فصلنامه پژوهشهای اقتصادی (رشد و توسعه پایدار) ـ سال نوزدهم ـ شماره سوم ـ پاییز ۱۳۹۸ ـ صفحات ۳۰-۱

برآورد قاعده بهینه سیاست پولی ایران در چارچوب مدل‌های هیبریدی[۱]

فرشته جندقی میبدی[۲]
محمدعلی فلاحی[۳]
مهدی فیضی[۴]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۷/۲/۲۹ **تاریخ پذیرش:** ۱۳۹۷/۷/۲۲

چکیده

هدف این مطالعه، برآورد حالت هیبریدی قاعده بهینه سیاست پولی ایران با بهره‌گیری از روش کنترل بهینه است. بدین منظور، فرض شد که مقامات پولی، مسأله بهینه یابی را با توجه به قیود ساختاری پنج گانه شامل معادله عرضه کل، تقاضای کل، نرخ ارز، تقاضای پول و مخارج دولت، حل می‌کنند. پس از برآورد پارامترهای معادلات ساختاری با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی (OLS) و روش رگرسیون‌های به ظاهر نامرتبط (SUR) برای دوره زمانی ۱۳۹۵-۱۳۵۷، رجحان های مقامات پولی برای تثبیت تورم، تولید و هموارسازی رشد حجم نقدینگی با هدف حداقل کردن زیان رفاه اجتماعی، انتخاب شدند. نتایج بیانگر این است که بانک مرکزی باید انحراف رشد حجم نقدینگی و بعد از آن، شکاف تولید را مدنظر قرار دهد. همچنین قاعده بهینه سیاست پولی حاصله از رجحان‌های بهینه، بیانگر این است که بانک مرکزی باید به طور همزمان به تغییرات تورم، شکاف تولید و نرخ ارز واقعی واکنش نشان دهد و شکاف تولید از اهمیت زیادی برخوردار است.

واژگان کلیدی: رجحان‌های بانک مرکزی، قاعده پولی بهینه، کنترل بهینه، برنامه‌ریزی پویا خطی درجه دو، ایران

طبقه بندی JEL: E58, E52, C61

---

۱. این مقاله برگرفته از رساله دکتری نویسنده اول به راهنمایی دکتر محمدعلی فلاحی و مشاوره دکتر مهدی فیضی است.

۲. دانشجوی دکتری اقتصاد، دانشکده علوم اداری و اقتصادی، دانشگاه فردوسی مشهد fe_ja72@um.ac.ir
۳. استاد گروه اقتصاد، دانشکده علوم اداری و اقتصادی، دانشگاه فردوسی مشهد (نویسنده مسئول) falahi@um.ac.ir
۴. استادیار گروه اقتصاد، دانشکده علوم اداری و اقتصادی، دانشگاه فردوسی مشهد feizi@um.ac.ir

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-23]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1398.19.3.5.3]

۱. مقدمه

در سالهای اخیر، تعداد زیادی از محققان به دنبال شناخت انگیزه‌های واقعی سیاستگذاران در واکنش به توسعه اقتصادی هستند. ادله آنها این است که سیاست پولی از یک فرآیند سیستماتیک پیروی می‌کند که از طریق رجحان های مقامات پولی در راستای دستیابی به اهداف معین، هدایت می‌شوند. پس از کار پایه ای تیلور (Taylor, 1993)، چند قاعده سیاستی مشخص پیشنهاد شده است تا واکنش بانک مرکزی را به متغیرهای اقتصادی توضیح دهد. به لحاظ نظری، قاعده نرخ بهره به عنوان راه حلی برای یک مسأله بهینه یابی بین دوره ای[1] با توجه به ساختار اقتصادی شرح داده می‌شود که در آن، مقامات پولی به دنبال حداقل کردن زیان رفاه اجتماعی[2] مرتبط با انحراف متغیرهای هدف، از اهداف تعیین شده آنها هستند[3]. همان‌گونه که اسونسون (Svensson, 1999) بیان می‌کند، ضرایب قاعده نرخ بهره ای که از این طریق به‌دست می‌آید، ترکیبی از پارامترهای مرتبط با ساختار اقتصاد و رجحان‌های مقامات پولی است.

مطالعات تجربی طی دو دهه گذشته، نشان دهنده بهبود کارآیی سیاست‌های پولی در کشورهایی است که راهبرد هدفگذاری تورمی[4] را به‌کار گرفته‌اند. در این حالت، بانک مرکزی ابزار سیاست پولی را بر مبنای رسیدن به اهداف برنامه‌ریزی شده برای متغیرهای اقتصادی مثل تورم و تولید قرار می‌دهد و وزن‌های مربوطه در تابع زیان، بستگی به رجحان‌های در نظر گرفته شده برای هر کدام از اهداف تعیین شده دارد.

در خصوص اقتصاد ایران، شواهد بیانگر آن است که طی سه دهه گذشته، در غالب اوقات بانک مرکزی قادر به دستیابی به اهداف سیاستی خود نبوده و متعهد نبودن به اهداف اعلام‌شده میانی، به کاهش اعتبار سیاست‌های بانک مرکزی منجر شده است. از سوی دیگر، با توجه به استمرار نرخ رشد پولی بالاتر از اهداف تعیین‌شده در سال‌های برنامه توسعه، می‌توان این‌گونه استنباط کرد که عملکرد بانک مرکزی دارای تورش انبساطی است و به‌طور قاعده‌مند به شکاف تولید و تورم واکنش نشان نمی‌دهد. در این شرایط، سیاست‌گذاری پولی با محدودیت‌های فراوانی مواجه است که به شکل شکاف نقدینگی، شکاف تولید، انتظارات تورمی بالا و زیان اعتباری برای بانک مرکزی نمایان می‌شود. حال چنانچه سیاست‌گذار پولی خود را متعهد به اجرای قاعده پولی بداند، ضمن کاهش تورش‌های تثبیت، می‌تواند در شکل‌دهی به انتظارات تورمی و کسب اعتبار و مقبولیت به‌خوبی عمل کند.

---

1. Intertemporal Optimization Problem
2. Social Welfare Loss
۳. برای جزئیات بیشتر، والش (Walsh, 2003)، اسونسون (Svensson, 1999) و کاستلنو و سوریکو (Castelnuevo & Surico, 2003) را ببینید.
4. Inflation Targeting

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-23]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1398.19.3.5.3]

هدف اصلی این مطالعه، تعیین قاعده سیاست پولی بهینه در اقتصاد ایران طی دوره زمانی ۱۳۹۵-۱۳۵۷ با بهره‌گیری از روش کنترل بهینه است که برای رسیدن به این هدف، ابتدا پارامترهای پنج معادله ساختاری اقتصاد کلان ایران که در برگیرنده انتظارات گذشته‌نگر[۱] و آینده‌نگر[۲] است، برآورد و در قالب فضا- حالت[۳] ارائه می‌شود. سپس رجحان‌های بهینه بانک مرکزی بر مبنای حداقل‌سازی تابع زیان رفاه اجتماعی تعیین و نهایتاً، قاعده بهینه سیاست پولی به‌دست می‌آید.

آنچه این مطالعه را از مطالعات پیشین متمایز می سازد، بهره گیری از انتظارات ترکیبی (هیبریدی[۴])، روش متفاوت (کالیبراسیون[۵])، چارچوب هدفگذاری تورم در تعیین رجحان های بانک مرکزی و نهایتاً، بهره گیری از آزمون‌ها و روش‌های مختلف در اثبات اعتبار علمی الگو می‌باشد.

مطالعه حاضر مشتمل بر شش بخش است. پس از مقدمه، در بخش دوم تا پنجم به ترتیب، ادبیات تحقیق، مبانی نظری، تصریح الگو، روش و نتایج برآورد آن ارائه می‌شود. بخش ششم نیز به نتیجه‌گیری و ارائه پیشنهادهای سیاستی اختصاص دارد.

۲. ادبیات تحقیق

کارآیی سیاست‌های پولی، به انتظارات عاملان اقتصادی درباره سیاست فعلی و یا عملکرد سیاست آینده بستگی دارد. برای پیش‌بینی اینکه چگونه سیاست‌های اقتصادی اثرگذار هستند، اطلاع از نحوه شکل‌گیری انتظارات برای سیاست‌گذاران ضروری است و این درک، تنها وقتی ممکن است که رفتار سیاستی به روش نظام مند[۶] باشد. چنانچه رفتار سیاستی به صورت قاعده‌مند باشد، این قاعده[۷] می‌تواند در تعیین انتظارات عقلایی عملکرد سیاست آینده، نقش مهمی ایفاء کند (Walsh, 2003). از سوی دیگر، با وجود قواعد پولی، ممکن است سیاست‌گذاران در هر دوره، تمایل به فریبکاری[۸] داشته باشند؛ تا از طریق اجرای سیاست های انبساطی، به بسط فعالیت‌های اقتصادی، کاهش نرخ بیکاری، کاهش در مقادیر بدهی اسمی دولت و غیره کمک کنند. اما چون عاملان اقتصادی متوجه انگیزه‌های سیاست‌گذاران می‌شوند، انتظارات خود را تعدیل کرده که در نتیجه آن، متوسط نرخ تورم

1. Backward Looking Expectation
2. Forward Looking Expectation
3. State Space Form
4. Hybrid Expectation
5. Calibration
6. Systematic
7. Rule
8. Cheat

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-23]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1398.19.3.5.3]

و رشد پولی، بالاتر از نرخ مطلوب اجتماعی[1] ایجاد می‌شود که اعتبار[2] سیاست‌گذار پولی را خدشه دار می‌سازد. از این رو، به نظر می‌رسد تکرار تعامل میان سیاست‌گذاران و عاملان اقتصادی، سیاست-گذاران را ترغیب می‌کند تا جهت حفظ اعتبار خود، از قواعد پیروی کنند.

بنابراین امروزه سیاست‌گذاران پولی در سراسر جهان به دنبال کسب اعتبار از طریق تعیین اهداف صریح برای متغیرهایی از قبیل تولید و تورم و تعهد[3] معتبر برای دستیابی به آنها هستند. به عبارتی، تحمیل تعهد بر رفتار پولی، همچون قواعد قیمتی و پولی، خطر بالقوه به‌کارگیری سیاست‌های ناگهانی را کاهش می‌دهد و نرخ های تعادلی تورم و رشد پولی می‌تواند با حرکت از نهادهای پولی صلاحدیدی به سمت نهادهای قاعده‌مند، کاهش یابد (Barro & Gordon, 1983).

اگرچه تحقیقات مربوط به پیروی از قواعد سیاستی حتی قبل از معرفی نظریه انتظارات عقلایی در علم اقتصاد آغاز شده است، طی دو دهه اخیر به دلیل مطرح شدن نظریه انتظارات عقلایی و تحولات مهمی که در روش شناسی الگوسازی در اقتصاد کلان (در قالب پژوهش‌های انجام شده در مکاتب ادوار تجاری حقیقی و کینزی‌های جدید) رخ داده، بر اهمیت قواعد پولی و لزوم تعهد سیاست-گذاران به پیروی از خط مشی‌های معین در سیاست‌گذاری افزوده شده است (خلیلی عراقی و همکاران، ۱۳۸۸).

موضوع قاعده‌مند بودن سیاست های پولی در کنار شفافیت[4] و پاسخگویی[5] از اوایل دهه ۹۰ مورد بحث و بررسی بیشتری قرار گرفت و ادبیات اقتصادی مربوط به تحلیل تابع عکس العمل بانک مرکزی، با گسترش قابل ملاحظه ای همراه شد. قاعده تیلور (Taylor, 1993)، معروف‌ترین تصریح این تابع عکس العمل در ادبیات است. بر اساس این قاعده، مقام پولی با تغییر نرخ بهره اسمی به عنوان یک ابزار سیاستی، نسبت به انحراف تولید و تورم از مقادیر هدف، عکس‌العمل نشان می‌دهد. بخش عمده‌ای از ادبیات تجربی نیز، به بررسی و آزمون قاعده تیلور پرداخته و آن را بسط دادند.

