ارزیابی راهبردهای پولی بانک مرکزی ایران نسبت به شکاف تولید و انحراف تورم: رویکرد بوت‌استرپ*

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

تاریخ دریافت: ۹۲/۱۲/۲۰ تاریخ پذیرش: ۹٤/۳/۵

چکیده

سیاست‌های پولی یکی از مهم‌ترین سیاست‌های کلان اقتصادی می‌باشند که برای دستیابی به اهداف اقتصادی از قبیل کاهش شکاف تولید و کاهش انحراف تورم از تورم هدف، بکار گرفته می‌شوند. این سیاست‌ها از طریق کنترل حجم پول و یا کنترل نرخ بهره قابل اجرا هستند. بر اساس نظریه‌های اقتصادی، بانک مرکزی بایستی سیاست‌های پولی را به صورت قاعده‌مند اجرا نماید. در دوره‌هایی که شکاف تولید مثبت یا منفی وجود دارد و یا در دوره‌هایی که انحراف تورم از تورم هدف مثبت یا منفی است، سیاست‌های پولی متفاوتی بایستی اتخاذ گردد. برررسی قاعده‌مندی سیاست‌های پولی بانک مرکزی و میزان انطباق و سازگاری این سیاست‌ها با نظریه‌های اقتصادی از جمله نظریه تیلور، از اهمیت خاصی برخوردار است که در این مقاله به آن پرداخته خواهد شد. در این مطالعه با هدف

---

*. این مقاله از پایان‌نامه کارشناسی‌ارشد مهناز سرخوندی در دانشگاه رازی کرمانشاه مستخرج شده است.

۱. دانشیار گروه اقتصاد دانشگاه رازی (نویسنده مسئول)، E-mail: ksohaili@razi.ac.ir.

۲. دانشیار گروه اقتصاد دانشگاه رازی E-mail: sh_fatahi@yahoo.com

۳. کارشناس ارشد علوم اقتصادی، دانشگاه رازی، E-mail: m.sorkhvandi@yahoo.com

ارزیابی میزان سازگاری سیاست‌های پولی بانک مرکزی با نظریه‌های اقتصادی، راهبردهای پولی بانک مرکزی نسبت به شکاف تولید و انحراف تورم، طی دوره زمانی ۱۳۵۳-۱۳۹۲، مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفته است. برای این منظور از روش بوت‌استرپ استفاده شده است. نتایج حاکی از آن است که بانک مرکزی در دوره‌های رکود و رونق، نسبت به شکاف تولید، از خود واکنشی نشان نداده و نسبت به انحراف از تورم نیز واکنشی خلاف انتظار از خود نشان داده است.

واژگان کلیدی: سیاست پولی، شکاف تولید، انحراف تورم، بوت‌استرپ، بانک مرکزی ایران.

JEL: E52, C19

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

۱. مقدمه

هر کشوری به دنبال رسیدن به ثبات اقتصادی و کاهش شکاف تولیدی و کاهش تورم است. بکارگیری سیاست‌های پولی، یکی از ابزارهای در دسترس جهت رسیدن به این هدف است. اجرای سیاست‌های پولی، می‌تواند بر مبنای صلاحدید یا قواعدی از قبیل قاعده تیلور باشد. در این مقاله، راهبردهای سیاست‌گذاری پولی بانک مرکزی ایران بر اساس قاعده تیلور خطی برای حالت نامتقارن مورد مطالعه قرار می گیرد. در این راستا سعی شده است با استفاده از روش باز نمونه‌گیری بوت استرپ برای چندک‌های مختلف به بررسی دوره‌های رکود و رونق تجاری پرداخته شود. مزیت این روش نسبت به رگرسیون-های غیرخطی آن است که در این روش از یک تابع توزیع استفاده می‌شود و نیازی به مشخص کردن رفتار بانک مرکزی در هر دوره به طور جداگانه نمی‌باشد. علاوه بر آن، در مدل‌های غیرخطی، واکنش سیاستگذار پولی به سطحی از تورم یا فعالیت اقتصادی وابسته است ولی در رگرسیون کوانتایل رفتار سیاستگذار در تمام قسمت‌های توزیع بررسی می-شود. همچنین روش بازنمونه‌گیری بوت‌استرپ، با ایجاد نمونه‌های فراوان، شرایط نمونه را به شرایط جامعه نزدیک می‌کند و با در نظر گرفتن تمامی حالات تشکیل نمونه، ضرایب را دقیق‌تر برآورد نموده و فاصله اطمینان برای ضرایب را مطمئن‌تر تعیین می‌نماید.

در این مقاله ابتدا به مبانی نظری و سپس به پیشینه‌های تحقیق، مدل تحقیق و روش‌های برآورد پرداخته شده است. در ادامه داده‌ها و نتایج تجربی و نتیجه‌گیری حاصل از تحقیق بررسی شده است. و در نهایت منابع مورد استفاده در تحقیق بیان شده‌اند.

۲. مبانی نظری

۲-۱. سیاست پولی

سیاست پولی به مفهوم استفاده از ابزارهای پولی به منظور نیل به اهداف اقتصادی می-باشد. به عبارت دیگر، سیاست‌های اقتصادی در زمینه‌های پولی و اعتباری را سیاست‌های پولی گویند.مهمترین اهداف سیاست‌های کلان اقتصادی به طور اعم و سیاست‌های پولی

به طور اخص، دستیابی به ثبات قیمت‌ها، رشد اقتصادی و سطح مطلوب اشتغال است. از آنجایی که دستیابی به اهداف نهایی به طور مستقیم برای سیاستگذاران قابل حصول نمی-باشد، لذا معرفی اهداف میانی و ابزارهای متناسب ضرورت دارد. در مورد سیاست پولی، مساله انتخاب هدف میانی غالباً به انتخاب بین کنترل نرخ سود و عرضه پول، خلاصه می‌شود. بر اساس نظریه‌های اقتصادی، چنانچه کشوری با رکود اقتصادی مواجه گردد و اقتصاد آن با معضل نرخ بالای بیکاری و مازاد ظرفیت سرمایه‌ای مواجه شود؛ می‌تواند با کاهش نرخ بهره، گسترش اعتبارات بانکی، کاهش نرخ‌های مالیاتی، افزایش هزینه‌های دولتی و سایر سیاست‌های اقتصادی انبساطی؛ تقاضای کل را افزایش و نرخ رشد اقتصاد را بالا ببرد. از طرف دیگر، چنانچه کشور با تورم شدید روبرو گردد، می‌تواند با افزایش نرخ بهره، کاهش اعتبارات بانکی، افزایش نرخ‌های مالیاتی، تقلیل هزینه‌های دولتی و سایر سیاست‌های انقباضی؛ تقاضای کل را کاهش و تورم را کنترل نماید.

بانک‌های مرکزی می توانند از طریق خریداری اوراق قرضه دولتی، کاهش نرخ بهره‌ی تسهیلات بانکی و کاهش نسبت ذخائر قانونی، عرضه پول را افزایش دهند. افزایش حجم پول وکاهش نرخ بهره در دوران رکود اقتصادی، باعث افزایش سرمایه‌گذاری، افزایش تولید و افزایش اشتغال می‌گردد. از طرف دیگر، کاهش در عرضه پول نیز به کاهش سرمایه‌گذاری و کاهش تورم منجر می‌شود (رحیمی بروجردی ، ۱۳۷۹).

دیدگاه‌های مختلفی در خصوص سیاست‌های پولی وجود دارد. از جمله این دیدگاه‌ها می‌توان به دیدگاه مرکانتالیست‌ها اشاره کرد. بر اساس دیدگاه مرکانتالیست‌ها، فلزات گرانبها (طلا و نقره) ثروت ملی را تشکیل می‌دهند و هدف اساسی سیاست‌های اقتصادی در اختیار داشتن و حفظ آن‌ها می‌باشد. آن‌ها معتقد بودند لازمه رشد سریع تجارت، گردش پول بیشتر در اقتصاد می‌باشد. بر این اساس، در صورت ثابت بودن سایر عوامل، افزایش عرضه پول، موجب افزایش حجم فعالیت‌های اقتصادی می‌شود. آن‌ها استدلال می‌کردند که افزایش حجم پول در گردش، موجب افزایش قیمت‌ها می‌شود (تفضلی، ۱۳۷۵).

از دیدگاه کلاسیک‌ها، هدف سیاست پولی تأثیرگذاری بر نقدینگی بخش خصوصی، حجم اعتبارات، سطح قیمت‌ها، سطح اشتغال، میزان سرمایه‌گذاری، میزان تولید، قیمت تمام شده، مبادلات بازرگانی، نرخ ارز، پرداخت‌ها و دریافت‌های ارزی، منافع سپرده‌گذاران و صاحبان سهام بانک‌ها می‌باشد. اقتصاددانان کلاسیک از جمله اسمیت و سی، بر این عقیده‌اند که پول در بلندمدت خنثی و بی‌اثر است؛ زیرا تعادل اشتغال کامل یک پدیده بلندمدت است و در صورت عدم دخالت دولت هیچ دلیلی برای پیدایش تورم و رکود اقتصادی وجود ندارد. از دیدگاه این گروه از اقتصاددانان، تورم ناشی از افزایش حجم پول در وضعیت تعادلی اقتصاد در اشتغال کامل است.از نظر اقتصاددانان مکتب کلاسیک افزایش قیمت‌ها بر متغیرهای واقعی، مانند تولید، اشتغال و دستمزد واقعی تأثیری ندارد و با افزایش قیمت‌ها، دستمزدهای اسمی نیز به همان میزان افزایش می‌یابند. در این صورت سیاست پولی در کنترل حجم پول در گردش منحصر می‌شود (رحمانی، ۱۳۷۸).

کینزین‌ها جریان پول را به سطح اشتغال مربوط دانسته و آن را وابسته به نرخ بهره و عامل تعیین‌کننده درآمد ملی می‌دانند. کینزین‌ها با مردود شمردن قانون سی، معتقدند که بین بازار پول و بازار کالا، همبستگی وجود دارد. بر این اساس، پول یک متغیر اساسی است تغییرات آن از طریق تغییر نرخ بهره، تأثیرات قابل توجهی بر سطح تولید بر جای می‌گذارد. از نظر کینزین‌ها، نرخ بهره یک متغیر هدف میانی است که سیاست‌های پولی از طریق تأثیرگذاری بر آن، متغیرهای هدف نهایی را متأثر می‌سازند. کینزین‌ها با پذیرش کمبود تقاضای مؤثر به عنوان علت اصلی بحران اقتصادی و بیکاری نظام سرمایه‌داری آزاد، اظهار می‌دارند که هرگاه این کمبود تقاضا توسط دولت و مقامات پولی کنترل نشود، در وضعیت تعادل، اشتغال ناقص رخ خواهد داد. این دسته از اقتصاددانان، تأثیرگذاری سیاست پولی بر میزان تولید را وابسته به شرایطی از جمله واکنش سرمایه‌گذاری نسبت به نرخ بهره می‌دانند. موضع افراطی این دیدگاه به عنوان طرفداران نظریه مالی آن است که کشش سرمایه‌گذاری نسبت به نرخ بهره در کوتاه مدت بسیار اندک و

حتی صفر است، و در نتیجه تغییرات حجم پول و اجرای سیاست پولی تنها موجب تغییر نرخ بهره می‌شود و اثر خاصی بر روی تولید نداشته و تنها ترکیب آن را تغییر می‌دهد.

از دیدگاه مکتب پول‌گرایان از جمله فریدمن رهبر این مکتب، عرضه و تقاضای پول تعیین‌کننده درآمد ملی است و هر گونه تغییری در عرضه پول موجب تغییر تولید ناخالص ملی اسمی می‌شود. پول گرایان اعتقاد دارند که تغییرات حجم پول، طبق رابطه مبادله فیشر تأثیر مستقیم بر درآمد ملی پولی دارد. در نتیجه سیاست پولی بیشترین اثر را بر روی تولید خواهد داشت. البته بر اساس دیدگاه‌های این مکتب اقتصادی، افزایش حجم پول فقط در کوتاه‌مدت می‌تواند بر تولید ناخالص ملی اثر محسوسی داشته باشد و در میان-مدت و بلندمدت، افزایش حجم پول فقط اثر تورمی دارد (تفضلی، ۱۳۷۵).

۳. پیشینه تحقیق

مورسیا[1](۲۰۰۲)، قواعد سیاست پولی بهینه را با توجه به غیرخطی بودن این قواعد و وجود عدم اطمینان، برای ایالت متحده امریکا استخراج کرد و یک قاعده غیرخطی و نامتقارن را برای سیاست پولی در این کشور ارائه داد (Murcia, 2002).

کوتنر و پوسن[2](۲۰۰۴)، رابطه‌ی میان قاعده‌ی تیلور و سیاست‌های پولی را در ژاپن بررسی کردند. این نویسندگان، دو مورد از اختلالات دهه‌های اخیر را مورد آزمون قرار دادند. مورد اول، 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 بحران بزرگی با عنوان نرخ‌های بهره اسمی نزدیک به صفر را باعث می‌شود (Kuttner and Posen, 2004).

