

(مقاله پژوهشی)

منحنی IS، منحنی فیلیپس و مکانیزم انتقال سیاست پولی در اقتصاد ایران

مریم شریف‌نژاد<sup>۱</sup>

صادق بختیاری کوه‌سرخ<sup>۲\*</sup>

سارا قبادی<sup>۳</sup>

سعید دائی کریم‌زاده<sup>۴</sup>

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۹/۰۷/۰۲

تاریخ دریافت: ۱۳۹۹/۰۳/۱۷

چکیده

هدف این مقاله بررسی مکانیزم انتقال سیاست پولی و مالی براساس چارچوب الگوی کینزی‌های جدید است. چارچوب کینزی‌های جدید، تلفیقی از ساختار تعادل عمومی پویای تصادفی مدل ادوار تجارت واقعی و نظریه کینزی است. در مدل تعادل عمومی پویای کینزی جدید، مصرف‌کنندگان با محدودیت نقدینگی و نگاه‌ها با چسبندگی قیمت‌ها مواجه‌اند. در این مدل پول هیچ نقش صریحی ندارد. البته به این معنی نیست که پول مهم نیست. پول هنوز هم، مرکز توجه بوده اما غیرقابل مشاهده است. تحقیق حاضر قاعده پولی را از طریق برآورد مدل سه معادله‌ای کینزی‌های جدید (تقاضای کل (IS)، قاعده پولی، عرضه کل (منحنی فیلیپس))، همراه با قواعد مالی (مخارج دولت و مالیات)، برای اقتصاد ایران مورد بررسی قرار داده است. مدل با استفاده از داده‌های فصلی ایران طی دوره زمانی ۱۳۹۵Q۴-۱۳۶۷Q۱، به روش گشتاورهای تعمیم‌یافته سیستمی برآورد شده است. نتایج مدل حاکی از آن است که تقاضای کل به تغییرات نرخ بهره واکنش نشان می‌دهد و همچنین تورم، صرف‌نظر از منبع ایجاد آن، ساکن و ماندگار به نظر می‌رسد. از طرفی این تحقیق گویای این حقیقت است که سیاست پولی، رفتاری آینده‌نگر دارد و شکاف تولید با یک وقفه، اثر مثبت بر مخارج دولت و مالیات داشته و تأثیر کوتاه‌مدت شکاف تولید بر مخارج دولت کوچک‌تر از تأثیر آن بر مالیات است یعنی واکنش مالیات نسبت به شکاف تولید قوی‌تر و مثبت است. از آنجایی که سیاست پولی و مالی نقش مهمی در ثبات اقتصادی بازی می‌کنند؛ بنابراین توصیه می‌گردد با اجرای یک سیاست مالی درست و دقیق، فضا برای یک سیاست پولی فعال با استفاده از الگوی کینزی‌های جدید فراهم گردد.

**کلید واژه‌ها:** کینزی‌های جدید، مکانیزم انتقال سیاست پول، سیاست پولی و مالی، رویکرد گشتاورهای تعمیم‌یافته.

طبقه‌بندی JEL: E52, E62, E12.

- 
۱. دانشجوی دکتری علوم اقتصادی، واحد خوراسگان، دانشگاه آزاد اسلامی، اصفهان، ایران  
Email: m\_sharifnejad2006@yahoo.com
۲. استاد گروه اقتصاد، واحد خوراسگان، دانشگاه آزاد اسلامی، اصفهان، ایران  
(نویسنده مسئول)  
Email: bakhtiari\_sadegh@yahoo.com
۳. استادیار گروه اقتصاد، واحد خوراسگان، دانشگاه آزاد اسلامی، اصفهان، ایران  
Email: s\_ghobadi@hotmail.com
۴. دانشیار گروه اقتصاد، واحد خوراسگان، دانشگاه آزاد اسلامی، اصفهان، ایران  
Email: saeedkarimzade@yahoo.com

## ۱. مقدمه

سیاست پولی و مالی نقش مهمی در ثبات اقتصادی یعنی ثبات قیمت‌ها و تولید بازی می‌کنند. از طرفی روش عملکرد بانک مرکزی و دولت نیز نقش مهمی در اثرگذاری سیاست پولی و مالی دارند. در این خصوص بررسی تحولات اقتصاد پولی و عملکرد بانک مرکزی در بعضی از دوره‌ها، قابل تأمل می‌باشند. برای مثال در دهه ۱۹۶۰ الگوی کینزی‌ها، عقیده حاکم در سراسر جهان و وابستگی به سیاست مالی مشخصه اصلی آن‌ها بود (ولی سیاست پولی مهم نبود) (جعفری صمیمی، ۱۳۹۳). براساس تحقیقات انجام شده در دهه ۱۹۶۰ مشخص شد که سیاست پولی تأثیر مهمی بر متغیرهای واقعی در کوتاه‌مدت دارد. از طرفی در اواخر دهه ۱۹۷۰، عواملی مانند تغییر نرخ ارز شناور در اقتصادهای پیشرفته و تغییر نرخ ارز شناور مدیریت شده در اقتصادهای درحال توسعه، خلق بدون محدودیت پول، افزایش قیمت نفت و رکود تورمی همراه با کاهش رشد بهره‌وری منجر به پایان این دوره گردید. در این راستا پول‌گرایان در مورد ارتباط بین تحمل تورم بلندمدت و رشد بیش‌ازحد پول، شواهد بین‌المللی جمع‌آوری کردند. رابطه بین این دو متغیر با اثبات پایداری تقاضای پول از طریق اقتصادسنجی تقویت شد و استدلال قانع‌کننده‌ای مبنی بر اینکه بانک مرکزی می‌تواند با قدرت انحصاری که در برابر پول و ذخایر دارد، روی پول کنترل لازم را داشته باشد، شکل گرفت.

اواخر دهه ۱۹۷۰ مصادف با آغاز مرحله جدیدی از تغییر عملکرد سیاست‌های پولی در جهان بود. در این خصوص آلمان (در سال ۱۹۷۵)، سوئیس (در سال ۱۹۷۸) و ایالات متحده آمریکا (اوایل دهه ۱۹۸۰) پیشگام بودند و اهداف پولی را در چارچوب اعمال سیاست‌های پولی اتخاذ نمودند (برنانک و همکاران، ۲۰۱۸). اما باید توجه داشت که هدف‌گذاری متغیر پولی به شرطی موفق خواهد بود که یک رابطه‌ی قوی و مطمئن بین متغیر هدف (تورم یا درآمد اسمی) و متغیر پولی هدف‌گذاری شده برقرار باشد. لذا در اوایل دهه ۱۹۸۰، به خاطر رابطه ضعیف بین متغیر پولی و تورم، برخی از کشورها (کانادا، انگلستان و نیوزلند) استراتژی هدف‌گذاری تورم را به‌عنوان استراتژی سیاست‌گذاری پولی خود اعمال کردند تا به ثبات قیمت دست یابند.

در ادامه، اوایل دهه ۱۹۹۰ هدف‌گیری تورم براساس روش عملکرد نرخ بهره به‌وسیله تعدادی از کشورهای پیشرفته رواج یافت. در این خصوص مدل‌سازی اقتصادی مورد استفاده در سیاست‌گذاری با رویکرد کینزی‌های جدید یعنی مدل‌سازی پولی مبتنی بر پایه‌های خرد، رقابت ناقص و چسبندگی قیمت‌ها و دستمزدها در مدل‌های تعادل عمومی چرخه‌های تجارت حقیقی استفاده شد. بدین ترتیب فرصت تحلیل نرخ بهره در زمینه سیاست‌گذاری‌های کاربردی فراهم گردید و برآورد قواعد سیاستی (تیلور، ۱۹۹۳) و استخراج اصل تیلور از دیگر تحولات اقتصاد پولی در این راستا بود. نهایتاً در اواخر دهه ۱۹۹۰ نرخ بهره به تدریج تبدیل به ابزار اصلی سیاست پولی گردید (مشکین، ۲۰۱۰).

در سال‌های اخیر نیز مدل کینزی‌های جدید به‌عنوان یک ابزار استاندارد جهت تحلیل سیاست پولی در میان بانک‌های مرکزی مطرح است (گالی و گرتلر، ۱۹۹۹؛ گودفرد و کینگ، ۱۹۹۷؛ گودفرد، ۲۰۰۴؛ مک‌کالن و نلسون، ۱۹۹۹a، ۱۹۹۹b؛ روتمبرگ و وودفورد، ۱۹۹۹؛ سونسون و وودفورد، ۲۰۰۴؛ والش، ۲۰۱۰؛ وودفورد، ۲۰۰۳a، ۲۰۰۳b، ۲۰۱۱) و همچنان یکی از مهم‌ترین و کارآمدترین بخش‌های تحقیق در اقتصاد کلان است (گالی، ۲۰۰۸). به همین دلیل مطالعات بسیاری در چارچوب کینزی‌های جدید انجام شده که مدل رفتاری و تفسیرهای مناسبی در خصوص سیاست پولی ارائه داده‌اند (کلاریدا، گالی و گرتلر، ۱۹۹۹، ۱۹۹۸، گالی، ۲۰۰۲، ۲۰۰۸a، ۲۰۰۸b، گالی و گرتلر، ۲۰۰۷، گودهارت و هافمن، ۲۰۰۵b، ۲۰۰۵a، گالی، ۲۰۱۸، ۲۰۲۰).

در ایران نیز، به‌کارگیری یک مدل کامل و جامع جهت تحلیل مکانیزم انتقال سیاست پول ضروری است. بدین‌جهت تحقیقات متعددی در حوزه اقتصاد ایران با استفاده از مدل کینزی‌های جدید برای بررسی سیاست پولی در چارچوب یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی انجام شده است. بررسی‌ها نشان می‌دهد که در این تحقیقات به‌طور معمول از رهیافت بیزین استفاده شده است (جعفری لیلاب و همکاران، ۱۳۹۷؛ غلامی و عباسی‌نژاد، ۱۳۹۷؛ جوان و همکاران، ۱۳۹۷؛ ایزدخواستی، ۱۳۹۷؛ ابوالحسنی و همکاران، ۱۳۹۵؛ منظور و تقی‌پور، ۱۳۹۵). علاوه بر این در تعدادی از تحقیقات فقط به یکی از معادله‌های مدل کینزی‌های جدید مانند منحنی فیلیپس (کازرونی و همکاران، ۱۳۹۶؛ خلیلی-عراقی و گودرزی فراهانی، ۱۳۹۵؛ جعفری صمیمی و همکاران، ۱۳۹۴؛ افشاری و بیات، ۱۳۹۳؛ امیری و همکاران، ۱۳۹۱؛ توکلین، ۱۳۹۱) و یا تابع واکنش سیاست پولی به شکل قاعده تیلور (یزدانی و مومنی، ۱۳۹۶؛ سهیلی و همکاران، ۱۳۹۶؛ بیات و همکاران، ۱۳۹۶؛ عرفانی و شمسیان، ۱۳۹۵) به‌طور مجزا پرداخته شده است. لذا نوآوری پژوهش حاضر بررسی مکانیزم انتقال سیاست پولی از طریق برآورد مدل سه معادله‌ای کینزی‌های جدید (تقاضای کل (IS)، قاعده پولی، عرضه کل (منحنی فیلیپس))، همراه با قواعد مالی (مخارج دولت و مالیات)، برای اقتصاد ایران است. همچنین در این خصوص از رهیافت گشتاورهای تعمیم‌یافته سیستمی استفاده شده است.

در ادامه، ادبیات موضوع شامل پیشینه پژوهش و مبانی نظری در بخش دوم، روش‌شناسی تحقیق در بخش سوم، نتایج برآورد مدل در بخش چهارم و نهایتاً نتیجه‌گیری در بخش پنجم ارائه می‌گردد.

## ۲. ادبیات موضوع

### ۲-۱. پیشینه پژوهش

تحقیقات بسیاری جهت بیان روابط مهم در روند انتقال سیاست پولی با استفاده از چارچوب کینزی‌های جدید انجام شده است. اما نتایج آن‌ها بسیار متنوع و متناقض است. به‌طوری‌که برخی مطالعات مدارکی مبنی بر روابط قوی همراه با اعتبار آماری بالا در خصوص متغیرها در مکانیزم انتقال

سیاست پولی ارائه می‌دهند (رودباسچ و سون‌سن<sup>۱</sup>، ۱۹۹۹). ولی مطالعات دیگر اثبات می‌کنند این ارتباطات از نظر آماری اعتبار ناچیزی دارند (گوودهارت و هافمن<sup>۲</sup>، ۲۰۰۵a، ۲۰۰۵b). برای مثال فاهرر<sup>۳</sup> (۱۹۹۷) نشان داد که انتظارات روبه‌جلو در چارچوب کینزی‌های جدید اهمیت ندارد. در صورتی که گالی و گرتلر<sup>۴</sup> (۱۹۹۹) اثبات کردند که انتظارات روبه‌جلو در چارچوب کینزی‌های جدید بسیار اهمیت دارد. در ادامه بعضی مطالعات خارجی و داخلی انجام شده در این زمینه ارائه شده است.

## ۲-۱-۱. مطالعات خارجی

کلاریدا و همکاران (۱۹۹۹) در مقاله "دانش سیاست پولی: چشم‌اندازی از کینزی‌های جدید" ضمن مروری بر قواعد سیاست پولی، توضیح روشن و جامعی از روابط اصلی در ساختار مدل کینزی‌های جدید بیان کردند. همچنین با وجود پیچیدگی‌های دنیای واقعی، سیاست پولی بهینه را در چنین مدل‌هایی طراحی کرده و نشان دادند سیاست پولی به‌طور ضمنی شامل هدف‌گذاری تورم است.

فاهرر و رودباسچ<sup>۵</sup> (۲۰۰۴) در بررسی "برآورد معادله اوپلر برای تولید" بیان می‌کنند که مدل‌های اقتصاد کلان کینزی‌های جدید عموماً تأکید بر متغیر تولید آتی انتظاری به‌عنوان عامل کلیدی در تعیین تولید جاری دارند. انگیزه نظری برای چنین رفتار آینده‌نگری به دلیل معادله معروف اوپلر برای مصرف است. در این مقاله، از روش حداکثر احتمال راستنمایی و گشتاورهای تعمیم‌یافته برای بررسی اهمیت تجربی متغیر تولید آتی انتظاری استفاده شده است. شواهد کمی این مقاله بیانگر آن است که انتظارات عقلایی در خصوص تولید آتی به تعیین تولید جاری کمک می‌کند.