کلاریدا و همکاران (Clarida et al., 1998) از تابع عکس‌العمل آینده‌نگر در آزمون قاعده تیلور استفاده کردند. نتایج مطالعه آنها از این ایده حمایت می‌کرد که ممکن است هدفگذاری تورمی از تثبیت نرخ ارز بهتر باشد، لذا باید از آن به عنوان یک لنگر اسمی در سیاست پولی استفاده شود.

1. Socially Desired Rate
2. Credibility
3. Commitment
4. Transparency
5. Accountability

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-23]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1398.19.3.5.3]

مک کالم (McCallum, 2000) برای آزمون رابطه تیلور از داده‌های آمریکا و انگلستان طی دوره زمانی ۱۹۶۲ تا ۱۹۹۹ و ژاپن طی دوره ۱۹۷۲ تا ۱۹۹۸ استفاده کرد. نتایج مطالعه وی بیانگر این است که قواعد به جای متغیرهای هدف، با استفاده از ابزارها مرتبط هستند.

کلاریدا و همکاران (Clarida *et al*., 2000) تابع عکس العمل سیاست پولی آینده نگر را برای آمریکا برآورد کردند و دریافتند که تفاوت‌های زیادی در قواعد برآورد شده در دوره‌های زمانی مختلف وجود دارد. بال (Ball, 1999) با برآورد قاعده سیاستی در یک اقتصاد باز، نرخ ارز را به قاعده تیلور اضافه نمود. گیانونی و وودفورد (Giannoni & Woodford, 2002) قیمت/دستمزد چسبنده را به قاعده سیاست پولی بهینه اضافه کردند و قدرت این قاعده جدید را مورد بررسی قرار دادند.

سملر و ژانگ (Semmler & Zhang, 2007) و تیلور (Taylor, 2007) قاعده تیلور را در تحلیل قیمت دارایی و املاک[1] استفاده کردند. به تدریج گستره وسیعی از مطالعات تجربی با استفاده از روشهای اقتصادسنجی به بررسی قاعده تیلور پرداختند.

کولینز و سیکلوس (Collins & Siklos, 2004) رجحان ها را برای بانک های مرکزی کانادا، استرالیا، نیوزلند و ایالات متحده آمریکا با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم یافته[2] (GMM) برآورد کرده و دریافتند که بانک های مرکزی از رژیم هدفگذاری تورمی پیروی می‌کنند که در آن، وزن بیشتری برای هموارسازی نرخ بهره و وزن کمتری به شکاف تولید داده می‌شود.

در مطالعه کاسترو (Castro, 2008)، بانک مرکزی علاوه بر اهداف تورم و شکاف تولید، متغیرهای مالی و اطلاعات قیمت دارایی‌ها را نیز هدف قرار می‌دهد؛ ضمن اینکه با استفاده از مدل رگرسیون انتقال هموار (STR)[3]برای برآورد رفتار غیرخطی در قاعده تیلور، نشان می‌دهد که تنها فدرال رزرو ایالات متحده از قاعده تیلور خطی و بانک انگلستان و بانک مرکزی اروپا از قاعده تیلور غیرخطی پیروی می‌کنند.

آراگون و پورتوگال (Aragón & Portugal, 2009) رجحان‌های بانک مرکزی برزیل را در رژیم هدفگذاری تورمی با استفاده از روش کالیبراسیون تعیین کرده‌اند و شواهدی دریافتند که نشان می‌دهد بانک مرکزی برزیل رژیم هدفگذاری تورمی انعطاف‌پذیر را به کار می‌گیرد و وزن بیشتری به ثبات تورم اختصاص می‌دهد. به‌علاوه محققان نشان می دهند که بانک مرکزی برزیل بیشتر تمایل به هموارسازی نرخ بهره در مقایسه با ثبات تولید دارد.

نارایدو و راپوتسوان (Naraidoo & Raputsoane, 2010) در مطالعه خود به تحلیل واکنش بهینه سیاست‌گذار پولی نسبت به انحراف تولید و تورم از مقادیر هدف در آفریقای جنوبی طی دوره

1. Asset and Estate Price
2. Generalized Method of Movements (GMM)
3. Smooth Transition Regression (STR)

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-23]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1398.19.3.5.3]

زمانی ۲۰۰۰ تا ۲۰۰۸ پرداختند و برای این منظور، از مدل آینده‌نگر کینزی جدید با فرض چسبندگی قیمت استفاده کردند. نتایج برآورد معادلات ساختاری اقتصاد با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM)، بیانگر این است که واکنش سیاست‌گذار نسبت به انحراف تورم انفعالی و نسبت به انحراف تولید کاملاً نامتقارن است.

ژنگ و همکاران (Zheng *et al.*, 2012)، با استفاده از داده‌های فصلی سالهای ۱۹۹۲ تا ۲۰۱۰ و روش حداکثر راست‌نمایی دو مرحله‌ای برای بررسی رفتار سیاست پولی در چین، نتیجه می‌گیرند که واکنش واقعی سیاست پولی می‌تواند به‌خوبی از طریق قاعده تیلور آینده‌نگر، مشخص شود.

رهی و توردالیو (Rhee & Turdaliev, 2013)، سیاست پولی بهینه را برای یک اقتصاد باز کوچک با فرض چسبندگی قیمت و دستمزد در کانادا برآورد کردند و با تحلیل آثار رفاهی چند قاعده ساده، نتیجه گرفتند که هدف‌گذاری تورمی CPI، عملکردی نزدیک به‌قاعده بهینه دارد.

پاسکا و همکاران (Pasca *et al.*, 2013) رجحان های مقامات پولی و قاعده پولی بهینه را در کشور پرو بررسی کرده است. نتایج مطالعه وی با استفاده از داده های فصلی سالهای ۱۹۹۹:۱-۲۰۰۸:۲ و بهره گیری از روش کنترل بهینه، بیانگر این است که اقتصاد پرو نزدیک به حالت هدفگذاری تورمی انعطاف پذیر حرکت می کند و هموارسازی نرخ بهره از شکاف تولید مهم تر است.

ورونا و همکاران (Verona *et al.*, 2014) عملکرد قاعده بهینه پولی را در مقابل بحران مالی با استفاده از یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی[1](DSGE) بررسی کردند. مطابق با نتایج، هدفگذاری ثبات مالی بویژه رشد اعتبارات و تا حدی توسعه مالی و قیمت دارایی‌ها، ثبات اقتصاد را بهبود می‌بخشد.

اندراد و دیوینو (Andrade & Divino, 2015) سیاست پولی بهینه را در برزیل پس از اجرای برنامه تثبیت اقتصادی مورد تحلیل قرار دادند. نتایج حاصله، نشان دهنده واکنش کم نرخ بهره (متغیر سیاستی) با فرض وزن یکسان ثبات تورم و تولید می‌باشد. همچنین توابع واکنش سیاست پولی بهینه عمل نکرده و به جای ثبات تورم بیشتر بر ثبات تولید متمرکز بوده است.

تینگ (Ting, 2016) قاعده تیلور را با ابزارهای مختلف پولی در چین طی دوره ۲۰۱۴-۲۰۰۲ برآورد کرده است. نتایج نشان می دهد افزایش یک درصدی در تورم، به انقباضی شدن سیاست پولی منجر خواهد شد. همچنین، ضریب شکاف تولید منفی، بسیار کوچک و بی معنا بوده است که حاکی از بی اثر بودن آن بر سیاست پولی است.

پاترا و همکاران (Patra *et al.*, 2017) با توجه به اتخاذ نظام هدفگذاری تورم، قاعده سیاست پولی بهینه را طی دوره ۲۰۱۴-۲۰۰۰ به‌دست آورده اند. مطابق با نتایج، نرخ بهره در دامنه ۶/۲۵ تا ۶/۷ با توجه به شرایط اقتصاد کلان سالهای ۲۰۱۵ تا ۲۰۱۶ بهترین نرخ خواهد بود.

1. Dynamic Stochastic General Equilibrium (DSGE)

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-23]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1398.19.3.5.3]

در مورد اقتصاد ایران، مطالعات زیادی پیرامون تعیین قاعده سیاستی بهینه بویژه با لحاظ انتظارات گذشته نگر و آینده نگر صورت نگرفته است.

خلیلی عراقی و همکاران (۱۳۸۸)، قاعده بهینه سیاست پولی را با این فرض که سیاست‌گذار از نرخ بهره به‌عنوان ابزار سیاستی استفاده می‌کند، ارائه کرده اند. نتایج مطالعه آنها با بهره گیری از مدل پویای تصادفی برای اقتصاد ایران، نشان می‌دهد که رفتار بهینه سیاست‌گذار این است که نرخ بهره را در پاسخ به نوسان مثبت در تورم، تولید و حجم پول، افزایش و در پاسخ به شوک تکنولوژی، کاهش دهد.

درگاهی و شربت اوغلی (۱۳۸۹) با در نظر گرفتن نرخ رشد نقدینگی به عنوان ابزار سیاست‌گذاری بانک مرکزی و برآورد رابطه بین نرخ رشد نقدینگی، تورم و رشد اقتصادی با استفاده از روش کنترل بهینه، به قاعده سیاست‌گذاری بهینه بانک مرکزی دست یافتند.

انواری و همکاران (۱۳۹۰) در مقاله خود با بهره‌گیری از نظریه کنترل و مدل تعادل عمومی پویای تصادفی و استفاده از مدل کلان ساختاری که مشتمل بر معادلات عرضه کل و تقاضای کل می‌باشد و تابع زیان بانک مرکزی که دو هدف شکاف تولید و تورم را دنبال می‌کند، قاعده بهینه سیاست پولی به‌دست آورده‌اند. نتایج این تحقیق، نشان می‌دهد که قاعده بهینه، تابعی از شکاف تولید و تورم بوده و در صورت پایبندی به قاعده مشخص، تغییرات در شکاف تولید و تورم در هر دوره برای رسیدن به هدف، کمتر است.

کمیجانی و توکلیان (۱۳۹۰) با معرفی یک قاعده پولی نامتقارن برای نرخ رشد حجم پول، چگونگی تغییر حساسیت بانک مرکزی در تعیین نرخ رشد حجم پول طی دوران رکود و رونق را بررسی کردند. برآورد مدل مارکوف سوئیچینگ برای داده‌های فصلی طی دوره ۱۳۶۷:۱ تا ۱۳۸۷:۲ نشان می‌دهد که در دوران رکود حساسیت بانک مرکزی بیشتر متوجه شکاف تولید و در دوران رونق، بیشتر متوجه تورم است.

الهی و هنردوست (۱۳۹۲)، با استفاده از روش کنترل بهینه، به بررسی هدف‌گذاری تورم در ایران پرداختند. برای این منظور، قیود معادله با استفاده از روش اقتصادسنجی رگرسیون‌های به‌ظاهر نامرتبط[1] (SUR)، برآورد شده اند. نتایج نشان می‌دهد ابزارهای سیاست پولی در مقایسه با سیاست مالی، از تأثیرگذاری بیشتری برخوردارند و در این میان، نقدینگی، نرخ سود سپرده‌های بلندمدت و نرخ ارز، از اهمیت بیشتری برخوردار است.

شاه مرادی و صارم (۱۳۹۲)، قاعده بهینه سیاست پولی را در چارچوب هدف‌گذاری تورم در اقتصاد ایران با استفاده از الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE) مورد بررسی قرار دادند.

1. Seemingly Unrelated Regressions (SUR)

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-23]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1398.19.3.5.3]

نتایج نشان می‌دهد که قاعده بهینه سیاست پولی ایران، تابعی از شکاف تورم، شکاف تولید و نرخ رشد درآمدهای نفتی است.