فیلدینگ وشیلدز[3](۲۰۰۵)، با استفاده از اطلاعات تابلویی ۹ ایالت آفریقای جنوبی طی دوره ۲۰۰۵-۱۹۹۷، اثرات نامتقارن قیمتی سیاست‌های پولی را مورد مطالعه قرار دادند.

---

1 . Murcia

2 . Kuttner and Posen

3 . Fielding and Shields

نتایج حاصل از این تحقیق نشان داده است که از نظر آماری، اختلافات معنی‌دار و بزرگی در واکنش قیمت‌ها به سیاست‌های پولی انقباضی وانبساطی در نواحی مختلف آفریقای جنوبی وجود دارد. بر اساس یافته‌های این پژوهش، تغییرات سیاست‌های پولی، هدایت‌کننده تغییرات پایا و قابل توجهی درقیمت‌های نسبی هستند (Fielding and Shields, 2005).

میشرا[1] (۲۰۰۹)، سیاست پولی فدرال رزرو و قاعده‌ی تیلور غیرخطی را بررسی نموده است. این نویسنده، قاعده‌ی تیلور غیرخطی را به منظور یافتن نحوه واکنش نرخ وجوه فدرال به انحراف تولید و انحراف تورم در زمان جنگ، تخمین زده است. بر اساس نتایج این مطالعه، سیاست پولی فدرال رزرو، در زمان‌هایی که نرخ تورم بین ۶/۵ تا ۸/۵٪ است، واکنش قابل توجهی به تغییرات نرخ تورم از خود نشان داده است ولی واکنش سیاست پولی فدرال رزرو نسبت به انحراف تولید محسوس نبوده است (Mishra, 2009).

نارایدو و راپوتسوان[2] (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 به طور شدیدی پاسخ می‌دهند. علاوه بر آن، یافته‌های این پژوهش نشان داد که پاسخ بیش از حد به نوسانات نامتقارن تولید برای منفی کردن انحراف تولید از مقدار بالقوه آن، سیکل تجاری رکود را گسترش می‌دهد (Naraidoo and Raputsoane, 2011).

والترس[3] (۲۰۱۱)، در تحقیقی تحت عنوان برآورد توابع واکنش سیاست پولی این موضوع را مورد مطالعه قرار داده است. نتایج این تحقیق حاکی از آن است که توزیع شرطی نرخ بهره دارای تغییرات مهم و سیستماتیکی است که به وسیله تغییر در اولویت‌های بانک فدرال قابل توضیح نیست (Wolters, 2011).

---

1 . Mishra
2 . Naraidoo and Raputsoane
3 . Wolters

بلک و کلوس[1] (۲۰۱۲)، به اصلاح تابع واکنش تیلور در بانک مرکزی اروپا و فدرال پرداختند. نتایج پژوهش این نویسندگان نشان داد که واکنش بانک مرکزی به شکاف تولید در نوسان است (Belke and Klose, 2012).

کوملان[2] (۲۰۱۳)، واکنش نامتقارن سیاست پولی نسبت به تورم و شکاف تولید را در کانادا بررسی نمود. نتایج این پژوهش حاکی از آن است که عملکرد سیاستگذاران پولی در کانادا نامتقارن است و بهتر است که سیاستگذاران از تابع واکنش غیر خطی استفاده کنند (Komlan, 2013).

سزناجدرسکا[3] (۲۰۱۴)، اثرات نامتقارن قاعده سیاست پولی را در لهستان مورد مطالعه قرار داده است. نتایج این تحقیق گویای آن است که واکنش بانک مرکزی لهستان نسبت به تورم شدید ولی واکنش آن نسبت به شکاف تولید شدید نیست. به عبارت دیگر، واکنش بانک مرکزی لهستان نامتقارن است (Sznajderska, 2014).

ختایی و سیفی‌پور (۱۳۸۴)، در مطالعه‌ای به بررسی ابزار و قواعد سیاست‌های پولی در اقتصاد ایران پرداخته‌اند. نتایج این پژوهش حاکی از آن است که سیاست‌های پولی کشور ایران دنباله‌رو هزینه‌های دولت و درآمدهای نفتی کشور بوده و نتوانسته است در راستای حصول اهداف معمول سیاست پولی حرکت کند (ختایی و سیفی‌پور، ۱۳۸۴).

شیرین بخش(۱۳۸۴)، در مقاله‌ای تحت عنوان اثرات سیاست پولی بر سرمایه گذاری و اشتغال در ایران با استفاده از الگوی VAR، به این نتیجه رسیده است که واکنش دو متغیر اشتغال و سرمایه گذاری نسبت به تکانه‌های ناشی از اعتبارات، نرخ ارز و عرضه پول فاقد اعتبار آماری است. از طرف دیگر، طبق نتایج مربوط به تجزیه واریانس، متغیرهای سیاست پولی کمترین سهم را در توضیح تغییرات دو متغیر سرمایه‌گذاری و اشتغال، دارند (شیرین بخش، ۱۳۸۴).

1 . Belke and Klose
2. Komlan
3 . Sznajderska

طاهری فرد وکسمایی(۱۳۸۷)، در مطالعه‌ای به بررسی اثر بخشی سیاست پولی بر متغیرهای کلان اقتصادی ایران پرداخته‌اند. در این تحقیق با استفاده از یک الگوی ساختاری و برآورد شکل تبدیل یافته‌ی آن، ابتدا روابط بین متغیرها و سپس تأثیر برخی سیاست‌های پولی و مالی مورد بررسی قرار گرفته است. یافته‌های این تحقیق نشان داده است که سیاست کاهش نرخ سود تسهیلات، سرمایه‌گذاری بخش خصوصی را افزایش می‌دهد اما تأثیر چندانی بر تولید ندارد (طاهری فرد وکسمایی، ۱۳۸۷).

خلیلی عراقی، شکوری و زنگنه (۱۳۸۸)، در پژوهشی با استفاده از روش‌های کنترل بهینه، قاعده‌ی سیاست بهینه‌ی پولی را برای اقتصاد ایران استخراج نموده‌اند. در این پژوهش، فرض شده است سیاست‌گذار از نرخ بهره به عنوان ابزار سیاستی استفاده می‌کند در این تحقیق، با بهره‌گیری از مقادیر ضرایب به دست آمده در مطالعات قبلی، نوعی مدل دینامیک تصادفی شامل انتظارات عقلایی برای اقتصاد ایران ارائه شده است. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که رفتار سیاست‌گذار در صورتی بهینه‌ی است در پاسخ به نوسان مثبت در تورم، تولید و حجم پول؛ نرخ بهره را افزایش و در پاسخ به شوک تکنولوژی نرخ بهره را کاهش دهد. این نویسندگان پیشنهاد نموده‌اند که سیاستگذار بایستی در برابر افزایش حجم پول به صورت تهاجمی واکنش نشان دهد (خلیلی عراقی، شکوری و زنگنه، ۱۳۸۸).

درگاهی و شربت اوغلی(۱۳۸۹)، در مطالعه‌ای تلاش نموده‌اند تا با استفاده از روش کنترل بهینه و با درنظرگرفتن نرخ رشد نقدینگی به عنوان ابزار سیاستگذاری بانک مرکزی و برآورد رابطه‌ی بین نرخ رشد نقدینگی،تورم و رشد اقتصادی؛ قاعده‌ی سیاستگذاری بهینه‌ی بانک مرکزی را ارائه نمایند (درگاهی و شربت اوغلی، ۱۳۸۹).

پهلوانی، اکبری و اربابی(۱۳۹۱)، در پژوهشی با عنوان بررسی رابطه بین تورم – قیمت طلا و تورم- نرخ ارز، در کنار استفاده از آزمون‌های همجمعی سنتی بدون لحاظ شکست ساختاری از آزمون های همجمعی با لحاظ شکست های ساختاری نیز برای بررسی مانایی متغیرها استفاده نموده‌اند. در این تحقیق از داده‌های ماهیانه طی بازه زمانی ۱۳۸۹-۱۳۷۰

استفاده شده است. در این تحقیق، ابتدا با استفاده از آزمون های سنتی ریشه واحد همچون دیکی- فولر تعمیم یافته (ADF)، فیلیپس- پرون (PP) و KPSS مانایی متغیرها بررسی شده است. مقادیر گزارش شده این آزمون ها برای شاخص کل بهای کالاها و خدمات مصرفی، قیمت سکه طلا و نرخ ارز و مقایسه آن با مقادیر بحرانی نشان می دهد که متغیرهای مورد بررسی در تمامی سطوح نامانا هستند. برای تعیین شکست ساختاری درون زا از آزمون زیوت و اندروز[1] استفاده شده است. به طور کلی نتایج آزمون های ریشه واحد در حضور شکست های ساختاری برای قیمت سکه طلا و نرخ ارز با آزمون های سنتی سازگار بود و متغیر قیمت سکه طلا و نرخ ارز دارای ریشه واحد بودند (پهلوانی، اکبری و اربابی، ۱۳۹۱).

تقی نژاد عمران و بهمن(۱۳۹۱)، با بهرگیری از داده‌های دوره ۱۳۵۷ – ۱۳۸۶ و با استفاه از دو روش گشتاورهای تعمیم یافته (GMM) و بردار همجمعی یوهانسن– جوسیلیوس، قاعده گسترش یافته تیلور را در ایران بررسی کرده‌اند. نتایج تحقیق این نویسندگان حاکی از آن است که واکنش مقامات پولی نسبت به انحراف تولید، با قاعده گسترش یافته تیلور سازگار بوده ولی این نسبت به انحراف از تورم سازگار نیست (تقی نژاد و بهمن، ۱۳۹۱).

ملاحظه می‌شود که در پژوهش‌های فوق، از قاعده تیلور خطی ساده برای بررسی حالت تقارن و از قاعده‌ی تیلور غیرخطی برای بررسی حالت عدم تقارن استفاده شده است. اما در مقاله حاضر، از قاعده تیلور خطی برای بررسی حالت نامتقارن بهره گرفته می‌شود. استفاده از قاعده تیلور خطی برای بررسی حالت نامتقارن، وجه تمایز این پژوهش نسبت به سایر مطالعات انجام شده در زمینه واکنش سیاست‌گذار پولی است. در این مقاله سعی شده است، با استفاده از بازنمونه‌گیری بوت استرپ رگرسیون کوانتایل، به بررسی دوره‌های رکود و رونق تجاری پرداخته شود. مزیت این روش این است که با ایجاد مشاهدات مکرر از آماره‌های حاصل از یک نمونه تصادفی، نسبت به برآورد واریانس، ساختن فاصله اطمینان و محاسبه چندک‌های تجربی اقدام نمود و با حداقل هزینه، خطای نمونه‌گیری را نسبت به روش‌های مرسوم کاهش می‌دهد.

---

1 . Zivot and Andrews

٤. مدل تحقیق و روش‌های برآورد

٤-١. روش تحقیق

٤-١-١. روش بازنمونه‌گیری بوت‌استرپ

روش‌های تکرار یا روش بازنمونه‌گیری، ابزاری هستند که به منظور ایجاد مشاهدات مکرر از آماره‌های حاصل از یک نمونه تصادفی برای برآورد واریانس، ساختن فاصله اطمینان و محاسبه چندک‌های تجربی مورد استفاده قرار می‌گیرند. روش بازنمونه‌گیری، در واقع روش‌هایی هستند که با حداقل هزینه، خطای نمونه‌گیری را نسبت به روش‌های مرسوم کاهش می‌دهند.(خداد کاشی و شهیکی تاش، ۱۳۸۸)

بوت‌استرپ روشی است که فارغ از بسیاری از فرضیات با ایجاد نمونه‌های فراوان، شرایط نمونه را به شرایط جامعه نزدیک می‌کند. روش بوت‌استرپ، با در نظر گرفتن تمامی حالات تشکیل نمونه، صحت برآورد ضرایب و برآورد فاصله اطمینان برای ضرایب، را صحیح‌تر و مطمئن‌تر می‌سازد (Efron & Tibshirani, 1993).

با فرض این که $Z\equiv\{Z_1 , \dots Z_n\}$، مجموعه‌ای از متغیرهای تصادفی مستقل وهم توزیع با تابع توزیع تجمعی F_θ وکمیت تصادفی مورد نظر $T=t(Z; F_\theta)$ باشد، روش بوت-استرپ بر اساس ایده نمونه‌گیری مجدد از داده‌ها برای تعیین مشخصات توزیع نمونه‌ای T با فرض معلوم بودن F_θ است. افرون[1] الگوریتمی برای برآورد مشخصات توزیع T به عنوان برآوردگر پارامتر مورد نظر θ و بر اساس مشاهدات مستقل به صورت زیر پیشنهاد کرد:

الف) تابع توزیع تجربی $F_n(z)=\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} I(Z_i\le z)$ تعیین می‌شود.

ب) $Z^*=(Z_1^*,\dots,Z_2^*)$ به عنوان نمونه بوت‌استرپ از F_n به روش نمونه‌گیری تصادفی ساده با جایگذاری از Z به دست خواهد آمد.

