فصلنامه علمی- پژوهشی مطالعات اقتصادیِ کاربردی ایران
سال سوم، شماره‌ی ۱۱، پاییز ۱۳۹۳
صفحات: ۱۸۷-۲۱۷

بررسی تقارن یا عدم تقارن عملکرد سیاست پولی با استفاده از رگرسیون کوانتایل♣

کیومرث سهیلی[1*]
شهرام فتاحی[2]
مهناز سرخوندی[3]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۳/۰۲/۱۴ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۳/۰۷/۱۵

چکیده

سیاست پولی به عنوان اهرمی در دست بانک مرکزی قرار دارد و در راستای رسیدن ثبات اقتصادی وکنترل قیمت‌ها به‌کار 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 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 عدم‌تقارن، رگرسیون کوانتایل، بانک مرکزی

طبقه‌بندی JEL: C32 ،E52

۱. دانشیار گروه اقتصاد دانشگاه رازی کرمانشاه(*نویسنده مسئول) **Email:** qsoheily@yahoo.com
۲. دانشیار گروه اقتصاد دانشگاه رازی کرمانشاه **Email:** sh_fatahi@yahoo.com
۳. کارشناسی ارشد اقتصاد دانشگاه رازی کرمانشاه **Email:** m.sorkhvandi@yahoo.com

♣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 (کهزادی 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 وآتشک (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 به عنوان هدف میانی سیاست پولی اعلام می‌کند. بنابراین به نظر می‌رسد که در ایران یک اتفاق‌نظر بین مطالعات دانشگاهی و مسئولین اجرایی بانک مرکزی وجود داشته و متغیرهای پولی در سطح کلان را به عنوان 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 برازش دقیق‌تر مدل رگرسیون کوانتایل نسبت به مدل رگرسیون معمولی و همچنین فرضیه رفتار منطبق بر قاعده یا رفتار صلاحدیدی 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 ارائه گریده 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 صلاحدیدی

قاعده[1] 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 صلاحدیدی 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[2] (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 می کند که در شرایطی که عدم اطمینان نسبت به طول دوره اثرگذاری سیاست پولی وجود دارد، مدیریت عرضه پول به‌صورت صلاحدیدی می تواند باعث افزایش نوسانات اقتصادی شود. بنابراین فریدمن قاعده رشد ثابت پولی را مطرح می‌نماید بحث قواعد به‌طور اساسی توسط مقاله کیدلند و پرسکات[3] (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 صلاحدیدی 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 صلاحدیدی 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 صلاحدیدی ارجحیت ندارد.

کانزونری[1] جهت تحلیل مسأله کنترل، تغییراتی در مدل کیدلند و پرسکات داده و یک جزء اختلال تصادفی در معادله تقاضا برای پول قرار می‌دهد به‌طوری‌که 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 صلاحدید 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 صلاحدید می‌تواند بهینه باشد. آتی، آتکسون و کیهو[2] 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، می تواند 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

صلاحدیدی از دیدگاه رفاه اجتماعی ایجاد می‌شود که باید حد بهینه سیاست‌گذاری صلاحدیدی مشخص گردد. نتایج حاصل از این مطالعه نشان می‌دهد که در اقتصادهایی که مسأله ناسازگاری زمانی بسیار شدید است، بهترین درجه صلاحدید 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 تحلیل گران اقتصادی در دانشگاه‌ها و بانک‌های مرکزی مورد استفاده قرار می گیرند. اساساً هیچ کس نمی‌تواند منکر شود که قواعد سیاستی به‌طور بالقوه دارای اثرات تثبیت کننده 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 صلاحدیدی را نادیده بگیریم. این نشان می‌دهد که ایده قواعد همراه با صلاحدید، 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 می دهد (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 بهینه سازی 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، بـه علـت خالی بودن ظرفیت‌های اقتصادی وکمبود 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 بـه ترتیـب تولیـد را افـزایش یـا کاهش داد. در واقع سیاست‌های طرف تقاضا به‌خوبی قادرند بخش واقعی اقتصاد را تحت تأثیر قرار دهنـد. چون در این حالت در سطح اعتبارات محدویت حاکم می‌گردد، به احتمال زیاد اگر در این شـرایط سیاسـت پولی انقباضی اعمال گردد به نوعی سطح اعتبارات بانک محدوتر شده و وام دهی بانک‌ها کاهش می‌یابـد که این امر خود به تدوام رکود اقتصادی کمک می‌کند. از طرفی احتمالاً، اگـر در همـین شـرایط سیاسـت 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 توان تولید و امکانات موجود در اقتصاد، تزریق پول به جامعه باعث افزایش قیمت‌ها می‌شود و از آن‌جایی که کالاهای بادوام به‌عنوان رقیـب پـول عمل می‌کنند، زمانی‌که سطح قیمت‌ها افزایش می‌یابد، ارزش و یا قدرت خرید کالاهای بـادوام افـزایش و قدرت خرید پول کاهش می‌یابد. بنابراین در این شرایط هزینه فرصت نگهداری پول بـالا رفتـه و جریـان نقدینگی از مسیر تولیدات خارج و به سمت بازارهایی از جمله مسکن حرکت می‌کند (شریفی‌رنانی، قبـادی، امراللهی و هنرور، ۱۳۸۹: ۱۰۳-۱۰۴) و این خود باعث افزایش و تداوم تورم می‌شود در این شرایط اعمـال سیاست پولی انبساطی دارای اثرات منفی خواهد بود چون باعث کاهش سطح تولیـدات داخلـی مـی‌شـود. بنابراین در دوران رکود قدر مطلق ضریب شکاف تولید از مقدار آن در دوران رونق در تابع واکـنش مـذکور بزرگ‌تر است و قدر مطلق ضریب انحراف تورم در دوران رونق از مقدار آن در دوران رکود بزرگ‌تر است.