سلیمانی موحد و همکاران (۱۳۹۴) با طراحی یک قاعده پولی با ابزار اسلامی عقد مشارکت به جای نرخ بهره، قاعده سیاستی بهینه را با روش DSGE استخراج نموده‌اند. نتایج حاکی از جایگزین برتر ابزار اسلامی برای نرخ بهره در مقابله با نوسانات اقتصادی است.

عرفانی و شمسیان (۱۳۹۵) قیمت مسکن را در کنار دو هدف تورم و تولید در مدل قاعده تیلور لحاظ کردند. نتایج برآورد مدل با استفاده از داده‌های فصلی ۱۳۷۱ تا ۱۳۹۱ مبین آن است که بانک مرکزی هدف ثبات در رشد تولید را بر دیگر اهداف خود ترجیح داده و ارتباط سیاست‌های پولی با متغیرهای تورم و قیمت دارایی ها معنادار نیستند.

بیات و بهرامی (۱۳۹۶) با استفاده از قاعده پولی تیلور، یک مدل استاندارد تعادل عمومی تصادفی پویای نیوکینزی برای اقتصاد ایران طراحی نمودند. مطابق با نتایج، برای تأثیرگذاری بر روی متغیرهای بخش واقعی اقتصاد، تفاوت چندانی میان ابزار نرخ بهره و نرخ رشد حجم پول وجود ندارد. در مقابل، برای تأثیرگذاری بر تورم و کاهش اثر شوک بر روی آن از طریق اعمال سیاست‌های پولی، نرخ رشد حجم پول ابزار مناسب بوده و نسبت به نرخ بهره، عملکرد بهتری داشته است.

قلی زاده و همکاران (۱۳۹۶) با استفاده از روش برنامه‌ریزی پویا، قاعده سیاست بهینه پولی ایران را برای دوره زمانی ۱۳۷۳ تا ۱۳۹۴ برآورد کرده‌اند. نتایج حاصل از بررسی، نشان می‌دهد واکنش نرخ رشد نقدینگی به شکاف تولید، بیشتر از انحراف تورم بوده است.

۳. مبانی نظری

مدل‌های گذشته نگر بسیار ساده هستند. تقاضا برای کالاها به نرخ بهره واقعی دوره قبل، بدون در نظر گرفتن انتظارات درآمدی بستگی دارد. همچنین تورم به تورم دوره قبل و شکاف تولید دوره قبل و عدم لحاظ انتظارات تورمی بستگی دارد. اما سؤالی که مطرح می شود، این است که اگر اجزاء آینده‌نگر به تقاضای کالاها و پویایی های تورم اضافه شوند، چه تغییری ایجاد می شود؟ در این بخش، به بررسی این موضوع پرداخته شده است.

مفروضات

دو معادله اصلی مدل، منحنی IS کینزی جدید و منحنی فیلیپس کینزی جدید[1] می باشد که شکل استاندارد آنها به صورت زیر است:

1. New-Keynesian Phillips Curve

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-23]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1398.19.3.5.3]

$$y_t = E_t[y_{t+1}] - \frac{1}{\theta}(i_t - E_t[\pi_{t+1}]) + u_t^{IS} \qquad \theta > 0 \qquad (1)$$

$$\pi_t = \beta E_t[\pi_{t+1}] + k(y_t - y_t^n) \qquad 0 < \beta < 1 , \quad k > 0 \qquad (2)$$

که در آن، y_t^n سطح قیمت‌های انعطاف پذیر[1] تولید، $E_t[y_{t+1}]$ و $E_t[\pi_{t+1}]$ انتظارات تورم و تولید و u_t^{IS} نوفه سفید می‌باشد. فرض می‌شود که هدف بانک مرکزی در سمت تولید، حداقل سازی انحراف تولید از سطح قیمت انعطاف پذیر y_t^n و در سمت تورم، حداقل کردن انحراف تورم از سطح بهینه‌اش (که به صفر نرمال شده است) باشد. بنابراین بانک مرکزی به دنبال رسیدن به $y = y^n$ و $\pi = 0$ در هر دوره است؛ پس لازم است که در رابطه (۱)، $y = y^n$، $E_t[y_{t+1}] = E_t[y_{t+1}^n]$ و $E_t[\pi_{t+1}] = 0$ برقرار باشد. با اعمال این شرایط در رابطه (۱) و حل برای i_t خواهیم داشت:

$$i_t = \theta\{(E_t[y_{t+1}^n] - y_t^n) + u_t^{IS}\} = r_t^n \qquad (3)$$

که در آن، r_t^n نرخ بهره طبیعی اقتصاد می باشد که با قیمت های انعطاف پذیر محقق می‌شود. بنابراین توصیه سیاستی آن است که بانک مرکزی باید نرخ بهره اسمی را برابر نرخ بهره طبیعی قرار دهد.

اما همان‌گونه که کلاریدا، گالی و گرتلر (Clarida, Gali, & Gertler, 2000) و گالی (Gali, 2008) بیان کرده‌اند، همه چیز به این سادگی نیست. در واقع مدل‌های آینده نگر در معرض تعادل لکه‌های خورشیدی[2] هستند[3]. این مشکل وقتی ایجاد می شود که بانک مرکزی رابطه (۳) را دنبال کند. اگرچه نتیجه مطلوب $y = y_n$ و $\pi_t = 0$ برای همه tها یک تعادل است، اما تعادل خودجوش دیگری به دلیل انحراف تورم واقعی و انتظاری از صفر نیز وجود دارد. فرض کنید تورم و تولید افزایش یابد و عاملان انتظار داشته باشند که آنها به سطح نرمال بازگردند. با مساوی قراردادن نرخ بهره اسمی با نرخ بهره طبیعی، افزایش در تورم انتظاری، نرخ بهره واقعی را کاهش می‌دهد و بنابراین، کاهش تولید برای برقراری معادله IS کینزی جدید، لازم است. با تورم بیشتر از تورم انتظاری، منحنی فیلیپس کینزی جدید، بالای تولید نرمال خواهد بود. بنابراین، برای سرعت مناسب بازگشت به سطح نرمال و رابطه مناسب بین تولید و تغییرات تورم، باورها می توانند تعیین کننده باشند. راهکار بانک

1. Flexible-price
2. Sunspot Equilibria

۳. در اقتصاد، لکه‌های خورشیدی معمولاً به متغیرهای تصادفی بیرونی نسبت داده می‌شود که تحت تأثیر اصول اقتصادی، مثل رجحان ها یا تکنولوژی نیستند. از این رو، تعادل لکه خورشیدی، یک تعادل اقتصادی است، در جایی که نتایج بازار یا تخصیص منابع نامرتبط با اصول اقتصادی باشد. به عبارت دیگر، نتایج بستگی به متغیرهای تصادفی بیرونی دارد، به این معنی که اثر یک متغیر تصادفی اهمیت دارد، تنها به این دلیل که مردم تصور می‌کنند که آن مهم است (اهمیت باورها و انتظارات). باورها می توانند روی عملکرد اثر گذارند؛ به‌گونه‌ای که آن باورها در واقعیت درست باشند (باورها←رفتارها← نتایج).

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-23]
[DOR: 20.1001.1.17356768.1398.19.3.5.3]

مرکزی برای اجتناب از این مشکل، پیروی از قاعده نرخ بهره منطبق بر رابطه (۳) است؛ به طوری که $E_t[y_{t+1}] = E_t[y^n_{t+1}]$ و $E_t[\pi_{t+1}] = 0$ باشد.

از آن جایی که $E_t[\pi_{t+1}]$ و $E_t[y_{t+1}]$ تحت تأثیر رفتارها هستند، یک راه مناسب این است که نرخ بهره تابعی از این دو متغیر باشد، به عبارتی:

$$i_t = r^n_t + \varphi_\pi E_t[\pi_{t+1}] + \varphi_y(E_t[\tilde{y}_{t+1}]) \quad (۴)$$

زمانی که شرایط بالا برقرار باشد، این قاعده به رابطه (۳) ساده می‌شود.

حالت دیگری از رابطه (۴) که بانک مرکزی به عنوان قاعده به‌کار می‌گیرد تا به مقادیر جاری تورم و شکاف تولید پاسخ دهد، عبارت است از:

$$i_t = r^n_t + \varphi_\pi \pi_t + \varphi_y \tilde{y}_t \quad (۵)$$

که برای مقادیر مناسب ضرایب، قاعده تعادل لکه های خورشیدی را حذف می‌کند و از این رو، نرخ بهره واقعی هرگز جدا از قاعده ساده $i_t = r^n_t$ نیست[۱] (Romer, 2012).

۴. تصریح الگو

۴-۱. الگوی ساختار اقتصاد[۲]

این مطالعه به دنبال طراحی الگوی ساده، قابل برآورد و واقعی از دیدگاه مقام پولی است. برای دستیابی به این هدف، یک الگوی کینزی جدید ساده به پیروی از فورر و مور (Fuhrer & Moore, 1995)، تتلو و موهلن (Tetlow & Muehlen, 1999) و لیندی (Linde, 2005) برای اقتصاد ایران با انتظارات گذشته نگر و آینده نگر توصیف شده‌اند. پویایی‌های حاکم بر پنج معادله‌ای که الگو را تشکیل می‌دهند، عبارتند از:

$$\pi_t = \alpha_1\pi_{t-1} + \alpha_2\pi_{t-2} + \alpha_3 E_t\pi_{t+1} + \alpha_4 y_{t-1} + \alpha_5 m_t + \varepsilon_{\pi t} \quad (۶)$$

$$y_t = \beta_1 y_{t-1} + \beta_2 y_{t-2} + \beta_3 y_{t-3} + \beta_4 E_t y_{t+1} + \beta_5(m_t - E_t\pi_{t+1}) + \beta_6 \mathrm{re}_{t-1} + \varepsilon_{yt} \quad (۷)$$

$$re_t = \omega_1 re_{t-1} + \omega_2 E_t re_{t+1} + \varepsilon_{ret} \quad (۸)$$

$$g_t = \varphi_1 tax_{t-1} + \varphi_2 oilr_t + \varphi_3 oil\dot{r}_{t-1} + \varepsilon_{gt} \quad (۹)$$

$$m_t = \sigma_1 m_{t-1} + \sigma_2 Y_t + \sigma_3 \pi_t + \varepsilon_{mt} \quad (۱۰)$$

که در آن، π_t نرخ تورم سالانه، y_t[۳] درصد شکاف تولید بین تولید ناخالص داخلی واقعی (Y_t) و تولید ناخالص داخلی بالقوه (Y^p_t)، $E_t\pi_{t+1}$ تورم انتظاری، $E_t y_{t+1}$ شکاف تولید انتظاری، m_t رشد حجم

---

۱. برای مطالعه بیشتر در این زمینه به «Romer, 2012» مراجعه کنید.

2. Economic Structure Model

۳. $yt=100*[(Yt-Y^p_t)/ Y^p_t]$ است.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-23]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1398.19.3.5.3]

نقدینگی، ($m_t - E_t\pi_{t+1}$) رشد حجم نقدینگی واقعی انتظاری، re_t لگاریتم نرخ ارز واقعی[۱]، g_t رشد مخارج مصرفی دولت، tax_t رشد درآمدهای مالیاتی دولت و نهایتاً $oilr_t$ رشد درآمدهای نفتی است. برای متغیر شکاف، میزان روند با استفاده از روش فیلتر هادریک- پرسکات محاسبه شده است. بخش های ε_π، ε_y، ε_m و ε_g شوک های عرضه، تقاضا، پول و مخارج دولت هستند.