ج) آماره‌ی بوت‌استرپ $T^*=t(Z^*;F_n)$ محاسبه می‌شود.

د) بوت‌استرپ اریبی، واریانس وتوزیع T به ترتیب به صورت زیر برآورد می‌شوند:

---

1 . Efron

$$G_*(t) = P(T^* \le t) \quad (۱)$$

$$Var_*(T^*)=E_*[T^* - E_*(T^*)]^2 \quad (۲)$$

$$Bias_*(T^*) = E_*(T^*) - T \quad (۳)$$

در رابطه‌های فوق، E_*، Var_* و P_*، به ترتیب امید ریاضی، واریانس واحتمال شرطی بوت‌استرپ به شرط Z هستند. اگر $Bias_*(T^*)$، $Var_*(T^*)$ $G_*(t)$ جواب‌های صریحی نداشته باشند، با استفاده از شبیه‌سازی مونت کارلو و تکرار B بار مراحل ب و ج و محاسبه $T_1^*, \dots, T_B^*$ به ترتیب به صورت زیر برآورد می‌شوند:

رابطه(۴)
$$\widehat{Bias}_*(T^*) = \hat{E}_*(T^*) - T$$

رابطه(۵)
$$\widehat{Var}_*(T^*)=\frac{1}{B-1}\sum_{i=1}^{B}[T^* - E_*(T^*)]^2$$

رابطه(۶)
$$\widehat{G}_*(t) = \frac{1}{B}\sum_{i=1}^{B} I(T_i^* \le t)$$

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

که در آن‌ها $\hat{E}_*(T^*) = \frac{1}{B}\sum_{i=1}^{B} T_i^*$ است.

مراحل تخمین رگرسیون بوت‌استرپ به صورت زیر است:

۱- بر روی داده‌های اولیه، رگرسیون $Y=\beta X + \varepsilon$ را تخمین زده و مقادیر $\hat{\beta}$ و خطاهای ε_i به ازای i=1, ..., n محاسبه می‌شود.

۲- نمونه بوت‌استرپ $\varepsilon^* = (\varepsilon_1^*, \ldots, \varepsilon_n^*)$، به روش نمونه‌گیری مجدد از پسماندها محاسبه می‌شود.

۳- با استفاده از ماتریس متغیرهای توضیحی مقادیر بوت‌استرپ برای رگرسیون $Y^* = \hat{\beta}X + \varepsilon^*$ محاسبه می‌گردد.

۴- مدل مورد نظر با استفاده Y^* وماتریس Xها برازش می‌شود.

۵- مقادیر بدست آمده از مدل برازش شده، ذخیره می‌شود.

۶- فرایند مذکور B مرتبه تکرار می‌شود (Martinez & Martinez, 2002).

همانطور که گفته شد، روش نمونه‌گیری مجدد بوت استرپ برای محاسبه چندک‌های تجربی مورد استفاده قرار می‌گیرد. در این مطالعه از بوت استرپ رگرسیون کوانتایل استفاده شده است. از آن‌جا که میانگین، یکی از معیارهای تمرکز است آگاهی از آن به تنهایی نمی‌تواند اطلاعات کاملی از شکل توزیع به همراه داشته باشد. با توجه به این واقعیت، رگرسیون معمولی نیز ممکن است نتواند اطلاعات کافی درباره‌ی شکل توزیع متغیر تصادفی تحت مطالعه را - در سطوح مختلف متغیر تشریحی- به دست دهد. چندک‌ها[1] معیارهای دیگری برای توزیع هستند که در کنار هم می‌توانند شکل توزیع را جامع‌تر به تصویر بکشند.

اگر مانند رگرسیون معمولی که برای میانگین به کار می‌رود، یک شیوه‌ی رگرسیونی برای چندک‌ها وجود داشته باشد، می‌توان شکل توزیع را در سطوح مختلف متغیرهای تشریحی به دست آورد. این همان هدفی است که رگرسیون کوانتایل دنبال می‌کند (بامنی مقدم و خوش گویان فرد، ۱۳۸۳).

برآورد پارامترها در رگرسیون کوانتایل بر اساس یک تابع زیان نامتقارن است و مشابه برآورد پارامترها در رگرسیون کمترین توان دوم‌ها، محاسبه می‌شود. انگیزه اصلی به کارگیری رگرسیون کوانتایل این است که با نگاهی دقیق و جامع در ارزیابی متغیر وابسته، مدلی ارائه شود تا امکان دخالت متغیرهای مستقل، نه تنها در مرکز ثقل داده‌ها، بلکه در

1 . Quantiles

تمام قسمت‌های توزیع به ویژه در دنباله‌های ابتدایی و انتهایی فراهم گردد، بدون اینکه با محدودیت مفروضات رگرسیون معمولی از قبیل واریانس ناهمسانی و حضور تأثیرگذار داده‌های دور افتاده در برآورد ضرایب روبرو باشیم (بیگانه و همکاران، ۱۳۹۱).

در تبیین کلی رگرسیون کوانتایل، فرض شود که مدل رگرسیون خطی به شکل زیر وجود داشته باشد:

رابطه(۷) $$Y_i = \beta_\tau x_i + \varepsilon_{\tau i}$$

اگر $Q_\tau(\varepsilon_{\tau i}|x_i) = 0$ ، باشد. آن گاه تابع چندک شرطی τ ام توزیع Y به شرط متغیرهای تصادفی X به صورت زیر است:

رابطه(۸) $$Q_\tau(Y|x_i) = \beta_\tau x_i \quad i=1,2,\ldots,n$$

که در آن $\beta_\tau = (\beta_0 \text{ و } \beta_1 \text{ و } \ldots \text{ و } \beta_k)$ و $x_i = (1 \text{ و } x_{i1} \text{ و } \ldots \text{ و } x_{ik})$، به ترتیب برداری از پارامترهای نامعلوم و مقادیر معلوم هستند و $\varepsilon_{\tau i}$ یک متغیر تصادفی مشاهده نشدنی است. معادله 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 باقی‌مانده‌ها برای به‌دست آوردن پارامتر رگرسیونی τ امین چندک توزیع به صورت زیر به دست می‌آید:

رابطه(۹) $$\hat{\beta}(\tau) = \min_{\beta \in R^p}\left(\sum_{i \in [i:y_i \geq x_i\beta]} \tau|y_i - x_i\beta| + \sum_{i \in [i:y_i < x_i\beta]} (1-\tau)|y_i - x_i\beta|\right)$$
$$= \min_{\beta \in R^p} \sum \rho_\tau (y_i - x_i\beta)$$

در رابطه فوق، $\rho_\tau(u)$ تابع مقادیر قدر مطلق شیب است و به صورت زیر تعریف می شود و در آن I تابع نشانگر است (Koenker & Hallock, 2001).

رابطه(۱۰) $$\rho_\tau(u) = u(\tau - I(u < 0)) \quad 0 < \tau < 1$$

٤-۲. مدل تحقیق

دراین مطالعه، به منظور برآورد تابع واکنش سیاست پولی، از قاعده تیلور که امروزه نقش بسیار مهمی در هدایت سیاست پولی ومدل‌سازی دارد با دو متغیر انحراف از تولید و تورم استفاده شده است. در دهه گذشته، بر اساس قاعده معروف تیلور، تحقیقات گسترده-ای در مورد چگونگی هدایت و جهت‌دهی سیاست‌های پولی انجام گرفته است. بر طبق قاعده تیلور، نرخ سود کوتاه مدت می‌بایست تابعی از نرخ تورم جاری (یا انتظاری) و شکاف تولید باشد (Taylor, 1993).

قاعده تیلور را می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$r_t = \beta_c + \beta_\pi(\pi_t - \pi_t^*) + \beta_Y(Y_t - Y_t^*) \quad \text{رابطه (۱۱)}$$

در رابطه (۱۱)، r_t نرخ سود کوتاه مدت، π_t و π^* به ترتیب نرخ تورم و نرخ تورم هدف[1]، y_t تولید واقعی و y^*نیز بیانگر تولید بالقوه واقعی است. تولید بالقوه واقعی، سطحی از تولید است که در صورت انعطاف‌پذیری کامل قیمت‌ها ودستمزدها ، حاصل می‌شود. لازم بذکر است که تیلور از میانگین تورم در چهار دوره قبل به عنوان معیاری از تورم هدف استفاده کرده است. اما مطالعات بعدی بنا به مقتضیات، هرکدام این بخش را به مقدار نیاز تعدیل کرده‌اند. عبارت داخل پرانتز دوم در سمت راست معادله (۱۱)، بیانگر شکاف تولید یا همان انحراف از تولید بالقوه می‌باشد. برای محاسبه شکاف تولید معمولاً و بر اساس فیلتر هودریک – پرسکات[2]، از روش‌های محاسبه جزء سیکلی یک متغیر استفاده می‌شود.

با بکارگیری رهیافت روندزایی هودریک - پرسکات برای تولید، در واقعیت متغیر $\hat{y}_t = y_t - y^*$ که بیانگر نسبت انحراف از تولید بالقوه می‌باشد، به عنوان یک تقریب مورد استفاده قرار می‌گیرد.

---

1 . Target Iinflation

2 . hodrick-prescott

در اغلب مطالعات دانشگاهی و آکادمیک انجام شده در ایران از جمله مطالعات درگاهی وآتشک (۱۳۸۱)، ختایی وسیفی پور (۱۳۸۵) و اداره بررسی‌ها و سیاست‌های اقتصادی بانک مرکزی ایران (۱۳۸۵)، معمولاً از تعاریف مختلف حجم پول و یا نرخ رشد آن‌ها به عنوان متغیر کنترل و هدف میانی سیاست پولی استفاده کرده‌اند. بانک مرکزی ایران نیز حجم کل پول و یا حجم کل نقدینگی را به عنوان هدف میانی سیاست پولی اعلام می‌کند[1]. بنابراین به نظر می‌رسد که در ایران یک اتفاق نظر بین مطالعات دانشگاهی و مسئولین اجرایی بانک مرکزی وجود داشته و همگی حجم کل پول و یا حجم کل نقدینگی را به عنوان هدف میانی سیاست پولی پذیرفته‌اند (خورسندی، اسلاملوئیان و ذوالنور، ۱۳۸۹). بر این اساس در این مطالعه به جای متغیر نرخ بهره از نرخ رشد پایه پولی استفاده می‌شود. بر این اساس فرم معادله (۱۱) را می‌توان به شکل زیر بازنویسی نمود:

$$gM_t - \beta_1 + \beta_2(\pi_t - \pi_t^*) + \beta_3(Y_t - Y_t^*) + \varepsilon_t \qquad \text{رابطه (۱۲)}$$

در رابطه فوق gM_t نرخ رشد پایه پولی، $\pi_t - \pi_t^*$ انحراف نرخ تورم دوره t از نرخ تورم هدف، π_t^* نرخ تورم هدف و همچنین $Y_t - Y_t^*$ انحراف تولید واقعی از تولید بالقوه و Y_t^* نیز تولید بالقوه است. عبارت ε_t جمله اخلال است. در رابطه (۱۲)، β_2 نشانگر واکنش متغیر سیاستی نرخ رشد پایه پولی، در پاسخ به انحراف نرخ تورم از نرخ هدف بوده و β_3 نیز نشانگر واکنش متغیر سیاستی نرخ رشد پایه پولی در پاسخ به انحراف تولید واقعی از سطح تولید بالقوه می باشد. از آن جایی که در رابطه (۱۲) از نرخ رشد پایه پولی به عنوان متغیر سیاستی استفاده شده است، بنابراین بایستی علامت ضرایب β_2 و β_3 منفی باشد.

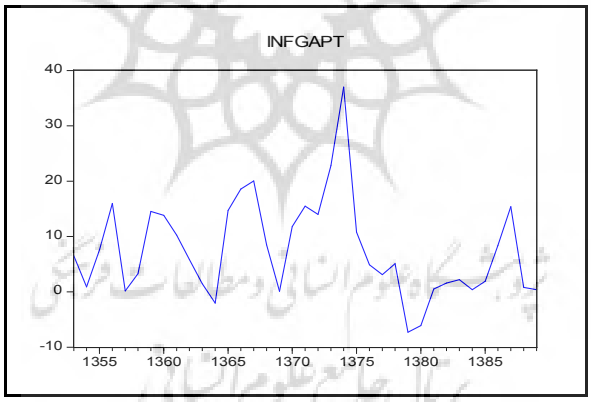
۵. داده‌ها و نتایج تجربی

۱. به سایت بانک مرکزی، بخش سیاست پولی رجوع شود.

