبات، می‌توان قاعده‌ای برای سیاست پولی پیدا کرد. پارامترهای این قاعده پولی ترکیبی از ضرایب مرتبط با قیودی هستند که تابع زیان تحت آن‌ها بهینه‌سازی بین دوره‌ای شده است؛ به این معنی که آن‌ها ترکیبی از پارامترهای مرتبط با ترجیحات بانک مرکزی (λ_2 و λ_1 و μ_2 و μ_1 و π_2^* و π_1^* و δ_2 و δ_1) و ساختار اقتصاد (τ, ϕ و θ و η_2, η_3, γ_2, γ_3 هستند.

با اتخاذ روش کنترل بهینه برای حل این مسئله (چیانگ[1]، ۱۹۹۲)، شرایط مرتبه اول برای حداقل‌سازی تابع زیان را محاسبه می‌کنیم که منجر به معادله اولر زیر می‌شود:

$$
\begin{aligned}
0 = &\left[\mathbb{E}_t \sum_{\zeta=0}^{\infty} \beta^{\zeta} \left((\pi_{t+\zeta} - \pi^*) \frac{\partial \pi_{t+\zeta}}{\partial i_t}\right) + \mathbb{E}_t \sum_{\zeta=0}^{\infty} \beta^{\zeta} \lambda_1 \left(x_{t+\zeta} \frac{\partial x_{t+\zeta}}{\partial i_t}\right)\right. \\
&\left. + \mathbb{E}_t \sum_{\zeta=0}^{\infty} \beta^{\zeta} \delta_1 \left(s_{t+\zeta} \frac{\partial s_{t+\zeta}}{\partial i_t}\right) + [\mu_1 (i_t - i_{t-1}) - \mu_1 \beta \mathbb{E}_t (i_{t+1} - i_t)]\right] I(q_t \leq \gamma) \\
&+ \left[\mathbb{E}_t \sum_{\zeta=0}^{\infty} \beta^{\zeta} \left((\pi_{t+\zeta} - \pi^*) \frac{\partial \pi_{t+\zeta}}{\partial i_t}\right) + \mathbb{E}_t \sum_{\zeta=0}^{\infty} \beta^{\zeta} \lambda_2 \left(x_{t+\zeta} \frac{\partial x_{t+\zeta}}{\partial i_t}\right)\right. \\
&\left. + \mathbb{E}_t \sum_{\zeta=0}^{\infty} \beta^{\zeta} \delta_2 \left(s_{t+\zeta} \frac{\partial s_{t+\zeta}}{\partial i_t}\right) + [\mu_2 (i_t - i_{t-1}) - \mu_2 \beta \mathbb{E}_t (i_{t+1} - i_t)]\right] I(q_t > \gamma)
\end{aligned}
\tag{۱۱}
$$

با توجه به پایداری موجود در معادلات ساختاری اقتصاد، معادله اولر افق بی‌نهایتی دارد و بنابراین نمی‌توان مستقیماً از آن در تحلیل‌های تجربی استفاده کرد. برای برآورد این معادله، لازم است چندجمله‌ای‌های پیش‌بینی آن را در یک افق زمانی معقول کوتاه کنیم. همان‌طور که فاورو و رووِلی (۲۰۰۳) مطرح کرده‌اند، ما افق پیش‌بینی را به ۴ فصل محدود می‌کنیم.

1. Chiang

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-30]

[DOI: 10.61882/qjerp.33.114.164]

هنگامی که معادله اولر به ۴ فصل محدود می‌شود، مشتقات جزئی آن را می‌توان به‌صورت توابعی از پارامترهای تقاضای کل و عرضه کل بیان کرد. این کار باعث می‌شود محدودیت‌های بین‌معادلاتی در معادله اولر لحاظ شود و اطمینان حاصل گردد که تابع زیان با در نظر گرفتن محدودیت‌های ساختار اقتصادی به درستی بهینه شده است.

$$
\begin{aligned}
0 = &\left[\mathbb{E}_t\sum_{\zeta=0}^{4}\beta^{\zeta}\left((\pi_{t+\zeta}-\pi^{*})\frac{\partial\pi_{t+\zeta}}{\partial i_t}\right)+\mathbb{E}_t\sum_{\zeta=0}^{4}\beta^{\zeta}\lambda_1\left(x_{t+\zeta}\frac{\partial x_{t+\zeta}}{\partial i_t}\right)\right.\\
&\left.+\mathbb{E}_t\sum_{\zeta=0}^{4}\beta^{\zeta}\delta_1\left(s_{t+\zeta}\frac{\partial s_{t+\zeta}}{\partial i_t}\right)+\left[\mu_1(i_t-i_{t-1})-\mu_1\beta\mathbb{E}_t(i_{t+1}-i_t)\right]\right]\mathbb{I}(q_t\le\gamma)\\
&+\left[\mathbb{E}_t\sum_{\zeta=0}^{4}\beta^{\zeta}\left((\pi_{t+\zeta}-\pi^{*})\frac{\partial\pi_{t+\zeta}}{\partial i_t}\right)+\mathbb{E}_t\sum_{\zeta=0}^{4}\beta^{\zeta}\lambda_2\left(x_{t+\zeta}\frac{\partial x_{t+\zeta}}{\partial i_t}\right)\right.\\
&\left.+\mathbb{E}_t\sum_{\zeta=0}^{4}\beta^{\zeta}\delta_2\left(s_{t+\zeta}\frac{\partial s_{t+\zeta}}{\partial i_t}\right)+\left[\mu_2(i_t-i_{t-1})-\mu_2\beta\mathbb{E}_t(i_{t+1}-i_t)\right]\right]\mathbb{I}(q_t>\gamma).
\end{aligned}
\tag{۱۲}
$$

با بسط مشتقات جزئی، معادله (۱۲) به شکل زیر خواهد بود:

$$
\begin{aligned}
0 = &\left[\begin{array}{c}
\beta E_t(\pi_{t+2}-\pi_1^{*})\left[\frac{\partial\pi_{t+2}}{\partial s_{t+2}}\times\frac{\partial s_{t+2}}{\partial i_t}\right]+\beta^2E_t(\pi_{t+3}-\pi_1^{*})\left[\frac{\partial\pi_{t+3}}{\partial x_{t+2}}\times\frac{\partial x_{t+2}}{\partial i_t}\right]\\
+\beta^3E_t(\pi_{t+4}-\pi_1^{*})\left[\frac{\partial\pi_{t+4}}{\partial x_{t+3}}\left(\frac{\partial x_{t+3}}{\partial i_t}+\frac{\partial x_{t+3}}{\partial x_{t+2}}\times\frac{\partial x_{t+2}}{\partial i_t}\right)+\frac{\partial\pi_{t+4}}{\partial x_{t+3}}\left(\frac{\partial x_{t+3}}{\partial x_{t+2}}\times\frac{\partial x_{t+2}}{\partial i_t}\right)\right]\\
+\lambda_1\beta E_t(x_{t+2})\left[\frac{\partial x_{t+2}}{\partial i_t}+\frac{\partial x_{t+2}}{\partial s_{t+2}}\times\frac{\partial s_{t+2}}{\partial i_t}\right]+\lambda_1\beta^2E_t(x_{t+3})\\
\left[\frac{\partial x_{t+3}}{\partial i_t}+\frac{\partial x_{t+3}}{\partial x_{t+2}}\times\frac{\partial x_{t+2}}{\partial i_t}+\frac{\partial x_{t+3}}{\partial s_{t+2}}\times\frac{\partial s_{t+2}}{\partial i_t}\right]+\lambda_1\beta^3E_t(x_{t+4})\\
\left[\frac{\partial x_{t+4}}{\partial x_{t+3}}\left(\frac{\partial x_{t+3}}{\partial i_t}+\frac{\partial x_{t+3}}{\partial s_{t+2}}\times\frac{\partial s_{t+2}}{\partial i_t}\right)+\frac{\partial x_{t+4}}{\partial s_{t+3}}\left(\frac{\partial s_{t+3}}{\partial i_t}+\frac{\partial s_{t+3}}{\partial x_{t+2}}\times\frac{\partial x_{t+2}}{\partial i_t}\right)\right]\\
+\delta_1\beta E_t(s_{t+2})\left[\frac{\partial s_{t+2}}{\partial i_t}+\frac{\partial s_{t+2}}{\partial x_{t+2}}\times\frac{\partial x_{t+2}}{\partial i_t}\right]+\delta_1\beta^2E_t(s_{t+3})\\
\left[\frac{\partial s_{t+3}}{\partial i_t}+\frac{\partial s_{t+3}}{\partial x_{t+2}}\times\frac{\partial x_{t+2}}{\partial i_t}+\frac{\partial s_{t+3}}{\partial x_{t+3}}\times\frac{\partial x_{t+3}}{\partial i_t}\right]+\delta_1\beta^3E_t(s_{t+4})\\
\left[\frac{\partial s_{t+4}}{\partial x_{t+4}}\left(\frac{\partial x_{t+3}}{\partial i_t}+\frac{\partial x_{t+3}}{\partial x_{t+2}}\times\frac{\partial x_{t+2}}{\partial i_t}\right)+\frac{\partial s_{t+4}}{\partial x_{t+3}}\left(\frac{\partial x_{t+3}}{\partial x_{t+2}}\times\frac{\partial x_{t+2}}{\partial i_t}\right)\right]\\
+\left[\mu_1(i_t-i_{t-1})-\mu_1\beta E_t(i_{t+1}-i_t)\right]
\end{array}\right]I(q_t\le\gamma)
\end{aligned}
\tag{۱۳}
$$