معادله (۶) منحنی فیلیپس کینزی جدید هیبریدی است که تورم را به وقفه شکاف تولید و وقفه‌های تورم و تورم انتظاری مرتبط می‌کند. با پذیرش پولی بودن تورم در اقتصاد ایران[۲]، نرخ رشد نقدینگی به عنوان عاملی دیگر در رابطه وارد شده است. منحنی IS آینده نگر که با معادله (۷) نشان داده شده، اولین بار توسط مک کالم و نلسون (McCallum & Nelson, 1999) استخراج شده است و رابطه بین شکاف تولید، رشد حجم پول انتظاری و نرخ ارز واقعی را با وقفه نشان می‌دهد[۳]. در خصوص این معادله، ذکر چند نکته ضروری است. اول، اینکه بر خلاف بسیاری از روابط مرسوم در این زمینه، به جای نرخ بهره از نرخ رشد نقدینگی استفاده شده است. در واقع، عمده ابزارهای پولی مورد استفاده بانک‌های مرکزی، نسبت سپرده قانونی، نرخ تنزیل مجدد، عملیات بازار باز و تغییر در نسبت‌های مالی بانک‌ها هستند که باعث تغییر در نرخ های بهره و حجم پول می‌شوند؛ اما به دلیل اجرای عملیات بانکداری بدون ربا، قابلیت استفاده از نرخ بهره متعارف در سیاست‌گذاری‌های اقتصادی و بالاخص پولی وجود ندارد. بنابراین، عمده ابزار اجرای سیاست پولی در ایران، بر پایه تغییر در حجم پول و نقدینگی استوار است. دوم، آنکه نرخ بهره (نرخ سود) طی سال ثابت است و بانک مرکزی نمی‌تواند از آن به عنوان ابزار استفاده کند. از این رو، قاعده‌ای که در نهایت حاصل خواهد شد، بر مبنای کنترل رشد نقدینگی خواهد بود.

معادله (۸)، معادله نرخ ارز است که بر اساس مبانی نظری موجود، یکی از مهمترین مکانیسم‌های انتقال پول[۴] محسوب می شود. به عبارتی، در حالت چسبندگی قیمت‌ها، نرخ ارز اسمی موجب تغییر در نرخ ارز واقعی می‌شود. نرخ ارز واقعی نیز بر قیمت نسبی کالاهای خارجی و داخلی و آن نیز به‌نوبه خود بر تقاضای کالاهای خارجی نسبت به کالاهای داخلی، اثر می گذارد و ازاین‌رو، در کانال تقاضای کل برای انتقال سیاست پولی سهیم است و این بخش، در رابطه (۷) وارد شده است. همچنین نرخ

---

۱. نرخ ارز واقعی از حاصل‌ضرب نرخ ارز رسمی در شاخص قیمت مصرف‌کننده آمریکا (CPIUS) به شاخص قیمت مصرف کننده ایران (CPIIR) به صورت $et*(\frac{CPI_{US}}{CPI_{IRI}})$ به‌دست آمده است.

۲. معاونت اقتصادی بانک مرکزی ایران، ۱۳۸۲.

۳. تعیین تعداد وقفه در معادلات فوق، از طریق تحلیل همبستگی نگار (Cross-Correlogram) و معیارهای آکاییک و شوارتز - بیزین به‌دست آمده است.

4. Monetary Transmission Mechanism

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-23]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1398.19.3.5.3]

ارز می‌تواند از طریق قیمت داخلی کالاهای نهایی و واسطه‌ای وارداتی که در شاخص قیمت مصرف‌کننده وارد شده، بر تورم اثر بگذارد. با توجه به نقش و اهمیت نوسانات نرخ در اقتصاد ایران، وقفه‌های این متغیر و انتظارات آن، در معادله جداگانه‌ای لحاظ شده‌اند.

معادله (۹) رشد مخارج مصرفی دولت را به عنوان تابعی از درآمدهای مالیاتی و وقفه درآمدهای نفتی در نظر می‌گیرد. در واقع، این معادله بیانگر نقش دولت در اقتصاد ایران به عنوان بخشی دیگر از مکانیسم انتقال پول است. معادله (۱۰) تقاضای پول است که تابعی از تورم، تولید و وقفه رشد حجم نقدینگی است. نهایتاً، انتظار می‌رود ضرایبی که تورم انتظاری، شکاف تولید و رشد حجم نقدینگی را در معادله منحنی فیلیپس نشان می دهند، مثبت باشند؛ و به عبارتی: $\alpha_3 > ۰$ ، $\alpha_4 > ۰$ و $\alpha_5 > ۰$. همچنین علامت منفی برای رشد حجم نقدینگی واقعی انتظاری در معادله IS، $\beta_5 < ۰$ و علامت مثبت برای پارامترهای شکاف تولید انتظاری، رشد تولید، رشد درآمدهای مالیاتی و نفتی، مورد انتظار است؛ به طوری که داریم: $\beta_4 > ۰$ ، $\sigma_2 > ۰$ ، $\sigma_3 > ۰$، $\varphi_1 > ۰$، $\varphi_2 > ۰$.

الگوی ارائه شده در این مطالعه، چند مزیت دارد. اول، یک مدل خطی ساده - به همراه رجحان‌های درجه دو - انتخاب شده است و بنابراین، تحلیل‌ها قابل کنترل و نتایج شفاف خواهد بود؛ ضمن آنکه با ساده سازی عبارت فضا- حالت ساختار اقتصاد، حل مسأله بهینه یابی بین دوره‌ای سیاست‌گذار ساده می‌شود. دوم، مدل ارائه شده دارای یک معادله عرضه کل (یا منحنی فیلیپس) و یک معادله تقاضای کل (یا منحنی IS) می باشد که بسیاری از خصوصیات مهم مکانیسم انتقال پول را توصیف می‌کند؛ ولی معادلات دیگری نیز در نظر گرفته شده است که از جهاتی (مثل پویایی‌ها)، بر غنای الگو می افزاید. سوم، مدل ارائه شده پایه و اساس بسیاری از مدل‌های اقتصادسنجی سیاست‌گرا[1] است. برخی از محققان مانند مک کالم (McCallum, 1998)، بیان می‌کنند، چون اجماع مشخصی بر ساختار اقتصاد وجود ندارد، هرگونه قاعده سیاست پولی پیشنهاد شده، باید در مدل‌های مختلف به خوبی عمل کند و مناسب با اقتصاد مورد بررسی باشد. بنابراین در این مرحله از تحلیل‌ها، بر الگویی تمرکز شده است که اولاً، از نرخ رشد حجم پول به عنوان ابزار سیاستی استفاده می‌کند؛ ثانیاً، از شکاف تولید به جای نرخ رشد تولید بهره می‌گیرد و ثالثاً، در برگیرنده انتظارات تطبیقی[2] یا گذشته نگر و انتظارات عقلایی[3] یا آینده‌نگر است که با دنیای واقعی مطابقت بیشتری دارد.

1. Policy-Oriented Macroeconometric Models
2. Adaptive Expectations
3. Rational Expectations

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-23]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1398.19.3.5.3]

البته روش مناسب مدل‌سازی انتظارات برای تحلیل سیاستی همچنان مورد منازعه (مثلاً بحث لوکاس (Lucas, 1976) و سیمز (Sims, 1982) است. بر این اساس، فورر (Fuhrer,1997) منحنی فیلیپس گذشته نگر را در برابر حالت آینده‌نگر مورد آزمون قرار داد و نتوانست آن را رد کند. به‌علاوه به نظر می‌رسد بسیاری از اقتصاددانان و مقامات پولی، بیشتر نسبت به گذشته نگر اجماع داشته باشند (مانند رودبوش و اسونسون (Rudebusch & Svensson, 1998,1999)، فاورو و رووللی (Favero & Rovelli, 2003)، ازلال (Ozlale, 2003)، دنیس (Dennis, 2006)، کولینز و اسکیلوز (Collins & Siklos, 2004)). بر مبنای مطالعه استرلا و فورر (Fuhrer & Estrella, 2002)، مدل‌هایی با انتظارات آینده نگر بر خلاف مدل‌های پیشنهاد شده توسط رودبوش و اسونسون (Rudebusch & Svensson, 1998,1999) به تنهایی برای داده‌ها مناسب نیستند؛ اگرچه استفاده از انتظارات گذشته نگر همچنان در معرض انتقاد لوکاس است. از این رو، برای از میان برداشتن این مشکل، در مدل‌سازی از هر دو جزء گذشته نگر و آینده نگر استفاده شده است که در ادبیات تحقیق، به الگوهای ترکیبی (هیبریدی) شناخته می‌شوند.

۲-۴. رجحان‌های بانک مرکزی و سیاست پولی بهینه

هدف مقامات پولی، حداقل کردن ارزش انتظاری تابع زیان زیر است:

$$E_t \sum_{\tau=0}^{\infty} \delta^{\tau} LOSS_{t+\tau} \qquad (۱۱)$$

که در آن:

$$LOSS_t = \lambda_{\pi} (\pi_t - \pi^*)^2 + \lambda_y y_t^2 + \lambda_{\Delta m} (m_t - m_{t-1})^2 \qquad (۱۲)$$

در رابطه بالا، δ نرخ تنزیل بین دوره ای، $0<\delta<1$، E_t عملگر انتظارات مشروط به مجموعه اطلاعات موجود در زمان t و همه وزن ها بزرگتر یا مساوی صفر هستند. با توجه به اینکه متغیر هدف تورم به صورت صریح در تابع هدف وارد شده است، تابع فوق به نوعی بیانگر هدفگذاری تورمی است. به عبارتی، فرض می شود مقامات پولی تورم سالانه را حول هدف تورم تثبیت می‌کنند تا شکاف تورم را نزدیک صفر نگه داشته و نرخ رشد نقدینگی را هموار سازند. پارامترهایی که رجحان‌های سیاستی مقامات پولی را اندازه گیری می‌کنند، λ_{π}، λ_y و $\lambda_{\Delta m}$، دلالت بر اهمیت نسبت داده شده توسط مقامات پولی به تثبیت تورم، شکاف تولید و هموارسازی رشد نقدینگی دارد. نهایتاً، فرض می‌شود که مجموع وزن رجحان‌های مقامات پولی، یک است؛ به طوری که، $\lambda_{\pi} + \lambda_y + \lambda_{\Delta m} = ۱$

برای به‌دست آوردن قاعده پولی بهینه، ابتدا قیود بهینه یابی در قالب فضا- حالت ارائه می‌شود. قیود مسأله بهینه یابی، با سیستم معادلات (۶) تا (۱۰) به‌دست می آید. رابطه فضا – حالت متناسب با این سیستم معادلات، عبارت است از:

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-23]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1398.19.3.5.3]

$$A_0\begin{bmatrix} x_{1\,.t+1} \\ E_t x_{2.t+1}\end{bmatrix} = A_1\begin{bmatrix} x_{1\,.t} \\ x_{2\,.t}\end{bmatrix} + B_1 m_t + \begin{bmatrix} \varepsilon_{t+1} \\ 0\end{bmatrix} \quad (۱۳)$$

که در آن، $x_{1\,.t}$ برداری از متغیرهای از قبل تعیین شده، $x_{2\,.t}$ برداری از متغیرهای آینده نگر، m_t متغیر کنترل برای اجرای سیاست پولی (رشد حجم نقدینگی) و ε_{t+1} بردار در برگیرنده شوک‌های عرضه، تقاضا، نرخ ارز، مخارج دولت و پولی می‌باشد که فرض می‌شود نرمال است. بنابراین، می‌توان رابطه فضا - حالت را به صورت زیر نوشت:

$$A_0 x_{t+1} = A_1 x_t + B_1 m_t + \varepsilon_{t+1} \quad (۱۴)$$

که در آن، x_t بردار ۱*۱۴ از متغیرهای وضعیت، A_0 و A_1 ماتریس های ۱۴*۱۴ و B_1 ماتریس ۱*۱۴ از پارامترهای برآوردی می‌باشد. عناصر بردار x_t متناظر با الگوی ارائه شده به صورت زیر است:

$$\acute{x}_t = [\,\pi_{t-1}\ \ \pi_{t-2}\ \ y_{t-1}\ \ y_{t-2}\ \ y_{t-3}\ \ re_{t-1}\ \ m_{t-1}\ \ g_{t-1}\ \ tax_{t-1}\ \ oilr_t\ \ oilr_{t-1}\ \ \pi_t\ \ y_t\ \ re_t\acute{}$$

با ضرب رابطه (۱۴) در A_0^{-1}، قید زیر حاصل می شود:

$$x_{t+1} = Ax_t + Bm_t + \quad (۱۵)$$

که در آن، $A = A_0^{-1}A_1$ و $B = A_0^{-1}B_1$ است.

