سرعت مجاز سیاست بهینه پولی در اقتصاد ایران

علیرضا عرفانی[1]　　آزاده طالب‌بیدختی[2]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۱/۰۷/۱۳　　تاریخ پذیرش: ۱۳۹۱/۱۲/۰۵

چکیده

تعهد و رفتار آینده‌نگری بانک مرکزی، موضوعی حایز اهمیت است. این رفتار، هزینه‌های اجتماعی کمتری را برای بانک مرکزی و کل جامعه در پی دارد. اما با وجود توافقات گسترده در مورد اهمیت تعهد، توافق کلی در مورد چگونگی اجرا شدن آن از طریق قواعد هدف‌گذاری یا قواعد ابزاری وجود ندارد.

در این مقاله، مدل پایه‌ای کینزین جدید برای اقتصاد ایران با استفاده از داده‌های فصلی دوره زمانی ۱۳۶۹ تا ۱۳۸۹ برآورد شده و یک نوع قاعده ابزاری به نام قاعده سرعت مجاز معرفی شده است. مشخصه اصلی این قاعده این است که تغییرات در شکاف تولید، جایگزین شکاف تولید در تابع زیان بانک مرکزی می‌شود. سپس، با محاسبه وزن‌های مناسب تحت قواعد هدف‌گذاری مختلف، نشان داده شده است که این قاعده به لحاظ زیان اجتماعی، کمترین هزینه را در پی دارد. بنابراین، با فرض به کارگیری نرخ بهره به عنوان ابزار اولیه سیاستی توسط بانک مرکزی، راهکار بهینه آن است که در تعیین نرخ بهره، علاوه بر بررسی نقش تورم و شکاف تولید، نقش تغییرات در شکاف تولید (یعنی قاعده سرعت مجاز) نیز مورد توجه قرار گیرد. نتایج برآورد این قاعده ابزاری در اقتصاد ایران نشان می‌دهد که از این قاعده برای تعیین نرخ بهره استفاده نشده است. به‌عبارت دیگر، از میان متغیرهای موجود، تنها تورم، رابطه مثبت و معناداری با نرخ بهره دارد و از متغیرهای شکاف تولید و تغییرات در شکاف تولید در تعیین نرخ بهره استفاده نمی‌شود.

واژگان کلیدی: سرعت مجاز سیاست بهینه‌پولی، سازوکار تعهد، قاعده ابزاری، زیان بانک مرکزی، اقتصاد ایران.

JEL: E43, E52, E58.

---

۱. استادیار اقتصاد دانشگاه سمنان، Email:erfani88@gmail.com

۲. دانشجوی کارشناسی ارشد اقتصاد دانشگاه سمنان، Email:azadehtalebbeidokhti@yahoo.com

[Downloaded from system.khu.ac.ir on 2025-12-06]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1392.3.12.3.7]

۱. مقدمه

مطالعات انجام شده در مورد طراحی سیاست‌پولی نشان می‌دهد که این سیاست زمانی بهینه است که از طریق ساز و کار تعهد[۱] و رفتار آینده‌نگری،کمترین زیان اجتماعی را به همراه داشته باشد. با توجه به اینکه مهمترین اهداف سیاست‌پولی ثبات قیمت‌ها، رشد اقتصادی و سطح مطلوب اشتغال است، از این‌رو، برای طراحی مناسب سیاست‌پولی، ابتدا باید تابع زیان مناسب آن را طراحی کرد. به عبارتی، تابع زیان، مولفه کلیدی علم سیاست‌پولی را نشان می‌دهد. با توجه به این اهداف، تابع زیانی که به‌طور مرسوم استفاده می‌شود، تابعی است که ثبات تورم و اقتصاد واقعی که توسط شکاف تولید بیان می‌شود را در بر می‌گیرد. اما در این مقاله، قصد داریم تا با تمرکز بر تغییر در شکاف تولید در تابع زیان اجتماعی، به بررسی نقش تغییرات در شکاف تولید یعنی سیاست سرعت مجاز[۲] در طراحی سیاست پولی بپردازیم.

در این مقاله، با به‌کارگیری مدل استاندارد کینزین جدید آینده‌نگر، نشان داده می‌شود که اگر بانک مرکزی با احتیاط (یا صلاحدید)[۳] عمل کند زیان و هزینه‌های اجتماعی کمتری در مقایسه با حالتی که در آن تابع زیان تک‌دوره‌ای در نوسانات تورم و شکاف تولید حداقل می‌شود، به‌بار می‌آید. در این مدل، به علت اهمیتی که به نقش رفتار آینده‌نگری و انتظارات بخش خصوصی داده می‌شود، موجب تعهد مطلوب در سیاست‌گذاری پولی می‌شود. رفتار تعهد، موجب افزایش اعتبار و مقبولیت سیاستگذار شده و از این‌رو، کارایی نظام سیاست‌گذاری را افزایش می‌دهد. در غیر این صورت، رویگردانی عاملان اقتصادی از تصمیمات بلندمدت منجر به افزایش بی‌ثباتی تورمی و تهدید رشد اقتصادی می‌شود.

با وجود توافقات گسترده بر روی منافع تعهد در سیاست‌گذاری، توافقات کمی در مورد چگونگی اجرا شدن تعهد از طریق قواعد هدف‌گذاری[۴] یا قواعد ابزاری[۵] وجود دارد. فقدان قاعده ابزاری مناسب، سودمندی سیاست بهینه را محدود می‌کند. به همین علت، در این مقاله قصد داریم تا نشان دهیم که قاعده سرعت مجاز، نوعی قاعده ابزاری استاندارد از نوع تیلور ویرایش یافته است، به‌طوری‌که در آن، تغییرات در

---

۱. Commitment: تعهد نشان‌دهنده سازوکار پاسخ‌دهی بانک مرکزی به انحرافات حاصل از اهداف در بلندمدت است. به‌عبارت دیگر، این ساز و کار میزان پایبندی به اهداف را نشان می‌دهد.

2. Speed Limit Policy
3. Discretion
4. Targeting Rules
5. Instrumental Rules

[Downloaded from system.khu.ac.ir on 2025-12-06]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1392.3.12.3.7]

شکاف تولید افزوده شده است. این قاعده با ارائه پارامترسازی مناسب بهینه است و می‌توان از آن به عنوان نماینده سیاست و یک قاعده ابزاری استفاده کرد.

سپس، با توجه به داده‌های فصلی دوره زمانی ۶۹-۸۹ در اقتصاد ایران، به بررسی نقش قاعده هدف‌گذاری سرعت مجاز در طراحی سیاست پولی و تابع زیان اجتماعی می‌پردازیم. در ادامه، اجرای قاعده ابزاری سرعت مجاز در اقتصاد ایران را مورد بررسی قرار داده و سپس، به محاسبه این قاعده به عنوان ابزاری برای تعیین نرخ بهره می‌پردازیم.

۲. پیشینه تحقیق

توافقات گسترده در مورد اهداف مناسب سیاست پولی موجب شد که در اوایل دهه ۹۰ میلادی، موضوع قاعده‌پذیر بودن سیاست‌گذاری پولی در کنار پاسخگویی و شفافیت مورد بحث و تعمیق بیشتری قرار گیرد. سون‌سن[1] (۱۹۹۹) بیان کرد که در طراحی سیاست‌پولی باید به تابع زیان بانک مرکزی توجه شود. این تابع، زمانی مناسب است که هر دو هدف تثبیت‌سازی تورم و شکاف تولید را در بربگیرد. سون‌سن و وودفورد[2](۱۹۹۹)، وستین[3](۲۰۰۰)، جینسن[4](۲۰۰۱) و مک‌کالوم[5](۲۰۰۱) از جمله افرادی بودند که از این نوع تابع زیان برای طراحی سیاست‌پولی استفاده کردند.

اما ادوارد گارملیچ[6] اقتصاددان و یکی از اعضای فدرال رزرو در انجمن سیاست عمومی وارتون در ۲۲ آوریل ۱۹۹۹، سیاست‌پولی را برحسب تمرکز بر رشد تقاضا نسبت به رشد تولید بالقوه بیان و اظهار کرد که با حل مدل استاندارد اقتصاد کلان، این قاعده، سیاست‌پولی را به سمتی که می‌توان آن را سرعت مجاز نامید، تبدیل خواهد کرد. رشد در تقاضا نسبت به رشد در تولید بالقوه، همان هدف تغییر در شکاف تولید است. به‌عبارت دیگر، گارملیچ اظهار کرد که سیاست پولی باید بر حسب تغییرات در شکاف تولید بیان شود تا سیاست کارآمدی باشد.

1. Svensson
2. Svensson and Woodford
3. Vestin
4. Jensen
5. MaCallum
6. EdwardM.Garmlich

[Downloaded from system.khu.ac.ir on 2025-12-06]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1392.3.12.3.7]

والچ[1](۲۰۰۱)، نقش تغییرات در شکاف تولید، یعنی سیاست سرعت مجاز را در طراحی سیاست پولی مورد بررسی قرار داد. او با به‌کارگیری یک مدل استاندارد کینزین جدید نشان داد که بانک مرکزی کاملاً نزدیک‌بین که با احتیاط عمل می‌کند تا تابع زیان تک دوره‌ای را در نوسانات تورم و تغییر در شکاف تولید حداقل نماید، نسبت به سیاست احتیاطی خالص که در آن تابع زیان تک‌دوره‌ای در نوسانات تورم و شکاف تولید حداقل می‌شود، زیان اجتماعی کمتری خواهد داشت. او بیان کرد که وقتی بانک مرکزی تلاش می‌کند تا تغییر در شکاف تولید را تثبیت نماید، وقفه شکاف تولید یک متغیر وضعیت درون‌زا می‌شود. وقفه شکاف، لختی[2] را در درون کارکردهای سیاست پولی وارد می‌کند. ورود لختی موجب می‌شود تا اقدامات جاری بانک مرکزی، انتظارات عمومی تورم آینده را تحت‌تاثیر قرار دهد. بعلاوه، والچ سیاست سرعت مجاز را در مقابل سایر نظام‌های سیاستی ارزیابی کرد و نشان داد که سیاست مبتنی‌بر تغییرات در شکاف تولید در زمانی که انتظارات تورمی آینده‌نگر باشد، بر سیاست مبتنی‌بر هدف‌گذاری تورمی و هدف‌گذاری سطح قیمتی غالب است.