۲-۲. پیشینه تحقیق

کاراس[1](۱۹۹۶) با استفاده از داده‌های ۳۸ کشور اروپایی تأثیر شوک‌های پولی برروی تولید و تورم را مـورد بررسی قرار داده و نشان می‌دهد که تأثیر شوک‌های منفی پولی بر تولید بیشتر و قـوی‌تـر از شـوک‌هـای مثبت است و این در حالی است که تأثیر شوک‌های پولی برروی تورم متقارن اسـت. همچنـین وی نتـایج

1. Karras

خود را با تئوری منحنی عرضه کل محدب و میزان تأثیرپذیری تقاضای کل از این شوک‌ها مورد بررسی قرار داده است. مارسیا[1] (۲۰۰۲) قواعد سیاست پولی بهینه را برای ایالات متحده امریکا با توجه به غیرخطی بودن این قواعد و وجود عدم اطمینان را استخراج کرد و در نهایت یک قاعده غیرخطی ونامتقارن سیاست پولی را ارائه دادند. بال[2] (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 بانک مرکزی آمریکا امریکا در طول دوره ۱۹۶۸–۱۹۹۵ مطالعه کرد. نتایج نشان می‌دهد که شوک‌های سیاستی بر روی تولید واقعی بیش از تولید انتظاری تأثیر گذارند.

کتنر و پوسن[3] (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[4] (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 تاثیر بزرگتری برروی تولید و تأثیر کوچک‌تری برروی قیمت دارند. سیکلوس[5] (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 میشرا[6] (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 هنگامی‌که نرخ تورم بین ۶/۵ تا ۸/۵٪ است سیاست پولی بانک مرکزی، واکنش قابل‌توجهی به تغییرات نرخ تورم از خود نشان داده است، درحالی‌که واکنش محسوسی به انحراف تولید ندارد. ناردو و راپتسون[1] (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 می شود به‌طور شدیدی پاسخ می‌دهند، صرف‌نظر از این‌که 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[2] (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 اولویت های اجتناب از رکود بانک مرکزی آمریکا در طی دوران ولکر گرینسین است.

بلک و کولوس[3] (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[4] (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[5] (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 استفاه 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، به‌طوری‌که 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.

کمیجانی و توکلیان (۱۳۹۰)، در مطالعه خود تحت عنوان تحلیل وآزمون عدم تقارن در رفتارسیاستگذاری 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 سوئیچنگ 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.