پس از ارائه سیستم معادلات در قالب فضا - حالت، باید تابع زیان به صورت ماتریسی ارائه شود؛ بدین منظور، لازم است متغیرها به متغیرهای وضعیت و کنترل به صورت زیر تفکیک شود:

$$Z_t = C_x x_t + C_i m_t \quad (۱۶)$$

بنابراین، تابع زیان (۱۱) را می توان به صورت زیر نوشت:

$$LOSS_t = \acute{Z}_t K Z_t \quad (۱۷)$$

که در آن، K ماتریس قطری است و عناصر قطرهای آن را پارامترهای رجحان مقامات پولی تشکیل می‌دهد. با جایگذاری معادله (۱۶) در معادله (۱۷) و ساده سازی ریاضی، تابع زیان عبارت خواهد بود از:

$$LOSS_t = \acute{x}_t R x_t + \acute{m} Q m_t + 2\acute{x}_t H m_t \quad (۱۸)$$

$$\text{R}= \acute{C}_x K C_x \ \ ; \ \ H = \acute{C}_x K C_m \ \ ; \ \ Q = \acute{C}_m K C_m \quad (۱۹)$$

بنابراین، مسأله کنترل بانک مرکزی، به صورت یک مسأله تنظیم کننده خطی تصادفی با افق نامحدود (Ljungqvist & Sargent, 2004) به صورت زیر است:

$$Min\ E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \delta^t \left[\acute{Z}_t K Z_t\right] = \min_{\{i_t\}_{t=0}^{\infty}} E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \delta^t [\acute{x}_t R x_t + \acute{m}_t Q m_t + 2\acute{x}_t H m_t] \quad (۲۰)$$

با توجه به ساختار اقتصاد مفروض:

$$x_{t+1} = Ax_t + Bm_t + \varepsilon_{t+1}$$

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-23]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1398.19.3.5.3]

که تابع مقدار[1] درجه دو که معادله بلمن[2] را تأمین می‌کند، به صورت $V(x_t) = -x_0 P x - d$ است و P ماتریس متقارن شبه معین مثبت است و معادله ماتریس ریکاتی[3] را برآورد می‌کند. نهایتاً، با استفاده از ابزارهای جبری و شرایط مرتبه اول، می‌توان قاعده پولی بهینه را به صورت زیر به‌دست آورد:

$$m_t = -\left(Q + \beta \acute{B} P B\right)^{-1}\left(\beta \acute{B} P A + \acute{H}\right) x_t \quad \Rightarrow \quad m_t = f x_t \qquad (۲۱)$$

معادله (۲۱) نشان می‌دهد نرخ بهره بهینه، یک تابع خطی از متغیرهای وضعیت (x_t) و بردار خطی f است که شامل رجحان های مقامات پولی با پارامترهای منحنی‌های فیلیپس، IS و سایر معادلات مرتبط است.

۵. نتایج برآورد

۵-۱. نتایج برآورد الگوی اقتصاد کلان ایران

برای تعیین رجحان‌های مقامات پولی، ابتدا می باید الگوی اقتصاد کلان ساختاری معادلات (۶) تا (۱۰) برآورد شوند. متغیرهای مورد استفاده برای دوره زمانی ۱۳۹۵-۱۳۵۷ از بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران (CBI) اخذ شده است. بر اساس روند متعارف در برآورد سری زمانی، ابتدا متغیرهای مورد استفاده، به لحاظ ریشه واحد مورد آزمون قرار می‌گیرند. جدول (۱) نتایج این آزمون را بر اساس سه آماره دیکی فولر تعمیم یافته[4] (ADF)، فیلیپس پرون[5] (PP) و کوواتویسکی و همکاران[6] (KPSS) نشان می‌دهد. بر اساس نتایج ارائه شده، کلیه متغیرها (به استثناء نرخ ارز) انباشته از مرتبه صفر (I(0)) و در نتیجه، پایا هستند. در خصوص نرخ ارز بر اساس دو آزمون ADF و PP در سطح ناپایا بوده، ولی بر اساس آزمون KPSS انباشته از مرتبه صفر است. بنابراین، انباشته از مرتبه یک (I(1)) در نظر گرفته شده است.

1. Value Function
2. Bellman's Equation
3. Matrix Ricatti Equation
4. Augmented Dickey-Fuller
5. Phillips-Perron

۶. تفاوت آزمون KPSS با دو آزمون دیگر، این است که فرضیه صفر آن پایا بودن متغیر، و در دو آزمون دیگر، فرضیه صفر، ناپایا بودن متغیر می‌باشد. بنابراین تفسیر این آماره با دو آماره دیگر تفاوت دارد.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-23]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1398.19.3.5.3]

جدول ۱. نتایج آزمون ریشه واحد متغیرها

متغیرها	ADF	P-P	KPSS
π_t	-۳/۸۵۷	-۴/۰۶۰	۰/۰۶۱
$E_t\pi_{t+1}$	-۴/۰۵	-۴/۱۱	۰/۱۰
y_t	-۵/۱۱۶	-۳/۶۰۷	۰/۱۲۴
$E_t y_{t+1}$	-۲/۱۴ [na]	-۴/۰۱	۰/۱۷
m_t	-۳/۹۹۹	-۳/۹۹۹	۰/۰۷۲
$m_t - E_t\pi_{t+1}$	-۴/۵۲	-۴/۴۳	۰/۰۸
re_t	-۲/۷۸۸ [na]	-۲/۸۹۸	۰/۰۷۴
Δre_t	-۵/۹۴۰	-۶/۰۳۹	۰/۰۶۹
$E_t re_t$	-۲/۳۴۸ [na]	-۰/۹۷	۰/۱۵
$\Delta E_t re_t$	-۳/۴۴	-۲/۰۱	۰/۱۳
g_t	-۵/۸۴۴	-۵/۸۴۵	۰/۰۶۹
tax_t	-۵/۰۱۴	-۵/۰۱۴	۰/۱۴۸
$oilr_t$	-۶/۱۷۵	-۶/۱۷۳	۰/۱۱۲

مأخذ: محاسبات تحقیق

توجه: مقادیر بحرانی برای آماره های ADF، P-P و KPSS با عرض از مبدأ و روند در سطح معنی داری ۵ درصد به ترتیب، ۳/۵۳۶-، ۳/۵۳۳- و ۰/۱۴۶ می باشد. na دلالت بر عدم معنی‌داری دارد. تعداد وقفه‌ها در همه موارد ۹ بوده و با استفاده از معیار شوارتز- بیزین انتخاب شده است.

پس از انجام آزمون ریشه واحد، معادلات الگوی اقتصاد کلان (۶) تا (۱۰) برآورد شده است. به منظور برآورد معادلات فوق، دو متغیر مجازی d_{gap} و d_g در معادلات (۷) و (۹) وارد، و متغیر مجازی اول برای لحاظ کردن آثار منفی سالهای جنگ تحمیلی بر تولید و رشد اقتصادی و متغیر مجازی دوم برای آثارکاهش قیمت جهانی نفت خام بر مخارج دولت در نظر گرفته شده‌اند.

اما نکته حائز اهمیت، برآورد انتظارات در معادلات فوق می باشد. در خصوص انتظارات تورمی، فرض شده است که انتظارات عاملان اقتصادی ناهمگن است؛ به عبارتی، گروهی از عاملان اقتصادی، انتظارات برون گرا [1](انتظارات تطبیقی) و گروهی دیگر انتظارات بازگشتی[2] (عقلایی) دارند. تعاملات این دو گروه و تغییر سهم هر یک از این نوع انتظارات، در شکل گیری انتظارات تورمی کل جامعه و نوسان تورم واقعی مؤثر می‌باشد. بنابراین، نرخ تورم انتظاری از میانگین موزون این دو نوع حاصل می‌شود. به عبارتی:

1. Extrapolative Expectations
2. Mean Reversion (Regressive) Expectations

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-23]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1398.19.3.5.3]

$$E_t\pi_{t+1} = (w_t^E\pi_t^E + w_t^R\pi_t^R) \quad (۲۲)$$

که در آن، E و R به ترتیب، نماد انتظارات تورمی برون یابانه و بازگشتی هستند. انتظارات برون یابانه، بیانگر این است که عاملان اقتصادی، تورم انتظاری دوره جاری را بر اساس مجموعه اطلاعاتی که از دوره قبل در دسترس است، پیش بینی می کنند و رابطه ساده آن به صورت زیر است:

$$\pi_t^E = \pi_{t-1} + \gamma(\pi_{t-1} - \pi_{t-2}) \quad (۲۳)$$

در رابطه فوق، γ بزرگتر از صفر و نشان دهنده اهمیت عاملان اقتصادی به تغییر تورم دوره قبل است. در مقابل این رویکرد، انتظارات بازگشتی است که به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$\pi_t^R = \pi_{t-1} + \delta(\pi_n - \pi_{t-1}) \quad (۲۴)$$

که بر اساس آن، عاملان اقتصادی، انتظار برگشت نرخ تورم به سطح طبیعی (π_n) را طی زمان خواهند داشت. پارامتر δ بین صفر و یک است.

فرض می‌شود که عاملان بر اساس اتفاقات گذشته، معیارها را بررسی و مقایسه کرده و مجموع مربعات خطای پیش بینی که به صورت عمومی قابل مشاهده است را مدنظر دارند؛ بنابراین، معیار جذابیت انتظارات برون یابانه و انتظارات بازگشتی، به شکل زیر تعریف می‌شود:

$$a_t^E = -(\pi_{t-1}^E - \pi_{t-1})^2 \quad (۲۵)$$

$$a_t^R = -(\pi_{t-1}^R - \pi_{t-1})^2 - k \quad (۲۶)$$

با توجه به روابط فوق، خطای پیش بینی شده از تورم واقعی مشاهده شده، معیار جذابیت در هر رویکرد را مشخص می‌کند. از آنجا که در شکل دهی انتظارات بازگشتی، نیاز به کسب اطلاعات می‌باشد و به‌دست آوردن این اطلاعات اغلب با هزینه همراه است، پارامتر k برای این منظور در نظر گرفته شده است.

بر اساس مطالعه بروک و هومز (Brock & Hommes, 1998)، نسبت عاملان اقتصادی که از رویکردهای فوق استفاده می کنند، به صورت زیر است:

$$w_t^E = \frac{Exp[\lambda a_t^E]}{Exp[\lambda a_t^E]+Exp[\lambda a_t^R]} \quad (۲۷)$$

$$w_t^R = \frac{Exp[\lambda a_t^R]}{Exp[\lambda a_t^E]+Exp[\lambda a_t^R]} \quad (۲۸)$$

در رابطه فوق، پارامتر λ بزرگتر از صفر و نشان دهنده افزایش در عقلانیت عاملان اقتصادی است.