یتمن[3](۲۰۰۵)، در بررسی قدرتمندی سیاست سرعت‌مجاز، به مقایسه این سیاست با سیاست‌های هدف‌گذاری بر پایه سطح قیمتی و هدف‌گذاری تورم پرداخت. وی با استفاده از مدل پایه کینزین جدید استدلال کرد که در شرایطی که بانک مرکزی برای هدف سطح قیمت یا مسیر تورمی خود از اعتبار کامل برخوردار است و انتظارات عاملان کاملاً عقلایی باشد، سیاست هدف سطح قیمت نسبت به هدف تورمی غالب است. اما در شرایطی که عاملان از قواعد سرانگشتی[4] برای شکل‌دادن انتظارات‌شان استفاده می‌کنند و و یا بانک مرکزی از درجه اعتبار کمی برخوردار است، سیاست سرعت مجاز و هدف سطح قیمتی موجب کسب نتایج بهینه می‌شوند. وی نشان داد که اگر بیش از ۳۰ درصد از عاملان اقتصادی، انتظارات‌شان را بااستفاده از قواعد سرانگشتی شکل دهند، سیاست سرعت مجاز بر هدف سطح قیمت غالب می‌شود.

هچر[5](۲۰۰۸)، با به‌کارگیری منحنی فیلیپس کلاسیک جدید نشان داد که منافع سیاست سرعت مجاز، محدود به مشخصات منحنی فیلیپس کینزین جدید نیست. وی با انتخاب وزن نسبی مناسب بر روی تثبیت اقتصادی واقعی به این نتیجه رسید که سیاست سرعت مجاز می‌تواند تاحدی وضعیت تورش تورمی

1. Walch
2. Inertia
3. Yetman
4. Rules-of-thumb
5. Hatcher

[Downloaded from system.khu.ac.ir on 2025-12-06]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1392.3.12.3.7]

احتمالی ناشی از سیاست احتیاطی را حذف کرده و نوسانات تورمی را در هر سطح معینی از نوسانات شکاف تولید کاهش دهد. وی اشاره کرد که هر دو این نتایج منوط به آن است که شکاف تولید حداقل نسبتاً پایدار باشد. اصطلاح شکاف تولید پایدار از سون سن (۱۹۹۹) برگرفته شده است. این اصطلاح به مفهوم آن است که خودهمبستگی مرتبه اول در شکاف تولید بزرگتر یا برابر با ۵/. است.

هچر بیان کرد که در منحنی کلاسیک جدید، پایداری در شکاف تولید موجب می‌شود تا بانک مرکزی با سیاست سرعت مجاز، هدف شکاف تولید خود (که همان شکاف تولید دوره قبل است) را به‌دست آورد. در نتیجه بانک مرکزی انگیزه کمتری برای صعود یا نزول منحنی فیلیپس در مواجهه با شوک‌های هزینه خواهد داشت. از این‌رو، نوسانات تورمی کمتری را به وجود می‌آورد. اما باتوجه به این‌که، براساس قاعده هدف‌گذاری تورم، هدف بانک مرکزی دستیابی به شکاف تولید صفر است، این هدف با مفهوم پایداری تعارض دارد. زیرا از پایداری انتظار می‌رود که شکاف تولید غیرصفر در دوره قبل به شکاف تولید غیرصفر در دوره جاری تبدیل شود. در نتیجه تورش به‌وجود می‌آید. در واکنش به این امر، بانک مرکزی تلاش می‌کند که این تورش را با صعود یا نزول منحنی فیلیپس به صفر نزدیک سازد. اما تحت انتظارات عقلایی، صعود یا نزول منحنی فیلیپس اثری بر روی شکاف تولید نداشته و تنها نوسانات تورمی را افزایش می‌دهد. به همین علت، تحت انتظارات کاملا عقلایی و پایداری بالای شکاف تولید، هدف‌گذاری تورمی ناکارامد است.

استراکا[1](۲۰۰۶)، با اشاره خاص به مدل کینزین جدید مرکب، به استخراج قاعده بهینه برای اقتصاد منطقه اروپا پرداخت. مدل کینزین جدید مرکب، مدلی است که در آن به هر دو عاملان گذشته‌نگر[2] و آینده‌نگر[3] توجه شده است. سپس، وی عملکرد این قاعده را ارزیابی و آن را با سایر قواعد خطی ساده مقایسه و بیان کرد که یک راه ساده برای اجرا شدن تعهد برحسب قواعد هدف‌گذاری یا قواعد ابزاری این است که بانک مرکزی از روی قاعده و با روش معین از قاعده نوع تیلور[4] پیروی کند، به‌طوری‌که راه‌حل معینی که سازگار با قاعده‌کلی تیلور است را بدست آورد. استراکا، در بررسی چگونگی اجرا شدن تعهد، در مجموع سه قاعده سیاستی را مورد توجه قرار داد. اولین قاعده، قاعده ساده تیلور بدون همسان‌سازی نرخ بهره بود

1. Stracca
2. Backward-looking
3. Forward-looking
4. Taylor Rule

[Downloaded from system.khu.ac.ir on 2025-12-06]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1392.3.12.3.7]

که نباید عملکرد مطلوب ویژه را از آن انتظار داشت. زیرا هیچگونه ویژگی وابستگی زمانی را دارا نیست. قاعده بعدی، قاعده تیلور با همسان‌سازی نرخ بهره بود که به‌علت حضور وقفه نرخ بهره اسمی در قاعده، وابستگی زمانی در آن لحاظ شده است و در آخر، نوع قاعده سیاست سرعت مجاز که اخیرا توسط والچ (۲۰۰۱) پیشنهاد شده بود را مورد توجه قرار داد که این قاعده واکنش سیاست به نرخ تغییر در شکاف تولید به‌جای سطح آن را اشاره می‌کند. مطالعه استراکا همچنین نشان می‌دهد که این سیاست واکنش ناچیزی به شوک فشار هزینه دارد. این نتیجه گویای آن است که تورم در مدل برآورد شده منطقه اروپا عمدتاً آینده‌نگر و دارای پایداری برآوردی بالایی است. از طرف دیگر، یافته‌های استراکا نشان داد که واکنش سیاست سرعت مجاز نسبت به شوک تقاضا قویتر است و این نتیجه پایداری برآوردی بالای شکاف تولید را نشان می‌دهد.

در این میان، مطالعاتی نیز در اقتصاد ایران در مورد تعیین رفتار بهینه سیاست‌گذار انجام شده است:

جعفری‌صمیمی و طهرانچیان(۱۳۸۳)، بااستفاده از نظریه کنترل بهینه به بررسی اثرات سیاست پولی و مالی بهینه بر شاخص‌های عمده اقتصاد کلان ایران پرداختند. هدف آن‌ها تعیین کمی سیاست پولی و مالی بهینه برای دوره سوم برنامه توسعه بود. آن‌ها نشان دادند که با فرض نظام ارز شناور، حجم نقدینگی بهینه مخارج مصرفی و سرمایه‌گذاری بهینه دولت نسبت به مقدار پیش‌بینی شده در برنامه، کمتر و درآمد مالیاتی بهینه بیشتر از مقدار پیش‌بینی شده است.

ختایی و سیفی‌پور (۱۳۸۵)، با توسل به اعمال قاعده تیلور و برداشت خاصی از این قاعده که مناسب با شرایط پولی ایران است، نشان دادند که در طول برنامه سوم، اهداف کنترل تورم، سیاستی متفاوت با سیاست پولی طلب می‌کند. کاهش نرخ سود بانکی در جهت این اهداف نیست. سیاست‌های پولی کشور دنباله‌رو هزینه‌های دولت و درآمدهای نفتی کشور بوده و در راستای حصول اهداف معمول سیاست پولی حرکت نکرده است. آن‌ها اشاره کردند که نقش ناکافی نرخ سود در سیستم مالی، بی‌توجهی به قواعد شناخته شده سیاست پولی و اعمال سیاست انبساطی مالی بدون توجه به ابعاد پولی آن، اعمال سیاست‌های پولی را به لحاظ اثرگذاری بر اهداف نهایی دشوار نموده است.

خلیلی‌عراقی، شکوری و زنگنه (۱۳۸۸)، با استفاده از روش کنترل بهینه، قاعده سیاست پولی برای اقتصاد ایران را با این فرض که سیاست‌گذار از نرخ بهره به‌عنوان ابزار سیاستی استفاده می‌کند، استخراج کردند. آن‌ها برای این منظور، یک مدل دینامیک تصادفی شامل انتظارات عقلایی برای اقتصاد کشور ارائه و

[Downloaded from system.khu.ac.ir on 2025-12-06]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1392.3.12.3.7]

پارامتر آن را با توجه به مقادیر ضرایب به‌دست آمده تنظیم کردند. نتایج مطالعات آن‌ها نشان داد که رفتار بهینه سیاست‌گذار این است که نرخ بهره را در پاسخ به نوسانات تولید، تورم و حجم پول افزایش و در پاسخ به شوک تکنولوژی کاهش دهد. همچنین، آن‌ها نشان دادند که تحت هیچ یک از سناریوهای در نظر گرفته شده برای تابع زیان سیاست‌گذار، قاعده بهینه سیاستی نرخ بهره شامل واکنش به قیمت دارایی‌ها نیست.

