

## بررسی تقارن یا عدم تقارن عملکرد سیاست پولی با استفاده از رگرسیون کوانتایل\*

کیومرث سهیلی<sup>۱</sup>

شهرام فتاحی<sup>۲</sup>

مهناز سرخوندی<sup>۳</sup>

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۳/۰۷/۱۵

تاریخ دریافت: ۱۳۹۳/۰۲/۱۴

### چکیده

سیاست پولی به عنوان اهمی در دست بانک مرکزی قرار دارد و در راستای رسیدن ثبات اقتصادی و کنترل قیمت‌ها به کار گرفته می‌شود. براساس قاعده تیلور سیاست‌گذاران پولی با تغییر در نرخ بهره نسبت به انحراف از تولید بالقوه و تورم هدف واکنش نشان می‌دهند، بنابراین بررسی تابع واکنش بانک مرکزی ایران که نشان‌دهنده‌ی میزان قاعده‌مندی بانک مرکزی در پاسخ به شکاف تولید و تورم است مفید به نظر می‌رسد. رویکردی که اخیراً توجه بسیاری را به خود جلب کرده این است که میزان حساسیت بانک مرکزی نسبت به دو هدف یعنی شکاف تولید و انحراف تورم در ادوار مختلف تجاری متفاوت است، بنابراین در این مطالعه، مدل‌ها براساس روش رگرسیون کوانتایل برای زمانی که واکنش بانک مرکزی متقارن یا نامتقارن است، با بهره‌گیری از داده‌های دوره‌ی زمانی ۱۳۵۳-۱۳۸۹ برآورد شده‌اند. نتایج حاکی از آن است که در دوره‌های رکود و رونق بانک مرکزی نسبت به شکاف تولید واکنشی از خود نشان نمی‌دهد و نسبت به انحراف از تورم واکنشی خلاف انتظار از خود نشان می‌دهد.

**کلید واژه‌ها:** تقارن یا عدم تقارن، رگرسیون کوانتایل، بانک مرکزی

طبقه‌بندی JEL: E52, C32

**Email:** qsoheily@yahoo.com

۱. دانشیار گروه اقتصاد دانشگاه رازی کرمانشاه<sup>(نویسنده مسئول)</sup>

**Email:** sh\_fatahi@yahoo.com

۲. دانشیار گروه اقتصاد دانشگاه رازی کرمانشاه

**Email:** m.sorkhvandi@yahoo.com

۳. کارشناسی ارشد اقتصاد دانشگاه رازی کرمانشاه

\*این مقاله مستخرج از پایان‌نامه کارشناسی‌ارشد می‌باشد که در دانشگاه رازی کرمانشاه انجام شده است و دکتر کیومرث سهیلی استاد راهنمای آن بوده است.

## ۱. مقدمه

سیاست پولی یکی از مهم‌ترین عناصر مجموعه سیاست‌های کلان اقتصادی است که دولت برای دستیابی به اهداف اقتصادی خود، از جمله: تسریع رشد اقتصادی، ایجاد اشتغال کامل، تثبیت سطح عمومی قیمت‌ها و ایجاد تعادل در تراز پرداخت‌ها به اجرا می‌گذارد. بانک مرکزی به‌عنوان مجری سیاست‌های پولی، با استفاده از ابزارهایی که در اختیار دارد به کنترل حجم نقدینگی می‌پردازد. در واقع، حجم نقدینگی متغیر واسطه‌ای است، که به‌منظور دستیابی به هدف غایی، از جمله رشد اقتصادی و تثبیت قیمت‌ها - از طریق سیاست‌گذاری پولی کنترل می‌شود (کلهزادی و گچلو، ۱۳۸۱: ۱۱۷-۱۱۸). بنابراین سیاست‌گذار پولی برای دستیابی به اهداف خود باید بتواند به شکاف تولید و انحراف تورم از مقدار مورد هدف پاسخ مناسبی بدهد. بر همین مبنا باید از یک قاعده سیاستی که اهداف بانک مرکزی را پوشش می‌دهد، استفاده کند. برای بررسی و آزمون عملکرد سیاست‌گذار پولی می‌توان از قاعده تیلور (۱۹۹۳) که معروف‌ترین تابع عکس‌العمل است استفاده کرد. بنابراین، در این مطالعه پیروی بانک مرکزی در ادوار مختلف تجاری از یک قاعده سیاستی مانند قاعده تیلور یا رفتار آن بر مبنای صلاحدید مورد بررسی قرار می‌گیرد. قاعده تیلور قاعده‌ای است که سیاست‌گذار پولی از طریق تغییر در نرخ بهره به‌عنوان یک ابزار سیاستی، نسبت به انحراف از تورم و شکاف تولید از خود واکنش نشان می‌دهد، ولی در ایران نرخ بهره از کارکردهای لازم برخوردار نیست. این در حالی است که مطالعات خارجی موجود در زمینه قواعد بهینه، عمدتاً نرخ بهره را به‌عنوان اصلی‌ترین مجرای اثرگذاری سیاست پولی بر اقتصاد می‌دانند. بنابراین قاعده بهینه خود را برای تنظیم نرخ بهره شکل می‌دهند. البته در بانک‌های مرکزی این کشورها نیز عمدتاً از تنظیم نرخ بهره جهت سیاست‌گذاری پولی استفاده می‌شود و از این جهت تحقیقات انجام شده در بخش‌های آکادمیک این کشورها با آنچه توسط مسئولین اجرایی بانک‌ها مرکزی انجام می‌شود، همسویی و مطابقت دارد.

مطالعات دانشگاهی و آکادمیک انجام شده در ایران، معمولاً از تعاریف مختلف حجم پول و یا نرخ رشد آن‌ها به‌عنوان متغیر کنترل و هدف میانی سیاست پولی استفاده کرده‌اند. به‌عنوان مثال می‌توان به مطالعات درگاهی و آتشک (۱۳۸۱)، ختایی و سیفی‌پور (۱۳۸۵) و اداره بررسی‌ها و سیاست‌های اقتصادی بانک مرکزی ایران (۱۳۸۵) اشاره کرد. همچنین بانک مرکزی ایران نیز متغیرهای پولی در سطح کلان را به‌عنوان هدف میانی سیاست پولی اعلام می‌کند. بنابراین به نظر می‌رسد که در ایران یک اتفاق نظر بین مطالعات دانشگاهی و مسئولین اجرایی بانک مرکزی وجود داشته و متغیرهای پولی در سطح کلان را به‌عنوان هدف میانی سیاست پولی پذیرفته‌اند (خورسندی و همکاران، ۱۳۹۰: ۴۵) بر این اساس در این

مطالعه به جای متغیر نرخ بهره از نرخ رشد پایه پولی استفاده شده است. در این تحقیق فرضیه‌ی برآزش دقیق‌تر مدل رگرسیون کوانتایل نسبت به مدل رگرسیون معمولی و همچنین فرضیه رفتار منطبق بر قاعده یا رفتار صلاحیدیدی بانک مرکزی ایران مورد آزمون قرار می‌گیرند. دوره‌ی زمانی مورد مطالعه سال‌های ۱۳۵۳-۱۳۸۹ است، که با استفاده از رگرسیون کوانتایل تابع واکنش بانک مرکزی ایران برای حالت عدم تقارن واکنش بانک مرکزی را با استفاده از نرم‌افزار Excel، Eviews6 بررسی می‌کند. در قسمت دوم مقاله به ادبیات نظری و پیشینه تحقیق پرداخته می‌شود و سپس تجزیه تحلیل مدل ارائه‌گرفته است و در نهایت به نتیجه‌گیری پرداخته خواهد شد.

## ۲. ادبیات نظری و پیشینه تحقیق

### ۲-۱. مبانی نظری

#### ۲-۱-۱. قواعد پولی در برابر سیاست‌گذاری صلاحیدیدی

قاعده<sup>۱</sup> سیاستی بانک مرکزی یک فرایند تدوین تصمیمات سیاستی است که از اطلاعات به‌طور سازگار و قابل پیش‌بینی استفاده می‌کند و نحوه پاسخ ابزارهای قابل کنترل سیاست پولی به تغییر در متغیرهای هدف‌گذاری شده را تعیین می‌کند.

بحث سیاست‌گذاری پولی قاعده‌مند در مقابل سیاست‌های پولی صلاحیدیدی از مهم‌ترین مباحث سیاست‌گذاری پولی به حساب می‌آید. سؤال اصلی در این بحث آن است که آیا سیاست پولی باید توسط قواعد شناخته شده و از قبل معین هدایت شود و یا به صلاحدید سیاست‌گذاران سپرده شود. برای سال‌های متمادی قاعده فریدمن<sup>۲</sup> (۱۹۵۹) اصلی‌ترین قاعده پولی شناخته شده بود. این قاعده بر پایه مقاله هنری سیمونز (۱۹۳۹) بنا شده و بر عدم اطمینان موجود در اثربخشی سیاست پولی تکیه دارد. به‌طور خلاصه فریدمن بیان می‌کند که در شرایطی که عدم اطمینان نسبت به طول دوره اثرگذاری سیاست پولی وجود دارد، مدیریت عرضه پول به‌صورت صلاحیدیدی می‌تواند باعث افزایش نوسانات اقتصادی شود. بنابراین فریدمن قاعده رشد ثابت پولی را مطرح می‌نماید بحث قواعد به‌طور اساسی توسط مقاله کیدلند و پرسکات<sup>۳</sup> (۱۹۷۷) وارد فضای جدیدی شد. آن‌ها با مطرح کردن مسئله ناسازگاری زمانی نشان دادند که تعهد بانک مرکزی به یک قاعده از قبل معین، می‌تواند اثرات مفیدی داشته باشد که سیاست‌های صلاحیدیدی از این

1. Rule

2. Friedman

3. Kydland and Prescott

فواید برخوردار نیستند. کیدلند و پرسکات بیان می‌کنند که اگر متغیرهای اقتصادی به انتظارات افراد نسبت به سیاست‌های آتی ارتباط داشته باشد، آن‌گاه تعهد داشتن به یک قاعده می‌تواند زیان بانک مرکزی را نسبت به سیاست‌های صلاح‌دیدگی کاهش دهد. در واقع متعهد بودن بانک مرکزی به اجرای قاعده می‌تواند باعث تغییر انتظارات به صورتی شود که سطح رفاه اجتماعی افزایش یابد. نقطه ضعفی که در مباحث کیدلند و پرسکات وجود دارد آن است که آنها مسأله کنترل را نادیده گرفته‌اند. آن‌ها فرض کردند که سیاست‌گذار دارای یک روش عملیاتی دقیق است که می‌تواند تورم را در سطحی که می‌خواهد کنترل نماید. اگر اختلالات کنترل را نیز وارد مدل نماییم، آن‌گاه الزاماً تعهد به قواعد بر سیاست‌های صلاح‌دیدگی ارجحیت ندارد.