در مطالعه حاضر، وزن های γ، δ ، λ و k از مطالعه عیسی زاده و همکاران (۱۳۹۵) کالیبره شده است و سپس با توجه به روند تورم طی دوره مورد بررسی، تورم برون یابانه و بازگشتی و در نهایت، تورم انتظاری محاسبه شده، و به منظور محاسبه شکاف تولید انتظاری و نرخ ارز انتظاری نیز بر اساس مطالعات پیشین، از روش فیلتر هادریک - پرسکات استفاده شده است.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-23]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1398.19.3.5.3]

معادلات مذکور به دو روش برآورد شده است: الف) حداقل مربعات معمولی[1] (OLS) و رگرسیون‌های به ظاهر نامرتبط (SUR). روش OLS در بیشتر مطالعاتی که به برآورد معادلات ساختاری پرداخته اند، به‌کار برده شده است؛ اما در خصوص روش SUR لازم به توضیح است که در مدل ارائه شده در واقع، با سیستمی از معادلات روبرو هستیم. ویژگی منحصربه‌فرد سیستم معادلات همزمان، آن است که در آنها، یک متغیر درونزا در یک معادله، ممکن است به عنوان یک متغیر توضیحی در معادله دیگر موجود در سیستم ظاهر شود. در چنین شرایطی، متغیر توضیحی درونزا، تصادفی شده و معمولاً با جزء خطای معادله‌ای که در آن به عنوان متغیر توضیحی وارد شده، همبسته می¬باشد (Gujarati, 2003)؛ که در این صورت، برآوردکننده‌های حداقل مربعات، نه تنها تورش‌دار[2] بلکه ناسازگار هم هستند. از سوی دیگر، کارآیی برآوردگر SUR برای نمونه های به اندازه کافی بزرگ تضمین شده، لذا برای مرتفع شدن این مشکل و اطمینان از نتایج حاصله، درکنار روش OLS از روش SUR نیز استفاده شده است[3].

نتایج برآورد پارامترهای معادلات فوق در جدول (۲) نشان داده شده است. نتایج ارائه شده بیانگر این است که پارامترهای برآورد شده به روش OLS تقریباً مشابه روش SUR می‌باشد. در معادله منحنی عرضه کل، ضریب پارامتر شکاف تولید دارای اثر بیشتر بر تورم است. به عبارتی، با فرض ثبات سایر شرایط، یک درصد افزایش در شکاف تولید در زمان t-1 باعث ۲/۵ درصد افزایش در تورم سالانه در زمان t می‌شود. در مجموع نتایج برآورد این معادله بر اثر نقش کلیدی شکاف تولید بر تورم به عنوان یک مکانیسم مهم برای انتقال سیاست پولی دلالت دارد.

با توجه به معادله منحنی IS، ضرایب باوقفه شکاف تولید و نرخ ارز واقعی معنی‌دار هستند و ضریب نرخ رشد حجم نقدینگی انتظاری و شکاف تولید انتظاری بی معنی است. علی رغم اینکه نتایج بیانگر نقش اولیه و بسیار کم سیاست پولی است، اثر مقادیر باوقفه شکاف تولید و نرخ ارز واقعی بر شکاف تولید قابل توجه است، به‌طوری‌که با یک درصد افزایش در دو متغیر مذکور در دوره t-1، شکاف تولید حدود ۰/۵ درصد در دوره t افزایش می‌یابد.

در معادله نرخ ارز، اثرات مقادیر با وقفه نرخ ارز و مقادیر انتظاری آن تقریباً برابر بوده و دارای علامت مورد انتظار و به لحاظ آماری معنی دار هستند. نتیجه مهم دیگر درباره اثر تورم بر رشد حجم نقدینگی، در معادله (۵) نهفته است. به عبارت دیگر، بر اساس نتایج برآورد معادله مربوطه، با فرض

1. Ordinary Least Squares
2. Biased
۳. شایان ذکر است که در این مطالعه، نتایج حاصل از برآورد به سه روشOLS، SUR و 3SLS نیز کاملاً منطبق با هم هستند.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-23]
[DOR: 20.1001.1.17356768.1398.19.3.5.3]

ثبات سایر شرایط، افزایش یک درصدی تورم در دوره t، رشد حجم پول را ۰/۲۸ درصد در همان دوره افزایش می‌دهد.

در انتها، آزمون‌های مربوط به خودهمبستگی[1]، واریانس ناهمسانی شرطی[2]، نرمال نبودن[3] و شکست ساختاری[4] سیستم معادلات برآورد شده‌اند. نتایج، نبود خودهمبستگی و واریانس ناهمسانی شرطی را برای پسماندهای سیستم تأیید می کند. از سوی دیگر، آزمون جارک- برا[5] (JB) نشان می دهد که پسماند های پنج معادله به صورت نرمال توزیع شده اند و آزمون رمزی[6] دلالت بر نبود شکست ساختاری دارد.

ستون آخر نیز نتایج آزمون ثبات ساختاری اندروز (Andrews, 1993) (حداکثر مقدار آماره آزمون راست‌نمایی[7] برای ثبات ساختاری[8] همه نقاط شکست ممکن در متوسط نمونه مورد مطالعه) را برای معادلات مفروض ارائه می‌دهد. برای معادله تورم، آماره حداکثر راست‌نمایی ۱/۴۲ حاصل شده، در حالی که مقدار آماره بحرانی در سطح ۱۰ درصد (اندروز (Andrews, 1993)، جدول (۲)، ۱۵/۶۳ است. بنابراین، فرض صفر نبود نقطه شکست رد نمی شود و ثبات ساختاری وجود دارد. این نتایج، برای معادلات دیگر نیز برقرار است؛ لذا ثبات ساختاری الگوهای برآورد شده، تأیید می‌شود.

۲-۵. کالیبره کردن رجحان‌های بانک مرکزی در رژیم هدفگذاری تورم

برای تعیین رجحان‌های مقامات پولی، از روش کالیبراسیون که سایر محققان استفاده کرده اند، استفاده می‌شود که برخی از مهمترین آنها عبارتند از: کاستلنوو و سوریکو (Castelnuevo & Surico, 2003)،کولینز و سکیلوز(Collins & Siklos, 2004) و آراگون و پورتوگال (Aragón & Portugal, 2009).

به طورکلی روش کالیبراسیون به ۴ مرحله قابل تقسیم است:

- پارامترهایی که ساختار اقتصاد ایران را تشکیل می‌دهند، برآورد می‌شوند. بعد از آن ضرایب بدست آمده در قالب فضا-حالت ارائه می‌شود،که مسأله بهینه‌یابی بین دوره ای سیاست‌گذاران را محدود می کند.

1. Autocorrelation
2. Conditional Heteroskedasticity
3. Non-Normality
4. Breakpoint Test
5. Jarque-Bera Test
6. Ramsey Reset Test
7. Maximum Value of the Likelihood Ratio Test
8. Structural Stability

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-23]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1398.19.3.5.3]

• ضرایب قاعده بهینه که از حل مسأله تنظیم کننده خطی تصادفی بدست می‌آید، برآورد می‌شود. با فرض این که تغییرات در مقادیر رجحان‌های مقامات پولی، منجر به ضرایب متفاوت قاعده سیاست پولی بهینه می‌شود، مسأله تنظیم کننده خطی تصادفی برای مجموعه بزرگی از مقادیر رجحان‌ها حل می‌شود و قاعده سیاست بهینه برای هر ترکیب ممکن ازλ_π ، λ_y و $\lambda_{\Delta m}$ بدست می‌آید.

• دوره به دوره، مقادیر بدست آمده برای متغیرهای وضعیت جایگذاری می‌شوند تا مسیر بهینه برای نرخ رشد نقدینگی در هر قاعده بهینه در فرآیند ذکر شده در بالا بدست آید.

• مقادیر رجحان‌های مقامات پولی که مربع انحراف (SD) بین مسیر واقعی و مسیر بهینه محاسبه شده را حداقل می‌کنند به گونه ای انتخاب می‌شوند که:

$$SD = \sum_{t=1}^{T}\left[m_t - m_t(\lambda_\pi\ \lambda_y\ \lambda_{\Delta m})\right]^2 \qquad (۲۹)$$

فرض می شود که عامل تنزیل (۰/۹۸) باشد[1]. پارامترهای کالیبره شده تابع زیان بانک مرکزی در جدول (۳) نشان داده شده است.

جدول ۲. نتایج برآورد الگوی تحقیق

معادله	روش برآورد	پارامترها							ضریب تعیین	آزمون تشخیص				آزمون ثبات
	پارامترها	α_1	α_2	α_3	α_4	α_5			R^2	χ^2_N	χ^2_{SC}	χ^2_H	χ^2_{RR}	*Max LR*
معادله (۶)	*OLS*	-۰/۴۳۸***	-۰/۰۰۱^{Na}	۱/۹۱۸*	2/۵۱۷^{Na}	۰/۲۸۸*			۰/۵۷	۰/۶۹۸	۰/۴۹۸	۳/۵۷۰	۰/۰۱۱	۱/۴۲
		(۰/۲۸۵)	(۰/۱۴۱)	(۰/۵۱۵)	(۲/۳۷۳)	(۰/۱۴۴)								
	SUR	-۰/۴۵۲*	-۰/۰۲۹^{Na}	۱/۶۷۳*	۳/۰۳۶***	۰/۴۱۶*			۰/۵۵					
		(۰/۱۹۳)	(۰/۰۹۸)	(۰/۳۷۵)	۱/۹۰۶	۰/۱۱۷								
معادله (۷)	پارامترها	β_1	β_2	β_3	β_4	β_5	β_6							
	OLS	۰/۵۱۳**	-۰/۲۱۱^{Na}	-۰/۴۱۷*	۰/۰۶۹^{Na}	-۰/۰۰۵^{Na}	۰/۵۱۰*		۰/۶۱	۰/۷۵۳	۰/۸۱۲	۱/۴۳۸	۰/۰۹۵	۳/۱۵۱
		(۰/۱۶۴)	(۰/۱۸۰)	(۰/۱۶۱)	(۰/۴۱۹)	(۰/۰۰۸)	(۰/۲۳۲)							
	SUR	۰/۷۴۳*	-۰/۵۳۱*	۰/۰۲۳ ^{Na}	۰/۱۱۸ ^{Na}	-۰/۰۰۴^{Na}	۰/۳۵۵***		۰/۴۹					
		(۰/۱۴۸)	(۰/۱۶۲)	(۰/۱۳۳)	۰/۴۱۴	۰/۰۰۷	۰/۲۳۴							
معادله (۸)	پارامترها	ω_1	ω_2											
	OLS	۰/۵۵۴*	۰/۵۹۸*						۰/۶۷	۰/۰۰۰	۰/۴۷۵	۱/۴۵۲	۱/۸۷۶	۱۰/۷۱۹
		(۰/۱۲۴)	(۰/۲۱۲)											
	SUR	۰/۵۷۰*	۰/۵۳۷*						۰/۶۶					
		(۰/۱۱۷)	(۰/۱۹۵)											
	پارامترها	φ_1	φ_2	φ_3	φ_4									

۱. برای مقادیر مختلف نرخ تنزیل، تغییری در تعیین رجحان‌ها پدید نمی‌آید.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-23]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1398.19.3.5.3]

معادله	روش برآورد	پارامترها								ضریب تعیین	آزمون تشخیص				آزمون ثبات
معادله (۹)	*OLS*	۰/۱۱۹* (۰/۰۴۸)	۰/۰۳۳ *** (۰/۰۲۰)	۰/۰۴۱** (۰/۰۱۹)	۱۰/۵۰۷* (۳/۴۵۵)					۰/۳۸	۰/۸۲۷	۰/۵۵۳	۰/۱۴۱	۰/۳۴۹	۲/۴۱۶
	SUR	۰/۰۸۵ * (۰/۰۳۶)	۰/۰۲۶** (۰/۰۱۵)	۰/۰۴۸* (۰/۰۱۴)	۹/۵۴۷* (۲/۷۳۳)					۰/۳۳					
معادله (۱۰)	پارامترها	σ_1	σ_2	σ_3											
	OLS	۰/۳۶۱** (۰/۱۴۹)	۰/۱۴۸^{na} (۰/۱۸۸)	۰/۲۸۰** (۰/۱۳۶)						۰/۲۷	۰/۷۲۸	۰/۴۵۹	۰/۴۰۱	۰/۹۷۱	۲/۹۴۷
	SUR	۰/۳۴۸* (۰/۱۲۹)	۰/۲۱۵^{na} (۰/۱۶۱)	۰/۴۷۸* (۰/۱۱۵)						۰/۲۲					

مأخذ: محاسبات تحقیق

توجه: *، **، *** و na به ترتیب، دلالت بر معنی داری در سطح ۱، ۵ و ۱۰ درصد و عدم معنی داری دارند. اعداد داخل پرانتز نشان دهنده انحراف معیار است χ^2_N، χ^2_{SC} ، χ^2_H و χ^2_{RR} به ترتیب، دلالت بر آماره های آزمون نرمالیتی، همبستگی سریالی، واریانس ناهمسانی و شکست ساختاری دارند.