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-30]

[DOI: 10.61882/qjerp.33.114.164]

$$+\begin{bmatrix} \beta E_t(\pi_{t+2}-\pi_2^*)\left[\frac{\partial \pi_{t+2}}{\partial \pi_{t+2}}\times\frac{\partial \pi_{t+2}}{\partial i_t}\right]+\beta^2 E_t(\pi_{t+3}-\pi_2^*)\left[\frac{\partial \pi_{t+3}}{\partial \pi_{t+2}}\times\frac{\partial \pi_{t+2}}{\partial i_t}\right] \\ +\beta^3 E_t(\pi_{t+4}-\pi_2^*)\left[\frac{\partial \pi_{t+4}}{\partial \pi_{t+3}}\left(\frac{\partial \pi_{t+3}}{\partial i_t}+\frac{\partial \pi_{t+3}}{\partial \pi_{t+2}}\times\frac{\partial \pi_{t+2}}{\partial i_t}\right)+\frac{\partial \pi_{t+4}}{\partial \pi_{t+3}}\left(\frac{\partial \pi_{t+3}}{\partial \pi_{t+2}}\times\frac{\partial \pi_{t+2}}{\partial i_t}\right)\right] \\ +\lambda_2\beta E_t(x_{t+2})\left[\frac{\partial x_{t+2}}{\partial i_t}+\frac{\partial x_{t+2}}{\partial x_{t+2}}\times\frac{\partial x_{t+2}}{\partial i_t}\right] \\ +\lambda_2\beta^2 E_t(x_{t+3})\left[\frac{\partial x_{t+3}}{\partial i_t}+\frac{\partial x_{t+3}}{\partial x_{t+2}}\times\frac{\partial x_{t+2}}{\partial i_t}+\frac{\partial x_{t+3}}{\partial x_{t+2}}\times\frac{\partial x_{t+2}}{\partial i_t}\right] \\ +\lambda_2\beta^3 E_t(x_{t+4})\left[\frac{\partial x_{t+4}}{\partial x_{t+3}}\left(\frac{\partial x_{t+3}}{\partial i_t}+\frac{\partial x_{t+3}}{\partial x_{t+2}}\times\frac{\partial x_{t+2}}{\partial i_t}\right)+\frac{\partial x_{t+4}}{\partial x_{t+3}}\left(\frac{\partial x_{t+3}}{\partial x_{t+2}}\times\frac{\partial x_{t+2}}{\partial i_t}\right)\right] \\ +\delta_2\beta E_t(s_{t+2})\left[\frac{\partial s_{t+2}}{\partial i_t}+\frac{\partial s_{t+2}}{\partial s_{t+2}}\times\frac{\partial s_{t+2}}{\partial i_t}\right] \\ +\delta_2\beta^2 E_t(s_{t+3})\left[\frac{\partial s_{t+3}}{\partial i_t}+\frac{\partial s_{t+3}}{\partial s_{t+2}}\times\frac{\partial s_{t+2}}{\partial i_t}+\frac{\partial s_{t+3}}{\partial s_{t+2}}\times\frac{\partial s_{t+2}}{\partial i_t}\right] \\ +\delta_2\beta^3 E_t(s_{t+4})\left[\frac{\partial s_{t+4}}{\partial s_{t+3}}\left(\frac{\partial s_{t+3}}{\partial i_t}+\frac{\partial s_{t+3}}{\partial s_{t+2}}\times\frac{\partial s_{t+2}}{\partial i_t}\right)+\frac{\partial s_{t+4}}{\partial s_{t+3}}\left(\frac{\partial s_{t+3}}{\partial s_{t+2}}\times\frac{\partial s_{t+2}}{\partial i_t}\right)\right] \\ +\{\mu_2(i_t-i_{t-1})-\mu_2\beta E_t(i_{t+1}-i_t)\} \end{bmatrix} I(q_t > \gamma)$$

سپس، معادله منحنی IS، معادله منحنی فیلیپس و معادله اولر را می‌توان به‌عنوان یک سیستم به طور مشترک برآورد کرد و پارامترهای ساختاری c۱ تا c۱۵ و همچنین پارامترهای ترجیحات ساختاری سیاست‌گذاران λ_2 و λ_1 و μ_1وμ_2 و π_1^*وπ_2^* و δ_1 و δ_2 را برآورد نمود.

$$\begin{aligned} x_{t+1} &= c_1 + c_2 x_t + c_3 x_{t-1} + c_4(i_{t-1} - \pi_{t-1}) \\ &\quad + c_5(i_{t-2} - \pi_{t-2}) + c_6 s_t + \mu_{t+1} \\ \pi_{t+1} &= c_7\pi_t + c_8\pi_{t-1} + c_9 x_t + c_{10}\Delta w_t + \epsilon_{t+1} \\ s_{t+1} &= c_{11} s_t + c_{12} s_{t-1} + c_{13}(i_{t-1} - \pi_{t-1}) \\ &\quad + c_{14}(i_{t-2} - \pi_{t-2}) + c_{15} x_t + \xi_{t+1} \end{aligned} \qquad (۱۴)$$

معادله (۱۲) را بازنویسی کرده و مشتقات را با ضرایب معادله (۱۳) جایگزین کردیم تا به معادله زیر برسیم:

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-30]

[DOI: 10.61882/qjerp.33.114.164]

$$0 = \begin{bmatrix} \mu_1(i_t - i_{t-1}) - \mu_1\beta E_t(i_{t+1} - i_t) + \beta^2 E_t(\pi_{t+3} - \pi^*)[c_9 c_4] \\ +\beta^3 E_t(\pi_{t+4} - \pi^*)[c_9(c_5 + c_{2c_4}) + c_7 c_9 c_4] \\ +\lambda_1\beta E_t(x_{t+2})[c_4] + \lambda_1\beta^2 E_t(x_{t+3})[c_5 + c_{2c_4} + c_{2c_9}] \\ +\lambda_1\beta^3 E_t(x_{t+4})[c_2(c_5 + c_{2c_4}) + c_6(c_{12} + c_{12c_{14}})] \\ +\delta_1\beta E_t(s_{t+2})[c_{12} + c_4 c_{11}] + \delta_1\beta^2 E_t(s_{t+3})[c_{13} + c_{12c_{14}} + c_{11c_{2c_4}}] \\ +\delta_1\beta^3 E_t(s_{t+4})[c_{14}(c_{13} + c_{12c_{14}}) + c_{5c_9c_{11}}] \end{bmatrix} I(q_t \le \gamma) \quad (۱۵)$$

$$+ \begin{bmatrix} \mu_2(i_t - i_{t-1}) - \mu_2\beta E_t(i_{t+1} - i_t) + \beta^2 E_t(\pi_{t+3} - \pi^*)[c_9 c_4] \\ +\beta^3 E_t(\pi_{t+4} - \pi^*)[c_9(c_5 + c_{2c_4}) + c_7 c_9 c_4] \\ +\lambda_2 E_t(x_{t+2})[c_4] + \lambda_2\beta^2 E_t(x_{t+3})[c_5 + c_{2c_4} + c_{2c_9}] \\ +\lambda_2\beta^3 E_t(x_{t+4})[c_2(c_5 + c_{2c_4}) + c_6(c_{12} + c_{12c_{14}})] \\ +\delta_2\beta E_t(s_{t+2})[c_{12} + c_4 c_{11}] + \delta_2\beta^2 E_t(s_{t+3})[c_{13} + c_{12c_{14}} + c_{11c_{2c_4}}] \\ +\delta_2\beta^3 E_t(s_{t+4})[c_{14}(c_{13} + c_{12c_{14}}) + c_{5c_9c_{11}}] \end{bmatrix} I(q_t > \gamma)$$

مطابق با روش فاورو و روولی (۲۰۰۳)، پارامترهای معادلات ساختاری و تابع زیان به طور مشترک از سیستمی که شامل سیستم (۱۴) و معادله اولر (۱۵) است، برآورد می‌شوند.

ابتدا، برای تعیین مقادیر آستانه درون‌زا، قاعده تجربی تیلور را در نظر می‌گیریم و از روش کانر و هانسن[1] (۲۰۰۴) استفاده می‌کنیم. در واقع، کانر و هانسن (۲۰۰۴) مدلی را با توسعه یک برآوردگر حداقل مربعات دو مرحله‌ای از پارامتر آستانه و یک برآوردگر روش تعمیم‌یافته گشتاورهای پارامترهای شیب تخمین می‌زنند. به طور خاص، این برآوردگر بر اساس تخمین یک رگرسیون فرم خلاصه شده برای متغیرهای درون‌زا به‌عنوان تابعی از ابزارهای برون‌زا است.