فرزین‌وش و برخورداری (۱۳۸۹)، با اعمال برخی فروض در مدل اولیه سون‌سن (۱۹۹۶) و گسترش آن نشان دادند که قاعده سیاست پولی تیلور با برخی ملاحظات همچنان صادق است. آن‌ها با برآورد نرخ بهره بهینه براساس ترجیحات سیاستگذار پولی در بین تثبیت تولید و قیمت‌ها نشان دادند که نرخ بهره به‌عنوان ابزار سیاستی از رفتار تورم، وقفه تورم، شکاف تولید و تورم هدف تاثیر می‌پذیرد. نتایج محاسبه نرخ بهره برای دوره (۸۴-۱۳۵۳)، نشان داد که تورم و وقفه آن اثر مثبت، اما غیرمعناداری بر رفتار بهینه نرخ بهره داشته‌اند. همچنین، با محاسبه نرخ بهره بهینه برای این دوره زمانی، نشان دادند که همواره نرخ بهره بهینه کوتاه‌مدت اسمی کمتر از تورم تعیین شده است. آن‌ها بیان کردند که نرخ بهره به‌عنوان ابزار سیاست پولی بهینه در اقتصاد ایران مورد توجه قرار نگرفته است.

درگاهی و شربت‌اوغلی(۱۳۸۹)، به طراحی یک قاعده سیاست پولی با استفاده از تئوری کنترل بهینه پرداختند. آن‌ها تلاش کردند تا با تعیین رشد بهینه متغیر حجم نقدینگی، تابع زیان سیاست‌گذار را حداقل نمایند و اشاره کردند که با توجه به نتایج تجربی قاعده بهینه پولی در ایران در تنظیم سیاست پولی به‌منظور دستیابی به نرخ تورم هدف، باید به وضعیت شکاف تولید نیز توجه کرد. به‌عبارت دیگر، اگر در تنظیم سیاست‌پولی، دو هدف تورم و شکاف تولید در نظر گرفته شود، با افزایش وزن شکاف تولید نسبت به وزن تورم، کاهندگی رشد حجم پول بیشتر می‌شود. این نکته نشان‌دهنده این است که در شرایط تورمی اقتصاد ایران، کنترل تورم نیازمند سیاست پولی انقباضی است و سیاست پولی انبساطی(افزایش حجم پول) در اقتصاد ایران کمکی به کاهش شکاف تولید در بلندمدت نمی‌کند.

موضوع چگونگی تعیین نرخ بهره در سالهای اخیر، در کانون مباحث مربوط به سیاست‌پولی قرار داشته است. برخی معتقدند که نرخ بهره باید با توجه به نرخ تورم تعیین شود و برخی تغییرات نرخ تولید را عامل مهم در تعیین نرخ بهره قلمداد می‌کنند. گروهی از سیاست‌گذاران بر لزوم کاهش نرخ بهره مستقل از متغیرهایی نظیر تولید و تورم تأکید کردند و استدلال آن‌ها این بود که کاهش نرخ بهره، رونق

[Downloaded from system.khu.ac.ir on 2025-12-06]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1392.3.12.3.7]

سرمایه‌گذاری و تولید را در پی خواهد داشت. اما در همه این بحث‌ها، یک تحلیل کمی از قاعده مطلوب برای تعیین نرخ بهره در پاسخ به شرایط اقتصاد کلان وجود ندارد. به همین منظور در این مقاله، ضمن محاسبه وزن‌های مناسب تحت قواعد هدف‌گذاری مختلف، به محاسبه زیان اجتماعی تحت این قواعد پرداخته و نشان می‌دهیم که قاعده سرعت مجاز به لحاظ زیان اجتماعی دارای کمترین هزینه است. بنابراین، اگر در بانک مرکزی از نرخ بهره بانکی به‌عنوان ابزار اولیه سیاست‌گذاری استفاده شود، بهینه است که در تعیین نرخ بهره، علاوه بر بررسی نقش تورم و شکاف تولید، به نقش تغییرات در شکاف تولید (یعنی، قاعده ابزاری سرعت مجاز) پرداخته شود. در این مقاله، سعی داریم تا جهت اثرگذاری هریک از این متغیرها را بر نرخ بهره مشخص نماییم.

۳. تصریح مدل

مدل کینزین جدید در شکل پایه‌ای آن، شامل سه مولفه است. مولفه اول، رابطه تقاضای کل است که ارتباط میان تولید و نرخ بهره واقعی را نشان می‌دهد(منحنی IS انتظاری). این رابطه از شرط اول اولر برای مسئله انتخاب مصرف بهینه خانوار استخراج شده است. برای استخراج شروط اولر، یک خانوار نوعی در نظر گرفته می‌شود که تابع مطلوبیت آن شامل کالای مصرفی مرکب C_t، مانده‌های واقعی پول $\frac{M_t}{P_t}$ و رفاه (فراغت) $1-N_t$ است. خانوار ارزش حال تنزیل شده مطلوبیت را به صورت زیر حداکثر می‌کند:

$$E_t \sum_{t=0}^{\infty} \beta^i \left[\frac{C_{t+i}^{1-\frac{1}{\sigma}}}{1-\frac{1}{\sigma}} + \frac{\gamma}{1-b} \left(\frac{M_t}{P_t}\right)^{1-b} - \chi \frac{N_{t+i}^{1+\eta}}{1+\eta} \right] \qquad (۱)$$

کالای مصرفی مرکب شامل محصولات مختلف تولید شده توسط بنگاهها است. تعداد پیوسته‌ای از این بنگاهها وجود دارند و بنگاه j، کالای C_j را تولید می‌کند. بنابراین، کالای مصرفی C_t که در تابع مطلوبیت ظاهر می‌شود، به‌صورت زیرتعریف می‌شود:

$$C_t = \left[\int_0^1 C_{jt}^{\frac{\theta-1}{\theta}} d_j \right]^{\frac{\theta}{\theta-1}} \qquad \theta > 0$$

مشخصه ترجیحات با قیمت‌های معلوم P_{jt} برای کالاهای نهایی، اشاره می‌کند که تقاضای خانوار برای کالای jام به‌صورت زیر است:

[Downloaded from system.khu.ac.ir on 2025-12-06]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1392.3.12.3.7]

$$P_t = \left[\int_0^1 P_{jt}^{1-\theta}\, d_j\right]^{\frac{1}{1-\theta}} \quad (۲)$$

همچنین، در شرایط واقعی، محدودیت بودجه خانوار برای کالای j ام به‌صورت زیر است:

$$C_t + \frac{M_t}{P_t} + \frac{B_t}{P_t} = \frac{W_t}{P_t} N_t + \frac{M_{t-1}}{P_t} + R_{t-1}\frac{B_{t-1}}{P_t} + \pi_t \quad (۳)$$

که در آن، M_t و B_t به‌ترتیب مانده‌های اسمی پول و اوراق قرضه یک دوره‌ای نگهداری شده توسط خانوار هستند. سود واقعی دریافت شده از بنگاهها برابر با π_t است.

از حداکثرسازی تابع مطلوبیت(۱) مشروط به قید بودجه(۳)، شروط مرتبه اول حاصل می‌شوند که باید علاوه بر توابع تقاضا برای کالا، در تعادل منظور شوند. این شروط به شرح زیر هستند:

$$C_t^{\frac{-1}{\sigma}} = \beta E_t\left(\frac{R_t P_t}{P_{t+1}}\right) C_{t+1}^{\frac{-1}{\sigma}} \quad (۴)$$

$$\frac{\left(\frac{M_t}{P_t}\right)^{-b}}{C_t^{\frac{-1}{\sigma}}} = \frac{R_{t-1}}{R_t} \quad (۵)$$

$$\chi \frac{N_t^{\eta}}{C_t^{\frac{-1}{\sigma}}} = \frac{W_t}{P_t} \quad (۶)$$

معادله (۴)، مسیر تعادلی برای کالای مصرفی تولید شده را نشان می‌دهد و می‌تواند پیرامون وضعیت پایدار به صورت زیر تقریب زده شود:

$$y_t = E_t y_{t+1} - \sigma^{-1}(i_t - E_t\pi_{t+1}) + u_t \quad (۷)$$

بدین‌ترتیب، مولفه اول مدل پایه‌ای کینزین جدید(منحنی IS انتظاری) بدست می‌آید که ارتباط میان تولید و نرخ بهره واقعی$(i_t - E_t\pi_{t+1})$ را نشان می‌دهد. در این مدل، y_t شکاف تولید (تفاضل میان تولید واقعی و سطح تولید تعادلی با قیمت انعطاف‌پذیر)، $E_t y_{t+1}$ شکاف تولید انتظاری، i_t نرخ بهره اسمی، $E_t\pi_{t+1}$ نرخ تورم انتظاری و u_t جزء اخلال تصادفی است. همه متغیرها به‌صورت انحرافات درصدی پیرامون وضعیت پایدار خود بیان شده‌اند. اخلال تقاضا (u)، می‌تواند از شوک‌های سلیقه برای ترجیحات یک خانوار نوعی، نوسانات در سطح تولید تعادلی با قیمت انعطاف‌پذیر یا شوک‌ها برحسب خریدهای کالاها و خدمات دولتی ناشی شود.

[Downloaded from system.khu.ac.ir on 2025-12-06]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1392.3.12.3.7]

مولفه دوم این مدل پایه‌ای، معادله تعدیل تورمی تحت فرض رقابت انحصاری با بنگاههای شخصی است که قیمت‌ها را به روش هم‌پوشانی متناوب تعدیل می‌کنند. بیشتر تحلیل‌های اخیر، تصریح تعدیل قیمتی نامتقارن کالو[1] را به‌کاربرده‌اند، اما رابرت (۱۹۹۵) و والچ (۱۹۹۸) نشان دادند که سایر مدل‌های پایه‌ای تعدیل قیمتی به مشخصات مشابه‌ای منجر می‌شوند. وقتی قیمت‌ها چسبنده هستند، بنگاهها باید تصمیمات قیمتی خودشان را برمبنای هزینه‌های نهایی واقعی و انتظارات‌شان از تورم قیمتی آینده قرار دهند. در نتیجه، تورم جاری به‌صورت زیر تعیین می‌شود:

$$\pi_t = \beta E_t \pi_{t+1} + k\, y_t + e_t \qquad (۸)$$

که در آن، π_t نرخ تورم، $E_t\pi_{t+1}$ نرخ تورم انتظاری و y_t شکاف تولید است. شوک e_t، شوک تورم، شوک هزینه یا شوک قیمتی است که در تعبیر والچ این شوک، شوک هزینه نامیده می‌شود. همچنین، فرض می‌شود که شوک هزینه، e_t، یک فرایند نویز سفید است.