همانگونه که در بخش قبل توضیح داده شد، رجحان‌های بانک مرکزی بر اساس دو معیار حداقل زیان و حداقل مربع انحراف میان مقادیر مشاهده شده و مقادیر کالیبره شده حاصل می‌شود. در ابتدا، لحاظ کردن وزن‌های کم برای هموارسازی نرخ رشد حجم نقدینگی، زیان رفاه اجتماعی زیادی ایجاد می کند. این نتیجه، دلالت بر آن دارد که مقامات پولی باید وزن بیشتری برای هموارسازی رشد حجم نقدینگی و بعد از آن شکاف تولید داشته باشد. در تحلیل نتیجه حاصله می توان به دو دلیل مهم اشاره کرد. نخست، این که هر اندازه بانک مرکزی از اعتبار کمتری در میان فعالان اقتصادی برخوردار باشد، وزن بیشتری به انحراف رشد حجم نقدینگی خواهد داد و از توان کمتری برای دستیابی به اهداف سیاستی برخوردار است. سلطه مالی دولت، اعمال سیاست های صلاحدیدی گاه و بی گاه و در نتیجه آن، ناتوانی در دستیابی به اهداف تعیین شده، اعتبار مقام پولی را کاهش خواهد داد؛ به گونه ای که بانک مرکزی ناچار خواهد بود با اعمال وزن بیشتر برای خطای دوره قبل و پیروی از قاعده مشخص، کسب اعتبار نموده و سایر اهداف سیاستی را نیز دنبال کند. دوم، آنکه وزن بیشتر شکاف تولید نسبت به تورم، نشانگر این است که بانک مرکزی نباید ضریب اهمیت ثابتی در طول زمان برای دو هدف کنترل تورم و افزایش رشد اقتصادی قائل باشد. به عبارتی، می توان این گونه ادعا کرد که به دلیل وجود شرایط رکود در اقتصاد ایران، بانک مرکزی باید از طریق اعمال سیاست های پولی انبساطی در پی ایجاد رونق در فعالیت های اقتصادی باشد که برای رسیدن به این هدف، ناچار است از هدف تورمی خود چشم‌پوشی کند.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-23]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1398.19.3.5.3]

۳-۵. قاعده بهینه سیاست پولی

بر اساس رجحان های تابع زیان بانک مرکزی، قاعده بهینه سیاست پولی[۱] اشاره شده در رابطه (۲۱) به صورت زیر است:

$$m_t = 0.185\pi_{t-1} + 85.44y_{t-1} - 42.625y_{t-2} - 72.795y_{t-3} - 89.033re_{t-1} - 0.021m_{t-1} - 0.470\pi_t - 166.8y_t$$

قاعده پولی فوق، دلالت بر این دارد که مقامات پولی ایران به طور همزمان به تغییرات نرخ تورم، شکاف تولید و نرخ ارز واقعی واکنش نشان می دهند. ضریب هر متغیر در قاعده پولی می‌تواند به صورت درصد تغییر در متغیر نرخ رشد حجم نقدینگی به ازای یک درصد تغییر در متغیرهای توضیحی تفسیر شود.

ضرایب قاعده بهینه سیاست پولی فوق، اثر آنی متغیرهای توضیحی را روی نرخ رشد حجم نقدینگی نشان می‌دهند. با این وجود، متغیرهای وضعیت، آثار ثانویه ای نیز بر نرخ رشد حجم نقدینگی دارند که به دلیل مقادیر وقفه های آنها ایجاد می شود. این آثار می توانند از طریق تصریح قاعده بهینه سیاست پولی در بلندمدت اندازه گیری شوند که عبارتند از:

$$m = \theta_1\pi + \theta_2 y + \theta_3 re \qquad (۳۰)$$

که در آن:

$$\theta_1 = (f_1 + f_{12})/(1 - f_7)\,, \quad \theta_2 = (f_3 + f_4 + f_5 + f_{13})/(1 - f_7),$$
$$\theta_3 = f_6/(1 - f_7), \qquad (۳۱)$$
$$m = -0.279\,\pi - 192.73\,y - 87.201\,re$$

نتایج برآورد رابطه (۳۱) دلالت بر این دارند که قاعده پولی بلندمدت به شدت به شکاف تولید واکنش نشان می دهد. به عبارتی، در صورت یک درصد افزایش در شکاف تولید، مقامات پولی باید با اعمال سیاست پولی انقباضی، رشد حجم نقدینگی را کاهش دهند. همچنین افزایش یک درصدی در تورم، باعث کاهش رشد حجم نقدینگی به میزان ۰/۲۷۹ درصد خواهد شد.

پس از حصول قاعده بهینه سیاست پولی می‌توان مسیر بهینه نرخ رشد حجم نقدینگی را در هر دوره زمانی از طریق جای گذاری مقادیر مختلف متغیرهای وضعیت در قاعده مذکور بدست آورد. در نمودار (۱)، مسیر نرخ بهینه مرتبط با رجحان‌ها و مسیر نرخ رشد نقدینگی مشاهده شده ارائه شده است.

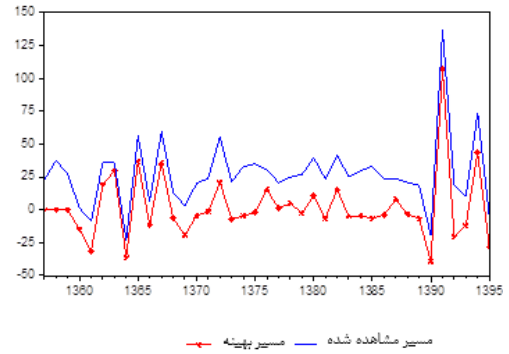
۱. در برآورد قاعده بهینه پولی، از برنامه olrp.m در نرم افزار متلب (MATLAB) استفاده شده است.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-23]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1398.19.3.5.3]

همانگونه که در نمودار قابل مشاهده است در برخی از سالها مسیر رشد بهینه بر مسیر رشد مشاهده شده منطبق بوده و در مابقی سالها مسیر بهینه به میزان قابل توجهی کمتر از میزان رشد مشاهده شده است که بیانگر ضرورت بکارگیری سیاست های انقباضی توسط مقام پولی می باشد.

نمودار (۱) : نرخ رشد نقدینگی مشاهده شده و نرخ رشد نقدینگی بهینه



مأخذ: محاسبات تحقیق

برای اطمینان از نتایج حاصله و بهینه بودن قاعده انتخاب شده، میزان زیان رفاه اجتماعی و حداقل انحراف در این حالت با چند سناریوی مفروض (تحت وزن های مختلف تابع زیان) مقایسه شده است.

سناریوی اول، مجموعه وزن های به‌دست آمده از طریق کالیبره کردن، سناریوی دوم، هدفگذاری تورمی محض (بانک مرکزی تنها به تثبیت تورم توجه می کند (King, 1997))، سناریوی سوم هدفگذاری تورمی انعطاف پذیر (بانک مرکزی وزن های یکسانی را برای تثبیت تورم و تولید با ضریبی از هموارسازی رشد حجم نقدینگی در نظر می گیرد (Rudebusch & Svensson, 1999))، و سناریوی چهارم، اهمیتی که مقامات پولی به هموارسازی رشد حجم نقدینگی در تابع زیان نشان می دهند (وزن صفر برای هموارسازی رشد حجم نقدینگی و وزن های برابر برای تثبیت تولید و تورم (Almeida *et al.*, 2003)). نتایج این مقایسه در جدول (۳) ارائه شده است.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-23]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1398.19.3.5.3]

مختلف وزن ها در تابع زیان بانک مرکزی جدول ۳. مقایسه سناریوهای

سناریو	λ_{π}	λ_{y}	$\lambda_{\Delta m}$	LOSS	SD
وزن های کالیبره شده	۰/۰	۰/۵	۰/۵	۳۷/۳۵	۵۰۱.۱۸۶
هدفگذاری تورمی محض	۱	۰/۰	۰/۰	۹۹/۶۸	۵۴۱.۹۱۲
هدفگذاری تورمی انعطاف پذیر	۰/۴	۰/۴	۰/۲	۵۳/۴۸	۵۰۴.۰۰۰
هدفگذاری تورمی انعطاف پذیر بدون هموارسازی رشد نقدینگی	۰/۵	۰/۵	۰/۰	۴۹/۹۶	۵۴۱.۷۹۵

مأخذ: محاسبات تحقیق

همان‌گونه که در جدول قابل مشاهده است، در حالتی که وزن صفر برای هموارسازی نرخ رشد حجم نقدینگی در نظر گرفته شده است (حالت دوم و چهارم)، میزان زیان بانک مرکزی و مربع انحراف مقادیر واقعی از مشاهده شده، در مقایسه با حالت اول، بیشتر است. این نتایج بیان می‌کند بانک مرکزی ایران باید وزن مثبتی را برای هموارسازی نرخ رشد نقدینگی در نظر گیرد. بیشترین میزان زیان، مربوط به وضعیت هدفگذاری تورمی محض و بیشترین میزان، مربع انحراف مربوط به حالتی است که وزنی برای هموارسازی نرخ رشد نقدینگی لحاظ نشود.

۶. نتایج

مطالعات تجربی طی دو دهه گذشته نشان دهنده بهبود کارآیی سیاست‌های پولی در کشورهایی است که از قواعد مشخصی در اجرای سیاست های پولی پیروی می‌کنند. با توجه به اینکه قاعده پولی، ترکیبی از رجحان های مقامات پولی و پارامترهای اقتصادی است، هدف مطالعه حاضر، تعیین رجحان های مقامات پولی بانک مرکزی ایران و به دنبال آن، قاعده بهینه سیاست پولی است. بدین منظور، فرض شد که مقامات پولی مساله بهینه یابی را در چارچوب انتظارات گذشته‌نگر و آینده‌نگر (الگوی هیبریدی) و با توجه به قیود ساختار اقتصاد که دربرگیرنده پنج معادله عرضه کل، تقاضای کل، نرخ ارز، تقاضای پول و مخارج دولت است، حل می کنند. پس از برآورد پارامترهای معادلات ساختاری با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی (OLS) و روش رگرسیون های به ظاهر نامرتبط (SUR) برای دوره زمانی ۱۳۹۵-۱۳۵۷، رجحان های مقامات پولی برای تثبیت تورم، تولید و هموارسازی رشد حجم نقدینگی بر اساس حداقل سازی میزان زیان رفاه اجتماعی و مربع انحراف مسیر واقعی از مسیر بهینه، انتخاب شدند که بیانگر این بودند، بانک مرکزی باید بیشترین توجه خود را به انحراف رشد حجم نقدینگی و بعد از آن، به شکاف تولید داشته باشد. لحاظ کردن وزن بیشتر برای نرخ رشد حجم نقدینگی با توجه به اعتبار پایین بانک مرکزی و تلاش جهت دستیابی به سطح بالاتری از اعتبار، قابل توجیه است.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-23]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1398.19.3.5.3]

در خصوص وزن بیشتر برای تثبیت تولید نسبت به تورم نیز می توان این گونه اذعان داشت که با توجه به شرایط رکود حاکم بر کشور، بانک مرکزی باید دستیابی به هدف ثبات تولید را نسبت به ثبات تورم ارجح بداند. قاعده بهینه سیاست پولی حاصله از رجحان های بهینه، بیانگر این است که بانک مرکزی باید به طور همزمان به تغییرات تورم، شکاف تولید و نرخ ارز واقعی واکنش نشان دهد.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-23]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1398.19.3.5.3]

منابع و مآخذ

الهی، ناصر و هنردوست، عطیه (۱۳۹۲). هدفگذاری تورمی متناسب با رشد اقتصادی با استفاده از کنترل بهینه و الگوریتم ژنتیک در برنامه چهارم توسعه. *تحقیقات اقتصادی*، ۴۸(۴): ۱۸۸-۱۶۸.