کمیجانی 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

۱-۳. معرفی مدل رگرسیون کوانتایل

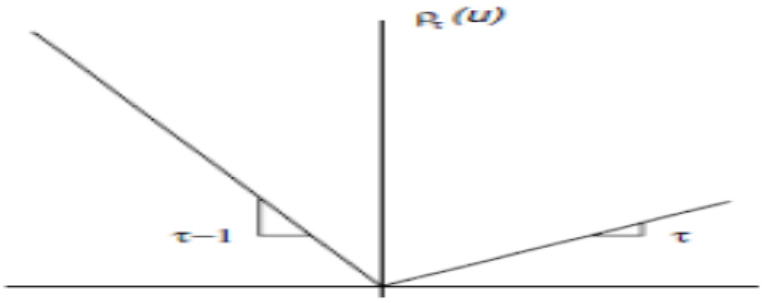
برآورد پارامترها در رگرسیون کوانتایل براساس یک تابع زیان متقارن و نامتقارن است و مشابه برآورد پارامترها در رگرسیون کمترین توان دوم‌ها محاسبه می‌شود. رگرسیون کوانتایل بدون داشتن محدودیات مفروضات رگرسیون معمولی، امکان دخالت متغیرهای مستقل در تمام قسمت‌های توزیع به‌ویژه در دنباله‌های ابتدایی وانتهایی را فراهم می‌کند و این رگرسیون زمانی که توزیع خطا غیر نرمال است ودر 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 وجامع 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 انتهایی 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[1] یا LAD گفته می‌شود (کونکر و باست، ۱۹۷۸: ۳۳-۵۰)

برای تخمین رگرسیون چندکی عبارت زیر را مینیمم می کنیم:

$$\min_{\xi \in R} \sum \rho_\tau (Y_i - \xi) \qquad (۱)$$

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 ξ حساب کنیم.

1. Least Absolute Deviations



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:

$$\min_{\mu \in R} \sum_{i=1}^{n} (Y_i - \mu)^2 \qquad (۲)$$

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

$$\min_{\beta \in R^p} \sum (Y_i - \mu(x_i, \beta))^2 \qquad (۳)$$

در رگرسیون چندکی دقیقاً به همین صورت عمل می‌شود (فتاحی،۱۳۹۱: ۹۰-۹۱).

در این صورت، مدل برای چندک $\tau \in (۰و۱)$ ام متغیر Y که با $E_\tau(Y|x_i)$ نشان داده می‌شود عبارت است از:

$$Q_\tau(Y|x_i) = \alpha + \beta x_i + \rho_\tau^{-1} \qquad (۴)$$

در صورتی توزیع ما توزیع متقارن باشد باید میانگین و میانه توزیع با هم برابر باشند بنابراین در این صورت برای چندک ۰/۵ یا میانه $\rho_{0/5}^{-1} = ۰$ است.

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

$$Y_i = \beta_\tau x_i + \varepsilon_{\tau i} \quad (۵)$$

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

$$Q_\tau(Y|x_i) = \beta_\tau x_i \qquad i=1,2,\ldots,n \quad (۶)$$

که در آن β_τ =(β_0 و β_1 و...و β_k) و (x_i =(1 و x_{i1} و... و x_{ik}) به‌ترتیب 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 τ ام می‌گویند. همان‌طور که گفته شد در رگرسیون کوانتایل از حداقل قدر مطلق انحرافات استفاده می‌شود، که هدف آن برآورد پارامتر β_τ در معادله (۹) است که براساس آن یک تابع زیان قدر مطلق باقی مانده‌ها برای به‌دست آوردن پارامتر رگرسیونی τ امین چندک توزیع به‌صورت زیر به‌دست می‌آید:

$$\hat{\beta}(\tau) = \min_{\beta\in R^p}\left(\sum_{i\in\{i:y_i\geq x_i\beta\}}\tau|y_i - x_i\beta| + \sum_{i\in\{i:y_i<x_i\beta\}}(1-\tau)|y_i - x_i\beta|\right)(y_i - x_i\beta) = \min_{\beta\in R^p}\sum\rho_\tau \quad (۷)$$

که ρ_τ (u) تابع مقادیر قدر مطلق شیب است و به‌صورت زیر تعریف می شود و در آن I تابع نشانگر است (کونکر و هالوک، ۲۰۰۱: ۱۴۳-۱۵۶).

$$\rho_\tau(u) = u(\tau - I(u < 0)) \qquad 0 < \tau < 1 \quad (۸)$$

۲-۳ معرفی مدل و متغیرهای مورد استفاده

در این تحقیق از داده‌های آماری سری زمانی ۱۳۸۹-۱۳۵۳ استفاده شده است. کلیه‌ی آمار و اطلاعات متغیرهای سری زمانی مورد استفاده در تحقیق (پایه پولی، شاخص قیمت‌ها، تولید ناخالص داخلی واقعی) از اسناد رسمی منتشر شده توسط بانک مرکزی به‌دست آمده است. برای انجام محاسبات کامپیوتری از نرم‌افزارهای Excel، Eviews6 استفاده شده است. دراین مطالعه به‌منظور 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:

$$gM_t = \beta_1 + \beta_2(\pi_t - \pi_t^*) + \beta_3(Y_t - Y_t^*) + \varepsilon_t \quad (۹)$$