جنبه نهایی مشخصه مدل، تابع زیان اجتماعی است. همانطور که در ادبیات سیاست‌پولی مرسوم است، تابع زیان اجتماعی به‌صورت تابعی از نوسانات تورم و شکاف تولید است:

$$L_t = (1-\beta) E_t \sum_{i=0}^{\infty} \beta^i [{\pi_{t+i}}^2 + \lambda {y_{t+i}}^2] \qquad (۹)$$

این مشخصه تابع زیان، توافق همه‌جانبه روی اهداف سیاست‌پولی اشاره شده توسط سون‌سن (b ۱۹۹۹، c ۱۹۹۹) را منعکس می‌سازد. وودفورد (a ۱۹۹۹)، شروطی را مطرح کرد که تحت آن، تابع زیان (۹) می‌تواند به عنوان تقریبی برای مطلوبیت عاملان نماینده تفسیر شود.

در سال‌های اخیر، مدل‌های کینزین جدید موقعیت محوری در مطالعه سیاست‌پولی بدست آورده‌اند. (کلاریدا، گالی و گیرتلر[2]، ۱۹۹۹). ویژگی مشخص این مدل‌ها، نقش برجسته نسبت داده شده به رفتار آینده‌نگری و انتظارات بخش خصوصی است که پیش‌تعهد مطلوب را در سیاست‌گذاری پولی ایجاد می‌کنند (وودفورد، ۲۰۰۳). فواید تعهد به سیاستگذاری پولی روشن است. زیرا در مدل‌های کینزین جدید، تولید و تورم جاری به ارزش‌های آینده انتظاری آنها بستگی دارد؛ یعنی اهمیت انتظارات سیاست آینده، اگر بیشتر نباشد، به اندازه تصمیمات سیاست جاری است و بانک مرکزی خودش را متعهد می‌کند تا

1. Calvo Specification of Staggered Price Adjustment
2. Clarida, Gali& Gertler

[Downloaded from system.khu.ac.ir on 2025-12-06]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1392.3.12.3.7]

سیاست یکسانی را در همه زمان‌ها دنبال کند و این تعهد (که فرض شده بخش خصوصی آن را باور داشته باشد)، اجازه دستیابی نرخ جانشینی بهتر میان تثبیت‌سازی تورم، تولید و نرخ بهره را فراهم می‌کند. به عبارتی دیگر، تعهد به قاعده سیاستی وسیله‌ای است برای اینکه سیاست‌گذار بتواند از طریق آن، انتظارات بخش خصوصی را در مسیری هدایت کند تا بیشترین سودمندی برای تثبیت اهداف اقتصادی داشته باشد.

بانک مرکزی متعهد به قاعده سیاستی، مسیری را برای تورم و شکاف تولید حال و آینده انتخاب می‌کند تا تابع زیان اجتماعی (۹)، مشروط به معادله تعدیل تورمی (۸) را حداقل کند. با قرار دادن $2\varphi_{t+i}$ که نشان‌دهنده ضریب لاگرانژی مرتبط با دوره زمانی t+i معادله تعدیل تورم است، مسئله بانک مرکزی حداقل‌کردن تابع زیان زیر است:

$$(1-\beta)E_t\sum_{i=0}^{\infty}\beta^i\left[\left(\pi_{t+i}{}^2+\lambda y_{t+i}{}^2\right)+2\varphi_{t+i}(\pi_{t+i}-\beta\pi_{t+i}-ky_{t+i}-e_{t+i})\right]$$

شروط مرتبه اول برای این مسئله عبارتند از:

$$\pi_t+\varphi_t=0 \qquad (۱۰)$$

$$E_t(\pi_{t+i}+\varphi_{t+i}-\varphi_{t+i-1})=0 \qquad i\geq 1 \qquad (۱۱)$$

$$E_t(\lambda y_{t+i}-k\varphi_{t+i})=0 \qquad i\geq 0 \qquad (۱۲)$$

سیاست پیش‌تعهد مستلزم این است که بانک مرکزی شروط (۱۱) و (۱۲) را برای همه دوره‌ها که شامل دوره جاری نیز هست، به‌کار بندد. وود فورد (۱۹۹۹)، این روش برای پیش‌تعهد را اصطلاحاً " چشم‌انداز بی‌انتها"[1] نامیده است. یک تصور از سیاست پیش‌تعهد بهینه با چشم‌انداز بی‌انتها این است که این سیاست در گذشته دور انتخاب شده است و مقادیر جاری نرخ تورم و شکاف تولید، مقادیر معین شده از آن چشم‌انداز بی‌انتها هستند تا معادلات (۱۱) و (۱۲) را تأمین سازند. مک‌کالوم و نلسون (۲۰۰۰)، بحث بیشتری از چشم‌انداز بی‌انتها مطرح و بیان کردند که این روش با سایر روش‌هایی که به‌طور معمول در مطالعات سیاست‌های پیش‌تعهدی استفاده شده، سازگار است.

با ترکیب معادلات (۱۱) و (۱۲) به معادله زیر می‌رسیم که تحت سیاست پیش‌تعهد بهینه برای همه مقادیر $i\geq 0$ صادق است.

1. Timeless Perspective

[Downloaded from system.khu.ac.ir on 2025-12-06]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1392.3.12.3.7]

$$\Delta y_t = -\frac{k}{\lambda}\pi_t \qquad i \geq 0 \qquad (۱۳)$$

سیاست پیش‌تعهد، اینرسی یا لختی را درون فرایندهای تورم و شکاف تولید وارد می‌کند. همانطور که در این معادله دیده می‌شود، بانک مرکزی به وقفه شکاف تولید پاسخ می‌دهد و انتقالات گذشته در شکاف تورم جاری را تحت‌تاثیر قرار می‌دهد. این تعهد به لختی اشاره می‌کند که فعالیت‌های بانک مرکزی در زمان t به آن اجازه می‌دهد تا تورم آینده انتظاری را تحت‌تاثیر قرار دهد. این امر، نسبت به عدم واکنش سیاست به وقفه شکاف، به ایجاد رابطه جانشینی بهتر میان نوسانات تورم و شکاف تولید منجر می‌شود.

اما برخلاف نظام پیش‌تعهد، بانک مرکزی که در نظام سیاست احتیاطی عمل می‌کند، انتظارات را به صورت داده شده و معین می‌پذیرد. زیرا بانک مرکزی تائید می‌کند که انتظارات تورمی آینده (از طریق فرایند عمومی برای شکل دادن انتظارات) به وضعیت جاری بستگی دارد و چون در مدل فعلی، تنها متغیر وضعیت، شوک برون‌زای e_t است، بنابراین، بانک مرکزی در محیط احتیاطی نمی‌تواند انتظارات عموم از تورم آینده را تحت‌تاثیر قرار دهد. در نتیجه، در انتخاب سیاست خود برای دوره t، با تورم انتظاری آینده به صورت معلوم و داده شده رفتار می‌کند. از این‌رو، مسئله سیاست، به مسئله حداقل‌سازی تابع زیان یک دوره‌ای ساده $\pi_t^2 + \lambda y_t^2$ مشروط به معادله تعدیل تورمی(۸) با انتظارات معین،کاهش می‌یابد. شرط مرتبه اول تحت احتیاط خالص به این صورت است:

$$y_t = -\frac{k}{\lambda}\pi_t \qquad (۱۴)$$

تحت سیاست احتیاطی خالص، شکاف تولید تنها تابعی از متغیر وضعیت شوک هزینه است، یعنی $y_t^d = b_y^d e_t$. در حالی‌که، تحت سیاست پیش‌تعهد (OC) و سیاست احتیاطی با تغییر در شکاف تولید (سرعت مجاز gc)، راه‌حل برای شکاف تولید توسط روابط زیر نشان داده می‌شوند:

$$y_t^{oc} = a_y^{oc} y_{t-1} + b_y^{oc} e_t$$

$$y_t^{gc} = a_y^{gc} y_{t-1} + b_y^{gc} e_t$$

در هرکدام از این دو حالت، نرخ تعادلی تورمی می‌تواند برحسب ضرایب a_y^i و b_y^i نوشته شود:

$$\pi_t = \left(\frac{ka_y^i}{1-\beta a_y^i}\right) y_{t-1} + \left(1 + \frac{kb_y^i}{1-\beta a_y^i}\right) e_t \qquad i = c, gc \qquad (۱۵)$$

[Downloaded from system.khu.ac.ir on 2025-12-06]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1392.3.12.3.7]

در این صورت، پارامتر a_y^{oc} راه‌حل کمتر از واحد در مقدار قدرمطلق تابع درجه دوم است که می‌تواند به‌صورت زیر نوشته شود:

$$c(a_y^c) \equiv \left(1-\beta a_y^c\right)\left(\frac{1-a_y^c}{a_y^c}\right) = \left(\frac{k^2}{\lambda}\right) \qquad (۱۶)$$

در مقابل، پارامتر a_y^{gc} توسط راه‌حل کمتر از واحد در مقدار قدرمطلق یک معادله چندجمله‌ای مرتبه چهارم تعیین شده است که به صورت زیر نوشته می‌شود:

$$gc(a_y^{gc}) \equiv (1-\beta a_y^{gc})^3\left(\frac{1-a_y^{gc}}{a_y^{gc}}\right) = \left(\frac{k^2}{\lambda}\right) \qquad (۱۷)$$

برای $0 < a_y^i < 1$، هر دو $c(a_y^c)$ و $gc(a_y^{gc})$ توابعی نزولی از a_y^i هستند. همچنین با توجه به این‌که، $0 < 1-\beta a_y^i < 1$ است، در این صورت، $(1-\beta a_y^i)^3 < 1-\beta a_y^i$ است و اگر به همین‌صورت ادامه دهیم، $a_y^{gc} < a_y^c$ می‌شود. بنابراین سیاست احتیاطی بهینه با هدف تغییر شکاف تولید، برخلاف احتیاط خالص، مقداری پایداری را به تولید ابلاغ می‌کند، اما نسبت به سیاست پیش‌تعهد بهینه پایداری کمتری را ابلاغ می‌کند.