لیند<sup>۶</sup> (۲۰۰۵) در بررسی "برآورد منحنی فیلیپس کینزی‌های جدید: رهیافت حداکثر راستنمایی با اطلاعات کامل" منحنی IS هیبریدی و فیلیپس هیبریدی را همراه با نوعی قاعده پولی تیلور، برای داده‌های فصلی ایالات متحده طی دوره ۱۹۹۷-۱۹۶۰، تخمین زده است. نتایج این بررسی نشان می‌دهد در منحنی IS بین شکاف تولید و نرخ بهره واقعی کوتاه‌مدت رابطه معنی‌داری وجود دارد و رفتارهای گذشته‌نگر مهم‌تر از رفتارهای آینده‌نگر هستند.

گوودهارت و هافمن (۲۰۰۵a) در تحقیقی با عنوان "منحنی IS و انتقال سیاست پولی: آیا معمایی وجود دارد؟" عملکرد منحنی IS کینزی‌های جدید را برای کشورهای عضو گروه هفت بررسی کردند. این تحقیق نشان داد در منحنی IS کاملاً گذشته‌نگر و منحنی IS آینده‌نگر، معمایی وجود دارد. زیرا در برآورد اولیه منحنی IS بر مبنای نظری، نرخ بهره واقعی تأثیر منفی قابل توجهی روی شکاف تولید

1. Rudebusch & Svensson
2. Goodhart & Hofmann
3. Fuhrer
4. Gali & Gertler
5. Fuhrer and Rudebusch
6. Linde

نداشت. اما با وارد کردن قیمت دارایی‌ها و مجموعه‌های پولی<sup>۱</sup> در منحنی IS، نرخ بهره اثر منفی قابل توجهی بر تقاضای کل برای همه کشورها می‌گذاشت. بنابراین نتیجه گرفتند که جهت به دست آوردن اثر سیاست‌های پولی بر تقاضای کل باید متغیرهای بیشتری در معادله IS استاندارد در نظر گرفته شود.

پارادیزو<sup>۲</sup> و همکاران (۲۰۱۳) در مطالعه "منحنی IS کینزی‌های جدید برای استرالیا: آینده‌نگر یا گذشته‌نگر؟" با داده‌های فصلی، طی دوره ۲۰۱۰-۱۹۸۴، به روش‌های گشتاورهای تعمیم‌یافته و حداقل مربعات معمولی، منحنی IS آینده‌نگر و گذشته‌نگر و همچنین نوعی منحنی IS توسعه‌یافته را تخمین زدند. در این بررسی مدل‌های آینده‌نگر و گذشته‌نگر اولیه از نظر آماری رد و منحنی IS گذشته‌نگر تغییر یافته برای تحلیل سیاست پولی مناسب‌تر بود.

آناند<sup>۳</sup> و همکاران (۲۰۱۴) در مقاله "تورم مواد غذایی در هند: نقش سیاست پولی" نوعی مدل اقتصاد کلان کوچک کینزی جدید، با انتظارات عقلایی را برای تحلیل تورم پویا و مکانیزم انتقال سیاست پولی در هند از سال ۱۹۹۶ تا سال ۲۰۱۳ به روش بیزین بررسی کردند. در معادله تقاضای کل (IS)، تأثیر قابل توجه شکاف نرخ واقعی بهره، شکاف واقعی نرخ ارز و شکاف تولید خارجی بر شکاف تولید حاصل شده است. همچنین در این بررسی ضریب شکاف تولید گذشته‌نگر بزرگ‌تر از شکاف تولید آینده‌نگر است. در معادله فیلیپس هیبریدی، کاهش ارزش پول واقعی لحاظ شده است اما در قاعده تیلور، متغیرهای مستقل براساس میانی نظری است.

سالونخه و پاتنیک<sup>۴</sup> (۲۰۱۸) در بررسی "منحنی IS و انتقال سیاست پولی در هند: چشم‌انداز کینزی‌های جدید" عملکرد مدل IS کینزی‌های جدید را از طریق برآورد IS استاندارد و IS توسعه‌یافته که در آن علاوه بر نرخ بهره واقعی و شکاف تولید دوره گذشته، متغیر نرخ ارز مؤثر واقعی، اعتبارات واقعی غیر غذایی، صادرات واقعی جهان و شاخص قیمت نفت خام در نظر گرفته شده است. مدل موردنظر هم به صورت گذشته‌نگر و هم هیبریدی، با داده‌های فصلی هند، طی دوره ۲۰۱۵-۱۹۹۸ به روش گشتاورهای تعمیم‌یافته و حداقل مربعات معمولی ارزیابی شده است. نتایج گویای آن است که در مدل IS گذشته‌نگر توسعه‌یافته ارتباط میان نرخ بهره سیاستی و شکاف تولید کمی قوی‌تر ظاهر شده، به طوری که ضریب نرخ بهره بزرگ‌تر است.

گالی (۲۰۱۸) در مطالعه "وضعیت اقتصاد کینزی‌های جدید: ارزیابی جزئی" به بررسی بیش‌اصولی کینزی‌های جدید پرداخته و از تحولات اخیر اقتصاد کینزی جدید گزارشی ارائه و نتیجه می‌گیرد اقتصاد کینزی‌های جدید زنده و خوب است. با توسعه فزاینده مدل کینزی‌های جدید توسط محققان

1. monetary aggregates  
2. Paradiso  
3. Anand  
4. Salunkhe & Patnaik

به‌منظور گنجاندن فرضیات جدید یا پاسخ به پدیده‌های جدید، ثابت شده که این مدل کاملاً انعطاف‌پذیر است. دشوار است به الگوی جایگزین اقتصاد کلان دیگری که باعث از بین رفتن دو ویژگی تعیین‌کننده مدل کینزی‌های جدید یعنی چسبندگی‌های اسمی و غیرخنثی پولی شود، فکر کرد. گالی (۲۰۲۰) در تحقیق "سیاست‌های پولی و حساب‌ها در یک الگوی کینزی‌های جدید با نسل‌های هم‌پوشان" از روش کالیبراسیون استفاده کرده و نتیجه می‌گیرد، در شرایط انتظارات عقلایی، با وارد کردن حساب قیمت دارایی‌ها به مدل، خصوصیات کیفی مدل استاندارد کینزی‌های جدید تغییر نمی‌کند و نتایج یکسان است. نوسانات در اندازه حساب قیمت منبع بالقوه نوسانات در تقاضا یا شکاف تولید است.

## ۲-۱-۲. مطالعات داخلی

توکلیان (۱۳۹۱) در "بررسی منحنی فیلیپس کینزی‌های جدید در قالب مدل تعادل عمومی پویای تصادفی برای ایران" با استفاده از داده‌های فصلی ۱۳۸۷-۱۳۶۷ و روش بیزین، پارامترها را برآورد نموده است. نتایج حاصل از این برآورد نشان می‌دهد که تورم در ایران هم براساس تورم گذشته و هم براساس تورم انتظاری تعیین می‌گردد و تورم گذشته وزن بیشتری از تورم انتظاری دارد. همچنین رفتار سیاست پولی هم براساس تورم و هم براساس شکاف تولید است.

افشاری و بیات (۱۳۹۳) در "مقایسه قدرت پیش‌بینی منحنی فیلیپس کینزی‌های جدید هیبریدی و مدل ARIMA از تورم" با استفاده از داده‌های فصلی ۱۳۸۹-۱۳۷۵، ضرایب تک معادله فیلیپس هیبریدی به روش گشتاورهای تعمیم‌یافته را برآورد کردند. همچنین از طریق معیار آکائیک، یک مدل ARIMA را تصریح و نتیجه گرفتند که قیمت‌های دوره گذشته در مقایسه با قیمت‌های دوره آتی تأثیر بیشتری بر تورم دارد و افزایش شکاف تولید منجر به افزایش تورم به میزان ۴۱ درصد خواهد شد.

جعفری صمیمی و همکاران (۱۳۹۴) جهت "استخراج منحنی فیلیپس با استفاده از الگوی باز تعادل عمومی پویای تصادفی" در تابع مطلوبیت خانوارها علاوه بر مصرف کالاهای مصرفی تولید داخل، کالاهای مصرفی وارداتی را نیز لحاظ و در منحنی فیلیپس، تورم دوره جاری را تابعی از تورم دوره گذشته، تورم دوره آتی و هزینه نهایی بنگاه در نظر گرفته‌اند. از داده‌های سالانه ۱۳۹۰-۱۳۵۰ و روش مقاردهی استفاده و نتیجه می‌گیرند که در تعیین تورم جاری، تورم دوره گذشته اهمیت بیشتری از تورم دوره آتی دارد و همچنین اثر اولیه افزایش عرضه پول بر تورم بیشتر از تولید است.

ابوالحسنی و همکاران (۱۳۹۵) در بررسی "اثر تکانه‌های پولی و تکانه‌های نفتی بر تولید و تورم بخش مسکن در اقتصاد ایران: رویکرد تعادل عمومی پویای تصادفی نیوکینزی"، تولید اقتصاد را به دو بخش مسکن و غیرمسکن تفکیک نموده، چسبندگی قیمت را از طریق هزینه تعدیل قیمت روتمبرگ برای هر دو بخش در نظر گرفته و مسکن را وارد تابع مطلوبیت خانوار نموده‌اند. آن‌ها در مدل خود

کارگزار واحدی به نام دولت - مقام پولی را مسئول اعمال سیاست‌های پولی و مالی بیان نموده‌اند. همچنین مخارج دولت را تابعی از خلق پول، درآمد فروش نفت و خالص درآمد مالیاتی در نظر گرفته و تغییرات حجم پول را به‌عنوان ابزار سیاست پولی مشخص کرده‌اند. با استفاده از روش مقداردهی، طی دوره زمانی ۱۳۹۰-۱۳۷۰، نتیجه می‌گیرند که اگر یک سیاست پولی انبساطی از طریق افزایش نرخ رشد پول اعمال گردد باعث افزایش موقت تولید و تورم در بخش مسکن و غیرمسکن می‌گردد.

عرفانی و شمسیان (۱۳۹۵) در بررسی "کاربرد قاعده تیلور در اقتصاد ایران و تأثیرپذیری سیاست‌ها از بازار مسکن، املاک و مستغلات"، از داده‌های فصلی ۱۳۹۱-۱۳۷۱ استفاده، نرخ رشد پایه پولی را جایگزین نرخ بهره نموده و در معادله علاوه‌بر شکاف تولید و تورم، رشد قیمت زمین را نیز در نظر گرفتند. نتایج حاکی از آن است که بانک مرکزی نسبت به نوسانات تولید عکس‌العمل معنی‌داری نشان داده است اما عکس‌العمل بانک مرکزی نسبت به تورم و قیمت دارایی‌ها معنادار نیست.

کازرونی و همکاران (۱۳۹۶) در "بررسی عوامل مؤثر بر تورم در ایران: کاربرد منحنی فیلیپس هیبریدی کینزی‌های جدید (رویکرد رگرسیون کواتریل)"، از داده‌های فصلی ۱۳۹۳-۱۳۶۹ و روش رگرسیون چندکی استفاده و نتیجه گرفتند زمانی که تورم در سطوح بالایی قرار دارد، تأثیر تورم با وقفه و تورم آتی بر تورم جاری بیشتر است. بنابراین در سطوح بالای تورم کارگزاران اقتصادی جهت تنظیم قیمت و فعالیت‌های خود هم گذشته‌نگر هستند و هم آینده‌نگر، اما براساس نتایج، سهم پارامتر آینده‌نگر بیشتر است.

یزدانی و مومنی (۱۳۹۶) در مطالعه "هدف‌گذاری تورم با توجه به‌قاعده تیلور و مک‌کالوم متغیر با زمان در ایران"، از یک نوع قاعده تیلور تعمیم‌یافته استفاده کرده که در آن علاوه‌بر شکاف تولید و تورم، نرخ بهره با وقفه دوم، نرخ ارز و متغیر مجازی مربوط به سال‌هایی که دولت به بحث هدف‌گذاری تورم اهمیت داده نیز وارد شده است. جهت تخمین از داده‌های فصلی ۱۳۹۳-۱۳۷۸ و روش فضای حالت و فیلتر کالمن استفاده شده است. آن‌ها به این نتیجه رسیده‌اند که قاعده تیلور تخمینی برای ایران با مبانی نظری منطبق و ضریب متغیر مجازی نزدیک به صفر است و اعتبار آماری ندارد.

سپهیلی و همکاران (۱۳۹۶) در "بررسی توابع واکنش بانک مرکزی با استفاده از قاعده تیلور"، رشد پایه پولی را جایگزین نرخ بهره و از داده‌های سالانه ۱۳۹۲-۱۳۵۰ و روش رگرسیون حداقل مربعات معمولی استفاده نمودند. نتایج گویای آن است که عکس‌العمل بانک مرکزی نسبت به شکاف تولید مطابق با قاعده تیلور است. اما عکس‌العمل بانک مرکزی نسبت به تورم براساس قاعده نبود بلکه براساس صلاحدید است.

جعفری لیلاب و همکاران (۱۳۹۷) در مقاله "بررسی تعاملات سیاست‌های پولی و مالی در اقتصاد ایران، در چارچوب مدل تعادل عمومی تصادفی" براساس فرض سیاست‌گذاری صلاحدید، با استفاده

از بهینه‌سازی و در قالب نظریه بازی‌ها، توابع عکس‌العمل سیاست‌گذار پولی و مالی را استخراج و با استفاده از داده‌های فصلی ۱۳۶۹-۱۳۹۰ پارامترهای مربوطه را به روش بیزین برآورد کردند. در این تحقیق نتیجه گرفته شده است که بانک مرکزی بیشتر بر تثبیت تورم و دولت بر تثبیت همزمان تولید و تورم متمرکز است و سیاست پولی و مالی در ایران جانشین استراتژیک یکدیگر می‌باشند. همچنین سیاست مالی، رفتاری موافق ادوار تجاری دارد درحالی‌که سیاست پولی رفتاری ضد ادواری دارد. لازم به ذکر است که در این مقاله با فرض سیاست‌گذاری صلاح‌دیدنی تابع عکس‌العمل سیاست مالی و پولی بررسی شده و قاعده و تعهد مدنظر نبوده است.

غلامی و عباسی‌نژاد (۱۳۹۷) در مطالعه "اهمیت اجرای مالیات بر ارزش‌افزوده بر بخش بانکی ایران در تبیین نوسانات اقتصادی، رهیافت تعادل عمومی پویای تصادفی نوکینزی" از نوعی قاعده تیلور توسعه‌یافته برای نشان دادن سیاست پولی، که در آن نرخ رشد پایه پولی تابعی از انحراف تولید و تورم از مقادیر هدف است، استفاده کرده‌اند. با به‌کارگیری روش کالیبراسیون طی دوره زمانی ۱۳۹۴-۱۳۷۰ این نتیجه حاصل شده است که وضع مالیات بر ارزش‌افزوده بر بانک‌ها باعث کاهش هزینه آن‌ها و در نتیجه افزایش منابع بانکی شده و قدرت وام‌دهی آن‌ها را افزایش می‌دهد و بنابراین عرضه اعتبارات منجر به افزایش سرمایه‌گذاری و در نتیجه تولید می‌شود.