کانزونری<sup>۱</sup> جهت تحلیل مسأله کنترل، تغییراتی در مدل کیدلند و پرسکات داده و یک جزء اختلال تصادفی در معادله تقاضا برای پول قرار می‌دهد به طوری که سرعت گردش پول از یک پروسه گام تصادفی تبعیت نماید. در بازی که او تعریف می‌کند تعیین‌کنندگان دستمزد در زمان تصمیم‌گیری نمی‌توانند این اختلال را مشاهده نمایند، اما سیاست‌گذار می‌تواند در هنگام اتخاذ سیاست پولی، پیش‌بینی‌هایی از تقاضا برای پول داشته باشد. حال اگر بانک مرکزی اجازه انعطاف داشته باشد می‌تواند خود را با پیش‌بینی‌های انجام شده نسبت به تغییرات سرعت گردش همساز نماید و این می‌تواند به نفع جامعه تمام شود. بنابراین در چنین شرایطی وجود درجه‌ای از صلاح‌دیدگی در کنار قواعد می‌تواند مفید باشد. البته از دیدگاه کانزونری این تنها در زمانی قابل دفاع است که مسئولین پولی از اطلاعات کافی نسبت به موقعیت اقتصاد برخوردار باشند. سؤال انتقادی که کانزونری مطرح می‌کند آن است که اگر مسئولین پولی در هنگام سیاست‌گذاری از این اطلاعات برخوردار باشند، آن‌گاه چه حدی از صلاح‌دیدگی می‌تواند بهینه باشد. آتی، آتکسون و کیهو<sup>۲</sup> با استفاده از یک مدل ساده سیاست‌گذاری پولی نظیر مدل کیدلند و پرسکات (۱۹۷۷) به این سؤال پاسخ داده‌اند. در این مدل از یک تابع رفاه اجتماعی شامل نوسانات تورم و بیکاری استفاده شده و اطلاعات مسئولین پولی از شرایط اقتصاد معادل اطلاعات بخش خصوصی فرض می‌شود. استفاده از قواعد طراحی شده به‌عنوان راه حلی در برابر مسأله ناسازگاری زمانی، می‌تواند از افزایش تورم در بلندمدت جلوگیری کند اما عکس‌العمل مسئولین پولی را در مقابل شوک‌های وارد شده به اقتصاد و اطلاعات جدید کاهش می‌دهد. از این‌رو یک رابطه جانشینی بین استفاده از قواعد از قبل معین، در برابر استفاده از سیاست‌های

1. Canzoneri

2. Athey, Atkeson and Kehoe

صلاحیددی از دیدگاه رفاه اجتماعی ایجاد می‌شود که باید حد بهینه سیاست‌گذاری صلاحیددی مشخص گردد. نتایج حاصل از این مطالعه نشان می‌دهد که در اقتصادهایی که مسأله ناسازگاری زمانی بسیار شدید است، بهترین درجه صلاحیدد صفر بوده و در اقتصادهایی که مسأله ناسازگاری زمانی کم است این مقدار صفر نیست اما محدود است. امروزه قواعد پولی مکرراً به‌وسیله محققان و تحلیل‌گران اقتصادی در دانشگاه‌ها و بانک‌های مرکزی مورد استفاده قرار می‌گیرند. اساساً هیچ کس نمی‌تواند منکر شود که قواعد سیاستی به‌طور بالقوه دارای اثرات تثبیت‌کننده در اقتصاد هستند. اما وقتی بحث عدم اطمینان را مطرح می‌کنیم باید بدانیم که بعضی از تغییرات و ارتباطات حالت سیستماتیک داشته و از قبل قابل پیش‌بینی هستند. بنابراین می‌توانند در قاعده‌گذاری مورد توجه قرار گیرند. اما بعضی احتمالات قابل پیش‌بینی نیستند. در شرایطی که چنین احتمالاتی وجود دارند و باعث نوسانات بالقوه در اقتصاد می‌شوند، نمی‌توانیم سیاست‌های صلاحیددی را نادیده بگیریم. این نشان می‌دهد که ایده قواعد همراه با صلاحیدد، یک ایده قابل تأمل است.

تیلور (۲۰۰۰) بیان می‌کند، بزرگ‌ترین انتقادی که بر قواعد سیاست پولی وارد می‌کنند آن است که سیاست‌گذاران پولی نمی‌توانند و یا نمی‌خواهند خود را به وسیله قواعد مکانیکی محدود نمایند. از نظر تیلور این ایراد بی‌مورد است چرا که در هیچ یک از مطالعات انجام شده، اشاره نشده است که قواعد سیاستی باید به‌طور مکانیکی و غیرهوشمند به اجرا درآیند. تیلور در مقاله خود مشخصاً اظهار می‌دارد که به هر حال، بیان قواعد سیاست پولی به‌صورت معادله ریاضی به ظاهر مکانیکی، دلیلی برای دنباله روی مکانیکی آن توسط بانک مرکزی نیست. در مقابل اغلب طرح‌های انجام شده در مورد قواعد سیاست پولی پیشنهاد می‌کنند که قواعد سیاست پولی به‌عنوان هدایت‌گر و یا یک چارچوب سیاستی جامع به کار برده شوند. قاعده‌ی تیلور معروف‌ترین تصریح تابع عکس‌العمل در ادبیات است. براساس این قاعده، مقام پولی نسبت به انحراف تولید و تورم از مقادیر هدف خود و از طریق تغییر در نرخ بهره‌ی اسمی، به‌عنوان نوعی ابزار سیاستی، عکس‌العمل نشان می‌دهد (تیلور، ۱۹۹۳: ۱۹۵-۲۱۴).

## ۲-۱-۲. قاعده بهینه برای سیاست‌گذاری پولی

در ادبیات جدید سیاست پولی تقریباً هیچ قاعده پولی روشنی برای اجرای کلی سیاست‌های پولی وجود ندارد. برای تعیین قاعده سیاست پولی بهینه، بانک مرکزی بایستی یک مدل بهینه‌سازی را با توجه به قیود مشخص طراحی نماید. در این مدل بهینه‌سازی متغیرهایی از قبیل انحراف نرخ تورم و سطح محصول از مقادیر مورد هدف استفاده می‌شود (درگاهی و شربت‌اوغلی، ۱۳۸۷: ۱۰).

### ۳-۱-۲. عدم تقارن در واکنش بانک مرکزی

یک تابع عکس‌العمل ممکن است از عدم تقارن در ترجیحات بانک مرکزی نتیجه شود و این خود به خاطر وزنی خواهد بود که به انحراف تورم از تورم هدف و انحراف تولید ناخالص داخلی واقعی از تولید بالقوه داده می‌شود. برای بررسی رفتار نامتقارن سیاست‌گذار پولی می‌توانیم بگوییم در دوره رکود اقتصادی، به علت خالی بودن ظرفیت‌های اقتصادی و کمبود تقاضا، کمبود سطح اعتبارات، عدم اطمینان جهت سرمایه‌گذاری، بالا بودن ریسک تولیدات و غیره، انگیزه کافی برای افزایش سطح تولیدات برای تولیدکنندگان وجود ندارد و در این شرایط می‌توان با اعمال یک سیاست پولی انبساطی یا انقباضی به ترتیب تولید را افزایش یا کاهش داد. در واقع سیاست‌های طرف تقاضا به خوبی قادرند بخش واقعی اقتصاد را تحت تأثیر قرار دهند. چون در این حالت در سطح اعتبارات محدودیت حاکم می‌گردد، به احتمال زیاد اگر در این شرایط سیاست پولی انقباضی اعمال گردد به نوعی سطح اعتبارات بانک محدودتر شده و وام‌دهی بانک‌ها کاهش می‌یابد که این امر خود به تداوم رکود اقتصادی کمک می‌کند. از طرفی احتمالاً، اگر در همین شرایط سیاست انبساطی اعمال شود به افزایش توان وام‌دهی بانک‌ها کمک کرده و منجر به بهبود شرایط و افزایش سطح تولیدات می‌گردد. در دوران رونق اقتصادی به علت بالا بودن نسبی تولید و امکانات موجود در اقتصاد، تزریق پول به جامعه باعث افزایش قیمت‌ها می‌شود و از آنجایی که کالاهای بادوام به‌عنوان رقیب پول عمل می‌کنند، زمانی که سطح قیمت‌ها افزایش می‌یابد، ارزش و یا قدرت خرید کالاهای بادوام افزایش و قدرت خرید پول کاهش می‌یابد. بنابراین در این شرایط هزینه فرصت نگهداری پول بالا رفته و جریان نقدینگی از مسیر تولیدات خارج و به سمت بازارهایی از جمله مسکن حرکت می‌کند (شریفی‌رنانی، قبادی، امراللهی و هنرور، ۱۳۸۹: ۱۰۳-۱۰۴) و این خود باعث افزایش و تداوم تورم می‌شود در این شرایط اعمال سیاست پولی انبساطی دارای اثرات منفی خواهد بود چون باعث کاهش سطح تولیدات داخلی می‌شود. بنابراین در دوران رکود قدر مطلق ضریب شکاف تولید از مقدار آن در دوران رونق در تابع واکنش مذکور بزرگ‌تر است و قدر مطلق ضریب انحراف تورم در دوران رونق از مقدار آن در دوران رکود بزرگ‌تر است.

### ۲-۲. پیشینه تحقیق

کاراس<sup>۱</sup> (۱۹۹۶) با استفاده از داده‌های ۳۸ کشور اروپایی تأثیر شوک‌های پولی بر روی تولید و تورم را مورد بررسی قرار داده و نشان می‌دهد که تأثیر شوک‌های منفی پولی بر تولید بیشتر و قوی‌تر از شوک‌های مثبت است و این در حالی است که تأثیر شوک‌های پولی بر روی تورم متقارن است. همچنین وی نتایج

1. Karras

خود را با تئوری منحنی عرضه کل محدب و میزان تأثیرپذیری تقاضای کل از این شوک‌ها مورد بررسی قرار داده است. مارسیا<sup>۱</sup> (۲۰۰۲) قواعد سیاست پولی بهینه را برای ایالات متحده آمریکا با توجه به غیرخطی بودن این قواعد و وجود عدم اطمینان را استخراج کرد و در نهایت یک قاعده غیرخطی و نامتقارن سیاست پولی را ارائه دادند. بال<sup>۲</sup> (۲۰۰۳) میزان توانایی و قابلیت سیاست پولی پیش‌بینی شده بر روی مقادیر واقعی و انتظاری متغیرهای تولید و تورم را از طریق تغییر در ذخایر واقعی بانک مرکزی آمریکا در طول دوره ۱۹۶۸-۱۹۹۵ مطالعه کرد. نتایج نشان می‌دهد که شوک‌های سیاستی بر روی تولید واقعی بیش از تولید انتظاری تأثیر گذارند.