مبحث درون‌زایی ویژگی مهم مدل مذکور است و کاربردهای بالقوه آن را محدود می‌کند. در برخی شرایط، به‌ویژه در قواعد سیاست پولی تجربی، متغیرهای کلیدی برای

1 Caner eta al

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-30]

[DOI: 10.61882/qjerp.33.114.164]

ساختار اقتصادی احتمالاً درون‌زا هستند. درون‌زایی می‌تواند در نتیجه خطای اندازه‌گیری، خودرگرسیون با خطاهای خود هم‌بسته، هم‌زمانی، متغیرهای حذف شده و خطای انتخاب نمونه ایجاد شود. مشکل درون‌زایی زمانی رخ می‌دهد که یک یا چند متغیر توضیحی با جمله خطا همبستگی داشته باشد که این باعث می‌شود ضرایب رگرسیون در مدل OLS دچار تورش شوند. برای جلوگیری از این مشکل، از مدل آستانه‌ای با استفاده از متغیر ابزاری که توسط کانر و هانسِن (۲۰۰۴) معرفی شده، استفاده می‌شود.

با پیروی از کوستاس و لامارک (۲۰۰۹) و گسترش آن به متغیرهای دیگر (قیمت دارایی‌ها) (کملن ۲۰۰۹)، رفتار نامتقارن احتمالی بانک مرکزی را مدل‌سازی می‌کنیم. در این مدل، دو رژیم مختلف برای رفتار بانک مرکزی فرض می‌شود که بستگی به این دارد که مقدار q_t پایین‌تر از (رژیم اول) یا بالاتر از (رژیم دوم) مقدار آستانه باشد. فرض می‌کنیم که بانک مرکزی حجم نقدینگی را به‌صورت محتاطانه و در قالب یک تعدیل جزئی تنظیم می‌کند(کمیجانی و همکاران، ۱۳۹۴).

$$M_t=(1-\rho)\, M_t^* + \rho\, M_{t-1} + \varepsilon_t \qquad (16)$$

بر این اساس، بانک مرکزی در هر دوره تنها بخشی از شکاف بین سطح هدف فعلی خود و ترکیب خطی از مقادیر گذشته‌اش را حذف می‌کند. این بخش برابر با $(\rho - 1)$ است. به این معنا که بانک مرکزی در هر دوره تنها درصدی از شکاف را جبران می‌کند و به طور کامل به هدف خود نمی‌رسد. مقدار ρ نشان‌دهنده میزان واکنش بانک مرکزی، M_t نقدینگی در دوره t، M_t^*سطح نقدینگی بهینه و M_{t-1}سطح نقدینگی دوره قبل می‌باشد. . هر این چه مقدار بیشتر باشد، واکنش سریع‌تر است، و هرچه کمتر باشد، بانک مرکزی به

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-30]

[DOI: 10.61882/qjerp.33.114.164]

آرامی و به‌تدریج حجم پول را تنظیم می‌کند. این رفتار تنظیم جزئی معمولاً برای نشان دادن سیاست‌های محتاطانه استفاده می‌شود تا از تغییرات ناگهانی در حجم پول جلوگیری کند که ممکن است به بی‌ثباتی اقتصادی منجر شود.

q_t متغیر آستانه‌ای است که در اینجا شکاف تولید و تورم می‌باشد. رگرسیون آستانه‌ای به شکل زیر برآورد می‌شود:

$$m_t = (\alpha_1\pi_t + \alpha_2 x_t + \theta_1 m_{t-1})I(q_t \le \gamma) + (\beta_1\pi_t + \beta_2 x_t + \theta_2 m_{t-1})I(q_t > \gamma) + u_t \quad (۱۷)$$

برای برآورد معادله فوق از روش GMM و قاعده تجربی تیلور استفاده می‌کنیم. دلیل انتخاب قاعده تیلور این است که بانک مرکزی در زمان تعیین متغیرهای سیاست پولی، نمی‌تواند متغیرهای سمت راست معادله را که پس از وقوع محاسبه می‌شوند(ex-post) ، مشاهده کند. این روش به بانک مرکزی اجازه می‌دهد تا بر اساس اطلاعات قابل دسترس و پیش‌بینی‌های موجود در زمان تصمیم‌گیری، سیاست‌های پولی خود را تعیین کند و از مشکلات مربوط به داده‌های مشاهده‌شده پس از رویدادهای اقتصادی جلوگیری نماید.

به همین دلیل، بانک‌های مرکزی مجبورند تصمیمات خود را فقط بر اساس مقادیر با وقفه (گذشته) پایه‌گذاری کنند. به‌منظور برآورد مدل شش وقفه اول تورم و شکاف تولید را به‌عنوان ابزار انتخاب شده است و در صورت اضافه شدن متغیر دیگری به معادله، شش وقفه اول آن متغیر نیز به مجموعه ابزارها افزوده می‌شود.

۶. برآورد مدل

به منظر برآورد پارامترها از داده‌های فصلی بانک مرکزی برای بازه زمانی ۱۳۷۰ تا ۱۴۰۱ استفاده شده است. روش‌های مختلفی برای اندازه‌گیری شکاف تولید پیشنهاد شده است

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-30]

[DOI: 10.61882/qjerp.33.114.164]

(رودریگز، ۲۰۰۸). شکاف تولید با استفاده از روش هودریک-پرسکات[1] (HP) از داده تولید ناخلص داخلی به دست می‌آید. همچنین با توجه به محدودیت در سیاست‌های نرخ بهره در اقتصاد ایران از داده رشد نقدینگی استفاده شده است.

متغیرهای مالی گروه دیگری از متغیرها هستند که اخیراً در قاعده تیلور برای تجزیه و تحلیل رفتار بانک مرکزی مورد توجه قرار گرفته‌اند. در این مقاله، از داده شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران استفاده می‌کنیم.

متغیرهایی که در مدل به کار گرفته می‌شوند می‌بایست پایا باشند. جدول زیر آزمون پایایی متغیرها را بر اساس ۳ آزمون دیکی فولر، فیلیپس پرون و KPSS نشان میدهد. تمامی متغیرها در سطح ۱ درصد پایا هستند.

جدول ۱. آزمون پایایی متغیرها

متغیر	ADF	kpss	pp
X	۵/۸۴۴۲۶۹-	۰/۰۲۸۰۴۲	۷/۹۶۳۱۳۲-
DM	۴/۱۷۳۷۹۴-	۰/۰۶۹۷۰۰	۱۵/۳۶۴۴۴-
π	۴/۷۰۳۹۰۴-	۰/۳۳۷۷۱۸	۹/۸۵۲۱۲۲-
W	۹/۱۴۱۹۴۱-	۰/۳۸۸۳۴۸	۹/۱۳۷۸۰۴-
S	۶/۸۶۳۷۶۸-	۰/۱۴۱۵۲۷	۶/۸۸۴۸۶۶-
۱% level	۳/۴۸۴۱۹۸-	۰/۷۳۹۰۰۰	-۳/۴۸۲۴۵۳
۵% level	-۲/۸۸۵۰۵۱	۰/۴۶۳۰۰۰	-۲/۸۸۴۲۹۱
۱۰% level	۲/۵۷۹۳۸۶-	۰/۳۴۷۰۰۰	-۲/۵۷۸۹۸۱

مأخذ: یافته‌های تحقیق

1. Hodrick et al.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-30]

[DOI: 10.61882/qjerp.33.114.164]

همان‌طور که پیش‌تر گفته شد، ابتدا مقادیر آستانه‌ای را با توجه به معادله (۱۶) با استفاده از روش کانر و هانسن (۲۰۰۴) برآورد می‌کنیم. به منظور برآورد مقادیر آستانه‌ای دو دسته از مدل‌ها وجود دارد. گروه او مدل‌های با اثرات آستانه‌ای برون‌زا و مدل‌هایی با اثرات آستانه‌ای درون‌زا. ازآنجاکه طبق رابطه تیلور نرخ بهره اسمی تابعی از شکاف تولید و تورم بوده و از طرف دیگر در معدلات تعریف شده که از ادبیات نئوکینزین استفاده شده، شکاف تولید و تورم عرضه و تقاضا را تعریف می‌کنند در این مدل با متغیر آستانه‌ای درون‌زا مواجه هستیم. از جمله مزایای استفاده از این روش استفاده از متغیرهای ابزاری به منظور اجتناب از درون‌زایی و نیز برآورد متغیر آستانه به صورت درون‌زا می‌باشد؛ اما از طرف دیگر در انتخاب تعداد رژیم‌ها با محدودیت مواجه است.(کنر و هانسن ۲۰۰۴)

جدول ۲ نتایج برآورد را با شرایطی نشان می‌دهد که نرخ تورم ۴ دوره قبل به‌عنوان متغیر آستانه استفاده شده است. مقدار آستانه‌ای تخمین زده شده ۲/۵ درصد است. به دلیل محدودیت‌های اطلاعاتی و ساختاری، بانک مرکزی با تأخیر نسبت به متغیرها واکنش نشان داده است. همان‌طور که مشاهده می‌شود بانک مرکزی با ۳ وقفه نسبت رشد نقدینگی، ۳وقفه به رشد تورم و ۴ وقفه به شکاف تولید واکنش نشان داده است. بدیهی است به دلیل تورم‌های پایدار در یک دهه اخیر سرعت و میزان پاسخ بانک مرکزی نسبت به تورم بیشتر بوده و در مقابل به دلیل محدودیت‌های درآمدی، شرایط تحریم و تنگنای مالی واکنش نسبت به شکاف تولید تأخیر بیشتری نسبت تورم داشته است. همچنین مشاهده می‌گردد برای مقادیر کمتر از آستانه ضریب شکاف تولید معنادار نمی‌باشد که تأییدکننده شواهد موجود در خصوص عدم توانایی اثرگذاری بانک مرکزی بر شکاف تولید است. همچنین برای مقادیر بالاتر از آستانه میزان واکنش بانک مرکزی نسبت به شکاف تولید بیشتر بوده

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-30]

[DOI: 10.61882/qjerp.33.114.164]

است. در مورد شاخص قیمت بازار اوراق بهادار مشاهده می‌شود با واکنش تغییرات متغیر انباره پولی بدون وقفه بوده که دلیل آن وابستگی بازار سرمایه به تأمین مالی از بازار پول است که متأثر از رشد نقدینگی است. همان‌طور که مشاهده می‌شود برای سطوح کمتر از آستانه ضریب شاخص بازار سهام معنی‌دار و مثبت است که نشان از حمایت بانک مرکزی است؛ اما میزان واکنش بانک مرکزی نسبت به آن کمتر از متغیرهای دیگر است.

جدول ۲. نتایج برآورد با استفاده از تورم ۴ دوره قبل به‌عنوان متغیر آستانه

آستانه برآورد شده	۰/۰۲۵۰۰۱۳	
ضرایب	رژیم ۱	رژیم ۲
Dm (-۳)	۰.۷۱۰۴۸۰۶ (۰.۱۲۰۴۱۱)	۰.۵۹۴۴۲۷۲ (۰.۰۹۳۴۸۹۸۴)
π (-۳)	۰.۲۴۵۱۳۳۷ (۰.۱۴۰۸۷۱)	۰.۳۴۷۱۷۹۴ (۰.۰۹۰۳۰۳۰۱)
X (-4)	۰.۰۵۳۷۲۶۶ (۰.۰۴۳۷۶۲۵۹)	-۰.۱۱۳۸۳۸۱ (۰.۰۴۶۱۳۳۴۸)
S	۰.۰۸۹۱۵۵۶۴ (۰.۰۴۲۵۳۷۱۷)	۰.۰۱۹۷۸۸۲۱ (۰.۰۲۰۲۳۳)

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ۳ برآوردها را با شرط شکاف تولید ۴ دوره قبل به‌عنوان متغیر آستانه نشان میدهد. نتایج برآورد نشان میدهد برای مقادیرکمتر از حد آستانه ضریب شکاف تولید معنی‌دار نیست اما برای مقادیر بالاتر از آستانه ضریب معنی‌دار و مثبت است. بانک مرکزی در شرایط شکاف تولید پایین واکنشی نسبت به این متغیر ندارد. همچنین برای شاخص

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-30]

[DOI: 10.61882/qjerp.33.114.164]

سهام نیز برای کمتر از مقادیر آستانه ضریب برآوردی معنی‌دار نیست درحالی‌که در رژیم دوم ضریب برآوردی معنی‌دار و مثبت است و مقدار واکنش نیز قابل توجه است.

در مجموع می‌توان نتیجه گرفت بانک مرکزی در شرایط تورمی با توجه به تنگنای مالی دولت و شرایط تحریم واکنش بیشتری نسبت به تورم داشته است. همچنین در شرایط رکود با توجه سطوح بالای تورمی، سطح واکنش خود را به شکاف تولید بیشتر تغییر نداده است. در خصوص واکنش بانک مرکزی نسبت شاخص دارایی می‌توان گفت بانک مرکزی نسبت به شرایط رکودی واکنش قابل‌ملاحظه‌ای به قیمت دارایی‌ها داشته و در شرایط تورمی به دلیل کاهش رشد نقدینگی واکنشی به شاخص دارایی‌ها نداشته است.

جدول ۳. برآورد مدل با استفاده از شکاف تولید ۴ دوره قبل به‌عنوان متغیر آستانه

آستانه برآورد شده	۰.۰۵۹۳۷۲۰۵	
ضرایب	رژیم ۱	رژیم ۲
Dm(-4)	۰.۸۹۳۹۲۰۵ (۰.۰۵۸۶۲۱۶۹)	۰.۷۸۱۰۷۳۶ (۰.۱۴۳۷۷۲۲)
X	- ۰.۰۱۶۲۸۴۳۸ (۰.۰۳۸۸۵۷۰۸)	۰.۰۹۵۲۵۳۸۸ (۰.۰۵۳۷۴۴۹۲)
π (-3)	۰.۱۴۰۱۶۷۳ (۰.۰۵۵۱۳۴۷۳)	- ۰.۲۰۹۳۷۰۳ (۰.۰۹۹۱۴۵۱۲)
S	۰.۰۱۱۷۲۶۱۲ (۰.۰۱۳۰۶۹۵۱)	۰.۱۶۲۵۸۴ (۰.۰۲۶۸۶۱۰۳)

مأخذ: یافته‌های تحقیق

معادله (۱۵) به‌صورت هم‌زمان با معادله (۱۴) برآورد شده و برآوردهایی از ضرایب توصیف‌کننده رژیم سیاست پولی β ، α ، γ و δ و همچنین ضرایب مرتبط با تقاضای کل، عرضه کل و تکامل پویای قیمت‌های بازار سهام ارائه می‌دهد. ازآنجاکه انتظارات با

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-30]

[DOI: 10.61882/qjerp.33.114.164]

مشاهدات واقعی جایگزین شده‌اند، برآورد با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM)انجام شده است، زیرا فرض منطقی این است که سیاست‌گذاران به‌طور کارآمد از اطلاعات موجود هنگام شکل‌گیری انتظارات استفاده می‌کنند.

ازآنجاکه هدف ما استخراج ترجیحات مستتر در ضرایب مدل رگرسیون آستانه‌ای است، متغیرهای استفاده‌شده شامل مقادیر استخراج شده از مدل رگرسیون آستانه‌ای هستند. نرخ تنزیل (β) برابر با ۰/۹۷۵ در نظر گرفته شده است که در ادبیات رایج است (دنیس، ۲۰۰۱؛ فاورو و روولی، ۲۰۰۳؛ رودریگز، ۲۰۰۸).

جدول ۴ نتایج برآورد سیستم معادلات را با توجه به تورم به‌عنوان متغیر آستانه نشان می‌دهد. نظر به اینکه که تمرکز این مطالعه بر آثار نوسانات قیمت دارایی در ترجیحات بانک مرکزی است، مشاهده می‌گردد مقادیر به دست آمده برای δ (وزن واکنش بانک مرکزی به تغییرات شاخص بازار بورس) برای رژیم دوم معنی‌دار نمی‌باشد و نشان می‌دهد که بانک مرکزی در شرایط بالاتر از آستانه تورمی واکنشی نسبت به بازار سرمایه ندارد و در مقادیر کمتر این واکنش معنی‌دار است. ضرایب μ و λ در رژیم دو با کاهش چشمگیری مواجه بوده‌اند. به عبارتی وزن کنترل حجم نقدینگی و همچنین شکاف تولید در دوران تورمی کاهش یافته است. دلیل کاهش وزن در مورد نقدینگی دلایلی از جمله تنگنای مالی دولت و عدم امکان واکنش شدید در مقدار نقدینگی و همچنین محدودیت‌های بانک مرکزی در مواجهه با رکود تورمی است.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-30]

[DOI: 10.61882/qjerp.33.114.164]

جدول ۴. برآورد ترجیحات سیاست پولی با استفاده از تورم به عناون متغیر آستانه

ضرایب	رژیم ۱	رژیم ۲
C(۱)	۰/۰۹۵۵۱۵ (۰/۰۱۰۵۴۹)	-۰/۰۳۱۱۴۷ (۰/۰۰۲۶۷۸)
C(۲)	-۰/۰۴۸۹۸۳ (۰/۰۷۳۰۰۶)	-۰/۱۳۸۳۰۳ (۰/۰۴۲۵۳۷)
C(۳)	-۰/۱۲۷۰۱۰ (۰/۰۴۸۵۸۴)	۰/۰۸۱۰۴۴ (۰/۰۱۷۴۹۶)
C(۴)	-۰/۱۵۰۸۲۴ (۰/۰۴۶۵۳۸)	۰/۰۴۵۰۹۷ (۰/۰۱۰۰۵۷)
C(۵)	-۰/۳۲۲۸۵۴ (۰/۰۶۱۳۷۰)	۰/۲۰۸۰۷۶ (۰/۰۱۸۱۷۰)
C(۶)	۰/۲۵۸۳۰۹ (۰/۰۷۶۷۸۴)	۰/۱۰۲۷۹۸ (۰/۰۱۵۳۷۹)
C(۷)	۰/۲۶۱۷۵۰ (۰/۰۷۶۷۸۴)	۱/۰۹۷۴۸۴ (۰/۰۳۲۵۴۱)
C(۸)	۰/۲۲۷۵۶۱ (۰/۰۲۸۷۵۲)	۰/۰۰۰۷۳۰ (۰/۰۱۴۸۰۰)
C(۹)	۰/۲۰۳۸۸۲ (۰/۰۲۷۷۴۱)	-۰/۲۰۰۵۸۴ (۰/۰۱۲۵۵۲)
C(۱۰)	۰/۰۳۱۳۳۵ (۰/۰۲۸۹۸۱)	-۰/۲۵۰۱۵۳ (۰/۰۱۸۰۳۰)
C(۱۱)	-۰/۰۵۵۱۱۰ (۰/۰۵۶۴۷۶)	۰/۵۴۳۶۱۳ (۰/۰۳۰۸۰۰)
C(۱۲)	۰/۶۴۸۰۰۰ (۰/۰۳۹۵۵۸)	۰/۰۱۷۸۰۹ (۰/۰۱۷۲۳۶)
C(۱۳)	۰/۴۹۹۵۴۰ (۰/۰۶۹۲۶۴)	۰/۱۶۳۲۶۰ (۰/۰۶۶۲۹۳)

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-30]

[DOI: 10.61882/qjerp.33.114.164]

ضرایب	رژیم ۱	رژیم ۲
c(۱۴)	۰/۲۸۰۰۷۰ (۰/۰۴۸۶۳۶)	-۰/۰۲۹۷۹۱ (۰/۰۴۷۱۴۴)
μ	۰/۰۲۲۱۵۷ (۰/۰۱۰۶۷۳)	۰/۰۰۲۳۷۹ (۰/۰۰۰۹۵۳)
π^*	۰/۰۵۷۸۹۳ (۰/۰۰۳۹۱۰)	۰/۰۶۱۳۹۵ (۰/۰۰۱۳۰۳)
λ	۰/۰۵۸۸۶۱ (۰/۰۲۵۹۹۹)	۰/۰۱۰۵۰۴ (۰/۰۰۴۷۲۴)
δ	-۰/۰۲۱۶۶۴ (۰/۰۰۵۸۳۰)	۰/۰۰۰۴۰۷ (۰/۰۰۲۳۳۶)
β	۰/۹۷۵	۰/۹۷۵

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ۵ نمایانگر ترجیحات بانک مرکزی با در نظر گرفتن شکاف تولید به‌عنوان متغیر آستانه است. ضریب δ در رژیم دوم معنی‌دار نبوده درحالی‌که در رژیم اول نشان دهنده واکنش ناچیز بانک مرکزی نسبت به بازار سرمایه است. این امر نشان می‌دهد که بانک مرکزی در شرایط رکودی به دلیل مسائل تورمی تمایلی به حمایت از بازار سرمایه ندارد. همچنین ضریب هموار سازی رشد نقدینگی μ نشان میدهد که با افزایش رکود بانک مرکزی واکنش بیشتری نسبت رکود نشان می‌دهد که این موضوع در مورد ضریب شکاف تولید نیز صادق است.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-30]

[DOI: 10.61882/qjerp.33.114.164]

جدول ۵. برآورد ترجیحات سیاست پولی با استفاده از شکاف تولید به عنوان متغیر آستانه

ضرایب	رژیم ۱	رژیم ۲
C(۱)	-۰/۰۲۸۱۰۲ (۰/۰۰۲۷۸۲)	۰/۱۲۶۸۵۹ (۰/۰۱۴۴۱۱)
C(۲)	۰/۵۳۶۱۴۵ (۰/۰۴۵۹۹۵)	-۰/۷۰۳۹۸۷ (۰/۰۵۶۹۸۹)
C(۳)	-۰/۰۹۵۲۲۳ (۰/۰۲۰۰۵۱)	-۰/۳۴۴۵۱۳ (۰/۰۹۹۵۵۵)
C(۴)	-۰/۴۵۴۱۰۹ (۰/۰۳۵۶۵۱)	۰/۳۲۵۵۷۹ (۰/۱۰۶۹۶۴)
C(۵)	۰/۱۱۴۱۳۲ (۰/۰۴۳۰۳۱)	-۰/۲۹۴۳۸۵ (۰/۰۷۵۳۴۹)
C(۶)	۰/۲۸۰۶۸۸ (۰/۰۲۹۰۶۱)	۰/۲۸۶۰۴۹ (۰/۱۴۰۵۵۷)
C(۷)	۰/۶۹۱۴۷۳ (۰/۰۲۲۱۰۷)	-۰/۳۰۶۹۳۲ (۰/۱۴۷۳۶۳)
C(۸)	۰/۱۹۹۵۳۶ (۰/۰۱۳۳۸۲)	۰/۲۹۴۸۷۸ (۰/۱۴۷۳۶۳)
C(۹)	۰/۰۲۶۴۴۵ (۰/۰۰۳۳۹۲)	۰/۴۵۲۲۴۸ (۰/۰۳۵۰۰۹)
C(۱۰)	۰/۰۹۱۲۹۳ (۰/۰۲۹۵۲۶)	۰/۲۳۷۷۸۲ (۰/۰۵۶۰۹۹)
C(۱۱)	۰/۵۹۱۸۰۷ (۰/۰۴۱۴۵۸)	۰/۴۳۷۰۲۹ (۰/۱۷۳۳۴۶)
C(۱۲)	۰/۱۸۹۸۹۵ (۰/۰۱۷۲۵۶)	۰/۱۰۷۰۷۵ (۰/۱۳۶۹۲۲)

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-30]

[DOI: 10.61882/qjerp.33.114.164]

ضرایب	رژیم ۱	رژیم ۲
C(۱۳)	۰/۶۲۶۲۶۳ (۰/۰۶۹۱۹۹)	-۰/۲۰۴۹۵۸ (۰/۱۱۴۶۷۳)
c(۱۴)	-۰/۹۸۶۸۹۲ (۰/۰۸۵۴۳۴)	۰/۴۲۰۷۳۸ (۰/۱۴۸۶۳۰)
μ	۰/۰۰۱۱۸۸ (۰/۰۰۰۳۲۸)	۰/۰۵۹۳۲۷ (۰/۰۲۲۴۵۲)
π^*	۰/۰۵۲۳۸۴ (۰/۰۰۰۶۹۳)	۰/۰۴۹۲۲۷ (۰/۰۱۲۸۵۴)
λ	۰/۰۰۱۶۷۴ (۰/۰۰۰۵۲۰)	-۰/۱۰۲۹۷۸ (۰/۰۳۵۶۴۳)
δ	-۰/۰۰۱۶۴۵ (۰/۰۰۰۵۲۰)	۰/۰۳۶۷۲۳ (۰/۰۴۰۹۴۹)
β	۰/۹۷۵	۰/۹۷۵

مأخذ: یافته‌های تحقیق

۷. نتیجه‌گیری و توصیه‌های سیاستی

این پژوهش ترجیحات نامتقارن بانک مرکزی ایران در واکنش به نوسانات قیمت دارایی‌ها و تحلیل میزان تأثیرگذاری این نوسانات بر تصمیمات سیاست گذار در بازه زمانی ۱۳۷۰ تا ۱۴۰۱ را مورد بررسی قرار داده است. در این پژوهش، از یک مدل ساختاری مبتنی بر چارچوب نئوکینزی استفاده شده است که در آن شاخص قیمت دارایی‌ها به‌عنوان یک متغیر کلیدی لحاظ شده است. متغیر شاخص قیمت بازار سهام برای گنجاندن تأثیرات قیمت دارایی بر تقاضای کل به کار گرفته شده است. در این مطالعه به جای استفاده از فرم درجه دوم قاعده تیلور تابع عکس‌العمل بانک مرکزی با استفاده از روش بهینه سازی بین دوره‌ای

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-30]
[DOI: 10.61882/qjerp.33.114.164]

استخراج شده است. در مرحله نخست، مقادیر آستانه‌ای برای متغیرهای تورم و شکاف تولید با استفاده از روش کانر و هانسن (۲۰۰۴) برآورد شده و در مرحله بعد، با استفاده از متغیرهای آستانه‌ای برآورد شده رفتار بانک مرکزی در واکنش به نوسانات قیمت دارایی‌ها با روش GMM بررسی شده است.

اساساً بانک‌های مرکزی سیاست‌های پولی خود را با توجه به تورم و شکاف تولید تنظیم می‌کنند. وقوع بحران‌های مالی، به خصوص بحران مالی ۲۰۰۷ بانک‌های مرکزی را بر این داشت تا به منظور جلوگیری از سرایت بحران به سایر بخش‌های اقتصاد نوسان قیمت دارایی‌ها را پایش نموده و در سیاست‌های پولی مدنظر قرار دهند. نوسانات شدید شاخص‌های بازار سرمایه در ایران در سال ۱۳۹۹ و پس از آن این مساله را مطرح می‌کند که آیا بانک مرکزی در مقابل تغییرات قیمت دارایی عکس العملی نشان می‌دهد یا خیر. در صورتی که واکنش نشان میدهد، میزان واکنش در شرایط رکود و رونق به چه اندازه است؟

نتایج مطالعه نشان می‌دهد بانک مرکزی در خصوص متغیرهای شکاف تولید، تورم و تغییرات قیمت شاخص بازار سرمایه به صورت نامتقارن واکنش نشان می‌دهد. همچنین نتایج نشان می‌دهد در شرایط تورمی، بانک مرکزی بیشتر بر کنترل تورم متمرکز شده و واکنش آن به شکاف تولید کاهش یافته است. در شرایط رکودی، واکنش بانک مرکزی به شکاف تولید افزایش یافته است، اما همچنان در سطحی محدود باقی‌مانده است. این موضوع نشان می‌دهد که محدودیت‌های ناشی از تورم پایدار مشکلات ساختاری ازجمله تحریم، قدرت سیاست‌گذاری بانک مرکزی را در دوره‌های رکودی کاهش داده است.

نتایج مطالعه در خصوص واکنش بانک مرکزی به نوسانات شاخص بازار سرمایه نشان می‌دهد در دوره‌های رونق، بانک مرکزی واکنشی به تغییرات شاخص بازار سرمایه نداشته

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-30]

[DOI: 10.61882/qjerp.33.114.164]

و در شرایط رکودی، بانک مرکزی ایران تمایل به مداخله محدودی در حمایت از بازار سرمایه نشان داده است، اما میزان این مداخله نسبت به متغیرهای تورم و شکاف تولید ناچیز بوده است. این یافته حاکی از آن است که سیاست‌گذاران پولی در ایران، به‌طور مستقیم از شاخص‌های بازار سرمایه به‌عنوان معیاری برای تصمیم‌گیری‌های پولی استفاده نمی‌کنند و بیشتر به متغیرهایی نظیر تورم و شکاف تولید توجه دارند.

یافته‌های مقاله نشان می‌دهد که هدف‌گذاری قیمت دارایی ابزاری مؤثر برای کاهش بی‌ثباتی‌های مالی و جلوگیری از سرایت بحران مالی به سایر بخش‌های اقتصادی است. توجه به این نکته ضروری است که به دلیل وابستگی شدید بازار سرمایه و پول در اقتصاد ایران از طریق کانال تسهیلات خرید سهام و صندوق‌های سرمایه‌گذاری بانک‌ها، اهمیت این موضوع افزایش می‌یابد؛ بنابراین توصیه می‌شود بانک مرکزی در تنظیم سیاست‌های پولی، تغییرات قیمت شاخص بازار سرمایه را مد نظر قرار دهید.

منابع

اسلاملوییان، کریم و فاطمه دمیری (۱۳۹۳). «ترجیحات نامتقارن مسئولین پولی و رفتار تورم-بیکاری در ایران: رویکرد نظریه بازی‌ها»، *پژوهشنامه اقتصاد کلان*، (۲۰).

اثنی‌عشری، ابوالقاسم؛ ندری، کامران؛ ابوالحسنی، اصغر؛ مهرگان، نادر و محمدرضا بابایی سمیرمی (۱۳۹۴). «تأثیر تکانه‌های قیمت نفت بر تورم، رشد و پول، مطالعه موردی ایران»، *فصلنامه علمی پژوهشی، پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، ۶(۲۲)، صص ۱۰۲-۸۵.

افشاری، زهرا؛ توکلیان، حسین و مرضیه بیات (۱۳۹۶). «بررسی تأثیر شوک شاخص کل قیمت سهام برمتغیرهای کلان اقتصادی با استفاده از رویکرد DSGE»، *فصلنامه پژوهشهای اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)*، شماره ۲، صص ۱۰۳-۸۱.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-30]

[DOI: 10.61882/qjerp.33.114.164]

رحمانی، تیمور؛ کمیجانی، اکبر؛ مهرآرا، محسن و طاهره سیفی (۱۳۹۸). «بررسی اثر واکنش به قیمت دارایی‌ها در سیاست پولی بر تثبیت اقتصاد کلان مبتنی بر رویکرد کوانتایل (مطالعه بین کشوری)»، *فصلنامه راهبرد اقتصادی*، شماره ۱۷، صص ۶۸-۳۵.

غلامی، ذبیح الله؛ فرزین وش، اسدالله و احسانی محمدعلی (۱۳۹۲). «عدم تقارن چرخه‌های تجاری و سیاست پولی در ایران بررسی بیشتر با استفاده از الگوهای MRSTAR»، *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، ۱(۶۸)، صص ۲۸-۵.

فرزین وش، اسدالله؛ احسانی، محمدعلی؛ جعفری صمیمی، احمد و ذبیح الله غلامی (۱۳۹۱). «بررسی آثار نامتقارن سیاست‌های پولی بر تولید در اقتصاد ایران»، *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، ۲۰(۶۱)، صص ۲۸-۵.

کمیجانی، اکبر؛ الهی، ناصر و مسعود صالحی رزوه (۱۳۹۴). «بررسی اثرات نامتقارن سیاست پولی بر تورم و شکاف تولید در ایران: رویکرد حد آستانه‌ای»، *فصلنامه پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، ۶(۱)، صص۷۸-۶۱ .

هوشمند، محمود؛ فلاحی، محمدعلی و سپیده توکلی قوچانی (۱۳۸۷). «تحلیل ادوار تجاری در ایران با استفاده از فیلتر هادریک-پرسکات»، *مجله دانش و توسعه*.

Atanasova, C. (2003). "Credit Market Imperfection and Business Cycle Dynamics: A Nonlinear Approach", *Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics*, 7(4). pp. 1-22.

Avdjiev, S. and Zh. Zeng (2013). "Credit Growth, Monetary Policy and Economic Activity in a Three-Regime TVAR Model", *BIS Working Paper*, No. 449.

Balke, N.S. (1999). Credit and Economic Activity: Credit and Nonlinear Propagation of Shocks, The Review of Economics and Statistics, 82(2), pp. 344-349.

Balke, N.S. (2000). Credit and Economic Activity: Credit Regimes and Nonlinear Propagation of Shocks, The Review of Economics and Statistics, MIT Press, 82(2), pp. 344-349.

Ball, L. and G. Mankiw (1994). Asymmetric Price Adjustment and Economic Fluctuations, The Economic Journal, 104(423), pp. 247-261.

Balcilar M., Eyden R.V., Uwilingiye J. and R. Gupta (2014). "The Impact of Oil Price on South African GDP Growth; A Bayesian Markov-Switching-VAR Analysis", *University of Pretoria Working Paper*, pp. 70.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-30]

[DOI: 10.61882/qjerp.33.114.164]

Barnichon, R. and C. Matthes (2014). Measuring the Non-Linear Effects of Monetary Policy, Society for Economic Dynamics, Meeting Papers, No. 49.
Bernanke, B.S. and A.S. Blinder (1992). The Federal Funds Rate and The Channels of Monetary Transmission, American Economic Review, 82(4(, pp. 901-921.
Bernanke B.S., Gertler M. and S. Gilchrist (1999). *The Financial Accelerator in Quantitative Business Cycle Framework, Handbook of Macroeconomics*. edited by John B. Taylor and Michael Woodford, Amsterdam, New York and Oxford: Elsevier Science, North-Holland.
Boroumand S., Karamian K. and M. Amanolahi (2015). "Asymmetric Effects of Monetary Shocks on Value Added in Industry Sector in Iran", *International Journal of Review in Life Sciences*, 5(3), pp. 203-208.
Calvo, G.A., Izquierdo, A. and E. Talvi (2006). Sudden Stops and Phoenix Miracles in Emerging Markets, American Economic Review, 96(2), pp. 405-410.
Calza, A. and J. Sousa (2005). "Output and Inflation Responses to Credit Shocks: Are There Threshold Effects in the Euro Area", *European Central Bank Working Paper*, No. 481.
Chen H., Terence C. and J. Bai (2012). "Theory and Applications of TAR Model with Two Threshold Variables", *Econometric Reviews*, 31(2), pp. 142-170.
Christiano L.J., Motto R. and M. Rostagno (2010). Financial Factors in Economic Fluctuations, ECB Working Paper, No. 1192.
Curdia V. and D. Finocchiaro (2012). *Monetary Regime Change and Business Cycles*, Federal Reserve Bank of San Francisco, No. 294.
Dib A. (2010). Banks, Credit Market Frictions, and Business Cycles, Bank of Canada Working Paper 2010-24.
Dolado, J. and R. Maria-Dolores (2001). An Empirical Study of The Cyclical Effects of Monetary Policy in Spain (1977-1997). Investigaciones Economicas, 25(1), pp. 3-30.
Enders, W. (2010). Applied Economic Time Series, 3_{rd} Edition.
Fatas A. and I. Mihov (2001). "The Effects of Fiscal Policy on Consumption and Employment: Theory and Evidence", *Centre for Economic Policy Research Discussion Paper*, No. 2760.
Fazzari S., Morley J. and I. Panovska (2011). "Fiscal Policy Asymmetries: A Threshold Vector Autoregression Approach", *Journal of Applied Econometrics*, 32, pp. 1-31.
Ferraresi T., Roventini A. and G. Fgiolo (2014). "Fiscal Policies and Credit Regimes: A TVAR Approach", *Journal of Applied Econometrics.*
Fry-Mckibbin R. and J. Zheng (2016). *Effects of US Monetary Policy Shocks During Financial Crises - A Threshold Vector Autoregression Approach*, CAMA Working Paper 25/2016.
Gately D. and H.G. Huntington (2001). "The Asymmetric Effects of Changes in Price and Income on Energy and Oil Demand", *Energy Journal*, 23(1), pp. 19-55.
Gertler M. and S. Gilchrist (1994). "Monetary Policy, Business Cycles, and the Behaviour of Small Manufacturing Firms", *Quarterly Journal of Economics*, 109(2), pp. 309-40.
Kazanas Th. and E. Tzavalis (2011). Threshold Models for Monetary Policy Rules for The Euro Area, Bank of Greece Working Paper, No. 130.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-30]
[DOI: 10.61882/qjerp.33.114.164]

Karras G. (1996). "Why Are the Effects of Money-Supply Shocks Asymmetric? Convex Aggregate Supply or Pushing on a String", *Journal of Macroeconomics*, 18(4), pp. 605-619.

Kiyotaki N. and J.H. Moore (1997). "Credit Cycles", *Journal of Political Economy*, 105, pp. 211-248.

Komlan F. (2013). "The Asymmetric Reaction of Monetary Policy to Inflation and the Output Gap: Evidence from Canada", *Economic Modeling*, Vol.30 , pp. 911-923.

Komlan F. (2011). *Should Canadian Monetary Policy Respond to Asset Prices?* Evidence from a Structural Model, MPRA Paper No. 28039

Khoza K., Thebe R. and A. Phiri (2016). *Nonlinear Impact of Inflation on Economic Growth in South Africa: A Smooth Transition Regression (STR) Analysis*, MPRA Paper, No. 73840.

Majoul A. and O.M. Daboussi (2016). "Nonlinear Effects of the Financial Crisis on Economic Growth in Asian Countries: Empirical With A PSTR Model", *Asian Economic and Financial Review*, 6(8), pp. 445-456.

Mandler, M. (2010). "Regime-Dependent Effects of Monetary Policy Shocks: Evidence from Threshold Vector Autoregressions", *Discussion Paper Series in Economics*, No. 08-2010.

Morgan, D.P. (1993). "Asymmetric Effect of Money Policy", *Economic Review*, Federal Reserve Bank of Kansas City, 78(2), pp. 21-33.

Oluitan, R.O. (2012). "Bank Credit and Economic Growth: Evidence from Nigeria", *International Business and Management*, 5(2), pp. 102-110.

Potter, M. (1995). "A Nonlinear Approach to US GNP", *Journal of Applied Econometrics*, 10(2), pp. 109-125.

Ravn, M.O. and M. Sola. (1997). "Asymmetric Effects of Monetary Policy in The US: Positive vs. Negative or Big vs. Small", *Economics Working Paper*, No. 247.

Søren Hove Ravn (2013). "Asymmetric Monetary Policy Towards the Stock Market: A DSGE Approach", *Journal of Macroeconomics*, 39(part A), pp. 24-41.

Qureshi,M and Javed, M. (2024). "Asymmetric Effect of Monetary Policy on Asset Prices: Contractionary VS Expansionary Regimes", *Forman Journal of Economic Studies*, Vol. 20(1). pp. 23-41

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-30]

[DOI: 10.61882/qjerp.33.114.164]

پیوست‌ها

برآورد متغیر آستانه با استفاده از تورم

```
Threshold Estimate                          0.0250013
Confidence Interval - Uncorrected           0.01941809 0.09908534
Confidence Interval - Het Corrected Quad    0.02105341 0.09908534
Confidence Interval - Het Corrected NP      0.02105341 0.09908534


Regime 1 : Threshold variable less than     0.0250013
Number of observations                      33

Estimates     S.E.          Lower         Upper
0.7104806     0.1204119     0.425916     1.158683
0.2451337     0.1408716     -0.1779989     0.558545
0.05372664     0.04376259     -0.1661973     0.1733311
0.08915564     0.04253717     -0.05983008     0.205065

Regime 2 : Threshold variable greater than 0.0250013
Number of observations                      90

Estimates     S.E.          Lower         Upper
0.5944272     0.09348984     -0.3654112     1.054191
0.3471794     0.09030301     0.07862389     0.9537841
-0.1138381     0.04613348     -0.2918398     0.1595776
0.01978821     0.020233     -0.06189184     0.1442324
```

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-30]

[DOI: 10.61882/qjerp.33.114.164]

```
Threshold Estimate                          0.05937205
Confidence Interval - Uncorrected           -0.1634344 0.1456919
Confidence Interval - Het Corrected Quad    -0.1458758 0.1456919
Confidence Interval - Het Corrected NP      -0.1458758 0.1456919


Regime 1 : Threshold variable less than     0.05937205
Number of observations                      88

Estimates      S.E.           Lower          Upper
0.8939205     0.05862169     0.6943903     1.24009
-0.01628438     0.03885708     -0.1967165     0.1796271
0.1401673     0.05513473     -0.2249448     0.3550626
0.01172612     0.01306951     -0.1522177     0.09271661

Regime 2 : Threshold variable greater than 0.05937205
Number of observations                      35

Estimates      S.E.           Lower          Upper
0.7810736     0.1437722     0.4699304     1.519187
0.09525388     0.05374492     -0.2335378     0.2087903
-0.2093703     0.09914512     -0.5142499     0.2083665
0.162584     0.02686103     -0.03926193     0.2255756
```

System: UNTITLED
Estimation Method: Generalized Method of Moments
Date: 01/30/25 Time: 23:17
Sample: 1371Q1 1391Q2
Included observations: 82
Total system (unbalanced) observations 325
Kernel: Bartlett, Bandwidth: Fixed (4), No prewhitening
Iterate coefficients after one-step weighting matrix
Convergence achieved after: 1 weight matrix, 7 total coef iterations

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-028102/0	002782/0	-10295/10	0000/0
C(2)	536145/0	045995/0	65672/11	0000/0
C(3)	-095223/0	020051/0	-749119/4	0000/0
C(4)	-454109/0	035651/0	-73776/12	0000/0
C(5)	114132/0	043031/0	652324/2	0084/0
C(6)	280688/0	029061/0	658586/9	0000/0
C(7)	691473/0	022107/0	27859/31	0000/0
C(8)	199536/0	013382/0	91036/14	0000/0
C(9)	026445/0	003392/0	795472/7	0000/0
C(10)	091293/0	029526/0	092008/3	0022/0

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-30]

[DOI: 10.61882/qjerp.33.114.164]

C(11)	591807/0	041458/0	27478/14	0000/0
C(12)	189895/0	017256/0	00464/11	0000/0
C(13)	626263/0	069199/0	050166/9	0000/0
C(14)	-986892/0	085434/0	-55146/11	0000/0
C(15)	001188/0	000328/0	619099/3	0003/0
C(16)	052384/0	000693/0	54745/75	0000/0
C(17)	001674/0	000520/0	218361/3	0014/0
C(18)	-001645/0	000440/0	-739959/3	0002/0

Determinant residual covariance	38/3E-13
J-statistic	255195/0

Equation: GAP(1)=C(1)+C(2)*GAP+C(3)*GAP(-1)+C(4)*(DM(-1)-INF(-1))
+C(5)*(DM(-2)-INF(-2))+C(6)*DSTIND
Instruments: GAP(-1) GAP(-2) GAP(-3) GAP(-4) INF(-1) INF(-2) INF(-3)
INF(-4) DSTIND(-1) DSTIND(-2) DSTIND(-3) DSTIND(-4) DM(-1)
DM(-2) DM(-3) DM(-4) DER(-1) DER(-2) DER(-3) DER(-4) C
Observations: 82

R-squared	082896/0	Mean dependent var	-024006/0
Adjusted R-squared	022560/0	S.D. dependent var	100923/0
S.E. of regression	099778/0	Sum squared resid	756635/0
Durbin-Watson stat	672135/2		

Equation: INF(1)=C(7)*INF+C(8)*INF(-1)+C(9)*GAP+C(10)*(DER)
Instruments: GAP(-1) GAP(-2) GAP(-3) GAP(-4) INF(-1) INF(-2) INF(-3)
INF(-4) DSTIND(-1) DSTIND(-2) DSTIND(-3) DSTIND(-4) DM(-1)
DM(-2) DM(-3) DM(-4) DER(-1) DER(-2) DER(-3) DER(-4) C
Observations: 82

R-squared	-912424/0	Mean dependent var	054080/0
Adjusted R-squared	-985979/0	S.D. dependent var	042128/0
S.E. of regression	059369/0	Sum squared resid	274923/0
Durbin-Watson stat	819924/2		

Equation: DSTIND(1)=C(11)*DSTIND+C(12)*DSTIND(-1)+C(13)*(DM(
-1)-INF(-1))+C(14)*(DM(-2)-INF(-2))
Instruments: GAP(-1) GAP(-2) GAP(-3) GAP(-4) INF(-1) INF(-2) INF(-3)
INF(-4) DSTIND(-1) DSTIND(-2) DSTIND(-3) DSTIND(-4) DM(-1)
DM(-2) DM(-3) DM(-4) DER(-1) DER(-2) DER(-3) DER(-4) C
Observations: 82

R-squared	-329637/0	Mean dependent var	071565/0
Adjusted R-squared	-380777/0	S.D. dependent var	156120/0
S.E. of regression	183451/0	Sum squared resid	625028/2
Durbin-Watson stat	745917/2		

Equation: 0 = C(15)*(DM - DM(-1)) -C(15)*975/0*(DM(1) - DM)+
(975/0^2)*(INF(3) - C(16))*(C(9)*C(4))+ (975/0^3)*(INF(4) - C(16))
(C(9)(C(5) + C(2)*C(4)) + C(7)*C(9)*C(4)) + C(17)*975/0*GAP(2)
C(4)+ C(17)(975/0^2)*GAP(3)*(C(5) + C(2)*C(4) + C(12)*C(6))+
C(17)*(975/0^3)*GAP(4)*(C(2)*(C(5) + C(2)*C(4)) + C(6)*(C(12) +

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-30]
[DOI: 10.61882/qjerp.33.114.164]

C(12)*C(14))) + C(18)*975/0*DSTIND(2)*(C(12) + C(4)*C(11))+
C(18)*(975/0^2)*DSTIND(3)*(C(13) + C(12)*C(14) + C(11)*C(2)
C(4))+ C(18)(975/0^3)*DSTIND(4)*(C(14)*(C(13) + C(12)*C(14))
+ C(5)*C(9)*C(11))
Instruments: GAP(-1) GAP(-2) GAP(-3) GAP(-4) INF(-1) INF(-2) INF(-3)
INF(-4) DSTIND(-1) DSTIND(-2) DSTIND(-3) DSTIND(-4) DM(-1)
DM(-2) DM(-3) DM(-4) DER(-1) DER(-2) DER(-3) DER(-4) C
Observations: 79

Mean dependent var	000000/0	S.E. of regression	000687/0
Sum squared resid	07/3E-05	Durbin-Watson stat	353163/1

x

تورم به عنوان متغیر بیشتر از استانه

System: UNTITLED
Estimation Method: Generalized Method of Moments
Date: 01/31/25 Time: 00:20
Sample: 1371Q2 1392Q1
Included observations: 84
Total system (unbalanced) observations 333
Kernel: Bartlett, Bandwidth: Fixed (4), No prewhitening
Iterate coefficients after one-step weighting matrix
Convergence achieved after: 1 weight matrix, 6 total coef iterations

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-027304/0	001812/0	-07141/15	0000/0
C(2)	-088436/0	038530/0	-295263/2	0224/0
C(3)	050007/0	016376/0	053619/3	0025/0
C(4)	-052413/0	009782/0	-357965/5	0000/0
C(5)	218245/0	023884/0	137674/9	0000/0
C(6)	068351/0	013702/0	988560/4	0000/0
C(7)	052321/1	028377/0	08396/37	0000/0
C(8)	125977/0	010749/0	71990/11	0000/0
C(9)	-121298/0	014470/0	-382563/8	0000/0
C(10)	-330029/0	020952/0	-75195/15	0000/0
C(11)	574134/0	023554/0	37512/24	0000/0
C(12)	-073553/0	012769/0	-760323/5	0000/0
C(13)	-241904/0	056499/0	-281548/4	0000/0
C(14)	440974/0	058005/0	602392/7	0000/0
C(15)	003134/0	000458/0	840409/6	0000/0

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-30]

[DOI: 10.61882/qjerp.33.114.164]

C(16)	064356/0	002360/0	26879/27	0000/0
C(17)	-011133/0	002327/0	-783927/4	0000/0
C(18)	001920/0	000617/0	111713/3	0020/0

Determinant residual covariance	14/5E-13
J-statistic	253395/0

Equation: GAP(1)=C(1)+C(2)*GAP+C(3)*GAP(-1)+C(4)*(DM(-1)-INF(-1))
+C(5)*(DM(-2)-INF(-2))+C(6)*DSTIND
Instruments: GAP(-1) GAP(-2) GAP(-3) GAP(-4) INF(-1) INF(-2) INF(-3)
INF(-4) DSTIND(-1) DSTIND(-2) DSTIND(-3) DSTIND(-4) DSTIND(
-5) DM(-1) DM(-2) DM(-3) DM(-4) DER(-1) DER(-2) DER(-3) DER(
-4) C
Observations: 84

R-squared	084457/0	Mean dependent var	-020359/0
Adjusted R-squared	025768/0	S.D. dependent var	097645/0
S.E. of regression	096379/0	Sum squared resid	724536/0
Durbin-Watson stat	173882/2		

Equation: INF(1)=C(7)*INF+C(8)*INF(-1)+C(9)*GAP+C(10)*(DER)
Instruments: GAP(-1) GAP(-2) GAP(-3) GAP(-4) INF(-1) INF(-2) INF(-3)
INF(-4) DSTIND(-1) DSTIND(-2) DSTIND(-3) DSTIND(-4) DSTIND(
-5) DM(-1) DM(-2) DM(-3) DM(-4) DER(-1) DER(-2) DER(-3) DER(
-4) C
Observations: 84

R-squared	-777701/0	Mean dependent var	059480/0
Adjusted R-squared	-844365/0	S.D. dependent var	041750/0
S.E. of regression	056700/0	Sum squared resid	257190/0
Durbin-Watson stat	716932/2		

Equation: DSTIND(1)=C(11)*DSTIND+C(12)*DSTIND(-1)+C(13)*(DM(
-1)-INF(-1))+C(14)*(DM(-2)-INF(-2))
Instruments: GAP(-1) GAP(-2) GAP(-3) GAP(-4) INF(-1) INF(-2) INF(-3)
INF(-4) DSTIND(-1) DSTIND(-2) DSTIND(-3) DSTIND(-4) DSTIND(
-5) DM(-1) DM(-2) DM(-3) DM(-4) DER(-1) DER(-2) DER(-3) DER(
-4) C
Observations: 84

R-squared	-324692/0	Mean dependent var	079711/0
Adjusted R-squared	-374368/0	S.D. dependent var	156326/0
S.E. of regression	183267/0	Sum squared resid	686932/2
Durbin-Watson stat	625157/2		

Equation: 0 = C(15)*(DM - DM(-1)) -C(15)*975/0*(DM(1) - DM)+
(975/0^2)*(INF(3) - C(16))*(C(9)*C(4))+ (975/0^3)*(INF(4) - C(16))
(C(9)(C(5) + C(2)*C(4)) + C(7)*C(9)*C(4)) + C(17)*975/0*GAP(2)
C(4)+ C(17)(975/0^2)*GAP(3)*(C(5) + C(2)*C(4) + C(12)*C(6))+
C(17)*(975/0^3)*GAP(4)*(C(2)*(C(5) + C(2)*C(4)) + C(6)*(C(12) +
C(12)*C(14))) + C(18)*975/0*DSTIND(2)*(C(12) + C(4)*C(11))+
C(18)*(975/0^2)*DSTIND(3)*(C(13) + C(12)*C(14) + C(11)*C(2)

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-30]
[DOI: 10.61882/qjerp.33.114.164]

C(4))+ C(18)(975/0^3)*DSTIND(4)*(C(14)*(C(13) + C(12)*C(14))
+ C(5)*C(9)*C(11))
Instruments: GAP(-1) GAP(-2) GAP(-3) GAP(-4) INF(-1) INF(-2) INF(-3)
INF(-4) DSTIND(-1) DSTIND(-2) DSTIND(-3) DSTIND(-4) DSTIND(
-5) DM(-1) DM(-2) DM(-3) DM(-4) DER(-1) DER(-2) DER(-3) DER(
-4) C
Observations: 81

Mean dependent var	000000/0	S.E. of regression	000950/0
Sum squared resid	05/6E-05	Durbin-Watson stat	666880/2

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-30]

[DOI: 10.61882/qjerp.33.114.164]