جوان و همکاران (۱۳۹۷) در تحقیق "سیاست پولی بهینه و بازار کار: یک الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی" اختلالات بازار کار که منجر به بیکاری می‌شود را برای دوره زمانی ۱۳۹۳-۱۳۸۴ به روش بیزین، بررسی کردند. برای این منظور منحنی فیلیپس دستمزد، که در آن تورم ناشی از دستمزد، تابعی از تورم آتی ناشی از دستمزد و تفاوت بین بیکاری جاری و بیکاری طبیعی است در نظر گرفته شده و به این نتیجه رسیده‌اند که مقامات پولی باید نسبت به نوسانات تولید بیشتر از نوسانات تورم قیمت واکنش نشان دهند.

ایزدخواستی (۱۳۹۷) در تحقیق خود "تحلیل تأثیر سیاست‌های پولی در الگوی تعادل عمومی پویا بر تورم و رفاه: رویکرد پول در تابع مطلوبیت"، تابع رفاه اجتماعی را برابر مجموع مطلوبیت خانوارها در نظر گرفته و بیان می‌کند که هدف خانوارها حداکثر کردن تابع مطلوبیت است که با انتخاب بهینه مصرف، سرمایه، اوراق مشارکت دولتی و مانده پول حاصل می‌گردد. در این تحقیق مقادیر کالیبر شده‌ی نسبت سرمایه به نیروی کار، تولید سرانه، مصرف سرانه، مانده واقعی سرانه، پرداخت انتقالی دولت به خانوارها، نرخ تورم و سطح رفاه به‌دست‌آمده و سپس حساسیت این متغیرها نسبت به کاهش نرخ رشد پول تحلیل شده است. نتایج نشان می‌دهد که کاهش نرخ رشد پول باعث کاهش نرخ بهره اسمی، تورم و افزایش مانده واقعی پول می‌شود. اما کاهش نرخ رشد پول بر سطح تولید و مصرف اثرگذار نیست. بنابراین با کاهش نرخ رشد پولی، سطح رفاه افزایش می‌یابد.



## ۲-۲. مبانی نظری

جذابیت مدل کینزی‌های جدید در سادگی آن جهت توصیف ساختار اقتصاد و طراحی سیاست پولی است. اقتصاد را با یک سیستم سه معادله‌ای شامل: عرضه کل یا منحنی فیلیپس کینزی‌های جدید، تقاضای کل یا منحنی IS (پویا) و تابع عکس‌العمل سیاست پولی، خلاصه می‌کند. مدل کینزی‌های جدید به‌عنوان یک مدل تعادل عمومی دارای این ویژگی است که منحنی فیلیپس و منحنی IS براساس مبانی اقتصاد خرد حاصل می‌شوند، رفتار عوامل اقتصادی آینده‌نگر (عقلانی) است، تابع واکنش سیاست پولی، عملکرد بانک‌های مرکزی را در مقایسه با مدل‌های رقابتی دقیق‌تر نشان می‌دهد (گالی، ۲۰۱۸). از منظر سیاست پولی این مدل دو ارتباط مهم یعنی ارتباط بین شکاف تولید و نرخ بهره واقعی کوتاه‌مدت در منحنی IS و ارتباط بین شکاف تولید و تورم در منحنی فیلیپس را بیان می‌کند و نهایتاً قدرت و تأثیر مکانیزم انتقال سیاست پولی (یعنی کانالی که سیاست پولی بر فعالیت‌های اقتصادی تأثیر می‌گذارد) را نشان می‌دهد.

## ۲-۲-۱. عرضه کل: منحنی فیلیپس کینزی‌های جدید

قیمت بنگاه‌ها براساس بهینه‌یابی سود در طول یک دوره زمانی تعیین می‌گردد. وودفورد (۲۰۱۱) با استفاده از تعدیل قیمت کالوو<sup>۲</sup> (۱۹۸۳) نشان می‌دهد که نحوه‌ی تعدیل قیمت بهینه خطی بنگاه‌ها بیانگر تورم جاری ( $\pi_t$ )، تورم آتی مورد انتظار ( $\pi_{t+1}$ ) و هزینه نهایی کل ( $mc_t$ ) است:

$$\pi_t = \gamma_F E_t (\pi_{t+1}) + \lambda mc_t + u_t \quad (1)$$

معادله (۱) منحنی فیلیپس اولیه کینزی‌های جدید است که یک نگاه کاملاً روبه‌جلو (یا آینده‌نگر) دارد. یعنی تورم نه فقط به مقدار جاری  $mc_t$  و  $u_t$  بستگی دارد بلکه به مقادیر تورم آتی و انتظاری نیز وابسته است. وجود متغیر تورم آینده‌نگر بیانگر این است که موفقیت بانک مرکزی در متوقف کردن تورم نه تنها به موضع سیاست فعلی بانک مرکزی، بلکه به آنچه که بخش خصوصی برای آینده پیش‌بینی می‌کند نیز بستگی دارد.

هزینه نهایی که عامل تحریک تورم در منحنی فیلیپس اولیه کینزی‌های جدید است، باعث می‌گردد مدل به‌سختی با داده‌ها منطبق گردد (فاهرر و مور، ۱۹۹۵). بنابراین اقتصاددانان منحنی فیلیپس اولیه را با معرفی یک قاعده سرانگشتی اصلاح کردند. به‌عنوان مثال گالی و گرتلر (۱۹۹۹) فرض می‌کنند در میان بنگاه‌هایی که می‌توانند قیمت‌ها را در یک دوره مشخص تعدیل کنند (یعنی  $(1-\omega)$ )، فقط کسری از آن‌ها قادرند براساس هزینه‌های نهایی آتی انتظاری، قیمت‌های خود را به‌طور

1. forward-looking

2. calov

بهینه تعیین کنند  $(1-\phi)$ . این بنگاه‌ها را بنگاه‌های آینده‌نگر می‌نامند. بقیه بنگاه‌ها  $(\phi)$  از یک قاعده سرانگشتی ساده برای تعیین قیمت‌های خود استفاده می‌کنند. به موجب این قاعده، قیمت‌ها برابر با میانگین قیمت‌های اخیراً تعدیل‌شده در آخرین دوره، به اضافه مقداری برای تورم مورد انتظار که براساس تورم گذشته است، است. این بنگاه‌ها را بنگاه‌های گذشته‌نگر می‌نامند. این فرض منجر به در نظر گرفتن تورم با وقفه در معادله فیلیپس کینزی‌های جدید گردید:

$$\pi_t = \gamma_B \pi_{t-1} + \gamma_F E_t (\pi_{t+1}) + \lambda mc_t + u_t \quad (2)$$

معادله (۲) ترکیبی از منحنی فیلیپس کینزی‌های جدید اولیه (با مؤلفه‌ی تورم روبه‌جلو) و منحنی فیلیپس کینزی‌های جدید توسعه‌یافته (با مؤلفه‌ی تورم رو به عقب) است که به آن منحنی فیلیپس هیبریدی<sup>۱</sup> (ترکیبی) می‌گویند. در معادله (۲)  $\gamma_B$ ،  $\gamma_F$  و  $\lambda$  پارامترهای ساختاری هستند. مقادیر نسبی این ضرایب، نشان‌دهنده توانایی سیاست پولی در کنترل تورم است.

### ۲-۲-۲. تقاضای کل: منحنی IS پویا

منحنی تقاضای کل بین شرایط مالی عوامل اقتصادی، تصمیمات مصرفی و تصمیمات سرمایه‌گذاری که در طی زمان گرفته می‌شوند، ارتباط برقرار می‌کند. این منحنی رابطه منفی بین مخارج کل اقتصاد و نرخ بهره واقعی را بیان می‌کند. زیرا کاهش نرخ بهره واقعی از یک طرف بیانگر افزایش بدهی ناشی از اخذ وام است و از طرف دیگر گویای کاهش ارزش دارایی‌های متعلق به عوامل اقتصادی است. با حداکثر کردن مطلوبیت بین دوره‌ای مصرف‌کننده عقلانی (یعنی کسی که با توجه به محدودیت بودجه، مقدار مصرف و فراغت خود را انتخاب می‌کند) و معادله اوایلر مصرف (معادله مصرف روبه‌جلو یعنی معادله (۳))، می‌توان منحنی تقاضای کل یا منحنی IS (پویای) کینزی‌های جدید را به دست آورد (مک کالوم و نلسون<sup>۲</sup>، ۱۹۹۷؛ والش<sup>۳</sup>، ۲۰۱۰).

$$C_t = a_1 E_t C_{t+1} - a_2 (i_t - E_t \pi_{t+1}) \quad (3)$$

در معادله (۳)  $C_t$  مصرف جاری، عملگر  $E_t$  مقدار انتظاری متغیر به شرط مجموعه اطلاعاتی  $(\Omega)$  است که در زمان  $t$  مشخص می‌گردد،  $\pi$  نرخ تورم،  $i_t$  نرخ بهره اسمی،  $(i_t - E_t \pi_{t+1})$  نرخ بهره واقعی و ضریب  $a_2$  منفی است. ذکر این نکته حائز اهمیت است که این نوع منحنی تقاضا با نوع سنتی آن متفاوت است. این بدان معنی است که مصرف آتی براساس مقدار جاری مصرف تعیین نمی‌شود. بلکه مصرف انتظاری آتی، مقدار مصرف جاری را تعیین می‌کند. از آنجاکه در نسخه اولیه

1. Hybrid of the NKPC  
2. McCallum and Nelson  
3. Walsh

مدل، مصرف تنها منبع تقاضا اقتصاد است، بنابراین تقاضای مصرف برابر تقاضای کل است. از طرفی، اگر فرض گردد که هزینه نهایی کمتر از قیمت تعیین شده است، تولیدکنندگان می‌توانند به مقدار تقاضا، تولید و عرضه داشته باشند. یعنی تقاضای کل برابر با تولید است. در این شرایط، معادله (۴) بیانگر تقاضای کل است. در این معادله  $Y_t$  شکاف تولید است. لازم به ذکر است اگر مطابق تحقیقات موون<sup>۱</sup> و همکاران (۲۰۰۷)، پاترا و کاپور<sup>۲</sup> (۲۰۱۲)، کرمونو<sup>۳</sup> و همکاران (۲۰۱۲) و پارادیزو<sup>۴</sup> و همکاران (۲۰۱۳) سایر متغیرهای تعیین‌کننده مخارج کل، به معادله (۴) اضافه گردد، تابع تقاضای کل کامل می‌گردد.

$$Y_t = a_1 E_t Y_{t+1} - a_2 (i_t - E_t \pi_{t+1}) \quad (4)$$

### ۳-۲-۲. قواعد پولی و مالی

مدل کینزی‌های جدید با به‌کارگیری تابع واکنش سیاست پولی کامل می‌گردد. معمولاً مقامات پولی جهت کاهش نوسانات تولید و تورم، نرخ بهره اسمی را تعدیل می‌کند. این عمل، معادله‌ای به نام قاعده تیلور را نتیجه می‌دهد. طبق ادبیات نظری، قاعده تیلور دارای مشخصه آینده‌نگر است. در این حالت، نرخ بهره در واکنش به انحرافات تورم آتی از تورم هدف و همچنین انحراف تولید از تولید بالقوه، تعدیل می‌گردد. از طرفی در مطالعات تجربی چنین بیان شده که قواعد تیلوری که دارای متغیرهای آینده‌نگر و همچنین گذشته‌نگر هستند، با داده‌ها بهتر برازش می‌گردند. به‌ویژه جهت محاسبه درجه هموار بودن<sup>۵</sup> نرخ بهره، در قاعده تیلور نرخ بهره با وقفه گنجانده می‌شود (کلاریدا و همکاران، ۲۰۰۰، ۱۹۹۸؛ جیانونی و وودفورد، ۲۰۰۳؛ ماسکاتلی و همکاران، ۲۰۰۶؛ پیز و فارل، ۲۰۰۹).

$$i_t = \phi_0 + \phi_1 E_t \pi_{t+q} + \sum_{t=0}^m \phi_2 y_t + \phi_3 i_{t-1} \quad (5)$$

در معادله (۵)  $i_{t-1}$  شکاف نرخ بهره اسمی،  $\pi_{t+q}$  تورم در دوره‌های آتی است. اگر  $\phi_3 \neq 0$  باشد، بیانگر درجه هموار بودن نرخ بهره است.

در کشورهای دارای نفت مثل ایران که درآمدهای دولت به‌شدت تحت تأثیر درآمدهای نفتی است، ارتباط قوی بین تنظیم قواعد مالی از سوی دولت و وضعیت درآمدهای نفتی برقرار است. براین اساس نوسانات در درآمدهای نفتی از مسیر سیاست‌های مالی بر متغیرهای کلان اقتصادی تأثیر می‌گذارد و

1. Moons
2. Patra and Kapur
3. Cermeño
4. Paradiso
5. smoothing

آن‌ها را از وضعیت باثباتشان منحرف می‌سازد. بنابراین تنظیم سیاست‌های مالی در این کشورها از اهمیت بسزایی برخوردار است (رافعی و همکاران، ۱۳۹۳). در این تحقیق نیز در کنار قاعده پولی، قاعده مالی نیز بررسی و با الهام از ماسکاتلی و همکاران (۲۰۰۶) و کاتینهو و همکاران (۲۰۱۴) یک مدل ساده گذشته‌نگر برای معادلات مخارج دولت و مالیات برآورد می‌گردد (معادله (۶) و (۷)):

$$g_t = \sum_{i=1}^m \delta_{1i} g_{t-i} + \sum_{i=0}^m \delta_{2i} y_{t-i} + \psi_1 (bd)_{t-k} \quad (۶)$$

$$T_t = \sum_{i=1}^m \phi_{1i} T_{t-i} + \sum_{i=0}^m \phi_{2i} y_{t-i} + \psi_2 (bd)_{t-k} \quad (۷)$$

در معادلات مذکور  $g_t$  شکاف مخارج دولت،  $T$  شکاف مالیات کل،  $y_{t-i}$  شکاف تولید در دوره گذشته و  $(bd)_{t-k}$  نسبت کسری بودجه به GDP است. در بسیاری از تحقیقات جهت بررسی رفتار ادواری سیاست مالی، مخارج دولت را تابعی از تولید ناخالص داخلی در نظر می‌گیرند. ضریب تولید ناخالص داخلی از نظر مثبت یا منفی بودن و یا معناداری بیانگر این است که سیاست مالی ضد ادواری یا موافق ادوار است (وو<sup>۱</sup>، ۲۰۰۹). بنابراین در هر دو معادله (۶) و (۷) متغیرهای مالی به شکاف تولید دوره گذشته ( $y_{t-i}$ ) واکنش نشان می‌دهند. اما نکته قابل‌ذکر این است که سیاست مالی خود بر تولید اثرگذار است. لذا تنها در صورتی می‌توان سیاست مالی را تابعی از تولید ناخالص داخلی در نظر گرفت که تولید ناخالص داخلی نسبت به سیاست مالی برون‌زا باشد. جهت رفع این مشکل می‌توان از معادلات همزمان (ایلزتسکی و وگ<sup>۲</sup>، ۲۰۰۸) و یا از متغیر ابزاری استفاده کرد (گالی و پروتی، ۲۰۰۳). در این تحقیق از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته سیستمی که شامل متغیرهای ابزاری است، استفاده شده است. با توجه به اینکه اثرات نهایی تصمیمات سیاستی هر سال در دوره‌های آتی ظاهر می‌گردد، بنابراین در معادلات مربوط به سیاست مالی، وقفه متغیر وابسته ( $g_{t-i}$  و  $T_{t-i}$ ) در سمت راست معادله در نظر گرفته شده است (کاتینهو<sup>۳</sup> و همکاران، ۲۰۱۴). همچنین نسبت کسری بودجه تأخیری به تولید ناخالص داخلی، به‌عنوان یک مکانیزم تثبیتی و عامل مؤثر بر سیاست مالی جاری، وارد مدل گردید.