انواری، ابراهیم؛ زراء نژاد، منصور و فخرایی، عنایت الله (۱۳۹۰). تعیین قاعده بهینه پولی در یک مدل تعادل پویای تصادفی عمومی با استفاده از نظریه کنترل. *فصلنامه اقتصاد مقداری*، ۸ (۳): ۱۵۸-۱۲۹.

خلیلی عراقی، منصور؛ شکوری، حامد و زنگنه، محمد (۱۳۸۸). تعیین قاعده بهینه سیاست پولی در اقتصاد ایران با استفاده از تئوری کنترل بهینه. *مجله تحقیقات اقتصادی*، ۴۴ (۸۸): ۹۴-۶۹.

درگاهی، حسن و شربت اوغلی، رؤیا (۱۳۸۹). تعیین قاعده سیاست پولی در شرایط تورم پایدار اقتصاد ایران با استفاده از روش کنترل بهینه. *مجله تحقیقات اقتصادی*، ۴۵(۹۳): ۲۷-۱.

سلیمانی موحد، مریم؛ افشاری، زهرا و پدرام، مهدی (۱۳۹۰). سیاست پولی بهینه با استفاده از قاعده مشارکت اسلامی در یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی. *فصلنامه پژوهشها و سیاستهای اقتصادی*، (۷۶)۲۳ : ۱۴۴-۱۱۵.

شاهمرادی، اصغر و صارم، مهدی (۱۳۹۲). سیاست پولی بهینه و هدفگذاری تورم در ایران. *مجله تحقیقات اقتصادی*، (۲)۴۸، ۴۲-۲۵.

عرفانی، علیرضا و شمسیان، اسماعیل (۱۳۹۵) کاربرد قاعده تیلور در اقتصاد ایران و تأثیرپذیری سیاستها از بازار مسکن، املاک و مستغلات. *فصلنامه علمی پژوهشی دانش سرمایه گذاری*، (۱۸)۵، ۲۱۰-۱۹۷.

قلی‌زاده کناری، صدیقه؛ پور فرج، علیرضا و جعفری صمیمی، احمد (۱۳۹۶). بررسی تطبیقی کارآیی سیاست پولی بهینه در ایران. *فصلنامه نظریه‌های کاربردی اقتصاد*، ۴: ۶۰-۲۷.

کمیجانی، اکبر و توکلیان، حسین (۱۳۹۰). تحلیل و آزمون عدم تقارن در رفتار سیاست‌گذاری پولی بانک مرکزی، *مجله تحقیقات مدلسازی اقتصادی*، ۶: ۴۲-۱۹.

Adalid, A.; Günter, C.; McAdam, P., & Siviero, S. (2005). The Performance and Robustness of Interest-Rate Rules in Model of Euro Erea. ECB's Working Paper, No. 479.

Andrade J.P., & Divino, J. A. (2015). Optimal Rules for Monetary Policy in Brazil. Institute for Applied Economic Research, Discussion Paper, No. 101.

Aragón, E. K & Portugal, M. S. (2009). Central Bank Preferences and Monetary Rules under the Inflation Targeting Regime in Brazil. *Brazilian Review of Econometrics*, 29(1): 79-109.

Ball, L. (1999). Policy Rule for Open Economies. In B. Taylor John (Ed.), Monetary Policy Rules: University of Chicago Press.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-23]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1398.19.3.5.3]

Barro, Robert J., & Gordon, D. B. (1983). Rules, Discretion and Reputation in a Model of Monetary Policy. *Journal of Monetary Economics* 12 (July): 101–121.

Brock, W., & Hommes, C. (1997). A Rational Route to Randomness. *Econometrica*, 65(5): 1059-1095.

Castelnuevo, E., & Surico, P. (2003). What Does Monetary Policy Reveal about a Central Bank's Preferences?. *Economic Notes*, 32(3): 335-359.

Castro, V., (2008). Are Central Banks Following a Linear or Nonlinear (Augmented) Taylor Rule?. University of Warwick, Department of Economics.

Cecchetti, S.G., & Ehrmann, M. (1999). Does Inflation Targeting Increase Output Volatility? An International Comparison of Policymakers' Preferences and Outcomes. Cambridge: National Bureau of Economic Research, No.7426.

Clarida, R.; Galí, J., & Gertler, M. (1998). Monetary Policy Rules in Practice: Some International Evidence. *European Economics Review*, 42(6): 1033-1068.

Clarida, R.; Gali, J., & Gerlter, M. (1999). The Science of Monetary Policy: A New Keynesian Perspective. NBER Working Paper.

Clarida, R.; Galí, J., & Gertler, M. (2000). Monetary Policy Rule and Macroeconomic Stability: Evidence and Some Theory. *Quarterly Journal of Economics*, 115(1): 147-180.

Collins, S., & Siklos, P. L. (2004). Optimal Monetary Policy Rules and Inflation Targets: Are Australia, Canada, and New Zealand different from the U.S.?. *Open Economies Review*, 15(4): 347-362.

Dennis, R. (2006). The Policy Preferences of the US Federal Reserve. *Journal of Applied Econometrics*, 21(1): 55- 77,.

Estrella, A., & Fuhrer, J. (2002). Dynamic Inconsistencies: Counterfactual Implications of a Class of Rational Expectations Model. *American Economic Review*, 96(4): 1013-1028.

Favero, C. A., & E Rovelli, R. (2003). Macroeconomic Stability and the Preferences of the Fed: A Formal Analysis,1961-98. *Journal of Money, Credit, and Banking*, 35(4): 545-556.

Fuhrer, J. (1997). The (Un) Importance of Forward-Looking Behavior in Price Specifications. *Journal of Money, Credit and Banking*, 28 (3): 338-350.

Fuhrer, J.C., & G.R. Moore (1995). Inflation Persistence. *Quarterly Journal of Economics*, 110(1): 127-159.

Gali, J. (2008). Monetary Policy, Inflation, and the Business Cycle: An Introduction to the New Keynesian Framework, Princeton, NJ: Princeton University Press.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-23]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1398.19.3.5.3]

Giannoni, M.; Woodford, M. (2002). Optimal Interest Rate Rules: II. Applications. Mimeo, Princeton University, August 26.

Goodfriend, M., & King, R. (1997). The New Neoclassical Synthesis and the Role of Monetary Policy. NBER Working Paper.

Gujarati, D.N. (2003). Basic Econometrics, 4th edition, McGraw Hill.

Levin, A. T., & Williams, J. C. (2003). Robust Monetary Policy with Competing Reference Models. *Journal of Monetary Economics*, 50: 945-975.

Linde, J., (2005). Estimating New-Keynesian Phillips Curves: A Full Information Maximum Likelihood Approach, Sveriges Riksbank Working Paper Series No. 129.

Ljungqvist, L., & Sargent, T. (2004). Recursive Macroeconomic Theory. 2nd edition, Cambridge: MIT Press, Chapter No. 5.

Lucas, R. (1976). Econometric Policy Evaluation: A Critique. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 1: 19-46.

McCallum, B. T. (1998). Solution to Linear Rational Expectations Models: A Compact Exposition. *Economics Letters*, 61(2): 143-147.

McCallum, B. T. (2000). Alternative Monetary Policy Rules: A Comparison with Historical Settings for the United States, the United Kingdom, and Japan. NBER Working Paper 7725.

Miranda, M., & Fackler, P. (2002). Applied Computational Economics and Finance. Massachusetts: The MIT Press: 288- 292.

Naraidoo, R. & Raputsoane, L. (2010). Zone-Targeting Monetary Policy Preferences and Financial Market Conditions: A Flexible Non-Linear Policy Reaction Function of the SARB Monetary Policy. *Southern African Journal of Economics*, 78(4): 400-417.

Ndou, E. G.; Ncube, M., & Olson, E. (2013). An Empirical Investigation of the Taylor Curve in South Africa. African Development Bank, Tunisia. Working Paper Series, No. 189.

Ozlale, U. (2003). Price Stability vs. Output Stability: Tales of Federal Rreserve Administrations. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 17(9): 1595-1610.

Pasca, N.M.; Aragin, E.K., & Portugal, M. S. (2013). Preferences of the Central Reserve Bank of Peru and Optimal Monetary Rules in the Inflation Targeting Regime. *Economia*., São Paulo, 42: 5-42.

Patra, M. D.; Khundrakpam, J. K., & Gangadaran, S. (2017). The Quest for Optimal Monetary Policy Rules for India. *Journal of Policy Modeling*, 39(2): 185-386.

Rhee, H., & Turdaliev, N. (2013). Optimal Monetary Policy in a Small Open Economy with Staggered Wage and Price Contracts, *Journal of International Money and Finance*, 37:306-323.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-23]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1398.19.3.5.3]

Rodriguez, G. (2008). Eficiencia de la Política Monetaria y la Estabilidad de las Preferencias del Banco Central una Evidencia Para el Perú. Revista de Estudios Económicos del Banco Central de Reserva Del Peru, No. 15.

Romer D. (2012). Macroeconomics, 4th edition. McGraw-Hill.

Rudebusch, G., & Svensson, L.E.O. (1998). Policy Rules for Inflation Targeting. In: Taylor, J.B. (Ed.), Monetary Policy Rules. Chicago University Press, Chicago.

Rudebusch, G. D., & Svensson, L. E. O. (1999). Policy Rules for Inflation Targeting. In: Taylor, JB (ed). Monetary Policy Rules. Chicago: The University of Chicago Press.

Salemi, M. K. (1995). Revealed Preference of the Federal Reserve: Using Inverse-Control Theory to Interpret the Policy Equation of a Vector Autoregression. *Journal of Business & Economic Statistics*, 13(4): 419-433.

Semmler, W. A., & Zhang, W. (2007). Asset Price Volatility and Monetary Policy Rules: A Dynamic Model and Empirical Evidence. *Economic Modelling*, 24(3): 411-430.

Sims, C. A. (1982). Policy Analysis with Econometric Models. Brookings Papers on Economic Activity, Economic Studies Program, The Brookings Institution, 3(1):107-164.

Söderlind, P.; Söderström, U., & Vredin, A. (2002). Can Calibrated New-Keynesian Models of Monetary Policy Fit the Facts?. Stockholm: Sveriges Riksbank, Working paper, No. 140.

Svensson, L. E. O. (1999). Inflation Targeting as a Monetary Policy Rule. *Journal of Monetary Economics*, 43: 607-654.

Tachibana, M. (2004). Central Bank's Preferences in Japan, the UK, and the US. *Japan and the World Economy*, 16: 81-93.

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

Taylor, J. B. (2007). Housing and Monetary Policy. NBER Working Paper 13682.

Ting, Yip Y. (2016). Implication of Taylor Rule on China's Monetary Policy and Interest Rate Liberalisation. Bachelor of Social Sciences (Honours) Degree in China Studies Economics Concentration, Hong Kong Baptist University.

Verona, F.; Martins, Manuel M. F., & Drumond, Inês. (2014). Financial Shocks and Optimal Monetary Policy Rules. Research Discussion Papers 21/2014, Bank of Finland.

Walsh, E. C. (2003). Monetary Theory and Policy. 2nd editon, Cambridge, Massachusetts: The MIT Press: 323-325.

Woodford, M. (2000). Optimal Interest Rate Smoothing. *Review of Economic Studies*, 70: 861-886.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-23]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1398.19.3.5.3]

Zheng, T.; Wang, X. & GUO, H. (2012). Estimating Forward-Looking Rules for China's Monetary Policy: A Regime-Switching Perspective. *China Economic Review*, 23:47–59.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-23]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1398.19.3.5.3]