باتوجه به اینکه راه‌حل‌های تحلیلی برای معادلات فوق وجود ندارد، اگر بانک مرکزی وزن $\boldsymbol{\lambda}^{gc}$ روی هدف تغییر در شکاف تولید قرار دهد، دراین صورت، می‌توان معادله بالا را با بازبینی به شکل زیر نوشت:

$$\left(1-\beta a_y^{gc}\right)\left(\frac{1-a_y^{gc}}{a_y^{gc}}\right) = \left(\frac{k^2}{\hat{\lambda}}\right)$$

که در آن، $\hat{\lambda} = \lambda^{gc}\left(1-\beta a_y^{gc}\right)^2$ است. در معادله فوق اگر $\hat{\lambda} = \lambda$ باشد، سیاست سرعت مجاز به نتایج سیاست تحت‌تعهد نزدیک می‌شود. این برابری زمانی اتفاق می‌افتد که $\lambda^{gc} = \frac{\lambda}{(1-\beta a_y^{gc})^2}$ باشد.

حال به شرط مرتبه اول در معادله (۱۳) تحت سیاست تعهد بر می‌گردیم که به‌عنوان یک قاعده هدف‌گذاری، رابطه جایگزینی مطلوب میان تغییر در شکاف تولید و تورم را تصریح می‌کند. اما به علت این‌که، i_t در این معادله ظاهر نمی‌شود، از این‌رو، این قاعده هدف‌گذاری به طور صریح، یک قاعده ابزاری برای تعیین نرخ بهره را پیشنهاد نمی‌کند. فقدان تابع واکنش سیاستی می‌تواند سودمندی سیاست بهینه

[Downloaded from system.khu.ac.ir on 2025-12-06]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1392.3.12.3.7]

را محدود کند. به همین علت، در این مقاله شرط اولیه‌ای را به این قاعده هدف‌گذاری اضافه می‌کنم تا این قاعده به طور صحیح به‌عنوان سیاست بهینه تعریف شود.

بدین‌منظور، قاعده هدف‌گذاری بهینه (۱۳) را یک دوره به جلو هدایت کرده و انتظارات را در آن به کار می‌بریم. در این صورت داریم:

$$\Delta y^{e}_{t+1} = -\frac{k}{\lambda}\pi^{e}_{t+1}$$

حال عبارت به‌دست آمده را در مدل (۷) جایگذاری می‌کنیم تا Δy^{e}_{t+1} حذف شود. در نتیجه خواهیم داشت:

$$-\frac{k}{\lambda}\pi^{e}_{t+1} = \sigma^{-1}(i_t - \pi^{e}_{t+1})$$

با ساده‌سازی این عبارت به معادله زیر می‌رسیم:

$$-\frac{\sigma k}{\lambda}\pi^{e}_{t+1} = (i_t - \pi^{e}_{t+1}) \qquad \rightarrow i_t = (1 - \frac{\sigma k}{\lambda})\pi^{e}_{t+1}$$

اما این معادله نمی‌تواند به‌عنوان یک قاعده ابزاری استفاده شود. زیرا اغلب عبارت داخل پرانتز $(1 - \frac{\sigma k}{\lambda})$ برای مقادیر رایج پارامترها منفی است (جینسن، ۲۰۱۱) و لذا مدل بی‌نتیجه باقی می‌ماند. به همین علت قاعده زیر را به کار می‌بریم:

$$i_t = \left(1 - \frac{\sigma k}{\lambda}\right)\pi^{e}_{t+1} + \emptyset\sigma(\Delta y_t + \frac{k}{\lambda}\pi_t) \qquad (۱۸)$$

شاید اضافه‌کردن پرانتز دوم در این مدل کمی عجیب به نظر می‌رسد. زیرا اگر بخواهیم قاعده هدف‌گذاری (۱۳) حفظ شود، در این صورت عبارت ضرب شده در $\emptyset$ همواره صفر است. اما این کار نرخ بهره را به‌طور صحیح تعریف خواهد کرد. بنابراین احتمال دارد که قواعد هدف‌گذاری مانند (۱۳)، پارامترهای آزاد از قبیل $\emptyset$ را در بر بگیرند و بنابراین، به‌طور منحصر به فرد تعریف نشده‌اند. بدیهی است که باید مقدار $|\emptyset| > 1$ باشد، اما آن هیچ نقشی در پویایی مدل ایفا نمی‌کند و یک پارامتر اختیاری است.

اکنون، با به‌کارگیری $\pi^{e}_{t+1} = \beta^{-1}\pi_t - \beta^{-1}\kappa y_t$ از معادله (۸)، π^{e}_{t+1} را حذف می‌کنیم تا معادله زیر بدست آید:

$$i_t = (1 - \frac{\sigma k}{\lambda})(\beta^{-1}\pi_t - \beta^{-1}k y_t) + \emptyset\sigma(\Delta y_t + \frac{k}{\lambda}\pi_t) \qquad (۱۹)$$

[Downloaded from system.khu.ac.ir on 2025-12-06]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1392.3.12.3.7]

با کمی ویرایش و ساده‌سازی این معادله، به معادله نهایی (۲۰) می‌رسیم:

$$i_t = \left(\emptyset\frac{\sigma k}{\lambda} + \left(1-\frac{\sigma k}{\lambda}\right)\frac{1}{\beta}\right)\pi_t - k\left(1-\frac{\sigma k}{\lambda}\right)\frac{1}{\beta}y_t + \emptyset\sigma\Delta y_t \qquad (۲۰)$$

همانطور که ملاحظه می‌شود، این معادله شکل خاصی از قاعده تیلور است، به‌طوری‌که در آن، عبارت $\emptyset\sigma\Delta y_t$ که حاوی تغییر در شکاف تولید است، افزوده شده است. به‌طور کلی، قاعده سرعت مجاز پیشنهاد شده توسط والچ (۲۰۰۳) می‌تواند شکل ویرایش یافته قاعده تیلور را بپذیرد، یعنی:

$$\mathrm{i_t = \theta_\pi \pi_t + \theta_y y_t + \theta_{\Delta y}\Delta y_t} \qquad (۲۱)$$

بنابراین، ضرایب قاعده تیلور ویرایش‌یافته از این قرار هستند:

$$\theta_\pi = \phi\frac{\sigma\kappa}{\lambda} + (1-\frac{\sigma\kappa}{\lambda})\frac{1}{\beta}$$

$$\theta_y = -\kappa(1-\frac{\sigma\kappa}{\lambda})\frac{1}{\beta}$$

$$\theta_{\Delta y} = \phi\sigma$$

بدین‌ترتیب، یک مشخصه قابل سنجش صریحی از قاعده سرعت مجاز بدست آمده است که این مشخصه با قاعده هدف‌گذاری بهینه تحت تعهد مطابقت دارد. بنابراین، با تعیین ضرایب θ_π، θ_y و $\theta_{\Delta y}$ توسط همانندسازی، این نتیجه حاصل می‌شود که سیاست سرعت مجاز می‌تواند دقیقاً بهینه بوده و به عنوان یک قاعده ابزاری مناسب مورد استفاده قرار گیرد.

۱.۳. جمع‌آوری داده‌ها

به‌منظور برآورد معادلات (۷)، (۸) و (۲۰) برای اقتصاد ایران، از داده‌های فصلی دوره زمانی ۸۹-۱۳۶۹ استفاده می‌کنیم. با توجه به قانون بانکداری بدون‌ربا و عدم به‌کارگیری نرخ بهره به‌عنوان ابزار اولیه در اقتصاد ایران، در این مقاله از نرخ سود بلندمدت بانکی به‌جای نرخ بهره اسمی استفاده شده است.[۱] برای محاسبه نرخ تورم از شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی در مناطق شهری در سال پایه ۱۳۷۶ استفاده شده است. کلیه متغیرهای تورم، تولید ناخالص داخلی به قیمت پایه سال ۱۳۷۶ و نرخ سود بلندمدت بانکی از سایت بانک مرکزی دریافت شده است.

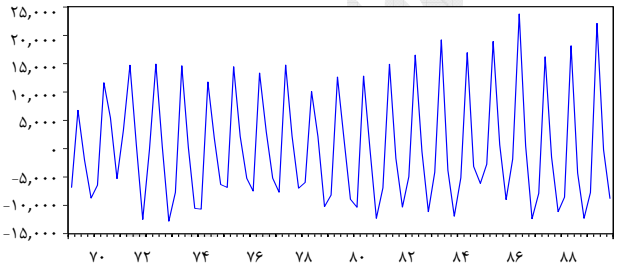
۱. در انتخاب این متغیر، از مقاله فرزین‌وش و برخورداری (۱۳۸۹) تبعیت کرده‌ایم.

[Downloaded from system.khu.ac.ir on 2025-12-06]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1392.3.12.3.7]

۲.۳. محاسبه شکاف تولید

شکاف تولید ناخالص داخلی از تفاضل تولید ناخالص داخلی و تولید بالقوه محاسبه می‌شود. در ادبیات اقتصادی، تولید بالقوه جزء بلندمدت و شکاف تولید جزء موقتی تولید است. بنابراین شکاف تولید، نوسانات زودگذر و موقتی تولید را نسبت به روند بلندمدت نشان می‌دهد. در این مقاله، محاسبه شکاف تولید ناخالص داخلی به‌صورت فصلی صورت گرفته است. استفاده از داده‌های فصلی به‌جهت تعداد زیاد داده و برخورداری از درجه آزادی بالا مناسب هستند. برای تفکیک بین تغییرات موقت و دائمی در یک سری زمانی از روش هدریک- پرسکات[1] استفاده می‌شود. منطق استفاده از این روش این است که می‌توان تکانه مشاهده شده را به اجزای دائمی(عرضه) و موقتی(تقاضا) تفکیک کرد. این فیلتر دو طرفه و قرینه است و مشکل تغییر فاز دوره را از بین می‌برد. نمودار ۱، روند فصلی شکاف تولید را نشان می‌دهد.