### ۳. روش‌شناسی و ارائه مدل تحقیق

تعدادی از محققین جهت تخمین مدل کینزی‌های جدید از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته یا متغیرهای ابزاری استفاده کرده‌اند. در این خصوص گالی<sup>۴</sup> و همکاران (۲۰۰۳)،

1. Woo
2. Ilzetzki & Végh
3. Coutinho
4. Gali

مالیی<sup>۱</sup> (۲۰۰۲)، لیت و مالی<sup>۲</sup> (۲۰۰۵) از پیشگامان می‌باشند. جهت برآورد توابعی که متغیر وابسته به صورت وقفه در سمت راست تابع قرار دارد، از روش حداقل مربعات معمولی نمی‌توان استفاده کرد. چون متغیر وابسته به عنوان یک متغیر توضیحی در سمت راست با جمله خطا همبستگی دارد که این باعث تورش دار شدن و ناسازگاری تخمین زنده‌ی حداقل مربعات معمولی می‌گردد. از آنجاکه در مدل تعادل عمومی پویای کینزی‌های جدید روابط پویا با حضور متغیرهای وابسته وقفه‌دار در میان متغیرهای توضیحی مدل‌سازی می‌گردد، معمولاً از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته برای برآورد آن‌ها استفاده می‌شود. زیرا در روش گشتاورهای تعمیم‌یافته برای رفع همبستگی متغیر وابسته با وقفه و جمله خطا، متغیرهایی با عنوان متغیر ابزاری ایجاد می‌گردد تا برآوردهای سازگار و بدون تورش حاصل شود (بالتاجی<sup>۳</sup>، ۲۰۰۵).

در تحقیق حاضر جامعه آماری، کشور ایران و بازه زمانی، ۱۳۹۵Q۴-۱۳۶۷Q۱ است. داده‌های بانک مرکزی (که به قیمت ثابت ۱۳۸۳ است) به روش ۱۲-X تعدیل فصلی شده‌اند. از آنجاکه یکی از ویژگی‌های مدل‌های کینزی‌های جدید این است که متغیرها به صورت انحراف از وضعیت ثبات (یا روند) در مدل ظاهر گردند (که اصطلاحاً به آن سیکلی کردن متغیرها می‌گویند) به این منظور از فیلتر هودریک پرسکات<sup>۴</sup> استفاده شد.

در صورت فصلی بودن داده‌ها، به آزمون ریشه واحد با تناوب‌های فصلی نیاز است. رایج‌ترین روش برای آزمون ریشه واحد فصلی توسط هیلبرگ<sup>۵</sup> و همکاران (۱۹۹۰) پیشنهاد شده و به آزمون هجی معروف است که روی سری‌های زمانی سه ماهه تمرکز دارد. در این تحقیق نیز از روش هجی در ایوبوز<sup>۹</sup> استفاده شده است. این آزمون با استفاده از عرض از مبدأ، روند و متغیرمجازی فصلی، انجام گردید. تعداد وقفه‌ها با استفاده از روش آکائیک<sup>۶</sup> انتخاب و مقادیر بحرانی و مقادیر احتمال آزمون با ۱۰۰۰ بار شبیه‌سازی مونت کارلو به دست آمد.

### ۳-۱. معرفی الگوی تجربی و متغیرها

هدف این مقاله بررسی مکانیزم انتقال سیاست پولی و مالی در چارچوب الگوی کینزی‌های جدید با استفاده از رهیافت گشتاورهای تعمیم‌یافته سیستمی است. به این منظور پنج معادله (۸-۱۲) به ترتیب تابع تقاضا (IS)، تابع عرضه (منحنی فیلیپس)، قاعده پولی (تیلور) و قواعد مالی (مخارج دولت و مالیات کل) برآورد خواهد شد.

1. Malley
2. Leith & Malley.
3. Baltagi
4. Hodrick-Prescott Filter
5. Hylleberg, Engl, Granger and Yoo (HEGY)
6. Akaik (ACI)

$$\hat{y}_t = \lambda_1 \hat{y}_{t-1} + \lambda_2 E_t \hat{y}_{t+1} - \lambda_3 \left( \frac{\bar{C}}{\bar{Y}} \right) \hat{r}_t + \lambda_4 \left( \frac{\bar{G}}{\bar{Y}} \right) \hat{g}_t - \lambda_5 \left( \frac{\bar{G}}{\bar{Y}} \right) \hat{g}_{t-1} - \lambda_6 \left( \frac{\bar{G}}{\bar{Y}} \right) E_t \hat{g}_{t+1} \quad (8)$$

$$\hat{\pi}_t = \gamma_{1b} \hat{\pi}_{t-1} + \gamma_{2f} E_t \hat{\pi}_{t+1} + \gamma_3 \hat{s}_t \quad (9)$$

$$\hat{i}_t = \phi_0 + \phi_1 E_t \hat{\pi}_{t+q} + \sum_{i=0}^m \phi_2 \hat{y}_{t-i} + \phi_3 \hat{i}_{t-1} \quad (10)$$

$$\hat{g}_t = \sum_{i=1}^m \delta_{1i} \hat{g}_{t-i} + \sum_{i=0}^m \delta_{2i} \hat{y}_{t-i} + \psi_1 (bd)_{t-k} \quad (11)$$

$$\hat{T}_t = \sum_{i=1}^m \varphi_{1i} \hat{T}_{t-i} + \sum_{i=0}^m \varphi_{2i} \hat{y}_{t-i} + \psi_2 (bd)_{t-k} \quad (12)$$

در معادله‌های مذکور علامت هت ( $\hat{\cdot}$ ) بیانگر آن است که این متغیر بر حسب درصد انحراف از وضعیت پایدار در نظر گرفته شده و علامت بار (-) نشان‌دهنده مقدار وضعیت پایدار متغیر است. اندیس  $t$  نشان‌دهنده دوره جاری،  $t+i$  یا  $t+q$  دوره آتی،  $t-i$  یا  $t-k$  بیانگر دوره گذشته است.  $\hat{y}$  شکاف تولید،  $\hat{g}$  شکاف کل مخارج دولت،  $r$  بهره واقعی (نرخ بهره اسمی منهای نرخ تورم)،  $s$  درصد انحراف سهم درآمدی نیروی کار از وضعیت باثبات،  $\hat{i}$  شکاف نرخ بهره اسمی<sup>۱</sup>،  $\pi_{t+q}$  تورم در دوره‌های آتی،  $\hat{T}_t$  شکاف مالیات کل،  $(bd)_{t-k}$  نسبت کسری بودجه به GDP است.

#### ۴. نتایج برآورد

##### ۴-۱. نتایج آزمون تشخیص مانایی داده‌ها

باید توجه داشت که پیش از برآورد مدل باید مانایی تمامی متغیرها، مورد آزمون قرار گیرند. چون داده‌ها به صورت چهار فصل در سال می‌باشند لازم است وجود ریشه واحد با تناوب صفر، نیم سال و سالانه بررسی گردد. آزمون مانایی به روش هجی برای مدل با عرض از مبدأ، روند و متغیرمجازی فصلی به عنوان مؤلفه‌های قطعی رگرسیون، برای تمامی متغیرهای مستقل و وابسته انجام گردید. تعداد وقفه‌ها با استفاده از روش آکائیک انتخاب و مقادیر بحرانی و مقادیر احتمال آزمون با استفاده از ۱۰۰۰ بار شبیه‌سازی مونت کارلو به دست آمد. اگر مقدار احتمال حاصل از شبیه‌سازی کمتر از ۰/۰۵ باشد، فرض صفر که بیانگر وجود ریشه واحد است رد خواهد شد و متغیر مانا است. در این تحقیق آزمون مانایی در دو مرحله (مرحله اول قبل از سیکلی کردن داده‌ها و مرحله دوم بعد از سیکلی کردن داده‌ها) انجام گردید. نتایج حاصل از این آزمون نشان می‌دهد که اکثر متغیرها قبل از سیکلی کردن،

۱. در این تحقیق از نرخ سود بانکی به جای نرخ بهره استفاده شده است.

حداقل در یکی از تناوب‌ها نامانا هستند. اما سیکلی کردن متغیرها این مشکل را برطرف می‌نماید. نتایج آزمون مانایی در جدول (۱) و (۲) ارائه شده است.

جدول ۱: نتایج حاصل از آزمون مانایی (HEGY) - قبل از سیکلی کردن داده‌ها

متغیر	مقدار آماره آزمون (تناوب صفر)	مقدار آماره آزمون (تناوب ۶ ماهه)	مقدار آماره آزمون (تناوب سالانه)	نتیجه آزمون
Y	-۲/۹۹ (۰/۱۴)	-۳/۱۳ (۰/۰۲۹)	۴/۵۸ (۰/۱۴۰)	متغیر در تناوب صفر و سالانه نامانا است
i	-۲/۹۹ (۰/۱۳۷)	-۶/۵۱ (۰/۰۰۵)	۳۰/۲۴ (۰/۰۰۰)	متغیر در تناوب صفر نامانا است
BD	-۳/۷۳ (۰/۰۲۴)	-۳/۲۸ (۰/۰۱۸)	۳/۴۰ (۰/۰۳۰)	متغیر در تناوب سالانه نامانا است
Bd ratio (bd)	-۴/۳۹ (۰/۰۰۷)	-۲/۲۹ (۰/۱۸۴)	۴/۹۶ (۰/۱۲۲)	متغیر در تناوب ۶ ماهه و سالانه نامانا است
g	-۱/۸۵ (۰/۶۶۸)	-۵/۵۴ (۰/۰۰۵)	۴۱/۵۱ (۰/۰۰۰)	متغیر در تناوب صفر نامانا است
s	-۲/۱۰ (۰/۵۴۴)	-۶/۰۱ (۰/۰۰۵)	۱۵/۳۱ (۰/۰۰۰)	متغیر در تناوب صفر نامانا است
T	-۱/۷۵ (۰/۷۵۴)	-۲/۹۲ (۰/۰۴۸)	-۷/۷۳ (۰/۰۱۵)	متغیر در تناوب صفر نامانا است

منبع: یافته‌های تحقیق با استفاده از نرم‌افزار ایویوز  
(اعداد داخل پرانتز نشان‌دهنده آماره احتمال است)

جدول ۲: نتایج حاصل از آزمون مانایی (HEGY) - بعد از سیکلی کردن داده‌ها

متغیر	مقدار آماره آزمون (تناوب صفر)	مقدار آماره آزمون (تناوب ۶ ماهه)	مقدار آماره آزمون (تناوب سالانه)	نتیجه آزمون
$\hat{y}$	-۴/۱۵ (۰/۰۰۸)	-۳/۵۹ (۰/۰۱)	۱۲/۵۳ (۰/۰۰۰)	متغیر مانا است
$\hat{i}$	-۵/۰۲ (۰/۰۰۵)	-۶/۷۵ (۰/۰۰۵)	۳۱/۲۲ (۰/۰۰۰)	متغیر مانا است
$\widehat{BD}$	-۵/۱۹ (۰/۰۰۵)	-۵/۷۲ (۰/۰۰۵)	۱۶/۴۷ (۰/۰۰۰)	متغیر مانا است
$\widehat{bd}$	-۵/۴۶ (۰/۰۰۵)	-۴/۷۶ (۰/۰۰۵)	۱۶/۰۶ (۰/۰۰۰)	متغیر مانا است
$\hat{g}$	-۶/۴۰ (۰/۰۰۵)	-۶/۱۳ (۰/۰۰۵)	۸۱/۱۹ (۰/۰۰۰)	متغیر مانا است
$\hat{s}$	-۴/۳۶ (۰/۰۰۵)	-۵/۷۹ (۰/۰۰۵)	۱۶/۲۸ (۰/۰۰۰)	متغیر مانا است
$\hat{t}$	-۴/۳۲ (۰/۰۰۵)	-۲/۹۲ (۰/۰۰۵)	۸/۰۳ (۰/۰۱)	متغیر مانا است

منبع: یافته‌های تحقیق با استفاده از نرم‌افزار ایویوز  
(اعداد داخل پرانتز نشان‌دهنده آماره احتمال است)

#### ۴-۲. نتایج برآورد مدل

این تحقیق یک مدل تعادل عمومی پویای کینزی‌های جدید روبه‌جلو<sup>۱</sup> را که شامل معادله IS برای تعیین تولید (طرف تقاضا)، منحنی فیلیپس برای تعیین تورم (طرف عرضه)، قاعده سیاست پولی تیلور و قواعد مالی (مخارج دولت و مالیات) است را به روش گشتاورهای تعمیم‌یافته سیستمی برآورد می‌کند.

1. small forward-looking New-Keynesian DGE model

در رویکرد گشتاورهای تعمیم‌یافته می‌توان بعضی از پارامترها را براساس دیدگاه‌های نظری یا مطالعات تجربی پیشین، ثابت در نظر گرفت و بعضی پارامترها را بدون محدودیت برآورد کرد. در این تحقیق محدودیت اعمال شده در معادله IS شامل  $\bar{c}$  و  $\bar{G}$  بوده که براساس مقدار میانگین داده‌های مربوطه، مقادیر  $\bar{c}$  و  $\bar{G}$  به ترتیب معادل ۰/۷ و ۰/۳، به دست آمد.

پنج معادله (۸-۱۲) در حالت‌های مختلف (از نظر متغیرهای مستقل روبه عقب و روبه جلو) برآورد گردید. از نظر برآزش برای قاعده سیاست پولی بهترین حالت وقتی بود که متغیر تورم با یک دوره روبه جلو ( $q=1$ ) و تولید با وقفه صفر و یک، در نظر گرفته شود. برای قواعد مالی نیز با در نظر گرفتن یک وقفه در شکاف تولید و عبارت  $AR(T_{t-1}, g_{t-1})$ ، می‌توان توصیف مناسبی برای متغیرهای مالی (مخارج دولت و مالیات) فراهم نمود. همچنین در واکنش متغیرهای مالی نسبت به کسری بودجه، به واسطه چهار وقفه ( $k=4$ ) برای نسبت  $(\frac{BD}{GDP})$ ، برآورد خوبی حاصل گردید. در برآورد سیستم معادلات، کلیه متغیرهای ابزاری شامل شکاف تولید، مخارج دولت، مالیات، نرخ بهره واقعی، دستمزد و تورم با چهار وقفه، ثابت در نظر گرفته شدند. تجزیه و تحلیل آماره‌های به دست آمده (جدول ۳) نشان می‌دهند که:

آماره جی‌هانسن که معیار اعتبار متغیرهای ابزاری است بیانگر تعامد یا عدم تعامد متغیرهای ابزاری نسبت به رگرورها است. این آماره دارای توزیع  $[\chi^2(r-a)]$  با درجه آزادی  $(r-a)$  بوده که  $r$  تعداد متغیرهای ابزاری و  $a$  تعداد ضرایب است. در فرضیه صفر آزمون جی‌هانسن شرایط تعامد، معتبر و قابل قبول است. به عبارت دیگر در فرضیه صفر محدودیت‌های بیش از حد شناسایی شده، معتبر می‌باشند. ضرب آماره جی حاصل از نرم‌افزار (جدول ۳) در تعداد مشاهدات این تحقیق و مقایسه مقدار محاسبه شده  $(J^*)$  با مقدار بحرانی (در سطح ۵ درصد)  $[\chi^2(33-20)=22/36]$  نشان می‌دهد که فرضیه صفر قابل قبول است زیرا  $J^* < \chi^2$  است. بنابراین متغیرهای ابزاری به کار رفته اعتبار داشته و ۲۰ ضریب مورد نظر این تحقیق را، دقیقاً شناسایی می‌کنند و ۱۳ متغیر ابزاری "اضافی" نیز ابزارهای مناسبی برای استفاده هستند.

در برآورد سیستمی تحقیق حاضر مقدر دترمینال کواریانس باقیمانده‌ها تقریباً معادل صفر است که مناسب بودن تخمین‌ها را نشان می‌دهد (بنچیمول<sup>۱</sup>، ۲۰۰۸).

جدول (۳) نشان می‌دهد که تمامی ضرایب برآورد شده دارای مقدار احتمال<sup>۲</sup> برابر صفر، مقدار آماره تی در منطقه قابل قبول توزیع و مقدار انحراف معیار نزدیک به صفر است. بنابراین تمامی ضرایب،

1. Benchimol

2. P-Value



اعتبار آماری دارند. در برآورد منحنی IS، ضرایب شکاف تولید با یک دوره وقفه و شکاف تولید با یک دوره روبه جلو (انتظاری) دارای علامت مثبت و از نظر آماری معنی دار هستند. این نتیجه با ادبیات مربوط به برآورد تقاضای کل هیبریدی (کشورهای در حال توسعه و همچنین کشورهای توسعه یافته) سازگار است (کرمن<sup>۱</sup> و همکاران، ۲۰۱۲).



جدول ۳: برآوردهای مدل به روش گشتاورهای تعمیم‌یافته سیستمی

IS منحنی		NKPC		i		g		T	
پارامتر	برآورد	پارامتر	برآورد	پارامتر	برآورد	پارامتر	برآورد	پارامتر	برآورد
$\hat{y}_{t-1}$	-۰/۴۴ (۰/۰۰۲) (۱۱/۸۴) (۰/۰۰۰)	$\hat{\pi}_{t-1}$	-۰/۲۶۴ (۰/۰۰۲) (۹۳/۱۰) (۰/۰۰۰)	$\phi_0$	-۰/۰۰۱۰۵۴ (۰/۰۰۰۱) (-۱۵/۲۱) (۰/۰۰۰)	$\hat{g}_{t-1}$	-۰/۵۳ (۰/۰۰۴) (۹۹/۳۹) (۰/۰۰۰۰)	$\hat{T}_{t-1}$	-۰/۲۵ (۰/۰۰۳) (۷۲/۶۵) (۰/۰۰۰۰)
$\hat{y}_{t+1}$	-۰/۵۱ (۰/۰۰۳) (۳/۶۱) (۰/۰۰۰۳)	$\hat{\pi}_{t+1}$	-۰/۴۷۸ (۰/۰۰۳) (۱۴۰/۹۸) (۰/۰۰۰۰)	$\hat{\pi}_{t+1}$	-۰/۴۲۴ (۰/۰۰۹) (۱۰۰/۹۱) (۰/۰۰۰)	$\hat{y}_{t-1}$	-۰/۱۷ (۰/۰۰۹) (۳۳/۱۲) (۰/۰۰۰۰)	$\hat{y}_{t-1}$	-۰/۴۷ (۰/۰۰۱) (۳۳/۵۳) (۰/۰۰۰۰)
$r_t$	-۰/۲۲ (۰/۰۰۲) (-۷۷/۷۸) (۰/۰۰۰۰)	$S_t$	-۰/۰۳۴ (۰/۰۰۰۷) (۴۷/۵۶) (۰/۰۰۰۰)	$\hat{y}_t$	۰/۴۸ (۰/۰۰۳) (۱۵۹/۶) (۰/۰۰۰۰)	$(bd)_{t-2}$	-۰/۰۰۴ (۰/۰۰۰۱) (-۳۹/۳۹) (۰/۰۰۰۰)	$(bd)_{t-2}$	۰/۰۲۷ (۰/۰۰۰۴) (۶۲/۲۲) (۰/۰۰۰۰)
$\hat{g}_t$	۱/۳۹ (۰/۰۰۸) (۱۴۹/۰۹) (۰/۰۰۰۰)	-	-	$\hat{y}_{t-1}$	-۰/۳۹۵ (۰/۰۰۳) (۸۴/۹۴) (۰/۰۰۰۰)	-	-	-	-
$\hat{g}_{t-1}$	-۰/۲۲۱ (۰/۰۰۶) (-۳۵/۷۹) (۰/۰۰۰۰)	-	-	$\hat{i}_{t-1}$	۰/۶۶ (۰/۰۰۲) (۱۰۰/۹۱) (۰/۰۰۰۰)	-	-	-	-
$\hat{g}_{t+1}$	-۰/۲۳۸ (۰/۰۰۹) (۲۴/۶۶) (۰/۰۰۰۰)	-	-	-	-	-	-	-	-
$\lambda$	-۰/۸۶۳	-	-	-	-	-	-	-	-
$\overline{R^2}$	-۰/۵۰	-	-۰/۴۶	-	-۰/۳۲	-	-۰/۲۹	-	-۰/۳۳
Reg. S. E	-۰/۰۳۵	-	-۰/۰۰۹	-	-۰/۰۴۸	-	-۰/۰۸۲	-	-۰/۱۷
Sum $\hat{u}^2$	-۰/۱۲	-	-۰/۰۳	-	-۰/۲۴	-	-۰/۰۳	-	-۰/۱۹

آماره J: ۰/۱۷۴۳۸۸ (فرض صفر: متغیرهای ابزاری معتبر هستند)

دترمینال کواریانس باقیمانده‌ها:  $۹/۳۶ \times e^{-۱۴}$

منبع: یافته‌های تحقیق (اعداد داخل پرانتز اول خطاهای استاندارد، پرانتز دوم آماره تی و پرانتز سوم مقدار احتمال است)

به‌علاوه ضریب شکاف تولید انتظاری (۰/۵۱) قدری از ضریب شکاف تولید با وقفه (۰/۴۴) بزرگ‌تر و بیانگر این نکته است که در اقتصاد ایران شکاف تولید انتظاری وزن بزرگ‌تری از شکاف تولید با وقفه در تعیین شکاف تولید جاری دارد. جهت صحت درستی این موضوع آزمون والد<sup>۱</sup> با فرضیه صفر مبنی بر برابری این دو ضریب ( $\lambda_1 = \lambda_2$ ) انجام شد. مقدار احتمال حاصل از این آزمون (۰/۰۰۰) گویای این بود که قویاً فرضیه صفر (یعنی برابری این دو ضریب) رد می‌گردد.

علامت ضریب نرخ بهره واقعی (که همان کشش شکاف تولید نسبت به نرخ بهره واقعی است) منفی و از نظر آماری معنادار و نشان می‌دهد که در چارچوب الگوی کینزی‌های جدید در اقتصاد ایران نرخ بهره واقعی بر تقاضای کل تأثیر منفی دارد. ضریب نرخ بهره واقعی در منحنی IS، اثر سیاست پولی بر فعالیتهای اقتصادی را نشان می‌دهد. یک درصد افزایش در نرخ بهره واقعی انتظاری باعث کاهش ۰/۲۲ درصد تولید جاری (یا فعالیتهای اقتصادی) می‌گردد. ضریب بلندمدت نرخ بهره برابر است با ۰/۳۹. یعنی زمانی که نرخ بهره ۱ درصد کاهش می‌یابد، باعث می‌گردد در بلندمدت فعالیتهای اقتصادی حدود ۰/۳۹ درصد (نسبت به بالقوه) افزایش یابند.<sup>۲</sup>

با استفاده از فرمول عادت فزاینده<sup>۳</sup>، ضریب عادات مصرفی محاسبه گردید ( $\lambda = ۰/۸۶۳$ ) که بیانگر ماندگاری عادات مصرفی معنی‌داری در رفتار مصرفی ایرانیان است. این مقدار، فرضیه عادات مصرفی را تأیید می‌کند. فرضیه عادات مصرفی بیان می‌کند عادات‌های گذشته به‌سختی کنار گذاشته می‌شوند و رفتارهای جدید به‌سختی به یک عادت تبدیل خواهند شد. این نتیجه با تحقیق فاهرر (۲۰۰۰) مطابقت دارد.

برآوردها نشان می‌دهد ضرایب مربوط به مخارج دولت در دوره جاری مثبت و مخارج دولت در دوره گذشته منفی بوده که از نظر آماری و تئوری معنادار است. ضریب مخارج دولت در دوره آتی اگرچه از نظر آماری معنادار است اما علامت مثبت آن به لحاظ تئوری مطابقت ندارد. والش (۲۰۱۰) بیان می‌کند با افزایش مخارج آتی دولت، جهت حفظ تعادل، باید مصرف آتی کاهش یابد و این باعث کاهش مصرف جاری و در نتیجه کاهش تولید جاری می‌گردد.

در برآورد منحنی فیلیپس هیبریدی، ضرایب نشان می‌دهند تورم جاری با تورم انتظاری و شکاف دستمزد رابطه مثبت دارد. اثر افزایش دستمزد بر تورم در کوتاه‌مدت (۰/۰۳۴) و اثر بلندمدت یک واحد افزایش دستمزد روی تورم حدود ۰/۰۶۱ است. ضریب تورم انتظاری (۰/۴۷۸) از ضریب تورم با وقفه

### 1. Wald Test

۲. با توجه به این که متغیرهای وابسته به‌صورت وقفه یا رو به جلو در تمامی معادلات به‌عنوان رگرسور ظاهر می‌گردند، تفسیر این ضرایب به اثرات بلندمدت اشاره دارد. ضرایب بلندمدت برابر با ضریب مربوطه تقسیم بر یک منهای ضریب متغیرهای وابسته باوقفه یا رو به جلو، است (جووانوویک و پترس کی، ۲۰۱۲؛ تشکینی، ۱۳۸۵).

۳. با تقسیم ضریب  $\hat{\pi}_t$  به ضریب  $\hat{\pi}_{t-1}$  در معادله (۳-۲۶)،  $\lambda$  محاسبه می‌گردد (ماسکاتی و همکاران، ۲۰۰۴).

(۰/۲۶۴) بزرگ‌تر است. مقدار این ضرایب بیانگر این است که بنگاه‌ها در تنظیم قیمت خود به قیمت‌های آتی توجه بیشتری دارند و تورم انتظاری نقش مهمی در شکل‌گیری قیمت‌ها دارد. این نتیجه با نتایج تحقیق خلیلی‌عراقی و گودرزی فراهانی (۱۳۹۵) و کازرونی و همکاران (۱۳۹۶) مطابقت دارد. جهت بررسی صحت این موضوع از آزمون والد با فرضیه صفر مبنی بر برابری این دو ضریب ( $V_1=V_2$ ) استفاده شد. مقدار احتمال حاصل از این آزمون نشان می‌دهد که قویاً فرضیه صفر (یعنی برابری این دو ضریب) رد می‌گردد. طبق مبانی نظری مجموع این دو ضریب باید برابر واحد باشد. اما در این برآورد مجموع این دو ضریب تقریباً نزدیک به واحد اما یک نیست. آزمون والد، فرضیه صفر را مبنی بر اینکه مجموع این دو ضریب برابر یک است ( $V_1+V_2=1$ ) را رد می‌کند. مقدار ضریب تورم انتظاری (۰/۴۷۸) نشان می‌دهد تورم در اقتصاد ایران تقریباً ایستا و ماندگار است.

نتایج حاصل از بررسی برآورد قاعده سیاست پولی گویای آن است که ضریب نرخ بهره با یک دوره وقفه، معنادار و مثبت است. مقدار آن (۰/۶۶) نشان‌دهنده درجه ایستایی یا ماندگاری نرخ بهره است. یعنی در اکثر تصمیمات سیاستی قصد در حفظ نرخ بهره موجود است. این نتیجه با نتایج حاصل از تحقیق یزدانی و مومنی، ۱۳۹۶ مطابقت دارد. مقدار ضریب تورم در قاعده سیاست پولی (۰/۴۲) مثبت و از نظر تئوری و آماری معنادار است. این ضریب متناظر با وزنی است که بانک مرکزی بایستی به انحراف تورم از تورم هدف بدهد. به عبارت دیگر بیانگر این است که با افزایش تورم، جهت از بین رفتن این مشکل، بایستی نرخ بهره افزایش یابد. پاسخ نرخ بهره به تورم در بلندمدت برابر ۱/۲۳ است. علاوه بر این، از آنجایی که تورم، انتظاری است لذا این مقدار واکنش آینده‌نگر بانک مرکزی به تورم را نشان می‌دهد. لازم به ذکر است متغیر تورم با وقفه نیز در قاعده پولی گنجانده شده بود که به دلیل عدم اعتبار آماری از معادله حذف گردید. پاسخ نرخ بهره به شکاف تولید جاری (۰/۴۸) و شکاف تولید با یک وقفه (۰/۳) نیز، مثبت و معنادار است. به عبارتی در قاعده سیاستی، بانک مرکزی برای فعالیت‌های اقتصاد واقعی وزن مثبتی اختصاص می‌دهد. ضریب شکاف تولید جاری در بلندمدت برابر ۱/۴۱ و بیانگر تعهد بانک مرکزی به ثبات تولید است. به عبارت دیگر بانک مرکزی جهت ثبات تولید در بلندمدت بایستی نرخ بهره را ۱/۴۱ درصد افزایش دهد.

طبق مطالعات بولارد و میترا (۲۰۰۲) برای اینکه این قاعده سیاستی منجر به یک تعادل مانا و یکتا گردد، باید ضریب شکاف تولید بزرگ‌تر از یک باشد. بنابراین به لحاظ اینکه ضریب کوتاه‌مدت تورم کوچک‌تر از یک است باید بانک مرکزی جهت رسیدن به هدف (یعنی تعادل مانا)، حساسیت بیشتری نسبت به تغییر شکاف تولید داشته باشد.

توابع مربوط به قواعد مالی بسیار شبیه هم هستند. با برآورد قواعد مالی مشخص گردید که درجه ایستایی یا هموارسازی قاعده مخارج دولت (۰/۵۳) از درجه هموارسازی قاعده مالیات (۰/۲۵) بزرگ‌تر است. جالب توجه این است که واکنش مخارج دولت به شکاف تولید جاری، با ثبات نیست. اما وقتی

شکاف تولید با یک دوره وقفه وارد قاعده مخارج گردید، ضریب برآوردی دلالت بر تأثیر مثبت شکاف تولید بر مخارج دولت داشته و نشان می‌دهد که سیاست مالی دولت موافق ادواتجاری است. این نتیجه نیز با تحقیقات زارعی (۱۳۹۴)، قاسمی و مهاجری (۱۳۹۴) مطابقت دارد.

نتایج گویان آن است که تأثیر شکاف تولید با یک دوره وقفه بر مالیات، مثبت است. تأثیر کوتاه‌مدت شکاف تولید بر مخارج دولت (۰/۱۷) کوچک‌تر از تأثیر آن بر مالیات (۰/۴۶) است. به عبارت دیگر واکنش مالیات نسبت به شکاف تولید مثبت و قوی‌تر است. همچنین ضریب بازخورد مالی (کسری بودجه) در قاعده مخارج دولت دارای علامت منفی است. یعنی انتظار می‌رود با افزایش بدهی، مخارج دولت بعد از یک سال واکنش نشان داده و کاهش یابد. اما مقدار تأثیر این متغیر بسیار کوچک است (۰/۰۰۴) و گویای آن است که دولت در تنظیم مخارج خود توجهی به بدهی‌ها و یا کسری بودجه در سال گذشته ندارد. از طرفی ضریب بازخورد مالی در قاعده مالیات دارای علامت مثبت (۰/۰۲۷) و بیانگر این است که در دوره موردبررسی، سیاست مالیاتی در راستای تثبیت بدهی‌های دولت عمل کرده، هر چند مقدار آن ناچیز است. ناچیز بودن مقدار این ضریب دلالت بر این دارد که تأمین مالی کسری بودجه دولت عمدتاً از طریق سیستم مالیاتی انجام نمی‌شود بلکه از طرق دیگر (مثلاً سیستم بانکی) انجام می‌گردد.

#### ۳-۴. بررسی قدرت و صحت نتایج

در ادامه، قدرت و صحت نتایج به دست آمده از طریق مقایسه مقدار ضرایب در برآورد سیستمی و تک معادله، مقایسه فاصله اطمینان ضرایب در برآورد سیستمی و تک معادله و پیش‌بینی درون نمونه‌ای بررسی شده است.

▪ ابتدا به این سؤال پاسخ داده می‌شود که آیا زمانی که مدل به صورت تک معادله تخمین زده می‌شود (نه سیستمی) مقدار ضرایب تفاوتی می‌کنند یا خیر؟ برای پاسخ به این سؤال، معادله‌های (۸) تا (۱۲) به روش گشتاورهای تعمیم‌یافته تک معادله نیز برآورد شدند. نتایج حاصل از برآورد معادلات مربوط به قاعده نرخ بهره و قاعده مخارج دولت (جدول ۴) نشان می‌دهد که مقادیر ضرایب حاصل از برآورد به روش گشتاورهای تعمیم‌یافته تک معادله‌ای نزدیک به مقدار ضرایب حاصل از برآورد این روش در حالت سیستمی است و این به نوعی صحت نتایج اولیه در جدول (۳) را تأیید می‌کند.

در این راستا، آزمون باکس-لجانگ در برآورد تک معادله‌ای، وجود یا عدم وجود خود همبستگی بین باقیمانده‌های مدل را بررسی می‌کند. در این آزمون چنانچه آماره  $Q$  کوچک‌تر از  $m\chi^2$  باشد و یا مقدار احتمال این آماره بزرگ‌تر از ۰/۰۵ گردد، فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود خود همبستگی تأیید و آزمون پذیرفته می‌شود. براساس نتایج مقدار بحرانی  $\chi^2$  با درجه آزادی ۴ برابر ۹/۴ بوده (جدول ۴) و مقدار آماره  $Q$  از مقدار  $\chi^2$  کوچک‌تر و مقدار احتمال این آماره بزرگ‌تر از ۰/۰۵ است. بنابراین، نتایج

آزمون صحت مدل را تأیید می‌کند. خطای استاندارد رگرسیون<sup>۱</sup> بیانگر واریانس خطاها و معیار ناطمینانی در خصوص کل رگرسیون است. کوچک بودن آن حاکی از مناسب بودن برازش است.

جدول ۴: بررسی قدرت نتایج قاعده سیاست پولی و قاعده سیاست مالی

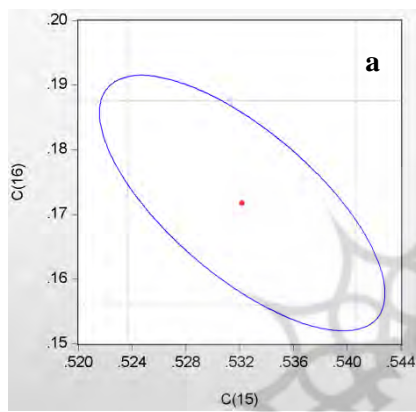
قاعده سیاست پولی	برآورد سیستمی	برآورد تک معادله	قاعده مخارج دولت	برآورد سیستمی	برآورد تک معادله
$\hat{i}_{t-1}$	۰/۶۶ (۱۰۰/۹۱) (۰/۰۰۰۰)	۰/۶۵ (۵/۷۷) (۰/۰۰۰۰)	$\hat{g}_{t-1}$	۰/۵۳ (۹۹/۳۹) (۰/۰۰۰۰)	۰/۵۷ (۳۷/۵۵) (۰/۰۰۰۰)
$\hat{y}_t$	۰/۴۸ (۱۵۹/۶) (۰/۰۰۰۰)	۰/۴۳۴ (۴/۱۹) (۰/۰۰۰۱)	$\hat{y}_{t-1}$	۰/۱۷ (۳۳/۱۲) (۰/۰۰۰۰)	۰/۲۲۸ (۴/۷۳) (۰/۰۰۰۰)
$\hat{y}_{t-1}$	۰/۲۹۵ (۸۴/۹۴) (۰/۰۰۰۰)	۰/۲۸۸ (۴/۸۶) (۰/۰۰۰۰)	$(bd)_{t-4}$	-۰/۰۰۴ (-۳۹/۳۹) (۰/۰۰۰۰)	-۰/۰۰۴ (-۱۱/۰۱) (۰/۰۰۰۰)
$\hat{\pi}_{t+1}$	۰/۴۲۴ (۱۰۰/۹۱) (۰/۰۰۰۰)	۰/۴۰۵ (۵/۷۲) (۰/۰۰۰۰)	-	-	-
$\overline{R^2}$	۰/۳۲	۰/۳۴	-	۰/۲۹	۰/۲۵
Q-statistic	-	۰/۹۸ (۰/۵۳۴)	-	-	۷/۸ (۰/۱۹۹)
J-statistic	۰/۱۷۴۳۸۸	۱۸/۹۹ (۰/۹۲)	-	۰/۱۷۴۳۸۸	۲۸/۴ (۰/۵۲)
Reg. S. E	۰/۰۴۸	۰/۰۴	-	۰/۰۸۲	۰/۰۸۴
Sum $\hat{u}^2$	۰/۱۴	۰/۱۴	-	۰/۰۳	۰/۰۶

نکته: اعداد داخل پرانتز اول آماره تی و پرانتز دوم مقدار احتمال است.  
آماره Q بیانگر آماره باکس-لجانگ جهت آزمون خودهمبستگی باقیمانده‌ها در وقفه ۴ است.

از طرفی می‌توان با بررسی بیضی اطمینان<sup>۲</sup>، فاصله اطمینان<sup>۳</sup> ضرایب حاصل از برآورد سیستمی و تک معادله‌ای را با هم مقایسه کرد. بیضی اطمینان برای یک جفت از ضرایب، ناحیه اطمینان اطراف میانگین را نشان می‌دهد. جهت آزمون فرضیه صفر ( $H_0: B_2=B_3=0$ ) به جای فاصله اطمینان از ناحیه اطمینان استفاده می‌شود. یعنی ناحیه‌ای که اگر آماره F در آن واقع شود، معنی دار است و فرضیه صفر رد می‌گردد. در آزمون t نیز دو فاصله اطمینان برای  $B_2$  و  $B_3$  حاصل می‌گردد که هر دو آن‌ها با هم، یک ناحیه اطمینان را به وجود می‌آورند. اگر با آماره F، دو فرضیه همزمان آزمون گردد، ناحیه اطمینان

1. Regression Standard Error(Reg. S. E)
2. confidence ellipse
3. Confidence Interval

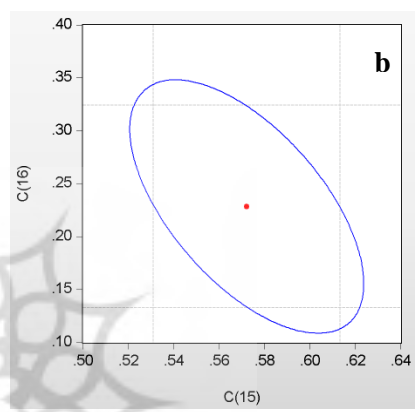
یک بیضی خواهد بود. مطابق نمودار  $(2(a,b))$  و  $(3(a,b))$  مرکز این بیضی مختصات ضرایب برآورد شده را نشان می‌دهد و خطوط خطچین متناظر با فاصله اطمینان (در سطح ۹۵ درصد) برای هر یک از ضرایب است (درخشان، ۱۳۷۴). مقایسه فاصله اطمینان ضرایب به دست آمده به روش سیستمی و روش تک معادله (جدول ۵ و ۶) گویای این مهم است که دامنه اطمینان مشترکی در سطح ۹۵ درصد بین این دو روش وجود دارد. این نتیجه به نوعی صحت و قدرت نتایج اولیه در جدول (۳) را تأیید می‌کند.



بیضی اطمینان در برآورد سیستمی قاعده مخارج دولت

$$C(15) = (\hat{g}_{t-1} \text{ ضریب})$$

$$C(16) = (\hat{y}_{t-1} \text{ ضریب})$$



بیضی اطمینان در برآورد تک معادله قاعده مخارج دولت

$$C(15) = (\hat{g}_{t-1} \text{ ضریب})$$

$$C(16) = (\hat{y}_{t-1} \text{ ضریب})$$

نمودار ۲: بیضی اطمینان ضرایب  $\hat{g}_{t-1}$  و  $\hat{y}_{t-1}$  در قاعده مخارج دول

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول ۵: فاصله اطمینان ضرایب در قاعده مخارج دولت (در سطح ۹۵ درصد)

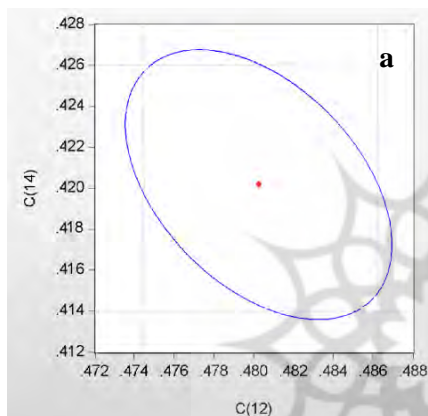
متغیر	ضریب (سیستمی)	حد پایین	حد بالا	ضریب (تک معادله)	حد پایین	حد بالا
$\hat{g}_{t-1}$	۰/۵۳	۰/۵۲۳	۰/۵۴۱	۰/۵۷	۰/۵۳	۰/۶۱
$\hat{y}_{t-1}$	۰/۱۷	۰/۱۵۵	۰/۱۸۷	۰/۲۴۸	۰/۱۳	۰/۳۲
$(bd)_{t-4}$	-۰/۰۰۴	-۰/۰۰۵	-۰/۰۰۳	-۰/۰۰۴	-۰/۰۰۵	-۰/۰۰۳

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول ۶: فاصله اطمینان ضرایب در قاعده سیاست پولی (در سطح ۹۵ درصد)

متغیر	ضریب (سیستمی)	حد پایین	حد بالا	ضریب (تک معادله)	حد پایین	حد بالا
$\hat{i}_{t-1}$	۰/۶۶	۰/۶۰	۰/۷۲	۰/۶۵	۰/۵۶	۰/۷۴
$\hat{y}_t$	۰/۴۸	۰/۴۷۴	۰/۴۸۶	۰/۴۳۴	۰/۲۲	۰/۶۳
$\hat{y}_{t-1}$	۰/۲۹۵	۰/۱۹	۰/۳۲	۰/۲۸۸	۰/۱۷	۰/۴۰
$\hat{\pi}_{t+1}$	۰/۴۲۴	۰/۴۱۴	۰/۴۲۶	۰/۴۰۵	۰/۱۹	۰/۶۱

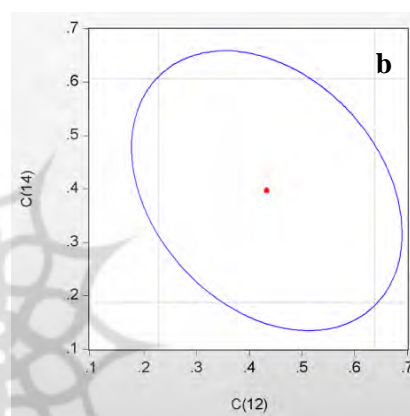
منبع: یافته‌های پژوهش



بیضی اطمینان در برآورد سیستمی قاعده سیاست پولی

$$C(14) = (\text{ضریب } \hat{\pi}_{t+1})$$

$$C(12) = (\text{ضریب } \hat{y}_t)$$



بیضی اطمینان در برآورد تک معادله قاعده سیاست پولی

$$C(14) = (\text{ضریب } \hat{\pi}_{t+1})$$

$$C(12) = (\text{ضریب } \hat{y}_t)$$

نمودار ۳: بیضی اطمینان ضرایب  $\hat{y}_t$  و  $\hat{\pi}_{t+1}$  در قاعده سیاست پولی

منبع: یافته‌های پژوهش

با پیش‌بینی درون نمونه و مقایسه مقادیر پیش‌بینی با مقادیر حقیقی، دقت مدل ارزیابی گردید. در این راستا قاعده مخارج و قاعده پولی جهت پیش‌بینی پویا و ایستای درون نمونه مورد بررسی قرار گرفت. نتایج به‌دست‌آمده برای میانگین قدر مطلق خطا، ریشه دوم میانگین مجذور خطا و ضریب نابرابری تایل نشان‌دهنده‌ی دقت مدل است (جدول ۷).

به لحاظ اینکه مقادیر میانگین قدر مطلق خطا و ریشه دوم میانگین مجذور خطا تحت تأثیر واحد اندازه‌گیری متغیر وابسته هستند، معیار درصد ریشه دوم میانگین مجذور خطا که متأثر از واحد اندازه‌گیری متغیر وابسته نیست مبنای بررسی قرار می‌گیرد. کوچک بودن ریشه دوم میانگین مجذور خطا (درصد) نشان‌دهنده پایین بودن درصد خطای پیش‌بینی است.



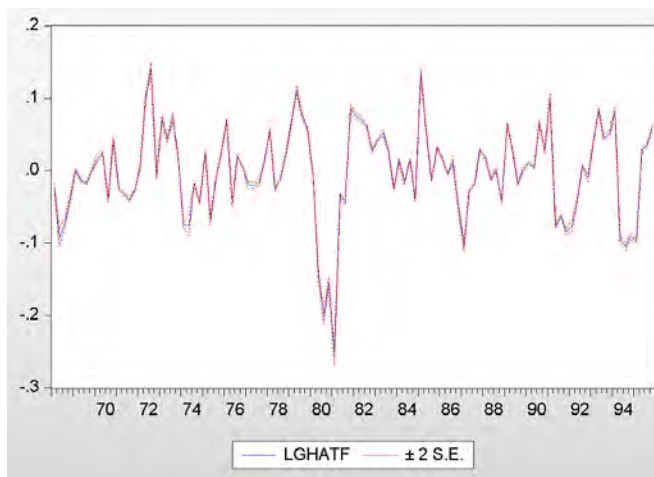
ضریب نابرابری تایل باید مقداری بین صفر و یک داشته باشد. اگر مقدار آن برابر صفر باشد بدین معنی است که خطاهای پیش‌بینی صفر است. نتایج در جدول (۷) بیانگر این است که مقدار این ضریب تقریباً نزدیک به صفر است.

معیار نابرابری تایل به سه جز شامل نسبت تورش (اریب)، نسبت واریانس و نسبت کواریانس تجزیه می‌گردد. جمع این سه نسبت تقریباً برابر یک خواهد شد. نسبت تورش، میانگین پیش‌بینی را با میانگین حقیقی مقایسه می‌کند. هر چه فاصله بین میانگین واقعی و میانگین پیش‌بینی کمتر باشد یعنی این فاصله به صفر نزدیک‌تر باشد در این صورت تورش نزدیک صفر بوده و پیش‌بینی مناسب است. نتایج جدول (۷) نیز تأییدی بر این مورد است. نسبت واریانس نیز، گویای تفاوت بین انحراف معیار یا پراکندگی مقادیر پیش‌بینی با مقادیر واقعی است. با توجه به کوچک بودن مقدار واریانس به جهت نزدیک بودن انحراف معیارها مدل ارائه شده در این تحقیق به‌خوبی نوسانات متغیر وابسته را پیش‌بینی نموده است. از طرف دیگر نسبت کواریانس، همبستگی بین مقادیر واقعی و پیش‌بینی را منعکس می‌کند. اگر مقادیر واقعی و پیش‌بینی، هم‌سو باشند در این صورت ضریب همبستگی آن‌ها ( $r$ ) بزرگ و لذا ( $1-r$ ) کاهش خواهد یافت. بنابراین نسبت کواریانس هر چه به یک نزدیک‌تر باشد نشان‌دهنده یک پیش‌بینی خوب است. مقادیر نسبت کواریانس که در جدول (۷) ارائه شده است نیز تقریباً نزدیک به یک هستند. کلیه اطلاعات ارائه شده در جدول (۷) و نمودار (۴) بیانگر خوب بودن پیش‌بینی درون نمونه‌ای است. بنابراین مدل ارائه شده در این تحقیق نیاز به اصلاح و بازنگری ندارد و مورد تأیید است.

جدول ۷: عملکرد پیش‌بینی

قاعده سیاست پولی		قاعده مخارج		آماره
پویا	ایستا	پویا	ایستا	
۰/۰۴	۰/۰۴	۰/۰۷	۰/۰۶	میانگین قدر مطلق خطا
۰/۰۵	۰/۰۴	۰/۰۹	۰/۰۸	ریشه دوم میانگین مجذور خطا (RMSE)
۳۴/۶	۳۱/۱	۳۵/۹	۱۲/۸	ریشه دوم میانگین مجذور خطا (درصد)
۰/۱۷	۰/۳۱	۰/۲۱	۰/۱۶	ضریب نابرابری تایل
۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	الف) تورش
۰/۱۸	۰/۱۶	۰/۲۶	۰/۱۶	ب) واریانس
۰/۸۱	۰/۸۳	۰/۷۳	۰/۸۴	ج) کواریانس

منبع: یافته‌های پژوهش



نمودار ۴: پیش‌بینی قاعده مخارج دولت - ایستا

منبع: یافته‌های پژوهش

### نتیجه‌گیری

در این تحقیق مدل کینزی‌های جدید شامل تورم، تولید همراه با قواعد پولی و مالی جهت تحلیل مکانیزم انتقال پولی مورد بحث و بررسی قرار گرفت. سپس مدل تعدیل‌شده با استفاده از داده‌های فصلی ایران به روش گشتاورهای تعمیم‌یافته، برای دوره زمانی ۱۳۹۵Q۴-۱۳۶۷Q۱ برآورد شد. نتایج حاصل از برآورد معادله IS در اقتصاد ایران شکاف تولید انتظاری وزن بزرگ‌تری از شکاف تولید با وقفه در تعیین شکاف تولید جاری دارد. همچنین معنادار بودن ضریب نرخ بهره واقعی گویای آن است که در چارچوب الگوی کینزی‌های جدید در اقتصاد ایران نرخ بهره واقعی بر تقاضای کل تأثیر منفی دارد. به بیان دیگر ضریب نرخ بهره واقعی در منحنی IS، منعکس‌کننده اثر سیاست پولی بر فعالیت‌های اقتصادی است؛ به طوری که کاهش یک درصدی نرخ بهره منجر به افزایش فعالیت‌های اقتصادی حدود ۰/۳۹ درصد در بلندمدت خواهد شد. همچنین مقدار محاسبه شده ضریب عادات مصرفی در معادله IS گویای ماندگاری عادات مصرفی در رفتار مصرفی ایرانیان است. در این تحقیق نشان داده شد چنانچه مخارج دولت در دوره گذشته افزایش یابد، تولید و فعالیت‌های اقتصادی در دوره جاری کاهش خواهد یافت.

از طرف دیگر نتایج حاصل از برآورد منحنی فیلیپس هیبریدی، گویای آن است که تورم انتظاری و شکاف دستمزد تأثیر مثبتی بر تورم دوره جاری دارد. همچنین به لحاظ بزرگ‌تر بودن ضریب تورم انتظاری از ضریب تورم با وقفه می‌توان نتیجه گرفت که بنگاه‌ها در تنظیم قیمت خود به قیمت‌های

آتی توجه بیشتری دارند و تورم انتظاری نقش مهمی در شکل‌گیری قیمت‌ها دارد. مضافاً مقدار ضریب تورم انتظاری دلالت بر ایستایی و ماندگاری تورم در اقتصاد ایران دارد.

نتایج حاصل از بررسی برآورد قاعده سیاست پولی بیانگر آن است که ضریب نرخ بهره با یک دوره وقفه، معنادار و مثبت است. این مقدار نشان‌دهنده درجه ایستایی و ماندگاری نرخ بهره است. یعنی در اکثر تصمیمات سیاستی قصد در حفظ نرخ بهره موجود است.

مقدار ضریب تورم در قاعده سیاست پولی (۰/۴۲) متناظر با وزنی است که بانک مرکزی بایستی به انحراف تورم از تورم هدف بدهد و انعکاس‌دهنده آن است که با افزایش تورم، جهت از بین رفتن این مشکل، بایستی نرخ بهره افزایش یابد. پاسخ نرخ بهره به تورم در بلندمدت که در واقع واکنش آینده-نگر بانک مرکزی به تورم است معادل ۱/۲۳ حاصل شد.

در قاعده سیاستی، بانک مرکزی برای فعالیتهای اقتصاد واقعی وزن مثبتی اختصاص می‌دهد که گویای تعهد بانک مرکزی به ثبات تولید است. یعنی بانک مرکزی جهت ثبات تولید در بلندمدت بایستی نرخ بهره را ۱/۴۱ درصد افزایش دهد.

برای اینکه قاعده سیاست پولی منجر به یک تعادل مانا و یکتا گردد، باید ضریب شکاف تولید بزرگ‌تر از یک باشد. بنابراین به لحاظ اینکه ضریب کوتاه‌مدت تورم کوچک‌تر از یک است باید بانک مرکزی جهت رسیدن به هدف (یعنی تعادل مانا)، حساسیت بیشتری نسبت به تغییر شکاف تولید داشته باشد.

براساس نتایج حاصل از برآورد قواعد مالی، درجه ایستایی یا هموارسازی قاعده مخارج دولت از درجه هموارسازی قاعده مالیات بزرگ‌تر است. از طرفی تأثیر مثبت شکاف تولید بر مخارج دولت بیانگر آن است که سیاست مالی دولت موافق ادوات‌تجاری است و واکنش مالیات نسبت به شکاف تولید مثبت و قوی‌تر از مخارج دولت است.

همچنین براساس محاسبه ضریب بازخورد مالی (کسری بودجه) در قاعده مخارج دولت، انتظار می‌رود با افزایش بدهی، مخارج دولت بعد از یک سال واکنش نشان داده و کاهش یابد. اما مقدار تأثیر این متغیر بسیار کوچک است و بیانگر این است که دولت در تنظیم مخارج خود توجهی به بدهی‌ها و یا کسری بودجه در سال گذشته ندارد. از طرفی ناچیز بودن مقدار ضریب بازخورد مالی در قاعده مالیات دلالت بر این دارد که تأمین مالی کسری بودجه دولت عمدتاً از طریق سیستم مالیاتی انجام نمی‌شود بلکه از طرق دیگر (مثلاً سیستم بانکی) انجام می‌گردد.

از آنجایی که سیاست پولی و مالی نقش مهمی در ثبات اقتصادی بازی می‌کنند؛ بنابراین توصیه می‌گردد با اجرای یک سیاست مالی درست و دقیق، فضا برای یک سیاست پولی فعال با استفاده از الگوی کینزی‌های جدید فراهم گردد.

## منابع

- ابوالحسنی، اصغر؛ ابراهیمی، ایلناز؛ پورکاظمی، محمدحسین و بهرامی‌نیا، ابراهیم. (۱۳۹۵). «اثر تکانه‌های پولی و تکانه‌های نفتی بر تولید و تورم بخش مسکن در اقتصاد ایران: رویکرد تعادل عمومی پویای تصادفی نیوکینزی»، *فصلنامه پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، ۷(۲۵)، ۱۱۳-۱۳۲.
- افشاری، زهرا و بیات، مرضیه. (۱۳۹۳). «مقایسه قدرت پیش‌بینی منحنی فیلیپس کینزی‌های جدید هایبریدی و مدل ARIMA از تورم»، *فصلنامه علوم اقتصادی*، ۸(۲۶)، ۱-۱۱.
- امیری، حسین؛ رحمانی، تیمور و رافعی، میثم. (۱۳۹۱). «استخراج منحنی فیلیپس کینزی‌های جدید و تحلیل مدل‌های قیمت‌گذاری»، *فصلنامه مدل‌سازی اقتصادی*، ۳(۳)، ۱-۲۰.
- ایزدخواستی، حجت. (۱۳۹۷). «تحلیل تأثیر سیاست‌های پولی در الگوی تعادل عمومی پویا بر تورم و رفاه: رویکرد پول در تابع مطلوبیت»، *فصلنامه تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی*، ۸(۳۱)، ۷۲-۱۰۱.
- بیات، ندا؛ بهرامی، جاوید و محمدی، تیمور. (۱۳۹۶). «هدف‌گذاری تورم و تولید در دو قاعده نرخ رشد حجم پول و قاعده تیلور برای اقتصاد ایران»، *فصلنامه نظریه‌های کاربردی اقتصاد*، ۴(۱)، ۲۹-۵۸.
- توکلیان، حسین. (۱۳۹۱). «بررسی منحنی فیلیپس کینزی‌های جدید در قالب مدل تعادل عمومی پویای تصادفی برای ایران»، *تحقیقات اقتصادی*، ۳(۳)، ۱-۲۲.
- تشکینی، ا. (۱۳۸۵). *اقتصادسنجی کاربردی به کمک ماکروفیت*، موسسه فرهنگی هنری دیباگران تهران، ۳۰۴.
- جعفری صمیمی، احمد؛ طهرانچیان، امیرمنصور؛ بالونزاد نوری، روزبه و ابراهیمی، ایلناز. (۱۳۹۴). «استخراج منحنی فیلیپس با استفاده از الگوی باز تعادل عمومی پویای تصادفی»، *پژوهش‌های اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)*، ۴(۴)، ۱۹۳-۲۱۶.
- جعفری صمیمی، احمد؛ محمدی خیاره، محسن. (۱۳۹۳). «تحلیلی بر پنج دهه تحولات اقتصاد پولی»، *پژوهش‌های پولی و بانکی*، ۱۹(۷)، ۱-۲۵.
- جعفری لیلاب، پری؛ حقیقت، جعفر؛ اصغرپور، حسین و سلمانی، بهزاد. (۱۳۹۷). «بررسی تعاملات سیاست‌های پولی و مالی در اقتصاد ایران، در چارچوب مدل تعادل عمومی تصادفی»، *نشریه سیاست‌گذاری اقتصادی*، ۱۰(۱۹)، ۱۶۷-۲۰۷.
- جوان، مورشین؛ افشاری، زهرا و توکلیان، حسین. (۱۳۹۷). «سیاست پولی بهینه و بازار کار: یک الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی»، *مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*، ۷(۲۵)، ۱-۲۸.
- خلیلی عراقی، منصور و گودرزی فراهانی، یزدان. (۱۳۹۵). «پایداری تورم در ایران با رویکرد ناهمگنی کارگزاران اقتصادی در مدل تعادل عمومی پویای تصادفی»، *فصلنامه مدل‌سازی اقتصادی*، ۱۰(۴)، ۱-۲۳.
- درخشان، مسعود. (۱۳۷۴). *اقتصادسنجی*، سازمان مطالعه و تدوین کتب علوم انسانی دانشگاه‌ها (سمت)، ۵۴۲.
- رافعی، میثم؛ بهرامی، جاوید و دانش جعفری، داوود. (۱۳۹۳). «ارزیابی سیاست مالی برای اقتصاد ایران در یک مدل تعادل عمومی پویا تصادفی مبتنی بر ادوار تجاری حقیقی»، *پژوهشنامه اقتصادی*، ۴(۶۵)، ۳۳-۵۴.
- زارعی، زاله. (۱۳۹۴). «رفتار چرخه‌ای سیاست مالی و عوامل مؤثر بر آن با تأکید بر نقش قواعد مالی»، *فصلنامه پژوهش‌های پولی-بانکی*، ۸(۲۶)، ۵۴۳-۵۶۹.

- سهیلی، کیومرث؛ فتاحی، شهرام و سرخوندی، مهناز. (۱۳۹۶). «بررسی توابع واکنش بانک مرکزی با استفاده از قاعده تیلور»، پژوهش‌های اقتصاد پولی و مالی (دانش و توسعه سابق)، ۲۴(۱۴)، ۱۸۰-۱۵۵.
- عرفانی، عرفان؛ شمسیان، اسماعیل. (۱۳۹۵). «کاربرد قاعده تیلور در اقتصاد ایران و تأثیرپذیری سیاست‌ها از بازار مسکن، املاک و مستغلات»، فصلنامه دانش سرمایه‌گذاری، ۵(۱۸)، ۲۱۰-۱۹۶.
- غلامی، احمد و عباسی‌نژاد، حسین. (۱۳۹۷). «اهمیت اجرای مالیات بر ارزش افزوده بر بخش بانکی ایران در تبیین نوسانات اقتصادی، رهیافت تعادل عمومی پویای تصادفی نوکینزی»، مطالعات اقتصادی کاربردی ایران، ۷(۲۵)، ۸۵-۱۱۰.
- قاسمی، محمد و مهاجری، پریسا. (۱۳۹۴). «بررسی رفتار چرخه‌ای سیاست مالی در ایران»، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی، ۵۶(۱۵)، ۱۰۴-۷۵.
- کارزونی، علیرضا؛ اصغرپور، حسین و نفیسی مقدم، مریم. (۱۳۹۶). «بررسی عوامل مؤثر بر تورم در ایران: کاربرد منحنی فیلیس‌هایبیریدی کینزی‌های جدید (رویکرد رگرسیون کوانتایل)»، پژوهش‌های اقتصاد پولی و مالی (دانش و توسعه سابق)، ۲۴(۱۴)، ۱۳۵-۱۱۶.
- منظور، داوود و تقی‌پور، انوشیروان. (۱۳۹۵). «تحلیل آثار شوک‌های پولی و مخارج مالی دولت در ایران با استفاده از مدل تعادل عمومی پویای تصادفی»، تحقیقات اقتصادی، ۵۱(۴)، ۱۰۰۱-۹۹۷.
- یزدانی، مهدی و مومنی، مجید. (۱۳۹۶). «هدف‌گذاری تورم با توجه به قاعده تیلور و مک کالوم متغیر با زمان در ایران»، پژوهش‌های اقتصاد پولی و مالی (دانش و توسعه سابق)، ۲۴(۱۳)، ۲۲۸-۲۰۰.
- Anand, R., Dind, D., Tulin, V. (2014). *Food inflation in India: The role for monetary policy. (IMF Working Paper, wp/14/178)*. International Monetary Fund, Washington, DC.
- Baltagi, B. H. (2005). *Econometric Analysis of Panel Data*. 3rd Edition England JW & Sons.
- Benchimol, J. (2008). "Memento on EViews output". Retrieved November, 19, 2010.
- Bernanke, B. S., Laubach, T., Mishkin, F. S., & Posen, A. S. (2018). *Inflation targeting: lessons from the international experience*. Princeton University Press.
- Bullard, J., Mitra, K. (2002). "Learning about monetary policy rules". *Journal of monetary economics*, 49(6), 1105-1129.
- Cermeño, R., Villagómez, F. A., & Polo, J. O. (2012). "Monetary policy rules in a small open economy: An application to Mexico". *Journal of Applied Economics*, 15(2), 259-286.
- Clarida, R., Gali, J., Gertler, M. (1998). "Monetary policy rules in practice: Some international evidence". *European Economic Review*, 42(6), 1033-1067.
- Clarida, R., Gali, J., Gertler, M. (1999). "The science of monetary policy: A New Keynesian perspective". *Journal of Economic Literature*, 37(4), 1661-1707.
- Clarida, R., Gali, J., Gertler, M. (2000). "Monetary policy rules and macroeconomic stability: evidence and some theory". *The Quarterly journal of economics*, 115(1), 147-180.
- Coutinho, L., Georgiou, D., Heracleous, M., Michaelides, A., & Tsani, S. (2014). *Limiting fiscal procyclicality: Evidence from resource-rich countries*. Available at SSRN 2321111.

- Fuhrer, J., Moore, G. (1995). "Inflation persistence". *The Quarterly Journal of Economics*, 110(1), 127-159.
- Fuhrer, J. C. (1997). "The (un) importance of forward-looking behavior in price specifications". *Journal of Money, Credit, and Banking*, 338-350.
- Fuhrer, J. C. (2000). "Habit formation in consumption and its implications for monetary-policy models". *American Economic Review*, 90(3), 367-390.
- Fuhrer, J. C., Rudebusch, G. D. (2004). "Estimating the Euler equation for output". *Journal of Monetary Economics*, 51(6), 1133-1153.
- Gali, J., Gertler, M., (1999). "Inflation dynamics: A structural econometric analysis". *Journal of Monetary Economics*, 44(2), 195-222.
- Gali, J. (2002). *New perspectives on monetary policy, inflation, and the business cycle*. (NBER Working Paper 8767). National Bureau of Economic Research, Cambridge, MA.
- Gali, J. (2008a). *The New Keynesian approach to monetary policy analysis: Lessons and new directions*. Paper presented at the Centre for Financial Studies Symposium on 'The science and practice of monetary policy today', Frankfurt, October 4.
- Gali, J. (2008b). *Monetary policy, inflation and the business cycle: An introduction to the New Keynesian framework and its monetary policy applications*. Princeton University Press.
- Gali, J. (2018). "The State of New Keynesian Economics: A Partial Assessment". *The Journal of Economic Perspectives*, 32(3), 87-112.
- Gali, J. (2020). *Monetary policy and bubbles in a new keynesian model with overlapping generations* (No. w26796). National Bureau of Economic Research.
- Gali, J., Gertler, M. (1999). "Inflation dynamics: A structural econometric analysis". *Journal of Monetary Economics*, 44(2), 195-222.
- Gali, J., Gertler, M. (2007). "Macroeconomic modeling for monetary policy evaluation". *Journal of Economic Perspectives*, 21(4), 25-45.
- Gali, J., Perotti, R. (2003). "Fiscal policy and monetary integration in Europe". *Economic policy*, 18(37), 533-572.
- Giannoni, M. P., & Woodford, M. (2003). *Optimal interest-rate rules: I. General theory*. (No. w9419). National Bureau of Economic Research.
- Goodfriend, M. (2004). "Monetary policy in the new neoclassical synthesis: A primer". *Economic Quarterly Federal Reserve Bank of Richmond*, 90(3), 21-45.
- Goodfriend, M., King, R. G. (1997). "The new neoclassical synthesis and the role of monetary policy". *NBER macroeconomics annual*, 12, 231-283.
- Goodhart, C., Hofmann, B. (2005a). "The IS curve and the transmission of monetary policy: Is there a puzzle? ", *Applied Economics*, 37(1), 29-36.
- Goodhart, C., Hofmann, B. (2005b). "The Phillips curve, the IS curve and monetary transmission: Evidence for the US and the Euro area". *CESifo Economic Studies*, 51(4), 757-775.
- Hylleberg, S., Engle, R. F., Granger, C. W., Yoo, B. S. (1990). "Seasonal integration and cointegration". *Journal of econometrics*, 44(1-2), 215-238.
- Ilzetzki, E., & Végh, C. A. (2008). *Procyclical fiscal policy in developing countries: Truth or fiction?*. (No. w14191). National Bureau of Economic Research.

- Jovanovic, B., & Petreski, M. (2012). "Monetary policy in a small open economy with fixed exchange rate: The case of Macedonia". *Economic Systems*, 36(4), 594-608.
- Leith, C., & Malley, J. (2005). "Estimated general equilibrium models for the evaluation of monetary policy in the US and Europe". *European Economic Review*, 49(8), 2137-2159.
- Lindé, J. (2005). "Estimating New-Keynesian Phillips curves: A full information maximum likelihood approach". *Journal of Monetary Economics*, 52(6), 1135-1149.
- Malley, J. (2002). *Estimated General Equilibrium Models for the Evaluation of Monetary Policy in the US and Europe*. (No. 2001\_16).
- McCallum, B. T., Nelson, E. (1997). *An optimizing IS-LM specification for monetary policy and business cycle analysis*. (No. w5875). National bureau of economic research.
- McCallum, B. T., Nelson, E. (1999 a). *Performance of operational policy rules in an estimated semiclassical structural model*. In Monetary policy rules (pp. 15-56). University of Chicago Press.
- McCallum, B. T., Nelson, E. (1999b). "Nominal income targeting in an open-economy optimizing model". *Journal of Monetary economics*, 43(3), 553-578.
- Mishkin, F. S. (2010). *The economics of money, banking, and financial markets*. Pearson education.
- Muscattelli, A., Tirelli, P., Trecroci, C. (2006). *Fiscal and monetary policy interactions in a new Keynesian model with liquidity constraints*. Available at SSRN 880084.
- Moons, C., Harry Garretsen, B. van A. and Jorge, F. (2007). "Monetary policy in the NewKeynesian Model: An application to the euro area". *Journal of Policy Modeling*, 29, 879-902.
- Patra, M. D., Kapur, M. (2012). "A monetary policy model for India". *Macroeconomics and Finance in Emerging Market Economies*, 5(1), 18-41.
- Paradiso, A., Kumar, S., Rao, B. B. (2013). "A New Keynesian IS curve for Australia: is it forward looking or backward looking?". *Applied Economics*, 45(26), 3691-3700.
- Paez-Farrell, J. (2009). "Monetary policy rules in theory and in practice: evidence from the UK and the US". *Applied Economics*, 41(16), 2037-2046.
- Rudebusch, G., Svensson, L. E. (1999). *Policy rules for inflation targeting*. In *Monetary policy rules*. (pp. 203-262). University of Chicago Press.
- Rotemberg, J., Woodford, M. (1999). *Interest rate rules in an estimated sticky price model*. In J. Taylor (Ed.), *Monetary policy rules* (pp. 57-119). Chicago, IL: University of Chicago Press.
- Salunkhe, B., & Patnaik, A. (2018). "The IS Curve and Monetary Policy Transmission in India: A New Keynesian Perspective". *Margin: The Journal of Applied Economic Research*, 12(1), 41-66.
- Svensson, L., Woodford, M. (2004). *Implementing optimal monetary policy through inflation-forecast targeting*. In *The inflation targeting debate* (pp. 19-92). University of Chicago Press.

- Walsh, C. (2010). *Monetary theory and policy*. Cambridge, MA: MIT Press.
- Woo, J. (2009). "Why do more polarized countries run more procyclical fiscal policy?". *The Review of Economics and Statistics*, 91(4), 850-870.
- Woodford, M. (2003a). "Optimal interest rate smoothing". *Review of Economic Studies*, 70(4), 861-886.
- Woodford, M. (2003b). *Interest and prices: Foundations of a theory of monetary policy*. Princeton, NJ: Princeton University Press.
- Woodford, M. (2011). *Interest and prices: Foundations of a theory of monetary policy*. Princeton university press.





### The IS Curve, the Phillips Curve and Monetary Transmission in Iran Economy

Sharifnezhad, M.<sup>1</sup>, Bakhtiari Koohsorkhi, S.<sup>2\*</sup>, Ghobadi, S.<sup>3</sup>,  
Daei-Karimzadeh, S.<sup>4</sup>

#### Abstract

The purpose of this paper is to examine the mechanism of monetary and fiscal policy transmission based on the framework of the new Keynesian model. The new Keynesian framework is a combination of the features of the dynamic stochastic general equilibrium of the real business cycle model and the Keynesian theory. In the New Keynesian dynamic general equilibrium model, the consumers face liquidity restriction and the firms face sticky prices. In this model, money has no obvious role. Of course, that doesn't mean money doesn't matter. Money is still the center of attention but invisible. The present paper studies the monetary policy rule jointly with fiscal rules through the estimation of a three-equation New Keynesian model (aggregate demand (IS), monetary rule, aggregate supply (Phillips curve)). The presented model is estimated by systematic generalized methods of moments using Iran's data from 1989Q1-2017Q4. The obtained results show that the aggregate demand responds to the changes in interest rate and that the coefficient of consumers 'consumption habits is significant. Also, inflation (regardless of its source) seems to be persistent and inertia. On the other hand, this research indicates that the monetary policy has a forward looking behavior; the output gap with a lag has a negative influence on government expenditure. The short term impact of output gap on government expenditure is less than its effect on taxation. That is tax reaction is positive and stronger compared to output gap reaction. Since monetary and fiscal policy can play a pivotal role in stabilizing the economy, it is recommended to implement a true and precise fiscal policy to pave the way for an active monetary policy using the new Keynesian model.

**Keywords:** New Keynesian, Money transfer mechanism, Monetary and Fiscal policy, Generalized Methods of Moments.

**JEL Classification:** E52, E62, E12.

---

1. PhD student in Economics, Khorasgan Branch, Islamic Azad University, Isfahan, Iran

**Email:** m\_sharifnejad2006@yahoo.com

2. Professor, Department of Economics, Khorasgan Branch, Islamic Azad University, Isfahan, Iran

**Email:** bakhtiari\_sadegh@yahoo.com

3. Assistant Professor, Department of Economics, Khorasgan Branch, Islamic Azad University, Isfahan, Iran

**Email:** s\_ghobadi@hotmail.com

4. Associate Professor, Department of Economics, Khorasgan Branch, Islamic Azad University, Isfahan, Iran

**Email:** saeedkarimzade@yahoo.com