کنتنر و پوسن<sup>۳</sup> (۲۰۰۴) به بررسی رابطه‌ی میان قاعده‌ی تیلور و سیاست‌های پولی در ژاپن پرداختند. آنها دو مورد از اختلالات را، در دهه‌های اخیر مورد آزمون قرار داده‌اند. نخست موضوع همبستگی شدید و غیرمعمول سیاست‌های پولی با تولید بالقوه در زمان رکود است، که باعث می‌شود تابع عکس‌العمل نسبت به معیار تولید بالقوه بسیار حساس باشد. اختلال دوم، غفلت از انتظارات سیاستی است که باعث نرخ‌های بهره اسمی نزدیک به صفر می‌شود. حسنف و تالتر<sup>۴</sup> (۲۰۰۶) به بررسی اثرات نامتقارن سیاست‌های پولی در مورد کشور ترکیه در بازه‌ی زمانی ۱۹۹۰-۲۰۰۴ پرداخته است. نتایج این مطالعه حاکی از آن است که شوک‌های پولی منفی در مقایسه با شوک‌های مثبت تأثیر بزرگتری بر روی تولید و تأثیر کوچک‌تری بر روی قیمت دارند. سیکلوس<sup>۵</sup> (۲۰۰۷)، رفتار سیاست پولی آمریکا را در دهه‌های ۱۹۲۰ و ۱۹۳۰، با توجه خاص به نقش تغییرات بازار سهام در اثرگذاری بر تعیین نرخ بهره با کاربرد مدل VAR آزمون کرده است. یافته‌ها نشان می‌دهد که قبل از رکود بازار سهام ۱۹۲۹، نوعی غفلت بی‌خطر بانک مرکزی وجود داشت و در واقع، بانک مرکزی به عملکرد بازار سهام توجه کرده اما واکنش آن، رکود بازار سهام ۱۹۲۹ را شتاب داده است. پس از آن، بانک مرکزی آمریکا تنها اندکی به‌طور تهاجمی به افزایش قیمت سهام توسط افزایش نرخ بهره واکنش نشان داد. بنابراین، عدم انسجام در فرآیند تصمیم‌گیری باعث تشدید رکود توسط سیاست پولی شد. حیات و میشراف<sup>۶</sup> (۲۰۰۹) به بررسی سیاست پولی بانک مرکزی و قاعده‌ی تیلور غیرخطی پرداخته‌اند. در این راستا آنها قاعده‌ی تیلور غیرخطی را، به‌منظور یافتن نحوه واکنش نرخ وجوه بانک مرکزی آمریکا به

1. Murcia
2. Ball
3. Kuttner and Posen
4. Hasanov and Telatar
5. Siklos
6. Hayat and Mishra

انحراف تولید و انحراف تورم در زمان جنگ تخمین زده‌اند. نتایج این مطالعه نشان داد هنگامی که نرخ تورم بین ۶/۵ تا ۸/۵٪ است سیاست پولی بانک مرکزی، واکنش قابل توجهی به تغییرات نرخ تورم از خود نشان داده است، در حالی که واکنش محسوسی به انحراف تولید ندارد. نارودو و راپتسون<sup>۱</sup> (۲۰۱۱) در مقاله خود تحت عنوان توابع واکنش بهینه سیاست پولی در یک مدل با مناطق هدف و تنظیمات نامتقارن در آفریقای جنوبی نشان دادند که سیاست‌گذاران پولی به تورم در وضعیت نامتقارن هنگامی که تورم از مقدار هدف دور می‌شود به‌طور شدیدی پاسخ می‌دهند، صرف‌نظر از این که این پاسخ می‌تواند تورم را کم‌تر از مقدار اولیه یا بیشتر از آن بکند و نیز نشان دادند که پاسخ بیش از حد به نوسانات نامتقارن تولید برای منفی کردن انحراف تولید از مقدار بالقوه آن باعث توسعه سیکل تجاری رکود می‌شود. والترس<sup>۲</sup> (۲۰۱۱) در تحقیقی تحت عنوان برآورد توابع واکنش سیاست پولی پرداخته است، که نتایج تحقیق حاکی از آن است که توزیع شرطی نرخ بهره تغییرات مهم و سیستماتیک دارد که این تغییرات نمی‌تواند به‌وسیله تغییرات اولویت بانک مرکزی آمریکا توضیح داده شود و نیز واکنش متقارن نرخ بهره به رونق و رکود و سازگاری با اولویت‌های اجتناب از رکود بانک مرکزی آمریکا در طی دوران ولکر گرینسپین است.

بلک و کولوس<sup>۳</sup> (۲۰۱۲) به اصلاح تابع واکنش تیلور در بانک مرکزی اروپا و بانک مرکزی آمریکا پرداختند. نتایج نشان می‌دهد که واکنش بانک مرکزی به شکاف تولید در نوسان است. کوملان<sup>۴</sup> (۲۰۱۳) به بررسی واکنش نامتقارن واکنش سیاست پولی به تورم و شکاف تولید در کانادا پرداخت. نتایج حاکی از آن است که عملکرد سیاست‌گذاران پولی در کانادا نامتقارن است و بهتر است که سیاست‌گذاران از تابع واکنش غیر خطی استفاده کنند. سزناج‌درسک<sup>۵</sup> (۲۰۱۴) به بررسی اثرات نامتقارن قاعده سیاست پولی لهستان پرداخت. نتایج نشان می‌دهد که بانک مرکزی لهستان به‌شدت به تورم بالا پاسخ می‌دهد اما خیلی کم به شکاف تولید پاسخ می‌دهد. بنابراین عدم تقارن در قواعد سیاست پولی، اولویت نامتقارن بانک مرکزی را نشان می‌دهد.

طاهری فرد و کسمایی (۱۳۸۷) در مطالعه‌ای با بررسی اثر بخشی سیاست پولی بر متغیرهای کلان اقتصادی ایران پرداختند. برای این منظور از یک الگوی ساختاری و برآورد شکل تبدیل یافته‌ی آن طی دوره‌ی ۱۳۶۰-۱۳۸۵ ابتدا روابط بین متغیرها و سپس تأثیر برخی سیاست‌های پولی و مالی را مورد بررسی

1. Naraidoo and Raputsoane
2. Wolters
3. Belke and Klose
4. Komlan
5. Sznajderska



قرار دادند. آن‌ها دریافتند که سیاست کاهش نرخ سود تسهیلات، سرمایه‌گذاری بخش خصوصی را افزایش می‌دهد اما تأثیر چندانی بر تولید ندارد. شریفی‌رنانی (۱۳۹۰) به بررسی اثرات سیاست پولی بر تولید و سطح عمومی قیمت‌ها در ایران با استفاده از رویکرد تصحیح خطای برداری ساختاری (SVEC) پرداخته است. نتایج نشان داده است که در کوتاه‌مدت افزایش حجم پول سطح تولید را افزایش می‌دهد و در بلندمدت منجر به افزایش سطح عمومی قیمت‌ها می‌گردد.

دل‌انگیزان و همکاران (۱۳۸۹)، عدم تقارن در تأثیر تکانه‌های پولی بر رشد اقتصادی در ایران از نگاه کینزی‌های جدید را مطالعه نموده‌اند. در این تحقیق پس از مطرح نمودن ادبیات کلان موضوع و استخراج ادوار اقتصادی رکود و رونق با استفاده از فیلتر هودریک - پرسکات، خنثایی پول در اقتصاد ایران مورد آزمون قرار گرفته است. نتایج این تحقیق نشان داده است که پول در اقتصاد ایران خنثی نبوده و اثرات سیاست‌های پولی بر رشد اقتصادی ایران نامتقارن است، به طوری که تکانه‌های منفی رشد اقتصادی را بیش‌تر از تکانه‌های مثبت تحت تأثیر قرار می‌دهند، همچنین تکانه‌های منفی در دوران رونق و تکانه‌های مثبت در دوران رکود اثر معنی‌دارتری بر رشد اقتصادی دارند.

کمبجانی و توکلیان (۱۳۹۰)، در مطالعه خود تحت عنوان تحلیل و آزمون عدم تقارن در رفتار سیاست‌گذاری پولی بانک مرکزی به بررسی چگونگی تغییر حساسیت بانک مرکزی در تعیین نرخ رشد حجم پول در دوران رکود و رونق با استفاده از داده‌های فصلی ۱۳۶۷:۱ تا ۱۳۸۷:۲ و با بهره‌گیری از مدل مارکوف سوئیچینگ پرداخته‌اند. نتایج این پژوهش حاکی از آن است که رفتار بانک مرکزی دقیقاً براساس قاعده نبوده و در دوران رکود حساسیت بانک مرکزی بیشتر متوجه شکاف تولید و در دوران رونق، بیشتر متوجه تورم است.

کمبجانی و همکاران (۱۳۹۳)، در مقاله‌ای به بررسی تورم هدف ضمنی، رفتار نامتقارن و وقفه در تشخیص وضعیت اقتصادی سیاست‌گذاران پولی در اقتصاد ایران، پرداخته‌اند. آن‌ها در مطالعه خود، نوع تبدیل‌یافته از قاعده تیلور که در آن نرخ رشد پایه پولی بر اساس انحراف تولید از تولید بالقوه و تورم از تورم هدف تعیین می‌شود، بررسی و آزمون نموده‌اند. نتایج حاصل از برآورد مدل این پژوهش، حاکی از آن است که به استثنای چند سال ابتدایی دوره تحت بررسی، سیاست‌گذار توانسته تشخیص نسبتاً درستی از وضعیت رکود و رونق اقتصادی (که براساس الگوریتم برای بوشان استخراج شده) داشته باشد، اما این تشخیص با وقفه صورت گرفته است.

### ۳. تجزیه و تحلیل

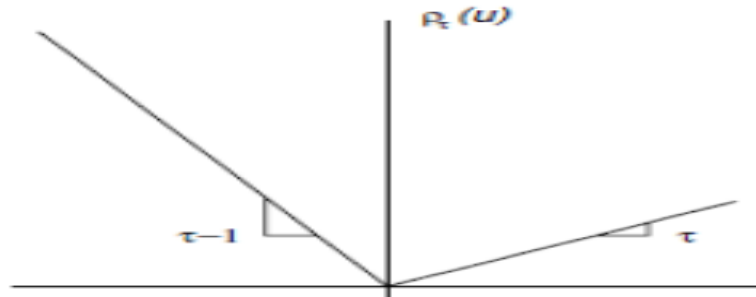
#### ۳-۱. معرفی مدل رگرسیون کوانتایل

برآورد پارامترها در رگرسیون کوانتایل براساس یک تابع زیان متقارن و نامتقارن است و مشابه برآورد پارامترها در رگرسیون کمترین توان دومها محاسبه می‌شود. رگرسیون کوانتایل بدون داشتن محدودیات مفروضات رگرسیون معمولی، امکان دخالت متغیرهای مستقل در تمام قسمت‌های توزیع به‌ویژه در دنباله‌های ابتدایی و انتهای را فراهم می‌کند و این رگرسیون زمانی که توزیع خطا غیر نرمال است و در توزیع‌های با دنباله‌ها بلند و نامتقارن، و همچنین با وجود ناهمگنی رگرسیون با برآورد پارامترها می‌پردازد. این مدل توسط کونکر و باست در سال ۱۹۷۸ معرفی گردید به تدریج به روش جامعی برای تجزیه تحلیل آماری مدل‌های خطی و غیرخطی متغیر پاسخ، در زمینه‌های مختلف تبدیل گردید. انگیزه اصلی به کارگیری رگرسیون چندک این است که با نگاهی دقیق و جامع در ارزیابی متغیر پاسخ، مدلی ارائه شود تا امکان دخالت متغیرهای مستقل، نه تنها در مرکز ثقل داده‌ها، بلکه در تمام قسمت‌های توزیع به‌ویژه در دنباله‌های ابتدایی و انتهای فراهم گردد، بدون اینکه با محدودیت مفروضات رگرسیون معمولی، واریانس ناهمسانی و حضور تأثیرگذار داده‌های دور افتاده در برآورد ضرایب روبه‌رو باشیم. در رگرسیون چندک برخلاف رگرسیون معمولی از حداقل نمودن مجموع قدر مطلق باقیمانده‌های موزون برای برآورد پارامتر الگو استفاده می‌شود که به آن روش حداقل قدر مطلق انحرافات<sup>۱</sup> یا LAD گفته می‌شود (کونکر و باست، ۱۹۷۸: ۳۳-۵۰)

برای تخمین رگرسیون چندکی عبارت زیر را مینیمم می‌کنیم:

$$(Y_i - \xi) \quad \min_{\xi \in R} \sum \rho_{\tau} \quad (1)$$

که تابع  $\rho_{\tau}(0)$  در شکل ۱ نشان داده شده است. برای مشاهده این مسأله، چندک‌های نمونه‌ای را نتیجه می‌دهد به‌عنوان حل آن تنها لازم است تا مشتق جهتی تابع هدف را بر حسب  $\xi$  حساب کنیم.