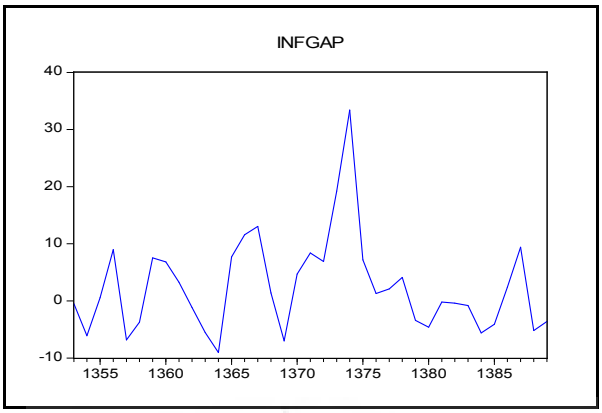
۵-۱. داده‌ها

در این پژوهش، نرخ تورم با استفاده از شاخص بهای کالاها وخدمات مصرفی (CPI) محاسبه شده است. برای محاسبه تورم هدف نیز از دو سناریو استفاده شده است. در سناریو اول، میانگین نرخ تورم در طول دوره مورد بررسی به عنوان تورم هدف (INFGAP) لحاظ شده است. بر این اساس، با حذف داده‌های پرت رقم تورم هدف برابر ۱۶درصد به دست آمده است. در سناریو دوم، تورم هدف (INFGAPT) با توجه به داده‌های تورم هدف در برنامه‌های مختلف توسعه محاسبه شده است. از آنجایی که برنامه‌های توسعه از سال ۱۳۶۸ شروع شده است، در این سناریو بالاترین نرخ تورم تک رقمی یعنی ۹ درصد به عنوان تورم هدف لحاظ شده است. منظور از انحراف تورم، انحراف نرخ تورم دوره t از نرخ تورم هدف می‌باشد. در نمودارهای ۱ و ۲ انحراف تورم از تورم هدف به لحاظ نموداری منعکس شده است. نمودارها نشان می‌دهد که انحراف تورم بین سال‌های ۱۳۷۰ تا ۱۳۷۵ خیلی زیاد است.

نمودار ۱. انحراف تورم تحت سناریو اول



نمودار ۲. انحراف تورم تحت سناریو دوم

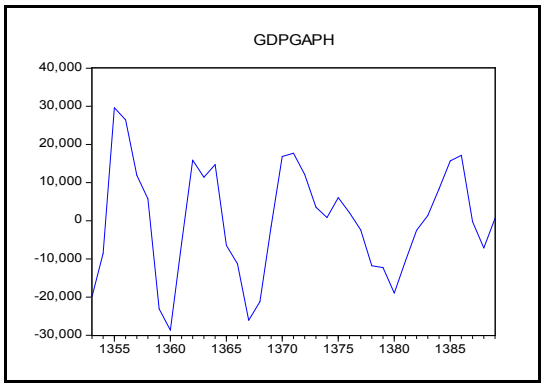


شکاف تولید از تفاضل تولید ناخالص داخلی واقعی از تولید بالقوه بدست آمده است. آمار مربوط به تولید ناخالص داخلی واقعی برای دوره ۱۳۵۳-۱۳۸۹، از آمار متنشر شده توسط بانک مرکزی بر اساس سال پایه ۱۳۷۶، استخراج شده است. تولید ناخالص داخلی بالقوه (BPGDP و HPGDP) نیز بر اساس فیلتر هودریک - پرسکات و فیلتر باکستر – کینگ[1] محاسبه شده است. طبق نمودار ۳، شکاف تولید بر اساس فیلتر هودریک – پرسکات، روند تقریباً یکنواختی را نشان می‌دهد. شکاف تولید براساس فیلتر باکستر – کینگ، با توجه به نمودار ۴، دارای روند افزایشی است.

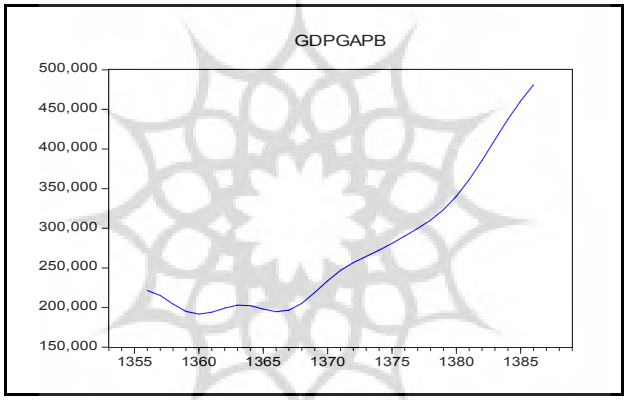
پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

1 . Bxter - King

نمودار ۳. شکاف تولید بر اساس فیلتر HP

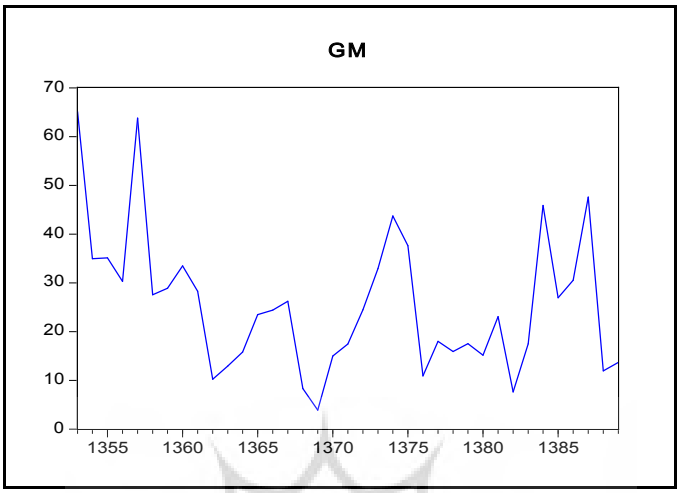


نمودار ٤. شکاف تولید بر اساس فیلتر باکستر – کینگ



همان‌طور که قبلاً گفته شد و با توجه به اینکه در ایران سیستم بانکداری بدون ربا مرسوم است و از متغیر نرخ بهره به عنوان ابزار سیاستگذاری استفاده نمی‌شود، در این مقاله به جای متغیر نرخ بهره از متغیر نرخ رشد پایه پولی استفاده می‌شود. نمودار ۵ نشان می‌دهد که نرخ رشد پایه پولی در سال‌های ۱۳۵۵، ۱۳۷۳، ۱۳۸۴ و ۱۳۸۶، افزایش زیادی داشته است.

نمودار ۵. نرخ رشد پایه پولی



همان طور که اشاره شد،آمار و ارقام مربوط به متغیرهای مورد استفاده در تحقیق شامل پایه پولی، شاخص قیمت‌ها و تولید ناخالص داخلی واقعی؛ با استفاده از منابع آماری موجود که توسط بانک مرکزی منتشر شده است برای دوره زمانی ۱۳۹۲-۱۳۵۳ به به شیوه اسنادی، گردآوری و پردازش شده است. دوران جنگ تحمیلی نیز به عنوان متغیر مجازی وارد مدل شده است.

۵-۲. آزمون مانایی[1] (ریشه واحد)

قبل از استفاده از متغیرهای سری زمانی، لازم است نسبت به مانایی آنها اطمینان حاصل شود. برای بررسی مانایی متغیرهای سری زمانی مورد استفاده در مدل، به دلیل وجود شکست ساختاری، از آزمون زیوت و اندروز استفاده شده است. آزمون ریشه واحد زیوت و اندروز، فرض صفر مانایی را با وجود یک شکست ساختاری درون‌زا آزمون می‌کند.

1. Stationary Test

جدول۱. نتایج آزمون ریشه واحد زیوت و اندروز

نام متغیر	سال شکست	مقدار محاسبه شده	مقادیر بحرانی			نتیجه پایایی
			در سطح ٪۱	در سطح ٪۵	در سطح ٪۱۰	
نرخ رشد پایه پولی	۱۳۶۲	۵/۲۷	۵/۵۷	۵/۰۸	۴/۸۲	پایا
شکاف تولید با فیلتر هودریک - پرسکات	۱۳۷۷	۵/۷۳	۵/۵۷	۵/۰۸	۴/۸۲	پایا
شکاف تولید با فیلتر باکستر –کینگ	–	–	–	–	–	–
انحراف تورم تحت سناریو اول	۱۳۷۷	۵/۵۰	۵/۵۷	۵/۰۸	۴/۸۲	پایا
انحراف تورم تحت سناریو دوم	۱۳۷۷	۵/۴۱	۵/۵۷	۵/۰۸	۴/۸۲	پایا

مأخذ: محاسبات پژوهش

همان طوری که در جدول ۱ آمده است، بر اساس نتایج آزمون زیوت و اندروز، چون مقدار جبری آماره آزمون محاسباتی از کمیت بحرانی در سطح معناداری ۵ درصد بزرگتر است، بنابراین مانایی متغیرها با یک شکست ساختاری را نمی توان رد نمود.

لومسداین و پاپل[1] (۱۹۹۷) با گسترش آزمون زیوت و اندروز(۱۹۹۲)، آزمونی را که بیش از یک شکست ساختاری را لحاظ می‌کند، معرفی کردند (حیدری، فعالجو و کرمی، ۱۳۹۱).

آزمون شکست ساختاری پاپل از معادله زیر پیروی می‌کند.

$$\Delta y_t = \beta t + \theta DU1_t - \gamma DT1_t + \omega DU2_t + \Psi DT2_t + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^{k} c_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t$$

رابطه(۱۳)

y_t نشانده مورد متغیر بررسی آزمون مانایی و $DU1_t$ ، $DU2_t$ و $DT1_t$ و $DT1_t$ متغیرهای دامی هستند(Valadkhani, Layton, &Pahlavani, 2005).

با توجه به این که داده‌های مورد استفاده در مدل مورد استفاده در این مقاله بیش از یک شکست ساختاری دارند، بنابراین از آزمون لامازین- پاپل که بیش از یک شکست ساختاری را لحاظ می‌کنند، استفاده شده است. نتایج آزمون ریشه واحد لومسداین و پاپل در جدول ۲، منعکس شده است.

1 . Lumsdaine and Papell

جدول ۲. نتایج آزمون ریشه واحد لامازین - پاپل

ضرایب / نام متغیر	آماره (احتمال) μ	آماره (احتمال) θ	آماره (احتمال) γ	آماره (احتمال) ω	آماره (احتمال) Ψ	آماره (احتمال) α	آماره (احتمال) c_{t-1}	آماره (احتمال) c_{t-2}	نتیجه پایایی
نرخ رشد پایه پولی	۲/۱۴۲۶	-۱/۱۶۱۳	۰/۵۰۴۸	۰/۶۳۴۲	-۰/۷۵۵۳	-۲/۷۴۳۰	۰/۴۸۲۰۴	۰/۱۸۶۸	پایا
	(۰/۰۴۰۶)	(۰/۲۵۴۹)	(۰/۶۱۷۴)	(۰/۵۳۰۸)	(۰/۴۵۶۱)	(۰/۰۱۰۳)	(۰/۶۳۳۳)	(۰/۸۵۳)	
شکاف تولید با فیلتر هودریک - پرسکات	-۰/۵۴۸	-۰/۴۶۶۹	۱/۵۵۰۳	-۲/۲۰۱	۱/۲۲۴۴	-۴/۲۲۶۸	۳/۷۵۳۴	۰/۸۲۴۸	پایا
	(۰/۵۸۷)	(۰/۶۴۴)	(۰/۱۳۱۸)	(۰/۰۳۵۷)	(۰/۲۳۰۶)	(۰/۰۰۰۲)	(۰/۰۰۰۷)	(۰/۴۱۶)	
انحراف تورم تحت سناریو اول	۰/۳۸۸	۰/۶۷۷۴	-۰/۷۳۶۹	۰/۴۶۴۵	۰/۲۲۲۱	-۲/۷۱۴۶	۱/۲۴۲۴	-۱/۰۳۱	پایا
	(۰/۷۰۰۷)	(۰/۵۰۳۵)	(۰/۴۶۷)	(۰/۶۴۵۷)	(۰/۸۲۵۷)	(۰/۰۱۱)	(۰/۲۲۴)	(۰/۳۱۱)	
انحراف تورم تحت سناریو دوم	۱/۴۳۹	۰/۵۰۶۲	-۰/۹۸۲۱	۰/۴۸۷۱	۰/۱۸۸	-۲/۶۰۲۴	۱/۰۴۵۱	-۰/۸۷۸۴	پایا
	(۰/۱۶۰۸)	(۰/۶۱۶۵)	(۰/۳۳۴۱)	(۰/۶۲۹۸)	(۰/۸۵۲۱)	(۰/۰۱۴۴)	(۰/۳۰۴۵)	(۰/۳۸۶۹)	

مأخذ: محاسبات پژوهش

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

همان طوری که در جدول ۲ آمده است، بر اساس نتایج آزمون پاپل و لومسداین، چون مقدار P-value ضریب با وقفه متغیرهای تحت بررسی کمتر از ۵ درصد است، فرض مانایی با وجود دو شکست ساختاری پذیرفته می‌شود.