در رابطه فوق gM_t نرخ رشد پایه پولی، $\pi_t - \pi_t^*$ انحراف نرخ تـورم دوره t از نـرخ تـورم هـدف، π_t^*، و همچنین $Y_t - Y_t^*$ انحراف تولید واقعی از تولید بالقوه، Y_t^* اسـت. در ایـن‌جـا β_2 نشـانگر واکـنش متغیـر سیاستی نرخ رشد پایه پولی، در پاسخ به انحراف نرخ تورم از نرخ هدف بوده و همچنین β_3 نشانگر واکنش متغیر سیاستی نرخ رشد پایه پولی، در پاسخ به انحراف تولید واقعی از سطح تولید بالقوه مـی‌باشـد. عبـارت ε_t جمله اخلال است. در مورد علامت ضرایب تابع واکنش مورد استفاده در این مقاله β_3 و β_2 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 وشکاف تولید وانحراف از تورم نیست و منفی بودن آن‌هـا بدین معنی است که با افزایش شکاف تولید که به معنی انحراف به سمت بالا تولید از تولیـد بـالقوه اسـت بانک مرکزی با کاهش حجم پول از خود واکنش نشان می‌دهد و با افزایش انحراف از تورم از تورم هـدف بانک مرکزی با کاهش حجم پول از افزایش تورم جلوگیری می‌کند. شکاف تولید ناخالص داخلی از تفاضل تولید ناخالص داخلی وتولید بالقوه محاسبه می‌شود. برای محاسبه این متغیر ابتدا، نیـاز بـه محاسـبه تولیـد 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 داخلـی واقعـی و تولیـد ناخـالص داخلـی بـالقوه محاسبه شود. برای تولید ناخالص داخلی از اطلاعات تولید ناخالص داخلی براساس سال پایه۱۳۷۶ منتشـره از بانک مرکزی استفاده شده است. برای محاسـبه تولیـد ناخـالص داخلـی بـالقوه از روش‌هـای متفـاوتی استفاده می‌شود. اما شاید مناسب‌ترین آن‌ها روش فیلترینگ هودریک پرسـکات[1] باشـد. در ایـن مقالـه بـا استفاده از فیلتر هودریک پرسکات با λ=۱۰۰ محاسبه شده و سپس از تفاضل تولید ناخالص داخلی واقعـی و مقدار بالقوه آن انحراف تولید به‌دست می‌آید.

برای متغیر نرخ تورم از شاخص قیمت مصرف‌کننده استفاده شده است. انحراف تورم نیز در دو سـناریو در نظر گرفته شده است. در سناریو اول برای محاسبه تورم هدف از میانگین نرخ تورم در طول دوره مـورد بررسی استفاده شده است. در این‌جا با حذف داده‌های پرت این رقم برابر ۱۶% در نظر گرفته شـده اسـت. در سناریو دوم از داده‌های تورم هدف در برنامه‌های مختلف توسعه به‌عنوان شـاخص تـورم هـدف منظـور

1. Hodrick-Prescott Filter

شده است. البته برای سال‌های قبل از سال ۱۳۶۸ بالاترین نرخ تورم تک رقمی یعنی ۹% به عنوان تـورم هدف لحاظ شده است. انحراف تورم در هر کدام از این سناریوها، از تفاوت بین نرخ تـورم تحقـق یافتـه و تورم هدف به‌دست می‌آید.

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

۳-۳. آزمون ایستایی (ریشه واحد)

استفاده از روش‌های معمول اقتصادسنجی در کارهای تجربی مبتنی بر فـرض ایسـتایی متغیرهـای سـری زمانی موجود در مدل می‌باشد. اغلب متغیرهای اقتصاد کلان، دارای یک روند تصادفی یا به‌عبارتی ریشه‌ی واحد هستند که با یک یا چند بار تفاضل‌گیری، روند مذکور حذف می‌شود. وجود چنین رونـدی، تخمـین و استنباط‌های آماری به روش‌های اقتصاد سنجی سنتی را غیرمعتبر می‌سازد و رگرسیون کاذب ایجاد می‌شود (نوفرستی، ۱۳۷۸ :۷۵). از این‌رو قبل از استفاده از متغیرهای سری زمانی لازم است نسبت به ایسـتایی یـا ناایستایی آن اطمینان حاصل کرد. برای دستیابی به ایستایی یا ناایسـتایی متغیرهـای سـری زمـانی مـورد استفاده در مدل از آزمون‌های دیکی فولر تعمیم یافته (ADF)، فلیپس پرون (PP) وآزمون کیت کاسـکی، شین، پرون واسکمیدت (KPSS) استفاده شده است. قابل ذکر است که با توجه به انتقادات پـرون از روش دیکی- فولر در زمانی که شکست ساختاری در سری‌های زمانی وجود دارد، بررسـی شکسـت سـاختاری و آزمون ریشه واحد پرون، در صورت مصداق داشتن شکستگی ساختاری، ضروری است. یادآوری مـی‌نمایـد که از آن‌جایی که بر اساس آزمون‌های شکست ساختاری متغیرهـا، در متغیرهـا شکسـت سـاختاری وجـود ندارد، بنابراین انجام هر سه آزمون معتبر می‌باشد، به همین دلیل برای بیان این‌کـه نتـایج هرسـه آزمـون 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

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

منبع: محاسبات پژوهش

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

نام متغیر	مقدار محاسبه شده	مقادیر بحرانی			نتیجه پایایی
		در سطح ٪۱	در سطح ٪۵	در سطح ٪۱۰	
نرخ رشد پایه پولی	۴/۷۱۸۱	۳/۶۲۶۷	۲/۹۴۵۸	۲/۶۱۱۵	پایا
شکاف تولید	۲/۹۳۴۶	۳/۶۲۶۷	۲/۹۴۵۸	۲/۶۱۱۵	در سطح ۵٪ و ۱۰٪ پایا
انحراف تورم تحت سناریو اول	۳/۲۱۵۱	۳/۶۲۷۸	۲/۹۴۵۸	۲/۶۱۱۵	در سطح ۵٪ و ۱۰٪ پایا
انحراف تورم تحت سناریو دوم	۳/۳۸۵۵	۳/۶۲۶۷	۲/۹۴۵۸	۲/۶۱۱۵	در سطح ۵٪ و ۱۰٪ پایا

منبع: محاسبات پژوهش

جدول ۳: نتایج آزمون ریشه واحد KPSS در سطح متغیرها

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

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.

٤-۳. 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 به‌عبارت دیگر بیان می‌کند تا چه حد بانک مرکزی در تنظیم عرضه‌ی 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 به‌کار 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.

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 سزناج‌درسکا[1] (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. همان‌گونه که مشاهده می‌شود براساس آزمون والد فرضیه صفر خطی بودن رد می‌شود ولی براساس آزمون LM فرضیه صفر پذیرفته خواهد شد. به‌دلیل این‌که آزمون والد از آزمون LM قوی‌تر است بنابراین فرض رفتار نامتقارن بانک مرکزی برای مدل اول پذیرفته می‌شود. شایان ذکر است که رفتار نامتقارن بانک مرکزی توسط کمیجانی و توکلیان (۱۳۹۰) و کمیجانی و همکاران (۱۳۹۳) تأیید شده است.

جدول ٤: آزمون وجود اثرات خطی مدل اول

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

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 نشان‌دهنده‌ی مناسب بودن مدل است.

Prob. Chi-Square(1)= 0.8397

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

جدول ٥: آزمون وجود اثرات خطی مدل دوم

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

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 نشان‌دهنده‌ی مناسب بودن مدل است.

Prob. Chi-Square(1)= 0.8822

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

جدول ٦: آزمون وجود اثرات خطی مدل سوم

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

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 نشان‌دهنده‌ی 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. همان‌گونه که مشاهده می‌شود فرضیه صفر خطی بودن پذیرفته خواهد شد.

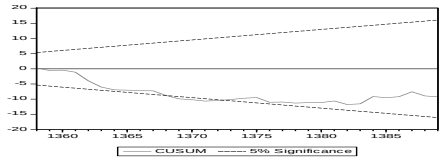
جدول ۷: آزمون وجود اثرات خطی مدل چهارم

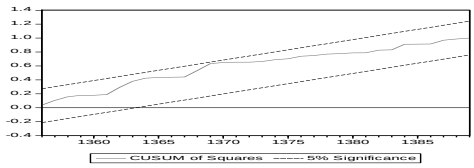
آزمون	LM	والد
آماره محاسباتی	Chi-square(2)= 2.36	F-statistic= 0

۵-۳. آزمون‌های ثبات ساختاری

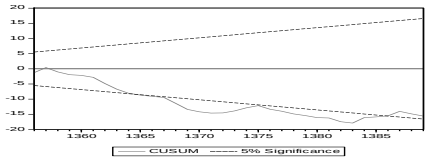
آزمون‌های ثبات ساختاری پسماند تجمعی[1] و مجذور پسماند تجمعی[2] که منعکس‌کننده ثبات در ضرایب تخمینی در طول دوره مورد بررسی هستند انجام شده است. آزمون پسماند تجمعی برای یافتن تغییرات سیستماتیک در ضرایب رگرسیون و آزمون مجذور پسماند تجمعی زمانی که انحراف از پایداری ضرایب رگرسیون اتفاقی و ناگهانی است مفید می‌باشند. اگر نمودار پسماند تجمعی، بین دو خط صاف (فاصله اطمینان۹۵٪) [که برابری آن‌ها توسط براون و دیگران[3] ارائه شده] قرار گرفت، فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود شکست ساختاری پذیرفته می‌شود. در غیراین‌صورت فرضیه وجود شکست ساختاری پذیرفته می‌شود. مطالب فوق در مورد نمودار مجذور پسماند تجمعی نیز صدق می‌کند (تشکینی،۱۳۸۴: ۷۸). نمودارهای زیر نشان‌دهنده‌ی آزمون ثبات پارامترهای در چهار مدل هستند:

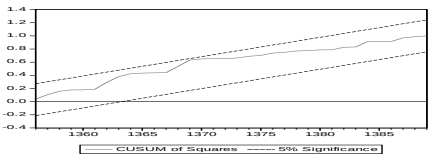
1. Cumulative Sum of Residuals (CUSUM)
2. Cumulative Sum of Squared Residuals (CUSUMSQ)
3. Brown, Durbin and Evans



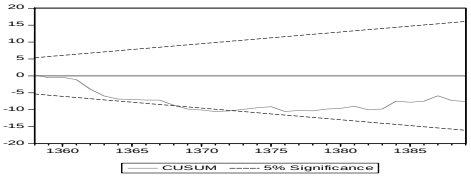


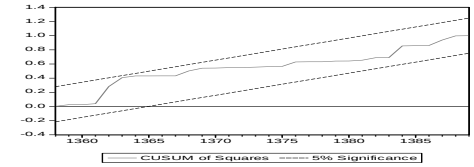
شکل ۳: نمودار آزمون CUSUM و CUSUMSQ در مدل دوم



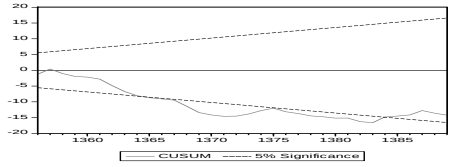


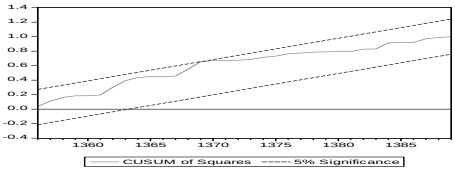
شکل ۲: نمودار آزمون CUSUM و CUSUMSQ در مدل اول





شکل ۵: نمودار آزمون CUSUM و CUSUMSQ در مدل چهارم





شکل ٤: 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.

٦-۳. تصریح و برآورد مدل به روش رگرسیون کوانتایل

به‌دلیل این‌که در مدل اول رفتار نامتقارن بانک مرکزی تأیید شد. بنابراین برای این‌که 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 به‌دلیل 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 معنادارهستند ولی در چندک ۰/۸ و ۰/۸۵ نتایج P-value و فاصله اطمینان متفاوت از هم هستند به‌طوری‌که با توجه به نتایج فاصله اطمینان ضریب انحراف تورم معنی‌دار ولی با نتایج P-value بی‌معنی هستند و چون می‌توانیم ببینیم که مقدار واقعی متغیردر 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 پـول در راسـتای کنتـرل تورم نرخ رشد حجم پول را افزایش می‌دهد.که این عمل کاملاً غیرمنطقی است. ضریب هموارسـازی نـرخ رشد پایه پولی نیز در چندک ۰/۲۵ تا ۰/۷۵ معنی‌دار هستند که نشان از وابسته بودن حجم پول بـه میـزان 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 به‌طوری‌که 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 به‌طوری‌که با توجه به نتایج فاصله اطمینان ضریب انحراف تورم معنادار ولی با نتایج P-value بی‌معنی هستند و چون می‌توانیم ببینیم که مقدار واقعی متغیردر 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 دهندگی 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 اهـداف تعریـف شـده بانـک‌هـای مرکزی دیگر تفاوت چندانی ندارد، اما اولویت‌های سیاستی آن مشخص نیست. سؤالی که مطرح مـی‌شـود آن است که اصولاً چه درجه از انطباق میان اهداف و عملکرد سیاست‌گذاری پولی طی چنـد دهـه گذشـته بوده است؟ واکنش سیاست‌گذار پولی نسبت به شوک‌های اقتصادی و انحراف روند متغیرهای اقتصاد کلان از مقادیر هدف چه بوده است؟ بانـک مرکـزی چـه سیاسـت و قـــواعد مشخصـی در ارتبـاط بـا اهـداف و مأموریت‌های خود طی دو دهه اخیر داشته است و آیا با روش‌ها و استانداردهای سیاسـت‌گـذاری پـولی در کشورهای جهان قرابتی دارد؟

در پاسخ به این سؤالات در این مطالعه به ارزیابی عملکرد سیاست پولی در ایران و برآورد تابع واکـنش 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 زمـانی ۱۳۵۳-۱۳۸۹ اقتصاد ایران بررسی شد که در این مطالعه هدف میانی بانک مرکزی نـرخ رشـد پایـه پـولی 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 میانگین گیری تورم دوره مورد بررسی و تورم هدف برنامه‌های توسعه استفاده شده است که نتایج حاصل از هر دو روش تقریباً یکسان است. بررسی تجربی بـه روش رگرسـیون 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 انتظـار از خـود واکـنش نشان داده است یعنی در حالتی که انحراف تورم از تورم هدف مثبت بانک مرکزی پول بـه جامعـه تزریـق کرده است که خود موجب تشدید تورم واستمرار آن می گردد. بر اساس نتایج برآوردی از ایـن مطالعـه بـه سیاستگذاران پولی توصیه می‌شود رفتار خود را بر اساس قاعده خاصی شکل دهند چرا که قاعده‌مند بـودن سیاست‌ها منجر به زیان اجتماعی کمتری می‌شود. همچنین اجرای سیاست‌های باثبـات، معتبـر و منضـبط پولی باعث ایجاد فضای مناسب کلان جهت رشد اقتصادی و خنثی کردن اثرات منفـی بـار تـوزیعی تـورم 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)؛ اقتصاد سنجی کاربردی به کمک Microfit. مؤسسه فرهنگی هنری دیباگران، تهران.

ختایی، محمود؛ و سیفی پور، رؤیا (۱۳۸۴)؛ "ابزار و قواعد سیاست های پولی در اقتصاد ایران مطالعه موردی: برنامه سوم توسعه اقتصادی و اجتماعی"، مجله تحقیقات اقتصادی، شماره ۷۳: ۲۳۳-۲۶۷.

خورسندی، 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: پیش شرط‌ها و تبین 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، رجبی (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 استفاه 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 قیمت دارایی‌ها در اثرگذاری سیاست پولی در ایران مطالعه موردی: شاخص قیمت مسکن"، تحقیقات مدل سازی 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.

کمیجانی، اکبر و توکلیان، حسین (۱۳۹۰)؛ "تحلیل و آزمون عدم تقارن در رفتارسیاست‌گذاری پولی بانک مرکزی"، فصلنامه تحقیقات مدلسازی اقتصادی، شماره ۶: ۱۹-۴۲.

کمیجانی، اکبر؛ خلیلی عراقی، منصور؛ عباسی‌نژاد، حسین و توکلیان، حسین (۱۳۹۳)؛ " تورم هدف ضمنی، 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 بـر سیاسـت‌هـای پـولی"، مجموعه مقالات دوازدهمین کنفرانس سیاست‌های پولی و ارزی، مؤسسه تحقیقات پولی و بانکی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، اردیبهشت۱۳۸۱: ۱۱۷-۱۱۸.

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

Ball, L. and Croushore, D. (2003); "Expectations and theeffects 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 orpushing 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.