قاعده‌ی گسترش یافته تیلور: مطالعه موردی ایران ۸۶-۱۳۵۷

وحید تقی‌نژاد عمران[۱] محمد بهمن[۲]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۱/۰۳/۱۳ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۱/۰۹/۲۵

چکیده

هدف نهایی سیاست پولی، دستیابی به ثبات قیمت‌ها و تولید بالا است. در این راستا، بانک مرکزی عموماً با تغییر نرخ بهره و یا نرخ رشد پایه پولی اقدام به اعمال سیاست می‌کند. قاعده تیلور، یکی از قاعده‌های شناخته شده در زمینه هدایت سیاست پولی است. بر پایه این سیاست، بانک مرکزی با توجه به انحراف تولید و تورم از هدف‌های معین شده، اقدام به کاهش یا افزایش نرخ بهره می‌کند. به‌کارگیری قاعده‌ی تیلور در ایران با دو مشکل مواجه است: نخست اینکه این قاعده از پایه اقتصاد خردی برخوردار نیست و دوم اینکه مخصوصاً در کوتاه‌مدت، پایه پولی در ایران به جای نرخ بهره، متغیر سیاست پولی است.

در این مطالعه، ابتدا با بیان پایه اقتصاد خردی، قاعده‌ی تیلور به‌گونه‌ای گسترش می‌یابد که متغیر سیاستی به جای نرخ بهره، نرخ رشد پایه پولی است. سپس، سازگاری تابع واکنش بانک مرکزی با قاعده گسترش یافته تیلور به کمک دو روش گشتاورهای تعمیم‌یافته GMM و بردار همجمعی یوهانسن - جوسیلیوس و با استفاده از داده‌های اقتصاد ایران برای دوره زمانی ۸۷-۱۳۵۷ بررسی می‌شود. نتایج نشان می‌دهد که واکنش مقامات پولی نسبت به انحراف تولید، سازگار با قاعده گسترش یافته تیلور بوده در حالی که این واکنش نسبت به انحراف تورم سازگار نیست.

واژگان کلیدی: سیاست پولی، قاعده‌ی تیلور، تابع واکنش، ایران.

JEL: E31, E52, E58.

۱. مقدمه

هدف نهایی سیاست پولی رسیدن به ثبات قیمت‌ها و بیکاری پایین است. در سال‌های اخیر به توصیه اقتصاددانان، مقامات پولی قواعد ساده و آشکاری را برای هدایت سیاست پولی به کار می‌گیرند.[۳] پرسش

۱. استادیار دانشگاه مازندران، Email: omran@umz.ac.ir

۲. دانشجوی کارشناسی ارشد اقتصاد دانشگاه مازندران، Email:mohammad_bahman@yahoo.com

3. Taylor (1993)

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1391.3.9.6.0]

کلیدی در اینجا این است که بانک مرکزی چه نوع قاعده‌ای را برای هدایت سیاست پولی در فرایند تصمیم‌سازی خود به کار گیرد.

قاعده‌های سیاست پولی نخست بر پایه حجم پول تعریف می‌شد، فریدمن[1] (۱۹۶۸) استدلال می‌کند که سیاست‌گذار باید تلاش داشته باشد که نرخ رشد معیار پولی همچون M_1 یا M_2 را در سطحی پایدار و پایین نگه دارد. ولی در دو دهه اخیر با تضعیف ارتباط میان حجم پول و تقاضای کل در بسیاری از کشورها، موجب شد بانک‌های مرکزی در واکنش به تکانه‌ها، از حجم پول تنها به عنوان یک نماگر استفاده کرده و نرخ بهره کوتاه‌مدت اسمی را تعدیل کنند. این واقعیت‌ها محققین را بر آن داشت تا قاعده‌ی نرخ بهره را در نظر بگیرند. تیلور (۱۹۹۳) بدون بیان پایه‌های خردی تنها با توجه به تجربه سیاست پولی ایالات متحده قاعده‌ی ساده‌ای برای هدایت سیاست پولی مطرح کرد. در قاعده‌ی پولی تیلور، نرخ بهره اسمی روی وجوه بانک مرکزی به‌عنوان متغیر سیاستی است که نسبت به انحراف تولید و انحراف تورم از مقادیر هدفشان، واکنش نشان می‌دهد. با توجه به اینکه در ایران به جای نرخ بهره، متغیر سیاست پولی به ویژه در کوتاه‌مدت، بیشتر حجم پول است؛ مطالعه حاضر سعی دارد نخست با بیان پایه اقتصاد خردی، قاعده‌ی تیلور را به حالتی گسترش دهد که متغیر سیاستی نرخ رشد حجم پول به جای نرخ بهره قرار گیرد؛ به گونه‌ای که نشان دهد قاعده‌ی تیلور به طور ضمنی همان قاعده‌ی پولی فریدمن است. همچنین این مطالعه سعی دارد به کمک داده‌های ایران برای دوره زمانی ۱۳۵۷ تا ۱۳۸۷، بااستفاده از دو روش گشتاورهای تعمیم‌یافته و آزمون‌های همجمعی، سازگاری سیاست‌های پولی ایران را با قاعده‌ی گسترش یافته تیلور بررسی کند.

۲. پیشینه تحقیق

بانک مرکزی برای دستیابی به هدف نهایی خود هدف‌های میانی را برمی‌گزیند که معروف‌ترین آن حجم پول و نرخ بهره است. بسیاری از اقتصاددانان از جمله فریدمن که تورم را ناشی از ناسازگاری پویای سیاست پولی می‌دانند، توصیه دارند که پذیرش یک قاعده‌ی سفت و سخت درباره رفتار حجم پول می‌تواند مسئله ناسازگاری پویا را برطرف ساخته و به تورم پایین‌تر بیانجامد. البته حمایت از قاعده‌های پولی فراتر از این است. اساس استدلال برای حمایت از هدایت سیاست پولی بر مبنای هدف‌های میانی دو قسمت دارد. نخست اینکه این متغیرهای میانی همچون حجم پول و نرخ بهره ارتباط تنگاتنگی با هدف‌های نهایی دارند. دوم تلاش سیاست‌گذاران برای دستیابی به هدف‌های نهایی می‌تواند به خطاهای منظم در سیاست منجر شود. این خطاها دو منبع دارند: الف) سیاست‌گذار ممکن است زیر فشار سیاسی باشد؛ سیاستگذاران خارج

1. Friedman

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1391.3.9.6.0]

از بانک مرکزی و مردم وزن بیشتری روی هزینه‌های کوتاه‌مدت بیکاری نسبت به هزینه‌های بلندمدت تورم می‌دهند. این می‌تواند به دلیل نرخ تنزیل بالاتر یا فهم نادرست آنها از چگونگی کارکرد اقتصاد باشد.
ب) سیاست‌گذاران پولی هدف‌های دیگری غیر از رفاه اجتماع همانند ابقا در سمت خود یا افزایش درآمد حق‌الضرب را در پیش گیرند.