۵-۳. تصریح و برآورد مدل

۵-۳-۱. تصریح و برآورد مدل رگرسیون معمولی به روش حداقل مربعات و آزمون‌های ثبات ساختاری

ملاحظه شد که مدل تصریح شده در این مقاله برای قاعده تیلور، به صورت رابطه (۱۲) است. در این قسمت، ابتدا با استفاده از روش رگرسیون معمولی، قاعده تیلور تصریح شده در رابطه (۱۲)، برآورد و فروض کلاسیک در مورد آن بررسی می‌گردد. سپس برای دو سناریو مختلف انحراف تورم، مدل به روش بوت استرپ رگرسیون کوانتایل برآورد خواهد شد. از آن جایی که برای بررسی تقارن یا عدم تقارن رفتار بانک مرکزی، لازم است آزمون‌های ثبات ساختاری انجام شود، لذا آزمون‌های ثبات ساختاری مدل نیز انجام می‌شود. لازم به ذکر است که در مدل‌های مختلف از متغیر دامی سال‌های جنگ تحمیلی استفاده شد ولی به دلیل آن که باعث بهبود مدل‌ها نشد، از مدل‌ها حذف گردید.

در این مقاله، قاعده تیلور تصریح شده در رابطه (۱۲)، در چهار حالت جداگانه تعریف و برآورد می‌گردد. در حالت اول، در محاسبه انحراف نرخ تورم از نرخ تورم هدف، میانگین نرخ تورم در طول دوره مورد مطالعه، به عنوان نرخ تورم هدف لحاظ شده و شکاف تولید نیز بر اساس فیلتر هودریک - پرسکات محاسبه شده است. در حالت دوم، در محاسبه انحراف نرخ تورم از نرخ تورم هدف، میانگین نرخ تورم در طول دوره مورد مطالعه، به عنوان نرخ تورم هدف لحاظ شده و در محاسبه شکاف تولید نیز از فیلتر باکستر – کینگ استفاده شده است. در حالت سوم، در محاسبه انحراف نرخ تورم از نرخ تورم هدف، از ارقام مندرج در برنامه‌های مختلف توسعه به عنوان نرخ تورم هدف، بهره گرفته شده و شکاف تولید نیز بر اساس فیلتر هودریک - پرسکات محاسبه شده است. در حالت چهارم، در محاسبه انحراف نرخ تورم از نرخ تورم هدف، از ارقام مندرج در برنامه‌های

مختلف توسعه به عنوان نرخ تورم هدف، بهره گرفته شده و در محاسبه شکاف تولید نیز از فیلتر باکستر – کینگ استفاده شده است.

در حالت اول، قاعده تیلور به شکل رابطه (۱۴) می‌باشد. در رابطه (۱۴)، متغیر GM_t نشان دهند ه نرخ رشد پایه پولی، متغیر GDPGAPH بیانگر شکاف تولید بر اساس فیلتر هودریک – پرسکات و متغیر INFGAP نیز نشان دهنده انحراف نرخ تورم از نرخ تورم هدف است که در آن میانگین نرخ تورم در طول دوره مورد مطالعه، به عنوان نرخ تورم هدف لحاظ شده است.

$$GM_t = C(1) + C(2)*GDPGAPH_t + DUM*INFGAP_t(3)*GDPGAPH_t + C \qquad \text{رابطه (۱۴)}$$

نتایج حاصل از برآورد رابطه (۱۴) به روش حداقل مربعات معمولی در جدول (۳) منعکس شده است:

جدول۳. نتایج تخمین رگرسیون معمولی به روش OLS برای حالت اول

متغیرها	ضرائب	آماره t	احتمال
C	۲۴/۶۳۳۵۰	۹/۲۲۰۰۹۹	۰/۰۰۰
GDPGAPH	۰/۰۰۰۰۰۴۶۲	۰/۱۶۷۹	۰/۸۶۷۶
INFGAP	۰/۳۱۱۶۰۵	۱/۱۶۶۳۲۵	۰/۲۵۰۹
D-W= ۱/۱۲۸۶۹۶		Adjusted R-squared= ۰/۰۱۶۶	R-squared=۰/۰۳۵۴

مأخذ: محاسبات پژوهش

از آنجا که مقادیر آماره احتمال مربوط به تمامی متغیرهای مستقل غیر از عرض از مبداء مدل بیشتر از ۰/۰۵ می باشد، بنابراین در مدل رگرسیون معمولی، پارامترهای مربوط به متغیرهای شکاف تولید و انحراف نرخ تورم از نرخ تورم هدف که به روش OLS برآورد شده‌اند، معنادار نیستند. نتیجه آزمون دوربین – واتسون نیز نشان دهنده آن است که در خصوص وجود خودهمبستگی مثبت بین جملات اخلال نمی‌توان اظهار نظر نمود.

برای آزمون واریانس ناهمسانی از آزمون White استفاده شده است، مقادیر توزیع F، خی دو و P- value نشان دهنده قبول فرضیه صفر یعنی واریانس همسانی است:

F-statistic=۰/۶۰۸۴۵۵ Prob, F (۵,۳۴)۰/۶۹۳۹=

Obs*R-squared= ۰/۳۲۸۵۱ Prob, Chi-Square (۵) =۰/۶۵۶۱

پس از برآورد مدل رگرسیون معمولی و انجام آزمون‌های واریانس ناهمسانی و خودهمبستگی بین جزء خطا، نوبت به انجام آزمون‌های ثبات ساختاری می‌رسد. در این راستا، آزمون‌های ثبات ساختاری پسماند تجمعی[1] و مجذور پسماند تجمعی[2] که منعکس کننده ثبات در ضرایب تخمینی در طول دوره مورد بررسی هستند، قابل استفاده هستند. اگر نمودار پسماند تجمعی و یا نمودار مجذور پسماند تجمعی، بین دو خط مقطع مستقیم قرار گرفت، فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود شکست ساختاری را نمی توان رد نمود. در غیر این صورت، فرضیه رقیب دال بر وجود شکست ساختاری پذیرفته می‌شود. شایان ذکر است که این فاصله در سطح اطمینان ۹۵ درصد و توسط براون و دوربین و اوانس[3] تعیین شده است (تشکینی،۱۳۸۴: ۷۸). نتایج آزمون‌های ثبات ساختاری پسماند تجمعی و مجذور پسماند تجمعی در نمودار (۶) منعکس شده است.

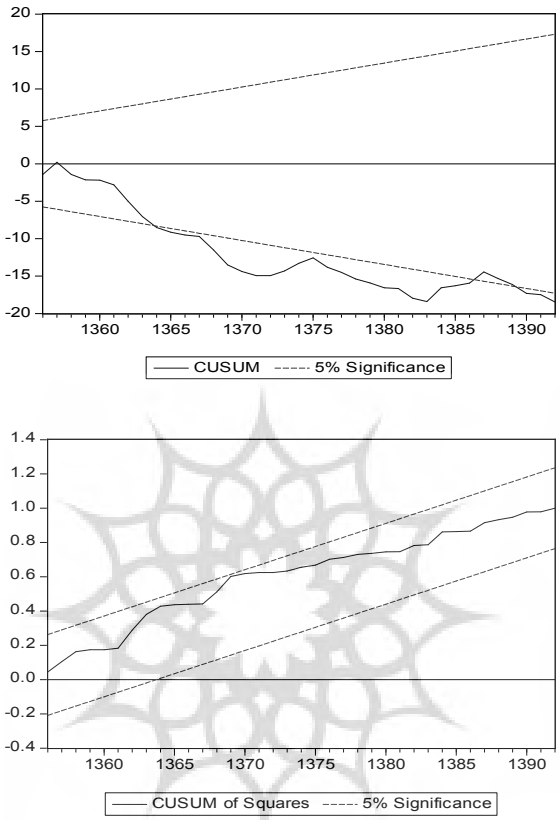
پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

1 . Cumulative Sum of Residuals (CUSUM)

2 . Cumulative Sum of Squared Residuals (CUSUMSQ)

3 . Brown, Durbin & Evans

نمودار ٦. آزمون CUSUM و CUSUMSQ در حالت اول



با توجه به توضیحات فوق و بر اساس نمودار مجذور پسماند تجمعی که در سمت راست نمودار (۶) منعکس شده است، ضرایب تخمینی در طول دوره مورد بررسی دارای ثبات ساختاری هستند. البته نمودار پسماند تجمعی در بین کرانه‌های بالا و پائین قرار نگرفته است.، لذا فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود شکست ساختاری پذیرفته نمی‌شود و وجود شکست ساختاری را نمی توان رد نمود.

در حالت دوم، قاعده تیلور به شکل رابطه (۱۵) می‌باشد. در رابطه (۱۵)، متغیر GM_t نشان دهند ه نرخ رشد پایه پولی، متغیر GDPGAPBبیانگر شکاف تولید بر اساس فیلتر باکستر – کینگ و متغیرINFGAP نیز نشان دهنده انحراف نرخ تورم از نرخ تورم هدف است که در آن میانگین نرخ تورم در طول دوره مورد مطالعه، به عنوان نرخ تورم هدف لحاظ شده است.

$$GM_t = C(۱) + C(۲)*GDPGAPB_t + C(۳)*INFGAP_t + DUM \qquad \text{رابطه (۱۵)}$$

نتایج حاصل از برآورد رابطه (۱۵) به روش حداقل مربعات معمولی در جدول (۴) منعکس شده است:

جدول٤. نتایج تخمین رگرسیون معمولی به روش OLS **برای حالت دوم**

متغیرها	ضرائب	آماره t	احتمال
C	۱۵/۴۶۳۱۹	۲/۰۷۱۶۴۶	۰/۰۴۶۷
GDPGAPB	۰/۰۰۰۰۰۵۶۸	۰/۹۶۸۹۲۱	۰/۳۴۰۱
INFGAP	۰/۵۷۶۲۸۵	۲/۲۰۷۴۰۲	۰/۰۳۴۸
D-W=۱/۴۸۷۵۳۹		Adjusted R-squared= ۰/۰۸۷	R-squared=۰/۱۴۱

مأخذ: محاسبات پژوهش

در مدل رگرسیون معمولی برآورد شده به روش OLS، مقادیر آماره احتمال مربوط به متغیر شکاف تولید از ۰/۰۵ بیشتر می باشد، بنابراین پارامتر برآورد شده مربوط به این متغیر، معنادار نیست. نتیجه آزمون دوربین – واتسون گویای آن است که در باره وجود خودهمبستگی مثبت بین جملات اخلال نمی توان اظهار نظر کرد.

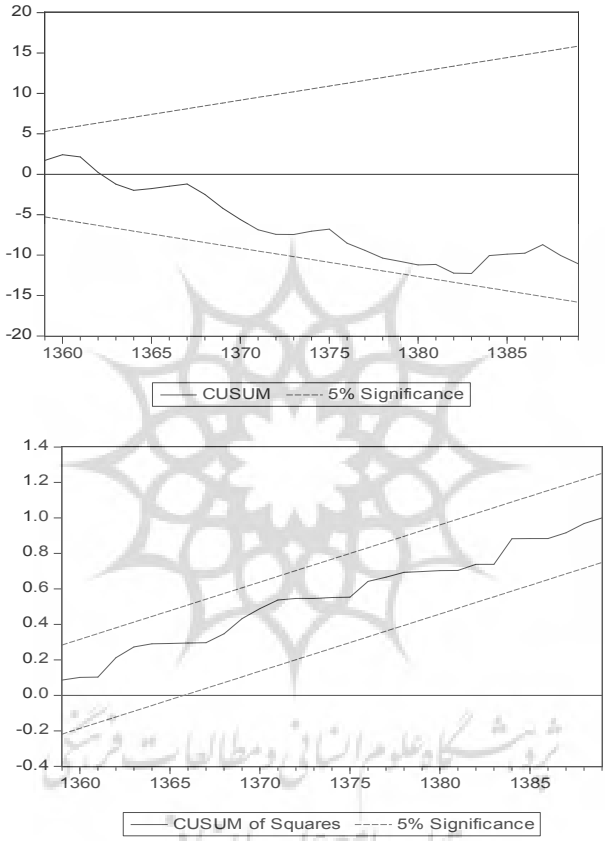
برای آزمون واریانس ناهمسانی از آزمون White استفاده شده است. مقادیر آماره F، آماره خی دو و P- value نشان دهنده قبول فرضیه صفر یعنی واریانس همسانی است:

F-statistic=۰/۸۰۹۳ Prob. F(۵,۲۸) =۰/۵۵۲۹

Obs*R-squared = ۴/۲۹۳۵Prob. Chi- Square (۵) =۰/۵۰۸۰

نتایج آزمون‌های ثبات ساختاری پسماند تجمعی و مجذور پسماند تجمعی مربوط به رابطه (۱۵)، در نمودار زیر آمده است.

نمودار ۷. نمودار آزمون CUSUM و CUSUMSQ در حالت دوم



نمودارهای فوق نشان می‌دهد انحراف از پایداری ضرایب وجود ندارد.