نمودار۱. روند فصلی شکاف تولید

منبع: محاسبات تحقیق

در این تحقیق، با پیروی از استراکا (۲۰۰۶)، نرخ تورم و شکاف تولید انتظاری هر فصل، متوسط نرخ تورم و شکاف تولید واقعی سه فصل بعدی آن در نظر گرفته شده است.

1. Hodric - Prescott Filter

[Downloaded from system.khu.ac.ir on 2025-12-06]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1392.3.12.3.7]

۳.۳. آزمون مانایی

پیش از انجام هرگونه تحلیل، ابتدا به وضعیت مانایی متغیرها می‌پردازیم. به‌طور معمول برای تشخیص مانایی یک فرآیند سری زمانی از آزمون دیکی‌فولر تعمیم‌یافته[1] استفاده می‌شود. نتایج این آزمون به شرح زیر است:

جدول ۱. نتایج آزمون ریشه واحد متغیرها

نام متغیر	مقدار آماره	احتمال
نرخ تورم (π)	-۳/۶۵	۰/۰۳
شکاف تولید (y)	-۴/۰۰	۰/۰۱
تغییر در شکاف تولید (Δy)	-۵/۴۷	۰/۰۰۰۱
نرخ بهره اسمی (i)	-۲/۱۹	۰/۴۸
نرخ بهره واقعی (R)	-۲/۱۴	۰/۵۱
شکاف تورم انتظاری $E_{t-1}\bar{\pi}_{t+3}$	-۲/۵۱	۰/۱۱
شکاف تولید انتظاری $E_{t-1}\bar{x}_{t+3}$	-۲/۸۸	۰/۰۰۴

منبع: محاسبات تحقیق

با انجام این مراحل مشخص شد که هر سه متغیر نرخ بهره اسمی (i)، شکاف تورم انتظاری ($E_{t-1}\bar{\pi}_{t+3}$) و نرخ بهره واقعی (R) نامانا هستند.

متغیر تورم (π)، شکاف تولید (y)، تغییر در شکاف تولید (Δy) و شکاف تولید انتظاری ($E_{t-1}\bar{x}_{t+3}$) متغیرهایی مانا هستند.

برای رفع نامانایی نرخ بهره اسمی، شکاف تورم انتظاری و نرخ بهره واقعی، ابتدا وجود روند زمانی را در این متغیرها آزمون می‌کنیم. با انجام این آزمون معلوم شد که هر سه متغیر، دارای یک روند زمانی هستند. بنابراین، ابتدا آن‌ها را روندزدایی کرده و دوباره آزمون دیکی‌فولر تعمیم‌یافته را اجرا می‌کنیم. نتایج در جدول ۲ آورده شده است.

نتایج جدول ۲، نشان می‌دهد که هرسه متغیرنرخ بهره اسمی، واقعی و شکاف تورم انتظاری، مانا هستند.

با توجه به اینکه کلیه متغیرها در سطح مانا هستند، پس با اجرای OLS مشکل رگرسیون کاذب وجود ندارد.

1. Augmented Dickey-Fuller

[Downloaded from system.khu.ac.ir on 2025-12-06]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1392.3.12.3.7]

جدول ۲. نتیجه آزمون ریشه واحد متغیر روند زدا شده

نام متغیر	مقدار آماره	احتمال
نرخ بهره اسمی (i)	-۲/۱۹	۰/۰۲
نرخ بهره واقعی (R)	-۲/۱۴	۰/۰۳
شکاف تورم انتظاری $E_{t-1}\overline{\pi}_{t+3}$	-۳/۲	۰/۰۲

منبع: محاسبات تحقیق

٤. برآورد مدل در اقتصاد ایران

در این بخش، ابتدا به محاسبه و مقایسه زیان اجتماعی تحت قواعد هدف‌گذاری مختلف پرداخته و سپس، ضمن بررسی اجرای قاعده ابزاری سرعت مجاز در اقتصاد ایران، به محاسبه این قاعده به عنوان ابزاری برای تعیین نرخ بهره می‌پردازیم.

٤.١. محاسبه زیان اجتماعی

برای این منظور، ابتدا معادله IS انتظاری، معادله تعدیل تورمی و قواعد هدف‌گذاری تحت‌تعهد و احتیاط خالص را با OLS برآورد می‌کنیم. ضرایب ظاهرشده در برآورد معادله IS انتظاری به صورت زیر است[۱و۲]:

$$y_t = \underset{[۶/۹۰]}{۴۸۸۶/۲۲۸} + \underset{[۲/۲۱]}{۶/۱۷}E_t y_{t+1} - \underset{[-۵/۲۳]}{۲۵۴۰۰/۴۷}\,(i_t - E_t\pi_{t+1}) - \underset{[-۴/۱۹]}{۰/۷۲}\, y_{t-1} \qquad (۲۲)$$

$$R^2 = ۰/۲۴ \qquad F = ۳/۶۹ \qquad Prob\,(f-statistic) = ۰/۰۲ \qquad DW = ۱/۸۷$$

براساس آماره t، تمامی متغیرهای مدل معنادار هستند. برای بررسی آزمون خودهمبستگی، علاوه بر آماره دوربین- واتسون (DW)، از آزمون تشخیص خودهمبستگی LM استفاده شده است که نتایج این آزمون در جدول ۳ آمده است. نتایج این آزمون، عدم وجود خودهمبستگی در مدل را تائید می‌کند.

جدول ۳. نتایج بررسی وجود خودهمبستگی در معادله (۲۲)

f-stat	۳/۶۵
Prob	۰/۰۶

منبع: محاسبات تحقیق

۱. نتایج حاصل از برآورد معادله (۷) نشان می‌دهد که ضرایب این معادله به لحاظ آماری معنادار نیستند. از این رو با توجه به شرایط اقتصاد ایران وقفه متغیر شکاف تولید را نیز وارد کردیم. سپس مشاهده شد که ناهمسانی واریانس وجود دارد، بنابراین از روش حداقل مربعات وزنی به منظور رفع مشکل ناهمسانی واریانس استفاده کردیم. بعد از رفع این مشکل، معادله (۲۲) بدست آمد.

۲. در این معادله و سایر معادلات بعد، اعداد داخل قلاب [] نشان دهنده آماره t مربوط به هر پارامتر برآورد شده است.

[Downloaded from system.khu.ac.ir on 2025-12-06]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1392.3.12.3.7]

برای بررسی وجود ناهمسانی واریانس در مدل، از آزمون بروچ-پاگان استفاده شد که نتایج آن در جدول ۴ آمده است. نتایج این آزمون نیز، عدم وجود ناهمسانی واریانس در مدل را تائید می‌کند.

جدول٤. نتایج بررسی وجود ناهمسانی واریانس در معادله (۲۲)

f-stat	۰/۰۶
Prob	۰/۸

منبع: محاسبات تحقیق

معادله (۲۲) نشان می‌دهد که شکاف تولید انتظاری رابطه مثبت، وقفه شکاف تولید و نرخ بهره واقعی رابطه منفی و معنادار با شکاف تولید دارند. ازاینجا مقدار $-\frac{1}{\sigma} = -$ ۲۵۴۰۰/۴۷ بدست می‌آید.

برآورد معادله تعدیل تورمی در اقتصاد ایران نشان داد که این معادله دارای مشکل ناهمسانی واریانس است. به‌منظور رفع این مشکل، از روش حداقل مربعات وزنی استفاده شده است. نتایج برآورد به شرح زیر است:

$$\pi_t = \underset{[۲۲/۷]}{۰/۰۶} + \underset{[۶/۶۱]}{۱/۱۶}E_t\pi_{t+1} - \underset{[-۲/۳۶]}{۶/۲۹}\, e^{-۶}\, y_t \qquad (۲۳)$$

$$R^2 = ۰/۶۵ \qquad F = ۲۷/۹۳ \qquad \text{Prob (f − statistic)} = ۰/۰۰ \qquad DW = ۲/۲۸$$

نتایج آزمون خودهمبستگی LM برای بررسی خودهمبستگی، در جدول ۵ آمده است. نتایج این آزمون، عدم وجود خودهمبستگی در مدل را تائید می‌کند.

جدول ۵. نتایج بررسی وجود خودهمبستگی در معادله (۲۳)

f-stat	۳/۲۵
Prob	۰/۰۸

منبع: محاسبات تحقیق

برای بررسی وجود ناهمسانی واریانس در مدل از آزمون بروچ-پگان استفاده شد که نتایج آن در جدول۶ ، عدم وجود ناهمسانی واریانس در مدل را تائید می‌کند.

جدول ٦. نتایج بررسی وجود ناهمسانی واریانس در معادله (۲۳)

f-stat	۰/۰۷
Prob	۰/۷۹

منبع: محاسبات تحقیق

[Downloaded from system.khu.ac.ir on 2025-12-06]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1392.3.12.3.7]

نتایج حاصل از برآورد معادله تعدیل تورمی نشان می‌دهد که تورم انتظاری رابطه مثبت و معناداری با تورم دارد. همچنین شکاف تولید رابطه منفی و معنادار با تورم دارد. ضرایب برآورد شده در این معادله نشان می‌دهد که $\beta =$ ۱/۱۶ و $K =$ -۶/۲۹ $e^{-۶}$ هستند.

اکنون قاعده بهینه تحت‌تعهد که از این بعد آن را OC می‌نامیم را برآورد می‌کنیم.

$$\Delta y_t = \underset{[۲/۰۸]}{۵۸۱۰/۰۲} - \underset{[-۲/۵۳]}{۱۲۹۹۶۲/۸}\,\pi_t \qquad (۲۴)$$

$R^2 =$ ۰/۰۷ $\quad F =$ ۶/۴۱, $\quad$ Prob (f − statistic) = ۰/۰۱ $\quad$ DW= ۲/۲۷

نتایج آزمون خودهمبستگی LM در جدول ۷، عدم وجود خودهمبستگی در مدل را تائید می‌کند.

جدول ۷. نتایج بررسی وجود خودهمبستگی در معادله (۲٤)

f-stat	۱/۶۹
Prob	۰/۱۹

منبع: محاسبات تحقیق

برای بررسی وجود ناهمسانی واریانس در مدل از آزمون ARCH استفاده شد که نتایج آن در جدول ۸ آمده است. نتایج این آزمون، عدم وجود ناهمسانی واریانس در مدل را تائید می‌کند.