شکل ۱: نمودار تابع رگرسیون چندکی

پس از تعریف چندک‌های غیرشرطی به‌عنوان یک مسأله بهینه‌سازی، می‌توان چندک‌های شرطی را نیز با روشی مشابه تعریف کنیم. با رگرسیون حداقل مربعات موضوع را روشن می‌کنیم. اگر نمونه تصادفی  $\{Y_1, Y_2, \dots, Y_n\}$  را داشته باشیم رابطه زیر را حل می‌کنیم:

$$\min_{\mu \in R} \sum_{i=1}^n (Y_i - \mu)^2 \quad (2)$$

که میانگین نمونه‌ای یک برآورد از میانگین غیرشرطی جامعه و  $E(Y)$  می‌باشد. اگر تابع پارامتری  $\mu(x, \beta)$  به جای عدد  $\mu$  جایگزین شود و رابطه بالا حل شود آن‌گاه برآوردی از امید شرطی  $E(Y|x_i)$  به‌دست خواهد آمد.

$$\min_{\beta \in RP} \sum (Y_i - \mu(x_i, \beta))^2 \quad (3)$$

در رگرسیون چندکی دقیقاً به همین صورت عمل می‌شود (فتاحی، ۱۳۹۱: ۹۰-۹۱). در این صورت، مدل برای چندک  $\tau \in (0, 1)$  ام متغیر  $Y$  که با  $E_\tau(Y|x_i)$  نشان داده می‌شود عبارت است از:

$$Q_\tau(Y|x_i) = \alpha + \beta x_i + \rho_\tau^{-1} \quad (4)$$

در صورتی توزیع ما توزیع متقارن باشد باید میانگین و میانه توزیع با هم برابر باشند بنابراین در این صورت برای چندک  $0.5$  یا میانه  $\rho_{0.5}^{-1} = 0$  است.

تعریف کلی از رگرسیون کوانتایل بدین صورت است که اگر فرض کنیم مدل رگرسیون خطی مانند زیر داشته باشیم:

$$Y_i = \beta_\tau x_i + \varepsilon_{\tau i} \quad (5)$$

و نیز  $Q_\tau(\varepsilon_{\tau i} | x_i) = 0$  را داشته باشیم آن گاه تابع چندک شرطی  $\tau$  ام توزیع  $Y$  به شرط متغیرهای تصادفی  $X$  به صورت زیر است:

$$Q_\tau(Y|x_i) = \beta_\tau x_i \quad i=1,2,\dots,n \quad (6)$$

که در آن  $\beta_\tau = (\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_k)$  و  $x_i = (1, x_{i1}, \dots, x_{ik})$  به ترتیب برداری از پارامترهای نامعلوم و مقادیر معلوم هستند و  $\varepsilon_{\tau i}$  یک متغیر تصادفی مشاهده نشدنی است. معاله فوق را مدل رگرسیون خطی چندک  $\tau$  ام می گویند. همان طور که گفته شد در رگرسیون کوانتایل از حداقل قدر مطلق انحرافات استفاده می شود، که هدف آن برآورد پارامتر  $\beta_\tau$  در معادله (۹) است که براساس آن یک تابع زیان قدر مطلق باقی مانده ها برای به دست آوردن پارامتر رگرسیونی  $\tau$  امین چندک توزیع به صورت زیر به دست می آید:

$$\hat{\beta}(\tau) = \min_{\beta \in R^p} \left( \sum_{i \in \{i: y_i \geq x_i \beta\}} \tau |y_i - x_i \beta| + \sum_{i \in \{i: y_i < x_i \beta\}} (1 - \tau) |y_i - x_i \beta| \right) \quad (7)$$

که  $\rho_\tau(u)$  تابع مقادیر قدر مطلق شیب است و به صورت زیر تعریف می شود و در آن  $I$  تابع نشانگر است (کونکر و هالوک، ۲۰۰۱: ۱۴۳-۱۵۶).

$$\rho_\tau(u) = u(\tau - I(u < 0)) \quad 0 < \tau < 1 \quad (8)$$

### ۲-۳ معرفی مدل و متغیرهای مورد استفاده

در این تحقیق از داده های آماری سری زمانی ۱۳۵۳-۱۳۸۹ استفاده شده است. کلیه ی آمار و اطلاعات متغیرهای سری زمانی مورد استفاده در تحقیق (پایه پولی، شاخص قیمت ها، تولید ناخالص داخلی واقعی) از اسناد رسمی منتشر شده توسط بانک مرکزی به دست آمده است. برای انجام محاسبات کامپیوتری از نرم افزارهای Excel، Eviews6 استفاده شده است. در این مطالعه به منظور برآورد تابع واکنش سیاست پولی از معادله تیلور تنها با دو متغیر انحراف از تولید و تورم در نظر گرفته شده است که فرم این معادله به شکل زیر است:

$$gM_t = \beta_1 + \beta_2(\pi_t - \pi_t^*) + \beta_3(Y_t - Y_t^*) + \varepsilon_t \quad (9)$$

در رابطه فوق  $gM_t$  نرخ رشد پایه پولی،  $\pi_t - \pi_t^*$  انحراف نرخ تورم دوره  $t$  از نرخ تورم هدف،  $\pi_t^*$ ، و همچنین  $Y_t - Y_t^*$  انحراف تولید واقعی از تولید بالقوه،  $Y_t^*$  است. در این جا  $\beta_2$  نشانگر واکنش متغیر سیاستی نرخ رشد پایه پولی، در پاسخ به انحراف نرخ تورم از نرخ هدف بوده و همچنین  $\beta_3$  نشانگر واکنش متغیر سیاستی نرخ رشد پایه پولی، در پاسخ به انحراف تولید واقعی از سطح تولید بالقوه می‌باشد. عبارت  $\varepsilon_t$  جمله اختلال است. در مورد علامت ضرایب تابع واکنش مورد استفاده در این مقاله  $\beta_2$  و  $\beta_3$  هر دو باید منفی باشند چرا که رابطه (۹) بیانگر تابع واکنش بانک مرکزی نسبت به شکاف تورم و انحراف تولید است و نشان‌دهنده‌ی رابطه‌ی بین تغییرات حجم پول و شکاف تولید و انحراف از تورم نیست و منفی بودن آن‌ها بدین معنی است که با افزایش شکاف تولید که به معنی انحراف به سمت بالا تولید از تولید بالقوه است بانک مرکزی با کاهش حجم پول از خود واکنش نشان می‌دهد و با افزایش انحراف از تورم از تورم هدف بانک مرکزی با کاهش حجم پول از افزایش تورم جلوگیری می‌کند. شکاف تولید ناخالص داخلی از تفاضل تولید ناخالص داخلی و تولید بالقوه محاسبه می‌شود. برای محاسبه این متغیر ابتدا، نیاز به محاسبه تولید بالقوه است، تولید بالقوه از دیدگاه عرضه حداکثر تولیدی است که اقتصاد بدون تورم قادر به تولید آن است. برای محاسبه شکاف تولید باید دو متغیر تولید ناخالص داخلی واقعی و تولید ناخالص داخلی بالقوه محاسبه شود. برای تولید ناخالص داخلی از اطلاعات تولید ناخالص داخلی براساس سال پایه ۱۳۷۶ منتشره از بانک مرکزی استفاده شده است. برای محاسبه تولید ناخالص داخلی بالقوه از روش‌های متفاوتی استفاده می‌شود، اما شاید مناسب‌ترین آن‌ها روش فیلترینگ هودریک پرسکات<sup>۱</sup> باشد. در این مقاله با استفاده از فیلتر هودریک پرسکات با  $\lambda=100$  محاسبه شده و سپس از تفاضل تولید ناخالص داخلی واقعی و مقدار بالقوه آن انحراف تولید به دست می‌آید.

برای متغیر نرخ تورم از شاخص قیمت مصرف‌کننده استفاده شده است. انحراف تورم نیز در دو سناریو در نظر گرفته شده است. در سناریو اول برای محاسبه تورم هدف از میانگین نرخ تورم در طول دوره مورد بررسی استفاده شده است. در این جا با حذف داده‌های پرت این رقم برابر ۱۶٪ در نظر گرفته شده است. در سناریو دوم از داده‌های تورم هدف در برنامه‌های مختلف توسعه به عنوان شاخص تورم هدف منظور

شده است. البته برای سال‌های قبل از سال ۱۳۶۸ بالاترین نرخ تورم تک رقمی یعنی ۹٪ به عنوان تورم هدف لحاظ شده است. انحراف تورم در هر کدام از این سناریوها، از تفاوت بین نرخ تورم تحقق یافته و تورم هدف به دست می‌آید.

همان‌طور که قبلاً گفته شد با توجه به اینکه در ایران سیستم بانکداری بدون ربا مرسوم است، از متغیر نرخ بهره به عنوان ابزار سیاست‌گذاری استفاده نمی‌شود و به جای آن از متغیر نرخ رشد پایه پولی استفاده می‌شود.

### ۳-۳. آزمون ایستایی (ریشه واحد)

استفاده از روش‌های معمول اقتصادسنجی در کارهای تجربی مبتنی بر فرض ایستایی متغیرهای سری زمانی موجود در مدل می‌باشد. اغلب متغیرهای اقتصاد کلان، دارای یک روند تصادفی یا به عبارتی ریشه‌ی واحد هستند که با یک یا چند بار تفاضل‌گیری، روند مذکور حذف می‌شود. وجود چنین روندی، تخمین و استنباط‌های آماری به روش‌های اقتصادسنجی سنتی را غیرمعتبر می‌سازد و رگرسیون کاذب ایجاد می‌شود (نوفرستی، ۱۳۷۸: ۷۵). از این رو قبل از استفاده از متغیرهای سری زمانی لازم است نسبت به ایستایی یا نایستایی آن اطمینان حاصل کرد. برای دستیابی به ایستایی یا نایستایی متغیرهای سری زمانی مورد استفاده در مدل از آزمون‌های دیکی فولر تعمیم یافته (ADF)، فلیپس پرون (PP) و آزمون کیت کاسکی، شین، پرون و اسکمیدت (KPSS) استفاده شده است. قابل ذکر است که با توجه به انتقادات پرون از روش دیکی-فولر در زمانی که شکست ساختاری در سری‌های زمانی وجود دارد، بررسی شکست ساختاری و آزمون ریشه واحد پرون، در صورت مصداق داشتن شکستگی ساختاری، ضروری است. یادآوری می‌نماید که از آنجایی که بر اساس آزمون‌های شکست ساختاری متغیرها، در متغیرها شکست ساختاری وجود ندارد، بنابراین انجام هر سه آزمون معتبر می‌باشد، به همین دلیل برای بیان این که نتایج هر سه آزمون همدیگر را تأیید می‌کنند از هر سه آزمون استفاده شده است.