در حالت سوم، قاعده تیلور به شکل رابطه (۱۶) می‌باشد. در رابطه (۱۶)، متغیر GM_t نشان دهند ه نرخ رشد پایه پولی، متغیر GDPGAPH بیانگر شکاف تولید بر اساس فیلتر

هودریک – پرسکات و متغیر INFGAPT نیز نشان دهنده انحراف نرخ تورم از نرخ تورم هدف است که در آن از ارقام مندرج در برنامه‌های مختلف توسعه به عنوان نرخ تورم هدف، بهره گرفته شده است.

رابطه (۱۶) $$GM_t = C(۱) + C(۲)*GDPGAPH_t + C(۳)*INFGAPT_t + DUM$$

نتایج حاصل از برآورد رابطه (۱۶) به روش حداقل مربعات معمولی در جدول (۵) منعکس شده است:

جدول ۵. نتایج تخمین رگرسیون معمولی به روش OLS برای حالت سوم

متغیرها	ضرائب	آماره t	احتمال
C	۲۱/۷۷۵۶۰	۷/۱۶۲	۰/۰۰۰
GDPGAPH	۰/۰۰۰۰۰۳	۰/۱۲۱۵	۰/۹۰۳۹
INFGAPT	۰/۳۹۴۷۹۲	۱/۵۷۹۸۹۶	۰/۱۲۲۶
D-W=۱/۱۵۱۳		Adjusted R-squared= ۰/۰۱۲۵	R-squared=۰/۰۶۳۲

مأخذ: محاسبات پژوهش

از آنجا که مقادیر آماره احتمال مربوط به تمامی متغیرهای مستقل غیر از عرض از مبداء مدل بیشتر از ۰/۰۵ می باشد، بنابراین در مدل رگرسیون معمولی، پارامترهای مربوط به متغیرهای شکاف تولید و انحراف نرخ تورم از نرخ تورم هدف که به روش OLS برآورد شده‌اند، معنادار نیستند. نتیجه آزمون دوربین – واتسون نشان دهنده عدم خودهمبستگی بین جملات اخلال است.

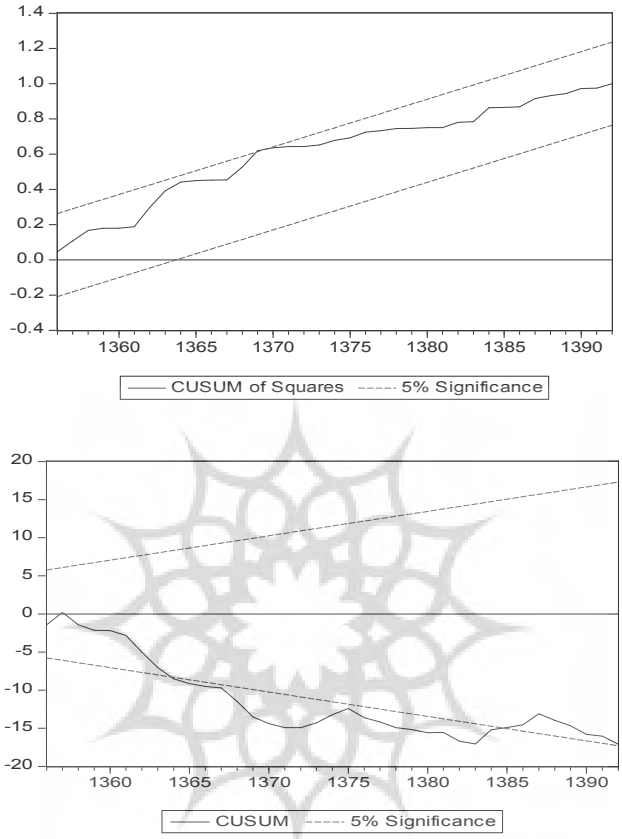
برای آزمون واریانس ناهمسانی از آزمون White استفاده شده است. مقادیر توزیع F، خی دو و P- value نشان دهنده قبول فرضیه صفر یعنی واریانس همسانی است:

F-statistic = ۰/۳۴۱ Prob/ F(۵,۳۴)= ۰/۸۸۴۴

Obs*R-squared=۱/۹۲۰۱ Prob/ Chi-Square(۵)= ۰/۸۶۱۴

نتایج آزمون‌های ثبات ساختاری پسماند تجمعی و مجذور پسماند تجمعی در نمودار (۸)، منعکس شده است.

نمودار ۸. نمودار آزمون CUSUM و CUSUMSQ در حالت سوم



نمودارهای فوق نشان می‌دهد که نمودار پسماند تجمعی در بین کرانه‌های بالا و پائین قرار نگرفته است. لذا فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود شکست ساختاری پذیرفته نمی‌شود و وجود شکست ساختاری تأیید می‌شود. ولی نمودار مجذور پسماند تجمعی نشان دهنده 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.

در حالت چهارم، قاعده تیلور به شکل رابطه (۱۷) می‌باشد. در رابطه (۱۷)، متغیر GM_t نشان دهند ه نرخ رشد پایه پولی، متغیر GDPGAPBبیانگر شکاف تولید بر اساس فیلتر باکستر – کینگ و متغیرINFGAPT نیز نشان دهنده انحراف نرخ تورم از نرخ تورم هدف است که در آن از ارقام مندرج در برنامه‌های مختلف توسعه به عنوان نرخ تورم هدف، بهره گرفته شده است.

رابطه(۱۷) $GM_t = C(1) + C(3)*GDPGAPB_t + C(4)*INFGAPT_t + DUM$

نتایج حاصل از برآورد رابطه (۱۷) به روش حداقل مربعات معمولی در جدول (۶) منعکس شده است:

جدول ٦. نتایج تخمین رگرسیون معمولی به روش OLS برای حالت چهارم

متغیرها	ضرائب	آماره t	احتمال
C	۱۰/۱۷۶۲	۱/۲۶۵۶	۰/۲۱۵۱
GDPGAPB	۰/۰۰۰۷	۱/۲۵۹۷	۱/۲۱۷۲
INFGAPT	۰/۶۲۳۸	۲/۵۶۲۳	۰/۰۱۵۵
D-W=۱/۵۶۳۵		Adjusted R-squared= ۰/۱۲۶۹	R-squared=۰/۱۷۹۸

مأخذ: محاسبات پژوهش

در مدل رگرسیون معمولی برآورد شده به روش OLS، مقادیر آماره احتمال مربوط به متغیرهای شکاف تولید از ۰/۰۵ بیشتر می باشد، بنابراین پارامتر برآورد شده مربوط به این متغیر، معنادار نیست. نتیجه آزمون دوربین – واتسون نشان دهنده آن است که در باره وجود خودهمبستگی مثبت بین جملات اخلال نمی توان اظهار نظر کرد.

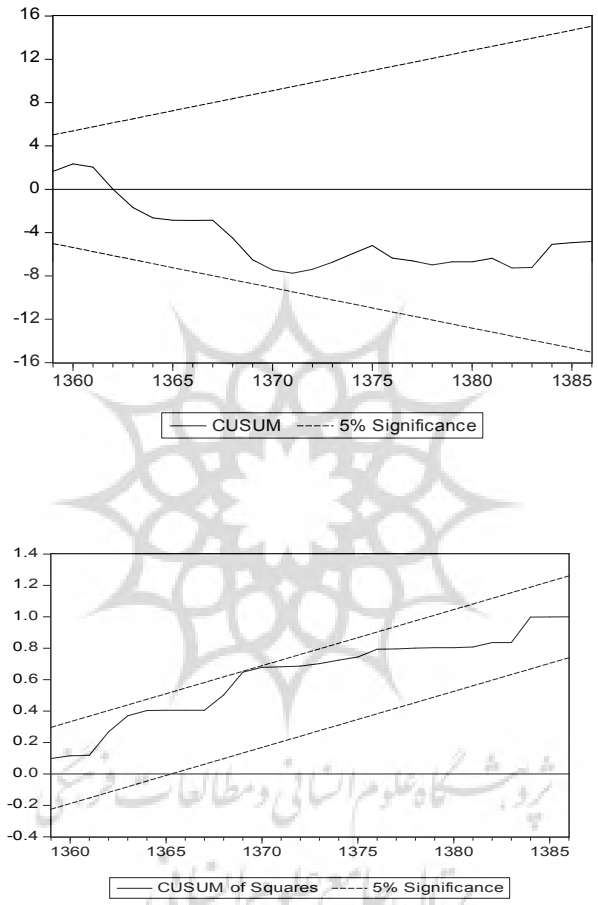
برای آزمون واریانس ناهمسانی از آزمون White استفاده شده است، مقادیر توزیع F، خی دو و P- value نشان دهنده قبول فرضیه صفر یعنی واریانس همسانی است:

F-statistic = ۰/۳۴۲۴ Prob/ F(۵,۳۴) = ۰/۸۸۲۷

Obs*R-squared = ۰/۰۹۵۹۵ Prob/ Chi-Square(۵)= ۰/۸۵۴۷

نتایج آزمون‌های ثبات ساختاری پسماند تجمعی و مجذور پسماند تجمعی در نمودار (۹)، منعکس شده است.

نمودار ۹. نمودار آزمون CUSUM و CUSUMSQ در حالت چهارم



نمودار مجذور پسماند تجمعی نشان دهنده 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.

با توجه به شکست ساختاری در مدل مورد بررسی می‌توان نتیجه گرفت که تابع واکنش سیاست پولی در حالت اول و سوم در طول زمان ثابت نبوده بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که بانک مرکزی برای رسیدن به اهداف خود در زمان‌های مختلف از خود واکنش نامتقارنی نشان داده است .

۵-۳-۲. تصریح و برآورد مدل به روش بوت استرپ رگرسیون کوانتایل

در این قسمت، تابع واکنش بانک مرکزی، بدون استفاده از تابع غیرخطی قاعده تیلور، بررسی می‌گردد. برای تخمین چنین تابع واکنشی، از روش بوت‌استرپ رگرسیون کوانتایل استفاده می‌شود که در آن، در قسمت‌های بالای توزیع شرطی، نرخ رشد پایه پولی با دوره رکود و در قسمت‌های پایین توزیع شرطی، نرخ رشد پایه پولی با دوره رونق همخوانی دارد. روش بوت‌استرپ استفاده شده، روش بوت‌استرپ حاشیه‌ای مارکو شین برای رگرسیون کوانتایل می‌باشد که توسط هی و هو (۲۰۰۰) معرفی شد. الگوریتم استفاده شده در این مقاله با ۱۰۰۰ و ۱۵۰۰ بار نمونه‌گیری و فاصله اطمینان ۰/۹۵ مورد بررسی قرار گرفته است.

نتایج تخمین بوت‌استرپ رگرسیون کوانتایل برای حالت اول، در جدول (۷)، منعکس شده است.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