جدول ۸. نتایج بررسی وجود ناهمسانی واریانس در معادله (۲٤)

f-stat	۰/۲۶
Prob	۰/۶۰

منبع: محاسبات تحقیق

برآورد معادله (۲۴) نشان می‌دهد که تورم رابطه منفی و معنی‌دار با تغییرات در شکاف تولید دارد. ضریب ظاهر شده در آن یعنی $-\frac{k}{\lambda} =$ -۱۲۹۹۶۲/۸ است. با توجه به مقدار k ظاهر شده در معادله تعدیل تورمی، مقدار $\lambda_{OC} =$ -۴/۸۳ $e^{-۱۱}$ محاسبه می‌شود.

حال معادله هدف‌گذاری تحت احتیاط خالص را برآورد می‌کنیم که این برآورد به شرح زیر است:

$$y_t = \underset{[۳/۳۶]}{۶۷۸۰/۵۶} - \underset{[-۴/۶۱]}{۱۴۹۲۲۰/۷}\,\pi_t \qquad (۲۵)$$

$R^2 =$ ۰/۲۰ $\quad F =$ ۲۱/۲۹, $\quad$ Prob (f − statistic) = ۰/۰۰ $\quad$ DW=۱/۹۲

[Downloaded from system.khu.ac.ir on 2025-12-06]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1392.3.12.3.7]

نتایج آزمون خودهمبستگی LM در جدول ۹، عدم وجود خودهمبستگی در مدل را تائید می‌کند.

جدول ۹. نتایج بررسی وجود خودهمبستگی در معادله (۲۵)

f-stat	۰/۱۱
Prob	۰/۷۴

منبع: محاسبات تحقیق

نتایج آزمون براش-پاگان در جدول ۱۰ آمده است که نتایج این آزمون، عدم وجود ناهمسانی واریانس در مدل را تائید می‌کند.

جدول ۱۰. نتایج بررسی وجود ناهمسانی واریانس در معادله (۲۵)

f-stat	۳/۴۷
Prob	۰/۰۶

منبع: محاسبات تحقیق

برآورد معادله (۲۵) نشان می‌دهد که تورم رابطه منفی و معنی‌داری با شکاف تولید دارد. ضریب ظاهر شده در آن $-\frac{\kappa}{\lambda} =$ -۱۴۹۲۲۰/۷ است که با توجه به k برآورد شده از معادله تعدیل تورمی، λ_c یا λ تحت احتیاط خالص برابر با $e^{-۱۱}$ ۴/۲۱- است.

حال به محاسبه λ_{Gc} یا اهمیت تغییر در شکاف تولید تحت سیاست سرعت مجاز می‌پردازیم. همانطور که در بالا اشاره شد، برای این منظور، برآورد معادله (۱۵) به شرح زیر است:

$$\pi_t = \underset{[۵/۴۹]}{۰/۰۲} + \underset{[۲/۳۸]}{۱/۰۶} e^{-۶} y_{t-1} + \underset{[۰/۷۷]}{۰/۰۸}\, e_t \qquad (۲۶)$$

$$R^2 = ۰/۱۸ \qquad F = ۳/۳۶, \qquad Prob\,(f-statistic) = ۰/۰۴ \qquad DW = ۱/۵۷$$

که در آن، e_t مقدار پسماند از معادله تعدیل تورمی(۸) است. نتایج آزمون خودهمبستگی LM در جدول ۱۱، عدم وجود خودهمبستگی در مدل را تائید می‌کند.

جدول ۱۱. نتایج بررسی وجود خودهمبستگی در معادله (۲۶)

f-stat	۰/۹۵
Prob	۰/۳۳

منبع: محاسبات تحقیق

[Downloaded from system.khu.ac.ir on 2025-12-06]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1392.3.12.3.7]

نتایج آزمون براش-پاگان در جدول ۱۲، نیز عدم وجود ناهمسانی واریانس در مدل را تائید می‌کند.

جدول ۱۲. نتایج بررسی وجود ناهمسانی واریانس در معادله (۲۶)

f-stat	۰/۶۲
Prob	۰/۵۴

منبع: محاسبات تحقیق

با توجه به برآورد معادله (۲۶)، مقدار ضریب $\frac{k a_y^{gc}}{1-\beta a_y^{gc}} = ۱/۰۶\ e^{-۶}$ است. با انجام محاسبات جبری و مقدار k و β برآورد شده، مقدار ضریب وقفه شکاف یعنی a_y^{gc} برابر با ۰/۲۰۹- است. اکنون با محاسبه این پارامتر، می‌توان وزن یا اهمیت تغییرات در شکاف تولید مربوط به بانک مرکزی پیروی کننده از قاعده سرعت مجاز را محاسبه کرد. بنابراین:

$$\lambda_{gc} = \frac{\lambda_{oc}}{(1-\beta a_y^{gc})^2} = -۳/۱۳\ e^{-۱۱}$$

اکنون، با توجه به مقدار انحراف معیار بدست آمده از مشخصه آماری برای متغیرهای تورم، شکاف تولید و تغییرات در شکاف تولید و با توجه به وزن‌های اختصاص داده شده به هر سیاست، به مقایسه زیان اجتماعی تحت هر سه قاعده هدف‌گذاری می‌پردازیم. نتایج، در جداول ۱۳ و ۱۴ آمده است.

جدول ۱۳. مقادیر انحراف معیار

انحراف معیار تورم	انحراف معیار شکاف تولید	انحراف معیار تغییرات شکاف تولید
۰/۳۰۵	۹۹۷۴/۹	۱۴۶۸۳

منبع: محاسبات تحقیق

جدول ۱۴. زیان اجتماعی[1]

	پیش‌تعهد	سرعت مجاز	احتیاطی
$\lambda_{oc} = -۴/۸۳\ e^{-۱۱}$	$-۳/۸۷\ e^{-۳}$		
$\lambda_{gc} = -۳/۱۳\ e^{-۱۱}$		$-۵/۸۱\ e^{-۳}$	
$\lambda_c = -۴/۲۱\ e^{-۱۱}$			$-۳/۲۵\ e^{-۳}$

منبع: محاسبات تحقیق

۱. با توجه به توضیحات در متن، در محاسبه زیان از مقادیر واریانس بدست آمده از جدول ۱۳ استفاده شده است.

[Downloaded from system.khu.ac.ir on 2025-12-06]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1392.3.12.3.7]

همانطور که در جدول ۱۴ ملاحظه می‌شود، در ساختار اقتصاد ایران، سیاست سرعت مجاز که در آن تغییرات در شکاف تولید، جایگزین شکاف تولید در تابع زیان می‌شود، نسبت به سیاست احتیاطی خالص و حتی پیش‌تعهد، دارای زیان اجتماعی کمتری است. این نتیجه، به علت ورود لختی به سبب وقفه شکاف تولید است که تغییرات در شکاف تولید ابلاغ می‌کند.

۲.٤. بررسی اجرای قاعده سرعت مجاز در اقتصاد ایران

در این بخش، قاعده ابزاری (۲۰) برای تعیین نرخ بهره را برای اقتصاد ایران برآورد می‌کنیم. نتایج برآورد نشان داد که این معادله دارای مشکل خودهمبستگی بوده و مقدار ضریب خودهمبستگی برابر با ۰/۹۴ است. برای رفع خودهمبستگی از برآورد کوکران-اورکات[1] استفاده کردیم و مجدداً بر روی داده‌های شبه‌تفاضلی شده به آزمون خودهمبستگی پرداختیم. برآورد مدل نشان داد که خودهمبستگی رفع شده است. معادله بعد از رفع خودهمبستگی به‌صورت زیر است:

$$i_t = \underset{[۰/۴۷]}{۰/۰۲} + \underset{[۱/۹۷]}{۳/۴۱}\,\pi_t + \underset{[۰/۷۱]}{۴/۱۹}\,\mathrm{e}^{-۶}\,y_t + \underset{[۰/۴۸]}{۱/۶۰}\,\mathrm{e}^{-۶}\Delta y_t \qquad R^2 = ۰/۰۵ \qquad (۲۷)$$

نتایج آزمون خودهمبستگی LM در جدول ۱۵، عدم وجود خودهمبستگی در مدل را تائید می‌کند.

جدول ۱۵. نتایج بررسی وجود خودهمبستگی در معادله (۲۷)

f-stat	۰/۴۲
Prob	۰/۵۱

منبع: محاسبات تحقیق

همچنین، نتایج آزمون بروچ-پاگان در جدول ۱۶، عدم وجود ناهمسانی واریانس در مدل را تائید می‌کند.

جدول ۱٦. نتایج بررسی وجود ناهمسانی واریانس در معادله (۲۷)

f-stat	۴/۲۶
Prob	۰/۰۶

منبع: محاسبات تحقیق

نتایج برآورد قاعده ابزاری سرعت مجاز در اقتصاد ایران نشان می‌دهد که از میان متغیرهای موجود، تنها نرخ تورم رابطه مثبت و معناداری با نرخ بهره اسمی داشته و در تعیین نرخ بهره به‌کار برده می‌شود. باوجود

1. Cochrane-Orcutt Estimation

[Downloaded from system.khu.ac.ir on 2025-12-06]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1392.3.12.3.7]

این‌که، تغییرات در شکاف تولید رابطه مثبتی با نرخ بهره بلندمدت دارد، اما به لحاظ آماری، رابطه معناداری با آن ندارد. شکاف تولید هم به لحاظ علامت و هم به لحاظ آماری رابطه غیرمعنادار با نرخ بهره دارد. به‌عبارتی دیگر، این رابطه نشان می‌دهد که در اقتصاد ایران از متغیرهای شکاف تولید و تغییرات در شکاف تولید در تعیین نرخ بهره اسمی استفاده نمی‌شود و تأییدی است بر این‌که، در بانک مرکزی از نرخ بهره به‌عنوان ابزار اولیه سیاست‌گذاری استفاده نشده است.

در مرحله آخر، با توجه به اهمیت قاعده سرعت مجاز، قاعده ابزاری مناسب برای تعیین نرخ بهره را محاسبه می‌کنیم. باتوجه به پارامترهای محاسبه و برآورد شده، برای سیاست سرعت مجاز در اقتصاد ایران داریم:

$$\theta_y = -\kappa\left(1-\frac{\sigma\kappa}{\lambda}\right)\frac{1}{\beta} = -۳/۷۵\ e^{-۵}$$

با توجه به توضیحات موجود در بخش (۱.۳)، می‌دانیم که $\emptyset$ یک پارامتر آزاد است و هیچ نقشی در پویایی مدل ندارد، اما باید قدرمطلق آن بزرگتر از واحد باشد. باتوجه به ضریب θ_π و معناداری آن در رابطه (۲۷) داریم:

$$\theta_\pi = \left(\emptyset\frac{\sigma k}{\lambda} + \left(1-\frac{\sigma k}{\lambda}\right)\frac{1}{\beta}\right) = ۳/۴۱$$

از این‌جا، مقدار $\emptyset$ برابر با ۱/۱۸ بدست می‌آید. اکنون، می‌توان مقدار $\theta_{\Delta y}$ را محاسبه کرد:

$$\theta_{\Delta y} = \emptyset\sigma = ۴/۶۶\ e^{-۵}$$

با قرار دادن ضرایب محاسبه شده در قاعده ابزاری معادله (۲۰)، قاعده مناسبی که برای اقتصاد ایران بایستی به‌کار گرفته شود را نمایش می‌دهیم:

$$i_t = ۳/۴۱\ \pi_t - ۳/۷۵\ e^{-۵}\ y_t + ۴/۶۶\ e^{-۵}\Delta y_t \qquad (۲۷)$$

محاسبه قاعده ابزاری سرعت مجاز نشان می‌دهد که باید تورم و تغییرات در شکاف تولید رابطه مثبت و شکاف تولید رابطه منفی با نرخ بهره اسمی داشته باشند. این قاعده، با پارامترهای محاسبه شده کاملاً بهینه و دارای کمترین زیان اجتماعی است.

[Downloaded from system.khu.ac.ir on 2025-12-06]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1392.3.12.3.7]

۵. نتیجه گیری

سیاست‌پولی بهینه از طریق رفتار تعهدی و آینده‌نگری به کمترین هزینه و زیان اجتماعی منجر می‌شود. به‌عبارت دیگر، تعهد به قاعده سیاستی وسیله‌ای است تا سیاست‌گذار از طریق آن بتواند انتظارات بخش خصوصی را در مسیری هدایت کند که بیشترین سودمندی برای تثبیت اهداف اقتصادی داشته باشند. از این‌رو، برای طراحی مناسب سیاست پولی باید تابع زیان مناسب آن را مورد توجه قرار داد. توافقات گسترده‌ای در میان بانکداران مرکزی وجود دارد که تابع زیان مناسب، تابعی از نوسانات تورم و شکاف تولید است. تابع زیان اجتماعی در نظام‌های سیاستی مختلف و باتوجه به اهداف متفاوت در آن‌ها دارای وزن‌های متفاوتی است. در این مقاله، قاعده هدف‌گذاری را معرفی می‌کنیم که در آن، تغییر در شکاف تولید، جایگزین شکاف تولید در تابع زیان اجتماعی می‌شود. این قاعده هدف‌گذاری، سیاست سرعت مجاز نام دارد. سپس با محاسبه وزن‌های بهینه تحت قواعد هدف‌گذاری مختلف نشان می‌دهیم که بانک مرکزی پیروی‌کننده از قاعده سرعت مجاز به لحاظ زیان اجتماعی دارای کمترین زیان اجتماعی است.

سپس، در این مقاله باتوجه به اهمیت چگونگی اجرای تعهد از طریق قاعده ابزاری، تلاش شد تا با به کارگیری معادله پایه‌ای کینزین جدید و به‌کارگیری قاعده هدف‌گذاری تعهد، قاعده ابزاری مناسب برای این منظور استخراج شود. این قاعده ابزاری، نوعی قاعده تیلور ویرایش‌یافته است که در آن تغییرات در شکاف تولید افزوده شده است. سپس، برای ارزیابی این قاعده ابزاری در تعیین نرخ بهره،آن را در اقتصاد ایران برآورد کردیم. نتیجه این برآورد مشخص کرد که از بین متغیرهای مورد مطالعه، تنها تورم رابطه مثبت و معناداری با نرخ بهره دارد و از متغیرهای تغییرات در شکاف تولید و شکاف تولید در تعیین نرخ بهره استفاده نمی‌شود. این نتایج حاکی از آن است که مطابق انتظار، از سیاست سرعت مجاز به عنوان یک قاعده ابزاری برای تعیین نرخ بهره در اقتصاد ایران استفاده نمی‌شود. در ادامه، با توجه به اهمیت یک قاعده ابزاری بهینه و لزوم قاعده‌مندی سیاست پولی، به محاسبه پارامترهای ظاهر شده در این قاعده و در اقتصاد ایران پرداخته و به این نتیجه رسیدیم که باید تورم و تغییرات در شکاف تولید رابطه مثبت و شکاف تولید رابطه منفی با نرخ بهره اسمی داشته باشند.

[Downloaded from system.khu.ac.ir on 2025-12-06]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1392.3.12.3.7]

منابع و مآخذ

بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، اداره آمار و حساب‌های اقتصادی.

جعفری‌صمیمی، احمد و امیرمنصور طهرانچیان (۱۳۸۳)؛ بررسی اثرات سیاست‌های مالی و پولی بهینه بر شاخص‌های عمده اقتصاد ایران، *مجله تحقیقات اقتصادی*، دوره ۶۵، شماره (تابستان ۱۳۸۳)، صص ۲۱۳-۲۴۲.

ختایی، محمود و رویا سیفی‌پور (۱۳۸۵)؛ ابزارها و قواعد شناخته‌شده سیاست‌های پولی در اقتصاد ایران، مطالعه موردی: برنامه سوم توسعه اقتصادی و اجتماعی، *مجله تحقیقات اقتصادی*، دوره ۴۱، شماره ۲، صص ۲۳۳-۲۶۷.

خلیلی‌عراقی، منصور؛ شکوری، حامد و محمد زنگنه (۱۳۸۸)؛ تعیین قاعده بهینه سیاست‌پولی در اقتصاد ایران با استفاده از تئوری کنترل بهینه، *مجله تحقیقات اقتصادی*، دوره ۴۴، شماره ۳، صص ۶۹-۹۴.

درگاهی، حسن و رویا شربت‌اوغلی(۱۳۸۹)؛ تعیین قاعده سیاست‌پولی در شرایط تورم پایدار اقتصاد ایران با استفاده از روش کنترل بهینه، *مجله تحقیقات اقتصادی*، دوره ۴۵، شماره ۹۳، صص ۱-۲۷.

فرزین‌وش، اسداله و سجاد برخورداری(۱۳۸۹)؛ ساختار اقتصادی، اهداف سیاستی و نرخ سود بهینه در تورم هدف، *سیاست‌های اقتصادی (نامه مفید)*، ۷۸، ج۶، ش ۱، صص ۳۳-۴۶.

وولدریج، جفری ام.، **اقتصادسنجی مقدماتی یک روش جدید**، جلد دوم، علیرضا عرفانی، سمنان: انتشارات دانشگاه سمنان. (۱۳۸۷)، چاپ دوم.

Blake, A.P. (2012), Determining Optimal Monetary Speed Limits, *Journal of Economic Literature*, 116, pp. 269-271.

Clarida, R., Gali, j., Gertler, M., (1999), The Science of Monetary Policy: A New Keynesian Perspective, *Journal of Economic Literature*, 37 (4), pp.1661-1707.

Hatcher, M.C. (2008), Speed Limit Policies Versus Inflation Targeting: A Free Lunch? *Cardiff Economics Working Papers E2008/20.*

Jensen, H. (2001), Targeting Nominal Income Growth or Inflation?, *Working Paper*, University of Copenhagen, American Economic Review.

Jensen, H. (2011), Estimated Interest Rate Rules: Do they Determine Determinacy Properties? *The B.E. Journal of Macroeconomics*, Volume 11, Issue 1, Article 11.

McCallum, B.T. (2001), Should Monetary Policy Respond Strongly to Output Gaps? *American Economic Review*, 91 (2), pp. 258-262.

McCallum, B., Nelson, E.T. (2000), Timeless Perspective vs. Discretionary Monetary Policy in Forward-Looking Models, *NBER Working Papers*, No. 7915.

[Downloaded from system.khu.ac.ir on 2025-12-06]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1392.3.12.3.7]

Roberts, J. (1995), New Keynesian Economic and the Phillips Curve, *Journal of Money*, Credit and Banking, 27 (4), Part 1, pp.975-984.

Stracca, L. (2006), A Speed Limit Monetary Policy Rule forThe Euro Area, *Working Paper Series*, No. 600.

Svensson, L. E.O. (1999), How should Monetary Policy Be Conducted in an Era of Price Stability, *In New Challenges for Monetary Policy*, Federal Reserve Bank of Kansas City, pp.195-259.

Svensson, L.E.O., Woodford, M. (1999), Implementing Optima Policy Through Inflation-Forecast Targeting, *NBER Working Papers,* NO. 9747.

Vestin, D. (2000), Price- level targeting versus inflation targeting in a forward-looking model, *IIES*, StockholmUniversity.

Walsh, C., (1998), Monetary Theory and Policy ,Cambridge: *The MIT Press*.

Walsh, C., (2001), Speed Limit Polices: The Output Gap and Optimal Monetary Policy, *CESifo Working Paper 609*.

Woodford, M., (1999a), Optimal Policy Inertia, *NBER Working Paper 7261*.

Yetman, J., (2006), Are Speed Limit Policies Robust? *Journal of Macroeconomics*, 28, pp.665-679.

[Downloaded from system.khu.ac.ir on 2025-12-06]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1392.3.12.3.7]