تیلور (۱۹۹۳) قاعده‌ی ساده‌ای را برای نرخ بهره ارائه داد. قاعده‌ی تیلور دو جز دارد. در جز نخست نرخ بهره واقعی هنگامی افزایش می‌یابد که نرخ بهر اسمی بیشتر از نرخ تورم افزایش یابد (یعنی؛ $b > 1$ است). در جز دوم نرخ بهره واقعی هنگامی که تولید زیر سطح نرمال قرار دارد کاهش می‌یابد و بالعکس:

$$i_t - \pi_t = a + b\pi_t + c(\ln y_t - \ln \bar{y}_t) \qquad (۱)$$

در معادله (۱) π_t نشانگر نرخ تورم، y_t تولید ناحالص داخلی و i_t نرخ بهره اسمی می‌باشد. اگر $\bar{r}_t$ نرخ بهره واقعی در هنگام $y_t = \bar{y}_t$ باشد، آنگاه داریم:

$$i_t - \pi_t = \bar{r}_t + b(\pi_t - \pi_t^*) + c(\ln y_t - \ln \bar{y}_t) \qquad (۲)$$

در اینجا $\pi_t^* = {(\pi_t - a)}/{b}$ نشانگر نرخ تورم هدف می‌باشد. بانک مرکزی باید نرخ بهره واقعی را از سطح تعادل بلندمدت خود هنگامی که تورم از تورم هدف بیشتر است و یا تولید از سطح تولید طبیعی فراتر است، فراتر ببرد. تیلور دریافت نرخ بهره واقعی و نرخ تورم هدف ۲٪ و همچنین ضرایب انحراف تولید و انحراف تورم برابر ۰/۵ تبیین مناسبی از تجربه سیاست پولی ایالات متحده بدست می‌دهد.

سونسون[1] (۱۹۹۷) و بال[2] (۱۹۹۹) با به‌کارگیری مدل عرضه و تقاضای کل و تابع زیان بانک مرکزی نشان دادند که سیاست بهینه پولی، شکلی مانند قاعده‌ی تیلور دارد. همچنین نشان دادند ضرایب روی انحراف‌های تولید و تورم چه ویژگی‌هایی دارند. ایراد مدل آنها این است که برای رفتار کارگزاران بخش خصوصی و یا تابع زیان بانک مرکزی پایه‌های خردی ارائه نکردند.

تیلور (۲۰۰۰) قاعده‌های سیاست پولی را برای اقتصادهای با بازار نوظهور آزمون کرد و دریافت که نتایج در این نوع اقتصادها مشابه با اقتصادهای توسعه یافته می‌باشد. او همچنین پی‌برد در این اقتصادها که سیاست تثبیت دایمی نرخ ارز اعمال نمی‌شود تنها سیاست قابل اتکا سیاست سه گانه نرخ ارز شناور، هدف‌گذاری تورم و قاعده‌ی سیاست پولی است.

1. Svensson
2. Ball

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1391.3.9.6.0]

کتنر و پوسن[1] (۲۰۰۴) به بررسی رابطه‌ی میان قاعده‌ی تیلور و سیاست‌های پولی در ژاپن پرداختند. آنها دو مورد از اختلالات را، در دهه‌های اخیر مورد آزمون قرار دادند. نخست موضوع همبستگی شدید و غیرمعمول سیاست‌های پولی با تولید بالقوه در زمان رکود است، که باعث می‌شود تابع عکس‌العمل نسبت به معیار تولید بالقوه بسیار حساس باشد. اختلال دوم، غفلت از انتظارات سیاستی است که بحران بزرگی با عنوان نرخ‌های بهره اسمی نزدیک به صفر را باعث می‌شود.

لی و وانگ[2] (۲۰۰۹) به بررسی کارایی قاعده‌های مانند قاعده‌ی تیلور در چین پرداختند. آنها بااستفاده از داده‌ها سری زمانی در دوره ۱۹۹۴ – ۲۰۰۶ پی‌بردند که قاعده‌ی تیلور در چین ناپایدار بوده است و همچنین بین نرخ بهره و انحراف تولید ارتباط کمی وجود داشته به گونه‌ای که بانک مرکزی روی تورم در مقایسه با رشد اقتصادی تمرکز بیشتری دارد.

حیات و میشرا[3] (۲۰۰۹) به بررسی سیاست پولی فدرال رزرو و قاعده‌ی تیلور غیرخطی پرداختند. در این راستا آنها قاعده‌ی تیلور غیرخطی را، به‌منظور یافتن نحوه واکنش نرخ وجوه فدرال به انحراف تولید و انحراف تورم در زمان جنگ تخمین زدند. نتایج مطالعه مذکور نشان داد هنگامی که نرخ تورم بین ۶/۵ تا ۸/۵٪ است سیاست پولی فدرال رزرو، واکنش قابل توجهی به تغییرات نرخ تورم از خود نشان داده است، درحالی که واکنش محسوسی به انحراف تولید ندارد.

مهروترا و سانچز-فونگ[4] (۲۰۱۱) به ارزیابی قاعده‌های تیلور و مک‌کالوم در میان اقتصادهای با بازارهای نوظهور پرداختند. در مطالعه آنها دو دیدگاه تیلور و مک‌کالوم از نظر ابزار و هدف با هم ترکیب شدند. تابع واکنش سیاست پولی تیلور – مک کالوم برآوردی مربوط به ۲۰ بازار نوظهور نشان می‌دهد که قاعده‌ی تیلور– مک کالوم با ابزار نرخ بهره و انحراف درآمد اسمی هدف، بهتر از تابع واکنش تیلور سیاست‌های پولی را توصیف می‌کند.

ختایی و سیفی‌پور (۱۳۸۵) در مطالعه‌ای به بررسی ابزارها و قواعد شناخته شده سیاست‌های پولی در اقتصاد ایران طی برنامه سوم توسعه اقتصادی و اجتماعی پرداختند. آنها در قسمتی از مطالعه خود به محاسبه نرخ بهره قاعده تیلور و ارزیابی عملکرد قاعده تیلور عمومی در اقتصاد ایران پرداختند. در این تحقیق از دو سناریو برای تعیین تورم هدف استفاده شد. در سناریوی اول، از نرخ تورم هدف در برنامه توسعه به‌عنوان تورم هدف استفاده شد. در سناریو دوم فرض شد که هدف اقتصاد دستیابی به نرخ تورم تک رقمی ۹٪

1. Kuttner and Posen
2. Li and Wang
3. Hayat and Mishra
4. Mehrotra and Sanchez-Fung

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1391.3.9.6.0]

است. نتایج مطالعه آنها نشان داد که بر طبق سناریو اول، در سال‌های ۱۳۷۹ و ۱۳۸۰ نرخ بهره قاعده تیلور کمتر از نرخ سود اقتصاد است این موضوع نشان می‌دهد که مقامات پولی کشور اهمیت بیشتری به نرخ تورم پایین به‌عنوان یک هدف نهایی سیاست پولی در مقایسه با انحراف تولید قائل بوده‌اند و سیاست اعمال شده بیش از اندازه انقباضی است. در مقابل در سال‌های ۸۳-۱۳۸۱ نرخ بهره قاعده تیلور بیشتر از نرخ سود اقتصاد است که حاکی از اهمیت بیشتر مقامات پولی به انحراف تولید در مقایسه با تورم پایین است و سیاست اعمال شده بیش از اندازه انبساطی است.

در مقابل بر طبق سناریو دوم، تنها در سال ۱۳۷۹ مقامات پولی سیاست مناسب اعمال نموده‌اند ولیکن در سال ۱۳۸۰ سیاست پولی اعمال شده بیش از اندازه انقباضی بوده و همچنین در سال‌های ۱۳۸۱تا ۱۳۸۳ بیش‌از اندازه انبساطی بوده است.