جدول۷. نتایج تخمین بوت استرپ رگرسیون کوانتایل برای حالت اول

متغیرها	کوانتایل	با ۱۰۰۰ بار نمونه‌گیری			با ۱۵۰۰ بار نمونه‌گیری		
		ضرائب	آماره t	احتمال	ضرائب	آماره t	احتمال
C	۰/۱۵	۹/۰۸۴۱۵۹	۴/۵۳۷۰۳	۰/۰۰۰۱	۹/۰۸۴۱۵۹	۴/۵۵۸۰۸۶	۰/۰۰۰
	۰/۲	۱۲/۱۳۳۸۶	۵/۵۱۴۳۳۷	۰/۰۰۰	۱۲/۱۳۳۸۶	۵/۶۹۷۳۱۵	۰/۰۰۰
	۰/۲۵	۱۵/۰۹۳۴۹	۶/۵۵۹۹۰۹	۰/۰۰۰	۱۵/۰۹۳۴۹	۶/۷۲۰۹۸۷	۰/۰۰۰
	۰/۳	۱۶/۱۲۴۴۹	۷/۷۳۰۴۳۴	۰/۰۰۰	۱۶/۱۲۴۴۹	۷/۹۵۹۹۹۳	۰/۰۰۰
	۰/۴	۱۷/۰۰۷۵۱	۹/۳۹۸۵۱۲	۰/۰۰۰	۱۷/۰۰۷۵۱	۹/۵۹۷۰۰۳	۰/۰۰۰
	۰/۵	۲۰/۱۳۲۴۱	۹/۲۱۵۹۳۵	۰/۰۰۰	۲۰/۱۳۲۴۱	۹/۵۲۴۷۹	۰/۰۰۰
	۰/۶	۲۰/۷۵۴۴۹	۶/۵۰۶۴۵۹	۰/۰۰۰	۲۰/۷۵۴۴۹	۶/۶۲۷۸۴۶	۰/۰۰۰
	۰/۷	۲۸/۱۵۸۱۲	۸/۴۴۳۸۶۶	۰/۰۰۰	۲۸/۱۵۸۱۲	۸/۵۴۴۷۱۶	۰/۰۰۰
	۰/۷۵	۲۹/۱۳۲۷۲	۷/۸۳۷۲۵۲	۰/۰۰۰	۲۹/۱۳۲۷۲	۷/۸۳۴۵۳	۰/۰۰۰
	۰/۸	۳۳/۱۸۹۶۳	۷/۴۳۴۵	۰/۰۰۰	۳۳/۱۸۹۶۳	۷/۳۸۰۶۵۷	۰/۰۰۰
	۰/۸۵	۳۵/۳۴۲۸۱	۵/۱۵۳۳۱۴	۰/۰۰۰	۳۵/۳۴۲۸۱	۴/۹۷۳۰۱۳	۰/۰۰۰
GDPGAP	۰/۱۵	۰/۰۰۰۰۲۳۶	۰/۶۴۲۴۰۷	۰/۵۲۴۶	۰/۰۰۰۰۲	۰/۶۵۲۶۹۳	۰/۵۱۸
	۰/۲	−۰/۰۰۰۰۱۱۸	−۰/۳۸۱۸۳	۰/۷۰۴۸	−۱/۰۰۰۰۱۸	−۰/۳۸۸۵۶	۰/۶۹۹۸
	۰/۲۵	−۰/۰۰۰۰۳۲۷	−۰/۹۷۹۱۸	۰/۳۳۳۸	−۰/۰۰۰۰۳۲۷	−۰/۹۷۸۳۸	۰/۳۳۴۲
	۰/۳	−۰/۰۰۰۰۲۱۳	−۰/۶۵۷۰۲	۰/۵۱۵۲	−۰/۰۰۰۰۲۱۳	−۰/۶۵۲۸	۰/۵۱۷۹
	۰/۴	−۰/۰۰۰۰۱۰۵	−۰/۳۳۳۳۴	۰/۷۴۰۸	−۰/۰۰۰۰۱۰۵	−۰/۳۳۰۷۵	۰/۷۴۲۷
	۰/۵	۰/۰۰۰۰۲۳۳	۰/۷۸۷۰۵۲	۰/۴۳۶۳	۰/۰۰۰۰۲۳۳	۰/۷۷۰۰۴۱	۰/۴۴۶۲
	۰/۶	۰/۰۰۰۰۲۳۶	۰/۷۶۹۵۶۳	۰/۴۴۶۴	۰/۰۰۰۰۲۳۶	۰/۷۳۲۴۹۹	۰/۴۶۸۵
	۰/۷	۰/۰۰۰۰۱۳۳	۰/۴۵۳۱۱۱	۰/۶۵۳۱	۰/۰۰۰۰۱۳۳	۰/۴۲۹۴۲۴	۰/۶۷۰۱
	۰/۷۵	۰/۰۰۰۰۱۹۲	۰/۵۴۶۹۳	۰/۵۸۷۷	۰/۰۰۰۰۱۹۲	۰/۵۲۱۱۳۹	۰/۶۰۵۴
	۰/۸	۰/۰۰۰۰۰۹۸۲	۰/۴۲۴۵۹۹	۰/۶۷۳۶	۰/۰۰۰۰۰۹۸۲	۰/۴۲۲۸۰۵	۰/۶۷۴۹
	۰/۸۵	۰/۰۰۰۰۱۸۹	۰/۳۹۲۲۳۳	۰/۶۹۷۱	۰/۰۰۰۰۱۸۹	۰/۳۷۷۰۰۵	۰/۷۰۸۳
INFGAP	۰/۱۵	۰/۷۶۱۹۸۵	۲/۲۳۵۵۴۷	۰/۰۳۱۵	۰/۷۶۱۹۸۵	۲/۲۷۳۸۶۷	۰/۰۲۸۹
	۰/۲	۰/۷۴۹۲۲۳	۲/۱۹۲۳۵	۰/۰۳۴۷	۰/۷۴۹۲۲۳	۲/۲۳۲۵۶۵	۰/۰۳۱۷
	۰/۲۵	۰/۶۰۲۹۱۲	۲/۰۵۴۲۲۲	۰/۰۴۷۱	۰/۶۰۲۹۱۲	۲/۰۹۸۹۲۸	۰/۰۴۲۷
	۰/۳	۰/۶۱۱۵۲۹	۲/۳۵۵۱۴	۰/۰۲۳۹	۰/۶۱۱۵۲۹	۲/۴۱۹۳۸۷	۰/۰۲۰۶
	۰/۴	۰/۶۷۸۷۴۶	۳/۰۷۶۹۰۵	۰/۰۰۳۹	۰/۶۷۸۷۴۶	۳/۱۹۹۸۸۴	۰/۰۰۲۸
	۰/۵	۰/۶۴۵۰۳	۲/۸۷۴۴۵۸	۰/۰۰۶۷	۰/۶۴۵۰۳	۲/۹۶۱۵۱۱	۰/۰۰۵۳
	۰/۶	۰/۶۱۲۳۲۷	۲/۱۵۱۹۶	۰/۰۳۸	۰/۶۱۲۳۲۷	۲/۱۶۱۱۴۹	۰/۰۳۷۲
	۰/۷	۰/۴۱۸۴۱	۰/۹۶۰۳۷	۰/۳۴۳۱	۰/۴۱۸۴۱	۰/۹۷۹۶۲۲	۰/۳۳۳۶
	۰/۷۵	۰/۴۳۲۲۲۳	۱/۶۰۹۱۱۱	۰/۱۱۶۱	۰/۴۳۲۲۲۳	۱/۶۰۷۶۷۳	۰/۱۱۶۴
	۰/۸	۰/۳۱۳۰۶۳	۰/۹۰۱۸۱۴	۰/۳۷۳	۰/۳۱۳۰۶۳	۰/۸۹۵۶۱۲	۰/۳۷۶۲
	۰/۸۵	۰/۲۴۶۳۷۵	۰/۴۸۰۱۴۷	۰/۶۳۳۹	۰/۲۴۶۳۷۵	۰/۴۸۰۹۳۶	۰/۶۳۳۴

مأخذ: محاسبات پژوهش

همانطور که از نتایج تخمین مشخص است در حالت اول با ۱۰۰۰ بار نمونه‌گیری، در تمامی چندک‌ها واکنش متغیر سیاستی نرخ رشد پایه پولی، در پاسخ به متغیر شکاف تولید، بی معنی 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 نرخ تورم از نرخ تورم هدف، در چندک‌های ۰/۱۵ تا ۰/۶ معنی‌دار ولی در چندک‌های ۰/۷ تا ۰/۸۵ بی‌معنی است. البته علامت ضریب متغیر انحراف نرخ تورم از نرخ تورم هدف، مثبت و بر خلاف انتظار است. یعنی بانک مرکزی در واکنش به تورم به جای کاهش حجم پول به منظورکنترل تورم، نرخ رشد حجم پول را افزایش داده است. نتایج تخمین با ۱۵۰۰ بار نمونه‌گیری، نتایج تخمین با ۱۰۰۰ بار نمونه‌گیری را تأیید می‌کند.

نتایج تخمین بوت‌استرپ رگرسیون کوانتایل برای حالت سوم، در جدول (۸)، منعکس شده است.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

جدول۸. نتایج تخمین بوت‌استرپ رگرسیون کوانتایل برای حالت سوم

متغیرها	کوانتایل	با ۱۰۰۰ بار نمونه‌گیری			با ۱۵۰۰ بار نمونه‌گیری		
		ضرائب	آماره t	احتمال	ضرائب	آماره t	احتمال
C	۰/۱۵	۶/۷۶۸۶۹۵	۲/۴۱۷۳۹۱	۰/۰۲۰۷	۶/۷۶۸۶۹۵	۲/۴۲۴۹۲۵	۰/۰۲۰۳
	۰/۲	۱۰/۸۳۹۳۷	۳/۴۷۵۷۹۴	۰/۰۰۱۳	۱۰/۸۳۹۳۷	۳/۴۶۰۸۲۲	۰/۰۰۱۴
	۰/۲۵	۱۳/۳۳۲۴۶	۴/۹۰۹۸۶۹	۰/۰۰۰	۱۱/۹۸۴۹۷	۴/۰۷۱۸۳۲	۰/۰۰۰۲
	۰/۳	۱۵/۷۰۱۷۷	۶/۰۵۴۸۱۷	۰/۰۰۰	۱۳/۳۳۲۴۶	۴/۹۶۷۴۷	۰/۰۰۰
	۰/۴	۱۷/۱۵۴۴۹	۵/۸۹۶۸۷۲	۰/۰۰۰	۱۵/۷۰۱۷۷	۶/۱۸۶۵۴۵	۰/۰۰۰
	۰/۵	۲۱/۴۸۱۵	۶/۶۴۷۶۵۳	۰/۰۰۰	۱۷/۱۵۴۴۹	۶/۱۸۳۹۵۷	۰/۰۰۰
	۰/۶	۲۴/۴۴۱۱۶	۸/۴۹۶۱۷۶	۰/۰۰۰	۲۱/۴۸۱۵	۶/۷۰۶۳۹	۰/۰۰۰
	۰/۷	۲۵/۲۶۲۸۸	۵/۸۹۵۶۰۹	۰/۰۰۰	۲۴/۴۴۱۱۶	۸/۵۰۲۵۷۴	۰/۰۰۰
	۰/۷۵	۳۰/۵۷۲۹	۵/۷۹۵۵۳۶	۰/۰۰۰	۲۵/۲۶۲۸۸	۵/۹۷۲۳۱۴	۰/۰۰۰
	۰/۸	۳۴/۳۲۰۲۵	۴/۲۸۷۹۲۴	۰/۰۰۰۱	۳۰/۵۷۲۹	۵/۷۶۶۷۰۵	۰/۰۰۰
	۰/۸۵	۰/۰۰۰۰۱۵	۰/۵۳۷۵۸۹	۰/۵۹۴۱	۳۴/۳۲۰۲۵	۴/۱۲۱۱۱۵	۰/۰۰۰۲
GDPGAP	۰/۱۵	-۰/۰۰۰۰۳۴	-۱/۰۳۴۱۱	۰/۳۰۷۸	۰/۰۰۰۰۱۵	۰/۵۴۵۸۰۴	۰/۵۸۸۵
	۰/۲	-۰/۰۰۰۰۳۶۶	-۱/۱۹۵۶۵	۰/۲۳۹۴	-۰/۰۰۰۰۳۴	-۱/۰۴۵۲۶	۰/۳۰۲۷
	۰/۲۵	-۰/۰۰۰۰۲۶۳	-۰/۸۵۶۲۱	۰/۳۹۷۴	-۰/۰۰۰۰۳۴۷	-۱/۰۷۸۱۲	۰/۲۸۸
	۰/۳	-۰/۰۰۰۰۵۰۱	-۰/۱۷۱۴۳	۰/۸۶۴۸	-۰/۰۰۰۰۳۶۶	-۱/۱۷۸۳۳	۰/۲۴۶۲
	۰/۴	۰/۰۰۰۰۱۷۵	۰/۰۶۹۲۸۲	۰/۹۴۵۱	-۰/۰۰۰۰۲۶۳	-۰/۸۵۹۰۹	۰/۳۹۵۸
	۰/۵	۰/۰۰۰۰۱۶۹	۰/۶۲۹۲۵۲	۰/۵۳۳۱	-۰/۰۰۰۰۵۰۱	-۰/۱۶۵۱۴	۰/۸۶۹۷
	۰/۶	۰/۰۰۰۰۱۹۶	۰/۵۴۳۴	۰/۵۹۰۱	۰/۰۰۰۰۱۷۵	۰/۰۶۶۴۰۹	۰/۹۴۷۴
	۰/۷	۰/۰۰۰۰۱۰۵	۰/۴۸۲۲۰۵	۰/۶۳۲۵	۰/۰۰۰۰۱۶۹	۰/۶۱۱۵۴۹	۰/۵۴۴۶
	۰/۷۵	۰/۰۰۰۰۲۲۸	۰/۴۷۴۹۱۹	۰/۶۳۷۶	۰/۰۰۰۰۱۹۶	۰/۵۴۰۹۲	۰/۵۹۱۸
	۰/۸	۰/۵۸۸۷۸۲	۲/۲۶۰۰۳۲	۰/۰۲۹۸	۰/۰۰۰۰۱۰۵	۰/۴۷۳۹۷۷	۰/۶۳۸۳
	۰/۸۵	۰/۵۹۸۱۱۶	۱/۹۸۱۹۶۷	۰/۰۵۴۹	۰/۰۰۰۰۲۲۸	۰/۴۵۸۹۵۲	۰/۶۴۹
INFGAPT	۰/۱۵	۰/۴۶۰۹۸۹	۱/۹۸۰۹۹۹	۰/۰۵۵۱	۰/۵۸۸۷۸۲	۲/۲۰۲۷۱۵	۰/۰۳۳۹
	۰/۲	۰/۴۶۲۸۰۷	۲/۳۲۳۷۲۸	۰/۰۲۵۷	۰/۵۹۸۱۱۶	۲/۰۰۶۹۹۴	۰/۰۵۲۱
	۰/۲۵	۰/۵۴۵۲۶۲	۲/۷۶۹۴۹۲	۰/۰۰۸۷	۰/۵۳۷۷۲۲	۲/۰۵۵۷۴۸	۰/۰۴۶۹
	۰/۳	۰/۵۳۲۳۴۵	۲/۷۳۴۹۸	۰/۰۰۹۵	۰/۴۶۰۹۸۹	۲/۰۴۸۰۲۳	۰/۰۴۷۷
	۰/۴	۰/۵۱۷۴۸۸	۳/۱۲۷۶۷۳	۰/۰۰۳۴	۰/۴۶۲۸۰۷	۲/۳۵۹۷۸۱	۰/۰۲۳۷
	۰/۵	۰/۴۹۴۶۸۲	۲/۰۳۲۲۶۴	۰/۰۴۹۴	۰/۵۴۵۲۶۲	۲/۹۰۷۵۷۹	۰/۰۰۶۱
	۰/۶	۰/۳۵۳۱۷۲	۱/۱۶۲۳۳۱	۰/۲۵۲۵	۰/۵۳۲۳۴۵	۲/۷۲۵۸۶۲	۰/۰۰۹۷
	۰/۷	۰/۲۴۹۱۶۶	۰/۵۱۰۴۳۹	۰/۶۱۲۸	۰/۵۱۷۴۸۸	۳/۱۹۷۸۸۸	۰/۰۰۲۸
	۰/۷۵	۶/۷۶۸۶۹۵	۲/۴۱۷۳۹۱	۰/۰۲۰۷	۰/۴۹۴۶۸۲	۲/۰۹۲۷۴۷	۰/۰۴۳۳
	۰/۸	۱۰/۸۳۹۳۷	۳/۴۷۵۷۹۴	۰/۰۰۱۳	۰/۳۵۳۱۷۲	۱/۱۳۵۱۱۵	۰/۲۶۳۶
	۰/۸۵	۱۳/۳۳۲۴۶	۴/۹۰۹۸۶۹	۰/۰۰۰	۰/۲۴۹۱۶۶	۰/۴۹۹۰۴	۰/۶۲۰۷