جدول ۱: نتایج آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم یافته (ADF) در سطح متغیرها

نام متغیر	مقدار محاسبه	مقادیر بحرانی	نتیجه پایایی
-----------	--------------	---------------	--------------

	در سطح %۱۰	در سطح %۵	در سطح %۱	شده	
پایا	۲/۶۱۱۵	۲/۹۴۵۸	۳/۶۲۶۷	۴/۷۱۷۹	نرخ رشد پایه پولی
پایا	۲/۶۱۲۸	۲/۹۴۸۴	۳/۶۳۲۹	۵/۲۷۴۴	شکاف تولید
در سطح %۵ و %۱۰ پایا	۲/۶۱۱۵	۲/۹۴۵۸	۳/۶۲۶۷	۳/۲۷۵۵	انحراف تورم تحت سناریو اول
در سطح %۵ و %۱۰ پایا	۲/۶۱۱۵	۲/۹۴۵۸	۳/۶۲۶۷	۳/۵۶۲۶	انحراف تورم تحت سناریو دوم

منبع: محاسبات پژوهش

جدول ۲: نتایج آزمون ریشه واحد فیلپس پرون در سطح متغیرها

نتیجه پایایی	مقادیر بحرانی			مقدار محاسبه شده	نام متغیر
	در سطح %۱۰	در سطح %۵	در سطح %۱		
پایا	۲/۶۱۱۵	۲/۹۴۵۸	۳/۶۲۶۷	۴/۷۱۸۱	نرخ رشد پایه پولی
در سطح %۵ و %۱۰ پایا	۲/۶۱۱۵	۲/۹۴۵۸	۳/۶۲۶۷	۲/۹۳۴۶	شکاف تولید
در سطح %۵ و %۱۰ پایا	۲/۶۱۱۵	۲/۹۴۵۸	۳/۶۳۲۸	۳/۲۱۵۱	انحراف تورم تحت سناریو اول
در سطح %۵ و %۱۰ پایا	۲/۶۱۱۵	۲/۹۴۵۸	۳/۶۲۶۷	۳/۳۸۵۵	انحراف تورم تحت سناریو دوم

منبع: محاسبات پژوهش

جدول ۳: نتایج آزمون ریشه واحد KPSS در سطح متغیرها

نتیجه پایایی	مقادیر بحرانی			مقدار محاسبه شده	نام متغیر
	در سطح %۱۰	در سطح %۵	در سطح %۱		
پایا	۰/۳۴۷	۰/۴۶۳	۰/۷۳۹	۰/۲۸۱۶	نرخ رشد پایه پولی
پایا	۰/۳۴۷	۰/۴۶۳	۰/۷۳۹	۰/۰۶۷۱	شکاف تولید
پایا	۰/۳۴۷	۰/۴۶۳	۰/۷۳۹	۰/۱۸۷	انحراف تورم تحت سناریو اول
پایا	۰/۳۴۷	۰/۴۶۳	۰/۷۳۹	۰/۱۵	انحراف تورم تحت سناریو دوم

منبع: محاسبات پژوهش

در این مطالعه چون قدر مطلق آماره آزمون از قدر مطلق کمیت بحرانی در دو آزمون ایستایی دیکی فولر تعمیم یافته و فیلیپس پرون بزرگتر و در آزمون کیت کاسکی، شین، پرون و اسکمیدت کوچکتر است، نتیجه گرفته می‌شود که همه متغیرهای مدل در سطح ۰/۰۵ و ۰/۱۰ در سطح پایا هستند.

#### ۳-۴. تصریح و برآورد مدل

برای تصریح مدل مربوط به رگرسیون کوانتایل، قاعده تیلور در دو سناریو مختلف انحراف تورم بررسی می‌شود. برای این کار از چهار مدل استفاده می‌شود. مدل‌های اول و دوم بر اساس سناریو اول (تعیین تورم هدف براساس میانگین نرخ تورم در طول دوره مورد بررسی)، تعیین شده است. مدل اول مربوط به تصریح قاعده تیلور بدون نرخ رشد پایه پولی با وقفه، می‌باشد. مدل دوم مربوط به تصریح قاعده تیلور با نرخ رشد پایه پولی با وقفه، می‌باشد. مدل‌های سوم و چهارم براساس سناریو دوم (تعیین تورم هدف براساس تورم هدف در برنامه‌های مختلف توسعه)، تعیین شده است. مدل سوم مربوط به تصریح قاعده تیلور بدون نرخ رشد پایه پولی با وقفه، می‌باشد. مدل چهارم نیز مربوط به تصریح قاعده تیلور با نرخ رشد پایه پولی با وقفه، می‌باشد. شایان ذکر است که حالت نرخ رشد پایه پولی با وقفه، برای هموارسازی نرخ رشد پایه پولی است و به عبارت دیگر بیان می‌کند تا چه حد بانک مرکزی در تنظیم عرضه پول در دوره جاری، وابسته به میزان عرضه پول در دوره گذشته است و دلیل وارد ساختن وقفه اول متغیر نرخ رشد پایه پولی در مدل - های به کار گرفته شده در این مقاله، به این سبب بوده است که مشخص شود آیا نرخ رشد پول برای پاسخ دادن به شکاف تورم و تولید، تغییر یافته یا با توجه به میزان عرضه پول در سال گذشته تغییر یافته است؟

مدل اول: تصریح مدل تحت سناریو اول تورم هدف و بدون هموارسازی نرخ رشد پایه پولی

$$GM = C(1) + C(2)*GDPGAP + C(3)*INFGAP$$

برای شناسایی فرم تبعی صحیح یا غلط از آزمون رمزی استفاده می‌شود که نتایج آن نشان‌دهنده‌ی مناسب بودن مدل است.

$$\text{Prob. Chi-Square}(1) = 0.5163$$

قبل از برآورد این مدل آزمون وجود اثر خطی انجام خواهد شد. برای این کار از دو آزمون والد مطابق مطالعه سزناچ‌درسکا<sup>۱</sup> (۲۰۱۲) و آزمون LM طبق مطالعه کمیجانی و توکلیان (۱۳۹۰) استفاده می‌شود.

1. Sznajderska



نتایج این دو آزمون در جدول ۴ برای مدل اول ارائه شده است. همان گونه که مشاهده می شود براساس آزمون والد فرضیه صفر خطی بودن رد می شود ولی براساس آزمون LM فرضیه صفر پذیرفته خواهد شد. به دلیل این که آزمون والد از آزمون LM قوی تر است بنابراین فرض رفتار نامتقارن بانک مرکزی برای مدل اول پذیرفته می شود. شایان ذکر است که رفتار نامتقارن بانک مرکزی توسط کمیجانی و توکلیان (۱۳۹۰) و کمیجانی و همکاران (۱۳۹۳) تأیید شده است.

جدول ۴: آزمون وجود اثرات خطی مدل اول

والد	LM	آزمون
F-statistic= 11.02	Chi-square(2)= 2.553	آماره محاسباتی

مدل دوم: تصریح مدل تحت سناریو اول تورم هدف و با هموارسازی نرخ رشد پایه پولی

$$GM = C(1) + C(2)*GM(-1) + C(3)*GDPGAP + C(4)*INFGAP$$

نتایج آزمون رمزی نشان دهندهی مناسب بودن مدل است.

$$\text{Prob. Chi-Square}(1) = 0.8397$$

نتایج دو آزمون والد و LM برای مدل دوم در جدول ۵ ارائه شده است. همان گونه که مشاهده می شود فرضیه صفر خطی بودن پذیرفته خواهد شد.

جدول ۵: آزمون وجود اثرات خطی مدل دوم

والد	LM	آزمون
F-statistic= 2.483	Chi-square(2)= 3.0589	آماره محاسباتی

مدل سوم: تصریح مدل تحت سناریو دوم تورم هدف و بدون هموارسازی نرخ رشد پایه پولی

$$GM = C(1) + C(2)*GDPGAP + C(3)*INFGAPT$$

نتایج آزمون رمزی نشان دهندهی مناسب بودن مدل است.

$$\text{Prob. Chi-Square}(1) = 0.8822$$

نتایج دو آزمون والد و LM برای مدل سوم در جدول ۶ ارائه شده است. نتایج نشان می دهد که فرضیه صفر خطی بودن را نمی توان رد نمود.

جدول ۶: آزمون وجود اثرات خطی مدل سوم

والد	LM	آزمون
F-statistic= 0	Chi-square(2)= 1.098	آماره محاسباتی

مدل چهارم: تصریح مدل تحت سناریو دوم تورم هدف و با هموارسازی نرخ رشد پایه پولی

$$GM = C(1) + C(2)*GM(-1) + C(3)*GDPGAP + C(4)*INFGAPT$$

نتایج آزمون رمزی نشان دهنده‌ی مناسب بودن مدل است.

$$Prob. Chi-Square(1) = 0.8219$$

نتایج دو آزمون والد و LM برای مدل چهارم در جدول ۷ ارائه شده است. همان گونه که مشاهده می‌شود فرضیه صفر خطی بودن پذیرفته خواهد شد.

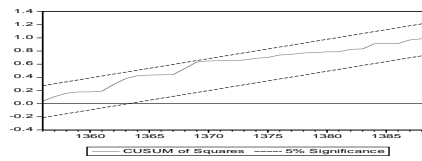
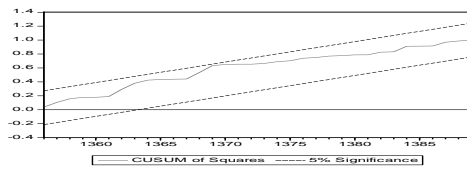
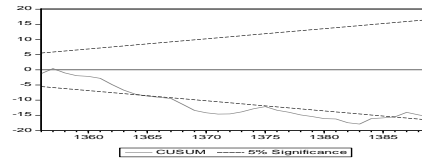
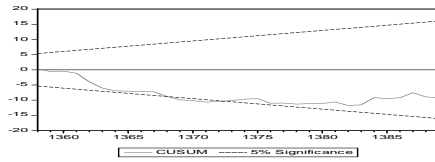
جدول ۷: آزمون وجود اثرات خطی مدل چهارم

والد	LM	آزمون
F-statistic= 0	Chi-square(2)= 2.36	آماره محاسباتی

### ۳-۵. آزمون‌های ثبات ساختاری

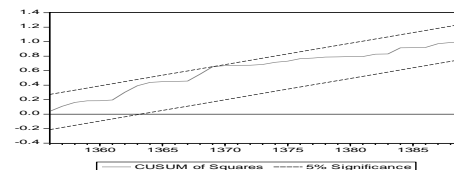
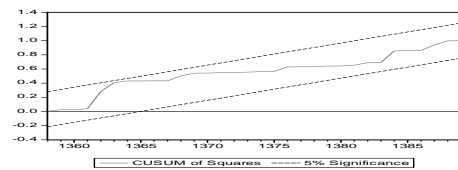
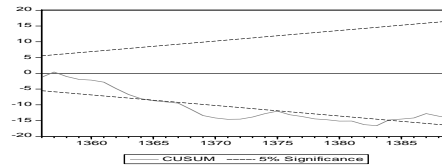
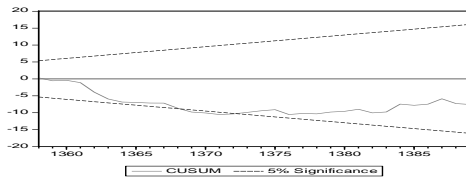
آزمون‌های ثبات ساختاری پسماند تجمعی<sup>۱</sup> و مجذور پسماند تجمعی<sup>۲</sup> که منعکس کننده ثبات در ضرایب تخمینی در طول دوره مورد بررسی هستند انجام شده است. آزمون پسماند تجمعی برای یافتن تغییرات سیستماتیک در ضرایب رگرسیون و آزمون مجذور پسماند تجمعی زمانی که انحراف از پایداری ضرایب رگرسیون اتفاقی و ناگهانی است مفید می‌باشند. اگر نمودار پسماند تجمعی، بین دو خط صاف (فاصله اطمینان ۹۵٪) [که برابری آن‌ها توسط براون و دیگران<sup>۳</sup> ارائه شده] قرار گرفت، فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود شکست ساختاری پذیرفته می‌شود. در غیراین صورت فرضیه وجود شکست ساختاری پذیرفته می‌شود. مطالب فوق در مورد نمودار مجذور پسماند تجمعی نیز صدق می‌کند (تشکینی، ۱۳۸۴: ۷۸). نمودارهای زیر نشان دهنده‌ی آزمون ثبات پارامترهای در چهار مدل هستند:

1. Cumulative Sum of Residuals (CUSUM)
2. Cumulative Sum of Squared Residuals (CUSUMSQ)
3. Brown, Durbin and Evans



شکل ۳: نمودار آزمون CUSUM و CUSUMSQ در مدل دوم

شکل ۲: نمودار آزمون CUSUM و CUSUMSQ در مدل اول



شکل ۵: نمودار آزمون CUSUM و CUSUMSQ در مدل چهارم

شکل ۴: نمودار آزمون CUSUM و CUSUMSQ در مدل سوم

نمودارهای فوق نشان می‌دهد که نمودار پسماند تجمعی در بین کرانه‌های بالا و پایین قرار نگرفته‌اند، لذا فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود شکست ساختاری پذیرفته نمی‌شود و وجود شکست ساختاری تأیید می‌شود. ولی نمودار مجذور پسماند تجمعی نشان‌دهنده‌ی ثبات ساختاری است. این نتایج به این معنی است

که تغییرات سیستماتیک در ضرایب رگرسیون اتفاق افتاده است، ولی انحراف از پایداری ضرایب وجود ندارد.

### ۶-۳. تصریح و برآورد مدل به روش رگرسیون کوانتایل

به دلیل این که در مدل اول رفتار نامتقارن بانک مرکزی تأیید شد. بنابراین برای این که بینشی را در مورد تابع هدف بانک مرکزی متناظر با ترجیحات نامتقارن در سیکل‌های تجاری ارائه کنیم می‌توان بدون استفاده از تابع غیرخطی قاعده تیلور، تابع واکنش بانک مرکزی را بررسی کرد. برای تخمین چنین تابع واکنشی می‌توان از رگرسیون کوانتایل استفاده کرد که قسمت‌های بالای توزیع شرطی نرخ رشد پایه پولی با دوره رکود همخوانی دارد و قسمت‌های پایین توزیع با دوره رونق همخوانی دارد. مزیت استفاده از رگرسیون کوانتایل این است که می‌توان از آن برای توابع زیان متقارن و نامتقارن استفاده کرد. بنابراین می‌توان از رگرسیون کوانتایل برای مدل‌های سوم و چهارم که دارای تابع زیان متقارن هستند نیز استفاده نمود.

مدل اول: تصریح مدل تحت سناریو اول تورم هدف و بدون هموارسازی نرخ رشد پایه پولی

جدول ۸: نتایج تخمین رگرسیون کوانتایل برای مدل اول

Interval Confidence		Prob.	t-Statistic	Std. Error	Coefficient	Quantile	Variable
Lower Limit	Upper Limit						
9.78016	11.7553	0.001	3.58488	3.00365	10.76776	0.15	C
11.2989	13.2981	0.0003	4.04531	3.04018	12.29851	0.2	
14.4978	16.2632	0.00	5.72933	2.68452	15.38054	0.25	
15.6891	17.4444	0.00	6.20624	2.66937	16.56679	0.3	
17.0742	18.9102	0.00	6.44441	2.79191	17.99226	0.4	
19.3211	21.2322	0.00	6.97712	2.90616	20.27668	0.5	
22.6588	24.7162	0.00	7.57126	3.12861	23.68757	0.6	
26.5044	28.7909	0.00	7.95151	3.47703	27.64769	0.7	
27.3184	29.6408	0.00	8.06404	3.53168	28.47963	0.75	
31.5793	34.6142	0.00	7.17150	4.61504	33.09678	0.8	
34.4444	37.8230	0.00	7.03294	5.13778	36.13375	0.85	
-8.9E-05	4.02E-05	0.901	-0.12456	0.00019	-2.46E-05	0.15	GDPGAP
-0.00013	3.16E-06	0.756	-0.31268	0.0002	-6.26E-05	0.2	
-0.00011	1.05E-05	0.787	-0.27213	0.00018	-5.00E-05	0.25	

-2.7E-06	0.00011	0.755	0.31404	0.00018	5.75E-05	0.3	
8.07E-06	0.00013	0.711	0.37339	0.00018	6.89E-05	0.4	
4.88E-05	0.00016	0.554	0.59636	0.00018	0.000108	0.5	
-1.2E-05	0.00010	0.794	0.26201	0.00017	4.63E-05	0.6	
4.58E-05	0.00015	0.554	0.59630	0.00017	0.000102	0.7	
7.9E-05	0.00018	0.408	0.83754	0.00015	0.00013	0.75	
1.07E-06	0.00012	0.739	0.33521	0.00018	6.19E-05	0.8	
-9.5E-05	4.39E-05	0.904	-0.12061	0.00021	-2.55E-05	0.85	
0.89921	1.0756	0.000	3.68122	0.26822	0.987407	0.15	INFGAP
0.85503	1.03003	0.001	3.54169	0.26612	0.942537	0.2	
0.65046	0.81208	0.005	2.97553	0.24576	0.731275	0.25	
0.73158	0.89182	0.002	3.33111	0.24367	0.811706	0.3	
0.68287	0.85460	0.005	2.94369	0.26114	0.768739	0.4	
0.57981	0.76196	0.020	2.42212	0.27698	0.670891	0.5	
0.50529	0.69229	0.042	2.10570	0.28436	0.598795	0.6	
0.38587	0.57176	0.099	1.69385	0.28267	0.478817	0.7	
0.36409	0.54231	0.103	1.67227	0.27101	0.453208	0.75	
0.20812	0.42525	0.344	0.95909	0.33019	0.316687	0.8	
0.11418	0.34175	0.514	0.65872	0.34607	0.227969	0.85	

منبع: یافته‌های تحقیق

همان‌طور که از نتایج تخمین مشخص است در تمامی چندک‌ها واکنش متغیر سیاستی نرخ رشد پایه پولی، در پاسخ به شکاف تولید از سطح تولید بالقوه بی‌معنی است و این به معنی عدم واکنش بانک مرکزی به شکاف تولید است ولی واکنش متغیر سیاستی نرخ رشد پایه پولی، در پاسخ به انحراف تورم از سطح تورم هدف در چندک‌های ۰/۱۵ تا ۰/۶ معنی‌دار ولی در چندک ۰/۷ تا ۰/۸۵ معنی‌دار نیستند. مشاهده می‌شود که علامت ضرایب نیز مثبت می‌باشند. از آنجایی که طبق قاعده تیلور این علامت‌ها بایستی منفی باشند بنابراین مثبت بودن آن‌ها خلاف تئوری و خلاف انتظار است. به این معنی است که بانک مرکزی در واکنش به تورم به جای کاهش حجم پول در راستای کنترل تورم نرخ رشد حجم پول را افزایش می‌دهد. شاید خلاف انتظار بودن علامت ضرایب و بی‌معنی بودن آن‌ها به دلیل آن باشد که بین شکاف تولید و شکاف تورم طبق منحنی عرضه پویای لوکاس و نیز منحنی فیلیپس رابطه قوی وجود دارد.

این رابطه قوی در این مدل به صورت یک همخطی شدید خود را نشان می‌دهد و باعث بی‌معنی شدن ضرایب شکاف تولید شده است. شایان ذکر است که با جایگزین ساختن متغیر نرخ رشد تولید ملی به جای متغیر تولید ملی در معناداری ضرایب متغیرها بهبودی حاصل نمی‌شود.

مدل دوم: تصریح مدل تحت سناریو اول تورم هدف و با هموارسازی نرخ رشد پایه پولی

جدول ۹: نتایج تخمین رگرسیون کوانتایل برای مدل دوم

Interval Confidence		Prob.	t-Statistic	Std. Error	Coefficient	Quantile	Variable
Lower Limit	Upper Limit						
7.13191	10.2027	0.0727	1.85602	4.66985	8.667348	0.15	C
7.05921	10.4984	0.103	1.67853	5.23007	8.778855	0.2	
7.24706	9.34490	0.014	2.60048	3.19016	8.295986	0.25	
9.64877	11.8333	0.0028	3.23325	3.32205	10.74106	0.3	
11.7484	14.1021	0.001	3.61117	3.57924	12.9253	0.4	
11.6707	13.9062	0.0007	3.76186	3.39949	12.78847	0.5	
12.6360	14.8109	0.0002	4.14950	3.30725	13.7235	0.6	
13.1215	15.5216	0.0004	3.92398	3.64975	14.32161	0.7	
13.1352	15.4129	0.0002	4.12116	3.46360	14.27409	0.75	
11.9846	15.2510	0.0099	2.74161	4.96709	13.61785	0.8	
12.0069	16.0015	0.0278	2.30538	6.07456	14.0042	0.85	
0.08146	0.23300	0.4999	0.68231	0.23044	0.157236	0.15	gM(-1)
0.06759	0.24367	0.5652	0.58124	0.26776	0.155636	0.2	
0.29216	0.37501	0.0125	2.64778	0.12599	0.333594	0.25	
0.25129	0.33600	0.0294	2.27957	0.12882	0.293653	0.3	
0.23072	0.31741	0.0457	2.07902	0.13182	0.274067	0.4	
0.32501	0.40418	0.0048	3.02833	0.12039	0.364596	0.5	
0.34043	0.42070	0.0038	3.11769	0.12206	0.380573	0.6	
0.38082	0.47946	0.0073	2.86767	0.14999	0.430147	0.7	
0.38886	0.48333	0.0047	3.03565	0.14366	0.436102	0.75	
0.43574	0.62368	0.073	1.85350	0.28579	0.529715	0.8	
0.48222	0.72005	0.1062	1.66215	0.36166	0.60114	0.85	
-0.00012	-7.7E-06	0.7107	-0.37429	0.00016	-6.26E-05	0.15	GDPGAP

-0.00012	4.6E-06	0.7637	-0.30321	0.00018	-5.62E-05	0.2	
6.9E-05	0.00016	0.4277	0.80337	0.00014	0.000117	0.25	
6.6E-05	0.00016	0.4317	0.79638	0.00014	0.000113	0.3	
2.5E-05	0.00011	0.6168	0.50530	0.00014	7.20E-05	0.4	
-5.8E-05	2.7E-05	0.9094	-0.11465	0.00013	-1.49E-05	0.5	
3.9E-06	8.0E-05	0.7192	0.36275	0.00011	4.21E-05	0.6	
0.00013	0.00021	0.1603	1.43732	0.00012	0.000173	0.7	
0.00013	0.00021	0.1355	1.53135	0.00011	0.000174	0.75	
6.0E-05	0.00012	0.3553	0.93798	9.9E-05	9.31E-05	0.8	
-4E-05	3.4E-05	0.9809	-0.02418	0.00011	-2.72E-06	0.85	
0.82335	0.96921	0.0003	4.04075	0.22181	0.896286	0.15	INFGAP
0.81608	0.97264	0.0007	3.75651	0.23808	0.894363	0.2	
0.67524	0.78283	0.0001	4.45619	0.16360	0.729039	0.25	
0.63502	0.75556	0.0006	3.79306	0.18330	0.695297	0.3	
0.58317	0.71732	0.0032	3.18727	0.20401	0.65025	0.4	
0.50256	0.63207	0.007	2.88054	0.19694	0.567321	0.5	
0.46160	0.58267	0.0079	2.83594	0.18411	0.522138	0.6	
0.38998	0.51415	0.0227	2.39413	0.18882	0.452069	0.7	
0.38879	0.50637	0.0176	2.50309	0.17881	0.447584	0.75	
0.29335	0.46068	0.1482	1.48163	0.25446	0.377018	0.8	
0.19093	0.40402	0.3655	0.91804	0.32403	0.297478	0.85	

منبع: یافته‌های تحقیق

نتایج تخمین نشان می‌دهد در تمامی چندک‌ها واکنش متغیر سیاستی نرخ رشد پایه پولی، در پاسخ به شکاف تولید از سطح تولید بالقوه بی‌معنی است و این به معنی عدم واکنش بانک مرکزی به شکاف تولید است ولی واکنش متغیر سیاستی نرخ رشد پایه پولی، در پاسخ به انحراف تورم از سطح تورم در چندک‌های ۰/۱۵ تا ۰/۷۵ معنادار هستند ولی در چندک ۰/۸ و ۰/۸۵ نتایج P-value و فاصله اطمینان متفاوت از هم هستند به طوری که با توجه به نتایج فاصله اطمینان ضریب انحراف تورم معنی‌دار ولی با نتایج P-value بی‌معنی هستند و چون می‌توانیم ببینیم که مقدار واقعی متغیر در فاصله‌ای قرار دارد که صفر را در بر نمی‌گیرد بنابراین متغیر را معنی‌دار در نظر می‌گیریم، ولی علامت ضریب مثبت و خلاف انتظار است

که به این معنی است که بانک مرکزی در واکنش به تورم به جای کاهش حجم پول در راستای کنترل تورم نرخ رشد حجم پول را افزایش می‌دهد. که این عمل کاملاً غیرمنطقی است. ضریب هموارسازی نرخ رشد پایه پولی نیز در چندق ۰/۲۵ تا ۰/۷۵ معنی‌دار هستند که نشان از وابسته بودن حجم پول به میزان حجم پول دوره قبل و قدرت توضیح‌دهندگی آن در تابع واکنش سیاست پولی دارد.

مدل سوم: تصریح مدل تحت سناریو دوم تورم هدف و بدون هموارسازی نرخ رشد پایه پولی

جدول ۱۰: نتایج تخمین رگرسیون کوانتایل برای مدل سوم

Interval Confidence		Prob.	t-Statistic	Std. Error	Coefficient	Quantile	Variable
Lower Limit	Upper Limit						
5.89847	8.26209	0.057	1.96984	3.59432	7.080283	0.15	C
9.38133	11.5540	0.0032	3.16811	3.30408	10.46771	0.2	
10.9196	13.0352	0.0007	3.72301	3.21714	11.97747	0.25	
11.7546	13.9275	0.0004	3.88612	3.30434	12.8411	0.3	
15.0806	17.3056	0.00	4.78579	3.38358	16.19313	0.4	
16.7803	19.1535	0.00	4.97834	3.60902	17.96695	0.5	
21.4923	23.9588	0.00	6.05885	3.75081	22.72563	0.6	
22.8408	25.2083	0.00	6.67285	3.60035	24.0246	0.7	
23.8797	26.1988	0.00	7.09993	3.52668	25.03927	0.75	
28.7647	32.1171	0.00	5.97121	5.09795	30.44098	0.8	
32.6499	37.2082	0.00	5.03896	6.91792	34.92907	0.85	
-0.00017	-4.2E-05	0.5831	-0.5541	0.00018	-0.0001	0.15	GDPGAP
-0.0002	-7.4E-05	0.4804	-0.7135	0.0193	-0.00014	0.2	
-0.00012	1.4E-07	0.7455	-0.3271	0.00018	-5.97E-05	0.25	
6.6E-06	0.00012	0.7167	0.3659	0.00179	6.55E-05	0.3	
-1.7E-05	0.00010	0.8162	0.23422	0.00018	4.21E-05	0.4	
-0.00012	6.8E-06	0.7714	-0.2928	0.00018	-5.53E-05	0.5	
3.1E-05	0.00014	0.6157	0.50657	0.00017	8.86E-05	0.6	
6.9E-05	0.00017	0.4467	0.76978	0.00015	0.000122	0.7	
0.00010	0.00019	0.316	1.01766	0.00014	0.000149	0.75	
1.0E-05	0.00012	0.6994	0.38937	0.00017	6.63E-05	0.8	
-4.6E-05	8.8E-05	0.9174	0.10442	0.00020	2.13E-05	0.85	



0.73985	0.89923	0.0018	3.38135	0.24237	0.819541	0.15	INFGAPT
0.52360	0.69094	0.0227	2.38641	0.25447	0.607272	0.2	
0.55505	0.71103	0.0116	2.66878	0.23720	0.633045	0.25	
0.67729	0.82825	0.0024	3.27906	0.22956	0.752771	0.3	
0.47249	0.63770	0.034	2.20944	0.25124	0.555101	0.4	
0.57999	0.74885	0.0141	2.58738	0.25679	0.664426	0.5	
0.48555	0.64557	0.0262	2.32425	0.24333	0.565565	0.6	
0.45579	0.60358	0.0243	2.35691	0.22473	0.529688	0.7	
0.43279	0.57053	0.0223	2.39514	0.20945	0.501663	0.75	
0.26389	0.45120	0.2179	1.25528	0.28483	0.357552	0.8	
0.11331	0.36124	0.5333	0.62935	0.37701	0.237279	0.85	

منبع: یافته‌های تحقیق

نتایج تخمین نشان می‌دهد در تمامی چندک‌ها واکنش متغیر سیاستی نرخ رشد پایه پولی، در پاسخ به شکاف تولید از سطح تولید بالقوه بی‌معنی است و این به معنی عدم واکنش بانک مرکزی به شکاف تولید است ولی واکنش متغیر سیاستی نرخ رشد پایه پولی، در پاسخ به انحراف تورم از سطح تورم هدف با توجه به نتایج فاصله اطمینان و P-value در چندک‌های ۰/۱۵ تا ۰/۷۵ معنادار هستند ولی در چندک ۰/۸ و ۰/۸۵ نتایج P-value و فاصله اطمینان متفاوت از هم هستند به طوری که با توجه به نتایج فاصله اطمینان ضریب انحراف تورم معنادار ولی با نتایج P-value بی‌معنی هستند و چون می‌توانیم ببینیم که مقدار واقعی متغیر در فاصله‌ای قرار دارد که صفر را در بر نمی‌گیرد بنابراین متغیر را معنادار در نظر می‌گیریم، ولی علامت ضریب مثبت و خلاف انتظار است که به این معنی است که بانک مرکزی در واکنش به تورم به جای کاهش حجم پول در راستای کنترل تورم نرخ رشد حجم پول را افزایش می‌دهد. این عمل کاملاً غیرمنطقی است.

مدل چهارم: تصریح مدل تحت سناریو دوم تورم هدف و با هموارسازی نرخ رشد پایه پولی

جدول ۱۱: نتایج تخمین رگرسیون کوانتایل برای مدل چهارم

Interval Confidence		Prob.	t-Statistic	Std. Error	Coefficient	Quantile	Variable
Lower Limit	Upper Limit						
0.33148	4.10452	0.7016	0.38657	5.73762	2.218007	0.15	C
0.19847	4.26768	0.7206	0.36087	6.18800	2.233077	0.2	
0.78294	4.14249	0.6331	0.48205	5.10884	2.462719	0.25	

7.03569	9.86290	0.0581	1.96526	4.29931	8.449302	0.3	
7.67683	10.1228	0.0228	2.39264	3.71967	8.899852	0.4	
10.7701	13.2694	0.0034	3.16258	3.80062	12.01979	0.5	
11.1852	13.8225	0.0038	3.11778	4.01049	12.50386	0.6	
11.6686	14.3658	0.0033	3.1737	4.10160	13.01725	0.7	
11.9575	14.5096	0.0018	3.40990	3.88094	13.23364	0.75	
10.8924	14.4064	0.0241	2.36716	5.34369	12.6494	0.8	
14.3819	18.1967	0.0084	2.80796	5.80110	16.28931	0.85	
0.10555	0.25204	0.4281	0.80266	0.22276	0.178802	0.15	GM(-1)
0.11313	0.26153	0.4126	0.83014	0.22566	0.187336	0.2	
0.29888	0.38640	0.0149	2.57449	0.13309	0.342641	0.25	
0.21272	0.30269	0.0687	1.88358	0.13681	0.257705	0.3	
0.34287	0.42545	0.0045	3.05934	0.12557	0.384165	0.4	
0.28603	0.36930	0.0144	2.58771	0.12662	0.32767	0.5	
0.29299	0.38219	0.0182	2.48864	0.13565	0.337596	0.6	
0.37910	0.49984	0.0227	2.39347	0.18361	0.439474	0.7	
0.37770	0.49139	0.0172	2.51349	0.17288	0.43455	0.75	
0.40408	0.62774	0.1391	1.51686	0.34011	0.515915	0.8	
0.33779	0.56093	0.1948	1.32424	0.33933	0.449365	0.85	
-0.00013	-1.1E-05	0.6977	-0.39193	0.00017	-6.98E-05	0.15	GDPGAP
-6.5E-05	5.7E-05	0.9854	-0.01846	0.00018	-3.43E-06	0.2	
4.4E-05	0.00015	0.5541	0.59795	0.00016	9.87E-05	0.25	
2.9E-05	0.00012	0.6018	0.52702	0.00014	7.70E-05	0.3	
-8.3E-05	2.2E-06	0.7564	-0.31287	0.00013	-4.05E-05	0.4	
-6.6E-05	1.8E-05	0.8515	-0.18876	0.00012	-2.41E-05	0.5	
-4.2E-05	4.3E-05	0.9956	0.00560	0.00013	7.30E-07	0.6	
7.1E-05	0.00015	0.3559	0.93677	0.00011	0.000111	0.7	
7.7E-05	0.00015	0.3196	1.01095	0.00011	0.000114	0.75	
1.2E-05	8.1E-05	0.654	0.45248	0.00010	4.68E-05	0.8	
-1.6E-05	5.2E-05	0.8659	0.17022	0.00010	1.78E-05	0.85	

0.80760	0.97069	0.0011	3.58511	0.24801	0.889148	0.15	INFGAPT
0.86901	1.04068	0.0009	3.65765	0.26105	0.954848	0.2	
0.73504	0.88122	0.001	3.63524	0.22230	0.808135	0.25	
0.60270	0.74335	0.0036	3.14660	0.21389	0.673029	0.3	
0.50020	0.62286	0.0051	3.01045	0.18652	0.561537	0.4	
0.44056	0.56388	0.0116	2.67800	0.18753	0.502227	0.5	
0.46845	0.59729	0.0105	2.71973	0.19593	0.532878	0.6	
0.37559	0.49728	0.0246	2.35847	0.18505	0.436442	0.7	
0.37784	0.49198	0.0175	2.50580	0.17356	0.434916	0.75	
0.29800	0.46168	0.1368	1.52599	0.24891	0.379843	0.8	
0.26180	0.42087	0.1679	1.41111	0.24189	0.341339	0.85	

منبع: یافته‌های تحقیق

نتایج تخمین نشان می‌دهد در تمامی چندک‌ها واکنش متغیر سیاستی نرخ رشد پایه پولی، در پاسخ به شکاف تولید از سطح تولید بالقوه بی‌معنی است و این به معنی عدم واکنش بانک مرکزی به شکاف تولید است ولی واکنش متغیر سیاستی نرخ رشد پایه پولی، در پاسخ به انحراف تورم از سطح تورم هدف با توجه به نتایج فاصله اطمینان و P-value در چندک‌های ۰/۱۵ تا ۰/۷۵ معنی‌دار هستند ولی در چندک ۰/۸ و ۰/۸۵ نتایج P-value و فاصله اطمینان متفاوت از هم هستند به طوری که با توجه به نتایج فاصله اطمینان ضریب انحراف تورم معنادار ولی با نتایج P-value بی‌معنی هستند و چون می‌توانیم ببینیم که مقدار واقعی متغیر در فاصله‌ای قرار دارد که صفر را در بر نمی‌گیرد بنابراین متغیر را معنادار در نظر می‌گیریم، ولی علامت ضریب مثبت و خلاف انتظار است که به این معنی است که بانک مرکزی در واکنش به تورم به جای کاهش حجم پول در راستای کنترل تورم نرخ رشد حجم پول را افزایش می‌دهد. این عمل کاملاً غیر منطقی است. ضریب هموار سازی نرخ رشد پایه پولی نیز در چندک ۰/۲۵ تا ۰/۷۵ معنی‌دار هستند که نشان از وابسته بودن حجم پول به میزان حجم پول دوره قبل و قدرت توضیح دهنده‌گی آن در تابع واکنش سیاست پولی دارد.

### نتیجه‌گیری

بررسی کلی سیاست‌های اعلام شده بانک‌های مرکزی در کشورهای مختلف نشان می‌دهد که کنترل تورم و ایجاد شرایط مناسب برای رساندن تولید و اشتغال به سطح بالقوه در زمره آرمان‌های اصلی اکثریت قریب

به اتفاق آن‌ها است. هر چند اهداف اعلام شده سیاست پولی در ایران با اهداف تعریف شده بانک‌های مرکزی دیگر تفاوت چندانی ندارد، اما اولویت‌های سیاستی آن مشخص نیست. سؤالی که مطرح می‌شود آن است که اصولاً چه درجه از انطباق میان اهداف و عملکرد سیاست‌گذاری پولی طی چند دهه گذشته بوده است؟ واکنش سیاست‌گذار پولی نسبت به شوک‌های اقتصادی و انحراف روند متغیرهای اقتصاد کلان از مقادیر هدف چه بوده است؟ بانک مرکزی چه سیاست و قواعد مشخصی در ارتباط با اهداف و مأموریت‌های خود طی دو دهه اخیر داشته است و آیا با روش‌ها و استانداردهای سیاست‌گذاری پولی در کشورهای جهان قرابتی دارد؟

در پاسخ به این سؤالات در این مطالعه به ارزیابی عملکرد سیاست پولی در ایران و برآورد تابع واکنش آن پراخته‌ایم که با بهره‌گیری از قاعده تیلور خطی، یک تابع واکنش برای بانک مرکزی نسبت به دو هدف اساسی خود، یعنی از بین بردن شکاف تولید و انحراف تورم از تورم هدف بر اساس داده‌های سری زمانی ۱۳۵۳-۱۳۸۹ اقتصاد ایران بررسی شد که در این مطالعه هدف میانی بانک مرکزی نرخ رشد پایه پولی معرفی گردید، که به واسطه‌ی آن بانک مرکزی برای رسیدن به اهداف خود از خود واکنش نشان می‌دهد. برای محاسبه تورم هدف از دو روش میانگین‌گیری تورم دوره مورد بررسی و تورم هدف برنامه‌های توسعه استفاده شده است که نتایج حاصل از هر دو روش تقریباً یکسان است. بررسی تجربی به روش رگرسیون کوانتایل نشان می‌دهد برای حالت واکنش نامتقارن و متقارن بانک مرکزی، بانک مرکزی نسبت به شکاف تولید در هیچ دوره‌ای از خود واکنش نشان نداده است ولی نسبت به تورم برخلاف انتظار از خود واکنش نشان داده است یعنی در حالتی که انحراف تورم از تورم هدف مثبت بانک مرکزی پول به جامعه تزریق کرده است که خود موجب تشدید تورم و استمرار آن می‌گردد. بر اساس نتایج برآوردی از این مطالعه به سیاست‌گذاران پولی توصیه می‌شود رفتار خود را بر اساس قاعده خاصی شکل دهند چرا که قاعده‌مند بودن سیاست‌ها منجر به زیان اجتماعی کمتری می‌شود. همچنین اجرای سیاست‌های باثبات، معتبر و منضبط پولی باعث ایجاد فضای مناسب کلان جهت رشد اقتصادی و خنثی کردن اثرات منفی بار توزیعی تورم می‌شود.

## منابع

- اداره بررسی‌ها و سیاست‌های اقتصادی، بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران (۱۳۸۵): تحلیل تجربی تورم و قاعده سیاست‌گذاری پولی در ایران، بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، تهران.
- تشکینی، احمد (۱۳۸۴): اقتصادسنجی کاربردی به کمک Microfit. مؤسسه فرهنگی هنری دیباگران، تهران.
- ختیایی، محمود؛ و سیفی پور، رؤیا (۱۳۸۴): "ابزار و قواعد سیاست‌های پولی در اقتصاد ایران مطالعه موردی: برنامه سوم توسعه اقتصادی و اجتماعی"، مجله تحقیقات اقتصادی، شماره ۷۳: ۲۳۳-۲۶۷.
- خوردستی، مرتضی؛ اسلاملوئیان، کریم؛ و ذوالنور، سیدحسین (۱۳۹۰): "قاعده بهینه سیاست پولی با فرض پایداری تورم: مورد ایران"، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، شماره ۵۱: ۴۳-۷۰.
- درگاهی، حسن؛ و آتشک، احمد (۱۳۸۱): "هدف‌گذاری تورم در اقتصاد ایران: پیش‌شرط‌ها و تبیین ابزار سیاستی"، مجله تحقیقات اقتصادی، شماره ۶۰: ۱۱۹-۱۴۷.
- درگاهی، حسن؛ و شربت‌اوغلی، رؤیا (۱۳۸۷): "تعیین قاعده سیاست پولی در شرایط تورم پایدار در اقتصاد ایران با استفاده از روش کنترل بهینه"، تحقیقات اقتصادی، شماره ۹۳، زمستان ۱۳۸۹: ۱-۲۷.
- دل‌انگیزان، سهراب؛ فلاحتی، علی و مهدی، رجیبی (۱۳۸۹): "بررسی عدم تقارن در تأثیر تکانه‌های پولی بر رشد اقتصادی در ایران از نگاه کینزی‌های جدید"، پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی، شماره ۳: ۱۳۵-۱۶۳.
- شریفی‌رنانی، حسین (۱۳۹۰): "بررسی اثرات سیاست پولی بر تولید و سطح عمومی قیمت‌ها در ایران با استفاده از رویکرد تصحیح خطای برداری ساختاری (SVEC)"، سیاست‌گذاری اقتصادی، شماره ۳: ۴۵-۶۸.
- شریفی‌رنانی، حسین؛ قبادی، سارا؛ امراللهی، فرزانه؛ و هنرور، نغمه (۱۳۸۹): "تأثیر کانال قیمت‌داری‌ها در اثرگذاری سیاست پولی در ایران مطالعه موردی: شاخص قیمت مسکن"، تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی، شماره ۳: ۲۹-۴۲.
- طاهری‌فرد، احسان و موسوی آزاد کسمایی، افسانه (۱۳۸۷): "اثر بخشی سیاست پولی بر متغیرهای کلان اقتصادی ایران"، مجله تحقیقات اقتصادی، شماره ۸۳: ۱۶۱-۱۳۷.
- فتاحی، شهرام؛ مرادی، محمد و عباسپور، سحر (۱۳۹۱): "اثر باز بودن اقتصاد بر روی تورم با استفاده از رگرسیون چندک"، فصلنامه تحقیقات توسعه اقتصادی، شماره ۶: ۸۱-۱۰۸.
- کمیحانی، اکبر و توکلیان، حسین (۱۳۹۰): "تحلیل و آزمون عدم تقارن در رفتار سیاست‌گذاری پولی بانک مرکزی"، فصلنامه تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی، شماره ۶: ۱۹-۴۲.
- کمیحانی، اکبر؛ خلیلی عراقی، منصور؛ عباسی‌نژاد، حسین و توکلیان، حسین (۱۳۹۳): "تورم هدف‌زمنی، رفتار نامتقارن و وقفه در تشخیص وضعیت اقتصادی سیاست‌گذاران پولی در اقتصاد ایران"، فصلنامه مطالعات اقتصادی کاربردی ایران، دوره ۳، شماره ۹: ۱-۲۳.

کهزادی، نوروز و گچلو، جعفر (۱۳۸۱): "اثرات گسترش کاربرد پول الکترونیکی، با تأکید بر سیاست‌های پولی"، مجموعه مقالات دوازدهمین کنفرانس سیاست‌های پولی و ارزی، مؤسسه تحقیقات پولی و بانکی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، اردیبهشت ۱۳۸۱: ۱۱۷-۱۱۸.

نوفرستی، محمد (۱۳۷۸): ریشه واحد و هم‌جمعی در اقتصادسنجی، مؤسسه خدمات، فرهنگی رسا، تهران.

- Ball, L. and Croushore, D. (2003); "Expectations and the effects of Monetary Policy", *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol 35, No 4: 437-484.
- Belke, A. H. and Klose, J. (2012); "Modifying Taylor Reaction Functions in Presence of the Zero-Lower-Bound: Evidence for the ECB and the Fed (June 2012)", *DIW Berlin Discussion Paper No. 1218*. Available at SSRN: <http://ssrn.com/abstract=2116270> or <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2116270>.
- Hasanov, M. and Telatar, E. (2006); "The Asymmetric Effect of Monetary Shocks: The Case of Turkey", *Applied Economics*, Vol 38, No18: 2199-2208.
- Hayat, A. and Mishra, S. (2009); "Federal Reserve monetary policy and the non-linearity of the Taylor rule", *economic modeling*, Vol 27, No 4: 1292-1301.
- Hodrick, R. J., and Prescott, E. C. (1997); "Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation", *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol 29, No 1: 1-16.
- Karras, G. (1996); "Why are the effects of money-supply shocks asymmetric? Convex aggregate supply or pushing on a string?", *Journal of Macroeconomics*, Vol 18, No 4: 605-619.
- Koenker, R., and Bassett, G. (1978); "Regression Quantiles", *Econometrica*, Vol 46: 33-50.
- Koenker, R. and Hallock, K. F. (2001); "Quantile Regression: An introduction", *The Journal of Economic Perspectives* 2001, Vol 15: 143-156.
- Komlan, F. (2013); "The asymmetric reaction of monetary policy to inflation and the output gap: Evidence from Canada", *The Journal of Economic Modelling*, Vol 30: 911- 923.
- Kuttner, K. N. and Posen, A. S. (2004); "the difficulty of discerning what, s too tight: Taylor rules and Japanese monetary policy", *the North American journal of economics and finance*, Vol 15: 53-74.
- Naraidoo, R. and Raputsoane, L. (2011); "Optimal monetary policy reaction function in a model with target zones and asymmetric preferences for South Africa", *Economic Modelling*, Vol 28: 251-258.
- Siklos, P. L. (2007); "The Fed's reaction to the stock market during the great depression: Fact or artefact?", *Explorations in Economic History*, Vol 45: 164-184.

- Sznajderska, A. (2014); “ Asymmetric effects in the Polish monetary policy rule”,  
The Journal of Economic Modelling, Vol 36: 547-556.
- Sznajderska, A. (2012); “On Asymmetric Effects in a Monetary Policy Rule: The  
Case of Poland ”, Available at SSRN: <http://ssrn.com/abstract=2163516>.
- Taylor, J. B. (1993); “Discretion Versus Policy Rules in Practice”, Carnegie  
Rochester Conference\_Series on Public Policy 39 (December 1993), 195-214.
- Wolters, M. H. (2011); “Estimating monetary policy reaction functions”, Journal of  
Macroeconomics, Vol 34: 342-361.