۳. تبیین پایه اقتصاد خردی قاعده‌ی گسترش‌یافته تیلور

برای بیان پایه اقتصاد خردی قاعده‌ی تیلور و گسترش آن برای حالتی که نرخ رشد پایه‌ی پولی، متغیر سیاستی بانک مرکزی است، اقتصادی را در نظر بگیرید که در آن کارگزاران اقتصادی یکسان، تنها یک کالا تولید می‌کنند. این کالا می‌تواند به سرمایه‌گذاری یا مصرف اختصاص یابد. در آغاز دوره t خانوار نماینده ترکیب مصرف، فراغت و مانده‌ی واقعی پول طی دوره را تعیین می‌کند. این انتخاب‌ها با توجه به محدودیت منابع و زمان پیش روی کارگذار اقتصادی انجام می‌گیرد.

در شرایط تصادفی خانوار مطلوبیت انتظاری‌اش را با توجه به محدودیت بودجه خود حداکثر می‌سازد. ترجیحات هر خانوار این گونه است:

$$U = Max\ E_t\left[\sum_{i=0}^{\infty}\beta^i\, u(C_{t+i}, \frac{M_{t+i}}{P_{t+i}}, L_{t+i})\right], \quad 0 < \beta < 1 \qquad (۳)$$

در اینجا β عامل تنزیل، c_t مصرف دوره t، L_t مقدار زمان فراغت در دوره t، $\frac{M_t}{P_t}$ مانده واقعی نگهداری شده توسط فرد در دوره t و E_t عملگر امید ریاضی می‌باشد. ویژگی اساسی ساختار ارائه شده، این است که سلیقه‌های کارگزاران اقتصادی طی زمان ایستا بوده و از شوک‌های تصادفی برون‌زا تاثیر نمی‌پذیرد. توالی مصرف به زمان بستگی ندارد. فرض کنید $u(C, L, \frac{M}{P})$ نسبت به L، $\frac{M}{P}$ و C افزایشی و مقعر است؛ محدودیت بودجه خانوار نماینده برابر است با:

$$(dt + \rho_t)S_t + \frac{M_{t-1}}{P_t} + b_t + W_tN_t = C_t + \frac{M_t}{P_t} + \frac{b_{t+1}}{1+r_t} + \rho_t S_{t+1} + T_t \qquad (۴)$$

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1391.3.9.6.0]

در اینجا $W_t N_t$ درآمد حاصل از کار، b_t اوراق قرضه واقعی، P_t سطح عمومی قیمت‌ها، ρ_t قیمت سهام، T_t مالیات‌های یکجا و r_t نرخ بهره واقعی می‌باشد. S_t و dt به‌ترتیب نشانگر تعداد سهام و درآمد حاصل از سود سهام می‌باشد.

خانوار با وام‌گیری در دوره جاری می‌تواند بیش از درآمد خود مخارج داشته باشد. برای مصرف بلندمدت محدودیت زیر در نظر گرفته می‌شود:

$$C_t + \sum_{j=1}^{\infty}\left(\prod_{K=0}^{j-1} R_{t+K}{}^{-1}\right)C_{t+j} = Y_t + \sum_{j=1}^{\infty}\left(\prod_{K=0}^{j=1} R_{t+K}{}^{-1}\right)Y_{t+j} + A_t \qquad (۵)$$

در اینجا A_t نشانگر ثروت مالی(اوراق قرضه و سهام) و Y_t نشانگر درآمد حاصل از کار و $R_{t+k} = 1 + r_{t+k}$ است. افزون بر این، هر کارگزار اقتصادی یک واحد زمان در اختیار دارد که به‌کار N_t و فراغت L_t اختصاص می‌یابد.

$$N_t + L_t = 1$$
$$L_t = 1 - N_t$$

همچنین مقادیر متغیرها غیرمنفی است: $C_t \geq ۰$، $\frac{M_t}{P_t} \geq ۰$، $N_t \geq ۰$ و $L_t \geq ۰$.

مسئله بیشنه‌سازی خانوار نماینده با داشتن تابع مطلوبیت لگاریتم خطی به صورت زیر است:

$$x_t = Max\ E_t\left[\sum_{i=0}^{\infty}\beta^i\left(LogC_{t+i} + Log\frac{M_{t+i}}{P_{t+i}} + Log(L_{t+i})\right]\right. \qquad (۶)$$

رابطه‌ی (۶) باتوجه به محدودیت بودجه خانوار و رابطه‌ی (۴) بیشینه می‌شود. از فرایند بهینه‌یابی خانوار نتایج زیر به دست می‌آید:

$$\frac{1}{M_t} + \beta E_t\left(\frac{1}{C_{t+1}P_{t+1}}\right) = \frac{1}{C_t P_t} \qquad (۷)$$

$$\frac{1}{C_t} = \beta E\left(\frac{1}{C_{t+1}}\right)(1 + r_t) \qquad (۸)$$

در معادله‌ی (۷) با جایگذاری پی‌درپی و در نظر گرفتن $M_t = (1+\mu)^i\ M_{t-i}$ و برقراری شرط تراگردی[1] می‌توان آن را این گونه نوشت:

$$\frac{1}{C_t P_t} = \frac{1}{M_t}\left[\frac{1}{1-\beta(1+\mu)^{-1}}\right], 0 < \frac{\beta}{(1+\mu)} < 1 \qquad (۹)$$

در اینجا μ نرخ‌رشد عرضه‌پول اقتصاد است. چنانچه از رابطه‌ی (۹) لگاریتم گرفته شود، به‌دست می‌آید:

$$LogM_t - LogP_t = Log\left(\frac{1}{1-\beta(1+\mu)^{-1}}\right) + LogC_t \qquad (۱۰)$$

1. Transversality Condition

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1391.3.9.6.0]

بدین‌ترتیب معادله‌ای بدست آمد که، تابع مانده‌ی واقعی پول به طور مثبت به مصرف و به‌طورمنفی به متغیر هزینه فرصت بستگی دارد.

معادله‌ی (۸) نیز با نظریه‌های مصرف جدید در اقتصاد کلان سازگار است که بر وابستگی مصرف حال به مصرف انتظاری آینده تاکید دارند؛ یعنی پیش‌بینی‌هایی از آینده در تصمیم‌سازی‌های جاری مصرف، اثرگذار است. اثر منفی بهره واقعی روی مصرف جاری گویای جایگزینی بین‌دوره‌ای مصرف است.

در چارچوب مدل تعادل عمومی محدودیت بودجه دولت به‌شکل زیر می‌باشد:

$$G_t + \frac{M_{t+1}}{P_t} + b_t = \frac{M_t}{P_t} + \frac{b_{t+1}}{1+r_t} + T_t \qquad (۱۱)$$

در اینجا G_t نشانگر مخارج دولت در زمان t است. فرض بر این است که مخارج دولت رفاه را بهبود نمی‌دهد؛ از این رو در تابع هدف کارگزاران اقتصادی وارد نمی‌شود. دولت با مالیات‌های یکجا T_t، درآمد حق‌الضرب و همچنین انتشار اوراق قرضه b_t، مخارج خود را تامین‌مالی می‌کند.

فن‌آوری موجود برای اقتصاد توسط تابع تولید، با ویژگی بازدهی‌ثابت به مقیاس داده شده است:

$$Y_t = Z_t\, f(N_t, K_t)$$

$$Y_t = Z_t N_t^{\propto} K_t^{1-\propto}$$

در اینجا Y_t تولید کل، K_t سرمایه در دسترس آغاز دوره t، N_t عرضه نیروی کار و Z_t وضعیت فناوری را نشان می‌دهد. فرض بر این است که f(N,K) پیوسته، مقعر و خوش‌رفتار می‌باشد.

حجم سرمایه در آغاز دوره t+1 برابر است با:

$$K_t = (1-\delta)K_{t-1} + I_t$$

در اینجا δ نرخ استهلاک و I_t سرمایه‌گذاری ناخالص است. در مدل یک کالایی، تولید مصرف‌نشده به سرمایه‌گذاری اختصاص‌یافته و به حجم سرمایه دوره افزوده می‌شود. بنگاه‌ها به‌صورت رقابتی عمل کرده و گیرنده قیمت می‌باشند. هر بنگاه تابع هدف خود را با توجه به فن‌آوری تولید با بازدهی‌ثابت به مقیاس بیشینه می‌سازد:

$$\text{Max}\ (K_t, N_t): P_t Y_t - r_t K_t - W_t N_t$$

$$\text{S.t:}\ Y_t = Z_t N_t^{\propto} K_t^{1-\propto}$$

در اینجا r_t و W_t به ترتیب قیمت نهاده‌های سرمایه و کار می‌باشند. هزینه نهاده‌های کار و سرمایه برابر $r_t K_t + W_t N_t$ است. برای بنگاه، r_t و W_t داده شده است. تولید بنگاه نه تنها به نهاده‌های سرمایه و کار

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1391.3.9.6.0]

بلکه همچنین به بهره‌وری کلی عوامل تولید، Z_t، نیز بستگی دارد. مقدار به‌کارگیری بهینه بنگاه از نهاده‌های سرمایه و کار جایی است که تولید نهایی هر نهاده با قیمت هر واحد از آن نهاده برابر گردد:

$$r_t = Z_t\, f_k(N_t, K_t)$$
$$W_t = Z_t\, f_n(N_t, K_t)$$

محدودیت غیرمنفی بودن دلالت بر $K_t \geq ۰$ دارد.

قاعده‌ی گسترش‌یافته تیلور

چنانچه منحنی فیلیپس کینزین‌های جدید به صورت لگاریتمی در نظر گرفته شود، داریم:

$$LogY_t = LogY_t^{\,*} + q\left\{LogP_t - \frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N} E_{t-i}\,[Log(P_t)]\right\} \qquad (۱۲)$$

که در اینجا $Y_t^{\,*}$ تولید بالقوه است. برای سادگی فرض می‌گردد، q=1 می‌باشد.

در شرایط پیش‌بینی کامل، معادله (۸) می‌تواند به صورت لگاریتمی، این‌گونه نشان داده شود:

$$LogC_{t+1} = Log\beta + Log(1 + r_t) + LogC_t \qquad (۱۳)$$

محدودیت بودجه دوران زندگی خانوار نماینده در بلندمدت، معادله (۵)، باتوجه به اینکه، آن بخش از GDP که به مخارج سرمایه‌گذاری و مخارج دولت اختصاص نمی‌یابد، مصرف می‌گردد و با فرض $A \cong 0$ به صورت زیر است:

$$\sum_{i=0}^{\infty}\left(\frac{1}{1+r^*}\right)^i C_{t+i} = \sum_{i=0}^{\infty}\left(\frac{1}{1+r^*}\right)^i (Y_{t+i} - G_{t+i} - I_{t+i}) \qquad (۱۴)$$

و یا اینکه:

$$\sum_{i=0}^{\infty}\left(\frac{1}{1+r^*}\right)^i\left[\beta^i(1 + r^*)^i C_t\right] = \sum_{i=0}^{\infty}\left(\frac{1}{1+r^*}\right)^i (1 + g)^i \bar{C} \qquad (۱۵)$$

در اینجا g نشانگر رشد مصرف پایدار و r^* نرخ بهره بلندمدت و $\bar{C} = \bar{Y} + \bar{G} + \bar{I}$ است. اگر معادله (۱۵) یک زمان به جلو برده شود، داریم:

$$\sum_{i=0}^{\infty}\left(\frac{1}{1+r^*}\right)^i\left[\beta^i(1 + r^*)^i C_{t+1}\right] = \sum_{i=0}^{\infty}\left(\frac{1}{1+r^*}\right)^i (1 + g)^i \bar{C} \qquad (۱۶)$$

معادله (۱۶) را می‌توان به صورت زیر ساده کرد:

$$\sum_{i=0}^{\infty} \beta^i\, C_{t+1} = \sum_{i=0}^{\infty}\left(\frac{1+g}{1+r^*}\right)^i \bar{C} \qquad (۱۷)$$

و یا اینکه:

$$\frac{1}{1-\beta}\, C_{t+1} = \frac{1+r^*}{r^*-g}\, \bar{C} \qquad 0 < \frac{1+g}{1+r^*} < 1 \qquad (۱۸)$$

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1391.3.9.6.0]

چنانچه از معادله (۱۸) لگاریتم گرفته شود، رابطه زیر حاصل می‌شود:

$$LogC_{t+1} = Log(1-\beta) + Log\ \bar{C} + Log\ (1+r^*) - Log(r^* - g) \qquad (۱۹)$$

نخست معادله (۱۳) به جای $Log\ C_{t+1}$ در رابطه‌ی (۱۹) قرار داده می‌شود:

$$Log\ (C_t) = Log(1-\beta) - Log\beta + Log(1+r^*) - Log(1+r_t) + Log\bar{C}_t - Log\ (r^* - g) \qquad (۲۰)$$

با جایگذاری معادله‌ی منحنی فیلیپس کینزین‌های جدید، معادله (۱۲) به جای $Log\ (P_t)$ به دست می‌آید:

$$LogM_t - (LogY_t - LogY_t^*) - \frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N} E_{t-i}\,[Log(P_t)] = LogC_t + Log\left[\frac{1}{1-\beta(1+\mu)^{-1}}\right] \qquad (۲۱)$$

اگر در معادله (۲۱) به‌جای $Log\ C_t$ معادله (۲۰) جایگذاری شود، آنگاه داریم:

$$LogM_t = (LogY_t - LogY_t^*) + Log(1-\beta) + Log(1+r_t^*)Log(1+r_t) + Log\bar{C}_t - Log(r_t^* - g) + Log\left(\frac{1}{1-\beta(1+\mu)^{-1}}\right)\frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N} E_{t-i}\,LogP_t \qquad (۲۲)$$

با به‌کارگیری تقریب $Log(1+x) \cong x$ و کم کردن $LogM_{t-1}$ از دو طرف معادله (۲۲) خواهیم داشت.

$$g_{M_t} = \theta + (LogY_t - LogY_t^*) + (r_t^* - r_t) + \frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N}(E_{t-i}\,LogP_t - LogP_{t-N}) - (LogM_{t-1} - LogP_{t-N})$$

$$\theta \equiv Log(1-\beta) - Log\beta + Log\bar{C}_t - Log(r_t^* - g) + Log\left(\frac{1}{1-\frac{\beta}{1+\mu}}\right) \qquad (۲۳)$$

دراینجا عبارت ($LogY_t$ - $LogY_t^*$) معیاری برای انحراف تولید و ($r_t - r^*$) انحراف نرخ بهره از سطح بلندمدت‌اش می‌باشد. همچنین ($\frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N} E_{t-i}LogP_t - LogP_{t-N}$) به‌عنوان تورم تفسیر می‌گردد. با توجه به پولی‌بودن تورم و این که در مسیر یکنواخت M_{t-1} به‌وسیله بانک مرکزی تعیین می‌گردد، می‌توان $LogM_{t-1} - LogP_{t-N}$ را به‌عنوان تورم هدف دراین دوره زمانی تعبیر کرد. پس عبارت پایانی در رابطه (۲۳) نشانگر انحراف تورمی است.

در واقع رابطه (۲۳) قاعده‌ی گسترش‌یافته تیلوراست، بااین تفاوت که متغیر عملیاتی برای سیاست پولی، نرخ رشد پایه‌ی پولی به‌جای نرخ بهره است. برطبق قاعده‌ی گسترش‌یافته، بانک مرکزی نسبت‌به

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1391.3.9.6.0]

انحراف‌های تولید، تورم و حتی نرخ بهره با تعدیل نرخ رشد پایه‌پولی از خودش واکنش نشان می‌دهد. در حقیقت رابطه (۲۳) نشان می‌دهد بانک مرکزی در هدایت سیاست پولی باید از قاعده‌ای انعطاف‌پذیر تبعیت کند که نسبت‌به انحراف‌های پدید آمده در اقتصاد از خود واکنش سازگار نشان می‌دهد.

٤. الگوهای اقتصاد سنجی و تحلیل نتایج

به‌منظور بررسی سازگاری سیاست پولی ایران طی دوره زمانی ۱۳۵۷ تا ۱۳۸۷ با قاعده‌ی گسترش‌یافته تیلور در این پژوهش معادله‌ی تیلورگون (۲۳) تنها با دو انحراف تولید و انحراف تورم در نظر گرفته شد.

$$g_{M_t} = \beta_1 + \beta_2(\pi_t - \pi^*{}_t) + \beta_3(Y_t - Y^*{}_t) + \varepsilon_t \qquad (۲۴)$$

در رابطه (۲۴) g_{M_t} نرخ رشد پایه‌ی پولی، $\pi_t - \pi_t^*$ انحراف نرخ تورم دوره‌ی t از نرخ تورم هدف، π^*، و همچنین $y_t - y_t^*$ انحراف تولید واقعی از تولید بالقوه، $Y^*{}_t$، است. در اینجا β_2 نشانگر واکنش متغیر سیاستی نرخ رشد پایه‌ی پولی، در پاسخ به انحراف نرخ تورم از نرخ هدف بوده و همچنین β_3 نشانگر واکنش نرخ رشد پایه‌ی پولی در پاسخ به انحراف تولید واقعی از سطح تولید بالقوه می‌باشد. انحراف نرخ بهره واقعی از نرخ بلندمدت بر مبنای تحلیل اثر فیشر ناچیز است، از این روی برای سازگاری با قاعده تیلور مانند دیگر عبارت‌های درون θ در معادله ۲۳ در عرض از مبدا، β_1 قرار می‌گیرد. در اینجا عبارت ε_t جمله اخلال است. برآورد این ضرایب به‌منظور پی‌بردن به این موضوع است که تاکید سیاست‌گذاران در هدایت سیاست پولی در دوره مورد مطالعه بیشتر بر انحراف تورم بوده است یا انحراف تولید؟ بر پایه قاعده‌ی تیلور و قاعده‌ای که در اینجا توسط متغیر سیاستی نرخ رشد پایه پولی گسترش داده شد، هر دو ضریب انحراف در رابطه (۲۴) می‌باید منفی باشد. اگر نرخ تورم از نرخ هدف فراتر باشد بانک مرکزی نرخ رشد پایه‌ی پولی را در پاسخ به این انحراف به سمت پایین تعدیل کند و بالعکس؛ همچنین اگر تولید از سطح تولید طبیعی پایین‌تر باشد، یعنی اقتصاد در رکود باشد، مقامات پولی می‌باید با سیاست پولی انبساطی و تحریک تقاضای کل سطح تولید را به سطح طبیعی‌اش باز گردانند.

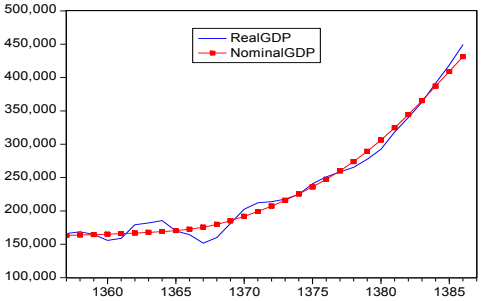
۱.٤. نتایج تجربی

دراین مطالعه از اطلاعات تولید ناخالص‌داخلی‌واقعی به‌سال پایه ۱۳۷۶برای نشان‌دادن سطح فعالیت‌های اقتصادی استفاده شد. به‌منظور محاسبه انحراف تولید نخست به‌کمک پالایه HP تولیدناخالص‌داخلی بالقوه برآورد شد. سپس از تفاضل تولید ناخالص داخلی واقعی و تولیدناخالص‌داخلی بالقوه انحراف تولید بدست آمد. در شکل‌های (۱) و (۲) به‌ترتیب تولیدناخالص داخلی واقعی، تولیدناخالص داخلی بالقوه و همچنین انحراف تولید مشاهده می‌شود.

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

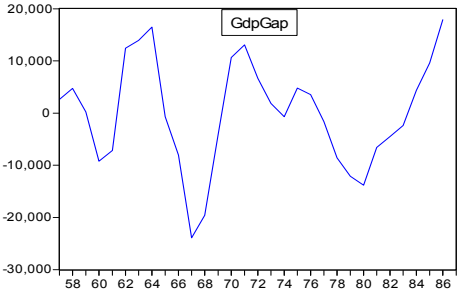
[DOR: 20.1001.1.22286454.1391.3.9.6.0]

در این تحقیق نرخ تورم از شاخص قیمت مصرف‌کننده به‌دست آمده که تغییرات سطح قیمت کالاها و خدمات مصرفی خانوارها را نشان می‌دهد. در شکل (۳) نرخ تورم محاسبه شده از شاخص قیمت مصرف‌کننده دوره مورد مطالعه مشاهده می‌شود. برای محاسبه تورم هدف در این مطالعه از دو سناریو استفاده شده است. در سناریو نخست نرخ تورم هدف به‌روش تجزیه و تحلیل تاریخی با میانگین‌گیری و نادیده‌گرفتن مشاهده‌های پرت به‌دست می‌آید که برابر ۱۵٪ محاسبه گردید. در سناریو دوم از نرخ تورم پیش‌بینی شده برنامه‌های توسعه به‌عنوان نرخ تورم هدف استفاده می‌شود. البته با توجه به‌اینکه برنامه‌های توسعه از سال ۱۳۶۸ شروع شده برای سال‌های قبل از آن نرخ تورم یک رقمی بالا یعنی ۹ ٪ به عنوان تورم هدف در نظر گرفته شد. در شکل‌های (۴) و(۵) به‌ترتیب انحراف تورمی را برای دو سناریو نرخ تورم هدف نشان می‌دهد. سرانجام نرخ رشد پایه‌ی پولی که متغیرسیاستی در اختیار بانک مرکزی است محاسبه شد که رفتار آن را در دوره مورد مطالعه در شکل (۶) می‌توان دید.



شکل ۱. تولید ناخالص داخلی واقعی و بالقوه

منبع: بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران

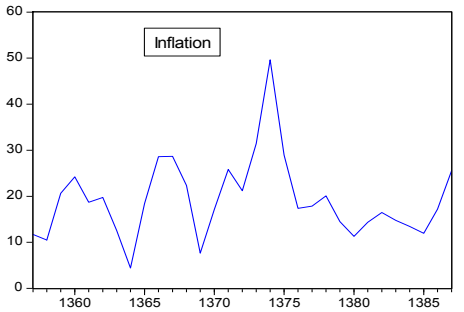


شکل۲. انحراف تولید

منبع: بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران

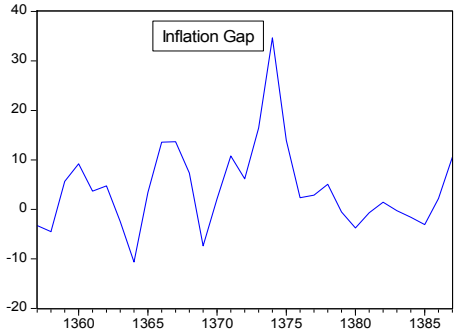
[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1391.3.9.6.0]



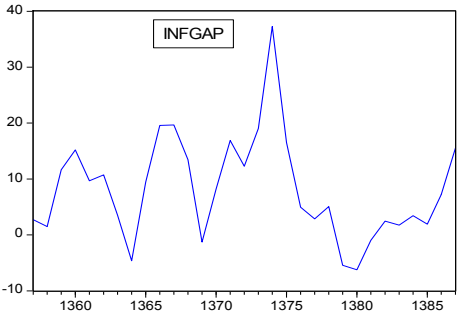
شکل ۳. تورم

منبع: بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران



شکل ٤. انحراف تورم (سناریو اول)

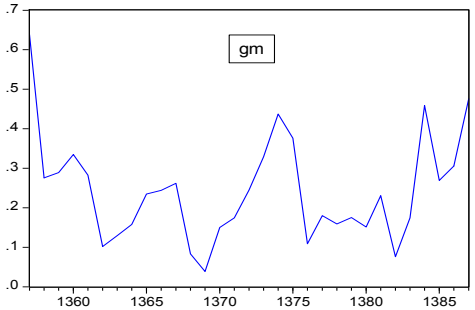
منبع: بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران



شکل ٥. انحراف تورم (سناریو دوم)

منبع: بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1391.3.9.6.0]



شکل ٦. نرخ رشد پایه‌ی پولی

منبع: بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران

هر سری زمانی را می‌توان محصول یک فرآیند تصادفی دانست. به یک فرآیند تصادفی هنگامی پایا گفته می‌شود که میانگین و واریانس در طی زمان ثابت بوده و مقدار کوواریانس بین دو دوره زمانی، تنها به فاصله یا وقفه بین دو دوره بستگی داشته و به زمان واقعی محاسبه کوواریانس ارتباطی نداشته باشد. آزمون ریشه واحد یکی از متداول‌ترین آزمون‌هایی است که امروزه برای تشخیص پایایی یک سری زمانی مورد استفاده قرار می‌گیرد. اساس آزمون ریشه واحد بر این منطق استوار است که وقتی $\rho \geq 1$ است، فرآیند خودتوضیح مرتبه اول $Y_t = \rho Y_{t-1} + U_t$ ناپایا است.

در این پژوهش از آزمون ریشه واحد دیکی - فولر تعمیم یافته[1] و نیز آزمون فلیپس-پرون[2] با مقدار ثابت و روند زمانی برای بررسی پایایی متغیرها استفاده شده است که نتایج آن به‌شرح جدول‌های زیر است:

در جدول ۱ باتوجه به اینکه قدر مطلق آماره آزمون دیکی-فولر تعمیم‌یافته و فلیپس- پرون برای همه متغیرها از قدرمطلق مقادیر بحرانی در سطح ۵٪ کمتر است لذا فرض H_0 مبنی‌بر پذیرش ناپایایی متغیرها در سطح قبول می‌شود؛ یعنی این متغیرها در سطح ناپایا هستند، به‌همین دلیل آزمون پایایی متغیرها برروی تفاضل مرتبه اول بررسی می‌شود.

همان‌طور که از اطلاعات جدول ۲ بر می‌آید همه متغیرها با یک بار تفاضل‌گیری پایا شده‌اند، یعنی همه این متغیرها جمعی از $I(1)$ می‌باشند.

1. Augmented Dickey-Fuller
2. Phillips-Perron

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1391.3.9.6.0]

جدول ۱. نتایج آزمون ریشه واحد روی سطح متغیرها

متغیر	آماره آزمون دیکی‌فولر تعمیم‌یافته	آماره آزمون فیلیپس - پرون	مقدار بحرانی در سطح			نتیجه
			٪۱	٪۵	٪۱۰	
نرخ رشد پایه پولی	−۲/۶۷	−۲/۵۶	−۳/۶۷	−۲/۹۶	−۲/۶۲	ناپایا
انحراف تولید	−۲/۷۶	−۲/۲	−۳/۷۶	−۳/۰۴	−۲/۶۴	ناپایا
انحراف تورم (روش تجزیه و تحلیل تاریخی)	−۱/۹۳	−۱/۹۶	−۳/۶۷	−۲/۹۶	−۲/۶۲	ناپایا
انحراف تورم (برنامه توسعه)	−۲.۷۷	−۲.۸۱	−۳/۶۷	−۲/۹۶	−۲/۶۲	ناپایا

منبع: محاسبات تحقیق

جدول ۲. نتایج آزمون ریشه واحد روی تفاضل مرتبه اول

متغیر	آماره آزمون دیکی‌فولر تعمیم‌یافته	آماره آزمون فیلیپس - پرون	مقدار بحرانی در سطح			نتیجه
			٪۱	٪۵	٪۱۰	
تفاضل نرخ رشد پایه پولی	−۵/۳۲	−۷/۰۶	−۴/۳۳	−۳/۵۸	−۳/۲۲	پایا
تفاضل انحراف تولید	−۵/۲۱	−۳/۰۸	−۴/۲۶	−۳/۵۵	−۳/۲۰	پایا
تفاضل انحراف تورم (روش تجزیه و تحلیل تاریخی)	−۵/۹	−۶/۳۴	−۴/۲۸	−۳/۵۶	−۳/۲۱	پایا
تفاضل انحراف تورم (برنامه توسعه)	−۵.۴۶	−۵.۴۱	−۴/۲۸	−۳/۵۷	−۳/۲۰	پایا

منبع: محاسبات تحقیق

۲.٤. برآورد مدل

برای برآورد پارامترهای مدل(۲۴) در این مطالعه نخست، روش گشتاورهای تعمیم‌یافته، GMM، ارائه‌شده به‌وسیله هنسن (۱۹۸۲) به‌کار گرفته شد. این روش با انتخاب متغیر ابزاری از مجموعه اطلاعات مدل و سپس برقرای شرایط تعامد[1]، مربوط می‌شود.

$$E[\varepsilon_t(\Omega_0).I_t] = 0 \qquad (۲۵)$$

در رابطه (۲۵) Ω_0 مقدار صحیح بردار پارامتر و ε_t جمله اخلال می‌باشد. متغیر ابزاری I_t نشانگر هر متغیر متعلق به مجموعه اطلاعات در دوره t است. ویژگی مهم برآوردگر این روش اینست که نیازی به آگاهی دقیق از توزیع جملات اخلال ندارد. فرض اصلی این روش بر این اصل بنا نهاده شده که جمله اختلال در معادله (۲۵) با متغیرهای ابزاری ناهمبسته‌اند. روش گشتاورهای تعمیم‌یافته، با انتخاب متغیر ابزاری صحیح، با اعمال یک ماتریس وزنی می‌تواند برای شرایط ناهمسانی و خود همبستگی‌های ناشناخته نیز برآوردگر سازگاری بسازد. با توجه به، بروز شکست‌ساختاری در روند طبیعی متغیرهای سری‌زمانی به-

1- Orthogonality conditons

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1391.3.9.6.0]

علت رویدادهایی چون جنگ و نیز به‌کارگرفتن سیاست‌های ناگهانی، بروز عارضه‌ی ناهمسانی واریانس دور از انتظار نبوده و نیز ارتباط درون‌زمانی میان متغیرها را نمی‌توان کنار گذاشت. در چنین شرایطی به‌کارگیری روش گشتاورهای تعمیم‌یافته مناسب است.

جدول۳. تخمین GMM

پارامتر / تخمین	β_1	β_2	β_3	R^2	DW
سناریو اول	۲۲/۶۸۸۲۶ (۱۲/۷۳۲)	۰/۶۵۳۹۰۲ (۲/۸۰۶)	-۰/۰۰۰۳۹ (-۲/۲۲)	۰/۴۳	۱/۴۴
سناریو دوم	۱۹.۵۶ (۴/۰۹)	۰/۳۱۵۲۸۹ (۲/۱۷)	-۰/۰۰۰۰۶۲۹ (-۲/۴۳)	۰/۴۶	۱/۹۲

منبع: محاسبات تحقیق

نتایج برآورد مدل (۲۴) با دو سناریو برای تورم هدف به روش گشتاورهای تعمیم‌یافته در جدول ۳ گزارش شده است. برآورد انجام‌گرفته براساس هر دو سناریو، از تابع واکنش بانک مرکزی حکایت از آن دارد ضرایب انحراف تولید و انحراف تورم هر دو از نظر آماری معنی‌دار هستند. علامت ضریب انحراف تورم با پیش‌بینی نظری قاعده‌ی گسترش‌یافته تیلور ناسازگار است، به این معنی که با وجود آنکه تورم بیشتر از تورم هدف می‌باشد، از سوی مقامات پولی اقدامی عملی برای کاهش نرخ رشد متغیر سیاستی پولی انجام نگرفته است. با توجه به اینکه ضریب برآوردی انحراف تولید در تابع واکنش بانک مرکزی دارای علامت منفی و سازگار با پیش‌بینی نظری قاعده‌ی گسترش‌یافته تیلور است، می‌توان نتیجه گرفت که مقامات پولی نسبت به انحراف تولید که آن سوی‌اش بیکاری است، اهتمام بیشتری داشته‌اند.

در برآورد الگو، استفاده از سری‌های زمانی ناپایا ممکن است به رگرسیون‌کاذب منجر شود، به‌منظور اجتناب از این ارتباط کاذب میان متغیرها، یک روش مناسب، به‌کارگیری تفاضل مرتبه‌ی اول متغیرهای سری زمانی است، اما این روش موجب از دست‌دادن اطلاعات یلندمدت در رابطه با سطح متغیرها می‌شود. لیکن با روش همجمعی می‌توان بر پایه سطح متغیرهای سری‌زمانی بدون نگرانی از وجود رگرسیون‌کاذب به رابطه بلندمدت میان متغیرهای الگو رسید. نکته‌ای که در اینجا باید مورد توجه قرار گیرد این‌است که وقتی تعداد متغیرهای الگو از دو بیشتر می‌شود، بیش از یک بردار همجمعی بین متغیرها می‌تواند وجود داشته باشد؛ در این شرایط روش‌های همجمعی نظیر روش انگل-گرنجر که بر پایه پیش‌فرض وجود تنها یک بردارهمجمعی استوارند مناسب نیستند. روش یوهانسن-جوسیلیوس که در این پژوهش از آن استفاده شده، می‌تواند بیش از یک بردار همجمعی را در صورت وجود شناسایی و تعیین کند.

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1391.3.9.6.0]

دراینجا آزمون همجمعی بااستفاده از روش یوهانسن–جوسیلیوس برای یافتن روابط تعادلی بلندمدت میان متغیرهای معرفی شده و برآورد تیلور گسترش‌یافته در ایران انجام می‌گیرد. در این روش، ابتدا از دو آزمون حداکثر مقدار ویژه و آزمون اثر برای تعیین تعداد بردارهای همجمعی استفاده می‌شود. یوهانسن–جوسیلیوس بیان می‌کنند در صورت تناقض میان نتایج حاصل از این دو آزمون در تعیین تعداد بردارهای همجمعی، از آنجایی که آزمون حداکثر مقدار ویژه، دارای فرض مقابل قاطع‌تری است، این آزمون نسبت به آزمون اثر، ارجحیت دارد. سپس در صورت اثبات وجود رابطه همجمعی، براساس متغیروابسته عمل نرمال‌کردن روی بردارهای مذکور انجام می‌شود و با تکیه بر نظریه اقتصادی، بردارهای همجمعی که دارای تفسیر اقتصادی هستند انتخاب می‌گردند.

جدول٤. نتیجه آزمون همجمعی (بااستفاده از تورم هدف بدست‌آمده از روش تجزیه و تحلیل تاریخی)

فرضیه‌ها	آماره اثر	مقادیر بحرانی براساس آزمون اثر		حداکثر مقدار ویژه	مقادیر بحرانی براساس حداکثر مقدار ویژه	
		٪۵	٪۱		٪۵	٪۱
r=0	۳۰/۱۰	۲۴/۲۷	۲۹/۵۱	۲۰/۰۱	۱۷/۷۹	۲۲/۲۵
r≤ 1	۱۰/۰۸	۱۲/۳۲	۱۶/۳۶	۸/۶۸	۱۱/۲۲	۱۵/۰۹
r≤ 2	۱/۴۰	۴/۴۰	۶/۹۴	۱/۴۰	۴/۱۲	۶/۹۴

منبع: محاسبات تحقیق

همان‌گونه که از اطلاعات جدول ۴ که برای سناریو اول نرخ تورم هدف محاسبه شده نشان می‌دهد، براساس آزمون حداکثر مقدار ویژه و آزمون اثر تنها یک بردار همجمعی وجود دارد. همچنین بر پایه اطلاعات جدول ۵ که برای سناریو دوم نرخ تورم هدف بدست آمده، پی‌می‌بریم که براساس آزمون حداکثر مقدار ویژه و آزمون اثر دو بردار همجمعی وجود دارد.

جدول ٥. نتیجه آزمون همجمعی (با استفاده از تورم هدف برنامه‌های توسعه)

فرضیه‌ها	آماره اثر	مقادیر بحرانی براساس آزمون اثر		حداکثر مقدار ویژه	مقادیر بحرانی براساس حداکثر مقدار ویژه	
		٪۵	٪۱		٪۵	٪۱
r=0	۶۲/۰۸	۳۵/۱۹	۴۱/۱۹	۳۲/۴۸	۲۲/۲۹	۲۷/۰۶
r≤ 1	۲۹/۵۹	۲۰/۲۶	۲۵/۰۷	۲۲/۶۵	۱۵/۸۹	۲۰/۱۶
r≤ 2	۶/۹۴	۹/۱۶	۱۲/۷۶	۶/۹۴	۹/۱۱۶	۱۲/۷۶

منبع: محاسبات تحقیق

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1391.3.9.6.0]

همچنین رتبه مدل در بردار خودبازگشتی بااستفاده از معیار اطلاعاتی شوارتز – بیزین، آکاییک و LR تعیین شده است. همه این معیارها وجود یک وقفه در مدل را پیشنهاد می‌کنند.

جدول ٦. بردار همجمعی برآوردی

	انحراف تولید	انحراف تورم	عرض از مبدأ
سناریو اول	-۰/۰۰٤٦۱	۰/۰۵۷۵	۰/۲۵
انحراف معیار	(۰/۰۰۰۱۴)	(۰/۰۱۴۶)	(۰/۰۳۵)
سناریو دوم	-۰/۰۰۰۰۳۲٤	۰/۸۵۷۹	۱٦/۳۱
انحراف معیار	(۰/۰۰۰۰۰۰۰۷۷)	(۰/۳۶۹۰۶)	(۴/۴۴۱۶)

منبع: محاسبات تحقیق

برای رسیدن به تابع واکنش بانک مرکزی بر پایه مدل تیلور گسترش‌یافته، بردار همجمعی برآوردی براساس متغیر وابسته (نرخ رشد پایه پولی) نرمال گردید که نتایج مربوط به هر دو سناریو در جدول ۶ ارائه‌شده است. ضریب‌های برآوردی انحراف تولید و انحراف تورم در هر دوسناریو، از نظر آماری معنی‌دارند؛ در برآورد به روش همجمعی نیز علامت ضریب انحراف تورم با پیش‌بینی نظری قاعده‌ی گسترش‌یافته تیلور ناسازگار است، ولی واکنش سیاست پولی به انحراف تولید سازگار با پیش‌بینی نظری قاعده‌ی گسترش‌یافته تیلور است، بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که مقامات پولی نسبت‌به هدف تولید و اشتغال حساسیت بیشتری داشته‌اند.

۵. جمع‌بندی

تیلور (۱۹۹۳) قاعده‌ی ساده‌ای را برای سیاست پولی ارائه داد. بر سر به‌کارگیری این قاعده دو مشکل وجود دارد: نخست اینکه قاعده‌ی تیلور دارای پایه‌های اقتصاد خردی نمی‌باشد و دوم متغیر سیاستی در قاعده‌ی تیلور نرخ بهره است در حالی که عملاً برای بسیاری از کشورها از جمله ایران نرخ رشد پایه‌پولی متغیر-سیاستی است. این تحقیق با بیان پایه‌های اقتصاد خردی قاعده‌ی تیلور آن را به‌حالتی که متغیرسیاستی، نرخ رشد پایه پولی است، گسترش داد که در حقیقت نشان می‌دهد قاعده‌ی تیلور همان قاعده‌ی سیاست پولی فریدمن است.

بررسی‌های تجربی انجام گرفته براساس داده‌های اقتصاد ایران برای دوره زمانی ۱۳۵۷ تا ۱۳۸۷ به‌روش گشتاورهای تعمیم‌یافته و روش بردار همجمع یوهانسن-جوسیلیوس از تابع واکنش بانک مرکزی حکایت از آن دارد که مقامات پولی نسبت به انحراف تولید عکس‌العمل مناسب از خود نشان داده‌اند؛ ولی نسبت‌به انحراف تورم واکنش سازگاری نداشتند. این واقعیت نشان می‌دهد که مقامات پولی بیشتر به‌دنبال بهبود وضعیت تولید و اشتغال هستند تا تثبیت قیمت‌ها؛ یعنی سیاست پولی از هدف اصلی خودش که تثبیت

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1391.3.9.6.0]

قیمت‌ها می‌باشد منحرف شده است. مثبت‌بودن ضریب‌تورم در برآورد تابع واکنش بانک مرکزی حکایت از آن دارد که مقامات‌پولی با وجود تورمی فراتر از تورم هدف اقدام به تزریق پول به بازار کرده‌اند که این موجب تشدید و استمرار تورم می‌گردد.

براساس مدل نظری تحقیق حاضر توصیه‌سیاستی به مقامات پولی این است که در تنظیم متغیرهای سیاست‌پولی مانند نرخ رشد پایه‌پولی به جای مصلحت اندیشی از یک قاعده پیروی کنند، ولی در این قاعده انعطاف‌های لازم از پیش طراحی گردد. قاعده‌ی سیاستی معادله (۲۳) در قسمت سوم این مطالعه، همین انعطاف‌های نرخ رشد پایه‌پولی را نسبت به انحراف‌تولید، انحراف‌تورم و انحراف‌نرخ بهره از سطح بلندمدت‌شان را نشان می‌دهد.

نتایج تجربی این تحقیق به چگونگی محاسبه تولید بالقوه و تورم هدف به‌ترتیب در محاسبه انحراف تولید و انحراف تورم وابسته است؛ به هرروی، برپایه نتایج‌تجربی تحقیق حاضر توصیه می‌شود که مقامات پولی در هنگامی که تورم فراتر از تورم هدف است، با کاهش محسوس در نرخ رشد پایه پولی از خود واکنش سازگار نشان دهند.

منابع و مآخذ

بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران: اداره بررسی‌ها و سیاست‌های اقتصادی، (۱۳۸۵)، "تحلیل تجربی تورم و قاعده سیاستگذاری پولی در ایران"، تهران، انتشارات بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران.

ختایی، محمود؛ رویا سیفی‌پور(۱۳۸۵)؛ "ابزارها و قواعد شناخته شده سیاست‌های پولی در اقتصاد ایران، مطالعه موردی: برنامه سوم توسعه اقتصادی و اجتماعی" مجله تحقیقات اقتصادی، شماره ۷۳، خرداد و تیر ۱۳۸۵، صص۲۶۷-۲۳۳.

Ball, L. (1999), ‘Policy Rules for Open Economics, in: J.B. Taylor Monetary Policy Rules’, Chicago, university press: Chicago, 127-154.

Friedman, Milton, 1968. ‘The Role of Monetary Policy’. American Economic Review 58(1), March, 1-17.

Kuttner, Kenneth and Adam, s. Posen (2004) , ‘the difficulty of discerning what, s too tight: Taylor rules and Japanese monetary policy’, the North American journal of economics and finance, Vol. 15, No. 4, pp 53-74.

Li, Qiong and Zhiwei, Wang (2010) , ‘the Taylor rules and macroeconomic fluctuation in china: 1994-2006’, higher education press and Springer-verlag 2010, Vol. 5, No. 2, pp 232-253.

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1391.3.9.6.0]

Mehrotra, Aron and R.Sanchez, Fang (2011) , ‘assessing Mccallum and Taylor rules in a cross-section of emerging market economies’, journal of international financial markets, institutions and money, Vol. 21, No. 3, pp 207-228.

Mishra, Sagarika and Aziz, Hayat (2010) , ’Federal Reserve monetary policy and the non-linearity of the Taylor rule’, economic modeling, Vol. 27, No. 4, pp 1292-1301.

Svensson, L.E.O. (1997a), ‘Inflation Forecast Targeting: Implementing and Monitoring Inflation Targets’, European Economic Review, 41(6), pp 1111-1146.

Taylor, John. B. (1993) , ‘Discretion versus policy rules in practice’, Carnegie-Rochester Conferences Series on public policy, 39: 195-214.

Taylor, John. B. (2000), ‘Using Monetary Policy Rules in Emerging Market Economies’, Stanford University, Vol. 13, No. 1, pp 157-178.

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1391.3.9.6.0]