مأخذ: محاسبات پژوهش

در حالت سوم با ۱۰۰۰ بار نمونه‌گیری در تمامی چندک‌ها واکنش متغیر سیاستی نرخ رشد پایه پولی، نسبت به متغیر شکاف تولید از سطح تولید بالقوه، بی‌معنی است. یعنی بانک مرکزی نسبت به شکاف تولید واکنش معناداری از خود نشان نداده است. ولی واکنش متغیر سیاستی نرخ رشد پایه پولی، در پاسخ به انحراف نرخ تورم از نرخ تورم هدف، در چندک‌های ۰/۱۵ تا ۰/۵ و ۰/۷۵ تا ۰/۸۵ معنی‌دار ولی در چندک ۰/۶و ۰/۷ بی‌معنی است. در این حالت نیز، علامت ضریب متغیر انحراف نرخ تورم از نرخ تورم هدف، مثبت و خلاف انتظار است. علامت مثبت ضریب به این معنی است که بانک مرکزی در واکنش به افزایش تورم به جای کاهش نرخ رشد حجم پول، آن را افزایش داده است. ملاحظه می‌شود که واکنش بانک مرکزی منطقی و مبتنی بر قاعده تیلور، نبوده است. نتایج تخمین با ۱۵۰۰ بار نمونه‌گیری نیز تقریباً نتایج تخمین با ۱۰۰۰ بار نمونه‌گیری را در مورد واکنش متغیر سیاستی نرخ رشد پایه پولی نسبت به متغیر شکاف تولید از سطح تولید بالقوه، تأیید می‌کند. عدم معنی‌داری متغیرهای شکاف تولید و انحراف تورم در بعضی موارد نشان می‌دهد که عملکرد سیاستگذار پولی به جای قاعده‌مند بودن بیشتر بر اساس صلاحدید بوده است. شایان ذکر است که به نظر می‌رسد نتایج این مقاله با رفتارسیاستگذاران پولی در ایران همخوانی دارد و دور از واقعیت نیست.

٦. نتیجه‌گیری

نتایج مدل‌های برآورد شده به روش بوت استرپ رگرسیون کوانتایل، نشان داد که در ایران رفتار سیاستگذار پولی بیشتر بر اساس صلاحدید بوده و قاعده‌مند نبوده است. بانک مرکزی، در هیچ دوره‌ای، نسبت به متغیر شکاف تولید، واکنش معناداری از خود نشان نداده است. به عبارت دیگر سیاستگذاران اقتصادی از ابزارهای سیاست پولی برای از بین بردن شکاف تولید بهره مناسب را نگرفته‌اند و از این سیاست اقتصادی برای حل رکود اقتصادی و بیکاری به عنوان یکی از مشکلات اساسی اقتصاد ایران، استفاده مناسب نکرده‌اند. در حالت واکنش نامتقارن بانک مرکزی، واکنش این بانک نسبت به متغیر انحراف نرخ تورم از نرخ تورم هدف، بر خلاف انتظار بوده داده است. یعنی در حالتی که انحراف

نرخ تورم از نرخ تورم هدف، مثبت بوده است، بانک مرکزی پول به جامعه تزریق کرده است و موجب استمرار تورم و تشدید آن شده است. لذا به سیاستگذاران اقتصادی پیشنهاد می‌شود، برای کاهش و از بین بردن شکاف تولید، رفتاری معنادار و بر اساس قاعده ، از خود نشان دهند. همچنین، به مقامات پولی پیشنهاد می‌شود تا با تنظیم قاعده‌مند نرخ رشد حجم پول تزریقی به اقتصاد، مانع از افزایش نرخ رشد حجم پول در مواقعی که انحراف نرخ تورم از نرخ تورم هدف مثبت است، گردند و از این طریق آثار منفی بازتوزیعی تورم شدید را کنترل نمایند. نتایج این مطالعه با نتایج مطالعات میشرا و تقی‌نژاد، از لحاظ عدم واکنش معنادار بانک مرکزی به شکاف تولید، همسو و سازگار است.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

منابع و مآخذ

- بامنی مقدم، م.، و خوش‌گویان فرد، ع. (۱۳۸۳). کاربرد رگرسیون چندک در شناسایی شکل توزیع رفاه مور انتظار جوانان. فصلنامه علمی پژوهشی رفاه اجتماعی، ۴(۱۵)، ۴۳-۵۶.
- بیگانه، ا.، و همکاران. (۱۳۹۱). کاربرد رگرسیون چندک در تعیین عوامل مرتبط با ید دفعی ساکنین شهر تهران. *مجله غدد درون‌ریز ومتابولیسم ایران، ۱۵* (۱)، ۳۳-۴۰.
- پهلوانی، م.، اکبری، ا. و اربابی، ز. (۱۳۹۱). بررسی رابطه بین تورم-قیمت طلا و تورم نرخ ارز با حضور و عدم حضور شکستهای ساختاری. پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشکده اقتصاد، دانشگاه سیستان و بلوچستان.
- تشکینی، احمد. (۱۳۸۴). اقتصاد سنجی کاربردی به کمک Microfit. تهران: مؤسسه فرهنگی هنری دیباگران.
- تقی نژاد عمران، و.، و بهمن، م. (۱۳۹۱). قاعده گسترش یافته تیلور: مطالعه موردی ایران ۱۳۵۷-۱۳۸۶. *فصلنامه تحقیقات مدلسازی اقتصادی، ۹*، ۱-۱۹.
- ختایی، م.، و سیفی پور، ر. (۱۳۸۴). ابزار و قواعد سیاست های پولی در اقتصاد ایران مطالعه موردی: برنامه سوم توسعه اقتصادی و اجتماعی. *مجله تحقیقات اقتصادی، ۷۳*، ۲۳۳-۲۶۷.
- خداد کاشی، ف.، و شهیکی تاش، م. (۱۳۸۸) . تاثیر متغیرهای کلان بر فقر در ایران(رویکرد بوت‌استرپ در تحلیل استنتاج آماری). *سیاست‌های اقتصادی، ۸۱*(۶)، ۶۹- ۹۴.
- خلیلی عراقی، م.، شکوری، ح.، و زنگنه، م. (۱۳۸۸). تعیین قاعده‌ی بهینه‌ی سیاست پو لی در اقتصادایران با استفاده از تئوری کنترل بهینه. *مجله‌ی تحقیقات اقتصادی، ۴۴*، ۶۹-۹۴.
- خورسندی، م.، اسلاملوئیان، ک.، و ذوالنور، ح. (۱۳۹۰). قاعده بهینه سیاست پولی با فرض پایداری تورم: مورد ایران. *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، ۵۱*، ۴۳-۷۰.
- حیدری، ح.، فعالجو، ح. و کرمی، ف. (۱۳۹۱). بررسی تجربی تأثیر نااطمینانی نرخ ارز واقعی بر شاخص کل قیمت سهام در بازار بورس اوراق بهادار تهران در چهارچوب رهیافت آزمون کرانه‌ها. *فصلنامه پژوهشنامه اقتصادی (رویکرد اسلامی- ایرانی)*، ۴۹ ، ۱۵۱-۱۷۶.
- درگاهی، ح.، و شربت اوغلی، ر. (۱۳۸۷). تعیین قاعده سیاست پولی در شرایط تورم پایدار در اقتصاد ایران با استفاده از روش کنترل بهینه. *تحقیقات اقتصادی، ۹۳*، ۱-۲۷.

- رحیمی بروجردی، ع .(۱۳۷۹). **سیاست‌های پولی ۲**. تهران: موسسه تحقیقات پولی و بانکی.
- شیرین بخش، ش. (۱۳۸۴). اثرات سیاست پولی بر سرمایه گذاری و اشتغال. *پژوهش‌های اقتصادی*، ۵(۴)، ۱۳۷-۱۶۱.
- طاهری فرد، ا.، و موسوی آزاد کسمایی، ا. (۱۳۸۷). اثر بخشی سیاست پولی بر متغیرهای کلان اقتصادی ایران. *مجله تحقیقات اقتصادی*، ۸۳، ۱۶۱-۱۳۷.
- کمیجانی، ا.، و توکلیان، ح. (۱۳۹۰). تحلیل وآزمون عدم تقارن در رفتارسیاست‌گذاری پولی بانک مرکزی. *فصلنامه تحقیقات مدلسازی اقتصادی*، ۶، ۱۹-۴۲.
- نوفرستی، محمد. (۱۳۷۸). **ریشه واحد و همجمعی در اقتصادسنجی.** تهران: انتشارات رسا، چاپ اول.
-

- Belke, A. H., & Klose, J. (2012). Modifying Taylor Reaction Functions in Presence of the Zero-Lower-Bound: Evidence for the ECB and the Fed. DIW Berlin Discussion Paper No. 1218. [on line] Available at SSRN: http://ssrn.com/abstract=2116270 or http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2116270
- Dolado, J. J., Dolores, M. R., & Murcia, R. F. J. (2002). Nonlinear Monetary Policy Rules: some New Evidence for the US. *Economics series*, 10, 2-29.
- Efron, B., & Tibshirani, R. (1993). An introduction to the bootstrap. New York 7 Chapman & Hall.
- Fielding, D., & Shields, K. (2005). Asymmetries in the effects of monetary policy: the case of South Africa. Economics Discussion Papers Series No. 509, University of Otago. http://hdl.handle.net/10523/1107.
- Koenker, R., & Hallock, K. F. (2001). Quantile Regression: An introduction. *The Journal of Economic Perspectives* 2001, 15, 143-56.
- Komlan, F. (2013). The asymmetric reaction of monetary policy to inflation and the output gap: Evidence from Canada. *The Journal of Economic Modelling*, 30, 911- 923.
- Kuttner, K. N., & 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*, 15, 53-74.
- Lumsdaine, R. L. & Papell D. H. (1997). Multiple trend breaks and the unit root hypothesis. *Review of Economics and Statistics*, 79 (2), pp: 212-18.
- Martinez W. L., & Martinez, A. R. (2002). Computational Statistics Handbook with MATLAB. CHAPMAN & HALL/CRC.

- Mishra, S., & Hayat, A. (2009). Federal Reserve monetary policy and the non-linearity of the Taylor rule. *Economic Modeling*, 27(4), 1292-1301.
- Naraidoo, R., & Raputsoane, L. (2011). Optimal monetary policy reaction function in a model with target zones and asymmetric preferences for South Africa. *Economic Modelling* , 28, 251–258.
- Sznajderska, A. (2014). Asymmetric effects in the Polish monetary policy rule. *The Journal of Economic Modelling, 36, 547-556.*
- Taylor, J. B. (1993). Discretion Versus Policy Rules in Practice. Carnegie Rochester Conference - Series on Public Policy. 39, 195-214.
- Valadkhani, A., Layton, A. P. & Pahlavani, M. (2005). Multiple Structural Breaks in Australia's Macroeconomic Data: An Application of The Lumsdaine and Papell Test. University of Wollongong Economics Working Paper Series.
- Wolters, M. H. (2011). Estimating monetary policy reaction functions. *Journal of Macroeconomics*, 34, 342-361.
- Zivot, E. & Andrews, D. W. K. (1992). Further evidence on the great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis. *Journal of Business and Economic Statistics*, 10 (3), pp: 251-70.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی